

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Varia

Anticipations d'inflation par les ménages
Crise sanitaire et situation financière des ménages
Difficultés de recrutement des entreprises
Critères de sélection des candidats dans
les processus de recrutement
Programme de développement rural et attractivité des
territoires
Covid-19 et baisse de la pollution de l'air :
effets de long terme sur la mortalité

Household Inflation Expectations
Health Crisis and Household Financial Situation
Recruitment Difficulties of Companies
Selection Criteria of Candidates in Recruitment Processes
Rural Development Programme and Attractiveness
of Territories
COVID-19 and Air Pollution Reduction: Long Term
Effects on Mortality

Economie Statistique ^{ET}

Economics AND Statistics

La revue est en accès libre sur le site www.insee.fr.
Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site. La revue peut être achetée sur le site www.insee.fr, rubrique « Services / Acheter nos publications ».

The journal is available in open access on the Insee website www.insee.fr. Publication alerts can be subscribed online. The printed version of the journal (in French) can be purchased on the Insee website www.insee.fr.

Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)
Frédérique BEC (Thema, CY Cergy Paris Université et CREST-ENSAE)
Flora BELLONE (Université Côte d'Azur et GREDEG-CNRS)
Céline BESSIERE (Université Paris-Dauphine, IRISSO, PSL Research University)
Jérôme BOURDIEU (École d'Économie de Paris)
Pierre CAHUC (Sciences Po)
Eve CAROLI (Université Paris Dauphine - PSL)
Sandrine CAZES (OCDE)
Gilbert CETTE (NEOMA Business School)
Yannick L'HORTY (Université Gustave Eiffel - Erudite, TEPP)
Daniel OESCH (LINES et Institut des sciences sociales-Université de Lausanne)
Sophie PONTHEUX (Insee)
Katheline SCHUBERT (École d'Économie de Paris, Université Paris D)
Louis-André VALLET (CNRS & Sorbonne Université - GEMASS)
François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Luc ARRONDEL (École d'Économie de Paris)
Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies et Département de Sociologie-Université de Genève)
Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'Économie de Paris)
Clément CARBONNIER (Université Paris 8 Vincennes-Saint-Denis et LIEPP-Sciences Po)
Erwan GAUTIER (Banque de France)
Pauline GIVORD (Dares et CREST)
Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)
François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)
Claire LELARGE (Université de Paris-Sud, Paris-Saclay et CREST)
Claire LOUPIAS (Université d'Evry Val d'Essonne)
Pierre PORA (Insee)
Ariell RESHEF (École d'Économie de Paris, Centre d'Économie de la Sorbonne et CEPII)
Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Sophie PONTHEUX

Responsable éditorial / Editorial Manager: Pascal GODEFROY

Assistante éditoriale / Editorial Assistant: Véronique EGLOFF

Traductions / Translations: RWS Language Solutions
Chiltern Park, Chalfont St. Peter, Bucks, SL9 9FG, Royaume-Uni

Maquette PAO / CAP: LUMINESS

1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne, France

Impression / Printing: DUPLIPRINT

733 rue Saint Léonard, CS 3001, 53101 Mayenne, France

Economie et Statistique / Economics and Statistics
Numéro 534-35 – 2022

VARIA

- 3 Les anticipations d'inflation des ménages en France :
leçons d'une nouvelle enquête et de la crise du Covid-19**
Erwan Gautier et Jérémie Montornès
- 21 Crise sanitaire et situation financière des ménages
en France – Une étude sur données bancaires mensuelles**
Odran Bonnet, Simon Boutin, Tristan Loisel et Tom Olivia
- 43 Difficultés de recrutement et caractéristiques des entreprises :
une analyse sur données d'entreprises françaises**
Antonin Bergeaud, Gilbert Cette et Joffrey Stary
- 61 Les critères de sélection du candidat : un résumé du processus
de recrutement**
Bertrand Lhommeau et Véronique Rémy
- 83 Le programme hexagonal de développement rural :
quelle contribution à l'attractivité des territoires ?**
*Marielle Berriet-Sollicec, Abdoul Diallo, Cédric Gendre, Vincent Larmet, Denis Lépicier
et Lionel Védrine*
- 103 Impact sur la pollution de l'air des restrictions d'activité liées
à la Covid-19 : apports méthodologiques dans l'évaluation
économique des effets de long terme sur la mortalité**
Olivier Chanel

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

Les anticipations d'inflation des ménages en France : leçons d'une nouvelle enquête et de la crise du Covid-19

Household Inflation Expectations in France: Lessons from a New Survey and the COVID-19 Crisis

Erwan Gautier* et Jérémie Montornès*

Résumé – Cet article documente plusieurs faits stylisés relatifs à l'inflation anticipée en France à partir des données d'une nouvelle enquête de la Banque centrale européenne, le *Consumer Expectation Survey*, menée par internet auprès de milliers de ménages entre 2020 et 2021. Les résultats obtenus avec cette enquête sont comparés à ceux obtenus avec l'enquête CAMME menée par l'Insee depuis de nombreuses années. Les conclusions tirées des résultats avec ces deux enquêtes convergent : l'inflation anticipée par les ménages est plus élevée que l'inflation réalisée ou prévue. Au cours de la période 2020-2021, les anticipations d'inflation sont corrélées positivement à l'inflation courante mais aussi au niveau de chômage anticipé. Lors de la crise du Covid-19, seul le premier confinement a eu un effet positif sur les anticipations. Toutefois, la méthodologie des deux enquêtes diffère, ce qui conduit à des écarts sur l'ampleur du biais vis-à-vis de l'inflation courante, de la dispersion des anticipations ou encore de l'intensité des corrélations avec l'inflation réalisée ou le chômage.

Abstract – This article documents several stylised facts about household inflation expectations in France based on data from a new survey by the European Central Bank, the *Consumer Expectation Survey*, conducted online among thousands of households between 2020 and 2021. The results are compared with those from the INSEE CAMME survey (a monthly consumer confidence survey), which has been carried out for many years. The conclusions drawn from the results obtained through these two surveys converge: the level of inflation anticipated by households is higher than actual or forecasted inflation. During the period 2020-2021, inflation expectations were positively correlated not only with current inflation, but also with the expected level of unemployment. During the COVID-19 crisis, only the first lockdown had a positive effect on expectations. However, the methodology of the two surveys differs, leading to discrepancies in the extent of the bias on current inflation, the dispersion of expected inflation or the intensity of correlations with actual inflation or with unemployment.

Codes JEL / JEL Classification : E31, D84

Mots-clés : Inflation anticipée, ménages, enquête

Keywords: expected inflation, households, survey

*Banque de France. Correspondance : jeremie.montornes@banque-france.fr

Les auteurs remercient Marie Clerc et Stéphane Legleye (Insee) pour avoir permis l'accès aux données individuelles de l'enquête mensuelle de conjoncture auprès des ménages (CAMME) et Sylvie Tarrieu pour l'aide précieuse qu'elle nous a apportée au cours de cette recherche. Nous remercions aussi deux rapporteurs anonymes, Paul Hubert et les participants aux séminaires du groupe de contact ISCG de la BCE et du groupe de travail « Mieux prendre en compte et mesurer les anticipations d'inflation des ménages et des entreprises » de la Banque de France pour leurs suggestions, commentaires et discussions sur cet article.

Reçu en septembre 2021, accepté en mars 2022.

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

Citation: Gautier, E. & Montornès, J. (2022). Household Inflation Expectations in France: Lessons from a New Survey and the COVID-19 Crisis. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 534-35, 3–19. doi: 10.24187/ecostat.2022.534.2076

Les anticipations d'inflation jouent un rôle crucial pour la conduite de la politique monétaire. La stratégie de ciblage d'inflation menée par la plupart des banques centrales dans le monde suppose un ancrage des anticipations d'inflation à leur cible. Cet ancrage contribue en particulier à stabiliser l'économie face à des chocs majeurs comme la crise de 2008-2009 ou celle du Covid-19 puisqu'il permet d'éviter la surréaction des agents économiques face à des chocs inflationnistes transitoires. Maintenir les anticipations d'inflation stables autour de la cible accroît alors l'efficacité de l'action de la banque centrale quand elle fait varier le taux d'intérêt nominal. L'ancrage des anticipations est souvent évalué à partir d'indicateurs de marché ou à partir d'enquêtes auprès des prévisionnistes. Plus récemment, la communication des banques centrales s'est davantage orientée vers le grand public (Haldane & McMahon, 2018) et le suivi des anticipations des ménages ou des entreprises a pris une importance grandissante qui se traduit par le développement d'enquêtes spécifiques (Bernanke, 2007 ; Cœuré, 2019 ; Banque de France, 2021).

Les anticipations d'inflation des ménages jouent en effet un rôle sur leurs décisions économiques. En théorie, pour un taux d'intérêt nominal donné, anticiper une inflation plus soutenue a un effet négatif sur le taux réel, ce qui accroît la consommation et diminue l'épargne. Toutefois, une inflation anticipée plus élevée agit aussi comme une taxe sur les actifs nominaux et peut générer des effets de richesse et de revenu négatifs, ce qui diminue la consommation. En pratique, des travaux empiriques récents ont étudié si les anticipations d'inflation avaient un effet significatif sur les décisions de consommation et d'épargne des ménages (pour une synthèse, voir D'Acunto *et al.*, 2022) : Bachmann *et al.* (2015), Burke & Ozdagli (2021) sur données américaines ne trouvent pas d'effet positif alors que Dräger & Nghiem (2021) en Allemagne, Ichiue & Nishiguchi (2015) au Japon, Andrade *et al.* (2021) pour la France montrent qu'il y a un lien positif entre anticipations et consommation. Vellekoop & Wierdeholt (2019) sur données hollandaises obtiennent que les ménages anticipant une inflation élevée ont tendance à moins épargner. Le lien entre consommation et anticipation peut être hétérogène entre les ménages selon les biais cognitifs (D'Acunto *et al.*, 2022) ou les contraintes financières. Enfin, une littérature récente s'est attachée à démontrer l'existence d'un lien causal entre inflation anticipée et consommation à partir d'expériences contrôlées (Coibion *et al.*, 2021)¹.

Cependant, la manière dont le canal des anticipations d'inflation fonctionne en pratique est encore mal comprise à partir des données disponibles auprès des ménages ou des entreprises (Candia *et al.*, 2020). En particulier, les études empiriques ont montré que les anticipations de ménages s'éloignent fortement du cadre standard d'information et de rationalité parfaites : les ménages sont en moyenne moins informés que les autres agents économiques, ce dont témoignent le niveau généralement élevé de leurs anticipations d'inflation et la grande dispersion de leurs réponses. L'inflation définie comme l'accroissement général des prix est difficile à appréhender pour les ménages car il s'agit d'un concept agrégeant les évolutions des prix d'un panier de biens et services. Une littérature empirique (par exemple Accardo *et al.*, 2011) montre d'ailleurs que les perceptions d'inflation des ménages peuvent être influencées par des mouvements de prix relatifs (essence, achats quotidiens). Toutefois, si les mouvements de prix relatifs peuvent aussi affecter les choix de consommation au niveau de chaque produit, c'est bien l'influence de l'inflation au sens agrégé sur le choix consommation-épargne (*via* son effet sur le taux réel anticipé) qu'il est pertinent de mesurer d'un point de vue macroéconomique (Bachmann *et al.*, 2015). L'objectif des enquêtes menées auprès des ménages est alors d'analyser ce que les ménages perçoivent et comprennent de l'inflation agrégée.

On propose dans cet article de documenter les faits stylisés relatifs aux anticipations d'inflation des ménages en France à partir de deux sources. Une première source, disponible depuis plusieurs dizaines d'années, est l'enquête mensuelle de conjoncture auprès des ménages appelée CAMME produite par l'Insee². Elle est menée dans un cadre européen harmonisé pour la Commission européenne et suit de façon qualitative et quantitative les perceptions et anticipations d'inflation. La deuxième source est plus récente, il s'agit de l'enquête *Consumer Expectation Survey* (CES) lancée début 2020 par la BCE³ et conduite en pratique par l'institut IPSOS dans six pays (dont la France) ; sa structure s'inspire de l'enquête lancée dans les années 2010 par la Fed de New York. Elle vise à enrichir

1. Par ailleurs, les négociations de salaires peuvent aussi être affectées par les anticipations d'inflation à la fois des entreprises et des ménages. Pour les entreprises, les décisions d'investissement et de fixation des prix peuvent aussi dépendre de leurs anticipations d'inflation agrégée (Coibion *et al.*, 2020) sur des données d'entreprises italiennes.

2. Pour des études sur les perceptions et anticipations d'inflation issues de cette enquête, voir Accardo *et al.* (2011) et Andrade *et al.* (2021).

3. https://www.ecb.europa.eu/stats/ecb_surveys/consumer_exp_survey/html/index.en.html

le diagnostic des banques centrales dans la zone euro sur les anticipations des ménages.

Une première contribution de cet article est d'ordre méthodologique : elle consiste à décrire ce que peut apporter une nouvelle enquête pour la mesure des anticipations d'inflation en France et dans quelle mesure les deux enquêtes produisent un diagnostic commun malgré des caractéristiques différentes. Une deuxième contribution est d'exploiter la période de février 2020 à décembre 2021 ; cela permet de couvrir les mois de confinement associés à la crise du Covid-19 mais aussi la période de remontée de l'inflation au cours de l'année 2021, alors que la littérature empirique porte généralement sur la période récente caractérisée par une inflation faible et des chocs économiques modérés. Les anticipations d'inflation sont en effet tout d'abord corrélées à l'inflation observée et notamment au moment où l'inflation repart. Ensuite, les anticipations ont réagi au premier confinement lié au Covid-19 mais très peu aux deuxième et troisième épisodes de confinement. En particulier, la moyenne et la dispersion des réponses sur l'inflation anticipée ont augmenté (Weber *et al.*, 2022, montrent des résultats similaires pour les États-Unis). Enfin, les corrélations entre les variations du chômage ou de l'activité et l'inflation anticipée sont analysées pour essayer de comprendre comment les ménages lient les variables macroéconomiques entre elles (Candia *et al.*, 2020).

Le reste de l'article s'organise de la façon suivante. La première section présente les différences et les points communs de la méthodologie des deux enquêtes mobilisées ici. La deuxième section décrit ensuite le biais, la dispersion et les déterminants des anticipations d'inflation. Enfin, la troisième section analyse la réponse des anticipations aux chocs récents : la crise du Covid-19, la montée de l'incertitude et le regain d'inflation, ainsi que le lien entre les anticipations d'inflation et l'opinion des ménages sur l'activité ou le chômage.

1. Deux enquêtes pour mesurer les anticipations d'inflation des ménages

La mesure des anticipations d'inflation des ménages passe généralement par la conduite d'enquêtes régulières qui permettent de recueillir leur opinion. Il n'existe en effet pas de façon directe d'observer les anticipations des ménages comme on peut le faire pour d'autres grandeurs économiques telles que leur consommation ou leur revenu. Mais interroger les ménages sur leurs anticipations d'inflation est loin d'être évident car le concept d'inflation lui-même est

souvent mal compris ou connu. La formulation des questions et la conception de l'enquête sont alors un enjeu essentiel puisqu'elles affectent les taux de réponse ainsi que la dispersion des réponses (Bruine de Bruin *et al.*, 2008). Les deux enquêtes sur lesquelles nous nous appuyons dans cet article sont présentées dans cette section.

1.1. Les questions sur les anticipations des ménages

Une des premières enquêtes interrogeant les ménages est celle lancée dans les années 1960 par l'Université du Michigan et qui aujourd'hui encore sert de référence pour le suivi des anticipations des ménages aux États-Unis (Thomas, 1999). L'enquête CAMME de l'Insee, enquête mensuelle de conjoncture auprès des ménages, en est proche dans sa conception et dans la formulation des questions. L'enquête CES (*Consumer Expectation Survey*) a été développée depuis début 2020 par l'Eurosystème, afin d'enrichir la mesure des anticipations d'inflation avec sa propre enquête auprès des ménages de la zone euro ; elle couvre à ce jour six pays de la zone euro (Allemagne, France, Italie, Espagne, Pays-Bas et Belgique)⁴. La méthodologie de cette enquête s'appuie largement sur le *Survey of Consumer Expectations* (SCE) lancée en 2013 par la Federal Reserve Bank de New York (et dont se sont déjà inspirées d'autres banques centrales dont la Banque du Canada par exemple). CAMME compte 38 370 réponses individuelles sur la période février 2020-décembre 2021, et CES, dans sa version « pilote »⁵, contient 47 982 observations individuelles pour la France sur la période avril 2020-décembre 2021 (les dispositifs des deux enquêtes sont décrits plus en détail dans l'encadré).

S'agissant des prix, l'enquête CAMME interroge les ménages sur leurs perceptions puis sur leurs anticipations avec deux questions, l'une qualitative et l'autre quantitative (tableau 1-A). La question quantitative n'est pas posée aux ménages ayant répondu « stagné » ou « les prix vont rester stationnaires » à la question qualitative, et un taux d'inflation anticipé de 0 % leur est imputé. Les questions sur l'inflation posées dans cette enquête sont les mêmes dans tous les pays de l'Union européenne et la Commission

4. En complément, la Bundesbank mène de façon pérenne sa propre enquête en Allemagne. Depuis le début de la pandémie, la Banca d'Italia a aussi lancé une enquête spécifique auprès de ménages (Bank of Italy – Special Survey of Italian Households, <https://www.bancaditalia.it/statistiche/tematiche/indagini-famiglie-imprese/indag-straord-famiglie-italiane/index.html>).

5. Les données ont fait l'objet d'une première évaluation (BCE, 2021). Après la phase pilote, la BCE publie depuis le mois d'août 2022 des indicateurs agrégés sur les anticipations d'inflation pour chaque pays participant.

européenne utilise ces enquêtes pour produire des indicateurs de suivi des perceptions et anticipations des ménages. Comme l’Insee, la Commission européenne publie chaque mois des soldes d’opinion à partir des réponses qualitatives. Des statistiques trimestrielles sont aussi publiées à partir des données quantitatives sur la période 2004 à aujourd’hui pour la zone euro alors que l’Insee publie uniquement les soldes d’opinion⁶. L’Annexe en ligne S1 (lien vers l’Annexe en ligne à la fin de l’article) présente le calcul des indicateurs agrégés à partir des données individuelles.

Dans CES, les questions sur l’inflation suivent une structure assez proche de celle de CAMME (tableau 1-B) ce qui permet de comparer les résultats des deux enquêtes.

Les deux enquêtes présentent d’importantes similitudes dans la structure du questionnaire (perceptions puis anticipations, question qualitative puis quantitative) ainsi que dans la formulation des questions. Tout d’abord, les deux questionnaires interrogent sur les prix en général et non sur l’inflation. Il y a en effet un arbitrage entre interroger les ménages sur « les prix », concept assez familier pour les ménages,

ou sur « l’inflation » qui est un concept moins connu mais plus pertinent pour la politique monétaire. Par exemple, l’enquête SCE de la Fed de New York interroge les ménages sur l’inflation et c’est aussi le cas de la Bundesbank. Bruine de Bruin *et al.* (2012) ont montré en particulier que poser des questions en utilisant la terminologie « prix en général » conduit à des anticipations en moyenne plus élevées et plus dispersées⁷. Dans les enquêtes CAMME et CES, la formulation de la question se référant aux « prix » permet la comparaison des résultats et améliore vraisemblablement les taux de réponse. Le deuxième point commun est que dans les deux enquêtes, la question quantitative n’est pas posée aux ménages répondant que les prix n’ont pas changé ou ne vont pas changer ; une réponse de 0 % leur est imputée. Cette imputation est explicite pour le répondant dans l’enquête CES, elle est faite *a posteriori* dans l’enquête CAMME (pour une discussion détaillée, voir Andrade *et al.*, 2021).

6. <https://ec.europa.eu/info/business-economy-euro/indicators-statistics/economic-databases/business-and-consumer-surveys/download-business-and-consumer-survey-data/time-series>.
7. Voir Savignac *et al.* (2021) pour des résultats similaires sur les entreprises françaises.

Tableau 1 – Les questions sur l’évolution des prix dans les enquêtes CAMME et CES

A – Enquête CAMME
Trouvez-vous que, au cours des douze derniers mois, les prix ont...
1. Fortement augmenté / 2. Moyennement augmenté / 3. Un peu augmenté / 4. Stagné / 5. Diminué
De quel pourcentage pensez-vous que les prix ont augmenté (ou baissé) au cours des douze derniers mois ? (donner une valeur en %).
1. Ils ont augmenté de... / 2. Ils ont baissé de ...
Par rapport aux douze derniers mois, quelle sera à votre avis l’évolution des prix au cours des douze prochains mois ?
1. Elle va être plus rapide / 2. Elle va se poursuivre au même rythme / 3. Elle va être moins rapide 4. Les prix vont rester stationnaires / 5. Les prix vont diminuer
De quel pourcentage pensez-vous que les prix vont augmenter (ou baisser) au cours des douze prochains mois ? (donner une valeur en %)
1. Ils vont augmenter de ... / 2. Ils vont baisser de ...
B – Enquête CES
Pour commencer, nous souhaiterions vous interroger sur les évolutions du niveau général des prix des biens et des services en France. Par rapport à leur niveau d’il y a douze mois, comment diriez-vous que les prix en général ont évolué ?
1. Ils ont beaucoup augmenté / 2. Ils ont beaucoup baissé / 3. Ils ont légèrement augmenté 4. Ils ont légèrement baissé / 5. Ils sont restés inchangés (soit une évolution proche de 0 %)
Veillez fournir une réponse à cette question (n’oubliez pas que toutes les réponses sont valables). À votre avis, à quel point les prix en général en France ont-ils baissé/augmenté par rapport à leur niveau d’il y a douze mois ? Veillez fournir votre meilleure estimation possible de cette évolution en pourcentage. Le pourcentage indiqué doit contenir une décimale.
Les prochaines questions ont trait aux évolutions futures des prix en général en France. À votre avis, comment les prix en général évolueront-ils dans douze mois ? Même de très faibles différences nous intéressent.
1. Ils vont beaucoup augmenter / 2. Ils vont beaucoup baisser / 3. Ils vont légèrement augmenter 4. Ils vont légèrement baisser / 5. Ils resteront inchangés (soit une évolution proche de 0 %)
À votre avis, en France, de quel pourcentage les prix en général auront-ils baissé/augmenté dans douze mois ? Veillez fournir votre meilleure estimation possible de cette évolution. Le pourcentage indiqué doit contenir une décimale.

Note : les questions quantitatives ne sont pas posées aux enquêtés ayant répondu que les prix ont « stagné » (CAMME) ou sont « restés inchangés » (CES) ou qu’ils « vont rester stationnaires » (CAMME) ou « resteront inchangés » (CES), et une anticipation de 0 % d’inflation leur est imputée.

1.2. Différences méthodologiques

Plusieurs différences existent toutefois dans la formulation exacte des questions. Une première différence est observée pour les modalités possibles des réponses aux questions qualitatives : elles expriment une échelle d'intensité avec deux réponses autour de 0 et sont présentées de façon non ordonnée dans CES alors que dans CAMME elles sont ordonnées mais non symétriques autour de « prix stables ». CES donne aussi plus d'indications aux répondants que CAMME (par exemple, « même de très faibles différences nous intéressent »), ce qui peut entraîner des variations d'interprétation entre les différentes modalités. Enfin, les modalités

de réponse aux questions qualitatives dans l'enquête CAMME peuvent apparaître ambiguës dans la mesure où elles font référence tantôt à une variation future de prix et tantôt à une variation future de l'évolution des prix.

Par rapport à l'enquête CAMME, CES contient deux questions supplémentaires sur l'inflation. Tout d'abord, les ménages y sont interrogés sur leur anticipation d'inflation à l'horizon de trois ans, qui est proche de celui correspondant à l'objectif de stabilité des prix de la politique monétaire. Ensuite, CES pose une question probabiliste permettant de mesurer le degré d'incertitude des ménages sur leur réponse. Pour cela, les ménages doivent indiquer des

ENCADRÉ – Les enquêtes de conjoncture auprès des ménages

L'échantillon de l'enquête CAMME est tiré aléatoirement dans une base croisant l'annuaire et des informations fiscales. Menée par téléphone, elle est disponible depuis 2004 dans sa forme actuelle, et recueille l'opinion sur leur environnement économique et sur leur situation personnelle d'environ 1 800 ménages par mois. La personne interrogée est indifféremment le titulaire de la ligne ou son conjoint. Chaque ménage peut être interrogé de façon consécutive au maximum trois fois ; dans l'échantillon, le nombre moyen de réponses par ménage est de deux. Le questionnaire a été complété pendant la pandémie de Covid-19 afin d'interroger les ménages sur les éventuelles conséquences de la crise sanitaire sur leur revenu mais les questions usuelles, dont celles sur les prix, n'ont pas été modifiées (Clerc *et al.*, 2021). Les taux de réponses aux questions qualitatives sur l'inflation sont très élevés (de l'ordre de 95 %) mais relativement faibles pour les questions quantitatives (de l'ordre de 50 %). Un taux de réponse plus élevé est obtenu parmi la population ayant un revenu ou un niveau d'éducation plus élevé alors que les personnes âgées et les femmes sont moins susceptibles de répondre (voir Annexe en ligne S2).

L'échantillon de l'enquête CES est une combinaison d'un échantillon aléatoire et d'un panel IPSOS précédemment constitué. Cette enquête est collectée par internet auprès d'environ 10 000 ménages, dont 2 000 en France, à un rythme mensuel. Les ménages peuvent être réinterrogés chaque mois de l'année ; ainsi, les participants ont répondu en moyenne à six vagues consécutives sur la période de l'échantillon. Les échantillons visent à être représentatifs de la population par sexe, par âge et par niveau d'études. Par rapport à une enquête par téléphone ou en face à face, la collecte par internet crée toutefois un effet de sélection des catégories plus jeunes ou mieux éduquées. Contrairement à l'enquête CAMME, la réponse est obligatoire pour les questions qualitatives et quantitatives sur l'inflation, ce qui induit des taux de réponse proches de 100 % pour ces questions.

Les taux de recrutement sont bas pour ce type d'enquête : 13 % pour CAMME en 2017^(a) et 4,3 % pour l'échantillon aléatoire de l'enquête CES en 2020. Pour ce dernier, l'ordre de grandeur est proche de ceux généralement observés pour un recrutement téléphonique aléatoire. Une fois les participants recrutés, les taux de retour à l'enquête sont compris entre 60 % et 80 % selon les vagues d'enquête. La participation au panel CES est plus élevée. En effet, les stratégies de fidélisation s'avèrent efficaces et l'enquête présente des taux d'attrition faibles : parmi les personnes interrogées en avril 2020, 77 % ont répondu en juillet et 70 % étaient toujours actives en octobre 2020 (BCE, 2021).

Les caractéristiques des deux enquêtes sont comparées dans le tableau ci-dessous :

	Enquête CAMME (Insee)	Enquête CES (BCE)
Disponibilité	Lancement : 1958, dernière refonte en 2004	Lancement : 2020
Périodicité	Mensuelle (avant 2008, pas d'interrogation en août)	Mensuelle
Observations	~1 800 ménages par mois	~2 000 ménages par mois
Mode de collecte	Panel rotatif. Les répondants sont interrogés 3 mois consécutifs Téléphone	Panel rotatif. Les répondants sont interrogés jusqu'à 17 mois consécutifs Internet
Échantillon	Aléatoire	Aléatoire et panel IPSOS
Autres thèmes abordés par l'enquête	Activité, chômage, niveau de vie, consommation et épargne, situation financière personnelle, module plateforme sur le bien-être, le logement ou sur la crise du Covid-19	Activité, chômage, niveau de vie, consommation et épargne, situation financière personnelle, questions spécifiques sur les comportements financiers des ménages, crise du Covid-19

^(a) Présentation de l'Insee, Examen pour avis d'opportunité du Cnis, 31 mai 2017.

probabilités de réalisation d'inflation selon des intervalles prédéfinis (voir Annexe en ligne S3). Cette question, plus complexe dans sa formulation, peut permettre d'approximer la distribution sous-jacente des anticipations d'un individu et ainsi d'en mesurer les moments d'ordre supérieur à 1 et notamment l'écart-type associé aux réponses.

2. Comment se forment les anticipations d'inflation des ménages en France ?

Dans cette section, nous décrivons les principaux faits stylisés que les enquêtes CAMME et CES permettent d'élaborer sur les anticipations d'inflation des ménages.

2.1. Les anticipations d'inflation des ménages sont élevées au regard de l'inflation courante

Le tableau 2 présente les statistiques descriptives des réponses des ménages aux questions quantitatives sur les perceptions et anticipations dans les deux enquêtes. Entre début 2020 et décembre 2021, l'anticipation d'inflation moyenne des ménages a été de 3.2 % dans CES et 6.5 % dans CAMME alors que l'inflation a été en moyenne de 0.5 % en 2020 et 2.1 % en 2021 et que les prévisions d'inflation réalisées en 2020 pour l'année 2021 ou en 2021 pour l'année 2022 étaient inférieures à 2 %. Les médianes de la distribution des anticipations

sont plus faibles, 2 % dans CES et 4 % dans CAMME, ce qui suggère une importante dispersion des réponses. L'écart-type des réponses dans l'enquête CES est de 6.7 % et de 9.9 % dans l'enquête CAMME. Ces valeurs sont élevées en comparaison de celles généralement observées par les prévisionnistes, pour lesquels l'écart-type de la distribution des prévisions d'inflation est souvent inférieur à 1, ou celles des entreprises (pour une comparaison entre ménages et entreprises, voir Savignac *et al.*, 2021). Une partie de cette dispersion peut s'expliquer par la présence de valeurs extrêmes. La deuxième partie du tableau 2 reprend les mêmes statistiques mais en excluant du calcul les réponses extrêmes définies ici comme celles inférieures au 2^e percentile et celles supérieures au 98^e percentile, soit des réponses comprises dans l'intervalle [0 %, 30 %] dans CES et [-5 %, 20 %] dans CAMME. Les moyennes diminuent mais restent élevées, les médianes sont pratiquement inchangées alors que la dispersion se resserre.

L'enquête CES fournit des informations sur plus long terme, à un horizon de trois ans : la médiane des anticipations d'inflation est de 1.5 % et la moyenne de 3.1 %, légèrement inférieure à la moyenne des anticipations à un horizon d'un an. Les réponses à cette question permettent en particulier d'éclairer le débat sur la nature temporaire ou durable des pressions

Tableau 2 – Perceptions et anticipations d'inflation des ménages

En %	Enquête CES			Enquête CAMME	
	Perceptions	Anticipations à un an	Anticipations à trois ans	Perceptions	Anticipations à un an
Moyenne	3.25	3.21	3.09	8.13	6.54
Médiane	2.00	2.00	1.50	5.00	4.00
Écart-type	6.74	6.66	6.99	10.64	9.86
Observations	46 953	47 979	46 953	21 172	18 278
Troncature					
Moyenne tronquée	2.92	2.88	2.70	7.31	5.76
Médiane tronquée	2.00	2.00	1.50	5.00	4.00
Écart-type	4.19	4.10	4.05	8.02	6.77
Observations	45 356	46 359	45 480	20 763	17 749
Correction de l'effet d'apprentissage					
Moyenne	4.05	4.01	3.66	-	-
Médiane	2.00	2.00	2.00	-	-
Écart-type	7.84	7.71	7.97	-	-
Observations	18 905	19 029	18 905	-	-

Note : les statistiques sont calculées à partir des réponses aux questions quantitatives des deux enquêtes (le taux de réponse plus faible pour CAMME explique le nombre relativement faible d'observations en comparaison de l'échantillon total), les statistiques sont pondérées par les poids de l'enquête. Les réponses nulles sont incluses pour les ménages répondant que les prix sont stables. Dans le panel central, la troncature consiste à éliminer les valeurs en deçà du 2^e et au-delà du 98^e percentiles de la distribution des réponses. La correction de l'effet d'apprentissage consiste à ne considérer que les trois premières réponses par ménage.

Lecture : les anticipations d'inflation médianes à un horizon de trois ans sont de 2 % une fois corrigée des effets d'apprentissage.

Source et champ : Insee, enquête CAMME (fév. 2020-déc. 2021) et BCE, CES (avril 2020-déc. 2021). France métropolitaine, ménages ordinaires.

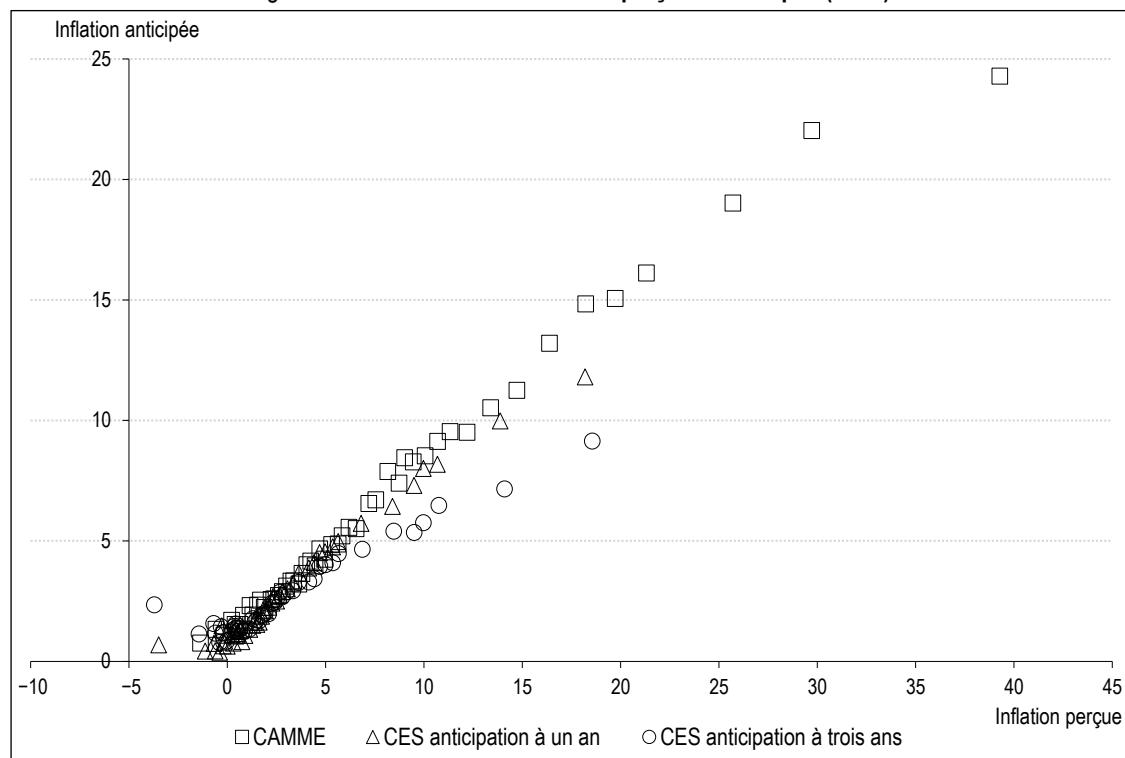
inflationnistes observées en Europe ou aux États-Unis à partir de la mi-2021 (Reis, 2021).

Une des explications du niveau élevé des anticipations est que les ménages perçoivent une inflation courante supérieure à celle qui est mesurée par l'indice des prix à la consommation (IPC) et projettent cette perception sur leurs anticipations. Jonung (1981) a notamment documenté l'effet marqué des perceptions d'inflation sur les anticipations. CES et CAMME montrent une corrélation forte entre perceptions et anticipations (figure I) : un ménage percevant une forte inflation anticipe une inflation plus élevée. La pente de la droite de régression est toutefois inférieure à 1 (proche de 0.65 pour les deux enquêtes pour l'anticipation à un an, un peu plus faible, 0.4, pour l'anticipation à trois ans dans CES). L'inflation perçue est supérieure à l'inflation réalisée sur la période 2020-2021 : les perceptions moyennes sont respectivement de 3.3 % et 8.1 % dans CES et CAMME alors que l'inflation est en moyenne de 1 % sur la période. Cet écart entre inflation perçue et inflation mesurée constitue un fait stylisé bien établi. En particulier, Accardo *et al.* (2011) documentent que cet écart peut s'expliquer par une surpondération des dépenses quotidiennes par

les ménages (voir aussi D'Acunto *et al.*, 2020 ou Cavallo *et al.*, 2017), une attention plus forte accordée aux hausses qu'aux baisses de prix (D'Acunto *et al.*, 2020) ou encore par le fait que les ménages peuvent prendre en compte une information (médias, rumeurs, réseaux sociaux, etc.) qui est différente de leur propre expérience d'achat (Ehrmann *et al.*, 2017).

CES fournit une anticipation moyenne d'inflation nettement plus faible que CAMME (3.2 % vs 6.5 %). Cet écart peut être lié aux différences de formulation des questions ou aux modalités d'interrogation. En particulier, il est plus difficile de contrôler que les ménages n'accèdent pas à une information extérieure quand ils répondent par internet à l'enquête CES alors que la réponse est sans doute plus spontanée dans l'enquête CAMME. Une autre source de différence dont on peut évaluer les implications de façon quantitative est liée au fait que CES interroge le même ménage plusieurs mois de suite, ce qui peut entraîner des effets dits d'apprentissage (i.e. les individus modifient leurs réponses par le seul fait d'être interrogé à plusieurs reprises). Cet effet a été mis en évidence récemment dans l'enquête de la Fed de New York (Kim &

Figure I – Corrélation entre inflation perçue et anticipée (en %)



Note : un nuage de points « groupé » condense l'information en effectuant des classes à partir des données de l'axe des abscisses et en calculant la moyenne de l'axe des ordonnées dans ces classes. Les calculs sont réalisés à partir de l'ensemble des réponses quantitatives aux questions sur l'inflation perçue et anticipée à un an (CAMME et CES) et sur l'inflation à trois ans (CES).

Lecture : les ménages qui perçoivent l'inflation courante égale à 15 % anticipent une inflation proche de 10 % au cours des 12 mois suivants dans l'enquête CES.

Source et champ : Insee, enquête CAMME (fév. 2020-déc. 2021) et BCE, CES (avril 2020-déc. 2021). France métropolitaine, ménages ordinaires.

Binder, 2020). L'hypothèse sous-jacente est que les ménages s'informent volontairement sur l'évolution des prix après avoir été interrogés lors la première vague, ils sont plus attentifs à l'information conjoncturelle ou encore corrigent des réponses manifestement erronées sans information supplémentaire. Pour évaluer ces effets d'apprentissage, nous estimons l'équation (1) où les vagues d'interrogation s propres à chaque ménage permettent de mesurer l'effet moyen de la répétition des interrogations sur les réponses. La première vague d'interrogation correspond à la date de recrutement d'un ménage dans les panels des enquêtes. La dernière interrogation correspond à la troisième vague s'agissant de l'enquête CAMME et peut aller jusqu'à la 17^e dans l'enquête CES. Les coefficients de la variable correspondant à chaque vague d'interrogation τ_s mesurent l'effet de l'apprentissage des répondants⁸. Nous ajoutons des variables prenant en compte les caractéristiques des individus et un effet temporel γ_t . Le modèle estimé peut s'écrire :

$$y_{its} = \sum_{s=1}^S \beta_s \tau_s + \alpha_i X_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où la variable dépendante y_{is} est l'anticipation d'inflation d'un répondant i , pour la vague d'interrogation s . X_i est un vecteur de caractéristiques sociodémographiques d'un individu i (sexe, âge, niveau d'études et revenu), et ε_{it} un terme d'erreur.

L'effet d'apprentissage des répondants est estimé pour chaque interrogation (figure II). Dans l'enquête CES, les anticipations sont plus faibles au fur et à mesure des interrogations d'un même ménage. L'effet d'apprentissage est significatif dès le troisième mois, estimé à -0.5 point de pourcentage (p.p.) et -1.5 p.p. au bout d'un an. En revanche, l'effet d'apprentissage n'est pas significatif dans l'enquête CAMME lors des deux vagues de ré-interrogation⁹.

En restreignant l'ensemble des réponses à l'enquête CES à celles collectées lors des trois premières vagues seulement, l'anticipation moyenne d'inflation est de 4 % (cf. tableau 2). Aussi, les effets d'apprentissage pourraient expliquer jusqu'à 1 p.p. de l'écart entre les valeurs moyennes d'anticipation de l'inflation obtenues sur chacune des enquêtes.

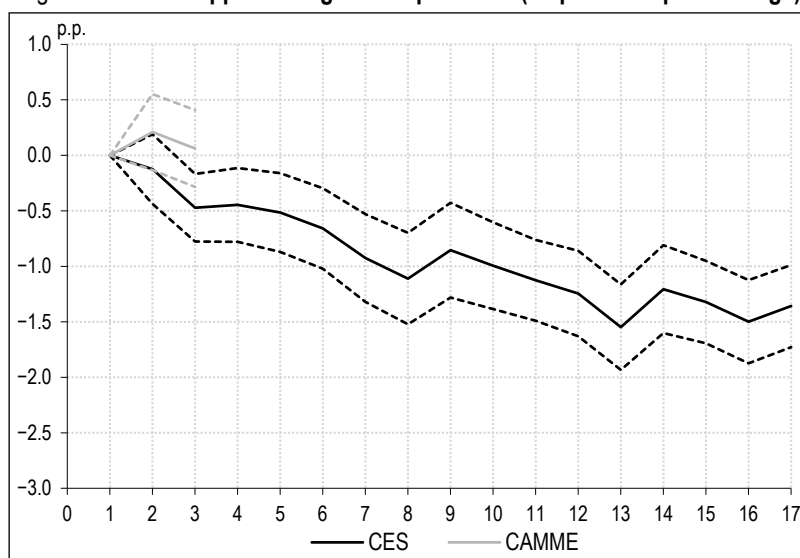
2.2. La dispersion des réponses est élevée

Les écarts-type de la distribution suggèrent que les anticipations d'inflation sont fortement dispersées : dans les deux enquêtes, malgré une inflation proche de 0 % en 2020, la distribution des réponses est asymétrique autour de 0 et la

8. Nous disposons d'une variable identifiant le ménage dans l'enquête CES alors que dans CAMME cet identifiant est reconstitué à partir des nombreuses caractéristiques observables du ménage, ce qui peut induire une erreur de mesure sur cette variable.

9. Dans l'Annexe en ligne S5, nous reproduisons l'analyse sur la période 2004-2014 pour laquelle un identifiant « ménage » est disponible (Andrade et al., 2021). Nous observons un effet d'apprentissage significatif et d'une amplitude similaire à celle observée pour l'enquête CES.

Figure II – Effet d'apprentissage des répondants (en points de pourcentage)



Note : les lignes continues donnent l'effet estimé (selon équation 1) de chacune des vagues de ré-interrogation, les lignes en tirets donnent l'intervalle de confiance à 95 % des estimations. L'ensemble des réponses aux questions sur l'inflation anticipée quantitative à un an sont utilisées. Lecture : dans l'enquête CES, l'anticipation d'inflation des ménages interrogés pour la troisième fois est en moyenne inférieure d'environ 0.5 p.p. à celle observée pour les ménages répondant pour la première fois.
Source et champ : Insee, enquête CAMME (fév. 2020-déc. 2021) et BCE, CES (avril 2020-déc. 2021). France métropolitaine, ménages ordinaires.

proportion de ménages anticipant une baisse des prix est très faible : 1 % des ménages dans CAMME et 7.6 % dans CES (tableau 3). L'écart tient en partie à la formulation des questions. En effet, CAMME offre trois réponses possibles pour les augmentations de prix, mais une seule pour les baisses. Cette asymétrie pourrait biaiser les réponses en défaveur des baisses. La proportion de baisses avec l'enquête CES se situe toutefois dans une fourchette haute en comparaison des enquêtes disponibles. Gorodnichenko & Sergeyev (2021) montrent par exemple que même au cours de la déflation des années 2000 au Japon, moins de 5 % des ménages anticipaient une inflation négative.

Ensuite, une proportion significative des ménages déclare anticiper une stabilité des prix : 24.7 % dans CAMME et 28.2 % dans CES. Dans cette dernière, la part est plus faible (20.7 %) si on se restreint aux trois premières vagues où les effets d'apprentissage sont faibles. Ceci peut refléter le fait que les ménages ne pensent pas que les prix peuvent baisser, ce qui crée un point d'accumulation en 0 (Gorodnichenko & Sergeyev, 2021). Cela peut aussi venir d'effets d'arrondi dans les réponses des ménages qui perçoivent mal les différences de niveau de l'inflation, ou même d'ordre de grandeur, notamment quand l'inflation est faible (Andrade *et al.*, 2021).

Afin d'analyser l'hétérogénéité des anticipations quantitatives, la figure III présente la distribution des réponses sur l'inflation perçue et l'inflation anticipée dans les deux enquêtes. Les distributions comparées confirment que les réponses aux deux enquêtes partagent plusieurs points communs (asymétrie et pic en zéro). Toutefois, dans CES, la fraction de ménages anticipant une inflation modérée, entre 0 et 2 %, est plus forte que dans CAMME. La formulation de la question dans l'enquête CES, indiquant

que même de petites différences intéressent la BCE, pourrait contribuer à expliquer cette différence. Au total, dans les deux enquêtes, une large part des réponses des ménages est comprise entre 0 et 2 %, soit près d'un tiers des réponses dans CAMME et environ 40 % dans CES (voir Annexe en ligne S4 pour le détail).

Ensuite, une forte proportion des réponses sont des nombres entiers : 73 % dans CES, près de 95 % dans CAMME¹⁰. Parmi les réponses arrondies, les multiples de 5 sont associés à des pics dans la distribution. Ainsi, plus de 10 % des ménages perçoivent ou anticipent une inflation exactement égale à « 5 % ». En outre, les réponses donnant des multiples de 5 sont relativement rares. Ces multiples de 5, choisis par défaut par les ménages n'ayant pas de réponse *a priori* à la question, sont interprétés dans la littérature comme un indicateur de l'incertitude (voir *infra*). Enfin, la part de ménages ayant des anticipations supérieures à 10 % est plus importante dans CAMME même si les effets d'apprentissage jouent un rôle particulier pour ces valeurs. Au total, 14.7 % des ménages anticipent une inflation supérieure à 10 % quand ils sont interrogés lors des trois premiers mois alors qu'ils sont moins de 11 % pour l'ensemble des vagues de l'enquête. Ce résultat suggère que les valeurs « extrêmes » correspondent à des valeurs pour lesquelles les ménages sont moins sûrs de leur réponse et la plus forte attention portée à l'inflation semble atténuer leur perception lors des vagues suivantes.

10. La précision au niveau de la décimale est demandée aux répondants dans l'enquête CES alors qu'il s'agit d'une possibilité dans l'enquête CAMME. L'écart entre les enquêtes peut aussi résulter de différences de mode de collecte. Les réponses déclarées sur un écran peuvent être plus précises que celles rapportées par téléphone sans contrôle visuel.

Tableau 3 – Réponses à la question qualitative sur l'anticipation à un an

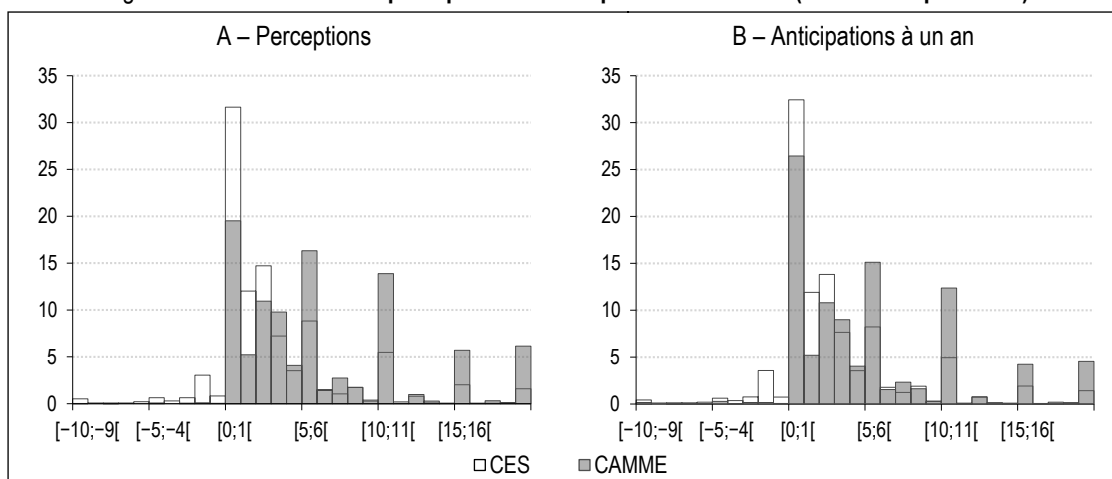
Enquête CES		Enquête CAMME	
Les prix vont...	% des répondants	Les prix vont... / La hausse va...	% des répondants
... baisser beaucoup	4.2	... baisser	1.0
... baisser un peu	3.4		
... rester exactement les mêmes	28.2	... rester stationnaires	24.7
... augmenter un peu	45.5	... être moins rapide	11.5
		... se poursuivre au même rythme	42.0
... augmenter beaucoup	18.7	... être plus rapide	20.8
Total	100.0	Total	100.0

Note : les calculs utilisent les réponses aux questions qualitatives des deux enquêtes, les proportions (en %) sont pondérées avec les poids disponibles dans les deux enquêtes.

Lecture : dans CAMME, 1 % des répondants anticipent une baisse des prix.

Source et champ : Insee, enquête CAMME (fév. 2020-déc. 2021) et BCE, CES (avril 2020-déc. 2021). France métropolitaine, ménages ordinaires.

Figure III – Distribution des perceptions et anticipations d'inflation (en % des répondants)



Note : les graphiques représentent la proportion de ménages en % des réponses regroupées par intervalle de 1 %, les proportions sont pondérées par les poids disponibles dans les enquêtes.

Lecture : environ 5 % des répondants à l'enquête CES estiment que l'inflation des douze derniers mois est comprise entre 10 % et 11 %.

Source et champ : Insee, enquête CAMME (fév. 2020-déc. 2021) et BCE, CES (avril 2020-déc. 2021). France métropolitaine, ménages ordinaires.

2.3. Les déterminants de la dispersion des réponses

Afin de mieux comprendre l'origine de la dispersion des réponses, nous relierons l'inflation anticipée à différentes caractéristiques observables des ménages. Nous présentons dans le tableau 4 l'effet des caractéristiques observables des répondants (sexe, âge, niveau d'études et revenu) sur la dispersion des anticipations, et l'effet marginal de ces caractéristiques sur les probabilités de répondre « plus de 5 % », « entre 0 et 5 % », « 0 % exactement » ou « moins de 0 % ».

Les anticipations d'inflation apparaissent plus élevées pour les femmes que pour les hommes : l'effet est presque deux fois plus important dans CAMME que dans CES (+1.4 vs +0.8 point de pourcentage – p.p.). Cette différence est en particulier liée au fait que les femmes anticipent plus fréquemment une inflation supérieure à 5 % mais moins de baisses de prix. D'Acunto *et al.* (2020) montrent que ce résultat peut s'expliquer par une expérience différenciée d'achat entre hommes et femmes. Les effets de l'âge sont ambigus : dans l'enquête CES, les ménages plus âgés reportent moins fréquemment des prix en baisse ou stables et plus fréquemment entre 0 et 5 %, ce qui a un effet positif sur leurs anticipations ; dans l'enquête CAMME, les ménages plus âgés reportent aussi plus fréquemment des hausses entre 0 et 5 % mais beaucoup moins souvent des hausses supérieures à 5 %, ce qui a un effet plutôt négatif sur l'anticipation moyenne. Détenir un diplôme de l'enseignement supérieur est associé à une anticipation d'inflation moins élevée : l'effet du niveau d'études est plus marqué dans CAMME (-2 p.p.) que dans

CES (non significatif). Dans CES, un niveau de d'études élevé est associé à beaucoup plus de réponses entre 0 et 5 % (+20 p.p.) et à beaucoup moins de réponses négatives ou nulles ; dans CAMME, il est associé à moins de réponses supérieures à 5 % mais à plus de réponses entre 0 et 5 % (+6 p.p.). Enfin, le niveau de revenu a un effet négatif sur la moyenne et la dispersion des anticipations d'inflation dans les deux enquêtes : les ménages avec un revenu plus élevé reportent moins souvent des réponses nulles ou supérieures à 5 % et plus souvent des réponses entre 0 et 5 %.

Comme indiqué plus haut, la dispersion des anticipations reflète en grande partie la dispersion de la perception d'inflation entre ménages. Les effets des caractéristiques des ménages documentés pour les anticipations sont globalement en ligne avec ceux obtenus pour les perceptions (voir Annexe en ligne S6). Les résultats d'Accardo *et al.* (2011) montrent aussi que le sexe, l'âge ou le revenu ont des effets similaires sur les perceptions quantitatives d'inflation dans l'enquête CAMME que ceux que nous obtenons sur les anticipations. En outre, si la réponse sur la perception d'inflation est ajoutée aux régressions, l'effet des caractéristiques observables sur l'inflation anticipée est largement amoindri.

3. Comment les anticipations des ménages varient-elles sur la période 2020-2021 ?

Les années 2020 et 2021 ont été marquées par plusieurs chocs ayant affecté l'économie française. Tout d'abord, l'épidémie de Covid-19 a entraîné trois périodes de confinement plus ou moins stricts, induisant un ralentissement de

Tableau 4 – Déterminants des anticipations d'inflation

		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		Inflation anticipée	Sup. ou égale à 5	Entre 0 et 5	Égale à 0	Négative
A – Enquête CES						
Sexe (réf. Homme)	Femme	0.76*** (0.06)	5.23*** (0.00)	-3.06*** (0.00)	0.61 (0.00)	-2.67*** (0.00)
Âge (réf. 18-34 ans)	35-54 ans	0.37*** (0.08)	2.55*** (0.00)	6.88*** (0.01)	-7.19*** (0.01)	-2.16*** (0.00)
	55-70 ans	0.65*** (0.09)	5.21*** (0.01)	14.32*** (0.01)	-12.56*** (0.01)	-6.85*** (0.00)
	71 ans et plus	0.49*** (0.11)	4.43*** (0.01)	17.35*** (0.01)	-11.23*** (0.01)	-9.13*** (0.00)
Niveau d'études (réf. Primaire)	Secondaire	0.20 (0.14)	-0.47 (0.01)	11.69*** (0.01)	-3.04*** (0.01)	-8.90*** (0.01)
	Supérieure	0.14 (0.13)	-1.41** (0.01)	20.40*** (0.01)	-9.42*** (0.01)	-10.12*** (0.01)
Revenu (réf. Inférieur au 1 ^{er} quartile)	Entre 1 ^{er} et 2 ^e quartile	-0.95*** (0.11)	-4.53*** (0.01)	2.44*** (0.01)	-0.39 (0.01)	2.50*** (0.00)
	Entre 2 ^e et 3 ^e quartile	-1.18*** (0.10)	-7.30*** (0.01)	7.39*** (0.01)	-2.89*** (0.01)	2.98*** (0.00)
	Supérieur au 3 ^e quartile	-1.23*** (0.11)	-8.96*** (0.01)	13.86*** (0.01)	-5.71*** (0.01)	0.36 (0.00)
	Constante	4.70*** (0.27)				
	Effet d'apprentissage	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
	Effet temporel	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
	N	47 979	47 979	47 979	47 979	47 979
B – Enquête CAMME						
Sexe (réf. Homme)	Femme	1.41*** (0.15)	6.18*** (0.01)	-6.22*** (0.01)	0.99 (0.01)	-0.91*** (0.14)
Âge (réf. 18-34 ans)	35-54 ans	-0.34 (0.26)	0.69 (0.01)	3.90*** (0.01)	-3.99*** (0.01)	-0.47 (0.29)
	55-70 ans	-1.53*** (0.26)	-6.24*** (0.01)	11.00*** (0.01)	-3.84*** (0.01)	-0.88*** (0.28)
	71 ans et plus	-2.82*** (0.27)	-12.27*** (0.01)	11.52*** (0.01)	1.79 (0.01)	-0.96*** (0.30)
Niveau d'études (réf. Primaire)	Secondaire	-0.16 (0.49)	0.20 (0.02)	2.38 (0.02)	-2.50 (0.02)	-0.09 (0.41)
	Supérieure	-1.97*** (0.47)	-6.76*** (0.02)	6.20*** (0.02)	0.50 (0.02)	0.11 (0.42)
Revenu (réf. Inférieur au 1 ^{er} quartile)	Entre 1 ^{er} et 2 ^e quartile	-1.15*** (0.23)	-2.55** (0.01)	5.44*** (0.01)	-2.46*** (0.01)	-0.30 (0.24)
	Entre 2 ^e et 3 ^e quartile	-1.46*** (0.23)	-3.30*** (0.01)	7.36*** (0.01)	-3.78*** (0.01)	-0.24 (0.23)
	Supérieur au 3 ^e quartile	-2.83*** (0.21)	-11.47*** (0.01)	13.47*** (0.01)	-1.87** (0.01)	-0.18 (0.23)
	Constante	7.84*** (0.61)				
	Effet d'apprentissage	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
	Effet temporel	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
	N	18 252	18 252	18 252	18 252	18 252

Note : colonne (1) estimation par les moindres carrés ordinaires. Colonnes (2) à (5) effets marginaux estimés par le modèle Logit. Écarts-type robustes entre parenthèses. * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. La variable expliquée en (2) est la variable indicatrice des anticipations d'inflation supérieure ou égale à 5 %. Idem pour les colonnes (3) à (5).

Lecture : dans CAMME, toutes choses égales par ailleurs, le fait que le répondant soit une femme augmente l'inflation anticipée de 1.4 p.p. par rapport à la moyenne de la catégorie de référence.

Source et champ : Insee, enquête CAMME (fév. 2020-déc. 2021) et BCE, CES (avril 2020-déc. 2021). France métropolitaine, ménages ordinaires.

la production et une baisse simultanée de la demande avec des effets potentiellement ambigus sur l'inflation. Ensuite, courant 2021, la reprise progressive de l'activité a généré un regain d'inflation en lien avec des difficultés d'approvisionnement, une demande plus soutenue et avec la hausse des prix de l'énergie. Nous documentons dans cette section comment les anticipations d'inflation ont réagi à ces chocs et les enseignements que l'on peut en tirer sur la formation des anticipations des ménages.

3.1. Les anticipations d'inflation sont corrélées avec l'inflation réalisée et perçue

À partir des réponses individuelles aux deux enquêtes, nous recalculons les soldes d'opinion selon la méthode de la Commission européenne (voir Annexe en ligne S1) ainsi que la moyenne des réponses quantitatives, pour chaque mois

de la période. La comparaison de ces variables agrégées à l'évolution de l'indice des prix harmonisés (IPCH) est présentée dans la figure IV-A et la moyenne des réponses quantitatives par date dans la figure IV-B.

L'agrégation des réponses aux questions qualitatives et quantitatives de l'enquête CAMME est globalement corrélée à l'inflation courante (figure IV) : les anticipations et perceptions moyennes d'inflation sont stables en 2020 puis connaissent un regain en 2021. Toutefois, le premier confinement au printemps 2020 a généré un décrochage temporaire entre ce qu'anticipent les ménages et l'inflation réalisée. En effet, lors de ce premier confinement, qui fut aussi le plus strict (voir *infra*), la forte et brusque déformation du panier de consommation a perturbé la mesure de l'inflation (Casteletti-Font *et al.*, 2021). L'inflation est en effet généralement calculée

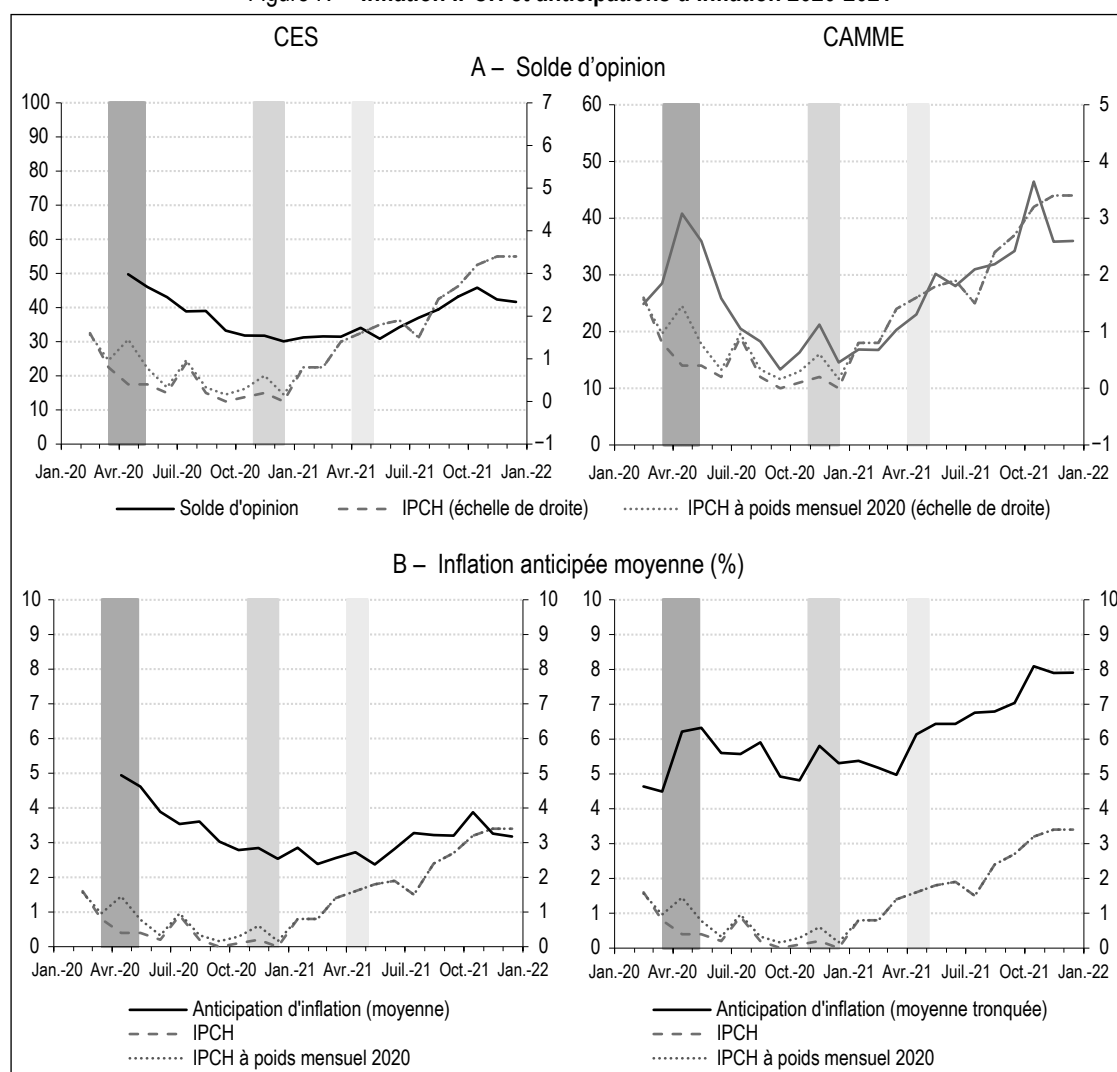
comme l'évolution des prix associé à panier fixe, mis à jour annuellement et ne peut pas prendre en compte de grands changements de structure du panier en cours d'année. Un indice de prix alternatif prenant en compte la déformation du panier de consommation montre que la mesure habituelle de l'inflation a sous-estimé l'inflation vécue par les ménages de l'ordre de 1 p.p. lors du premier confinement (Casteletti-Font *et al.*, 2021), ce qui pourrait expliquer en partie la décorrélation entre l'inflation mesurée par l'Insee et l'anticipation d'inflation. Une mesure d'inflation prenant en compte la déformation du panier indique bien un regain d'inflation au moment du premier confinement comme l'inflation anticipée

des ménages (voir *infra* pour l'effet des confinements sur les anticipations d'inflation). Enfin, en cohérence avec les résultats en coupe présentés précédemment (cf. section 2), la corrélation temporelle est forte sur la période entre l'inflation perçue et anticipée (voir Annexe en ligne S9)¹¹.

L'évolution du solde d'opinion et de l'anticipation moyenne mesurés à partir des données de l'enquête CES donne une image différente (figure IV). En particulier, la corrélation entre

11. On peut noter toutefois que si le premier confinement est associé à une baisse de l'inflation perçue, l'inflation perçue est restée ensuite plus élevée pendant plusieurs mois après le premier confinement.

Figure IV – Inflation IPCH et anticipations d'inflation 2020-2021



Note : le solde d'opinion de chaque question qualitative est obtenu en calculant la différence entre le nombre de réponses positives et le nombre de réponses négatives. Les différences de niveau des soldes d'opinion entre les enquêtes ne sont pas interprétables compte tenu des différences de formulation des questions. Les moyennes d'inflation anticipée sont obtenues à partir des réponses quantitatives individuelles. Les statistiques sont pondérées par les poids disponibles dans les enquêtes. Les zones grisées représentent les périodes de confinement liées au Covid-19. L'IPCH est l'indice de prix à la consommation harmonisé (permettant des comparaisons de taux d'inflation entre les pays de l'Union économique et monétaire) ; l'inflation IPCH est calculée comme le glissement annuel de cet indice. Lecture : le solde d'opinion des ménages anticipant une augmentation des prix est de 40 en avril 2020 dans l'enquête CAMME. L'inflation anticipée moyenne est de 5 % en avril 2020 dans l'enquête CES. Source et champ : Insee, enquête CAMME (fév. 2020-déc. 2021) et BCE, CES (avril 2020-déc. 2021). France métropolitaine, ménages ordinaires.

ces variables et l'inflation réalisée est moins forte que celle obtenue avec l'enquête CAMME. Au cours de l'année 2020, on observe une décline progressive de l'inflation anticipée. Les effets d'apprentissage (quantifiés dans la section 2) ont contribué à faire baisser l'inflation anticipée à mesure que le nombre d'interrogations augmente pour les ménages entrés en début d'enquête. Ensuite, courant 2021, l'inflation anticipée augmente mais moins sensiblement que dans CAMME et l'inflation moyenne anticipée est même inférieure à l'inflation réalisée en fin de période. Au total, dans CES l'inflation anticipée réagit moins fortement ou avec retard aux variations d'inflation par rapport à ce que l'on observe dans CAMME. La moindre dispersion des réponses entre les ménages et le plus faible écart avec l'inflation réalisée sont associés à une moindre sensibilité de l'inflation anticipée à l'inflation réalisée. Enfin, l'inflation perçue et l'anticipation à trois ans sont étroitement corrélées à l'anticipation à un an (voir Annexe en ligne S9).

3.2. La crise du Covid-19

La crise du Covid-19 a constitué un choc majeur au cours de la période 2020-2021 mais elle a aussi divisé les experts sur sa nature : choc d'offre en lien avec les fermetures de secteurs « non essentiels » ou choc de demande avec le ralentissement de la consommation, associé pour certains ménages à une baisse de revenu ou à une incertitude plus grande. Nous examinons maintenant comment les anticipations d'inflation des ménages ont réagi à ce choc.

Nous relient les anticipations d'inflation aux différentes périodes de confinement en contrôlant des effets des caractéristiques sociodémographiques des ménages et des effets d'apprentissage (tableau 5). Trois confinements ont été mis en place entre 2020 et 2021. Le premier, du 17 mars au 11 mai 2020, est très strict : les magasins et entreprises « non essentiels », les lieux de sociabilité, les commerces de détail (sauf pharmacies et magasins d'alimentation) et les écoles ont été fermés et les déplacements restreints au maximum. Le deuxième, du 30 octobre au 15 décembre 2020, est un peu moins strict : les écoles sont restées ouvertes et l'activité de nombreux secteurs a pu se poursuivre (BTP, usines, secteur agricole, certains services publics) mais les déplacements étaient largement restreints. Enfin, lors du troisième confinement du 3 avril au 3 mai 2021, les écoles, les commerces non essentiels et les lieux de sociabilité ont fermé, le télétravail a été

assoupli et les conditions de déplacement ont été restreintes.

Dans les deux enquêtes, le premier confinement est associé avec une hausse de l'inflation anticipée de l'ordre de 1 p.p. alors que les deuxième et troisième confinements n'ont pas d'effets concordants : aucun effet significatif dans l'enquête CES, un effet non significatif pour le deuxième confinement et négatif pour le troisième dans CAMME.

Si les anticipations moyennes d'inflation ont fortement augmenté, les désaccords entre les ménages se situent également à un niveau plus élevé que durant la période pré-crise. Les résultats présentés dans le tableau 5 indiquent que la part des réponses au-delà de 5 % a augmenté de 7 à 8 p.p. lors du premier confinement, alors que la part des réponses inférieures ou égales à 5 % a diminué dans des proportions équivalentes ou supérieures. Enfin dans CAMME, la part des baisses de prix a augmenté de façon importante par rapport à sa moyenne habituelle (+0.7 p.p. vs 1 % en moyenne). Au total, ces deux mouvements (anticipations élevées plus fréquentes et baisses un peu plus fréquentes) ont contribué à accroître fortement la dispersion de la distribution des anticipations lors du premier confinement¹². Ces résultats suggèrent que le premier confinement a fortement accru le désaccord entre les ménages et indiquent une forte hétérogénéité sur le signal perçu. Cette hétérogénéité pourrait être liée à la dispersion des changements de prix par produit à cette période, notamment les hausses des prix des produits frais mais aussi la baisse des prix de l'essence (Gautier *et al.*, 2020). Un renforcement similaire des désaccords entre ménages a été observé aux États-Unis dès le début de la pandémie (Armantier *et al.*, 2021 ; Weber *et al.*, 2022). En comparaison, l'effet des confinements sur les perceptions est proche de 0 dans CES et négatif pour les trois confinements dans CAMME, avec une proportion plus importante de réponses « prix stables » (voir Annexe en ligne S9).

3.3. Incertitude et anticipations agrégées

L'ampleur et la nature de la crise du Covid-19 ont provoqué un accroissement inédit de l'incertitude : les indicateurs d'incertitude issus de données des marchés financiers ou d'enquêtes

12. L'Annexe en ligne S6 confirme ce constat à partir des données qualitatives de l'enquête. Lors du premier confinement la part des ménages déclarant une forte augmentation des prix a connu un fort regain (+22 p.p. pour CES et +9 p.p. pour CAMME) qui n'a pas été observé lors des confinements suivants.

Tableau 5 – Effets des confinements sur les anticipations d'inflation

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Inflation anticipée	Sup. ou égale à 5	Entre 0 et 5	Égale à 0	Négative
A – Enquête CES					
1 ^{er} confinement	0.99*** (0.21)	6.98*** (1.09)	-1.44 (1.19)	-7.40*** (0.71)	0.01 (0.68)
2 ^e confinement	-0.10 (0.19)	-0.44 (1.00)	-1.07 (1.14)	1.35 (0.83)	-0.23 (0.66)
3 ^e confinement	0.30 (0.19)	0.47 (1.26)	-1.90 (1.35)	1.44 (0.98)	-0.18 (0.79)
Incertitude	0.33*** (0.02)	2.60*** (0.09)	-0.72*** (0.11)	-1.81*** (0.11)	-0.59*** (0.08)
Effet d'apprentissage	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N	40 820	40 820	40 820	40 820	40 820
B – Enquête CAMME					
1 ^{er} confinement	1.00*** (0.26)	7.68*** (1.43)	-5.35*** (1.21)	-2.76** (1.14)	0.70** (0.32)
2 ^e confinement	0.36 (0.25)	1.75 (1.44)	-5.10***	4.14*** (1.26)	-0.60*** (0.18)
3 ^e confinement	-1.02*** (0.34)	-6.33*** (1.83)	-0.08 (1.77)	7.05*** (1.84)	0.14 (0.56)
Effet d'apprentissage	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
N	18 252	18 252	18 252	18 252	18 252

Note : estimation par les moindres carrés ordinaires dans la colonne (1), effets marginaux estimés par le modèle Logit dans les colonnes (2) à (5). Écart-type robustes entre parenthèses. * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Les variables de contrôle non reportées sont le sexe, l'âge, le niveau d'étude, le revenu et l'année. La variable expliquée en (2) est la variable indicatrice des anticipations d'inflation supérieure ou égale à 5 %. Idem pour les colonnes (3) à (5).

Lecture : dans l'enquête CAMME, toutes choses égales par ailleurs, lors du premier confinement, l'anticipation d'inflation moyenne augmente de 1 p.p.

Source et champ : Insee, enquête CAMME (fév. 2020-déc. 2021) et BCE, CES (avril 2020-déc. 2021). France métropolitaine, ménages ordinaires.

ont atteint ou dépassé leur plus haut niveau historique aux mois de mars et avril 2020 (Altig *et al.*, 2020). Comment cela s'est-il traduit sur les anticipations d'inflation des ménages ? Deux types d'indicateurs sont généralement mobilisés pour mesurer le degré d'incertitude des anticipations d'inflation.

La nouvelle génération d'enquêtes de conjoncture, du type CES, permet de mesurer l'incertitude avec des questions « probabilistes » portant sur des intervalles prédéfinis (Bruine de Bruin *et al.*, 2011). Dans ce cadre, l'incertitude individuelle est l'écart-type des valeurs modales de chaque intervalle renseigné. L'incertitude mesure un aléa entourant l'anticipation d'un répondant. Cette variable est ensuite agrégée pour produire un indicateur d'incertitude de l'ensemble des ménages.

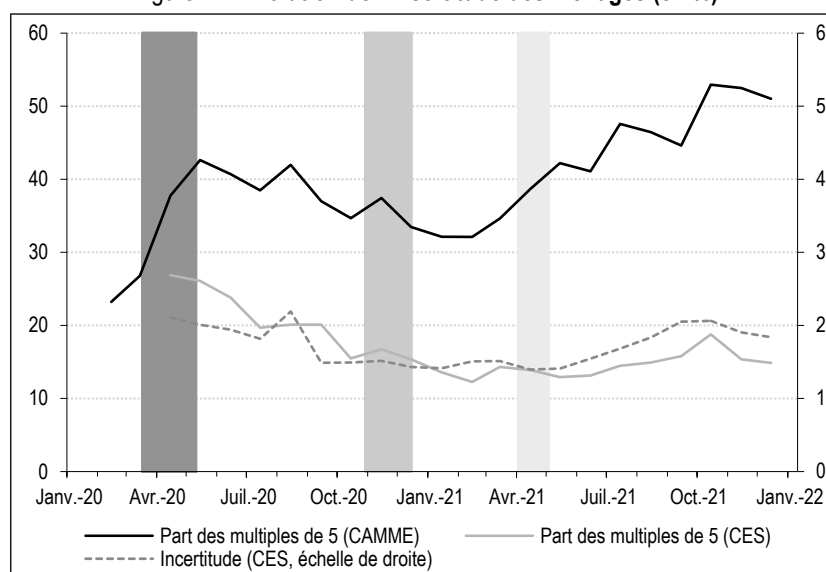
Un deuxième type d'indicateur est construit à partir des multiples de 5 donnés en réponse à la question quantitative sur l'inflation anticipée ; cette variable est toutefois une mesure indirecte et approximative de l'incertitude. Binder (2017) montre dans le cas du *Survey of Consumers* de l'Université du Michigan que ces chiffres ronds correspondent aux réponses des ménages incertains¹³. Reiche & Meyler (2022) dans le cas de zone euro ou Binder (2017) aux États-Unis constatent ainsi une augmentation notable de la part des répondants incertains au moment de la crise financière de 2008-09. L'enquête CES permet de produire les deux types d'indicateur et

semble indiquer qu'ils sont étroitement corrélés au cours du temps (figure V). Si on introduit l'incertitude individuelle parmi les déterminants de la probabilité d'anticiper une inflation supérieure à 5 %, l'effet est positif et significatif (tableau 5-A).

Les mesures d'incertitude sur l'inflation de CES et de CAMME donnent des signaux différents sur la période 2020-2021. Dans CAMME, l'incertitude approximée par la part des réponses multiples de 5 a fortement augmenté pendant le premier confinement, atteignant plus de 40 % alors que l'inflation réalisée était faible et a diminué progressivement. À titre de comparaison, Andrade *et al.* (2021) obtiennent une part moyenne de multiples de 5 d'environ 25 % sur la période 2004-2018 et un maximum proche de 40 % en 2008-2009 quand l'inflation était autour de 3 à 4 % en France. À partir de 2021, cette part a connu une nouvelle hausse régulière pour atteindre un niveau historiquement haut (50 %) mais dans un contexte d'inflation plus soutenue. La hausse de la part des multiples de 5 a soutenu mécaniquement la dynamique de l'anticipation agrégée.

13. Un multiple de 5 n'indique pas systématiquement un comportement de réponse incertain. Par exemple, dans les années 1990, lorsque l'inflation était proche de 5 %, une anticipation de 5 % pouvait correspondre à une estimation certaine. Binder (2017) propose une méthode statistique identifiant la proportion de ménages certains et celle des ménages incertains.

Figure V – Évolution de l'incertitude des ménages (en %)



Note : l'incertitude individuelle est égale à l'écart-type de la distribution des réponses individuelles à la question probabiliste (voir Annexe en ligne S3), l'indicateur agrégé est la moyenne pondérée par date de cette mesure. La part des multiples de 5 (en %) est calculée comme le ratio du nombre de réponses quantitatives (hors 0) multiples de 5 sur le total des réponses. Les parts sont pondérées.

Lecture : près de 40 % des ménages peuvent être considérés comme incertains dans l'enquête CAMME en avril 2020.

Source et champ : Insee, enquête CAMME (fév. 2020-déc. 2021) et BCE, CES (avril 2020-déc. 2021). France métropolitaine, ménages ordinaires.

Dans l'enquête CES, la part des réponses multiples de 5 est plus faible que dans CAMME, en lien aussi avec la plus faible dispersion des réponses décrite plus haut. Les deux mesures indiquent que l'incertitude est maximale au premier confinement puis diminue au cours de 2020. Toutefois, les effets d'apprentissage contribuent ici fortement à cette décrue. Ensuite, les deux indicateurs augmentent à partir de 2021 mais légèrement. Un niveau d'incertitude individuelle plus élevé est associé à un niveau d'inflation anticipée plus élevé (cf. tableau 5-A) et cela passe par une probabilité plus forte d'anticiper une inflation supérieure à 5 % et des probabilités moins élevées de déclarer une faible hausse ou une stabilité des prix.

3.4. Quel lien entre activité, chômage et anticipation d'inflation ?

À partir des deux enquêtes, nous décrivons pour finir la façon dont ménages perçoivent la relation entre prix et activité sur la période 2020-2021, où l'opinion des experts a divergé sur la nature des chocs affectant l'économie. Dans les deux enquêtes, les résultats de régressions menées au niveau individuel montrent qu'une activité anticipée plus faible ou un chômage plus élevé sont associés à une inflation plus soutenue (tableau 6). Dans CES, une baisse de 1 point de la croissance anticipée par les ménages conduit à une hausse de 0.1 p.p. de leurs anticipations d'inflation alors que 1 p.p. de chômage supplémentaire est associé en moyenne à 0.17 p.p. d'inflation

supplémentaire. Des résultats similaires sont obtenus à partir des variables qualitatives de chômage et d'activité anticipées de l'enquête CAMME. Si on étudie les effets de la croissance anticipée ou du chômage le long de la distribution des anticipations, la corrélation négative entre croissance et inflation est particulièrement forte pour les anticipations élevées (voir Annexe en ligne S8). Autrement dit, les ménages ont une vision stagflationniste de l'économie où les chocs d'offre dominant. Cette caractérisation est importante car les ménages qui anticipent une inflation plus élevée pourraient réduire leurs dépenses plutôt que de les augmenter (Candia *et al.*, 2020).

L'interprétation de la pandémie comme un choc d'offre conduit les ménages à anticiper une inflation plus élevée. Ainsi, lors du premier confinement, l'anticipation de la perte d'activité par les ménages est de 4 p.p. dans l'enquête CES, ce qui correspond à 0.4 p.p. d'inflation anticipée supplémentaire. De même, la part des ménages qui pense que la conjoncture va se dégrader passe d'un tiers à plus de 80 % entre février et avril 2020 dans l'enquête CAMME, ce qui correspondrait à un surcroît d'inflation d'environ 1 p.p. (i.e. +50 p.p. sur la part des ménages anticipant une baisse d'activité multiplié par un effet marginal proche de 2, tableau 6-B). Au total, la dégradation des perspectives générales sur le contexte économique a contribué, dans les deux enquêtes, à accroître les anticipations d'inflation, ce qui serait cohérent avec l'effet d'un choc d'offre.

Tableau 6 – Inflation anticipée et économie réelle

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	
	Inflation anticipée	Sup. ou égale à 5	Entre 0 et 5	Égale à 0	Négative	
Enquête CES						
Croissance anticipée	-0.10*** (0.01)	-0.57*** (0.00)	0.01 (0.00)	0.77*** (0.00)	-0.01 (0.00)	
Chômage anticipé	0.17*** (0.01)	0.65*** (0.00)	-0.26*** (0.00)	-0.26*** (0.00)	-0.69*** (0.00)	
Effet d'apprentissage	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Effet temporel	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
<i>N</i>	47 979	47 979	47 979	47 979	47 979	
Enquête CAMME						
Croissance anticipée	Hausse	-2.77*** (0.18)	-16.85*** (0.01)	6.73*** (0.01)	9.21*** (0.01)	0.84*** (0.23)
	Stabilité	-2.19*** (0.17)	-11.81*** (0.01)	2.13** (0.01)	9.64*** (0.01)	-0.11 (0.17)
	Baisse	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Chômage anticipé	Hausse	1.50*** (0.21)	6.92*** (0.01)	-0.43 (0.01)	-6.06*** (0.01)	-0.72*** (0.27)
	Stabilité	-0.12 (0.20)	0.10 (0.01)	-0.93 (0.01)	1.08 (0.01)	-0.37 (0.31)
	Baisse	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Effet d'apprentissage	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
Effet temporel	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	
<i>N</i>	17 741	17 741	17 741	17 741	17 741	

Note : colonne (1) estimation par les moindres carrés ordinaires. Colonnes (2) à (5) Effets marginaux estimés par le modèle Logit. Écarts-type robustes entre parenthèses. * p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01. Les variables de contrôle non reportées sont le sexe, l'âge, le niveau d'étude et le revenu. La variable expliquée en (2) est la variable indicatrice des anticipations d'inflation supérieure ou égale à 5 %. Idem pour les colonnes (3) à (5). Lecture : 1 p.p. de chômage supplémentaire est associé en moyenne à 0.17 p.p. d'inflation dans l'enquête CES. Source et champ : Insee, enquête CAMME (fév. 2020-déc. 2021) et BCE, CES (avril 2020-déc. 2021). France métropolitaine, ménages ordinaires.

* *
*

Dans cette étude, nous documentons plusieurs faits stylisés relatifs à l'inflation anticipée en France sur la période 2020-2021 à l'aide de deux enquêtes menées auprès de ménages. Tout d'abord, l'inflation anticipée moyenne est supérieure à l'inflation mesurée par les instituts statistiques ou prévue par les conjoncturistes. Les anticipations d'inflation des ménages se caractérisent ensuite par une dispersion élevée qui reflète en grande partie une dispersion initiale des perceptions de l'évolution des prix. Les deux enquêtes mobilisées ici donnent toutefois un signal assez différent sur l'ampleur du biais et de la dispersion des anticipations, ce qui pourrait s'expliquer par le mode de collecte ou la formulation de questions.

L'analyse de la période 2020-2021 fournit plusieurs informations sur la formation des anticipations : elles sont étroitement corrélées à l'inflation réalisée ; seul le premier confinement a eu un effet significatif et positif sur les anticipations en lien avec les mesures sanitaires mises en place et l'augmentation de l'incertitude. Par ailleurs, les ménages associent plutôt inflation élevée avec chômage élevé, suggérant que les ménages ont une vision stagflationniste de l'économie.

Les hausses des prix des matières premières observées au début de l'année 2022 continuent de soutenir l'inflation à un niveau élevé en France et en Europe. Une des questions importantes pour la politique monétaire est de savoir comment les hausses de prix des matières premières se traduiront sur les anticipations d'inflation des agents puisqu'elles affecteront ensuite la demande agrégée, la négociation des salaires et donc la persistance de l'inflation. □

Lien vers l'Annexe en ligne : https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/6530508/ES534-35_Gautier-Montornes_Annexe_en_ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Accardo, J., Célérier, C., Herpin, N. & Irac, D. (2011).** L'inflation perçue. *Économie et Statistique*, 447, 3–31. <https://doi.org/DOI:10.3406/estat.2011.9707>
- Altig, D., Baker, S., Barrero, J. M., Bloom, N., ... & Thwaites, G. (2020).** Economic uncertainty before and during the COVID-19 pandemic. *Journal of Public Economics*, 191, 104274. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104274>
- Andrade, P., Gautier, E. & Mengus, E. (2021).** What Matters in Households' Inflation Expectations? CESIFO, *Working Paper* N° 9005. <https://www.cesifo.org/en/publikationen/2021/working-paper/what-matters-households-inflation-expectations>
- Armantier, O., Koşar, G., Pomerantz, R., Skandalis, D., Smith, K. T., Topa, G. & van der Klaauw, W. (2021).** How Economic Crises Affect Inflation Beliefs: Evidence from the COVID-19 Pandemic. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 189, 443–469. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2021.04.036>
- Bachmann, R., Berg, T. O. & Sims, E. R. (2015).** Inflation expectations and readiness to spend: Cross-sectional evidence. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(1), 1–35. <https://doi.org/10.1257/pol.20130292>
- Banque de France (2021).** Lettre au Président de la République. <https://publications.banque-france.fr/lettre-au-president-de-la-republique-la-politique-monetaire-au-dela-de-la-crise-covid>
- BCE (2021).** ECB Consumer Expectations Survey: an overview and first evaluation. ECB, *Occasional Paper Series* N° 287. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecb.op287~ea7eebc23f.en.pdf>
- Bernanke, B. (2007).** Inflation Expectations and Inflation Forecasting. Board of Governors of the Federal Reserve System. <https://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20070710a.htm>
- Binder, C. C. (2017).** Measuring uncertainty based on rounding: New method and application to inflation expectations. *Journal of Monetary Economics*, 90, 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2017.06.001>
- Burke, M. A. & Ozdagli, A. K. (2021).** Household Inflation Expectations and Consumer Spending: Evidence from Panel Data. FRB of Dallas, *Working Paper* N° 2110. <http://dx.doi.org/10.24149/wp2110>
- Bruine de Bruin, W., Bryan, M. F., Potter, S. M., Topa, G. & Van der Klaauw, W. (2008).** Rethinking the Measurement of Household Inflation Expectations: Preliminary Findings. FRB of New York, *Staff Report* N° 359. https://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/sr359.html
- Bruine de Bruin, W., Manski, C. F., Topa, G. & van der Klaauw, W. (2011).** Measuring consumer uncertainty about future inflation. *Journal of Applied Econometrics*, 26(3), 454–478. <https://doi.org/10.1002/jae.1239>
- Bruine de Bruin, W., Van der Klaauw, W., Topa, G., Downs, J., Fischhoff, B. & Armantier, O. (2012).** The effect of question wording on consumers' reported inflation expectations. *Journal of Economic Psychology*, 33(4), 749–757. <https://ideas.repec.org/a/eee/joepsy/v33y2012i4p749-757.html>
- Candia, B., Coibion, O. & Gorodnichenko, Y. (2020).** Communication and the Beliefs of Economic Agents. *Navigating the Decade Ahead: Implications for Monetary Policy*, Economic Policy Symposium (Jackson Hole, WY) Proceedings, Federal Reserve Bank of Kansas City. <https://doi.org/10.3386/w27800>
- Casteletti-Font, B., Gautier, E., Ulgazi, Y. & Vertier, P. (2021).** L'inflation en France durant les confinements. *Bulletin de la Banque de France* N° 234, article 3. <https://publications.banque-france.fr/linflation-en-france-durant-les-confinements>
- Cavallo, A., Cruces, G. & Perez-Truglia, R. (2017).** Inflation Expectations, Learning, and Supermarket Prices: Evidence from Survey Experiments. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 9(3), 1–35. <https://doi.org/10.1257/mac.20150147>
- Clerc, M., Legleye, S. & Nougaret, A. (2021).** Au premier trimestre 2021, 22 % des ménages déclarent une baisse de revenus par rapport à mars 2020. *Insee Focus* N° 238. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5387932>
- Cœuré, B. (2019).** *Inflation expectations and the conduct of monetary policy*. <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2019/html/ecb.sp190711~6dcaf97c01.en.html>
- Coibion, O., Gorodnichenko Y. & Ropele T. (2020).** Inflation Expectations and Firm Decisions: New Causal Evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(1), 165–219. <https://doi.org/10.1093/qje/qjz029>
- Coibion, O., Georgarakos, D., Gorodnichenko, Y., Kenny, G. & Weber, M. (2021).** The Effect of Macroeconomic Uncertainty on Household Spending. ECB, *Working Paper* N° 2557. <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2557~ec9c40e06d.en.pdf>
- D'Acunto, F., Malmendier, U., Ospina, J. & Weber, M. (2020).** Exposure to Grocery Prices and Inflation Expectations. *Journal of Political Economy*, 129(5), 1615–1639. <https://doi.org/10.1086/713192>
- D'Acunto, F., Malmendier, U. & Weber, M. (2022).** What Do the Data Tell Us About Inflation Expectations? NBER *Working Paper* N° 29825. <http://doi.org/10.3386/w29825>

- Dräger, L. & Nghiem, G. (2021).** Are Consumers' Spending Decisions in Line with A Euler Equation? *The Review of Economics and Statistics*, 103(3), 580–596. https://doi.org/10.1162/rest_a_00909
- Ehrmann, M., Pfajfar, D. & Santoro, E. (2017).** Consumers' Attitudes and Their Inflation Expectations. *International Journal of Central Banking*, 13(1), 225–259. <https://ideas.repec.org/a/ijc/ijcjou/y2017q0a6.html>
- Gautier, E., Ulgazi, Y. & Vertier, P. (2020).** L'inflation et son anticipation par les ménages pendant le Covid-19. *Blog de la Banque de France*.
<https://blocnotesdeleco.banque-france.fr/billet-de-blog/l'inflation-et-son-anticipation-par-les-menages-pendant-le-covid-19>
- Gorodnichenko, Y. & Sergeyev, D. (2021).** Zero Lower Bound on Inflation Expectations. IZA, *Discussion Paper* N° 14853. <https://www.iza.org/publications/dp/14853/zero-lower-bound-on-inflation-expectations>
- Haldane, A. & McMahon, M. (2018).** Central Bank Communications and the General Public. *AEA Papers and Proceedings*, 108, 578–583. <https://doi.org/10.1257/pandp.20181082>
- Ichiue, H. & Nishiguchi, S. (2015).** Inflation expectations and consumer spending at the zero bound: Micro evidence. *Economic Inquiry*, 53(2), 1086–1107. <https://doi.org/10.1111/ecin.12176>
- Jonung, L. (1981).** Perceived and expected rates of inflation in Sweden. *The American Economic Review*, 71(5), 961–968. <https://www.jstor.org/stable/1803477>
- Kim, G. & Binder, C. (2020).** Learning-through-Survey in Inflation Expectations. University of Texas, Mimeo. <https://papers.ssrn.com/abstract=3790834>
- Reiche, L. & Meyler, A. (2022).** Making sense of consumer inflation expectations: the role of uncertainty. ECB, *Working Paper* N° 2642.
<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2642~f96823e5de.en.pdf?a6b9965faced0d1ecc25de9a5a4f94d>
- Reis, R. (2021).** Losing the inflation anchor. CEPR, *Discussion Paper* N° 16664.
<https://ssrn.com/abstract=3960248>
- Savignac, F., Gautier, E., Gorodnichenko, Y. & Coibion, O. (2021).** Firms' Inflation Expectations: New Evidence from France. Banque de France, *Working Paper* N° 840.
<https://publications.banque-france.fr/en/firms-inflation-expectations-new-evidence-france>
- Thomas, L. B. (1999).** Survey Measures of Expected U.S. Inflation. *Journal of Economic Perspectives*, 13(4), 125–144. <https://doi.org/10.1257/jep.13.4.125>
- Vellekoop, N. & Wiederholt, M. (2019).** Inflation Expectations and Choices of Households. SAFE *Working Paper* N° 250. <https://ssrn.com/abstract=3383452>
- Weber, M., Gorodnichenko, Y. & Coibion, O. (2022).** The Expected, Perceived, and Realized Inflation of US Households before and during the COVID-19 Pandemic. NBER, *Working Paper* N° 29640.
<https://www.nber.org/papers/w29640>
-

Crise sanitaire et situation financière des ménages en France – Une étude sur données bancaires mensuelles

The Health Crisis and the Financial Situation of Households in France – A Study on Monthly Bank Data

Odran Bonnet*, Simon Boutin**, Tristan Loisel* et Tom Olivia***

Résumé – Devant l’ampleur et la soudaineté de la crise sanitaire en 2020, économistes et statisticiens ont prospecté de nouvelles sources de données afin de décrire l’évolution de la situation financière des ménages. Les données bancaires mobilisées dans cette étude, un panel anonymisé de clients de La Banque Postale, offrent le double avantage de pouvoir être exploitées quasiment en temps réel et de retranscrire des évolutions mensuelles (voire quotidiennes) de revenus, de dépenses et de patrimoine. Nous montrons d’abord que si la crise a affecté les revenus de manière limitée et temporaire en 2020 pour la plupart des ménages (quel que soit le niveau de revenu), les populations en marge du marché de l’emploi ont été davantage pénalisées. Nous étudions ensuite spécifiquement la situation des allocataires du RSA. Si leurs prestations sociales n’ont pas diminué sur l’année 2020, leurs revenus ont moins augmenté qu’une année normale faute de retour à l’emploi. Les aides gouvernementales exceptionnelles versées en mai et en novembre 2020 n’ont que partiellement compensé ces moindres opportunités de travail.

Abstract – *In view of the magnitude and the sudden nature of the health crisis in 2020, economists and statisticians have explored new sources of data to describe the development of the financial situation of households. The bank data used in this study, an anonymised panel of La Banque Postale customers, offer the twofold advantage of being able to be used virtually in real time and of recording monthly (or even daily) changes in income, spending and wealth. First, we show that while the crisis affected incomes in a limited and temporary way in 2020 for most households (regardless of income level), populations on the margins of the labour market suffered more. We then specifically study the situation of recipients of the revenu de solidarité active (RSA), a French in-work benefit. Although their social security benefits did not decrease in 2020, their incomes increased less than in a normal year because they did not return to employment. The exceptional government support paid out in May and November 2020 only partially counterbalanced these lower employment opportunities.*

Codes JEL / JEL Classification : C23, C81, D31, E21, E24, H53, I32

Mots-clés : données bancaires, données à haute fréquence, Covid-19, revenus, précarité

Keywords: bank data, high frequency data, COVID-19, income, precariousness

* Insee, CREST ; ** ENSAE Paris ; *** Insee. Correspondance : tristan.loisel@insee.fr

Nous remercions La Banque Postale pour sa disponibilité et pour nous avoir permis d’accéder à ses données dans un cadre sécurisé garantissant l’anonymat des clients. Nous remercions également le Conseil d’analyse économique et la Direction générale du Trésor pour leurs précieuses remarques. L’accès à certaines données utilisées dans le cadre de ce travail a été réalisé au sein d’environnements sécurisés du Centre d’accès sécurisé aux données (CASD).

Reçu en octobre 2021, accepté en avril 2022.

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

Citation: Bonnet, O., Boutin, S., Loisel, T. & Olivia, T. (2022). The Health Crisis and the Financial Situation of Households in France – A Study on Monthly Bank Data. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 534-35, 21–41. doi: 10.24187/ecostat.2022.534.2077

Cet article propose une étude de l'impact de la crise sanitaire sur les revenus, les dépenses, le patrimoine et le risque de découverts en exploitant les données d'une grande banque française, La Banque Postale (LBP ensuite) qui regroupe environ 11 millions de clients particuliers en 2020¹. Tout d'abord, l'effet de la crise sanitaire est analysé sur les clients selon leur niveau de revenus. Ensuite, nous tirons profit des caractéristiques de la clientèle de LBP, moins aisée en moyenne que la population générale, afin d'étudier la situation d'une population particulièrement précaire, celle des allocataires du Revenu de Solidarité Active (RSA). L'article se concentre sur l'impact de court terme, au moment où la crise battait son plein.

La crise sanitaire liée à la Covid-19 a brusquement ralenti l'activité économique en 2020 : en France, le PIB s'est contracté de 7.9 % et la consommation des ménages a diminué de 7.1 % (Amoureux *et al.*, 2021). Pour éviter une trop forte répercussion sur les revenus des ménages l'État a mis en place des mesures exceptionnelles de soutien aux salariés (dispositif de chômage partiel notamment) et aux ménages (versement direct d'aides monétaires aux plus précaires). Finalement, malgré une production et une consommation en net repli, le revenu disponible brut de l'ensemble des ménages a augmenté de 1.0 % et le pouvoir d'achat par unité de consommation est resté stable (Amoureux *et al.*, 2021).

Cependant, ces évolutions moyennes ne représentent pas nécessairement la diversité des situations individuelles face à la crise sanitaire. Certaines populations ont été peu ou pas affectées en termes de revenus, comme la plupart des fonctionnaires ou les retraités par exemple. D'autres l'ont été davantage, comme les salariés au chômage partiel, et d'autres encore ont été particulièrement pénalisés comme certains indépendants ou les personnes en situation de précarité d'emploi. En effet, du fait de la crise, des indépendants ont connu une chute de leurs activités, certains salariés ont été licenciés ou n'ont pas pu renouveler leurs contrats, et certains chômeurs ou inactifs n'ont pas bénéficié de nouvelles embauches. Ainsi, en France, les volumes d'aide alimentaire distribués par les associations auraient augmenté de façon prononcée en 2020 (Insee et Drees, 2021) : 57 % des centres de distribution d'aide alimentaire signalent une augmentation des volumes distribués par rapport à une situation sans crise sanitaire. De plus le nombre de foyers bénéficiaires du RSA² a augmenté de 7.4 % entre fin

décembre 2019 et fin décembre 2020 (Drees, 2021).

Devant l'ampleur et la soudaineté de la crise, chercheurs et instituts nationaux de statistique de nombreux pays ont prospecté de nouvelles sources de données à haute fréquence afin de décrire l'évolution de la situation des ménages quasiment en temps réel. Les données bancaires sont ici particulièrement pertinentes : elles offrent le double avantage de pouvoir être exploitées avant que les données fiscales ne soient disponibles et de retranscrire des évolutions mensuelles (voire quotidiennes) de revenus, de dépenses et de patrimoine. En outre, elles contiennent des informations sur les difficultés bancaires rencontrées, comme les épisodes de découvert.

Cet article apporte deux contributions. L'une est de dresser un panorama de l'impact de la crise sanitaire sur la situation financière des ménages en 2020. Mais la contribution principale est d'étudier une population à la marge du marché de l'emploi et donc particulièrement pénalisée par la crise. Cette population précaire, à savoir les personnes seules et allocataires du RSA en janvier 2019, sont à découvert en moyenne 7.3 jours sur le mois dans notre échantillon, soit un quart du temps. Lors de la crise de 2020, elles ont vu leurs perspectives de retour à l'emploi diminuer, et par conséquent leurs chances de sortie de la pauvreté. La taille importante de notre échantillon (300 000 clients) permet d'étudier des situations spécifiques et d'isoler des groupes particulièrement touchés par la crise. Nos données permettent ainsi d'éclairer d'un jour nouveau les situations de précarité et leur évolution pendant la crise. Que les clients appartiennent à des groupes aisés ou non, nous mesurons un impact limité et temporaire de la crise sur les revenus. Les dépenses ont été davantage affectées et une épargne s'est constituée, réduisant ainsi le nombre de jours passés à découvert.

L'article est organisé comme suit : la section 1 présente une brève revue de travaux empiriques auxquels se rapporte l'étude, la section 2 décrit les données utilisées, la section 3 explicite la méthode d'estimation, et enfin la section 4 présente les résultats.

1. De premiers résultats ont été présentés dans Bonnet *et al.* (2021b).
2. Le revenu de solidarité active (RSA) assure aux personnes sans ressources un niveau minimum de revenu qui varie selon la composition du foyer. Le RSA est ouvert, sous certaines conditions, aux personnes d'au moins 25 ans et aux jeunes actifs de 18 à 24 ans s'ils sont parents isolés ou justifient d'une certaine durée d'activité professionnelle. (<https://www.service-public.fr/particuliers/vosdroits/N19775>).

1. Brève revue de travaux empiriques associés

Cet article s'inscrit dans deux littératures empiriques distinctes, l'une sur les effets de la crise sanitaire liée à la Covid-19 utilisant notamment des données bancaires, la seconde sur la précarité financière.

1.1. Évaluations de l'impact de la crise sanitaire liée à la Covid-19 avec des données bancaires

Les données à haute fréquence sont une source précieuse d'informations pour étudier les comportements pendant la crise sanitaire. En particulier, de nombreux auteurs fondent leur analyse sur des données bancaires, disponibles à un niveau transactionnel. Aux États-Unis, Baker *et al.* (2020) montrent une hausse de la consommation pré-confinement, suivie d'une baisse pendant le confinement. Ils détaillent l'hétérogénéité de cette baisse en fonction des postes de dépenses et du niveau de liquidité. Cox *et al.* (2020) s'intéressent à l'épargne liquide des ménages, en particulier des plus pauvres. Ils soulignent l'impact significatif des politiques publiques mises en place aux États-Unis pour limiter les effets de la crise. Des travaux de même nature ont été effectués notamment par Andersen *et al.* (2020) au Danemark et en Suède. Au Royaume-Uni, Chronopoulos *et al.* (2021) montrent une diminution de la consommation hétérogène selon le sexe, le revenu, l'âge, autant pour les dépenses en grande surface qu'en restauration. En Espagne, Aspachs *et al.* (2020) documentent l'augmentation des inégalités de revenus provoquées par la crise sanitaire en exploitant les données de la CaixaBank. En France, Bounie *et al.* (2020), Fize *et al.* (2021) et Bonnet *et al.* (2021a) décrivent la baisse de la consommation et la constitution d'une épargne consécutives aux restrictions sanitaires selon les revenus des ménages, leur âge et leur catégorie socioprofessionnelle à partir des données bancaires du Crédit Mutuel Alliance Fédérale. Notre article se démarque des premières contributions françaises sur données bancaires par l'attention portée aux individus en situation de précarité. Il vient détailler et confirmer les résultats obtenus par des approches de micro-simulation (Buresi *et al.*, 2021 ; Institut des politiques publiques, 2021³).

1.2. Approches de la précarité financière

La précarité financière est documentée traditionnellement par des données fiscales et par des données d'enquêtes. Grâce à ces sources de

données, les instituts nationaux de statistique mesurent chaque année l'évolution du taux de pauvreté, soit la proportion de personnes vivant sous le seuil de pauvreté (fixé dans l'Union européenne à 60 % du niveau de vie médian). En France, en 2018, 9.3 millions d'individus étaient pauvres selon cette définition, soit 14.8 % de la population. Cependant, le taux de pauvreté ne reflète que partiellement les situations de précarité, c'est pourquoi les enquêtes fournissent également des informations sur d'autres dimensions des difficultés financières comme le surendettement⁴, les découverts bancaires, ainsi que des éléments plus subjectifs comme la perception des ménages de leur propre situation de précarité. D'après les enquêtes Statistiques sur les ressources et les conditions de vie de l'Insee, la proportion de foyers à découvert au moins une fois par an était de 39 % en 2019, et celle de foyers jugeant leur situation financière difficile de 17 %.

Différents indicateurs ont été développés dans la littérature économique afin de caractériser la pauvreté en patrimoine, autrement dit la situation des personnes sans « matelas » financier, qui consomment presque tous leurs revenus immédiatement et disposent de peu d'épargne. Haveman & Wolff (2004) fixent le seuil de pauvreté en patrimoine en le comparant au seuil de pauvreté en revenu : un individu est précaire si son patrimoine est inférieur à trois fois le seuil de pauvreté en revenu mensuel, ou encore, si un individu ne peut pas subvenir à ses besoins de base pendant trois mois en liquidant son patrimoine. Ils appliquent ces définitions aux enquêtes Survey of Consumer Finances⁵ et observent un taux de précarité en patrimoine de 24.5 % en 2001 aux États-Unis par exemple. Aguiar *et al.* (2020) proposent deux définitions possibles pour caractériser les situations dites *hand-to-mouth* (HTM), c'est-à-dire celles des personnes qui consomment immédiatement la majorité de leurs revenus. La première définition se fonde sur l'ensemble du patrimoine : un individu est HTM si son patrimoine est inférieur à deux mois de salaire. La seconde définition se concentre sur le patrimoine liquide : un individu est HTM si l'argent liquide qu'il possède est inférieur à une semaine de revenus. Enfin, Kaplan *et al.* (2014) utilisent une notion de « HTM riches », pour ceux dont

3. Selon l'IPP, l'aide exceptionnelle de solidarité a représenté plus de 5 % du revenu avant crise pour le vingtième le plus pauvre de la population (Institut des Politiques Publiques, 2021).

4. Étudié en particulier par l'Observatoire de l'Inclusion Bancaire (OIB).

5. Ces enquêtes menées par la FED (Federal Reserve) étudient les revenus, l'épargne, les pensions et l'état général des finances de la population américaine tous les trois ans.

le patrimoine liquide est faible par rapport à leur patrimoine total.

2. Données et concepts mobilisés

Sur la base des approches de la précarité financière et compte tenu des données que nous utilisons, nous allons mobiliser trois indicateurs de précarité monétaire. Le premier se rapproche du taux de pauvreté et se fonde donc sur les revenus : un client est précaire si les flux entrants sur ses comptes sont inférieurs à 1 000 euros mensuels⁶. Le second indicateur s'appuie sur le patrimoine: un client est précaire s'il possède moins de 3 000 euros sur ses comptes. Enfin, le troisième indicateur correspond au nombre moyen de jours à découvert. Nous calculons ces indicateurs pour différentes populations et mesurons leurs évolutions mensuelles sur la période.

Avant d'analyser l'impact de la crise sur différents groupes de clients, nous décrivons les forces et les faiblesses des données utilisées, puis nous définissons les concepts de dépenses, de revenus et de patrimoine mobilisés, et nous comparons leurs évolutions à celles publiées par l'Insee et la Banque de France. Enfin, nous décrivons l'évolution des principaux indicateurs de précarité sur la période allant de janvier 2019 à juin 2021.

2.1. Description des données

L'échantillon mis à disposition par LBP est un panel anonymisé de 300 000 clients, dont LBP est la banque principale au moins un mois entre janvier 2019 et décembre 2020⁷.

Les données contiennent les soldes des comptes en fin de mois (comptes courants individuels ou joints, comptes épargnes et comptes titres), toutes les transactions effectuées (montants et dates des opérations par carte bancaire, chèques, virements, prélèvements, retraits et dépôts) et quelques données socio-démographiques (âge, sexe, département, statut marital, tranche d'unité urbaine de la résidence, catégorie socioprofessionnelle). Ces données sont disponibles pour chaque client de l'échantillon et sur l'ensemble de la période considérée. L'échantillonnage réalisé par LBP est stratifié par âge quinquennal et par département.

2.2. Enjeux méthodologiques et constitution de l'échantillon final

Les données bancaires sont une nouvelle source riche en information pour la recherche en sciences sociales. Cependant, elles comportent un certain nombre de limites, dont certaines sont liées à des particularités de la banque étudiée.

Les enjeux méthodologiques que posent l'utilisation de telles données sont de divers ordres :

- *La non-représentativité* : sont exclues les personnes non bancarisées ou possédant des comptes dans des services bancaires alternatifs comme chez les buralistes par exemple. Des enquêtes qui incluent des populations non bancarisées (migrants, sans papiers par exemple) sont ainsi une source d'information complémentaire cruciale pour dresser un panorama plus complet des situations de précarité. En outre, les clients de LBP comptent des proportions plus faibles de cadres et plus élevées d'employés, l'échantillon ne contient quasiment pas de clients de moins de 20 ans, et les clients sont en moyenne plus précaires que les clients des autres banques. Cela limite l'extrapolation des résultats à l'ensemble des individus bancarisés en France. En revanche, cette structure de clientèle est un atout pour étudier les personnes en situation de précarité et notamment des allocataires de minima sociaux.

- *La multi-bancarisation* : les clients de LBP peuvent avoir des comptes bancaires dans d'autres institutions, même si la banque a pris soin de sélectionner l'échantillon parmi ses clients qu'elle identifie comme bancarisés principalement à LBP.

- *Une vision partielle du patrimoine* : par définition, le patrimoine immobilier et le patrimoine mobilier détenus en dehors des banques sont absents de ce type de données.

- *La difficulté de reconstituer des ménages* : les informations bancaires sont fournies par LBP au niveau individuel, et non au niveau du ménage. Une analyse en termes d'unité de consommation est donc impossible. Les comptes bancaires d'éventuels autres membres du ménage ne sont pas observés, même si leurs comptes sont aussi domiciliés à LBP. Si le client possède un compte joint (37 % de l'échantillon), l'ensemble des opérations et des montants relatifs à ce compte est divisé par le nombre total de détenteurs. En outre, même si LBP réunissait l'ensemble des informations dont elle dispose sur un ménage, la détention de comptes dans d'autres institutions financières par certains membres du ménage empêcherait la connaissance exhaustive des avoirs financiers détenus par les ménages.

6. Ce seuil de 1 000 euros a été retenu plutôt que le seuil de pauvreté car les concepts de revenus utilisés pour calculer ce dernier ne correspondent pas à ceux utilisés dans notre étude (pour mémoire, le seuil de pauvreté s'élève à 1 063 euros par mois en France en 2018).

7. Nous avons pu accéder aux données via le Centre d'accès sécurisé aux données (CASD). L'ensemble des traitements permettant de construire l'échantillon a été réalisé par la banque sur ses systèmes d'information sécurisés, garantissant ainsi la protection de la confidentialité numérique de leurs clients.

- *Les comptes inactifs* : dans les données fournies par LBP, certains comptes semblent peu ou pas utilisés (quasiment pas de dépenses ou de revenus) ; leur nombre augmente au cours de la période que nous étudions.

- *Le repérage des revenus* : la nature des virements est inconnue – seuls une date et un montant sont renseignés. Ainsi, un virement peut aussi bien correspondre à un transfert entre comptes qu’au versement d’un salaire. À ce titre, ces données sont moins riches que celles exploitées dans d’autres pays où les opérations sont labellisées par les banques. L’absence de libellés rend donc difficile l’identification des revenus. Sommer l’intégralité des flux entrants afin de constituer des revenus pourrait conduire aussi bien à surestimer qu’à sous-estimer les revenus réels des clients. En effet l’inclusion de transferts entre ménages et entre comptes tendrait à surestimer les revenus alors que la non prise en compte des revenus informels qui ne seraient pas déposés sur les comptes bancaires tendrait à les sous-estimer.

Afin d’éviter que les évolutions ne soient faussées par l’augmentation du nombre de comptes inactifs sur la période, seuls les clients pour lesquels on observe des flux de débit (cartes, chèques, retraits et prélèvements) et de crédit de plus de 150 euros sur trois mois glissants sont retenus dans l’échantillon final. Les autoentrepreneurs sont également exclus car leurs revenus sont plus difficilement identifiables⁸. Parmi les 300 000 clients échantillonnés, seuls 218 811 présents en continu de janvier 2019 à juin 2021 sont conservés. L’échantillon est pondéré à partir du recensement selon l’âge quinquennal et le département afin de caler l’échantillon sur la structure générale de la population française et de corriger des biais liés à la stratification de l’échantillonnage initial.

2.3. Les concepts mobilisés et leur mesure

En raison de la particularité de ces données bancaires, les revenus, les dépenses, et les patrimoines étudiés ici ne correspondent pas aux concepts habituellement définis. Les revenus sont mesurés comme la somme des virements et des chèques entrants d’un montant inférieur à 40 000 euros⁹. Les montants ronds (exprimés en nombres entiers) ne sont pas pris en compte, car ils correspondent plus vraisemblablement à des transferts entre comptes individuels qu’à des revenus ; ainsi, par exemple, un montant de 500.00 euros n’est pas comptabilisé, tandis qu’un montant de 500.13 euros l’est. Cette restriction a pour effet pervers d’éliminer certains revenus de professions libérales¹⁰. En 2019, le revenu

moyen calculé (sans les montants ronds) sur notre échantillon est de 1 710 euros (tableau 1) et la médiane de 1 510 euros. Pour renvoyer à un ordre de grandeur, le niveau de vie moyen, c’est-à-dire le revenu disponible brut divisé par le nombre d’unités de consommation du ménage, s’élève en 2018 en France à 2 054 euros et le niveau médian à 1 770 euros (Insee, 2021a). A priori, la différence peut s’expliquer, outre la différence de concept (nous ne pouvons pas calculer de niveau de vie), par le fait que la clientèle est moins aisée que la population générale, et par la multi-bancarisation. Toutefois, la principale explication de la différence semble être la spécificité de la clientèle. Effectivement, à catégorie socioprofessionnelle donnée, les revenus de l’échantillon de LBP ont des niveaux proches de ceux de la population générale calculés avec les enquêtes Revenus fiscaux et sociaux de l’Insee (voir Annexe en ligne S1 ; lien vers l’Annexe en ligne à la fin de l’article), sauf pour les indépendants pour lesquels il est difficile de repérer les revenus. Nous en concluons que notre mesure des revenus n’est pas systématiquement biaisée par rapport aux revenus réellement perçus et que les niveaux plus faibles observés sur notre échantillon s’expliquent principalement par la composition de la clientèle de LBP.

Les patrimoines financiers bruts correspondent à la somme de tous les avoirs sur les comptes hormis les dettes et les crédits : comptes courants (individuels et joints), comptes épargnes, assurances vie et comptes titres. Le patrimoine moyen s’élève à 24 500 euros et le patrimoine médian à 4 150 euros. À titre de comparaison, le patrimoine financier brut des individus est légèrement supérieur dans l’enquête de l’Insee Histoire de vie et Patrimoine : 32 430 euros en moyenne, la médiane étant de 7 550 euros¹¹. Là encore, cela traduit notamment la spécificité de la clientèle de LBP.

Les dépenses mensuelles correspondent à la somme des dépenses par carte, des retraits (au distributeur ou au guichet), des chèques sortants et des prélèvements. Elles s’élèvent en 2019 à 1 850 euros en moyenne et 1 540 euros en médiane. D’après l’enquête Budget de famille, la consommation moyenne s’élève à 1 450 euros

8. Ils peuvent percevoir un plus grand nombre de virements entrants et il est plus difficile de distinguer ce qui relève des revenus de simples virements entre comptes.

9. Les virements supérieurs à 40 000 euros sont plus susceptibles d’être des transferts entre ménages ou le résultat par exemple de ventes de biens immobiliers.

10. Les résultats sans restriction sur les revenus sont présentés en Annexe en ligne S2 et ne sont pas différents qualitativement.

11. Calcul des auteurs au niveau individuel sur la base de l’enquête Histoire de vie et Patrimoine 2017-2018.

Tableau 1 – Statistiques financières mensuelles de l'échantillon

	2019	2020
Effectifs	218 811	218 811
Dépenses totales (cartes, chèques et prélèvements) (€)		
moyenne	1 850	1 770
médiane	1 540	1 490
Dépenses par cartes (€)		
moyenne	980	940
médiane	880	840
Revenus (sans montants ronds) (€)		
moyenne	1 710	1 740
médiane	1 510	1 540
Revenus totaux (avec montants ronds) (€)		
moyenne	2 470	2 520
médiane	1 890	1 940
Patrimoine financier (€)		
moyenne	24 500	26 350
médiane	4 150	5 160
Patrimoine financier illiquide (€)		
moyenne	13 460	13 890
médiane	0	0
Patrimoine financier liquide (€)		
moyenne	11 040	12 450
médiane	3 010	3 800
Montant moyen du découvert autorisé	810	830
Nombre moyen de jours dans le découvert autorisé	3	3
Nombre moyen de jours hors découvert autorisé	1	1
Nombre moyen de jours à découvert	4	4
Proportion en précarité de patrimoine (%)	46	43
Proportion en précarité de revenus (%)	30	28
Bénéficiaire de l'aide de mai 2020 (%)	8	8
Bénéficiaire de l'aide de novembre 2020 (%)	9	9
Âge moyen	51	52
Femmes (%)	55	55
Artisans, commerçants et chefs d'entreprises (%)	1	1
Cadres et professions intellectuelles supérieures (%)	7	7
Professions intermédiaires (%)	6	6
Employés (%)	29	29
Ouvriers (%)	10	10
Retraités (%)	25	25
Autres personnes sans activité professionnelle (%)	20	20

Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d'âge et de département grâce au recensement.
Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancarisés principaux de LBP présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Calculs des auteurs.

et la médiane à 1 260 euros. Les montants sont un peu plus faibles car une partie des montants que nous incluons dans les dépenses ne correspondent pas à de la consommation¹².

2.4. Comparaison des évolutions avec des données agrégées

Les évolutions observées sur les données de LBP diffèrent de celles observées dans l'ensemble en France sur la période. En effet, à part les conditions économiques qui ne sont pas différentes en moyenne, la spécificité de la clientèle de LBP

et l'absence d'entrées et de sorties de l'échantillon contribuent à des différences. Le panel étant composé des mêmes clients du début à la fin de la période, les observations de juin 2021 correspondent, par construction, à des individus plus âgés que ceux de janvier 2019. Par construction également, les clients ont une ancienneté moyenne dans la banque plus importante à la

12. Une partie des chèques correspond à des transferts entre ménages. De plus, une partie des prélèvements correspond à de l'imposition (taxe foncière, taxe d'habitation et rattrapages d'impôt sur le revenu).

fin de la période qu’au début. Cela peut, en particulier, affecter les soldes sur les comptes.

L’évolution des dépenses mesurée à partir des comptes de LBP est proche de l’évolution de la consommation publiée par l’Insee (figure I). Les évolutions de revenus, elles, divergent davantage : ainsi, la croissance des revenus est de 1.5 % entre 2019 et 2020 sur notre échantillon contre 1.0 % selon la comptabilité nationale. Cette plus forte croissance peut s’expliquer en partie par le vieillissement de l’échantillon. En outre, dans les données bancaires, il est difficile d’identifier parfaitement les revenus à partir des seuls flux entrants non labellisés, et la volatilité observée est donc plus prononcée. En revanche, l’évolution du patrimoine financier brut est presque identique à celle du total des encours des dépôts bancaires des ménages résidents et des ISBLSM¹³ produite par la Banque de France. Cette fois, les concepts comparés sont beaucoup plus proches.

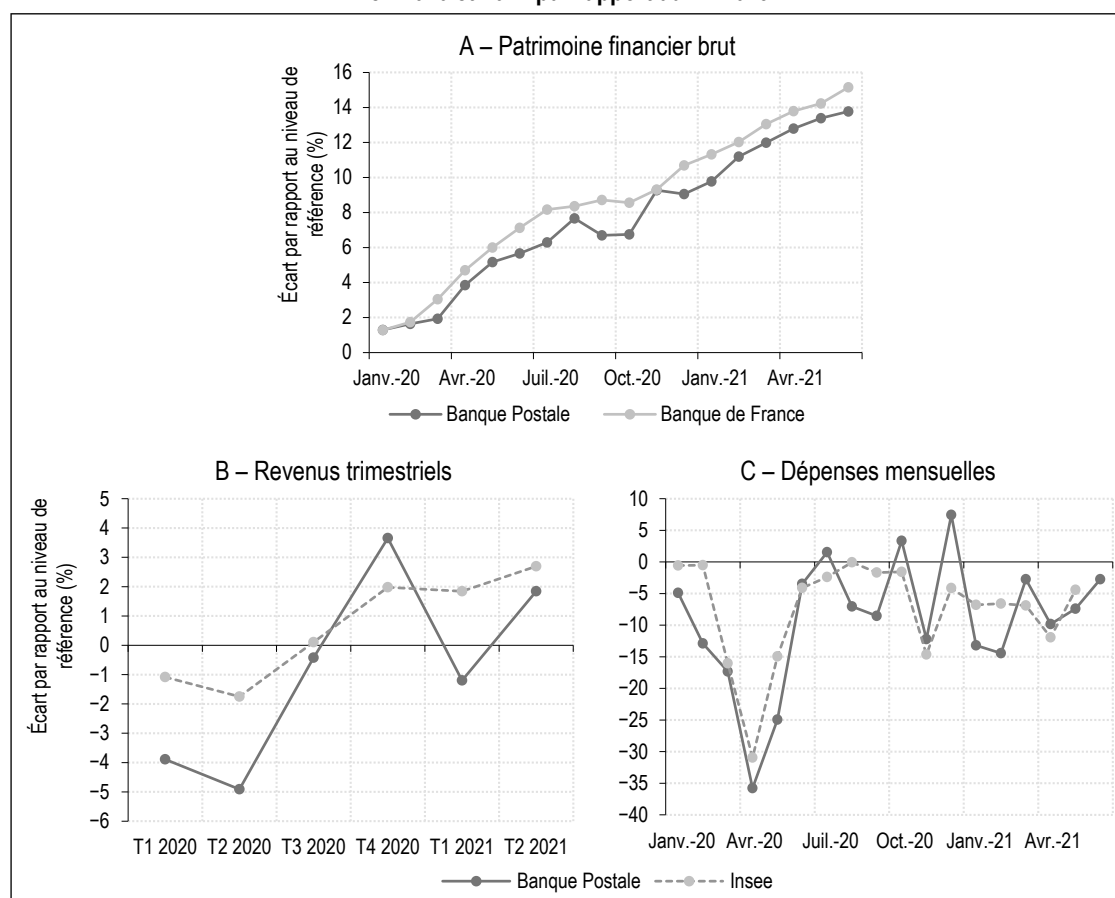
2.5. Évolution des indicateurs de précarité en patrimoine et impact du premier confinement

Avant d’étudier l’impact de la crise sur différentes populations, nous mesurons l’évolution de la précarité sur notre échantillon entre janvier 2019 et juin 2021. Les trois indicateurs mobilisés pointent à la baisse sur notre échantillon (figure II). Pourtant, cela ne signifie pas *ipso facto* que la précarité recule en France sur la période, là encore notamment du fait de la spécificité de la clientèle de LBP et en raison du vieillissement de l’échantillon.

L’évolution des indicateurs de précarité informe néanmoins sur le déroulement de la crise sanitaire. Lors du premier confinement, du 17 mars au 10 mai 2020, les restrictions sanitaires provoquent une baisse des dépenses plus forte que celle du revenu, permettant à un supplément

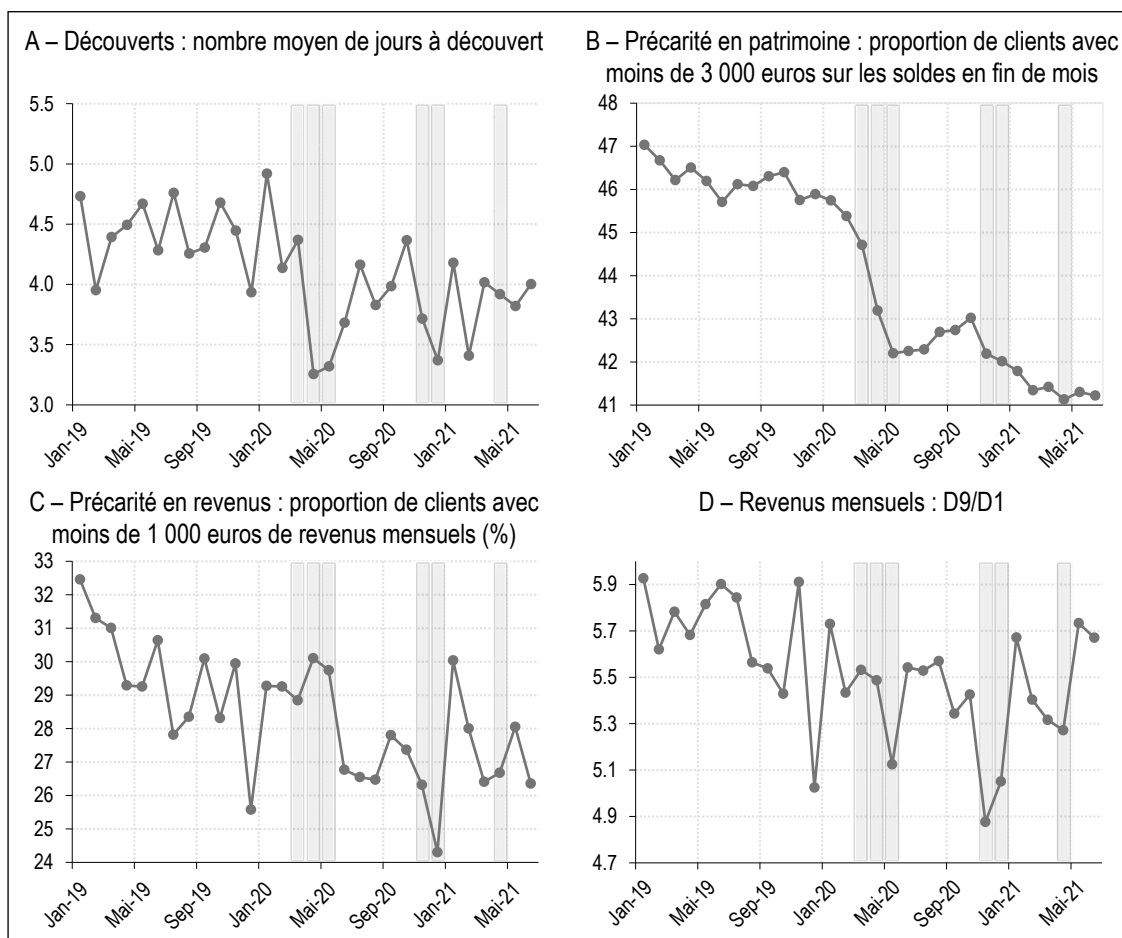
13. Institutions sans but lucratif au service des ménages.

Figure I – Évolution de la consommation, des revenus et du patrimoine financier brut en 2020 et 2021 par rapport au T4 2019



Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d’âge et de département grâce au recensement. Les évolutions sont réalisées en déviation par rapport au dernier trimestre 2019.
 Lecture : d’après les données de l’Insee, la consommation en avril 2020 était inférieure de 30 % à la consommation moyenne du T4 2019.
 Sources et champ : La Banque Postale ; France, échantillon de clients bancarisés principaux de La Banque Postale présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. N=218 811, pour les revenus trimestriels et la consommation (Insee, 2021b). Banque de France pour le patrimoine financier brut. Calculs des auteurs.

Figure II – Évolution des indicateurs de précarité et d'inégalité sur un panel de clients de LBP entre 2019 et 2021



Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d'âge et de département grâce au recensement.
 Lecture : en mars 2020, 29 % des clients de l'échantillon ont un revenu inférieur à 1 000 euros
 Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancarisés principaux de La Banque Postale présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. N=218 811. Calculs des auteurs.

d'épargne de se constituer. Sur cet échantillon particulier de LBP, la proportion de clients avec moins de 3 000 euros sur leurs comptes chute, et marque une rupture, entre mars et mai 2020, de 44 % à 42 %. Elle remonte ensuite légèrement lors du déconfinement mais en restant significativement inférieure au niveau d'avant crise. Les avoirs supplémentaires sur les comptes réduisent le nombre de découverts. Les confinements de novembre 2020 et d'avril 2021, moins stricts, ont des effets plus modérés que le premier : l'épargne, la précarité en patrimoine et les découverts mensuels sont stables sur la période. Par ailleurs, les confinements affectent moins les revenus que l'épargne. Ainsi, la proportion de clients avec des revenus inférieurs à 1 000 euros par mois augmente, temporairement, de 1 point de pourcentage lors du premier confinement, alors que la tendance sur cet échantillon était à la baisse en 2019. Enfin, nous observons que le ratio D9/D1 des revenus ralentit sa baisse en 2020. Si la baisse observée en 2019 peut être attribuée en partie au vieillissement de l'échantillon,

ce ralentissement s'explique par l'impact de la crise légèrement plus élevé pour les bas revenus que pour les hauts revenus (voir Aspachs *et al.* pour l'Espagne et nos résultats *infra*).

3. Analyse empirique

3.1. Méthode d'analyse empirique

La suite de l'étude s'attache à distinguer l'impact de la crise sanitaire en tant que tel de la tendance observée sur les données. Pour ce faire, nous réalisons une étude d'événement (*event study*¹⁴).

Nous estimons l'impact de la crise sanitaire sur les dépenses, les revenus, le patrimoine et les découverts en mesurant l'écart entre les valeurs observées en 2020 et les valeurs attendues, ou encore prédites, si la tendance pré-crise mesurée entre janvier 2019 et janvier 2020 s'était poursuivie. L'identification de l'effet repose sur

14. MacKinley (1997) propose une présentation théorique et pratique de ce type de modèle économétrique.

la comparaison entre un groupe de contrôle (les clients en 2019) et un groupe de traitement (les clients en 2020). Le modèle s'écrit :

$$Y_{i,p,A} = \alpha_i + \beta 1_{A=2020} + \gamma 1_{p=fév.-déc.} + \delta 1_{p=fév.-déc.} 1_{A=2020} + \varepsilon_{i,p,A} \quad (1)$$

où les termes $1_{j=j'}$ sont des opérateurs binaires égaux à 1 si $j = j'$. p peut prendre deux valeurs (*jan.* ou *fév.-déc.*), $Y_{i,p,A}$ représente la moyenne de la variable étudiée sur la période p (janvier ou février-décembre) pour un individu i , l'année A . La variable dépendante (Y) représente alternativement les dépenses, les revenus, le patrimoine financier brut ou le nombre de jours à découvert. β est un effet fixe annuel et capte la tendance¹⁵. α_i correspond à l'effet fixe individuel. Le coefficient d'intérêt δ s'interprète comme l'écart moyen entre la valeur de Y observée (sur la période février-décembre 2020) et la valeur attendue si la tendance pré-crise s'était poursuivie. Ce coefficient correspond à l'estimateur des doubles différences (Lechner, 2011) : l'effet de la crise sur Y correspond à la différence observée entre sa valeur moyenne entre février et décembre en 2020 et sa valeur moyenne sur la même période en 2019, de laquelle est soustraite la différence observée entre janvier 2020 et janvier 2019. Formellement :

$$\delta = \left\{ \begin{array}{l} E(Y_{p,A}|A=2020, p=fév.-déc.) - \\ E(Y_{p,A}|A=2019, p=fév.-déc.) \end{array} \right\} - \left\{ \begin{array}{l} E(Y_{p,A}|A=2020, p=jan.) - \\ E(Y_{p,A}|A=2019, p=jan.) \end{array} \right\} \quad (2)$$

L'effet de la crise est ensuite décomposé mois par mois grâce au modèle suivant :

$$Y_{i,m,A} = \alpha_i + \beta 1_{A=2020} + \sum_{t=2}^{12} \gamma_t 1_{m=t} + \sum_{t=2}^{12} \delta_t 1_{m=t} 1_{A=2020} + \varepsilon_{i,m,A} \quad (3)$$

où γ_t représente l'effet fixe du mois t (le premier mois, janvier, est pris comme référence), α_i correspond à l'effet fixe individuel et δ_t à l'effet du mois t spécifique à 2020 en contrôlant la tendance pré-crise. Ce coefficient correspond donc à l'estimateur des doubles différences. Formellement, pour chaque mois :

$$\delta_t = \left\{ \begin{array}{l} E(Y_{m,A}|A=2020, m=t) - \\ E(Y_{m,A}|A=2019, m=t) \end{array} \right\} - \left\{ \begin{array}{l} E(Y_{m,A}|A=2020, m=1) - \\ E(Y_{m,A}|A=2019, m=1) \end{array} \right\} \quad (4)$$

L'effet de la crise est ainsi mesuré mois par mois par les coefficients. Par exemple, si Y représente le patrimoine et que δ_t vaut 100, cela signifie qu'en moyenne, le mois t , le patrimoine est supérieur de 100 euros par rapport au niveau attendu en extrapolant la tendance pré-crise.

Afin d'interpréter les coefficients comme des semi-élasticités, les variables de revenus et de dépenses sont étudiées en log (les zéros sont préalablement remplacés par la moitié de la plus petite valeur non nulle)¹⁶. Cette transformation nous permet d'interpréter les coefficients comme des pourcentages après avoir effectué la transformation $100*(\exp(\delta)-1)$. Les autres concepts tels que les découverts bancaires et le patrimoine sont quant à eux, étudiés en niveau.

Quel que soit le modèle estimé, les coefficients reportés correspondent aux estimateurs *within* et les écarts-types sont clustérisés au niveau individuel.

La méthode s'appuie donc sur une comparaison entre l'année 2019 et l'année 2020, en contrôlant de la tendance pré-crise, qui est évaluée entre janvier 2019 et janvier 2020. L'hypothèse d'identification sous-jacente du modèle est qu'en l'absence de crise, les évolutions mensuelles de la variable Y seraient identiques en 2019 et en 2020. Par définition, les niveaux contrefactuels, i.e. qui auraient prévalu en 2020 en l'absence de crise, sont inconnus et cette hypothèse n'est testable qu'en février 2020. En effet, à cette date, la crise économique n'a pas encore éclaté : si l'hypothèse est valide, les écarts entre les valeurs observées et les valeurs prédites ne doivent pas être significativement différentes pour ce mois. Dans la majorité des estimations, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle de tendance commune en février au seuil de 5%. Nous la rejetons cependant pour certaines (comme pour celle concernant les découverts des clients allocataires du RSA), mais l'écart observé en février reste mineur en comparaison des écarts estimés les mois suivants. Cela nous conforte dans l'idée que l'hypothèse de tendance commune est respectée. En tout cas,

15. Ce coefficient β n'est estimé que si l'individu est présent les deux années. Bien qu'il n'y ait dans notre échantillon ni entrées ni sorties, tous les individus ne sont pas nécessairement présents chaque année dans chaque régression du fait de la constitution de sous-échantillons (par groupe de revenus et spécifiquement pour les allocataires du RSA) définis séparément pour chaque année.

16. Nous pouvons aussi utiliser la fonction réciproque du sinus hyperbolique (plutôt que la transformation logarithmique classique) : $\text{arcsinh}(x) = \ln(x + \sqrt{1+x^2})$, qui est notamment définie en zéro. Les valeurs nulles sont très peu présentes dans nos observations (1.2% pour les revenus et aucune pour les dépenses). Ainsi, les résultats obtenus sont identiques si l'on utilise la fonction réciproque du sinus hyperbolique plutôt que la fonction logarithmique (voir Annexe en ligne S3).

les différences importantes observées en 2020 dues à la crise dominant économiquement les éventuelles tendances différentes¹⁷.

Par ailleurs, si nous voulons interpréter les écarts observés comme des écarts à une situation normale, encore faut-il que l'année 2019, qui fait office d'année de référence, puisse être considérée comme une année normale. Cela semble être le cas, au sens où la variation de la croissance de consommation et de revenu disponible brut des ménages en 2019 par rapport aux années précédentes est négligeable par rapport à la chute observée en 2020. Selon les comptes nationaux de l'Insee, on observe en effet une hausse de la consommation effective des ménages de 2.1 % en 2018, et de 2.3 % en 2019 (par rapport à l'année précédente), ce qui contraste avec la chute de 4.2 % en 2020. De même le revenu disponible brut augmentait de 2.6 % en 2017, 3.1 % en 2018 et 3.4 % en 2019 contre seulement 1.0 % en 2020. Ces résultats appuient l'hypothèse de « normalité » de l'année 2019 : les écarts entre 2017, 2018 et 2019 sont négligeables par rapport aux écarts entre 2019 et 2020.

3.2. Constitution des groupes de revenus et du groupe des allocataires du RSA

Que ce soit pour évaluer l'impact de la crise sur différents groupes de revenus ou sur le groupe des clients allocataires du RSA, nous faisons le choix de ne pas constituer les groupes en 2019 pour ensuite suivre leur évolution en 2020. En effet, l'écart observé en 2020 serait alors la somme des effets de la crise sanitaire, du vieillissement de la population et d'un effet naturel de retour à la moyenne. Ce dernier conduirait à sous-estimer l'impact de la crise pour les moins aisés et à le surestimer pour les plus aisés. En effet, chaque année, une partie des individus passent du groupe des plus pauvres au groupe des plus riches et inversement. Même dans une société avec des inégalités stables, le groupe des personnes les moins aisées une année donnée voit toujours son revenu augmenter davantage l'année suivante que celui des personnes les plus aisées, à partir du moment où il existe des mobilités ascendantes et descendantes. Pour s'abstraire des deux derniers effets (vieillissement de l'échantillon et retour à la moyenne), nous constituons les groupes de revenus et le groupe des allocataires du RSA en début de chaque année. Nous créons donc quatre groupes de revenus sur la base des revenus de janvier 2019, et quatre autres groupes à partir des revenus de janvier 2020 (voir tableau A-1 en annexe). Certains individus peuvent par exemple être classés dans le groupe le plus pauvre en 2019, mais dans un groupe plus riche en 2020 car les

clients les plus pauvres en 2019 ne sont pas exactement les mêmes qu'en 2020. L'intérêt de cette procédure est de fournir pour 2020 des groupes de revenus qui sont comparables à leurs homologues en 2019, afin d'isoler l'effet de la crise¹⁸.

Mesurer le niveau de vie avec un seul mois de revenus implique des erreurs de mesure : des clients aisés peuvent être classés par erreur dans le groupe avec de faibles revenus si leurs revenus sont exceptionnellement bas ce mois-ci et vice-versa (particulièrement pour des travailleurs indépendants). Pour remédier à cette mauvaise classification des clients selon leurs revenus, nous appliquons deux restrictions : tout d'abord, les observations pour lesquelles le revenu est strictement inférieur au montant maximal forfaitaire du RSA en janvier sont exclues ; ensuite, celles pour lesquelles les dépenses en janvier sont distantes de plus de deux écarts-types à la moyenne d'un groupe en sont retirées. Avec ces restrictions les groupes ne sont *in fine* pas tous de la même taille.

Avant de présenter nos résultats, nous introduisons la notion de jour de paie. Ce dernier peut différer pour chaque client. Dans les analyses relatives au jour de paie de cet article, les groupes de revenus et celui des allocataires du RSA ont été constitués en ne conservant que des individus dont le revenu mensuel est versé un jour donné dans le mois et ne fait pas l'objet de plusieurs versements consécutifs répartis sur l'ensemble du mois. Précisément, ne sont conservés que les clients dont les deux virements entrants les plus élevés sur leurs comptes sont espacés d'au moins 25 jours et ne diffèrent pas de plus de 10 %. Ce filtre écarte 34 % des individus du groupe 1, 36 % des individus du groupe 2, 37 % des individus du groupe 3, 50 % des individus du groupe 4 et 24 % des bénéficiaires du RSA. Ces individus sont écartés uniquement pour les analyses relatives au jour de paie mais bien conservés dans le reste de l'étude.

4. Résultats

Nous analysons d'abord l'effet de la crise par groupe de revenus, puis nous nous concentrons sur le cas des allocataires du RSA.

17. Pour tester la sensibilité de nos résultats à la période d'estimation de la tendance pré-crise, nous répliquons une partie de l'analyse en prenant janvier-février comme période de référence (voir Annexe en ligne S4). Le fait d'inclure février dans la période de référence permet d'estimer plus précisément la tendance pré-crise (l'estimation ne repose alors pas sur le seul mois de janvier), mais nous prive de la possibilité de tester l'hypothèse de tendance commune (car la crise sanitaire commence dès le mois de mars 2020). Les résultats sont qualitativement similaires.

18. L'intérêt de la méthode est de neutraliser l'effet de retour à la moyenne et de vieillissement en faisant l'hypothèse que ces deux facteurs jouent de la même manière en 2019 et en 2020.

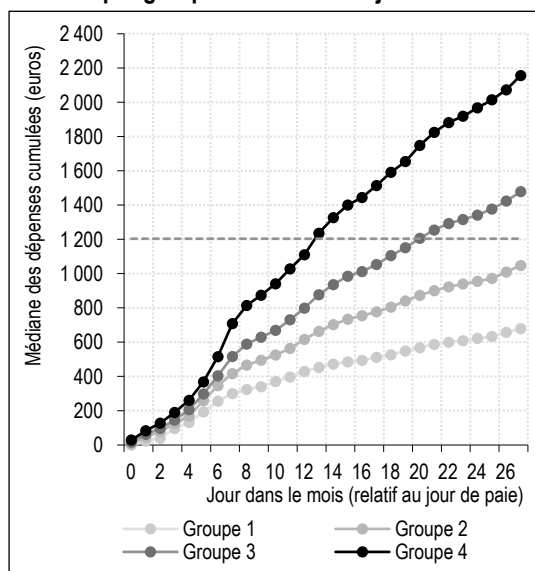
4.1. Analyse par groupe de revenus

Les quatre groupes formés selon les niveaux de revenus présentent d'importantes différences de niveau de dépenses, de patrimoine et de précarité (voir tableau A-2 en annexe). Les dépenses au cours du mois reflètent les différences de contraintes budgétaires que les clients subissent selon leur niveau de revenu. Conformément à la construction des échantillons décrite dans la section 3.2, la médiane des dépenses cumulées selon le nombre de jours écoulés depuis le jour de paie a été calculée pour un sous-échantillon de chacun des groupes (figure III)¹⁹. Plus les revenus du groupe en janvier sont élevés, plus la médiane des dépenses cumulées est élevée quel que soit le temps écoulé depuis la paie. En outre, moins les revenus du groupe sont élevés, plus la courbe est concave. Notre interprétation est que si les groupes aux revenus élevés parviennent à lisser leurs dépenses au cours du mois, les groupes aux revenus les plus faibles consomment davantage les jours suivants la paie et doivent limiter leurs dépenses par la suite²⁰.

4.1.1. Effet de la crise sur les revenus et les dépenses

Lors du premier confinement de mars à mai 2020, les dépenses et les revenus sont très

Figure III – Évolution des dépenses selon le nombre de jours écoulés depuis le jour de paie, par groupe de revenus en janvier



Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d'âge et de département grâce au recensement. La ligne en pointillé correspond au montant du SMIC mensuel net (1 204 euros) pour un salarié travaillant à temps plein au 1^{er} janvier 2019.

Lecture : 12 jours après leur paie de janvier 2019, 50 % des individus qui sont dans le premier quartile de revenus en janvier 2019 ont dépensé plus de 400 euros.

Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancarisés principaux de La Banque Postale présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs et ayant des revenus réguliers sur la période janvier 2019-février 2019. Calculs des auteurs.

inférieurs à leur niveau attendu, c'est-à-dire tel qu'on peut l'extrapoler à partir de la tendance pré-crise (figure IV). En avril, les revenus sont inférieurs de 12.0 % par rapport au niveau attendu pour les moins aisés, et de 11.0 % pour les plus aisés. Les dépenses, quant à elles, sont inférieures de 33.8 % pour les moins aisés et de 38.7 % pour les plus aisés. Hormis cette période, les dépenses et les revenus en 2020 sont proches des niveaux attendus. Le confinement de novembre a un impact bien plus faible. Nous observons même un léger rebond des revenus, plus marqué pour les moins aisés grâce aux aides exceptionnelles liées à la Covid-19 (150 euros, plus 100 euros par enfant à charge de moins de 20 ans, accordés notamment aux bénéficiaires du RSA et de l'Allocation de solidarité spécifique, ASS).

Sur l'ensemble de l'année, le déficit de revenus a été significativement plus important pour le groupe avec les revenus les plus faibles que pour les autres groupes, contribuant à tirer à la hausse les inégalités (ce qui se traduit par un ralentissement de la diminution du rapport D9/D1 dans notre échantillon vieillissant) : les revenus du groupe aux plus faibles revenus sont inférieurs de 2.7 % au niveau attendu, contre 1.9 % pour le deuxième groupe, 1.2 % pour le troisième et 1.6 % pour le quatrième (tableau 2). L'impact sur les dépenses est similaire entre les groupes (les différences ne sont pas significatives).

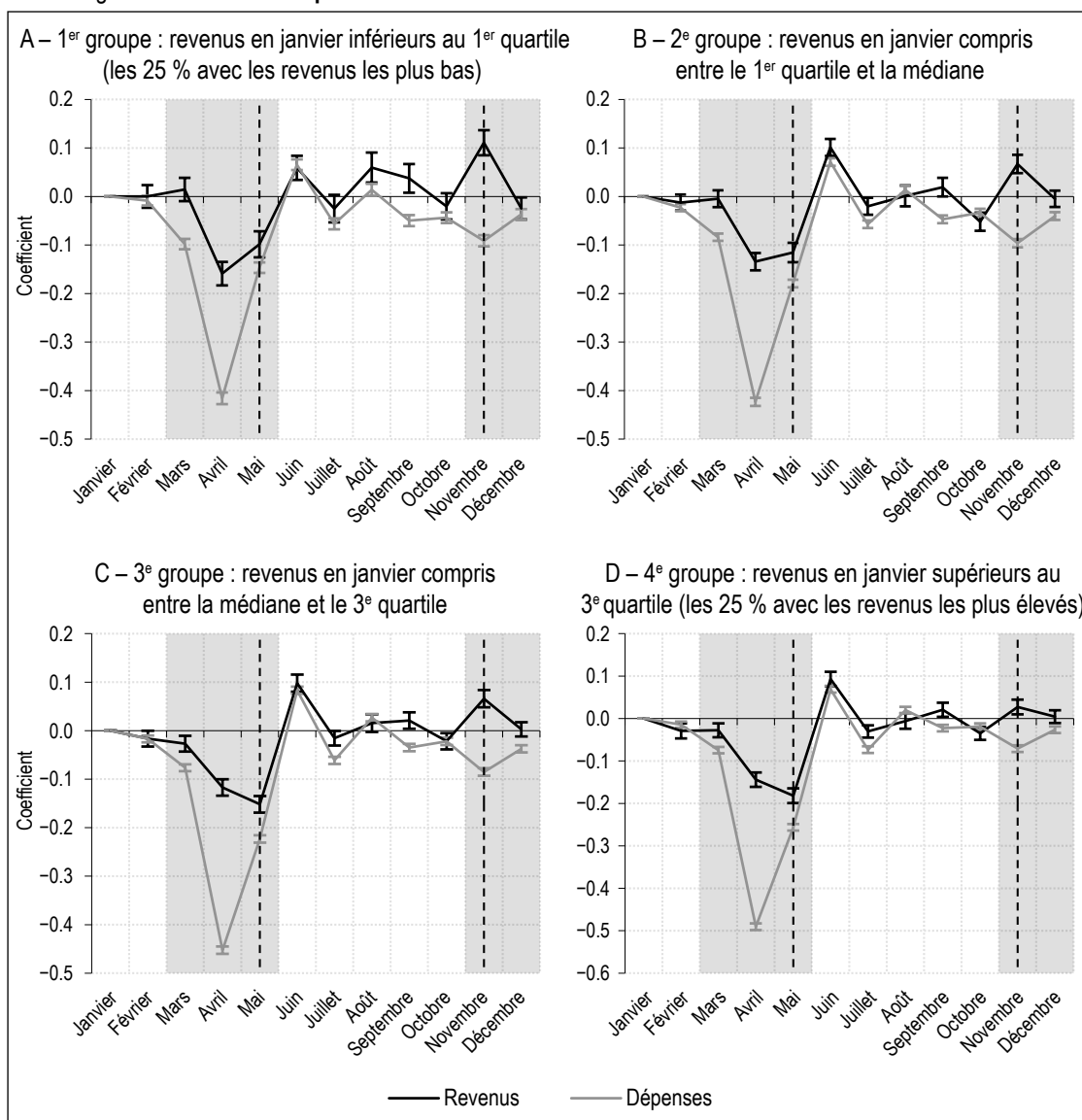
4.1.2. Effets sur l'épargne et les découverts

Dans tous les groupes de revenus, la diminution des dépenses a favorisé l'épargne : la précarité en patrimoine et la fréquence des découverts ont ainsi diminué. En niveau, ce sont les hauts revenus qui ont le plus épargné et alimenté leurs patrimoines financiers : en décembre 2020, les patrimoines financiers bruts du groupe de clients avec les plus hauts revenus en début d'année sont supérieurs de 1 190 euros au niveau attendu contre 380 euros pour le groupe de clients avec les plus bas revenus (figure V). Le nombre moyen de jours de découvert est inférieur au niveau attendu sur toute la période de crise (chaque mois à compter du mois de mars), notamment pour le groupe avec les plus faibles revenus (figure VI).

19. L'Annexe en ligne S5 présente d'autres analyses des dépenses mensuelles par groupe de revenus et pour les bénéficiaires du RSA.

20. Une explication alternative pourrait être qu'il y ait coïncidence entre les dates de paie et les principaux prélèvements (énergie, loyers, etc.), mais cette explication ne serait pas suffisante car en se limitant aux dépenses par carte et aux retraits, les courbes sont similaires.

Figure IV – Écart des dépenses et des revenus entre les niveaux observés en 2020 et attendus



Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d'âge et de département grâce au recensement. Les périodes de confinement sont représentées par des bandes grises. Les valeurs affichées sont les estimations des coefficients δ_t de l'équation (3) où la variable dépendante est $\log(Y)$, Y représentant les dépenses ou les revenus. Pour chaque groupe de revenus et chaque variable, une régression différentielle est donc estimée. L'interprétation d'un écart de $100 \times X$ en termes d'écart en % est une approximation de l'écart réel égal à $100 \times (\exp(X) - 1)$. Pour le mois d'avril, quand les dépenses chutent fortement, l'approximation est moins précise. Les intervalles fournis sont les intervalles de confiance à 95%. Les écarts-types sont clustérisés au niveau individuel. Les effectifs dans chaque groupe sont détaillés dans le tableau A-2. Par exemple, dans le premier groupe de revenus, $N=31\ 189$ individus en 2019 et $N=35\ 162$ en 2020. Les dates de versement des aides exceptionnelles gouvernementales prises en compte dans l'étude sont indiquées en pointillés.

Lecture : en avril 2020, le quart des clients aux revenus les plus faibles en janvier ont des revenus 16 % inférieurs au niveau attendu si la tendance pré-crise s'était poursuivie (le chiffre correspond à l'approximation logarithmique, mais dans le texte l'effet exact est reporté).

Source et champ : France, échantillon de clients bancarisés principaux de La Banque Postale présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Calculs des auteurs.

Ces résultats, qui montrent une baisse du nombre jours de découvert et une hausse de l'épargne, peuvent sembler contradictoires avec ceux obtenus à partir d'enquêtes. Ainsi, un quart des enquêtés dans EpiCov déclarent une dégradation de leur situation financière en moyenne, cette proportion étant d'autant plus élevée que le niveau de vie initial était bas (Givord & Silhol, 2020). Cependant, la perception d'une situation financière dégradée ne se traduit pas nécessairement par une baisse des soldes des comptes

en banque. Si les revenus d'activité baissent et que les perspectives économiques s'assombrissent, les ménages peuvent considérer que leur situation financière se détériore même si leur capacité d'épargne s'améliore temporairement. L'enquête CAMME montre ainsi que la proportion de ménages déclarant s'endetter ou tirer sur leurs réserves a diminué en 2020 (Clerc *et al.*, 2021). De même, l'Observatoire de l'Inclusion Bancaire pointe une baisse du nombre de procédures de surendettement ouvertes en 2020.

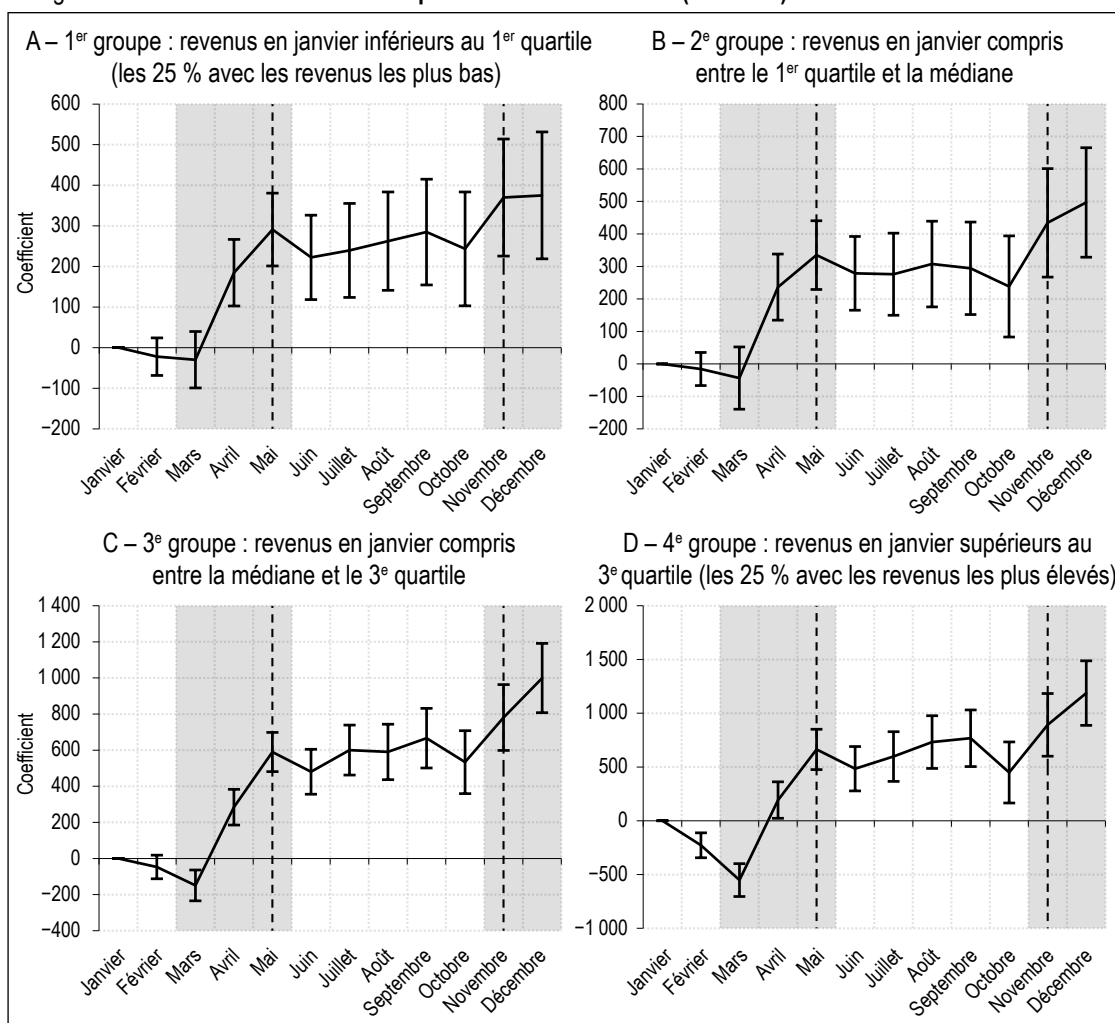
Tableau 2 – Écart moyen annuel des revenus, des dépenses et des découverts par rapport au niveau attendu en extrapolant la tendance pré-crise

Groupe de revenus		Variable dépendante		
		Log Revenus	Log Dépenses	Découverts
1 ^{er} groupe : revenus en janvier inférieurs au 1 ^{er} quartile	Coefficient (écart-type)	-0.027 (0.003)	-0.074 (0.004)	-0.863 (0.046)
	R ²	0.217	0.065	0.030
2 ^e groupe : revenus en janvier compris entre le 1 ^{er} quartile et la médiane	Coefficient (écart-type)	-0.019 (0.002)	-0.077 (0.003)	-0.671 (0.033)
	R ²	0.086	0.036	0.021
3 ^e groupe : revenus en janvier compris entre la médiane et le 3 ^e quartile	Coefficient (écart-type)	-0.012 (0.002)	-0.075 (0.003)	-0.973 (0.032)
	R ²	0.026	0.028	0.019
4 ^e groupe : revenus en janvier supérieurs au 3 ^e quartile	Coefficient (écart-type)	-0.016 (0.003)	-0.078 (0.003)	-0.792 (0.030)
	R ²	0.064	0.011	0.014

Note : les coefficients correspondent à l'estimation within du paramètre δ de l'équation (1). Pour chaque groupe de revenus et chaque variable, une régression différente est donc estimée. Les écarts-types sont entre parenthèses. Pour les revenus et les dépenses, l'interprétation d'un écart de $100 \times X$ en termes d'écart en % est une approximation de $100 \times (\exp(X) - 1)$. Les écarts-types sont représentés entre parenthèses et clusterisés au niveau individuel. Les effectifs dans chaque groupe sont détaillés dans le tableau A-2. Par exemple, dans le premier groupe de revenus, $N=31\ 189$ individus en 2019 et $N=35\ 162$ en 2020.

Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancarisés principaux de La Banque Postale présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Calculs des auteurs.

Figure V – Écart entre les niveaux de patrimoine financier brut (en euros) observés en 2020 et attendus

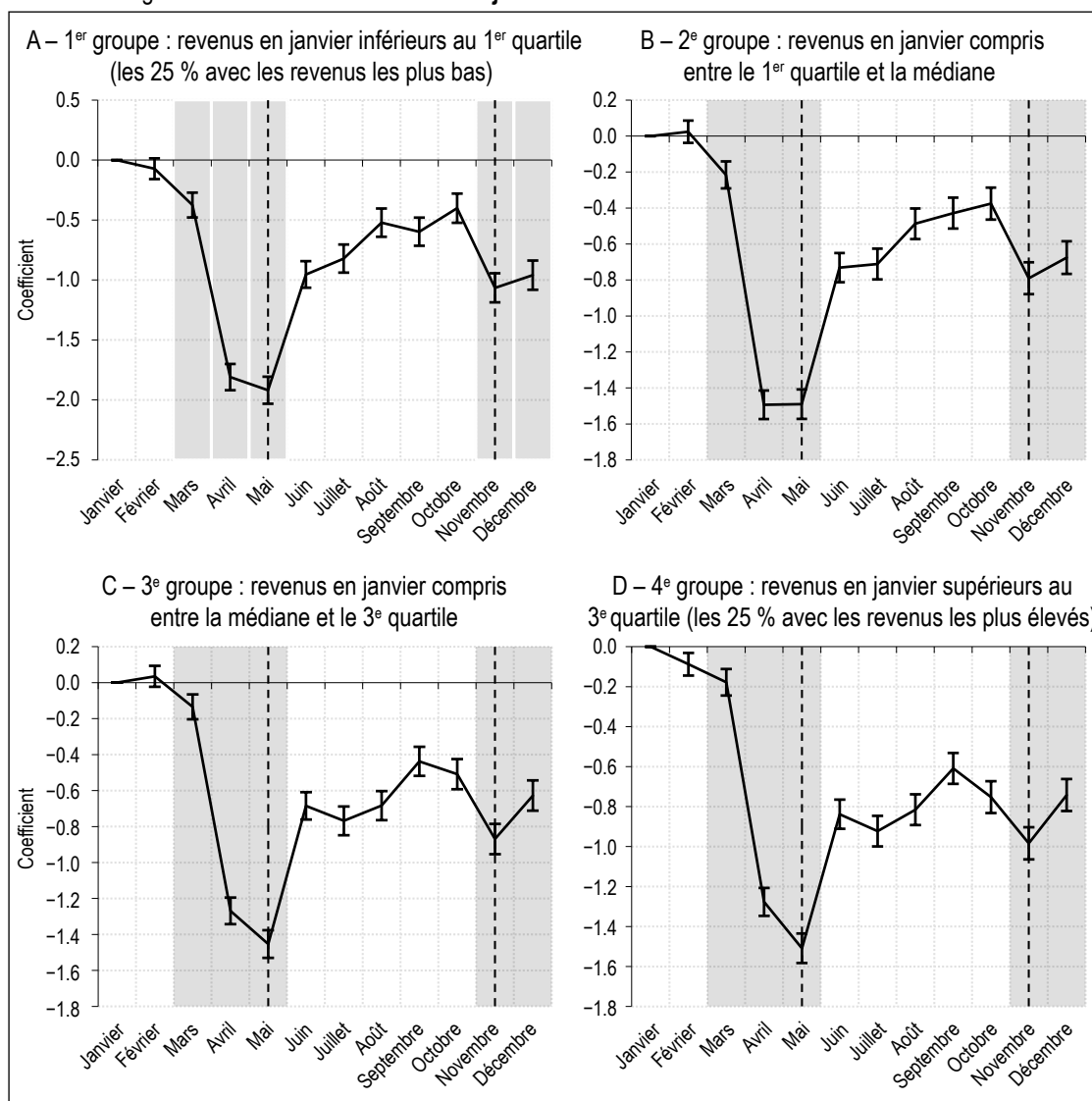


Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d'âge et de département grâce au recensement. Les périodes de confinement sont représentées par des bandes grises. Les valeurs affichées sont les estimations des coefficients δ de l'équation (3). Les intervalles fournis sont les intervalles de confiance à 95 %. Les écarts-types sont clusterisés au niveau individuel. Les effectifs dans chaque groupe sont détaillés dans le tableau A-2 en annexe. Par exemple, dans le premier groupe de revenus, $N=31\ 189$ individus en 2019 et $N=35\ 162$ en 2020. Les dates de versement des aides exceptionnelles gouvernementales prises en compte dans l'étude sont indiquées en pointillés.

Lecture : en avril 2020, le quart des clients aux revenus les plus faibles en janvier ont un patrimoine brut moyen 180 euros plus élevé que le niveau attendu si la tendance pré-crise s'était poursuivie.

Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancarisés principaux de La Banque Postale présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Calculs des auteurs.

Figure VI – Écart entre le nombre de jours de découvert observés en 2020 et attendus



Note : cf. figure V.

Lecture : en avril 2020, le quart des clients aux revenus les plus faibles en janvier ont en moyenne 1.8 jours de découverts de moins par rapport au niveau attendu si la tendance pré-crise s'était poursuivie.

Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancarisés principaux de La Banque Postale présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Calculs des auteurs.

4.2. La situation des allocataires du RSA en 2020

En 2020, l'emploi à durée limitée et l'emploi à temps partiel ont reculé : les emplois les plus précaires et les moins qualifiés ont davantage pâti de la crise que les autres (Insee, 2021). Afin de compenser l'augmentation de la précarité due à cette baisse de l'emploi, l'État a versé des aides exceptionnelles à certains bénéficiaires de prestations sociales, en mai et en novembre notamment. Les données bancaires de LBP permettent de mesurer la capacité de ces aides à prévenir la dégradation de la situation de certaines populations spécifiques, comme les allocataires du RSA. Fin 2019, il y a 1 916 100 allocataires du RSA, dont 55 % sont des personnes seules

sans personne à charge (Drees, 2021). Comme ces dernières représentent la majorité des allocataires du RSA et sont faciles à identifier dans nos données lorsqu'elles perçoivent le montant maximal de l'allocation (avec ou sans forfait logement), nous pouvons étudier spécifiquement cette population. Dans notre échantillon filtré, ces allocataires sont au nombre de 4 160 en 2019 et 3 830 en 2020. Les bénéficiaires sont identifiés dans les données s'ils perçoivent un virement en janvier ou en février correspondant au montant forfaitaire maximal du RSA pour personnes seules sans personne à charge (avec ou sans forfait logement) au centime près (550.93 euros ou 484.82 euros en janvier et février 2019, 559.74 euros ou 492.57 euros en janvier et février 2020).

4.2.1. Les allocataires du RSA en début d'année 2019

Cette population se caractérise par une précarité très marquée quel que soit l'indicateur retenu. En janvier 2019, leur patrimoine financier brut moyen est de 3 020 euros, leur patrimoine médian de 70 euros et il est négatif²¹ (-30 euros) dans le premier quartile (voir tableau A-3 en annexe). Le patrimoine moyen de ces allocataires est inférieur de 7 240 euros à celui des clients de l'échantillon du groupe ayant les revenus les plus faibles. Pour les allocataires du RSA, les contraintes sur les dépenses sont prégnantes : le montant moyen de leurs dépenses est de 860 euros et le montant médian de 560 euros. Leur nombre de jours de découvert s'élève à 7.3 dans le mois, soit un quart du temps (contre 5.8 pour le groupe aux plus faibles revenus), et la part de ceux qui sont précaires en revenus (moins de 1 000 euros de flux entrants) ou en patrimoine (moins de 3 000 euros sur les soldes) avoisine les 90 %²².

Le profil de l'évolution de leurs dépenses apparaît particulier : la courbe représentant les dépenses médianes selon le nombre de jours écoulé depuis

la perception de la paie est fortement concave (figure VII). Cela signifie une concentration des dépenses les premiers jours suivants la réception de la paie. Cette forte concavité peut être le signe du recours à des aides alimentaires en fin de mois, quand le solde des comptes bancaires est nul ou presque. Dix jours après le versement, 50 % des allocataires du RSA étudiés ont déjà dépensé plus des deux tiers du montant maximal du RSA (sans forfait logement)²³.

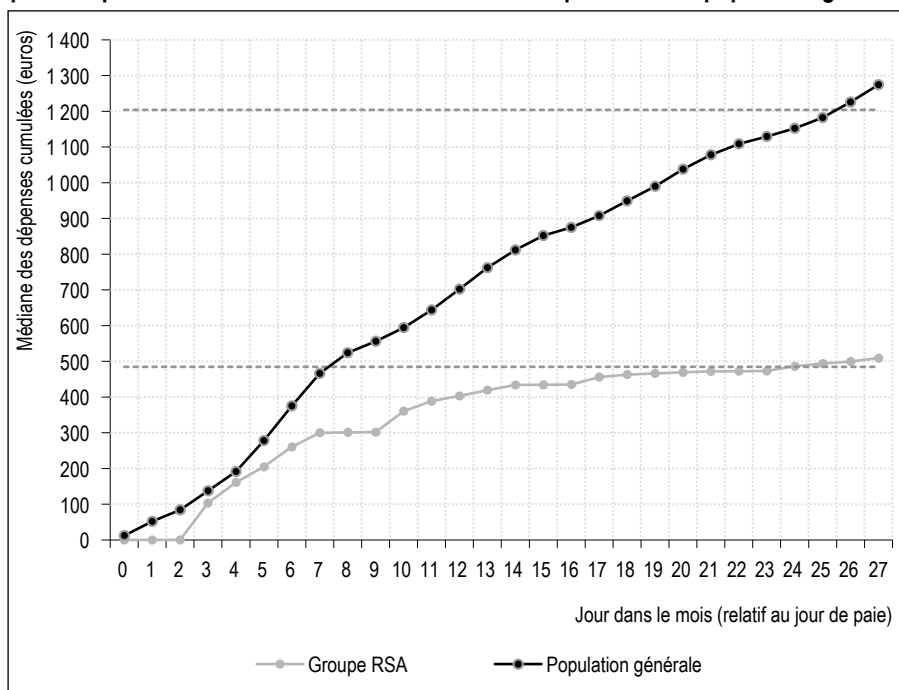
L'enquête Budget de famille permet d'éclairer la contrainte budgétaire subie par les allocataires du RSA sur deux points. Tout d'abord, les allocataires vivent à flux tendus et n'épargnent pas (les dépenses représentent 100 % du revenu mensuel total contre 78 % en moyenne). Ensuite, les dépenses de première nécessité représentent une

21. Ce patrimoine négatif correspond à un montant négatif sur les comptes courants (les dettes et crédits ne sont pas pris en compte pour le calcul du patrimoine financier).

22. La proportion de clients précaires en revenus en janvier dans ce groupe n'est pas de 100 % même si le montant de l'allocation est très inférieur au seuil de 1 000 euros pour deux raisons. La première est que le groupe inclut des clients qui sont allocataires en février mais pas en janvier. La seconde est que certains clients viennent juste de retrouver un emploi et touchent encore l'allocation.

23. L'allocation ne correspond cependant pas nécessairement à l'ensemble des revenus perçus un mois donné.

Figure VII – Évolution des dépenses (en euros) selon le nombre de jours écoulés depuis la paie pour les personnes au RSA en début d'année en comparaison à la population générale



Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d'âge et de département grâce au recensement. Les lignes en pointillé correspondent aux montants du SMIC mensuel net pour un salarié travaillant à temps plein au 1^{er} janvier 2019 (1 204 euros) et au montant du RSA maximal pour une personne seule sans enfant à charge et sans forfait logement au 1^{er} janvier 2019 (484.82 euros). La courbe des allocataires du RSA connaît des plateaux les jours 1, 2, 8 et 9 : le RSA a été versé le vendredi 4 janvier en 2019 et les jours en question correspondent à des weekends.

Lecture : 10 jours après leur paie de janvier 2019, 50 % des individus qui sont bénéficiaires du RSA à taux plein en janvier ou en février ont dépensé plus de 350 euros.

Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancarisés principaux de La Banque Postale présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs et ayant des revenus réguliers sur la période janvier 2019-février 2019. Calculs des auteurs.

part prépondérante de leurs dépenses : logements et alimentation représentent plus de la moitié de leurs dépenses contre un tiers en moyenne pour le reste de la population.

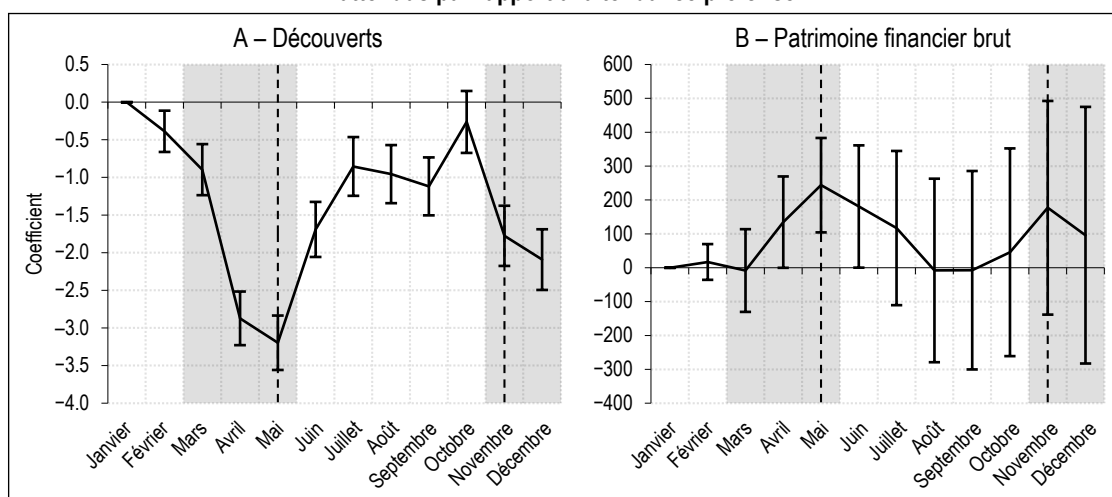
4.2.2. Moins de retours à l'emploi, davantage de transferts sociaux

Pour ces allocataires du RSA, l'impact de la crise sanitaire sur les dépenses est plus faible en début d'année que sur le reste de la population. Leurs dépenses annuelles en 2020 sont en effet inférieures de seulement 5.1 % par rapport au niveau attendu. Cela s'explique par la spécificité de leur structure de consommation qui est principalement axée sur les biens de première nécessité. Comme pour le reste de l'échantillon,

cet écart négatif sur les dépenses s'accompagne d'une réduction du nombre de jours de découvert bancaire durant toute l'année (figure VIII). Sur l'ensemble de l'année 2020, le niveau du nombre de jours de découvert est inférieur de 1.5 jour au niveau attendu (tableau 3).

En revanche, l'effet de la crise sur leurs revenus est plus important que dans le reste de l'échantillon. Sur l'ensemble de l'année 2020, les revenus des allocataires du RSA sont inférieurs de 3.5 % au niveau attendu (tableau 3). Sans les aides exceptionnelles de mai et novembre, l'écart aurait été de 7.0 %. De plus, les revenus sont inférieurs au niveau attendu, chaque mois de l'année, à l'exception du mois de mai et du mois de novembre, mois durant lesquels des primes exceptionnelles ont

Figure VIII – Écart pour les allocataires du RSA à taux plein en début d'année des niveaux du nombre de jours à découvert et du patrimoine financier brut (en euros) entre les niveaux observés en 2020 et ceux attendus par rapport à la tendance pré-crise



Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d'âge et de département grâce au recensement. Les périodes de confinement sont représentées par des bandes grises. Les valeurs affichées sont les estimations des coefficients δ de l'équation (3). Les intervalles fournis sont les intervalles de confiance à 95 %. Les écarts-types sont clustérisés au niveau individuel. $N=4\ 284$ individus en 2019 et $N=3\ 958$ en 2020. Les dates de versement des aides exceptionnelles gouvernementales prises en compte dans l'étude sont indiquées en pointillés. Lecture : en avril 2020, les personnes seules sans enfants à charge et bénéficiaires du RSA en début d'année ont 2.9 jours de découvert en moins qu'attendu si la tendance pré-crise s'était poursuivie.

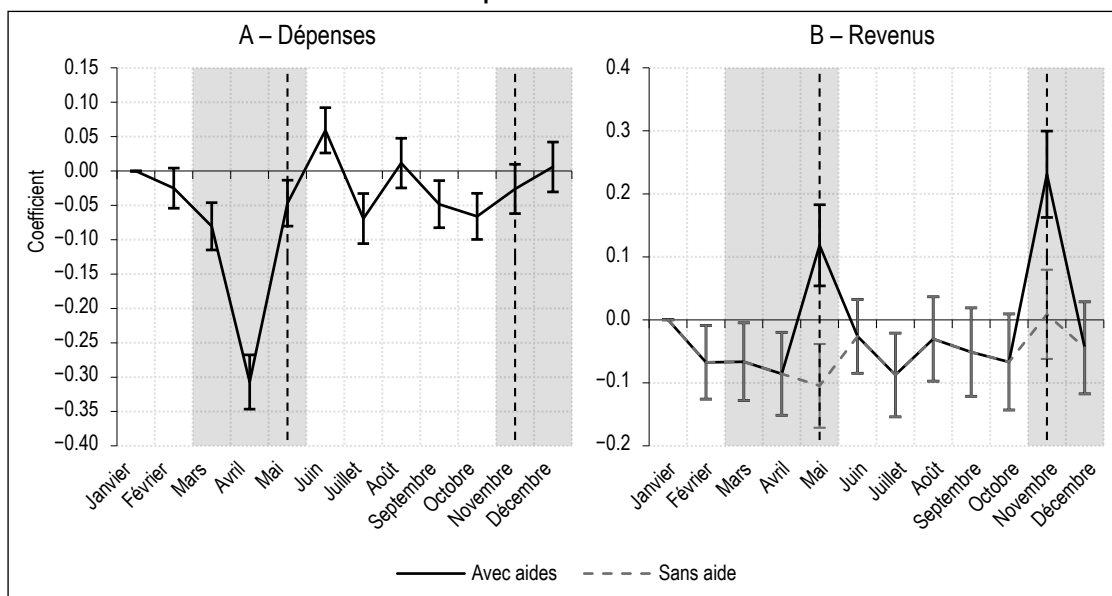
Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancarisés principaux de La Banque Postale présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Clients seuls sans personne à charge percevant le RSA à taux plein en début d'année. Calculs des auteurs.

Tableau 3 – Écart moyen annuel des revenus, des dépenses et des découverts par rapport au niveau attendu en extrapolant la tendance pré-crise, pour les allocataires du RSA à taux plein en début d'année

	Variable dépendante			
	Log Revenus	Log Revenus hors aides	Log Dépenses	Découverts
Coefficient (écart-type)	-0.036 (0.019)	-0.073 (0.019)	-0.052 (0.016)	-1.464 (0.178)
R^2	0.590	0.589	0.695	0.816

Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d'âge et de département grâce au recensement. Les coefficients correspondent à l'estimation within du paramètre δ de l'équation (1). L'interprétation d'un écart de $100 \times X$ en termes d'écart en % est une approximation de $100 \times (\exp(X) - 1)$. Les écarts-types sont représentés entre parenthèses et clustérisés au niveau individuel. $N=4\ 154$ individus en 2019 et $N=3\ 829$ en 2020. Les dates de versement des aides exceptionnelles gouvernementales prises en compte dans l'étude sont indiquées en pointillés. Source et champ : La Banque Postale. France. Échantillon de clients bancarisés principaux de La Banque Postale présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Clients seuls sans personne à charge percevant le RSA à taux plein en début d'année. Calculs des auteurs.

Figure IX – Écart des dépenses et des revenus entre les niveaux observés en 2020 et ceux attendus si la tendance pré-crise s'était poursuivie, pour les allocataires du RSA à taux plein en début d'année



Note : cf. figure VIII.

LECTURE : en avril 2020, les bénéficiaires du RSA à taux plein en janvier et/ou février 2019 ont des revenus 9 % inférieurs au niveau attendu si la tendance pré-crise s'était poursuivie (le chiffre correspond à l'approximation logarithmique, mais dans le texte l'effet exact est reporté).
Sources et champ : La Banque Postale, Insee. France, échantillon de clients bancarisés principaux de La Banque Postale présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Clients seuls sans personne à charge percevant le RSA à taux plein en début d'année. Calculs des auteurs.

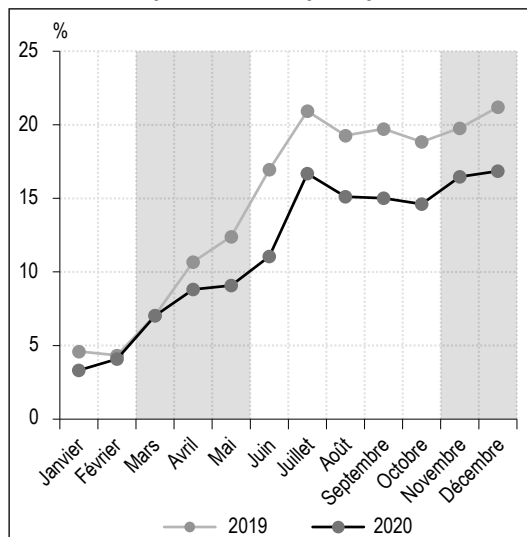
été versées (figure IX). Comme nous allons le voir, cet écart s'explique vraisemblablement par des retours moins fréquents à l'emploi.

Afin d'estimer la proportion des retours en emploi, nous calculons la proportion d'allocataires du RSA en début d'année n'ayant pas pour principale source de revenus les allocations de la Caisse des allocations familiales (CAF). Précisément, cette proportion correspond à la part des observations ne percevant pas la majorité de leurs revenus le jour de versement du RSA (en général, le 5 de chaque mois). En 2019 comme en 2020, cette proportion augmente au gré des retours à l'emploi tout au long de l'année (figure X). Cependant, à partir du premier confinement en 2020, cette augmentation ralentit. En fin d'année 2020, cette proportion est inférieure de 4 points de pourcentage par rapport à 2019.

L'organisme de versement souligne que le nombre d'entrées au RSA reste stable autour de 100 000 par mois sur la période de janvier à août 2020 tandis que le nombre de sorties baisse autour de 60 000 entre mars et mai de la même année (CNAF, 2020).

Si les revenus moyens sont inférieurs en 2020 au niveau attendu, la médiane des revenus, quant à elle, est identique, sauf en mai et en novembre où elle est plus élevée. La majorité des allocataires étudiés n'a donc pas connu

Figure X – Part de certains allocataires du RSA en début d'année dont les allocations de la CAF ne sont plus la source principale de revenus



Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d'âge et de département grâce au recensement. Le fait que la part ne soit pas égale à 0 en janvier et en février provient de clients bénéficiaires un seul des deux mois. N=4 284 individus en 2019 et N=3 958 en 2020.

LECTURE : en avril 2019, la proportion de clients seuls sans personne à charge et percevant le RSA à taux plein en début d'année n'ayant plus pour principale source de revenus les allocations de la Caf est de 11 %.
Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancarisés principaux de LBP présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Calculs des auteurs.

de baisse de revenus. En effet, quelle que soit l'année considérée, la majorité des allocataires

en début d'année ne retrouve pas d'emploi dans l'année : seulement 24 % des allocataires du RSA fin 2019 l'étaient depuis moins d'un an (Drees, 2021). Le revenu des allocataires en début d'année dépend donc exclusivement des transferts sociaux (et d'éventuels transferts familiaux) ; or les transferts sociaux ne diminuent pas en 2020, ils augmentent même grâce aux aides exceptionnelles. Afin d'étudier le cas des allocataires longue durée, nous avons restreint notre échantillon aux allocataires du RSA au début de l'année 2020 qui le sont encore en décembre. Pour cette population, l'impact de la crise sanitaire est nul sur les dépenses sur l'ensemble de l'année, malgré la baisse pendant le 1^{er} confinement (voir Annexe en ligne S6). Les revenus sont au niveau attendu sauf les mois de perception des aides exceptionnelles où ils sont plus élevés. Ainsi, leur situation financière s'est améliorée en 2020 avec la crise et les aides. L'impact négatif sur les revenus des allocataires du RSA en début d'année se concentre donc sur la minorité d'allocataires qui aurait pu retrouver un emploi sans la crise.

* *
*

Les données bancaires permettent un suivi mensuel et même *infra* mensuel de la situation financière des ménages. Elles ont pour double avantage par rapport aux enquêtes d'être disponibles quasiment en temps réel et, compte tenu de la taille de l'échantillon, de permettre de concentrer les études sur des situations très spécifiques comme celle des allocataires du RSA. Notre travail met ainsi en évidence l'importance des dispositifs d'aide exceptionnelle sur cette population spécifique. Nous soulignons la précarisation d'une partie de la population, qui par ailleurs a été observée à la fois par la hausse du nombre d'allocataires RSA et par les hausses de demande d'aide alimentaire.

La rapidité d'accès, la fréquence et la taille de l'échantillon des données bancaires sont autant

d'atouts que les statisticiens peuvent exploiter afin d'évaluer finement les impacts d'une crise soudaine et les effets des dispositifs d'aide. Par rapport aux données administratives et notamment fiscales, ces données font partie des rares sources (avec l'enquête Budget de famille) à fournir des informations sur les revenus, le patrimoine et la consommation, ce qui est crucial pour mesurer la fragilité financière des ménages. Mais l'enquête Budget de famille, qui est une enquête en coupe réalisée tous les 5 ans, ne permet pas d'évaluer l'impact de chocs comme ceux de la crise sanitaire, faute de suivi longitudinal des ménages.

Cependant, plusieurs limites de cette étude doivent être soulignées. La représentativité est imparfaite, les individus non bancarisés (migrants ou sans papiers par exemple) ou possédant des comptes dans des services bancaires alternatifs, chez les buralistes par exemple, sont complètement absents des données des banques traditionnelles. Des enquêtes doivent donc être menées afin d'étudier ces populations. Par ailleurs, l'absence de catégorisation des virements entrants entre revenus, transferts sociaux et transferts familiaux empêche de décrire finement les parcours de précarité. Des partenariats approfondis entre chercheurs, instituts de statistiques et réseaux bancaires devraient permettre à terme de mieux catégoriser les revenus, et donc d'affiner la compréhension des trajectoires de précarité financière.

Enfin, notre étude porte uniquement sur l'impact de la crise à court terme, c'est-à-dire au moment où elle battait son plein en 2020. D'autres études devront être menées afin d'étudier les effets à long terme une fois que les dispositifs d'aides auront été suspendus. De même, notre étude se concentre sur la précarité monétaire, et d'autres données devraient être mobilisées afin d'étudier les autres dimensions de la précarité : précarité alimentaire, mal-logement, précarité énergétique ou encore d'autres formes plus psychologiques liées à la technologie ou à l'isolement social. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/6530511/ES534-35_Bonnet-et-al_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Aguiar, M. A., Bils, M. & Boar, C. (2020).** Who are the Hand-to-Mouth? NBER, *Working Paper* N° 26643. <https://www.nber.org/papers/w26643>
- Amoureux, V., Héam J.-C. & Laurent, T. (2021).** Baisse historique du PIB, mais résilience du pouvoir d'achat des ménages. *Insee Première* N° 1860. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5387891>
- Andersen, A. L., Hansen, E. T., Johannesen, N. & Sheridan, A. (2020).** *Pandemic, Shutdown and Consumer Spending: Lessons from Scandinavian Policy Responses to COVID-19*. University of Copenhagen and CEBI, *Arxiv*. <https://doi.org/10.48550/arxiv.2005.04630>
- Aspachs, O., Durante, R., Graziano, A., Mestres, J., Montalvo, J. G. & Reynal-Querol, M. (2020).** Real-time inequality and the welfare state in motion: Evidence from COVID-19 in Spain. Department of Economics and Business, Universitat Pompeu Fabra, *Working Paper* N° 1734. <https://ideas.repec.org/p/upf/upfgen/1734.html>
- Baker, S. R., Farrokhnia, R. A., Meyer, S., Pagel, M. & Yannelis, C. (2020).** How does household spending respond to an epidemic? Consumption during the 2020 COVID-19 Pandemic? *The Review of Asset Pricing Studies*, 10(4), 834–862. <https://doi.org/10.1093/rapstu/raaa009>
- Bonnet, O., Olivia, T. & Roudil-Valentin, T. (2021a).** En 2020, la chute de la consommation a alimenté l'épargne, faisant progresser notamment les hauts patrimoines financiers : quelques résultats. *Insee, Note de Conjoncture*, mars 2021. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5232077>
- Bonnet, O., Loisel, T. & Olivia, T. (2021b).** Impact de la crise sanitaire sur un panel anonymisé de clients de La Banque Postale: les revenus de la plupart des clients ont été affectés de manière limitée et temporaire. *Insee Analyse* N° 69. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5760458/ia69.pdf>
- Bounie, D., Camara, Y. & Galbraith, J. W. (2020).** Consumers' Mobility, Expenditure and Online-Offline Substitution Response to COVID-19: Evidence from French Transaction Data. SES - Département Sciences Economiques et Sociales - Télécom ParisTech, *Document de travail*. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3588373>
- Bounie, D., Camara, Y., Fize, E., Galbraith, J., Landais, C., Lavest, C. & Savatier, B. (2020).** Dynamiques de consommation dans la crise : les enseignements en temps réel des données bancaires. Conseil d'analyse économique, *Focus* N° 49-2020. <https://www.cae-eco.fr/dynamiques-de-consommation-dans-la-crise-les-enseignements-en-temps-reel-des-donnees-bancaires>
- Buresi, G., Cornuet, F. (2021).** Estimation avancée du taux de pauvreté monétaire et des indicateurs d'inégalités. *Insee Analyses* N° 70. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5762455>
- Chronopoulos, D. K., Lukas, M. & Wilson, J. O. (2021).** Consumer Spending Responses to the COVID-19 Pandemic: An Assessment of Great Britain. NBER, *Working Paper* N° 26949. <https://ssrn.com/abstract=3586723>
- Clerc, M., Legleye, S. & Nougaret, A. (2021).** Au premier trimestre 2021, 22 % des ménages déclarent une baisse de revenus par rapport à mars 2020. *Insee Focus* N° 238. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5387932>
- CNAF (2020).** Estimations avancées des évolutions des foyers allocataires du RSA. *RSA conjoncture* N° 31, supplément exceptionnel lié à la Covid-19, novembre 2020. https://www.caf.fr/sites/default/files/cnaf/Documents/Dser/rsa%20conjoncture/RSA_fiche.pdf
- Cox, N., Ganong, P., Noel, P., Vavra, J., Wong, A., Farrell, D. & Deadman, E. (2020).** Initial Impacts of the Pandemic on Consumer Behavior: Evidence from Linked Income, Spending, and Savings Data. University of Chicago, Becker Friedman Institute for Economics, *Working Paper* N° 2020-82. <https://ssrn.com/abstract=3633008>
- Drees (2021).** Minima sociaux et prestations sociales. *Panoramas de la Drees*, édition 2021. <https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/sites/default/files/2021-09/Minima%20sociaux%202021.pdf>
- Fize, E., Landais, C. & Lavest, C. (2021).** Consommation, épargne et fragilités financières pendant la crise Covid : quelques enseignements additionnels sur données bancaires. Conseil d'analyse économique, *Focus* N° 054-2021. <https://www.cae-eco.fr/consommation-epargne-et-fragilites-financieres-pendant-la-crise-covid>
- Givord, P. & Silhol, J. (2020).** Confinement : des conséquences économiques inégales selon les ménages. *Insee Première* N° 1822. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4801313>
- Haveman, R. & Wolff, E. (2004).** The concept and measurement of asset poverty: Levels, trends, and composition for the US, 1983–2001. *The Journal of Economic Inequality*, 2(2), 145–169, 2004. <https://doi.org/10.1007/s10888-005-4387-y>
- Insee (2020).** *France Portrait Social*, édition 2020. Insee, coll. Références. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4928952>
- Insee (2021a).** *Revenus et patrimoine des ménages*, édition 2021. Insee, coll. Références. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5371304/RPM2021.pdf>

- Insee (2021b).** Retour en surface. *Note de conjoncture*, juillet 2021.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5404471/ndc-juillet-2021.pdf>
- Insee et Drees (2021).** Aide alimentaire : une hausse prononcée des volumes distribués par les associations en 2020. Communiqués de presse, juillet 2021.
<https://drees.solidarites-sante.gouv.fr/communiquede-presse/aide-alimentaire-une-hausse-prononcee-des-volumes-distribues-par-les>
- Institut des politiques publiques (2021).** Les impacts du budget rectificatif 2020 et du budget 2021 sur les ménages. <https://www.ipp.eu/wp-content/uploads/2020/11/slides-MENAGES-cepremap-ipp-16nov2020.pdf>
- Kaplan, G., Violante, G. L. & Weidner, J. (2014).** The wealthy hand-to-mouth. NBER, *Working Paper* N° 20073. <http://www.nber.org/papers/w20073>
- Lechner, M. (2011).** The Estimation of Causal Effects by Difference-in-Difference Methods. *Foundations and Trends® in Econometrics*, 4(3), 165–224. <http://dx.doi.org/10.1561/08000000014>
- MacKinley, A. C. (1997).** Event Studies in Economics and Finance. *Journal of Economic Literature*, 35(1), 13–39. <http://www.jstor.org/stable/2729691>
- Médiateur national de l'énergie (2021).** Baromètre énergie-info 2021 du médiateur national de l'énergie. *Baromètre annuel*, 2021.
<https://www.energie-mediateur.fr/wp-content/uploads/2021/10/synthese-barometre-mne-2021.pdf>
- Observatoire de l'inclusion bancaire (2020).** Rapport annuel 2020.
https://www.banque-france.fr/sites/default/files/media/2021/06/17/oib2020_web.pdf
-

ANNEXE

STATISTIQUES FINANCIÈRES SUPPLÉMENTAIRES SUR DES GROUPES DE CLIENTS DE LBP

Tableau A-1 – Quartiles de revenus (en euros) en janvier utilisés pour la formation des groupes de revenus

	Janvier 2019	Janvier 2020
1 ^{er} quartile	850	910
Médiane	1 370	1 430
3 ^e quartile	1 980	2 040

Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d'âge et de département grâce au recensement.
Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancairisés principaux de LBP présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Calculs des auteurs.

Tableau A-2 – Statistiques financières mensuelles en janvier par groupe de revenus

	Groupe 1		Groupe 2		Groupe 3		Groupe 4	
	2019	2020	2019	2020	2019	2020	2019	2020
Effectifs	31 189	35 162	53 129	52 893	53 060	52 614	54 392	53 750
Dépenses totales (cartes, chèques et prélèvements) (€)								
moyenne	930	980	1 320	1 370	1 790	1 820	2 850	2 850
médiane	760	800	1 130	1 190	1 560	1 610	2 290	2 310
Dépenses par cartes (€)								
moyenne	540	570	690	730	860	890	1 180	1 210
médiane	490	500	640	670	790	830	1 070	1 100
Revenus (sans montants ronds) (€)								
moyenne	660	710	1 110	1 170	1 650	1 710	3 260	3 340
médiane	670	720	1 100	1 170	1 630	1 690	2 560	2 630
Revenus totaux (avec montants ronds) (€)								
moyenne	1 000	1 080	1 520	1 630	2 260	2 360	4 570	4 740
médiane	770	830	1 230	1 310	1 820	1 900	3 130	3 250
Patrimoine financier (€)								
moyenne	9 920	11 260	16 530	18 000	26 050	27 390	41 950	44 330
médiane	590	700	1 820	2 130	5 530	6 090	14 200	15 170
Patrimoine financier illiquide (€)								
moyenne	5 220	5 860	8 930	9 650	14 540	15 010	23 920	25 070
médiane	0	0	0	0	0	0	100	80
Patrimoine financier liquide (€)								
moyenne	4 710	5 400	7 590	8 350	11 510	12 380	18 030	19 260
médiane	500	600	1 420	1 630	3 620	4 010	8 360	8 860
Montant du découvert autorisé (€)	360	380	550	570	850	860	1 460	1 430
Nombre moyen de jours dans le découvert autorisé	4	4	4	4	4	4	3	3
Nombre moyen de jours hors découvert autorisé	2	2	1	1	1	1	1	1
Nombre moyen de jours à découvert	6	6	5	5	4	4	4	4
Proportion en précarité de patrimoine (%)	69	66	56	54	41	40	24	24
Proportion en précarité de revenus (%)	100	100	30	17	0	0	0	0
Bénéficiaire de l'aide de mai 2020 (%)	22	22	8	7	4	4	2	2
Bénéficiaire de l'aide de novembre 2020 (%)	24	24	10	10	5	5	3	3
Âge moyen	51	53	53	54	53	53	51	52
Femmes (%)	57	57	58	57	57	56	53	53
Artisans, commerçants et chefs d'entreprises (%)	2	2	1	1	1	1	1	1
Cadres et professions intellectuelles supérieures (%)	2	2	2	2	4	4	19	19
Professions intermédiaires (%)	3	3	3	3	6	6	11	11
Employés (%)	21	20	26	26	35	36	32	32
Ouvriers (%)	9	9	11	11	11	11	7	7
Retraités (%)	24	25	32	31	3	29	22	22
Autres personnes sans activité professionnelle (%)	37	36	24	24	12	13	7	7

Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d'âge et de département grâce au recensement.
Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancairisés principaux de LBP présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Calculs des auteurs.

Tableau A-3 – **Statistiques financières mensuelles en janvier pour les groupes d'allocataires du RSA**

	RSA 2019	RSA 2020
Effectifs	4 284	3 958
Dépenses totales (cartes, chèques et prélèvements) (€)		
moyenne	860	840
médiane	560	590
Dépenses par cartes (€)		
moyenne	640	650
médiane	470	480
Revenus (sans montants ronds) (€)		
moyenne	690	720
médiane	480	490
Revenus totaux (avec montants ronds) (€)		
moyenne	970	950
médiane	510	530
Patrimoine financier (€)		
moyenne	2 970	2 760
médiane	60	60
Patrimoine financier illiquide (€)		
moyenne	1 050	960
médiane	0	0
Patrimoine financier liquide (€)		
moyenne	1 920	1 800
médiane	50	50
Âge moyen	44	45
Femmes (%)	36	36
Artisans, commerçants et chefs d'entreprises (%)	3	3
Cadres et professions intellectuelles supérieures (%)	1	1
Professions intermédiaires (%)	1	1
Employés (%)	15	14
Ouvriers (%)	8	8
Retraités (%)	4	3
Autres personnes sans activité professionnelle	64	66
Montant du découvert autorisé	170	170
Nombre moyen de jours dans le découvert autorisé	5	5
Nombre moyen de jours hors découvert autorisé	2	3
Nombre moyen de jours à découvert	7	9
Proportion en précarité de patrimoine (%)	87	86
Proportion en précarité de revenus (%)	87	87
Bénéficiaire de l'aide de mai 2020 (%)	72	84
Bénéficiaire de l'aide de novembre 2020 (%)	73	84

Note : les observations sont pondérées selon un calage sur marge des variables d'âge et de département grâce au recensement. Les statistiques correspondent aux montants en janvier pour ces clients seuls sans personne à charge qui percevaient le RSA à taux plein en janvier ou en février. Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancarisés principaux de LBP présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Calculs des auteurs.

Difficultés de recrutement et caractéristiques des entreprises : une analyse sur données d'entreprises françaises

Recruitment Difficulties and Firms' Characteristics: An Analysis of French Company Data

Antonin Bergeaud*, Gilbert Cette** et Joffrey Stary***

Résumé – Cet article exploite une enquête réalisée en 2019 auprès d'entreprises du secteur manufacturier sur les difficultés de recrutement qu'elles peuvent rencontrer. En mettant en relation ces informations avec leur compte de résultat, nous montrons que les entreprises confrontées à ces difficultés sont en moyenne et toutes choses égales par ailleurs plus productives que les autres. Ce résultat indique la possibilité d'une mauvaise allocation des facteurs de production, qui ne seraient pas prioritairement captés par les entreprises les plus performantes. Une estimation très simplifiée suggère que ces inefficacités pourraient réduire la productivité moyenne dans l'industrie manufacturière d'environ 0.10 % à 0.15 %, ce qui est faible. L'enquête permet également d'analyser les causes de ces difficultés. Outre les problèmes d'adéquation entre l'offre et la demande en compétence de la main-d'œuvre, le niveau des salaires proposés et la concurrence des autres entreprises apparaissent également comme des motifs importants des problèmes de recrutement.

Abstract – This article uses a survey conducted in 2019 among companies in the manufacturing sector on recruitment difficulties they may encounter. By linking this information with the companies' income statements, we show that the companies facing these difficulties are, on average and with all other things being equal, more productive than others. This finding indicates a potential misallocation of production factors, which are not seen as a priority by the most efficient companies. A very simplified estimation suggests that these inefficiencies could reduce average productivity in the manufacturing industry by around 0.10% to 0.15%, which is low. The survey also enables us to analyse the causes of these difficulties. In addition to the problems of matching supply and demand in terms of skill levels in the labour force, the wages offered and the competition with other companies also appear to be key factors behind recruitment problems.

Codes JEL / JEL Classification : J63, M5, J21, D22

Mots clés : difficultés de recrutement, productivité, chômage, emploi

Keywords: recruitment difficulties, productivity, unemployment, employment

* Banque de France ; ** Neoma Business School ; ***Université Aix-Marseille. Correspondance : gilbert.cette@neoma-bs.fr

Les auteurs remercient deux rapporteurs anonymes pour leur lecture attentive et exigeante de cet article.

Reçu en octobre 2021, accepté en juin 2022.

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

Citation: Bergeaud, A., Cette, G. & Stary, J. (2022). Recruitment Difficulties and Firms' Characteristics: An Analysis of French Company Data. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 534-35, 43–59. doi: 10.24187/ecostat.2022.534.2078

Les difficultés de recrutement signalées par les entreprises ont atteint un point haut, parfois même un maximum historique, dans de nombreux pays avant la crise de la Covid-19. La crise a induit une baisse de ces tensions qui se sont cependant rapidement réorientées à la hausse dès la fin de l'année 2020 ou le début de l'année 2021. En France, la part élevée d'entreprises faisant face à des difficultés de recrutement mesurée par l'Insee dans le cadre d'une enquête européenne ou par la Banque de France dans le cadre de son enquête mensuelle de conjoncture, ainsi que le taux d'emplois vacants mesuré par la Dares, témoignent de telles fortes tensions. Le fort désajustement entre offre et demande de travail que traduisent les niveaux élevés de ces indicateurs peut sembler paradoxal dans un pays comme la France, qui pâtit encore d'un chômage important. Il fait craindre que la reprise économique après la crise de la Covid-19 et, au-delà, la croissance à moyen terme et la réorientation à la baisse du chômage, ne soient bridées par les difficultés rencontrées par les entreprises pour trouver une main-d'œuvre adaptée à leurs besoins.

Les désajustements sur le marché du travail peuvent avoir des origines très variées. Ils peuvent provenir aussi bien de l'offre que de la demande de travail, ou d'une inadéquation entre les deux. Les difficultés de recrutement peuvent par ailleurs refléter une mauvaise allocation des facteurs de production, notamment selon la taille des entreprises, et affecter la productivité.

L'analyse qui suit vise à enrichir le diagnostic concernant la nature et les conséquences possibles des difficultés de recrutement rencontrées par les entreprises françaises. Elle repose largement sur les réponses d'entreprises industrielles à une enquête, réalisée en septembre 2019 par la Banque de France dans le cadre de son enquête annuelle sur l'utilisation des facteurs de production (UFP), les interrogeant sur leurs difficultés de recrutement, leurs caractéristiques et leurs conséquences. Les réponses à cette enquête ont été appariées avec les données du fichier bancaire des entreprises (FiBEn) correspondant aux déclarations fiscales ; ces données permettent de construire, sur la période 2014-2019, des indicateurs renseignant sur les caractéristiques et les performances des entreprises (croissance de l'activité, productivité du travail, productivité globale des facteurs, rentabilité économique ou financière, etc.). Le rapprochement de ces deux sources d'informations a permis de construire un fichier original couvrant environ 1 300 entreprises du secteur manufacturier.

À partir de ces données, nous estimons différents modèles visant à étudier les sources de difficultés de recrutement et les conséquences de ces difficultés sur l'utilisation des facteurs de production ainsi que sur les performances productives. À notre connaissance, cette analyse est la première fournissant un tel éclairage basé sur des données sur les difficultés de recrutement du point de vue de l'entreprise.

Les principaux résultats de l'analyse sont les suivants. Tout d'abord, la productivité est significativement plus élevée dans les entreprises connaissant des difficultés de recrutement que dans les autres. Conditionnellement à de nombreuses caractéristiques, la productivité des entreprises déclarant des difficultés de recrutement est en moyenne d'environ 8 % plus élevée que celle des autres entreprises ayant cherché à recruter en 2019. Ce résultat suggère que les difficultés de recrutement sont susceptibles d'aboutir à une mauvaise allocation des facteurs de production, au niveau global. Ensuite, dans les entreprises qui identifient l'insuffisance des salaires à l'embauche comme motif de leurs difficultés, le salaire moyen est en moyenne de près de 2 % plus faible que celui observé dans les autres entreprises. À l'inverse, dans les entreprises qui identifient la concurrence des autres entreprises comme motif de leurs difficultés de recrutement, le salaire moyen est plus élevé d'environ 1.5 %. Les entreprises attribuant leurs difficultés de recrutement à des salaires trop faibles pâtissent d'une rentabilité plus faible que les autres entreprises connaissant des difficultés de recrutement, ce qui les contraint probablement pour augmenter les salaires.

La suite de l'article est structurée de la façon suivante. Après une brève revue de littérature (section 1), la section 2 présente les évolutions des difficultés de recrutement en France et dans quelques autres pays avancés sur les dernières décennies. Les données individuelles d'entreprise mobilisées dans l'analyse empirique sont présentées dans la section 3, les résultats des estimations sont présentés et commentés dans la section 4, puis nous concluons.

1. Les difficultés de recrutement dans la littérature empirique récente

Nous proposons dans cette section une brève revue de littérature sur les sources et les conséquences possibles des difficultés de recrutement.

1.1. Les facteurs de désajustement entre l'offre et la demande de travail

Un premier facteur de déséquilibre entre l'offre et la demande de travail peut venir de la

démographie, par exemple dans des pays comme l'Allemagne qui se caractérise par un taux de fécondité durablement bas et une population vieillissante. Garloff & Wapler (2016) montrent cependant que le facteur démographique a généralement un effet très faible, même en Allemagne et y compris dans le futur, car largement compensé par d'autres ajustements sur le marché du travail, notamment l'augmentation des taux de participation. Un second facteur peut être une insuffisante mobilité géographique de l'offre de travail par rapport à la demande des entreprises. Marinescu & Rathelot (2018) confirment pour les États-Unis des réticences effectives à la mobilité géographique de l'offre de travail (voir également Kline & Moretti, 2013 et Rodríguez-Pose, 2018). Pour autant, augmenter significativement la mobilité des travailleurs n'apporterait, selon leur évaluation, qu'une contribution mineure à la réduction des désajustements sur le marché du travail américain. Ces résultats confirment ceux précédemment obtenus, également aux États-Unis, par Sahin *et al.* (2014) ainsi que par Manning & Petrongolo (2017).

Les désajustements sur le marché du travail peuvent aussi être l'une des conséquences des évolutions technologiques en cours, qui modifieraient profondément la structure de la demande de travail, l'ajustement de l'offre n'étant pas aussi rapide. Haskel & Martin (2001) montrent l'existence d'un tel désajustement croissant au Royaume-Uni. Autor *et al.* (2003) avancent que les évolutions technologiques, et entre autres aspects l'informatisation et la digitalisation, feraient disparaître les emplois routiniers manuels ou non manuels, et augmenteraient la demande de travail pour des postes non routiniers, aboutissant à une polarisation du marché du travail. Cette approche a suscité une abondante littérature attribuant aux transformations technologiques une inadéquation grandissante entre offre et demande de travail en termes de qualification, et en conséquence un impact à la hausse sur le chômage structurel (voir par exemple une revue de littérature et une approche en ce sens dans Restrepo, 2015). Aghion *et al.* (2019) montrent sur données britanniques que ce changement structurel ne concerne pas que les employés qualifiés. Les entreprises les plus innovantes recherchent également des employés peu qualifiés possédant des compétences non cognitives spécifiques. Malgré ces bouleversements importants sur le marché du travail, liés aux changements technologiques, l'ampleur de leurs impacts sur les difficultés de recrutement est moins consensuelle. Par exemple Weaver & Osterman (2016) montrent que des déséquilibres

durables associés à une offre de travail inférieure à la demande ne concernent aux États-Unis que des qualifications très spécifiques en développement et associées aux nouvelles technologies. Pour Cappelli (2014), l'offre de travail serait aux États-Unis globalement surqualifiée par rapport à la demande et ce pays ne souffrirait pas de déséquilibre structurel d'une offre inférieure à la demande dû à l'inadaptation des qualifications. Par ailleurs, le taux de chômage était avant la crise Covid, aux États-Unis et dans d'autres nombreux pays avancés, à des niveaux historiquement très bas qui ne semblent pas traduire un chômage structurel en hausse, même si cette surqualification de l'offre de travail sur les emplois moyennement ou faiblement qualifiés pourrait avoir des effets à long terme sur l'emploi comme le suggère Zago (2021)¹.

Ces désajustements entre les qualifications des travailleurs et les postes qu'ils occupent ont également fait l'objet d'une abondante littérature. Büchel (2002) montre ainsi qu'en Allemagne, les travailleurs surqualifiés pour les postes de travail qu'ils occupent auraient une productivité plus élevée que ceux dont les qualifications correspondent à leurs postes. Kampelmann & Rycx (2012) montrent également sur des données belges un effet favorable de la surqualification des salariés sur la productivité du travail. Le recrutement de salariés surqualifiés pourrait alors être un choix délibéré de la part des entreprises.

1.2. Conséquences possibles des difficultés de recrutement

Barstelman *et al.* (2013) montrent ainsi que cette mauvaise allocation selon la taille des entreprises pourrait avoir un effet important sur la productivité moyenne. Garicano *et al.* (2016) évaluent qu'en France, les seuils sociaux, et plus particulièrement celui des 50 salariés, aboutissent à une mauvaise distribution de la taille des entreprises dont le coût en termes de PIB serait de 1.3 % à 3.4 % du PIB². Klinger *et al.* (2011) montrent cependant que les difficultés de recrutement rencontrées par les entreprises allemandes avant la crise financière amorcée en 2008 n'auraient pas significativement influencé les comportements de rétention de certains travailleurs durant la crise.

1. Pour une revue de littérature récente sur les problèmes d'ajustements de compétences sur le marché du travail (skill mismatch), voir en particulier Asai *et al.* (2020).

2. Aghion *et al.* (2021) montrent que ces mêmes seuils réduisent l'innovation et peuvent donc avoir un effet encore plus important sur le PIB.

Plus généralement, la mauvaise allocation des facteurs de production entre les entreprises selon leur efficacité productive peut avoir des effets très importants sur la productivité agrégée. Sur la base de données individuelles d'entreprises de la fin des années 1990 et du début des années 2000, Hsieh & Klenow (2009) montrent ainsi qu'une allocation comparable à celle des États-Unis augmenterait à elle seule la productivité globale des facteurs (PGF) du secteur manufacturier de 30 % à 50 % pour l'Inde et même de 40 % à 60 % pour la Chine. Dans une évaluation réalisée sur la France, Libert (2017) obtient des ordres de grandeurs comparables et montre que ces effets sont essentiellement expliqués par une mauvaise allocation du travail sur la période 1990-2010, sauf au début des années 2000. Hsieh *et al.* (2019) poussent l'évaluation de la mauvaise allocation du travail plus loin en analysant l'effet des discriminations raciales et sexuelles aux États-Unis, qui conduisent certaines entreprises à « rater » des talents. Ils montrent que la réduction progressive de ces discriminations explique à elle seule environ 40 % de la hausse du PIB par habitant dans ce pays sur la période 1960-2010. Même s'il ne s'agit pas ici directement de difficultés de recrutement, ces discriminations pourraient aboutir à des pertes de productivité importantes si elles concernent tout particulièrement des entreprises performantes et aboutissent à une mauvaise allocation des facteurs de production.

2. Difficultés de recrutement et fonctionnement du marché du travail

Les désajustements quantitatifs sur le marché du travail peuvent être caractérisés par les difficultés

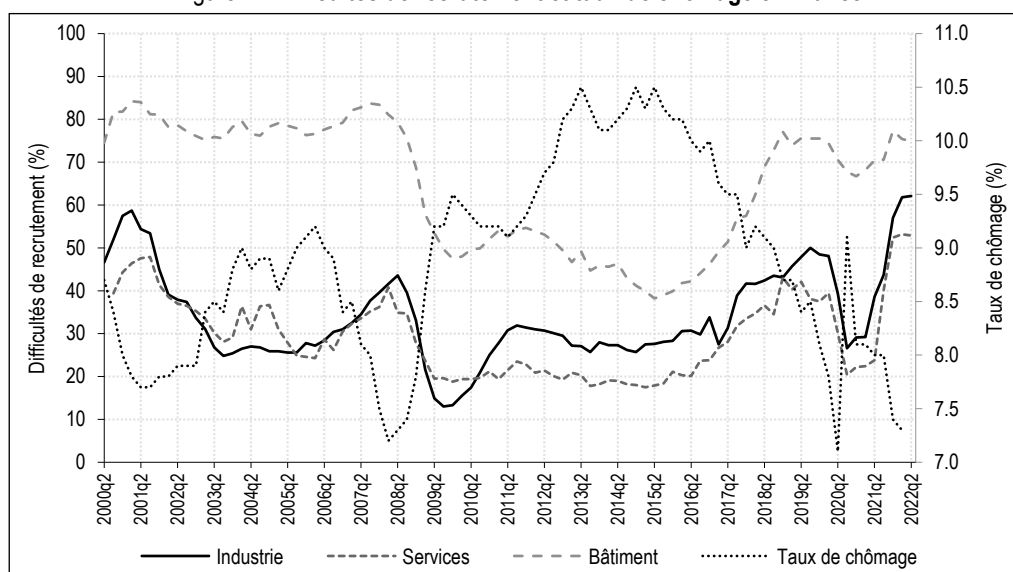
de recrutement et les taux d'emplois vacants. L'évolution de ces indicateurs est présentée ici pour la France, puis les tensions sur le marché du travail sont comparées avec quatre autres grands pays de l'Union européenne.

2.1. Indicateurs des désajustements sur le marché du travail en France

Les difficultés de recrutement des entreprises sont appréhendées à partir d'une enquête trimestrielle de la Commission européenne réalisée en France par l'Insee depuis le début des années 1990 dans le cadre de son enquête trimestrielle de conjoncture. La proportion d'entreprises signalant des difficultés de recrutement augmente en France dans l'industrie, les services et la construction depuis le milieu de l'année 2015, au moment où le taux de chômage connaît lui-même une orientation à la baisse (figure I). Elle atteint des niveaux très élevés fin 2019, juste avant la crise Covid : environ 50 % des entreprises se déclarent concernées dans l'industrie, 40 % dans les services et 75 % dans le bâtiment. De tels niveaux n'avaient pas été atteints depuis le début des années 2000 dans l'industrie et depuis le milieu de la décennie 2000-2010 dans les services et le bâtiment. Elle baisse ensuite en 2020 et l'émergence de la crise Covid pour se réorienter à la hausse en fin d'année 2020 (dans l'industrie) ou au début de l'année 2021 (dans les services et le bâtiment). Les niveaux atteints au troisième trimestre 2021 sont proches des niveaux élevés d'avant la crise Covid.

L'enquête mensuelle de conjoncture de la Banque de France, dans laquelle une question a

Figure I – Difficultés de recrutement et taux de chômage en France



Source : Insee, enquête de conjoncture.

été posée aux entreprises en 2021 sur les difficultés de recrutement, confirme ce niveau élevé des tensions : 48 % des entreprises y déclarent rencontrer des difficultés de recrutement début août contre déjà 44 % en juin.

L'autre mesure permettant d'évaluer les difficultés d'ajustement sur le marché du travail est le taux d'emplois vacants. Ce taux d'emplois vacants est mesuré trimestriellement depuis 2003 par la Dares à partir de l'enquête sur l'activité et les conditions d'emploi de la main-d'œuvre (Acemo). Il rapporte le nombre d'emplois vacants à l'emploi potentiel qui est la somme de l'emploi et des emplois vacants. Le taux d'emplois vacants peut évoluer différemment de la part d'entreprises déclarant des difficultés de recrutement pour de multiples raisons, dont les trois suivantes. Tout d'abord, les sources des deux indicateurs ne sont pas les mêmes. Ensuite, des difficultés de recrutement ne signifient pas nécessairement des emplois immédiatement vacants. Enfin, si une entreprise connaissant des difficultés de recrutement a le même poids dans l'indicateur Insee décrit plus haut quelle que soit l'ampleur de ces difficultés, elle peut influencer de façon différenciée l'indicateur Dares selon le nombre d'emplois effectivement vacants.

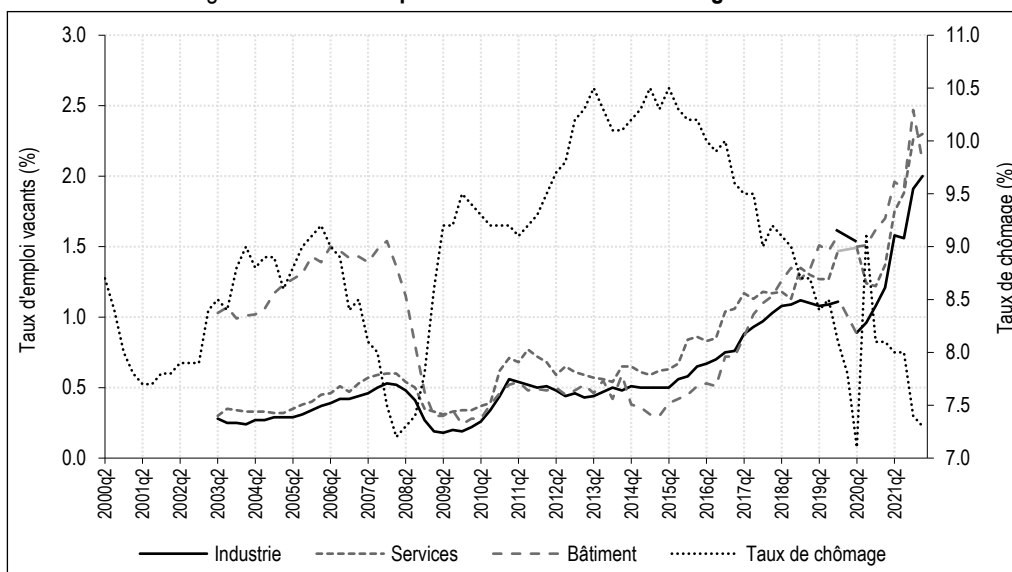
Le taux d'emplois vacants connaît en France, comme la proportion d'entreprises signalant des difficultés de recrutement, une très forte hausse à partir de 2015 – et l'orientation à la baisse du taux de chômage – (figure II). Au début de la crise Covid en 2020, il diminue dans l'industrie et les services et se stabilise dans la construction, pour se réorienter ensuite à la hausse et atteindre des maxima historiques au premier trimestre

2021, de 1.2 % dans l'industrie, 1.4 % dans les services et 1.7 % dans la construction.

2.2. Tensions sur le marché du travail : la France comparée à quatre autres pays de l'UE

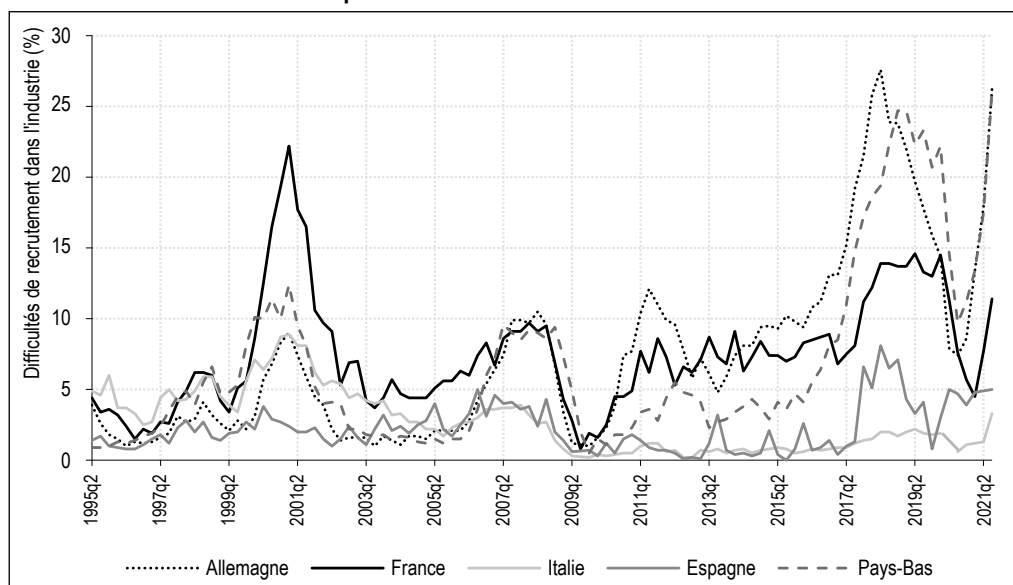
Les deux types d'indicateurs signalent donc de fortes tensions sur le marché du travail français avant la crise Covid mais aussi en sortie des mesures de confinements sur les tout derniers trimestres. Une telle situation peut inquiéter si ces tensions sont amenées à brider la reprise de l'activité économique sur les prochaines années. Pour mieux appréhender cette crainte, l'Insee demande également aux entreprises, dans son enquête trimestrielle de conjoncture, si l'insuffisance de la main-d'œuvre limite leur capacité d'offre. La proportion d'entreprises industrielles répondant positivement à cette question évolue de façon assez semblable à celle des difficultés de recrutement, à des niveaux cependant nettement plus faibles puisque la question correspondante est plus restrictive. Après une baisse au début de la crise Covid, cette proportion augmente sur les derniers trimestres pour s'élever à 11.4 % au troisième trimestre 2021, ce qui correspond à un niveau historiquement élevé et de seulement 3 points de pourcentage au-dessous du maximum historique atteint au premier trimestre 2020 (figure III). Parmi les quatre autres grands pays de la zone euro, il apparaît qu'au troisième trimestre 2021 cette proportion est en France nettement inférieure à celles observées en Allemagne et aux Pays-Bas (26 % dans les deux pays) mais très supérieure à celles observées en Italie (3.3 %) et en Espagne (5 %).

Figure II – Taux d'emploi vacants et taux de chômage en France



Source : Dares, enquête Acemo.

Figure III – Part des entreprises industrielles déclarant être limitées dans leur offre par des difficultés de recrutement



Source : Commission Européenne, enquête trimestrielle de conjoncture.

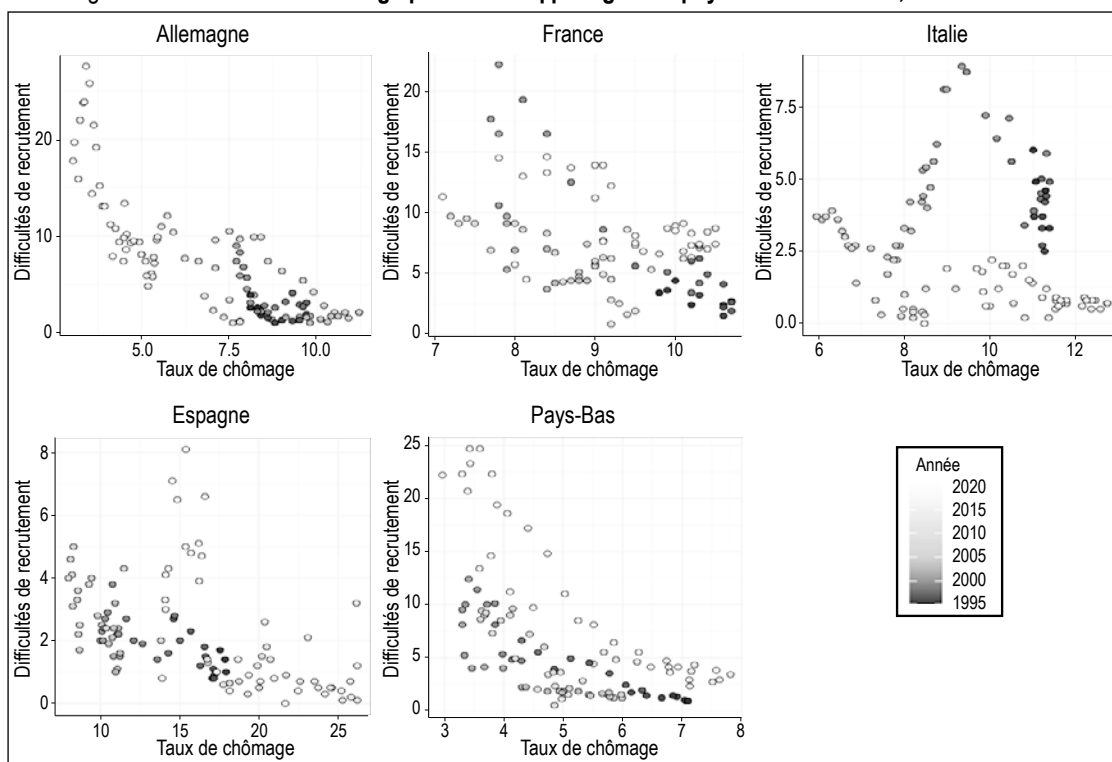
La proportion d'entreprises industrielles dont l'offre est limitée par un manque de main-d'œuvre dans la zone euro fait apparaître une hiérarchie qui semble cohérente avec celle observée sur le taux de chômage qui est, sur la période récente, nettement plus bas en Allemagne et aux Pays-Bas qu'en France, où il est plus faible qu'en Italie et en Espagne. Pour illustrer plus précisément cette relation et comparer ces pays, nous calculons les courbes de Beveridge.

Du nom de l'économiste anglais William Beveridge (1879-1963) qui l'a proposée, la courbe de Beveridge représente sur un quadrant le taux d'emplois vacants et le taux de chômage. Cette courbe est normalement décroissante : plus le taux de chômage est élevé, plus faible est le taux d'emplois vacants. Un déplacement de cette courbe vis-à-vis de la bissectrice renseigne sur l'évolution du fonctionnement du marché du travail. Ainsi, un déplacement vers le haut de la bissectrice témoigne d'une détérioration de l'appariement entre offre et demande de travail : un même taux de chômage est associé à un taux d'emplois vacants plus élevé. À l'inverse, un déplacement vers le bas de cette bissectrice témoigne d'une amélioration de l'appariement : un même taux de chômage est associé à un taux d'emplois vacants plus faible. L'un des objectifs des réformes structurelles du marché du travail est ainsi de déplacer la courbe de Beveridge vers le bas de la bissectrice, et d'améliorer l'appariement entre offre et demande de travail et donc la qualité du fonctionnement du marché du travail. La figure IV présente des courbes de Beveridge pour les cinq plus grands pays de la

zone euro pour chaque trimestre depuis 1995. Le taux de chômage est au sens du BIT et le taux d'emplois vacants est ici remplacé par la proportion d'entreprises industrielles dont l'offre est limitée par des difficultés de recrutement. Les derniers points de ces courbes (à partir du second trimestre 2020) sont fragilisés par une mesure du taux de chômage affectée par des modifications transitoires du comportement d'activité dans le contexte de la crise Covid, en particulier durant les périodes de confinement.

L'Allemagne se caractérise par une courbe de Beveridge assez stable sur la période, les observations se déplaçant de situations à forts taux de chômage et faibles difficultés de recrutement au début de période vers des situations à faibles taux de chômage et fortes difficultés de recrutement ensuite. Ce déplacement sur une courbe de Beveridge assez stable s'y opère à partir du milieu de la décennie 2000-2010 et la mise en œuvre des réformes Hartz sur le marché du travail (pour une revue de littérature et une analyse des réformes Hartz, voir par exemple Bouvard *et al.*, 2013). Bien que floutée par de fortes variations des difficultés de recrutement, la courbe de Beveridge paraît aussi assez stable en France, mais elle est positionnée plus haut sur la bissectrice qu'en Allemagne (un même taux de chômage est associé à des difficultés de recrutement plus importantes), ce qui y suggère un fonctionnement moins efficace du marché du travail. Assez floutée par de fortes variations du taux de chômage pour des difficultés de recrutement toujours faibles, la courbe de Beveridge semble aussi assez stable en Espagne. Elle se

Figure IV – Courbe de Beveridge pour les cinq plus grands pays de la Zone euro, de 1995 à 2021



Note : chaque point représente, pour un trimestre donné, le taux de chômage (en %, en abscisses) et la proportion d'entreprises dont l'offre est limitée par des difficultés de recrutement (en %, en ordonnées).
Lecture : en France, au 1^{er} trimestre 2005, le taux de chômage était de 8.7 % et 4.4 % des entreprises signalaient des difficultés de recrutement.
Source : Insee.

déplace nettement vers le haut de la bissectrice après 2010 aux Pays-Bas, ce qui suggère une détérioration du fonctionnement du marché du travail dans ce pays (un même taux de chômage y est associé à des difficultés de recrutement plus fortes en fin de période qu'en début de période). À l'opposé, avec cependant des difficultés de recrutement toujours faibles, la courbe de Beveridge se déplace nettement vers le bas de la bissectrice après 2000 en Italie, ce qui suggère pour ce pays une amélioration du fonctionnement du marché du travail (un même taux de chômage y est associé à des difficultés de recrutement moins fortes en fin de période qu'en début de période).

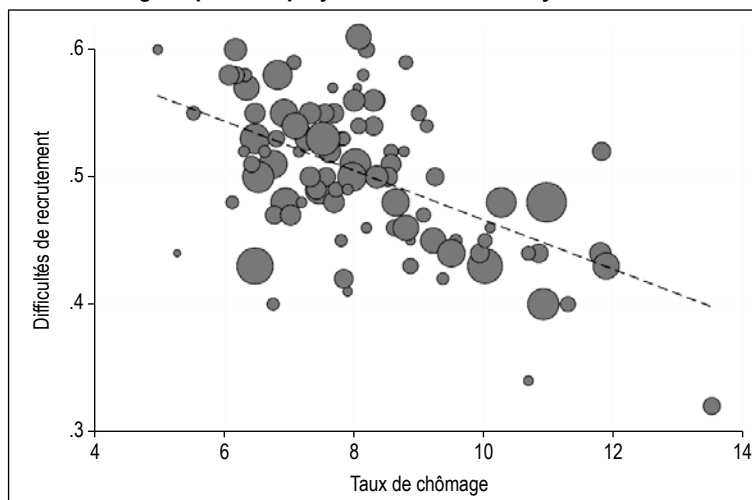
La situation française se caractérise donc, comparée aux autres grands pays de la zone euro, par des difficultés de recrutement qui paraissent élevées compte tenu d'un taux de chômage lui-même relativement important. L'analyse de Niang & Vroylandt (2020) des tensions sur le marché du travail français avant la crise Covid montre qu'au-delà de désajustements de court terme dans une économie où l'emploi connaissait une croissance prononcée, ces tensions correspondent à deux types de métiers. Tout d'abord, des métiers plutôt qualifiés, par exemple dans l'industrie. Les tensions y résultent d'une

insuffisance structurelle de l'offre de travail par rapport aux besoins des entreprises et traduit un défaut de formation et d'adaptation de cette offre de travail. Ensuite, des métiers plutôt peu qualifiés, par exemple dans les aides à domicile et les aides ménagères, ou encore dans les hôtels, cafés et restaurants. Pour ce second type de métiers, dans un pays encore en chômage massif comme la France, les tensions traduisent un défaut d'attractivité.

Enfin l'enquête Besoins en main-d'œuvre réalisée par Pôle emploi permet de mesurer l'hétérogénéité géographique des difficultés d'ajustement du marché du travail. La figure V, issue de la version 2019 de l'enquête, montre en effet une variation spatiale importante qui est négativement corrélée à celle du taux de chômage : les difficultés de recrutement sont plus fortes dans les départements connaissant un plus faible taux de chômage.

Les résultats des réponses des entreprises à l'enquête sur les facteurs de production réalisée par la Banque de France en septembre 2019 auprès d'entreprises industrielles, dans laquelle plusieurs questions ont été ajoutées concernant les difficultés de recrutement, permettent d'enrichir ce diagnostic.

Figure V – Taux de chômage et part des projets de recrutement ayant connu des difficultés en 2019



Note : chaque point est un département de France métropolitaine et sa taille est proportionnelle à sa population. La droite de régression a pour équation : Taux de chômage = (-16.7 * Difficulté de recrutement) + 16.59 ($R^2=0.32$).
Source : Pôle emploi, Enquête Besoins en main-d'œuvre 2019.

3. Les données et indicateurs

Dans cette partie, nous commençons par décrire la construction de la base de données et les variables qui y sont disponibles sur les difficultés de recrutement avant de détailler plus précisément la construction des indicateurs utilisés dans l'analyse.

3.1. La base de données

Cette analyse mobilise deux bases de données très riches : le fichier bancaire des entreprises (FiBEn) et les réponses à une enquête réalisée en septembre 2019³ sur l'utilisation des facteurs de production et les difficultés de recrutement (UFP). Ces deux bases de données sont construites par la Banque de France.

FiBEn contient les données comptables annuelles d'entreprises dont le chiffre d'affaires est supérieur 750 000 € ou dont les crédits sont supérieurs à 380 000 €. Ces données couvrent environ 200 000 entreprises. Elles informent sur les caractéristiques des entreprises comme leur secteur d'activité et leurs effectifs ainsi que sur de nombreux aspects comptables, et permettent d'estimer chaque année la productivité du travail, le stock de capital, la productivité globale des facteurs travail et capital, leur rentabilité, etc.

La base UFP provient d'une enquête réalisée chaque année en septembre depuis 1989, pour renseigner sur l'utilisation des facteurs de production capital et travail. Elle est réalisée sur des établissements de l'industrie manufacturière (sauf extraction et industrie pétrolière) employant au moins 20 salariés. Cette enquête originale interroge les établissements sur leurs

effectifs, leur taux d'utilisation des capacités de production, leur recours au travail posté, la durée du travail de leurs salariés, les variations de la durée d'utilisation de leurs équipements. Depuis 2015 une nouvelle section de cette enquête porte chaque année sur un sujet spécifique. En 2019, il s'agissait des difficultés de recrutement, et 1 369 réponses complètes ont été reçues par la Banque de France.

L'édition 2019 de l'enquête UFP a intégré des questions relatives aux postes à pourvoir et aux difficultés de recrutement des entreprises. Les quatre questions posées dans l'enquête et mobilisées dans l'analyse sont les suivantes :

- (i) À l'heure actuelle, combien de postes cherchez-vous à pourvoir ?
- (ii) Pour combien de ces postes rencontrez-vous effectivement des difficultés de recrutement⁴ ?
- (iii) Votre activité est-elle limitée par ces éventuelles difficultés de recrutement ?
- (iv) Les facteurs suivants constituent-ils des obstacles au recrutement [pas importants, peu importants, importants, très importants] ?

- pénurie de main-d'œuvre ayant les compétences requises à proximité de l'établissement ou de l'entreprise ou sur le marché du travail local ou sur l'ensemble du territoire français

3. L'enquête prend pour semaine de référence la première semaine de septembre dont tous les jours sont en septembre. Pour l'année 2019, les établissements ont été invités à répondre aux questions en prenant pour semaine de référence la semaine du 2 au 8 septembre mais il leur a été permis de choisir une autre semaine de ce mois si la semaine prévue n'était pas jugée adaptée par l'établissement.

4. La définition d'un poste difficile à pourvoir est laissée à l'appréciation du répondant.

- faible attractivité des salaires d'embauche
- pénibilité des conditions de travail (contraintes physiques, environnement agressif, tâches répétitives) ou d'emploi (contrat de travail, horaires contraignants)
- concurrence de la part des autres employeurs
- déficit d'image de l'établissement ou de l'entreprise, du secteur d'activité ou du poste.

Afin de rapprocher la base UFP de la base construite à partir de FiBEn, nous avons reconstruit sur la base UFP des données d'entreprises en reconstituant ces dernières quand plusieurs établissements en avaient été interrogés. Cette reconstitution a été faite pour chaque variable par des moyennes pondérées, les coefficients de pondération étant les effectifs de chaque établissement.

Les deux bases ont été fusionnées à partir des identifiants SIREN⁵. La base ainsi fusionnée a fait l'objet d'un nettoyage usuel, afin d'en écarter les observations non utilisables, les valeurs aberrantes ou trop extrêmes en bordure de la distribution⁶. Au terme de ce nettoyage, la base couvre 1 282 entreprises de l'industrie manufacturière, et renseigne sur de nombreuses variables économiques les concernant sur la période 2015-2019 ainsi que sur leur utilisation de leurs facteurs de production et sur leurs difficultés de recrutement pour la seule année 2019. Les estimations sont généralement réalisées sur un nombre plus restreint d'entreprises, pour lesquelles toutes les variables, y compris de contrôle, sont disponibles.

Si l'enquête UFP concerne un seul établissement de l'entreprise, ce n'est pas le cas de la base FiBEn qui porte sur l'ensemble de l'entreprise (tous établissements confondus). Dans le cas d'entreprises multiétablissements, nous prêtons à l'entreprise une homogénéité de ses établissements. Dans le cadre de notre analyse, nous attribuons à l'entreprise les motifs de recrutement associés à l'établissement répondant.

Notre échantillon porte sur une portion restreinte d'établissements de l'industrie manufacturière (sauf extraction et industrie pétrolière) employant au moins 20 salariés. Pour le rendre représentatif de la réalité de l'industrie manufacturière, il a été redressé avec des coefficients de pondération appliqués à chaque entreprise, de façon à ce que le poids (en termes d'effectifs employés⁷) du croisement des quatre secteurs par les cinq tailles d'entreprises considérés corresponde à celui constaté sur la population exhaustive des entreprises. Tous les résultats

présentés dans cet article utilisent ce redressement qui rend les résultats descriptifs et ceux des estimations économétriques plus facilement transposables à l'ensemble du secteur manufacturier français.

3.2. La construction des variables de l'analyse

Les variables disponibles dans l'enquête UFP ont été évoquées plus haut. Les informations comptables que contient la base FiBEn permettent le calcul de nombreux indicateurs. La construction de ces indicateurs est expliquée ici pour la valeur ajoutée, les indicateurs de productivité et les indicateurs de rentabilité.

Le volume de la valeur ajoutée (Q) est la valeur ajoutée en termes nominaux divisée par un indice sectoriel de prix de valeur ajoutée calculé au niveau de la division NAF et publié par l'Insee. La mesure de productivité la plus simple, la productivité du travail (LP), rapporte le volume de la valeur ajoutée (Q) au niveau des effectifs en équivalent temps plein (L). On définit ainsi pour chaque entreprise i la productivité du travail :

$$LP_i = \frac{Q_i}{L_i}$$

Cette mesure de productivité a l'avantage d'être conceptuellement simple mais ne prend pas en compte les différences d'intensité capitaliste entre les entreprises. Nous construisons donc une autre mesure, la productivité globale des facteurs (PGF) :

$$PGF_i = \frac{Q_i}{K_i^{\alpha_K} H_i^{\alpha_H}}$$

avec K le stock de capital productif et H une mesure du capital humain. Le calcul du stock de capital se fait en additionnant des estimations de la valeur réelle du stock de capital en bâtiments, matériel de transport, autres équipements matériels et capital immatériel. Ces valeurs sont obtenues en partant de la valeur des immobilisations brutes pour chaque classe d'actifs et d'une estimation de leur âge basée sur la part d'actif amortie et sur une hypothèse concernant

5. La base de données FiBEn couvre les données comptables de l'ensemble des établissements de l'entreprise alors que l'enquête UFP renseigne sur la situation d'un établissement. En fusionnant les deux bases de données, il est donc supposé que les établissements d'une même entreprise sont homogènes sur le plan des données comptables. Une grande majorité des observations correspond toutefois à des entreprises monoétablissement.

6. La méthode de nettoyage est identique à celle utilisée sur un échantillon comparable par Cette et al. (2021) auquel on peut se reporter pour plus de détails.

7. Ces poids sont ceux fournis par l'enquête ; il faut toutefois noter qu'ils sont impactés eux-mêmes par des difficultés de recrutement.

la durée de vie standard de cet actif⁸. Pour calculer le volume de capital, la valeur de chaque actif est déflatée en utilisant un indice de prix national pour chaque type d'investissement⁹. Dans ce calcul, l'indice de prix de chaque classe d'actif est retardé de l'âge moyen de cet actif. Nous approximations le capital humain H par la somme des salaires et des traitements reçus par les employés. Nous proposons systématiquement en Annexe en ligne (lien vers l'Annexe en ligne à la fin de l'article) des résultats basés sur différentes options pour la mesure de ces différentes quantités.

Afin d'estimer les paramètres α_L et α_K nous estimons une fonction de production en suivant la méthode proposée par Akerberg *et al.* (2015). Comme expliqué dans l'Annexe en ligne S2, la mesure de la PGF ainsi obtenue est celle que nous utilisons dans nos résultats principaux car la méthodologie d'estimation est plus générale que celles par ailleurs souvent utilisées et notamment celle de Levinsohn & Petrin (2003). Nous présentons toutefois également dans l'Annexe en ligne les résultats utilisant des calculs différents de la PGF, tout d'abord en utilisant la méthode présentée dans Levinsohn & Petrin (2003) puis en calculant les coefficients α_L et α_K en supposant α_L égal à la part du coût du travail dans la valeur ajoutée, calculée en moyenne sur chaque secteur et $\alpha_L = 1 - \alpha_K$ (hypothèse de rendements d'échelle constants).

Notre mesure centrale de la PGF est donc celle obtenue par une estimation de fonction de production de type Akerberg *et al.* (2015) utilisant une approche par la valeur ajoutée (par opposition à une approche par la production) et approximant le stock de capital humain par le niveau de salaire total dans l'entreprise (des mesures alternatives sont présentées dans le tableau S1-1 de l'Annexe en ligne).

Différentes mesures de rentabilité des entreprises sont également calculées. Tout d'abord, un indicateur de part des profits dans la valeur ajoutée, ou taux de marge (MR), qui correspond à la part résiduelle de la valeur ajoutée après paiement de toutes les dépenses liées au travail. Il est donc comptablement égal à la part de l'excédent brut d'exploitation dans la valeur ajoutée, autrement dit à l'unité moins la part du coût du travail. Ensuite, un indicateur de marge (*markups*) sur le coût du travail, correspondant ici au ratio de la valeur ajoutée sur le coût du travail, ces deux grandeurs étant considérées en nominal. Enfin, deux indicateurs de rentabilité : le taux de rentabilité économique (ERR) et le taux de rentabilité financière (FRR).

Le taux de rentabilité économique rapporte l'excédent brut d'exploitation aux capitaux engagés dans la production (capitaux propres et capitaux empruntés). Le taux de rentabilité financière rapporte le résultat net (l'excédent brut d'exploitation moins les charges d'intérêt, les charges exceptionnelles et les impôts) aux capitaux propres de l'entreprise.

Pour terminer, nous construisons différentes variables qui serviront de contrôle dans la régression : le nombre d'heures moyennes travaillées par employé et le taux d'utilisation des capacités de production, toutes deux prises directement dans l'enquête UFP, et une mesure de l'importance du recours à du personnel extérieur à l'entreprise calculé à partir de FiBEn en prenant le ratio des dépenses en personnel mis à disposition par une entreprise de travail temporaire et du personnel prêté sur la masse salariale totale (incluant le personnel extérieur). Ces différentes variables permettent de mesurer dans quelle mesure l'entreprise sur- ou sous-utilise ses capacités productives, ce qui pourrait être mal mesuré dans la mesure de la productivité que nous utilisons et par ailleurs pourrait évoluer en réaction à des éventuelles difficultés de recrutement.

3.3. Statistiques descriptives

Le tableau 1 décrit la base de données finale de manière synthétique. Notre étude porte sur environ 1 200 entreprises présentes en 2018 et 2019 et pour lesquelles nous pouvons mesurer à la fois la productivité globale des facteurs et l'importance des difficultés de recrutement.

Concernant le comportement face au recrutement, la vaste majorité (79 %) des établissements de cet échantillon cherchent à recruter quelle que soit la catégorie socioprofessionnelle recherchée et une grande partie d'entre eux ont des difficultés à pourvoir ces postes (69 % du total soit 87 % des entreprises cherchant à recruter).

Ces proportions peuvent paraître élevées mais sont à nuancer du fait de l'absence des établissements de moins de 20 salariés, moins susceptibles de recruter que des établissements de taille plus importante. Quant à la part élevée d'établissements faisant face à des difficultés de recrutement, elle peut là encore s'expliquer par

8. Avec une hypothèse de durée de vie moyenne de 15 ans pour les bâtiments, 5 ans pour les matériels de transports, 8 ans pour les autres équipements et 6 ans pour les actifs immatériels.

9. Comme pour la productivité du travail, en l'absence d'indice de prix au niveau entreprise, les mesures de PGF et de productivité du travail que nous construisons incluent les potentiels écarts de prix entre l'entreprise et la moyenne sectorielle.

Tableau 1 – Statistiques descriptives des principales variables de la base de travail

	Moyenne	Écart-type	1 ^{er} quartile	3 ^e quartile
Cherche à recruter	0.79	0.41	1	1
Difficultés de recrutement	0.69	0.46	0	1
Chiffre d'affaires (milliers d'euros)	127 154	1 901 620	6 775	45 172
Emplois (nombre de salariés)	265	1 525	38	182
LP (log)	4.13	0.44	3.88	4.40
TUC	0.77	0.16	0.70	0.90
RatOut	0.31	0.18	0.17	0.41
Heures moyennes	36.2	3.15	35	38
Salaire moyen (milliers d'euros)	35.7	8.38	29.9	40.2
Nombre d'observations	1 175			

Note : la variable TUC mesure le taux d'utilisation des capacités de production (entre 0 et 1) et la variable RatOut le coût du personnel extérieur ramené à la somme du coût du travail interne et extérieur. Les valeurs présentées ici ne sont pas redressées par les poids. Le salaire moyen est calculé en rapportant le ratio des salaires et traitements dans le bilan de l'entreprise à l'emploi moyen sur l'année.

Lecture : en 2019, 79 % des entreprises cherchent à recruter et 69 % ont connu des difficultés de recrutement. Les ventes moyennes étaient de 127 millions d'euros.

Source et champ : Banque de France, UFP 2019 et FiBEn ; entreprises de l'industrie manufacturière (hors extraction et industrie pétrolière) employant au moins 20 salariés, présentes en 2018 et 2019 et pour lesquelles on peut mesurer la productivité et l'existence de difficultés de recrutement.

la taille moyenne des établissements interrogés mais aussi par la définition large de « difficultés de recrutement » laissée à l'appréciation du répondant.

Les difficultés de recrutement sont malgré tout jugées importantes dans de nombreuses analyses¹⁰ et en croissance au moins depuis 2016 (Insee, 2018 ; 2022) et cela apparaît également dans la figure II sur la base de chiffres de la Dares. Ainsi, selon Niang & Vroyland (2020), 50.1 % des projets d'embauches en 2019 sont jugés difficiles par les entreprises contre 32.4 % en 2015, tous secteurs confondus. Ce dernier chiffre est cohérent avec l'enquête Ofer 2016 de la Dares (Dares, 2016 et Lhommeau & Rémy, 2019) selon laquelle 17 % des recrutements effectués en 2015 ont été difficiles. Si l'importance des difficultés de recrutement varie selon les secteurs ou le niveau de qualification, la tendance est à la hausse pour tous les secteurs de l'économie depuis 2015 (Niang & Vroyland, 2020). Une hiérarchie persiste malgré tout, avec des secteurs plus impactés que d'autres notamment l'industrie où les tensions sont plus fortes que pour le reste de l'économie avec 20 % des recrutements effectués jugés difficiles en 2015 (Lhommeau & Rémy, 2019). Concernant leurs dynamiques, les difficultés de recrutement sont en forte progression dans un contexte de baisse du chômage et touchent plus particulièrement le secteur manufacturier qui voit ses difficultés de recrutement croître plus rapidement que pour le reste de l'économie française avec un niveau déjà plus élevé : de fait, comme le montre la figure I, les difficultés de recrutement sont systématiquement plus élevées dans l'industrie que dans les services depuis 2010.

4. Analyse des difficultés de recrutement en 2019

Dans cette section, nous tentons d'apporter un éclairage à la question suivante : les entreprises ayant connu des difficultés de recrutement sont-elles différentes des autres et dans quelle mesure ces différences nous renseignent-elles sur les causes de ces difficultés ?

Les données dont nous disposons ne permettent hélas pas de mettre en place une stratégie d'identification basée sur le changement de statut d'une même entreprise vis-à-vis des difficultés de recrutement que l'on pourrait suivre dans le temps. Nous ne disposons de fait que d'une photographie, en 2019, sur un échantillon d'entreprises du secteur industriel. Nous estimons ainsi un modèle simple permettant de mesurer directement les différences de productivité entre le groupe d'entreprises connaissant des difficultés de recrutement et les autres entreprises, conditionnellement à un certain nombre d'observables. Ces variables de contrôle jouent deux rôles distincts. Tout d'abord elles permettent de comparer des entreprises conditionnellement à la taille et au secteur ; ensuite elles permettent de contrôler par un certain nombre de facteurs susceptibles d'impacter le niveau observé de productivité en 2019 : le salaire moyen et l'intensité de l'utilisation des facteurs de production. Pour limiter

10. Les analyses et enquêtes adoptent des définitions différentes de la notion de « difficulté de recrutement ». Ceci explique de fortes différences de niveaux entre les enquêtes : certaines parlent de difficultés de recrutement « anticipées », « a posteriori » ou « présentes » ce qui, derrière une même dénomination, renvoie à des hypothèses plus ou moins précises.

les problèmes de simultanéité, nous prenons ces différentes variables en 2018 lorsque c'est possible¹¹.

Nous supposons ainsi que le niveau (en log) de la PGF d'une entreprise en 2019 est expliqué linéairement par ces variables de contrôle et introduisons une structure autorégressive d'ordre 1 pour mieux capturer l'inertie des changements de niveau de la PGF. Ce modèle est ainsi similaire à celui décrit par Cahn & Saint-Guilhem (2010) et correspond à l'équation (1) ci-dessous :

$$y_{i,2019} = \alpha \cdot y_{i,2018} + \beta \cdot D_i + X_i \cdot \gamma + v_{s(i)} + \varepsilon_i \quad (1)$$

où y est notre variable d'intérêt (en log), α le coefficient d'un terme autorégressif et D une variable mesurant les difficultés de recrutement (1 si l'entreprise connaît des difficultés en 2019, 0 sinon). X est un vecteur de variables de contrôle provenant à la fois des données de bilan et de l'enquête et qui nous permettent de capturer des éventuelles erreurs de mesures liées à l'utilisation des facteurs de production ainsi que des effets de taille. Enfin $v_{s(i)}$ est un effet fixe secteur (code NAF niveau 2). Nous estimons ce modèle par la méthode des moindres carrés généralisés en utilisant une matrice de poids correspondant à ceux décrits dans la section précédente. Le vecteur d'erreur ε est estimé de manière à autoriser une corrélation au sein d'une même cellule département-secteur afin de prendre en compte l'existence de possibles chocs locaux (méthode du *clustering*)¹². Dans ce modèle, la différence moyenne de PGF entre le groupe d'entreprises pour lequel $D=0$ et pour l'autre groupe correspond à la valeur de $\beta / (1 - \alpha)$.

4.1. Difficultés de recrutement et productivité des entreprises

Si la variable d'intérêt est la productivité, la valeur estimée de β correspond à la différence de productivité moyenne en points de pourcentage entre une entreprise ayant des difficultés de recrutement conditionnellement aux variables de contrôle. Pour chaque modèle, nous nous limitons aux entreprises déclarant avoir souhaité recruter en 2019 (79 % des entreprises interrogées). Cette restriction ne modifie pas de manière marquée les résultats d'estimation. Parmi ces entreprises, seules 13 % ne déclarent pas avoir connu des difficultés de recrutement au cours de l'année. Ces entreprises constituent donc notre groupe de contrôle ($D=0$). Les résultats de cette estimation sont présentés dans le tableau 2.

Le modèle le plus complet car intégrant l'ensemble des variables de contrôle (colonne 4) inclut uniquement les entreprises qui ont cherché à recruter en 2019 (932 observations) et introduit des effets fixes secteurs et des contrôles pour le taux d'utilisation des capacités de production (TUC), les heures travaillées moyennes, le rapport entre les coûts des services externalisés et la masse salariale totale. Le coefficient β est estimé avec une valeur moyenne de 0.077 ce qui suggère que, toutes choses égales par ailleurs, une entreprise qui rencontre des difficultés de recrutement est 7.7 % plus productive qu'une

11. C'est-à-dire lorsque nous pouvons obtenir une mesure de ces variables via le fichier de base FiBEn. Lorsque cette variable provient du fichier de base de l'enquête UFP, réalisée sur le thème des difficultés de recrutement sur la seule année 2019, un tel décalage temporel n'est pas possible.
12. Nous utilisons la classification sectorielle de l'enquête UFP (4 secteurs).

Tableau 2 – Productivité globale des facteurs (PGF) et difficultés de recrutement

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
PGF en 2018 (log)	0.714*** (0.089)	0.696*** (0.087)	0.685*** (0.087)	0.684*** (0.087)	
Difficultés de recrutement	0.072** (0.035)	0.070** (0.035)	0.073** (0.034)	0.077** (0.034)	0.126** (0.063)
Emplois en 2018 (log)		0.002 (0.008)	-0.001 (0.008)	-0.005 (0.008)	-0.005 (0.019)
Salaire moyen en 2018 (log)		0.187*** (0.057)	0.197*** (0.057)	0.173*** (0.053)	0.287*** (0.079)
Heures moyennes (log)			0.187*** (0.057)	0.177*** (0.055)	0.340*** (0.120)
TUC				-0.032 (0.082)	0.110 (0.158)
RatOut				0.151*** (0.049)	0.165** (0.069)
R^2 ajusté	0.655	0.672	0.679	0.682	0.259
Nombre d'observations ⁽ⁱ⁾	935	935	935	932	947

⁽ⁱ⁾ Dans les estimations présentées dans ce tableau comme dans les tableaux suivants, le nombre d'observations peut légèrement changer d'une estimation à l'autre car certaines variables ne sont pas toujours renseignées.

Note : chaque colonne correspond à une régression OLS du modèle (1) où la variable dépendante est le niveau de la productivité globale des facteurs prise en logarithme et calculée en 2019. Chaque ligne correspond à une variable explicative. La variable difficultés de recrutement vaut 1 si l'entreprise déclare des postes difficiles à pourvoir. Le modèle inclut un effet fixe secteur (code NAF, niveau 2) et est pondéré en utilisant les poids de l'enquête (cf. section 3). Les erreurs standards indiquées entre parenthèses sont estimées en autorisant une autocorrélation au sein d'un même secteur d'activité du même département, ***, ** et * indiquent une p -value respectivement inférieure à 1 %, 5 % et 10 %.

Source et champ : Banque de France, UFP 2019 et FiBEn ; entreprises de l'industrie manufacturière (hors extraction et industrie pétrolière) employant au moins 20 salariés, présentes en 2018 et 2019 et pour lesquelles on peut mesurer la productivité et l'existence de difficultés de recrutement.

entreprise comparable ne connaissant pas de telles difficultés. Les autres colonnes du tableau 2 présentent des variations autour de cette spécification.

L'introduction de variables de contrôle a peu d'effets quantitativement sur l'estimation de β (colonnes 1, 2, 3 puis 4). Les coefficients des variables de contrôle 'salaire moyen', 'TUC' et 'RatOut' sont positifs et significatifs. Concernant le salaire moyen, cela correspond à une prise en compte implicite du niveau moyen de qualification. Concernant le taux d'utilisation des capacités de production (TUC), cela correspond à une prise en compte directe de l'intensité d'utilisation des facteurs de production disponibles dans l'entreprise. Enfin, concernant le recours à la sous-traitance (RatOut), il s'agit d'une prise en compte plus indirecte de l'utilisation des facteurs, ce recours pouvant en effet logiquement croître avec le manque de capacités de production propres. Le fait d'inclure les entreprises ne cherchant pas à recruter dans le groupe de contrôle ($D = 0$) fait baisser la valeur estimée du coefficient qui demeure cependant significativement différent de zéro.

L'écart de productivité des entreprises rencontrant des difficultés de recrutement pourrait indiquer que ces entreprises sont plus productives et donc potentiellement davantage à la recherche de compétences spécifiques et plus rares. Mais il est possible que ces entreprises soient également plus contraintes et donc davantage amenées à maximiser leurs capacités de production pour compenser l'absence de main-d'œuvre, ce qui a pour effet d'augmenter leur productivité. C'est pour limiter ce biais que nous contrôlons les estimations par différentes mesures de l'utilisation des facteurs de production dans les modèles les plus complets. Cette prise en compte ne modifie que marginalement les résultats d'estimation. D'autres éléments pourraient biaiser l'estimation du coefficient β . Par exemple, les conditions du marché du travail local pourraient être une variable omise expliquant à la fois le niveau de productivité et les difficultés de recrutement. Le tableau S1-2 de l'Annexe en ligne montre cependant que les résultats ne sont que peu impactés par l'ajout d'un effet fixe département au modèle¹³. Concernant de possibles erreurs de mesure liées au calcul de la PGF, la figure S1-I de l'Annexe en ligne montre comment les estimations de β sont impactées lorsque le modèle présenté dans la colonne 4 est estimé en changeant la mesure de productivité. D'une manière générale, l'effet moyen estimé se situe entre 5 et 10 % et il est significativement différent de 0 aux seuils usuels.

À partir de ces résultats, nous nous sommes livrés à un exercice d'estimation des gains en productivité globale des facteurs qui pourraient être obtenus en cas d'absence de difficultés de recrutement. Ce calcul, qui correspond à un exercice de statique comparative, repose sur des hypothèses très simplistes et n'a pour seule utilité que d'apporter un ordre de grandeur des conséquences des difficultés de recrutement sur les performances productives moyennes de l'industrie manufacturière française. Deux calculs sont réalisés. Dans le premier, nous supposons que les difficultés de recrutement disparaissent soudainement et que les entreprises concernées parviennent à trouver les effectifs qui leur font défaut, sans que leur productivité soit modifiée. L'emploi total est alors augmenté, cette augmentation étant égale au nombre de postes avec difficulté de recrutement. Dans le second calcul, on suppose que des transferts d'emplois s'opèrent instantanément des entreprises sans difficultés de recrutement vers les entreprises avec difficultés de recrutement, l'emploi total demeurant inchangé. Dans les deux calculs, la productivité moyenne de l'industrie manufacturière est augmentée car l'emploi et la production des entreprises connaissant des difficultés de recrutement, et qui bénéficient d'un niveau de productivité moyen supérieur à celui des entreprises sans difficultés de recrutement, sont augmentés¹⁴. À partir des résultats d'estimation fournis dans le tableau 2, on suppose que l'écart de productivité moyenne entre les entreprises avec et sans difficultés de recrutement est de 7 %. Ce calcul simpliste est par ailleurs réalisé sur les difficultés de recrutement renseignées par les entreprises en 2019 dans l'enquête de la Banque de France ici mobilisée pour les estimations. Il résulte de cet exercice que le gain de productivité moyen dans l'industrie manufacturière qui résulterait d'une disparition instantanée des difficultés de recrutement serait de 0.10 % à 0.15 %. Cela n'évacue pas l'importance de la question des difficultés de recrutement, mais ce gain potentiel apparaît d'une ampleur limitée.

13. Cette estimation utilise les mêmes poids que les autres estimations présentées dans cet article même s'il convient de noter que ces poids n'ont pas été conçus pour assurer la représentativité au niveau départemental.

14. Si l'on note $G1$ et $G2$ le gain de productivité moyenne correspondant à ces deux hypothèses, on a :

$$G1 = EP \cdot \left[\frac{(\text{Edif} + \text{Ndif})}{(\text{Edif} + \text{Endif} + \text{Ndif})} - \frac{\text{Edif}}{(\text{Edif} + \text{Endif})} \right] \text{ et } G2 = EP \cdot \left[\frac{\text{Ndif}}{(\text{Edif} + \text{Endif})} \right],$$

avec EP l'écart de productivité moyenne entre les entreprises avec et sans difficultés de recrutement, $Ndif$ le nombre de postes concernés par les difficultés de recrutement, Edif l'emploi total des entreprises connaissant des difficultés de recrutement, Endif l'emploi total des entreprises sans difficultés de recrutement. On a nécessairement $G2 > G1$. Avec les données mobilisées ici, on a $\text{Edif} = 69 \%$, $\text{Endif} = 31 \%$, $\text{Ndif} = 2 \%$, en pourcentage de l'emploi total dans l'industrie manufacturière.

4.2. Les raisons des difficultés de recrutement

Pour mieux caractériser les sources de ces difficultés de recrutement, nous estimons dans quelle mesure l'écart positif de productivité des entreprises faisant face à des difficultés de recrutement est expliqué par l'un ou l'autre des obstacles possibles signalés par l'entreprise. Comme expliqué dans la section 2, ces obstacles peuvent être de cinq natures (non mutuellement exclusives) : (1) pénurie de main-d'œuvre ; (2) conditions d'embauche insatisfaisantes (salaire, contrat, etc.) ; (3) pénibilité de l'emploi ; (4) concurrence sur le marché de l'emploi et (5) problème d'image de l'entreprise. Nous codons une variable D_i^k valant 1 si l'obstacle $k = 1, \dots, 5$ est décrit comme important ou très important par l'entreprise i . Il faut noter qu'une quasi-totalité des établissements déclarent le motif d'une pénurie de main-d'œuvre, ce qui suppose un manque de candidats, *a fortiori* de candidats dont les compétences sont adaptées (tableau 3). Les établissements admettent des salaires à l'embauche qui peuvent être trop peu attractifs mais pointent aussi la forte concurrence des autres employeurs. Ces résultats sont en cohérence avec les résultats d'autres enquêtes. Celle de la Dares portant sur les embauches ayant abouti pour l'ensemble de l'économie française, pointe que 60 % des employeurs déclarent un manque de candidature ou des profils inadéquats (cf. Lhommeau & Rémy, 2019). La concurrence des autres employeurs est invoquée par 29 % d'entre eux tandis que 23 % indiquent le déficit d'image de l'établissement, du secteur d'activité ou du poste.

Nous estimons donc le modèle (1) (dans sa version présentée en colonne 3 du tableau 2) en remplaçant la variable D par la variable D^k pour chaque valeur de k . Les résultats des estimations sont présentés dans le tableau 4. La colonne 1 du

tableau 4 inclut l'ensemble des obstacles alors que chacune des colonnes 2 à 6 les présente séparément.

Le coefficient associé aux motifs salariaux est positif mais non significatif dans la colonne 1 et significativement corrélé à la productivité dans la colonne 3. Lorsque différentes mesures de productivité sont utilisées, le constat est le même (voir Annexe en ligne, Figure S1-III). Les coefficients associés à une pénurie de main-d'œuvre sont quant à eux positivement corrélés à la pénurie de main-d'œuvre lorsqu'ils sont estimés dans la colonne 2, mais sont moins précisément estimés dans la colonne 1, même si cela dépend de la mesure de productivité utilisée (voir Annexe en ligne, Figure S1-II). Tous les motifs de difficultés de recrutement semblent être associés à une productivité plus importante ou similaire à celle des entreprises sans difficultés, sauf le motif de déficit d'image de l'entreprise ou de l'activité, qui est quant à lui associé à une productivité significativement plus faible, peut-être du fait d'une plus faible motivation des travailleurs dans ces entreprises, même si le coefficient est peu précisément estimé.

4.3. Difficultés de recrutement et salaire

Les résultats précédents suggèrent que les différences de productivité liées aux difficultés de recrutement trouvent au moins en partie leurs sources dans des conditions salariales insuffisamment attractives. Pour tenter d'éclairer ces résultats, nous estimons à nouveau le modèle (1) en remplaçant la variable dépendante par le logarithme du salaire moyen dans l'entreprise.

Les résultats du tableau 5 confirment que les entreprises ayant du mal à recruter pour des motifs salariaux ont en effet, toutes choses égales par ailleurs, un salaire moyen en moyenne 1.8 % plus faible que les autres. *A contrario*, les entreprises présentant des difficultés de recrutement

Tableau 3 – Part des entreprises (%) déclarant un obstacle « important » ou « très important » au recrutement en 2019

Motif des difficultés de recrutement	Ensemble des entreprises	Entreprises avec des difficultés de recrutement
Pénurie de main-d'œuvre	83	94
Faible attractivité des salaires à l'embauche	48	54
Pénibilité des conditions de travail et d'emploi	27	31
Concurrence de la part des autres employeurs	59	67
Déficit d'image de l'entreprise, du secteur ou du poste	23	26
Difficultés de recrutement	88	100

Note : les résultats sont pondérés pour les ramener à la réalité du secteur manufacturier français. Seules les entreprises déclarant avoir essayé de recruter sont intégrées à l'échantillon (934 observations). Plusieurs réponses sont simultanément possibles.
Source et champ : Banque de France, UFP 2019 et FiBEn ; entreprises de l'industrie manufacturière (hors extraction et industrie pétrolière) employant au moins 20 salariés, présentes en 2018 et 2019 et pour lesquelles on peut mesurer la productivité et l'existence de difficultés de recrutement.

Tableau 4 – Productivité globale des facteurs et difficultés de recrutement pour différents motifs⁽¹⁾

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PGF en 2018 (log)	0.692*** (0.085)	0.690*** (0.088)	0.697*** (0.088)	0.690*** (0.091)	0.690*** (0.091)	0.688*** (0.091)
Emplois en 2018 (log)	-0.006 (0.008)	-0.005 (0.008)	-0.004 (0.008)	-0.003 (0.008)	-0.004 (0.008)	-0.004 (0.008)
Salaires moyen en 2018 (log)	0.178*** (0.054)	0.173*** (0.054)	0.174*** (0.054)	0.175*** (0.052)	0.169*** (0.052)	0.168*** (0.053)
Heures moyennes (log)	-0.019 (0.079)	-0.025 (0.082)	-0.026 (0.079)	-0.035 (0.080)	-0.035 (0.080)	-0.039 (0.080)
TUC	0.145** (0.058)	0.171*** (0.056)	0.162*** (0.057)	0.168*** (0.057)	0.173*** (0.057)	0.166*** (0.056)
RatOut	0.154*** (0.050)	0.151*** (0.049)	0.139*** (0.047)	0.146*** (0.048)	0.142*** (0.047)	0.144*** (0.048)
Motifs des difficultés						
Pénurie	0.054 (0.036)	0.051 (0.032)				
Salaires	0.032 (0.021)		0.032* (0.018)			
Pénibilité	0.007 (0.023)			0.020 (0.020)		
Concurrence	-0.017 (0.021)				0.004 (0.017)	
Image	-0.045** (0.022)					-0.028 (0.019)
R ² ajusté	0.684	0.680	0.679	0.677	0.677	0.678
Nombre d'observations	933	933	933	933	933	933

⁽¹⁾ Le modèle estimé est le même que celui de la colonne 3 du tableau 2.

Note : cf. tableau 2.

Source et champ : Banque de France, UFP 2019 et FiBEn ; entreprises de l'industrie manufacturière (hors extraction et industrie pétrolière) employant au moins 20 salariés, présentes en 2018 et 2019 et pour lesquelles on peut mesurer la productivité et l'existence de difficultés de recrutement.

 Tableau 5 – Salaire moyen et difficultés de recrutement⁽¹⁾

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Salaires en 2018 (log)	0.890*** (0.029)	0.893*** (0.030)	0.888*** (0.030)	0.889*** (0.030)	0.894*** (0.030)	0.892*** (0.030)
Emplois en 2018 (log)	0.004 (0.003)	0.005 (0.003)	0.005* (0.003)	0.005 (0.003)	0.005* (0.003)	0.005 (0.003)
Heures moyennes (log)	-0.002 (0.040)	0.002 (0.043)	-0.007 (0.041)	0.002 (0.043)	0.002 (0.042)	0.001 (0.042)
TUC	0.024 (0.021)	0.024 (0.022)	0.028 (0.021)	0.025 (0.022)	0.017 (0.022)	0.023 (0.022)
RatOut	-0.010 (0.023)	-0.008 (0.025)	-0.011 (0.025)	-0.012 (0.026)	-0.012 (0.025)	-0.010 (0.025)
Motifs des difficultés						
Pénurie	0.030*** (0.009)	0.016* (0.008)				
Salaires	-0.018* (0.009)		-0.018** (0.008)			
Pénibilité	-0.007 (0.009)			-0.011 (0.009)		
Concurrence	-0.014 (0.009)				-0.013 (0.008)	
Image	0.004 (0.010)					-0.002 (0.010)
R ² ajusté	0.912	0.910	0.911	0.910	0.910	0.910
Nombre d'observations	1 004	1 004	1 004	1 004	1 004	1 004

⁽¹⁾ Le modèle estimé est le même que celui de la colonne 3 du tableau 2.

Note : cf. tableau 2.

Source et champ : Banque de France, UFP 2019 et FiBEn ; entreprises de l'industrie manufacturière (hors extraction et industrie pétrolière) employant au moins 20 salariés, présentes en 2018 et 2019 et pour lesquelles on peut mesurer la productivité et l'existence de difficultés de recrutement.

liées à la pénurie de main-d'œuvre ont un salaire moyen plus élevé de 1.6 %. Ce résultat peut recevoir plusieurs explications. Tout d'abord le fait que les entreprises faisant face à des pénuries de main-d'œuvre chercheraient davantage que les autres à conserver leurs salariés via des salaires plus élevés. Mais il peut aussi s'expliquer par le fait que ces entreprises seraient plus productives et que leurs salariés seraient en moyenne plus qualifiés, et donc mieux payés que ceux des autres entreprises.

Ces résultats mettent en évidence que les entreprises faisant face à des difficultés de recrutement seraient différentes des autres et pourraient être groupées en deux catégories : d'un côté des entreprises rémunérant trop peu leur main-d'œuvre, et

en particulier moins que les autres entreprises. Ces entreprises pourraient pâtir de ce fait d'un problème d'attractivité sur leurs postes de travail. De l'autre côté, des entreprises faisant face à des pénuries de main-d'œuvre, qui pourraient chercher à augmenter leur attractivité par des salaires plus élevés que ceux payés en moyenne par les autres entreprises.

4.4. Difficultés de recrutement et rentabilité des entreprises

Les résultats reportés dans le tableau 3 font apparaître que les entreprises connaissant des difficultés de recrutement qui s'expliqueraient par le niveau des salaires (entre autres obstacles) ont un salaire moyen plus faible que celui des

autres entreprises. Nous illustrons ici cette corrélation en la décomposant en fonction des raisons invoquées par l'entreprise. Une première hypothèse est que ces entreprises sont soumises à un niveau de concurrence plus élevé les empêchant d'augmenter les salaires. Une autre possibilité est que ces entreprises ne sont pas assez productives et rentables. Enfin une troisième possibilité est qu'elles sont limitées dans leur capacité à augmenter les salaires à l'entrée par des rigidités internes.

Concernant la première hypothèse, le tableau 6 présente les résultats de régressions analogues à celles présentées dans le tableau 5 (colonne 3), c'est-à-dire sur l'indicateur de difficultés de recrutement liées au salaire, mais en utilisant les différentes mesures de la rentabilité des entreprises présentées dans la section 3 comme variable dépendante : le taux de markup (*markups*), le taux de marge (*MR*), le taux de rentabilité économique (*ERR*) et financière (*FRR*), ainsi qu'un ultime indicateur de rentabilité générale combinant rentabilité financière et économique et défini comme le ratio de l'excédent brut d'exploitation et des produits financiers sur la somme de la dette et des ressources propres (*GRR*).

Le coefficient associé aux difficultés de recrutement liées à la faible attractivité des salaires est négatif, même s'il n'est pas précisément estimé pour le taux de marge ou de *markups*. Cela suggère que les entreprises faisant face à des difficultés de recrutement qu'elles attribuent à des faibles salaires d'embauche connaissent une situation financière moins favorable que les autres entreprises faisant également face à des difficultés de recrutement. Ces entreprises sont ainsi financièrement plus contraintes que les autres pour renforcer leur attractivité. Cette contrainte est le résultat d'un environnement

concurrentiel plus fort. Le tableau S1-3 de l'Annexe en ligne montre d'ailleurs que ces différents indicateurs de rentabilité sont négativement associés au niveau de concurrence.

* *
*

L'analyse réalisée ici sur un échantillon d'environ 1 000 entreprises industrielles françaises permet de caractériser quelques singularités des entreprises faisant face à des difficultés de recrutement comparées aux autres entreprises.

Tout d'abord, leur productivité est significativement plus élevée, l'écart étant en moyenne, toutes choses égales par ailleurs, d'environ 7 %. Ce résultat suggère que les difficultés de recrutement sont susceptibles d'aboutir, au niveau global, à une mauvaise allocation des facteurs de production, des entreprises performantes en termes de productivité pouvant être bridées dans leur croissance par ces difficultés de recrutement. Sur la base d'hypothèses très simplifiées, un exercice montre que ces difficultés pourraient se traduire par un déficit de productivité moyenne dans l'industrie manufacturière d'environ 0.10 % à 0.15 %. Ensuite, un salaire insuffisant à l'embauche paraît être le motif des difficultés de recrutement de certaines entreprises. Dans ces entreprises, le salaire moyen est en moyenne plus faible que celui observé dans les autres entreprises de près de 2 %. À l'inverse, dans les entreprises qui identifient la concurrence des autres entreprises comme motif de leurs difficultés de recrutement, le salaire moyen est plus élevé que dans les autres entreprises d'environ 1.5 %. Par ailleurs, parmi les entreprises qui connaissent des difficultés de recrutement,

Tableau 6 – Rentabilité et difficultés de recrutement liées aux salaires^①

Variable dépendante	<i>markups</i> (1)	<i>MR</i> (2)	<i>ERR</i> (3)	<i>FRR</i> (4)	<i>GRR</i> (5)
Variable dépendante prise en 2018	0.829*** (0.048)	0.830*** (0.040)	0.800*** (0.038)	0.671*** (0.059)	0.787*** (0.060)
Emplois en 2018 (log)	0.012 (0.010)	0.001 (0.005)	-0.001 (0.003)	0.000 (0.003)	0.002 (0.002)
Salaire moyen en 2018 (log)	0.107 (0.066)	0.060* (0.034)	0.032 (0.022)	0.025 (0.016)	0.018 (0.013)
Heures moyennes (log)	0.246 (0.173)	0.079 (0.066)	0.076 (0.063)	0.090* (0.051)	0.053 (0.044)
TUC	0.027 (0.075)	0.013 (0.036)	0.025 (0.024)	0.007 (0.023)	0.006 (0.019)
RatOut	0.289*** (0.104)	0.125*** (0.040)	0.116*** (0.039)	0.093*** (0.030)	0.079*** (0.027)
Difficultés de recrutement liées aux salaires	-0.044 (0.033)	-0.014 (0.014)	-0.021* (0.011)	-0.015* (0.009)	-0.015** (0.008)
R ² ajusté	0.751	0.742	0.696	0.588	0.668
Nombre d'observations	927	927	927	927	927

^① Le modèle estimé est le même que celui de la colonne 3 du tableau 2.

Note : cf. tableau 2.

Source et champ : Banque de France, UFP 2019 et FiBEn ; entreprises de l'industrie manufacturière (hors extraction et industrie pétrolière) employant au moins 20 salariés, présentes en 2018 et 2019 et pour lesquelles on peut mesurer la productivité et l'existence de difficultés de recrutement.

celles qui attribuent leurs difficultés à des salaires d'embauche insuffisants pâtissent d'une rentabilité significativement plus basse que les autres. Ces entreprises se situent donc dans une sorte de trappe : elles ont du mal à recruter du fait de salaires trop bas et dans le même temps elles peuvent être contraintes pour augmenter les salaires du fait d'une rentabilité insuffisante.

La productivité des entreprises connaissant des difficultés de recrutement étant supérieure, toutes choses égales par ailleurs, à celles des autres entreprises, ces difficultés peuvent aboutir à une mauvaise allocation des facteurs, qui ne seraient pas prioritairement captés par les entreprises les plus performantes. Une réponse à ces difficultés réside bien sûr dans une meilleure formation de

l'offre de travail. Mais le motif salarial apparaît également fréquent, et les entreprises qui l'évoquent rémunèrent moins leurs salariés mais pâtissent d'une rentabilité moins élevée que les autres entreprises connaissant des difficultés de recrutement. Aussi, une réponse à cette difficulté peut être d'augmenter le revenu du travail sans pour autant augmenter les coûts des entreprises. L'augmentation de la prime d'activité, comme celle décidée début 2019, répond à cette logique. Par ailleurs, ces constats renforcent l'intérêt de se préoccuper de la distance entre des revenus de transferts (chômage, minima sociaux) et les revenus d'activité, cette distance pouvant sembler parfois trop faible pour inciter à l'offre de travail. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/6530513/ES534-35_Bergeaud-Cette_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Ackerberg, D. A., Caves, K. & Frazer, G. (2015).** Identification Properties of Recent Production Function Estimators. *Econometrica*, 83(6), 2411–2451. <https://doi.org/10.3982/ECTA13408>
- Aghion, P., Bergeaud, A., Blundell, R. W. & Griffith, R. (2019).** The Innovation Premium to Soft Skills in Low-Skilled Occupations. CEPR, *Discussion Paper* N° 14102. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3489777>
- Aghion, P., Bergeaud, A. & Van Reenen, J. (2021).** The impact of regulation on innovation. NBER, *Working Paper* N° 28381. <https://doi.org/10.3386/w28381>
- Asai, K., Breda, T., Rain, A., Romanello, L. & Sangnier, M. (2020).** Éducation, compétences et « skill mismatch » : revue de la littérature et nouveaux résultats issus de l'enquête PIAAC. Rapport IPP N° 26. <https://www.ipp.eu/publication/janvier-2020-education-competences-et-skill-mismatch-revue-litterature-et-nouveaux-resultats-issus-enquete-piaac/> English version: Education, skills and skill mismatch. A review and some new evidence based on the PIAAC survey. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-02514746/document>
- Autor, D. H., Levy, F. & Murnane, R. J. (2003).** The Skill Content of Recent Technological Change: an Empirical Exploration. *The Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1279–1333. <https://doi.org/10.1162/003355303322552801>
- Barstelman, E., Haltiwanger, H. & Scarpetta, S. (2013).** Cross-Country Differences in Productivity: The Role of Allocation and Selection. *American Economic Review*, 103(1), 305–334. <https://doi.org/10.1257/aer.103.1.305>
- Bouvard, F., Rambert, L., Romanello, L. & Studer, N. (2013).** Réformes Hartz : Quels effets sur le marché du travail allemand. *Trésor-Eco* N° 110. <https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/b60c4b28-bfd2-4cc6-8052-c353f04607a8/files/4e426a19-bfc5-499b-a875-941307e169e5>
- Büchel, F. (2002).** The effects of overeducation on productivity in Germany - the firms' viewpoint. *Economics of Education Review*, 21(3), 263–275. [https://doi.org/10.1016/S0272-7757\(01\)00020-6](https://doi.org/10.1016/S0272-7757(01)00020-6)
- Cahn, C. & Saint-Guilhem, A. (2010).** Potential output growth in several industrialised countries a comparison. *Empirical Economics*, 39(1), 139–165. <https://doi.org/10.1007/s00181-009-0298-2>
- Cappelli, P. (2014).** Skill Gaps, Skill Shortages and Skill Mismatches: Evidence for the US. NBER, *Working Paper* N° 20382. August. <https://doi.org/10.1177/0019793914564961>

- Cette, G., Nevoux, S. & Py, L. (2021).** The impact of ICTs and digitalization on productivity and labor share: evidence from French firms. Forthcoming in *Economics of Innovation and New Technology*.
<https://doi.org/10.1080/10438599.2020.1849967>
- Dares (2016).** Offre d'emploi et recrutement 2016, Ofer.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/enquete-source/offre-demploi-et-recrutement-ofer-2016>
- Lhommeau, B. & Rémy, V. (2019).** Le recrutement n'est pas toujours un long fleuve tranquille 17 % des recrutements sont jugés difficiles par les recruteurs. *Dares Analyses* N° 31.
http://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/pdf/dares_analyses_recrutement_difficultes_employeurs.pdf.
- Garicano, L., Lelarge, C. & Van Reenen, J. (2016).** Firm Size Distortions and the Productivity Distribution: Evidence from France. *American Economic Review*, 106(11), 3439–3479. <https://doi.org/10.1257/aer.20130232>
- Garloff, A. & Wapler, R. (2016).** Labour Shortages and Replacement Demand in Germany - The (Non)-Consequences of Demographic Changes. IAB *Discussion Paper*, May. <http://hdl.handle.net/10419/145497>
- Haskel, J. & Martin, C. (2001).** Technology, Wages, and Skill Shortages: Evidence from UK Micro Data. *Oxford Economic Papers*, 53(4) 642–658. <https://doi.org/10.1093/oeq/53.4.642>
- Hsieh, C. T. & Klenow, P. J. (2009).** Misallocation and Manufacturing TFP in China and India. *The Quarterly Journal of Economics*, CXXIV(4), 1403–1448. <https://doi.org/10.1162/qjec.2009.124.4.1403>
- Hsieh, C. T., Hurst, E., Jones, C. L. & Klenow, P. J. (2019).** The Allocation of Talent and US Economic Growth. *Econometrica*, 87(5), 1439–1474. <https://doi.org/10.3982/ECTA11427>
- Insee (2018).** Éclairage - Fin 2018, les entreprises pointent le manque de main-d'œuvre compétente comme principale barrière à l'embauche, plus encore que début 2017. *Note de conjoncture*, Décembre.
https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/3681523/122018_ndc_eclairage_emploi1.pdf
- Insee (2022).** Point de conjoncture du 8 février 2022. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6049133>
- Kampelmann, S. & Rycx, F. (2012).** The Impact of Educational Mismatch on Firm Productivity: Evidence from Linked Panel Data. *Economics of Education Review*, 31(6), 918–931.
<https://doi.org/10.1016/j.econedurev.2012.07.003>
- Kline, P. & Moretti, E. (2013).** People, places, and public policy: Some simple welfare economics of local economic development programs. *Annual Review of Economics*, 6, 629–662. <https://doi.org/10.3386/w19659>
- Klinger, S., Rebien, M., Heckmann, M. & Szameitat, J. (2011).** Did Recruitment Problems Account for the German Job Miracle? *International Review of Business Research Papers*, 7(1), 265–281.
https://www.researchgate.net/publication/265399919_Did_Recruitment_Problems_Account_for_the_German_Job_Miracle
- Levinsohn, J. & Petrin, A. (2003).** Estimating Production Functions using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economic Studies*, 70(2), 317–341. <https://doi.org/10.1111/1467-937X.00246>
- Libert, T. (2017).** Misallocation Before, During and After the Great Recession. Banque de France, *Document de travail* N° 658. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3095507>
- Manning, A. & Petrongolo, B. (2017).** How Local Are Labor Markets? Evidence from a Spatial Job Search Model. *American Economic Review*, 107(10), 2877–2907. <https://doi.org/10.1257/aer.20131026>
- Marinescu, I. & Rathelot, R. (2018).** Mismatch Unemployment and the Geography of Job Search. *American Economic Journal: Macroeconomics*. 10(3), 42–70. <https://doi.org/10.1257/mac.20160312>
- Niang, M. & Vroylandt, T. (2020).** Les tensions sur le marché du travail en 2019. *Dares Résultats* N° 32.
<https://dares.travail-emploi.gouv.fr/publications/les-tensions-sur-le-marche-du-travail-en-2019>
- Restrepo, P. (2015).** Skill Mismatch and Structural Unemployment. MIT, *Job Market Paper*, December 15.
<http://doi.org/10.13140/RG.2.1.4201.2242>
- Rodríguez-Pose, A. (2018).** The revenge of the places that don't matter (and what to do about it). *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 11(1), 189–209. <https://doi.org/10.1093/cjres/rsx024>
- Sahin, A., Song, J., Topa, G. & Violante, G. L. (2014).** Mismatch Unemployment. *American Economic Review*, 104(11), 3529–3564. <https://doi.org/10.1257/aer.104.11.3529>
- Weaver, A. & Osterman, P. (2016).** Skill Demands and Mismatch in US Manufacturing. Cornell University, *IRL Review*, July 19. <https://doi.org/10.1177/0019793916660067>
- Zago, R. (2021).** Job Polarization Skill Mismatch and the Great Recession. Banque de France, *Document de travail* N° 755. <https://doi.org/10.1177/0019793916660067>

Les critères de sélection du candidat : un résumé du processus de recrutement

Candidate Selection Criteria: A Summary of the Recruitment Process

Bertrand Lhommeau* et Véronique Rémy**

Résumé – Cet article étudie dans quelle mesure les critères de sélection des employeurs, ainsi que les méthodes de recherche et de sélection mises en œuvre, varient selon les métiers, à partir de l'enquête Ofer 2016 de la Dares. La construction d'une typologie de métiers selon les critères de sélection permet d'identifier quatre classes. Les qualités personnelles requises pour les « métiers de contact avec le public » sont évaluées par le biais d'entretiens téléphoniques, la capacité de travail attendue dans les « métiers manuels » lors de mises à l'essai, les compétences et le potentiel pour exercer des « métiers techniques » sont éprouvés par des entretiens et tests tandis que la qualification et la capacité d'écoute demandées dans les « métiers d'aide à la personne » le sont grâce à un dossier de candidature documenté. Le bilan du recrutement dressé par l'employeur (satisfaction, durée, difficulté, etc.) varie fortement selon les classes de métiers.

Abstract – This article examines the extent to which the employer selection criteria and the research and selection methods implemented vary by occupation, based on the 2016 DARES OFER survey. Classifying occupations according to selection criteria results in four classes. The personal attributes needed for “public-facing occupations” are assessed through telephone interviews, the work capacity expected in “manual work” through testing, the skills and potential to perform “technical occupations” through interviews and tests, and qualification and listening skills required in the “personal assistance occupations” through a detailed application form. The hiring assessment drawn up by the employer (satisfaction, duration, difficulty, etc.) varies greatly depending on the classification of occupation.

Codes JEL / JEL Classification : J23, J63, M51

Mots-clés : critères de sélection, efforts de recrutement, métiers

Keywords: selection criteria, hiring efforts, occupations

* Insee (Dares, ministère du Travail, de l'Emploi et de l'Insertion, lors de la rédaction de cet article) ; ** Dares, Mission animation de la recherche. Correspondance : veronique.remy@travail.gouv.fr.

Nous remercions Alexis Eidelman, Véronique Simonnet et deux rapporteurs anonymes pour leurs remarques constructives, ainsi que Guillemette de Larquier et Emmanuelle Marchal pour les discussions enrichissantes sur le traitement des critères et la mise à disposition de leurs retraitements des critères qui nous ont permis de consolider les nôtres.

Reçu en octobre 2021, accepté en mai 2022.

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

Citation: Lhommeau, B. & Rémy, V. (2022). Candidate Selection Criteria: A Summary of the Recruitment Process. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 534-35, 61–81. doi: 10.24187/ecostat.2022.534.2079

En France comme dans d'autres pays, les employeurs attribuent très souvent leurs difficultés de recrutement au décalage entre les profils des candidats et les compétences qu'ils recherchent (Lhommeau & Rémy, 2019 ; Chamkhi *et al.*, 2018a ; Brunello & Wruuck, 2019). Les critères pour évaluer les candidatures pourraient cependant être plus ou moins stricts selon la qualification des postes, la tension sur le métier, la durée prévue, etc. La capacité des employeurs à sélectionner la candidature adéquate entre également en compte et dépend de leurs efforts en la matière. Plusieurs travaux économiques récents (Davis *et al.*, 2013 ; Carrillo-Tudela *et al.*, 2020 ; Lochner *et al.*, 2021) soulignent d'ailleurs la nécessité de prendre en compte les efforts des employeurs aux différentes étapes du recrutement (lors de la définition de leurs besoins, de la recherche ou encore de la sélection des candidats), qui influencent le nombre et la qualité des appariements réalisés. Notre étude vise à analyser dans quelle mesure les critères de sélection retenus par les employeurs diffèrent selon le métier sur lequel ils recrutent et à mettre en perspective ces critères avec leurs méthodes de recherche et de sélection des candidats et le bilan qu'ils en tirent.

Les critères de sélection retenus par les employeurs sont très variés : qualification, diplôme, expérience, compétences techniques, disponibilité, motivation, dynamisme ou autres *soft skills*, etc. Les *soft skills* sont de plus en plus recherchées comme en témoigne le fleurissement des terminologies pour les désigner : qualités professionnelles ou personnelles, compétences non académiques, non cognitives, socio-émotionnelles ou comportementales, traits de personnalité, etc. Initialement associées aux emplois de service dont les compétences ne sont pas toujours reconnues par un diplôme ou une qualification, comme les métiers du nettoyage (Desjonquères, 2019), mais aussi aux emplois de cadres – *via* la « personnalité » recherchée pour ce type de poste (Dubernet, 1996), elles ont progressivement été associées à l'ensemble des emplois (Bailly & Léné, 2015). Si elles sont décisives pour certaines embauches¹, elles ne représentent parfois qu'un critère parmi d'autres : leur rôle est prépondérant dans l'hébergement-restauration, le commerce et l'industrie agroalimentaire tandis que le diplôme reste déterminant pour les activités financières et d'assurances, informatiques, scientifiques et techniques ou de la santé, de l'action sociale, de l'enseignement et de l'administration publique (Lainé, 2018).

Les canaux utilisés pour rechercher des candidats (relations, annonces, intermédiaires, etc.) varient

selon les critères des recruteurs et le segment de marché sur lequel ils embauchent. À partir d'une typologie des critères de sélection selon la qualification du poste à pourvoir, Larquier & Marchal (2020) constatent que les recruteurs valorisant la capacité des candidats à s'investir dans le travail (sérieux, disponibilité, implication, etc.) mobilisent davantage leur réseau pour recruter en raison de sa capacité à les présélectionner. Les recruteurs favorisant la capacité à évoluer dans l'entreprise privilégient les annonces, un canal permettant de signaler leurs attentes en matière de compétences (diplôme, formation, compétences techniques, etc.). Les différents canaux valorisent aussi différemment les atouts des candidats : déposer une candidature en mains propres est vu comme un signal de motivation et de disponibilité (Larquier & Rieucan, 2015). Les intermédiaires du service public de l'emploi (SPE) aident les demandeurs d'emploi à mettre en valeur leurs compétences dans un format écrit et standardisé partagé avec certains employeurs (Larquier & Rieucan, 2014 ; 2015). Les canaux privilégiés diffèrent également selon le segment du marché du travail ciblé par les recruteurs : candidatures spontanées et réseau dans l'hôtellerie-restauration, caractérisée par des embauches dans l'urgence (Forté & Monchatre, 2013), candidatures spontanées et annonces dans leurs locaux pour les postes d'employés dans la grande distribution (Rieucan & Salognon, 2013), annonces en ligne pour les postes d'ingénieurs informatiques (Fondeur, 2013).

Les méthodes de sélection des candidatures diffèrent également selon les critères retenus par les employeurs. Si la qualification ou le diplôme du candidat sont aisément identifiables dans un CV, ce n'est pas le cas des *soft skills* : par exemple, les compétences de médiation ou de communication attendues dans les métiers de contact avec la clientèle ne peuvent se révéler qu'en situation (Collard *et al.*, 2015). Les qualités personnelles peuvent aussi se vérifier sur la base de recommandations ou lors d'entretiens, de mises à l'essai ou de tests. Ces derniers sont plus fréquents lorsque le respect des règles et consignes fait partie des compétences comportementales les plus recherchées pour un poste (Chamkhi *et al.*, 2018b). Larquier & Marchal (2020) constatent quant à elles que les méthodes pour apprécier les capacités des candidats à évoluer et à s'investir sont plutôt formelles (CV, entretiens, etc.) et plutôt mixtes (CV, lettre de

1. D'après Lainé (2018), 60 % des employeurs placent les compétences comportementales devant les compétences techniques lors d'un recrutement ; plus de 80 % les considèrent comme indispensables.

motivation mais aussi mise en situation, etc.) pour leur capacité à interagir.

Malgré leur intérêt, les travaux qualitatifs analysant la spécificité des recrutements dans des secteurs et métiers particuliers (Forté & Monchatre, 2013 ; Rieucan & Salognon, 2013 ; Fondeur, 2013) ne permettent pas d'approcher de manière exhaustive la recherche et la sélection des candidats, ni la satisfaction des recruteurs à l'égard de l'embauche réalisée. Certains travaux quantitatifs ont étudié les critères privilégiés par les employeurs mais se limitent à des postes précis – ceux des cadres (Apec, 2020 ; 2021) – ou à des publics particuliers (Di Stasio, 2014 ; Humburg & van der Velden, 2015 ; Albandea, 2020). Seuls quelques travaux quantitatifs abordent la diversité des critères en France selon le métier (Lainé, 2018 ; Chamkhi & Lainé, 2021) ou le niveau de qualification du poste à pourvoir (Dubernet, 1996² ; Larquier & Marchal, 2020). Si Larquier & Marchal (2020) confrontent leur typologie de critères au déroulement du recrutement, elles ne s'intéressent pas au bilan que les employeurs dressent de leur embauche. Lainé (2018) étudie bien les qualités attendues par les employeurs au niveau métier mais ne les met pas en regard de leurs méthodes de recherche et de sélection des candidats. De plus, l'information mobilisée est moins riche que celle de l'enquête Offre d'emploi et recrutement (Ofer) 2016, que nous utilisons ici comme Larquier & Marchal (2020) : les recruteurs doivent choisir parmi une liste fermée d'une quinzaine de critères contrairement à Ofer 2016 où ils répondent spontanément. Enfin, Lainé (2018) analyse les qualités attendues des candidats et non les critères retenus *in fine*, ce que permet Ofer 2016 qui ne porte que sur les seconds. Chamkhi & Lainé (2021) étudient simultanément qualités attendues et critères finaux mais dans une liste relativement restreinte. De plus, leur typologie des métiers ne tient compte que d'un nombre restreint de qualités – diplôme et expérience – et elle ne peut être mise en lien avec l'ensemble du processus de recrutement compte tenu des informations disponibles³.

L'enquête Ofer 2016 de la Dares, menée auprès d'établissements ayant recruté en CDI ou en CDD de plus d'un mois entre septembre et novembre 2015, identifie les trois principaux critères retenus par les employeurs lors de la sélection finale et détaille l'ensemble des moyens affectés au recrutement (canaux activés, méthodes de sélection mobilisées, etc.). Elle permet de répondre aux questions suivantes : les critères diffèrent-ils selon les métiers, plus ou moins qualifiés, nécessitant ou non des compétences

professionnelles spécifiques ? Comment les recruteurs recherchent-ils et sélectionnent-ils les candidats pour qu'ils répondent à ces critères ? L'enquête permet également de caractériser les personnes recrutées et d'évaluer la satisfaction des recruteurs à l'égard de l'embauche. Pour identifier les différents types de marchés du travail et la manière dont la sélection s'opère sur chacun d'eux, nous proposons une typologie des métiers selon les critères de sélection des recruteurs. Le métier constitue un niveau d'étude pertinent de l'adéquation entre offre et demande de travail et permet de confronter les tâches associées au poste à pourvoir aux compétences des candidats (formation, expérience, etc.). C'est d'ailleurs le niveau privilégié par la Dares et Pôle emploi pour analyser les indicateurs de tension sur le marché du travail (Niang *et al.*, 2021).

Le reste de l'article est organisé de la façon suivante : la première section présente la construction de la typologie des métiers et la deuxième section décrit les quatre classes de métiers qui en résultent. Dans la troisième section, le processus d'embauche (canaux de recherche de candidats activés, méthodes de sélection utilisées, caractéristiques de la personne recrutée *in fine* et bilan) est analysé à travers le prisme de la typologie des métiers.

1. Construction de la classification

L'analyse est menée à partir de l'enquête Ofer 2016 portant sur les nouveaux recrutements en CDI ou en CDD de plus d'un mois entre septembre et novembre 2015 des établissements d'au moins un salarié du secteur concurrentiel non agricole en France entière. Pour cette étude, les établissements recrutant sur des postes appartenant aux domaines professionnels A (agriculture, marine, pêche) et X (politique, religion) sont exclus tout comme ceux dont les critères de sélection n'ont pu être traités et regroupés.

1.1. Regroupement sémantique des trois principaux critères de recrutement

Dans l'enquête Ofer (encadré), après avoir décrit les différentes étapes du recrutement, le recruteur est interrogé sur les principaux critères utilisés pour sélectionner le ou les candidats retenus

2. L'autrice analyse les principaux critères définissant le profil souhaité du candidat sur un poste de qualification donnée. Les employeurs de l'agglomération nantaise interrogés devaient retenir jusqu'à trois critères parmi treize par catégorie de poste considérée (ouvrier, employé, technicien ou agent de maîtrise, commercial ou cadre).

3. Ils connaissent les canaux de recrutement, l'éventuelle utilisation de tests et les critères de sélection finaux (l'employeur devant choisir deux critères parmi une liste fermée de sept critères).

in fine et peut en citer spontanément jusqu'à trois⁴. La question précise est : « Finalement, pour sélectionner le ou les candidats, quels ont été vos principaux critères ? ». Le repérage des critères des recruteurs repose sur une analyse des réponses à cette question. Sur les 18 756 textes collectés, 32 recruteurs enquêtés n'ont indiqué aucun critère et 3 837 en ont indiqué trois. Ces textes libres ont été nettoyés : correction orthographique automatisée, mise systématique en minuscules, suppression de la ponctuation (à l'exception du tiret), mise au singulier masculin des substantifs les plus fréquents et suppression des « mots vides » (le, au, etc.).

Plusieurs méthodes permettent de réduire le nombre de textes différents, trop rares pour mener une analyse statistique. Sur des textes courts comme ceux d'Ofer 2016, les méthodes automatiques, telles que les modèles de sujet ou d'analyse de sentiment, sont peu adaptées (Andrey *et al.*, 2017), en raison de textes de taille trop limitée (souvent un seul mot) pour les premières, ou d'un corpus comprenant essentiellement des mots-clés et non des adjectifs ou adverbes, principaux vecteurs de sentiments (positifs/négatifs), pour les secondes. Nous avons donc procédé à des regroupements manuels de mots ou textes par proximité sémantique. Nous

avons retenu une démarche itérative en analysant d'abord les comptages des associations de mots (jusqu'à trois mots contigus = trigrammes) les plus fréquentes, puis nous les avons regroupées. Pour constituer un « critère », chaque regroupement doit compter au moins 30 observations.

Le mot « expérience » est le plus souvent cité (2 432 occurrences) et l'est le plus souvent seul. Lorsque le recruteur enquêté a complété sa description de l'expérience, plusieurs critères peuvent être distingués : le critère « expérience spécifique » correspond aux cas où l'expérience est qualifiée par un domaine, un secteur ou un métier donné (par exemple, « expérience ingénierie financière »). Le critère « expérience similaire » regroupe les cas où l'expérience est associée à « même secteur », « domaine similaire », « poste comparable » sans que le domaine exact de cette expérience ne soit spécifié. Lorsque les citations d'un mot (ou texte) sont trop rares pour qu'il constitue un critère de sélection, la proximité du sens

4. L'enquête Ofer 2016 diffère de celle de 2005 dans laquelle l'employeur choisissait parmi une liste fermée de critères (Garner & Lutinier, 2006 ; Larquier & Marchal, 2012). En 2005, les recruteurs citaient le plus souvent la « motivation », la « personnalité », la « présentation, l'apparence et le soin général » et l'« expérience ».

ENCADRÉ – L'enquête Offre d'emploi et recrutement (Ofer) 2016

L'enquête Ofer a été réalisée par la Dares en 2016 auprès d'établissements d'au moins un salarié du secteur concurrentiel non agricole ayant nouvellement recruté⁽¹⁾ en CDI ou en CDD de plus d'un mois entre septembre et novembre 2015 en France métropolitaine et dans les DOM et ayant eu au moins un jour d'activité en 2015. C'est la seule au niveau national à décrire précisément les différentes étapes du recrutement, de la formulation du besoin en ressources humaines jusqu'à la satisfaction de l'employeur à l'égard de l'embauche. Le taux de réponse est de 64 %, soit 8 510 répondants, principalement par téléphone.

Contrairement à la précédente enquête de 2005, elle ne porte que sur les recrutements aboutis. L'interrogation a concerné un seul recrutement en contrat d'au moins un mois sélectionné aléatoirement, relativement peu de temps après ce dernier (4 à 10 mois), afin de limiter les biais de mémoire. Comme les employeurs sont interrogés sur un seul recrutement, nous parlons indifféremment ici de classes de métiers, de postes ou d'employeurs même si, dans la pratique, un même employeur peut recruter dans différentes classes de métiers s'il a plusieurs postes à pourvoir.

Des questions détaillées sont posées sur les canaux de recherche mobilisés par les recruteurs (annonces, relations, intermédiaires du marché du travail, etc.), sur celui ayant permis d'identifier le candidat retenu ainsi que sur les moyens mis en œuvre pour sélectionner les candidats (éléments demandés – CV, lettres de motivation, références, etc. –, entretiens, mises à l'essai, tests divers, etc.). Les employeurs sont également interrogés sur le bilan qu'ils dressent de la procédure de recrutement (durée, coût, nombre de candidatures examinées, etc.) et les caractéristiques de la personne recrutée (expérience, niveau de diplôme d'après l'employeur, etc.). Enfin, leur sont demandés les principaux critères retenus pour trier les candidatures lors de la sélection finale.

De nombreuses caractéristiques du poste à pourvoir (observées une fois le recrutement réalisé et non au début du processus), de l'établissement (taille, secteur, etc.) et de la procédure de recrutement (présence d'un service des ressources humaines, recrutement unique ou multiple, etc.) sont également disponibles.

Le champ de cette étude est restreint aux établissements recrutant sur des postes n'appartenant pas aux domaines professionnels A (agriculture, marine, pêche) et X (politique, religion) – moins bien couverts par l'enquête que les autres – et pour lesquels les critères de sélection ont pu être traités et regroupés. L'échantillon retenu comprend ainsi 8 296 établissements répondants et représente environ 1 165 000 recrutements.

⁽¹⁾ L'éventuelle dernière embauche de la personne dans l'établissement doit dater de plus de deux ans et son départ doit remonter à au moins six mois.

plutôt que de la forme a été privilégiée lors du regroupement : le critère « base » regroupe les mots associés aux compétences de base (« lire », « compter », « parler français »). De même, le critère « humain » inclut des mots assez variés mais homogènes au niveau sémantique. Il comprend d'une part des variations autour du mot humain – « contact humain », « qualités humaines », « côté humain », etc. – et des mots comme « bienveillance », « empathie » ou « sensibilité » d'autre part. L'arbitrage est parfois délicat. Par exemple, le critère « état civil » rassemble des mots qui y sont directement liés comme « âge » ou « sexe » mais aussi des mots rares comme « casier judiciaire », « nationalité », « précarité », pour lesquels ce critère nous a semblé le plus approprié même si certains mots n'en relèvent pas directement. Pour confirmer la pertinence de nos choix, nous avons ensuite confronté nos regroupements sémantiques à ceux, plus détaillés, de Larquier & Marchal (2020). Ces dernières distinguent 451 regroupements de textes par proximité morphologique (en privilégiant la forme du mot) et sémantique lorsque nécessaire. Après cette confrontation, nous avons retenu 93 critères de sélection (tableau A-1 en annexe). Au total, 125 textes n'ont pu être codés, soit parce que le texte rare ne pouvait être agrégé à l'un des 93 critères identifiés, soit parce qu'il était vide de sens, par exemple le terme « qualité » souvent cité sans autre précision.

Les critères « expérience », « motivation », « compétence » et « disponibilité » sont les plus fréquemment cités (au moins 1 200 occurrences chacun). Ils représentent 7 à 12 % des critères cités par les recruteurs⁵. À l'opposé, 16 critères sont mentionnés moins de 50 fois par les recruteurs. Au-delà de cette apparente concentration, la sélection fait intervenir des critères variés. D'une part, les thématiques couvertes sont très larges : compétences techniques, diplôme, connaissance du candidat par l'employeur, détention du permis de conduire mais aussi *soft skills* (personnalité, savoir-être, sérieux ou encore courage). D'autre part, la hiérarchie des critères change significativement selon le métier : par exemple, la compétence technique fait jeu égal avec l'expérience pour le recrutement d'un technicien de la maintenance alors que c'est la motivation qui est la plus appréciée pour un ouvrier non qualifié du second œuvre du bâtiment.

1.2. Construction de la classification des métiers selon les critères de sélection

Pour analyser les critères de sélection selon le métier du poste proposé, nous avons réalisé

une classification des métiers selon les principaux critères utilisés par les employeurs. L'unité d'analyse retenue pour le métier est la famille professionnelle détaillée (FAP) définie par la Dares. Nous utilisons son regroupement en 87 postes, ici agrégé en 59⁶, pour avoir au moins 30 recrutements par FAP. Le tableau de contingence en entrée de l'analyse factorielle des correspondances (AFC) croise ces 59 FAP en ligne et les 93 critères en colonne. Chaque recrutement est pondéré par l'inverse du nombre de critères cités, variant de 1 à 3. Un critère cité seul compte ainsi trois fois plus qu'un critère associé à deux autres. Chaque recrutement a donc le même poids quel que soit le nombre de critères auquel il est associé. L'analyse est ainsi représentative au niveau du recrutement, l'autre unité d'analyse retenue dans cette étude. *A contrario*, l'ordre dans lequel les critères sont cités n'intervient pas dans la pondération.

En utilisant la règle du coude sur les valeurs propres, nous retenons les trois premiers axes de l'AFC qui représentent un tiers de l'inertie initiale (pour une présentation détaillée des axes, voir Lhommeau & Rémy, 2021). Les coordonnées des 59 FAP sur ces trois axes alimentent ensuite la classification ascendante hiérarchique (CAH) maximisant la distance interclasses et minimisant la distance intra-classes (selon le critère de Ward), au regard des critères de sélection. La perte d'inertie étant marquée entre la 3^e et 4^e classe, nous retenons une typologie en quatre classes de métiers.

2. Typologie de métiers selon les critères de sélection des candidats

Dans cette section, nous détaillons les critères et thèmes de sélection (regroupements de critères) qui définissent les quatre classes de métiers et les principaux métiers de chaque classe. Nous caractérisons ensuite les établissements recrutant sur les différentes classes de métiers et les postes associés, puis nous examinons la situation sur le marché du travail, les conditions de travail et les attentes des employeurs à l'égard des candidats dans les différentes classes, autant d'éléments permettant de comprendre et de contextualiser

5. En pondérant par l'inverse du nombre (entre un et trois) de critères cités par recrutement. Dans la suite du document, on mesure la fréquence de citation du critère (au moins une fois) par recrutement : si l'« expérience » est citée par un employeur ayant mentionné trois critères, elle sera pondérée de la même manière que s'il n'en a mentionné qu'un. Ce critère représente ainsi 12 % des critères cités par les employeurs et est mentionné dans 24 % des recrutements.

6. Sur la nomenclature FAP, voir <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/actualite/la-nomenclature-des-familles-professionnelles-fap>. Les regroupements réalisés sont détaillés dans Lhommeau & Rémy (2021).

les critères de sélection retenus pour recruter sur ces métiers.

2.1. Compétence, potentiel et rémunération pour les métiers techniques

Dans la première classe de métiers, regroupant 29 % des recrutements, les recruteurs mettent en avant les thèmes⁷ de la ‘compétence’, du ‘potentiel’ et de la ‘rémunération’ (tableau 1 et tableau A-2 en annexe). Ces métiers seront qualifiés de « techniques » car ils requièrent majoritairement des compétences spécifiques. Dans cette classe hétérogène on trouve les métiers de la gestion et de l’administration des entreprises, du commerce, de l’informatique, les métiers d’ouvriers qualifiés et de techniciens du bâtiment et des travaux publics ou encore de techniciens et d’agents de maîtrise de la maintenance (tableau 2). Les recrutements ont plus souvent lieu dans les secteurs des services aux entreprises, de l’information et la communication, des activités financières, d’assurances et immobilières mais aussi de l’industrie et de la construction (tableau 3). Faisant plus souvent partie d’un groupe, les établissements concernés sont plus souvent de grande taille et situés dans l’aire urbaine de Paris. Ils disposent plus fréquemment d’un service des ressources humaines, recrutent plus souvent sur un seul poste de ce type et sur de nouveaux postes, à

temps plein et à durée indéterminée. L’emploi est d’ailleurs plus durable dans cette classe que dans les autres (tableau 4).

Les employeurs évoquent plus souvent le thème de la ‘compétence’ pour la sélection finale sur ces métiers très qualifiés (33 % de postes de cadre, tableau 3). Ainsi, les critères « durée de l’expérience », « compétence technique »⁸, « formation », « profil adéquat » et « compétence » sont chacun cités au moins 1.5 fois plus souvent que dans l’ensemble des recrutements. Même si le lien formation-emploi et les attentes à l’égard du diplôme sont forts (tableau 4), le critère « diplôme » n’est pas déterminant lors de la sélection. *In fine*, la technicité requise renvoie davantage à l’expérience et à la compétence qu’au diplôme. Lainé (2018) fait le même constat pour les secteurs surreprésentés dans cette classe : dans la construction et l’industrie, la compétence technique n’est pas objectivée par un diplôme et dans le secteur

7. Les thèmes de sélection sont constitués par proximité sémantique à partir des critères plus souvent cités dans les recrutements d’une classe donnée que dans l’ensemble des recrutements. Ils sont signalés entre guillemets simples pour les distinguer des critères ayant permis de les constituer.

8. L’Apec (2021) met aussi en évidence l’importance du parcours professionnel et des compétences techniques lors du recrutement de cadres. Dubernet (1996) souligne le rôle majeur des compétences techniques pour recruter sur les postes de techniciens et d’agents de maîtrise également surreprésentés dans cette classe.

Tableau 1 – Critères les plus discriminants selon les classes de métiers

Métiers techniques		Métiers manuels		Métiers d'aide à la personne		Métiers de contact avec le public	
Compétence		Capacité de travail		Qualification		Présentation	
Durée de l'expérience	1.7	Courage	2.3	Carte professionnelle	4.0	Sourire	3.4
Compétence technique	1.7	Capacité physique	1.9	Diplôme	3.1	Accueil	3.3
Formation	1.5	Volonté	1.9	Qualification	2.8	Amabilité	2.2
Profil adéquat	1.5	Travailleur	1.8	Connaissance	1.6	Contact	2.1
Compétence	1.5	Qualité du travail		Mobilité		Présentation	1.7
Potentiel		Respect	1.9	Mobilité	1.9	Communication	1.6
Potentiel	2.3	Propreté	1.8	Écoute		Valeurs	
Personnalité	1.9	Habilité	1.7	Écoute	1.7	Honnêteté	2.3
Intégration	1.6	Ponctualité	1.6	Un public	1.6	Valeurs	2.0
Rémunération		Responsabilité	1.6			Opérationnalité	
Rémunération	2.0	Discrétion	1.6			Dynamisme	2.1
		Assiduité	1.5			Opérationnel	2.0
		Savoir-faire				Disponibilité horaire	
		Savoir-faire	1.8			Disponibilité horaire	1.6
		Conduire	1.6			Ponctualité	1.5
		Aucun critère					
		Aucun	1.5				

Lecture : le critère « durée de l’expérience » est cité 1.7 fois plus souvent pour les recrutements de la classe des métiers techniques que pour l’ensemble des recrutements.

Source et champ : Dares, enquête Ofer 2016 ; ensemble des nouveaux recrutements en CDI ou en CDD de plus d’un mois entre septembre et novembre 2015 des établissements d’au moins un salarié du secteur concurrentiel à l’exception des domaines professionnels A (agriculture, marine, pêche) et X (politique, religion) en France entière, ci-après « champ d’étude ».

Tableau 2 – Composition des classes de métiers par familles professionnelles

Métiers techniques	%	Métiers manuels	%	Métiers d'aide à la personne	%	Métiers de contact avec le public	%
R2Z Attachés commerciaux/ représentants	10	T4Z Agents d'entretien	15	V5Z Professionnels de l'action culturelle et sportive	26	R1Z Vendeurs	37
L4Z TAM des services administratifs, comptables et financiers (SACF)	8	J3Z Conducteurs de véhicules	15	T2A Aides à domicile/ aides ménagères	11	S23 Hôtels/café/ restaurants	24
L56 Cadres SACF/directeurs d'entreprise	8	S1Z Cuisiniers	13	WZZ Enseignement/ formation	11	L2Z Employés administratifs d'entreprise	15
G1Z TAM maintenance	7	B3Z ONQ du second œuvre du bâtiment	11	V0Z Aides-soignants	10	R0Z Caissiers, employés de libre-service	12
R4Z Cadres commerciaux et technico-commerciaux	6	J0Z ONQ de la manutention	8	T36 Gardiennage et services divers	10	L0Z Secrétaires	7
H0Z Ingénieurs/cadres techniques de l'industrie	5	G0Z OQ maintenance et réparation automobile	7	T2B Assistantes maternelles	7	J1Z OQ de la manutention	5
L1Z Employés de la comptabilité	5	B0Z ONQ gros œuvre BTP	7	V4Z Professionnels de l'action sociale	6		
M2Z Ingénieurs de l'informatique	5	S0Z Bouchers, charcutiers, boulangers	6	V1Z Infirmiers, sages-femmes	6		
R3Z Maîtrise magasins/intermédiaires commerce	5	D03 ONQ métal ou mécanique	5	V2Z Médecins et assimilés	5		
B67 TAM + cadres BTP	4	T0Z Coiffeurs, esthéticiens	4	V3Z Professions paramédicales	5		
B4Z OQ second œuvre du bâtiment	4	B2Z OQ gros œuvre bâtiment	3	P14 PI FP/armée, police pompiers	2		
U1Z Professionnels des arts et spectacles	4	E0Z ONQ industries de process	2	CZZ Électricité, électronique	2		

Source et champ : Dares, enquête Ofer 2016, champ d'étude.

banque-assurance, l'informatique et les activités scientifiques et techniques, seul le niveau de diplôme est important pour les recruteurs qui sont plutôt indifférents à son type.

Les postes de cadres et de professions intermédiaires, très majoritaires dans cette classe, sont *a priori* plus stratégiques pour l'entreprise et impliquent davantage une relation d'emploi durable et la projection d'une carrière en interne (Fondeur, 2013). Les recruteurs sont ainsi plus nombreux à évoquer le 'potentiel' du candidat⁹ : les critères « personnalité », « intégration » et « potentiel »¹⁰ reviennent en effet souvent. Toutefois, ce dernier critère peut aussi traduire la difficulté du recruteur à identifier son besoin puisqu'il résume la polyvalence, la capacité d'adaptation mais aussi l'expérience des candidats (Ben Mezian, 2017). Cette difficulté peut s'expliquer par la forte part des créations de postes, avec des contours probablement moins bien définis que ceux des postes existants. Enfin,

le critère « rémunération », deux fois plus souvent cité, peut refléter la tension élevée associée à ces métiers ainsi que les difficultés d'embauche anticipées par les recruteurs (tableaux 3 et 4).

2.2. Capacité de travail, qualité du travail et savoir-faire pour les métiers manuels

Dans la deuxième classe de métiers (31 % des recrutements), les employeurs privilégient la 'capacité' et la 'qualité du travail' ainsi que le 'savoir-faire' (tableau 1). Les métiers du transport et de la logistique (conducteurs de véhicules, ouvriers non qualifiés de la manutention) et de bouche (cuisiniers, bouchers, charcutiers,

9. Larquier & Marchal (2020) constatent que les recrutements sur les postes de cadres et de professions intermédiaires s'apprécient davantage au regard de la capacité des candidats à évoluer dans l'entreprise.

10. L'importance des critères « personnalité », « capacité d'intégration » et « potentiel » pour les recrutements de cadres, surreprésentés dans cette classe, a déjà été observée par Dubernet (1996) et l'Apec (2020).

boulangers), les ouvriers non qualifiés du bâtiment et les agents d'entretien sont les plus répandus parmi les recrutements de cette classe, qualifiés par la suite de « manuels » (tableau 2). Sans surprise, les établissements recruteurs sont plus souvent positionnés sur les secteurs de l'industrie, de la construction, des transports et de l'hébergement et de la restauration (tableau 3). De plus petite taille et situés en dehors de l'aire urbaine de Paris, ils appartiennent moins souvent à un groupe et sont moins souvent dotés d'un service RH. Ils recrutent majoritairement sur des

postes d'ouvriers et les contrats de travail sont davantage assortis d'une aide financière¹¹.

Les recruteurs mettent en avant la 'capacité de travail' des candidats – avec les critères « courage », « capacité physique », « volonté » et « travailleur ». Les candidats doivent pouvoir faire face aux conditions de travail difficiles associées à ces métiers : exposition plus fréquente

11. Les contrats en alternance représentent un peu plus de la moitié de ces contrats, la part restante correspondant à des contrats aidés.

Tableau 3 – Caractéristiques des établissements et des postes à pourvoir par classe de métiers

	Métiers techniques	Métiers manuels	Métiers d'aide à la personne	Métiers de contact avec le public	Ensemble
Secteur d'activité de l'établissement (en %)					
Industrie	16*	15*	1*	8*	11
Construction	10	17*	1*	2*	9
Commerce et transports	18*	23	4*	42*	23
Hébergement et restauration	1*	15*	1*	25*	11
Information et communication, activités financières, d'assurance et immobilières	20*	1*	1*	5*	7
Services aux entreprises ⁽¹⁾	23*	12	12*	12	15
Administration publique, enseignement, santé humaine et action sociale	9*	12*	64*	4*	17
Autres activités de service ⁽²⁾	4*	6	17*	2*	6
Taille de l'établissement (en %)					
Moins de 10 salariés	27*	40*	23*	36	33
De 10 à 49 salariés	29	31	36	34	32
De 50 à 199 salariés	21	15	20	17	18
200 salariés ou plus	23*	13*	21	13	17
Appartenance à un groupe (en %)					
Établissement appartenant à l'aire urbaine de Paris (en %)	40*	24*	28	32	31
Existence d'un service des ressources humaines (en %)	58*	36*	50	44	46
Plusieurs postes de même type à pourvoir (en %)	25*	30	42*	34	32
Création de poste (en %)	60*	50	43*	43*	50
Type de contrat (en %)					
CDD de 1 à 3 mois	9*	18*	17	17	15
CDD de 3 mois ou plus	36	40	44*	33*	38
CDI	55*	42*	39*	50	47
Contrat à temps partiel	12*	31	59*	39*	32
Contrat assorti d'une aide financière	14*	26*	11*	15	17
Catégorie socioprofessionnelle (en %)					
Cadre	33*	0*	7	0*	11
Profession intermédiaire	45*	1*	54*	3*	23
Employé non qualifié	0*	14*	27	66*	25
Employé qualifié	12	5*	11	26*	13
Ouvrier non qualifié	1*	44*	0*	0*	14
Ouvrier qualifié	9*	35*	0*	4*	14
Tension sur le métier ⁽³⁾	2*	1.1*	1.4	1.1*	1.4

* Différences significatives par rapport à l'ensemble au seuil de 5 %.

⁽¹⁾ Les secteurs détaillés sont les « Activités spécialisées, scientifiques et techniques » et les « Activités de services administratifs et de soutien ».

⁽²⁾ « Arts, spectacles et activités récréatives » et « Autres activités de services ».

⁽³⁾ L'indicateur de tension n'est pas en pourcentage. Il s'agit du rapport entre le nombre total d'emplois vacants (soit le nombre d'offres d'emploi collectées par Pôle emploi divisé par la part de Pôle emploi dans les embauches, elle-même calculée à partir d'Ofer 2016) et le nombre de demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi en catégorie A, B et C à la même période.

Source et champ : Dares, enquête Ofer 2016, champ d'étude.

Tableau 4 – Contexte du marché du travail, attentes en matière de diplôme et conditions de travail par classe de métiers

	Métiers techniques	Métiers manuels	Métiers d'aide à la personne	Métiers de contact avec le public	Ensemble
Indicateurs de contexte du marché du travail en 2015 ⁽¹⁾					
Intensité d'embauche	2.5	2.5	2.2	3.3*	2.6
Non-durabilité de l'emploi	1.8*	4.2*	3.7*	4.3*	3.1
Lien formation-emploi	3.3*	2.0*	3.2	1.3*	2.6
Attentes en matière de diplôme (%)					
Pas d'attentes du recruteur en matière de diplôme	21*	50*	17*	44*	35
Aurait pu embaucher quelqu'un de moins diplômé mais de plus expérimenté	71	76	56*	82*	73
Recrutements anticipés comme difficiles en 2015 (%)					
	38*	33	38	26*	35
Conditions de travail en 2016 (%)					
Travail le week-end	39*	52	56	62	49
Contraintes physiques ⁽²⁾	19*	58*	33	36	36
Contraintes de rythme ⁽³⁾	35	46*	26*	38	37
Tâches répétitives	28*	65*	35	61*	45

* Différences significatives au seuil de 5 % par rapport aux autres classes.

⁽¹⁾ Les indicateurs de contexte du marché du travail sont centrés et réduits au niveau métier sur la période 2014-2018 ; ils varient de 1 à 5 selon les quintiles de leurs distributions sur la période (pour plus de détails, voir Niang & Vroylandt, 2020) ; les indicateurs utilisés ici datent d'avant la révision de 2021. L'intensité d'embauche rapporte le nombre d'offres d'emploi en ligne et de projets de recrutement à l'emploi moyen. Le lien formation-emploi permet d'identifier si le métier est difficile d'accès pour des personnes ne possédant pas la formation requise.

⁽²⁾ Au moins 3 contraintes parmi 5 : porter ou déplacer des charges lourdes, rester longtemps debout, rester longtemps dans une autre posture pénible ou fatigante à la longue, effectuer des déplacements à pied longs ou fréquents, subir des secousses ou vibrations.

⁽³⁾ Au moins 3 contraintes parmi 7 : déplacement automatique d'une pièce, cadence automatique d'une machine, autres contraintes techniques, dépendance immédiate vis-à-vis du travail d'un ou plusieurs collègues, normes de production ou délais à respecter en une heure au plus, demande extérieure (clients, patients, public) obligeant à une réponse immédiate, contrôles ou surveillances permanents exercés par la hiérarchie.

Note : pour calculer tous les indicateurs à l'exception des attentes en matière de diplôme, les métiers sont pondérés par les effectifs salariés.

Lecture : en 2015, l'intensité d'embauche atteint en moyenne 2.5 pour les métiers techniques.

Sources et champ : indicateurs du marché du travail, Pôle emploi-Dares, métiers en tension (les familles professionnelles « Artisans et ouvriers artisanaux », « Dirigeants d'entreprise », « Médecins et assimilés » et « Enseignants » sont exclues). Attentes en matière de diplômes, Dares, Ofert 2016, champ d'étude. Recrutements anticipés comme difficiles, Pôle emploi, enquête besoins en main-d'œuvre 2015. Conditions de travail, Dares, enquête conditions de travail 2016.

à des contraintes physiques et de rythme ainsi qu'à des tâches répétitives (tableau 4). Les recruteurs citent davantage la 'qualité du travail' – regroupant le « respect » (des normes), la « propreté », la « ponctualité », l'« assiduité » et la « responsabilité » – qui renvoie à la bonne exécution de ces métiers manuels. La « discrétion », également évoquée, relève davantage des métiers de contact avec une clientèle (coiffeurs et esthéticiens, agents d'entretien). Les qualités personnelles se substituent ici aux compétences académiques pour des métiers dont la qualification n'est pas toujours reconnue (Demazière & Marchal, 2018 ; Desjonquères, 2019).

Le lien formation-emploi est d'ailleurs ici globalement plutôt faible. Plus qu'un diplôme (la moitié des recruteurs n'a pas d'attente à cet égard), c'est un savoir-faire qui est attendu. Néanmoins, ce lien varie entre les métiers de cette classe (Niang & Vroylandt, 2020). L'accès à certaines professions comme les métiers de bouche, de la maintenance et de la réparation automobile ou de la coiffure et de l'esthétique nécessite un 'savoir-faire' très spécifique et une formation adéquate. De même, pour les

conducteurs de véhicules, le critère « conduire » explicite à la fois un savoir-faire et une certification (le ou les permis). Les recruteurs de cette classe citent effectivement plus souvent le 'savoir-faire' des candidats. Dans cette classe, la tension est plutôt faible et la non-durabilité des emplois plus répandue. La rotation est élevée notamment pour les métiers de cuisiniers et de coiffeurs esthéticiens également caractérisés par une forte intensité d'embauche : ces derniers peuvent « circuler » au sein d'un marché professionnel défini et passer d'un employeur à l'autre (Forté & Monchatre, 2013). Dans un tel contexte, les recruteurs, préoccupés par la nécessité de pourvoir le poste rapidement, peuvent être moins exigeants. Ils sont plus nombreux à répondre 'aucun critère'¹² et à sélectionner les candidats à partir d'un nombre de critères réduit : un seul pour 28 % de leurs embauches contre 20 % dans les autres classes.

12. Le thème 'aucun critère' contient un seul critère « aucun » qui est retenu quand le recruteur a indiqué « aucun », « pas de choix » ou « manque de candidats ».

2.3. Qualification, mobilité et écoute pour les métiers d'aide à la personne

Dans la troisième classe (16 % des recrutements), les recruteurs favorisent la 'qualification', la 'mobilité' et 'l'écoute' des candidats (tableau 1). Cette classe rassemble les métiers ayant une forte composante d'aide. Les professions de santé (médecins, infirmières, sages-femmes, aides-soignants, professions paramédicales) et de l'action sociale culturelle et sportive sont majoritaires dans les embauches. Les métiers d'aide à la personne (aides à domicile, aides ménagères et assistantes maternelles) et d'agents de gardiennage et de services divers constituent le deuxième contingent et les métiers de l'enseignement et de la formation, le troisième (tableau 2). Ici, postes de professions intermédiaires, majoritaires, et d'employés non qualifiés se côtoient. Les embauches relèvent principalement d'établissements de l'administration publique, de l'enseignement, de la santé humaine et de l'action sociale ainsi que des autres activités de services (tableau 3). Ils recrutent davantage sur plusieurs postes de même catégorie à la fois, en CDD longs et à temps partiel pour remplacer les salariés ayant quitté leur établissement. Ces emplois sont moins souvent soumis à des contraintes de rythme.

Pour une large part, ces métiers sont réglementés – concours, *numerus clausus*, etc. – ce qui explique que les recruteurs privilégient la 'qualification' avec les critères « diplôme », « qualification », « carte professionnelle »¹³ et « connaissance ». Ils s'insèrent dans des marchés professionnels dont l'accès est subordonné à un diplôme ou une certification précise (Fondeur, 2013 ; Lainé, 2018). Les recruteurs ont ainsi plus souvent des attentes en matière de diplôme et sont moins enclins à compenser un niveau de diplôme insuffisant par une plus grande expérience (tableau 4). La composante « aide » de ces métiers transparait avec 'l'écoute' plus difficilement objectivable par un diplôme : des critères comme l'« écoute » et la connaissance ou l'expérience d'un « public » spécifique (enfants, personnes handicapées, personnes âgées, etc.) sont alors déterminants. Enfin, la 'mobilité', sur un site pour les agents du gardiennage ou à un domicile pour les aides ménagères par exemple, fait également partie des attentes des recruteurs.

2.4. Présentation, valeurs, opérationnalité et disponibilité horaire pour les métiers de contact avec le public

Dans la quatrième classe (25 % des recrutements), les recruteurs ont plus souvent cité la

'présentation', les 'valeurs', 'l'opérationnalité' et la 'disponibilité horaire' des candidats (tableau 1). Cette classe regroupe les métiers qui impliquent le plus souvent un contact avec le public. Les vendeurs et les caissiers et les employés de libre-service représentent près de la moitié des recrutements (tableau 2) ; les personnels de l'hôtellerie et de la restauration, un quart, et les employés administratifs d'entreprise et les secrétaires, plus de deux sur dix. Les embauches sont ainsi concentrées dans des établissements du commerce et de l'hébergement et de la restauration appartenant également plus souvent à un groupe (tableau 3). Deux-tiers des postes sont de niveau employé non qualifié. Le lien formation-emploi est ici le plus faible (tableau 4) confirmant le constat de Collard *et al.* (2015) : les compétences attendues dans les métiers de services relèvent davantage d'une capacité à faire face à une situation que d'une logique de qualification. Les recruteurs ont donc moins d'attentes à l'égard du diplôme et sont davantage prêts à arbitrer entre diplôme et expérience. Les qualités personnelles des candidats priment pour ces métiers de contact. La 'présentation' est particulièrement valorisée : « sourire », « accueil », « amabilité », « contact », « présentation » et « communication » sont cités au moins 1.5 fois plus souvent que dans l'ensemble des recrutements.

En lien avec les transactions commerciales souvent associées à ces postes, les 'valeurs' sont elles aussi mises en avant même si elles sont difficiles à objectiver lors du recrutement. L'« opérationnalité » et le « dynamisme » des candidats sont également fréquemment mentionnés, autant de critères identifiant une capacité à s'investir dans le travail (Larquier & Marchal, 2020) et à répondre aux attentes propres à ces métiers de contact. De plus, si ces métiers sont moins tendus (les recruteurs, au moment où ils étaient interrogés, anticipaient d'ailleurs moins de difficultés d'embauche), ils se distinguent par une forte intensité d'embauche, une moindre durabilité des emplois (tableau 4) et il s'agit davantage de remplacements que de créations de poste ; 'l'opérationnalité' des candidats, limitant la formation nécessaire à la prise du poste, répond à ce risque de *turn-over* et de relations d'emploi courtes. À côté d'un marché primaire d'emplois à temps plein, en CDI avec des perspectives de carrière limitées, la grande distribution se caractérise par un marché secondaire d'emplois à temps partiel

13. Le critère « carte professionnelle » renvoie aux agréments, habilitations, certificats, nécessaires pour exercer des métiers réglementés.

et à fort *turn-over* plutôt destinés à des jeunes, étudiants, offrant une certaine flexibilité aux employeurs (Rieucou & Salognon, 2013). De même, dans l'hôtellerie-restauration, les emplois de service constituent un important débouché d'emplois temporaires pour les primo-entrants sur le marché du travail (Forté & Montchatre, 2013). Les recruteurs mentionnent aussi l'importance d'une certaine flexibilité horaire : la « disponibilité horaire » et la « ponctualité » sont des qualités souhaitées pour ces emplois du commerce ou de la restauration qui nécessitent plus souvent de travailler le week-end (tableau 4). Les contraintes horaires, les tâches souvent répétitives et la fréquence du temps partiel peuvent expliquer la rotation constatée sur ces postes.

3. Le processus de recrutement selon les classes de métiers

Pour savoir si les canaux de recherche, méthodes de sélection, caractéristiques des candidats recrutés *in fine* et bilan du recrutement diffèrent selon les critères de sélection privilégiés par les employeurs, nous en analysons l'effet¹⁴ sur la probabilité d'appartenir à une classe donnée de la typologie à l'aide de plusieurs modèles probit multinomiaux en contrôlant des caractéristiques des établissements, de leurs postes à pourvoir ainsi que de la tension prévalant pour le métier considéré (cf. variables détaillées dans le tableau 3).

3.1. Les canaux activés par les recruteurs diffèrent-ils selon leurs critères d'embauche ?

Pour rechercher des candidats sur un métier technique, les employeurs ont plus souvent mobilisé leurs relations et les autres intermédiaires du marché du travail – écoles, universités, centres de formation, cabinets de recrutement, organismes professionnels, etc. (tableau 5). Passer par les relations peut diminuer l'incertitude sur les compétences du candidat, l'employeur pouvant inférer les caractéristiques inobservées du candidat à partir de celles des personnes qui le recommandent, notamment s'il s'agit de ses employés (Montgomery, 1991). Certains critères de sélection prédominants dans cette classe – liés au 'potentiel' des candidats, à l'adéquation de leur profil ou à leurs compétences techniques – étant difficiles à repérer à partir de l'examen de CV ou de lettres de motivation, les relations constituent une alternative efficace. Les autres intermédiaires, compte tenu de leur spécialisation sur certains segments de marché (Bessy & Larquier, 2010 ; Sabatier, 2010), permettent

d'accéder à des candidats difficiles à atteindre et présélectionnés selon les critères souhaités. Les employeurs embauchant sur un métier manuel ont activé moins de canaux (tableau 5-A) et ils ont moins souvent utilisé les annonces ou la participation à des salons pour rechercher et recruter des candidats (tableau 5-B). Les premières sont plus adaptées pour la transmission d'informations standardisées (Larquier & Rieucou, 2014) qui ne permettent pas d'évaluer la 'capacité de travail' et/ou la 'qualité du travail' des candidats, privilégiées dans cette classe. Ils ont également moins souvent fait appel à leurs relations et aux autres intermédiaires pour recueillir des candidatures.

Dans la classe des métiers d'aide à la personne, les recruteurs ont multiplié les canaux pour trouver des candidats répondant à leurs attentes. Ils favorisent leur réseau, le rappel d'anciens salariés ainsi que l'examen de candidatures spontanées (dans plus de 80 % de leurs recrutements). Ils ont d'ailleurs plus souvent recruté par ce dernier canal qui s'apparente plutôt à une démarche passive de recherche de candidats sans coût hormis celui de la sélection des candidatures collectées par ce biais. En contrepartie, la qualité des candidatures est plus incertaine : d'une part, elles ne sont pas filtrées par un intermédiaire et, d'autre part, l'autosélection des candidats est moindre que pour une annonce spécifiant les attendus du poste. Néanmoins, certaines des qualités recherchées dans cette classe de métier, comme le « diplôme », la « carte professionnelle » ou la 'qualification' en général, peuvent être aisément vérifiées *via* le CV ou des demandes de pièces complémentaires. Enfin, pour constituer le vivier de candidats et recruter sur un métier de contact avec le public, les annonces sont privilégiées. Permettant de recueillir un plus grand nombre de candidatures¹⁵ au prix d'une information limitée sur chaque candidat, elles nécessitent la mise en place d'un processus de sélection adapté. *A contrario*, les relations sont moins souvent utilisées pour rechercher des candidats tandis que les rappels sont favorisés lors des recrutements. Ce dernier canal permet d'avoir des candidats dont les qualités comportementales valorisées pour ces métiers de contact (« présentation », « contact », « amabilité », « communication », etc.) ont déjà été éprouvées.

14. À l'exception des variables de bilan pour lesquelles nous analysons l'effet de l'appartenance à une classe donnée de la typologie sur les différents outputs (satisfaction à l'égard de l'embauche, rupture prématurée, durée du recrutement, etc.).

15. Les recruteurs de cette classe en ont d'ailleurs examiné davantage : 15 contre 12 en moyenne.

Tableau 5 – Canaux de recherche et de recrutement par classe de métiers

	Métiers techniques	Métiers manuels	Métiers d'aide à la personne	Métiers de contact avec le public
Nombre moyen de canaux activés	0.00	-0.01**	0.01***	0.00
A – Canaux mobilisés pour la recherche de candidats				
Relations	0.02**	-0.01*	0.02**	-0.02**
Candidatures spontanées	-0.02***	0.00	0.03***	0.00
Rappel d'anciens salariés ⁽¹⁾	-0.03***	-0.01	0.03***	0.01
Bases de CV ⁽²⁾	-0.01	0.00	0.00	0.00
Participation à des salons et autres canaux	0.02	-0.03***	0.01	0.01
Intermédiaires du SPE ⁽³⁾	0.00	0.00	0.01	-0.01
Autres intermédiaires ⁽⁴⁾	0.03***	-0.02**	-0.01	-0.01
Annonces	-0.01	-0.02*	0.01	0.01*
B – Canaux ayant conduit au recrutement (<i>Réf</i> : Relations)				
Candidatures spontanées	-0.03***	0.01	0.02*	0.00
Rappel d'anciens salariés	-0.02	-0.03	0.01	0.04**
Bases de CV	0.01	0.03	-0.06***	0.02
Intermédiaires du SPE	0.00	0.00	0.00	0.00
Autres intermédiaires	0.03**	-0.01	-0.03**	0.01
Annonces, participation à des salons et autres canaux	-0.01	-0.03**	0.01	0.03**

⁽¹⁾ L'établissement a recontacté des personnes ayant déjà travaillé pour lui comme salarié, stagiaire, intérimaire ou prestataire.

⁽²⁾ Candidatures reçues sur un précédent poste, bases de CV externes ou constituée par l'établissement.

⁽³⁾ Pôle emploi, missions locales et autres intermédiaires du SPE.

⁽⁴⁾ Apec, organismes professionnels ou groupements d'employeurs, écoles, universités et centres de formation, cabinets de recrutements, agences d'intérim, opérateurs privés de placement et autres organismes.

Note : ne sont présentés que les résultats concernant les effets marginaux des variables du tableau sur l'appartenance à une classe donnée de la typologie. Le modèle estimé est un probit multinomial comprenant les variables du tableau 3 comme variables de contrôle. L'effet marginal est calculé pour chaque canal pris séparément (sauf dans le tableau B). Seuils de significativité statistique à 10, 5 et 1 % représentés par *, ** et ***. Lecture : l'examen de candidatures spontanées diminue de 2 points de pourcentage la probabilité que le recruteur appartienne à la classe des métiers techniques. Embaucher grâce aux autres intermédiaires plutôt que via ses relations augmente de 3 points de pourcentage la probabilité que le recruteur appartienne à la classe des métiers techniques.

Source et champ : Dares, enquête Ofer 2016, champ d'étude, restreint aux établissements connaissant leur canal de recrutement pour la partie B du tableau.

3.2. Comment les recruteurs sélectionnent-ils des candidatures répondant à leurs attentes ?

Pour embaucher sur un métier technique, les recruteurs se sont plus souvent informés des prétentions salariales des candidats, peut-être pour ajuster le salaire offert (tableau 6), la 'rémunération' étant par ailleurs un de leurs thèmes de sélection privilégiés. Lors de la sélection, ils ont favorisé les entretiens téléphoniques, un moyen plus rapide de trier les nombreuses candidatures reçues et examinées (13.5 contre 12 en moyenne). Lettres de motivation, tests de langues étrangères et de personnalité ont également été utilisés pour apprécier les 'compétences' et le 'potentiel' des candidats, entre autres, leur « capacité d'intégration » ou leur « personnalité », particulièrement recherchés par ces recruteurs (tableau 7). Malgré des attentes plus forte en matière de diplôme, ces recruteurs sont moins nombreux à en demander une copie, sa mention sur le CV leur suffisant probablement. La multiplication des intervenants, souvent trois ou plus, et des entretiens réalisés avec la personne embauchée *in fine*¹⁶, tout comme le fait de ne pas recruter

dans l'urgence (souvent, plus d'une semaine est prévue pour le recrutement) peuvent s'expliquer par la volonté de cerner au mieux le 'potentiel' des candidats tout en affinant la mesure de leurs 'compétences'.

Pour recruter sur un métier manuel, le processus est un peu allégé ; le nombre de candidatures examinées s'est avéré plus faible (9 contre 12), les recruteurs ayant plus souvent moins d'une semaine à consacrer à l'embauche. Les candidats ont plus fréquemment dû fournir leur nom et adresse, une photo d'identité, des certificats et autres documents administratifs ainsi que leur permis de conduire, les recruteurs valorisant davantage le savoir-faire « conduire » pour ce type de métier. *A contrario*, ils ont moins souvent sélectionné les candidats sur CV ou via des entretiens téléphoniques et des tests de langues étrangères ; les demandes de niveau de salaire ou de prétentions salariales ont également été plus rares. Les candidats ont davantage été mis à l'essai, cette méthode permet, en effet, de

16. Deux ou plus dans 60 % des cas contre 34 % dans les autres classes.

Tableau 6 – Éléments demandés selon la classe de métiers

	Métiers techniques	Métiers manuels	Métiers d'aide à la personne	Métiers de contact avec le public
Nombre moyen d'éléments demandés ⁽¹⁾	-0.01***	0.00	0.02***	-0.01***
CV	0.01	-0.03***	0.00	0.02
Nom et adresse	-0.02*	0.02*	0.03***	-0.03***
Lettre de motivation	0.02**	-0.01	0.00	-0.01
Certificats ou autres documents administratifs ⁽²⁾	-0.03***	0.02***	0.05***	-0.04***
Prétentions salariales ou niveau de salaire	0.03***	-0.02**	-0.02**	0.00
Copie du diplôme ou attestation de formation	-0.03***	0.01	0.08***	-0.06***
Dossier de candidature rempli	-0.02**	0.00	0.04***	-0.01
Références ou recommandations	-0.01	0.00	0.03***	-0.02**
Permis de conduire	-0.02**	0.02***	0.06***	-0.06***
Photo d'identité	-0.02**	0.02*	0.05***	-0.05***

⁽¹⁾ Les divers éléments ont pu être demandés à certains ou à tous les candidats. Les autres documents ou informations demandés dans 10 % des recrutements sont également inclus dans le calcul du nombre moyen d'éléments.

⁽²⁾ Pièce d'identité, RIB, titre de séjour, attestation de carte vitale, certificat médical, etc.

Note : cf. tableau 5.

Source et champ : Dares, enquête Ofer 2016, champ d'étude.

Tableau 7 – Méthodes de sélection selon la classe de métiers

	Métiers techniques	Métiers manuels	Métiers d'aide à la personne	Métiers de contact avec le public
Nombre moyen de méthodes de sélection utilisées ⁽¹⁾	0.00	0.00	0.01***	-0.01*
Entretiens téléphoniques	0.02**	-0.03***	0.00	0.02**
Mises à l'essai	-0.02***	0.03***	0.01	-0.01
Tests reproduisant des situations de travail	-0.01	0.00	0.04***	-0.03***
Tests sur les compétences de base (lire, écrire, compter)	0.00	0.00	0.03***	-0.03***
Tests de connaissances et d'aptitudes ⁽²⁾	0.00	-0.01	0.04***	-0.03**
Tests de personnalité	0.03**	-0.01	0.02	-0.04**
Tests de langues étrangères	0.04***	-0.05**	-0.03	0.04**

⁽¹⁾ Les méthodes de sélection ont pu être mobilisées pour certains ou tous les candidats. Entretiens individuels, épreuves de groupe et analyses graphologiques sont inclus dans le calcul du nombre moyen de méthodes mais ne sont pas isolés : les premiers ne différencient pas les classes de métiers tandis que les secondes sont trop marginales.

⁽²⁾ Tests dits « d'intelligence » dans l'enquête, qui portent sur l'agilité mentale, le raisonnement, la logique, etc.

Note : cf. tableau 5.

Source et champ : Dares, enquête Ofer 2016, champ d'étude.

mieux évaluer la 'capacité de travail', la 'qualité du travail' réalisé ou les 'savoir-faire' que les recruteurs cherchent à tester.

Les recruteurs sur un métier d'aide à la personne ont plus souvent examiné des candidatures spontanées pour trouver des candidats (tableau 5-A), un canal ne filtrant pas les candidatures. Ils ont réalisé une sélection drastique en mobilisant davantage de méthodes et demandé un plus grand nombre d'éléments pour réaliser un premier tri des candidatures, en particulier des copies de diplôme ou d'attestations de formation (tableau 6). En effet, la 'qualification' est plus souvent évoquée pour les professions de cette classe, dont certaines sont réglementées et requièrent des compétences spécifiques devant être attestées. Les recruteurs accordant davantage d'importance à la 'mobilité' des

candidats, ils ont plus souvent exigé d'eux leur adresse ou leur permis de conduire. Une fois leur 'qualification' formellement vérifiée, ils ont plus souvent testé les compétences de base, les connaissances, l'intelligence ou encore l'attitude des candidats face à différentes situations de travail (tableau 7). Ces derniers tests visent sans doute également à apprécier les qualités d'écoute et de connaissance d'un « public » valorisées par ces recruteurs et moins objectivables qu'une qualification.

Pour les métiers de contact avec le public, les demandes de permis de conduire, photo d'identité, copies de diplôme, certificats et documents administratifs, entre autres, ont été moins fréquentes. Les recruteurs de cette classe ayant peu d'attentes en matière de diplôme, leurs critères de sélection portent davantage sur les

qualités personnelles ou les capacités de communication que sur les compétences académiques. Pour détecter ces qualités parmi les candidats, l'entretien téléphonique est privilégié par rapport aux tests, moins souvent utilisés, à l'exception des tests de langues étrangères.

3.3. Quels profils sont recrutés *in fine* selon les critères de sélection des recruteurs ?

Les critères de sélection privilégiés ainsi que les canaux et les méthodes de sélection mobilisés conduisent les recruteurs à embaucher des personnes aux profils très variés. En cohérence avec la place accordée aux 'compétences' des candidats et aux attentes en matière de diplôme, les candidats recrutés sur un métier technique sont plus diplômés : 64 % ont un niveau Bac+2 ou plus contre 22 % dans les autres classes. La technicité requise dépendant aussi de l'expérience, les candidats retenus sont plus expérimentés, moins souvent âgés de moins de 26 ans et/ou inactifs avant leur embauche (tableau 8). Les personnes recrutées sur un métier manuel sont plus souvent des hommes, âgés de 50 ans ou plus et/ou faiblement diplômés (plus de la moitié ont un diplôme inférieur au Bac). Les critères de sélection privilégiés pour ces métiers sont en effet relatifs aux 'savoir-faire' et à la 'capacité de travail' et non à des connaissances académiques. L'importance de l'expérience antérieure sur le même type de poste semble limitée – elle est plus fréquemment inconnue des recruteurs ; les compétences pour ce type de métier sont peut-être préférentiellement appréciées directement lors des mises à l'essai.

Les candidats embauchés sur un métier d'aide à la personne sont plus diplômés que ceux retenus pour un métier manuel ou de contact avec le public : 45 % d'entre eux ont un niveau supérieur ou égal à Bac+2 contre 15 % dans les deux autres classes. Ceci s'explique par les attentes des recruteurs en termes de 'qualification' des

candidats lors de la sélection – ces métiers étant en grande partie réglementés et nécessitant un diplôme spécifique – et de connaissance ou d'expérience d'un public spécifique. Les candidats recrutés sur un métier de contact avec le public ont davantage de chances d'être des femmes jeunes, moins expérimentées¹⁷ et un peu plus souvent inactives avant leur embauche ; les qualités personnelles des candidats – leur 'présentation' et leur 'dynamisme' – sont les plus déterminantes lors de la sélection dans cette classe. Or ces *softs skills* sont plus difficiles à objectiver par l'expérience ; elles nécessitent d'être évaluées pendant leur sélection voire même lors de leur prise de poste.

3.4. Durée et difficulté du recrutement, satisfaction des recruteurs selon leurs critères de sélection

La satisfaction des recruteurs à l'égard de l'embauche diffère peu selon la classe de métiers considérée (tableau 9). Seuls les recruteurs embauchant sur un métier technique apparaissent plus satisfaits de leur embauche que ceux embauchant sur un métier d'aide à la personne. Le risque de rupture prématurée est également moindre et la probabilité de proposer un CDI aux personnes en CDD encore dans l'établissement à la date de l'enquête est plus élevée. Ces éléments du bilan à l'égard de l'embauche peuvent être rapprochés des thèmes de sélection privilégiés par ces recruteurs et des moyens plus conséquents qu'ils ont consacrés au recrutement. Ils ont davantage mis l'accent sur les 'compétences' des candidats, plus facilement repérables sur un CV ou *via* des tests. S'agissant du 'potentiel' de ces derniers, les multiples entretiens passés par la personne recrutée *in fine* et les nombreux intervenants semblent avoir permis aux recruteurs de trouver

17. Selon Lainé (2018), les recruteurs accordent moins d'importance à l'expérience des candidats pour ce type de métier.

Tableau 8 – Caractéristiques des personnes recrutées selon la classe de métiers

	Métiers techniques	Métiers manuels	Métiers d'aide à la personne	Métiers de contact avec le public
Femme (Réf. : Homme)	0.00	-0.02**	-0.01	0.04***
Âge du candidat recruté (Réf. : De 26 à 49 ans)				
Moins de 26 ans	-0.02*	-0.01	0.01	0.01*
50 ans et plus	0.00	0.03**	0.00	-0.03*
Expérience sur le même type de poste (Réf. : Moins de 5 ans)				
5 ans ou plus	0.04***	0.00	-0.01	-0.03***
Inconnue	-0.04***	0.03***	0.02	-0.01
Inactif avant l'embauche	-0.03***	0.01	0.01	0.02*

Note : cf. tableau 5.

Source et champ : Dares, enquête Ofer 2016, champ d'étude.

Tableau 9 – Bilan du recrutement selon la classe de métiers

	Satisfait ⁽¹⁾	Rupture prématurée	Transformation du CDD en CDI ⁽²⁾	Recrutement difficile	Durée du recrutement
Classe de métiers (Réf. : Métiers d'aide à la personne)					
Métiers techniques	0.04 *	-0.11 ***	0.07 *	0.00	0.47 ***
Métiers manuels	0.03	-0.04	-0.09 **	-0.07 ***	0.19 ***
Métiers de contact avec le public	0.01	-0.08 **	-0.03	-0.07 **	0.25 ***

⁽¹⁾ Le recruteur a répondu positivement à la question : « Si c'était à refaire, recruteriez-vous la même personne sur ce poste ? ».

⁽²⁾ Prévus ou déjà réalisés parmi les personnes recrutées en CDD et dans l'établissement à la date de l'enquête.

Note : ne sont présentés que les résultats concernant l'effet de l'appartenance à une classe donnée de la typologie sur les variables de bilan. Les modèles estimés sont des probit simples avec calcul d'effets marginaux sauf pour la durée du recrutement où il s'agit d'un probit ordonné (< 4 jours, 4 à 7 jours, 8 à 15 jours, 16 à 30 jours, 31 à 60 jours, > 60 jours). Ces modèles comprennent les variables du tableau 3 comme variables de contrôle. Seuils de significativité statistique à 10, 5 et 1 % représentés par *, ** et ***.

Lecture : embaucher sur un métier technique plutôt que d'aide à la personne augmente de 4 points de pourcentage la probabilité que le recruteur déclare qu'il recruterait la même personne si c'était à refaire.

Source et champ : Dares, enquête Ofer 2016, champ d'étude.

un candidat répondant à leurs attentes. Enfin, ces recruteurs ont plus souvent fait appel aux relations et aux autres intermédiaires, deux canaux en mesure de présélectionner les candidatures. Plusieurs travaux ont déjà mis en évidence de tels liens entre moyens affectés au recrutement, mesurés par le nombre de méthode de sélection ou le choix d'une méthode de recrutement adaptée, et satisfaction à l'égard du recrutement (Larquier, 2009 ; Pellizzari, 2011).

Les recruteurs sur un métier technique ou d'aide à la personne ont également jugé le recrutement plus difficile. Leurs exigences particulières à l'égard des 'compétences' ou des 'qualifications' des candidats, comme en termes de 'potentiel' ou de 'capacité d'écoute', n'y sont pas étrangères. Néanmoins, à caractéristiques du poste et de l'établissement comparables, l'embauche s'est avérée plus rapide pour les métiers d'aide à la personne que pour les autres classes de métiers et ce malgré des moyens conséquents affectés au recrutement (activation d'un plus grand nombre de canaux, demande d'éléments et usage de méthodes de sélection en plus grand nombre)¹⁸. Enfin, les ruptures prématurées sont moins fréquentes pour les métiers de contact que pour ceux d'aide à la personne. Plusieurs *soft skills* privilégiées par les premiers – dont certains critères liés à la 'présentation', ou les 'valeurs' des candidats – sont pourtant plus difficiles à évaluer et à objectiver que la 'qualification' ou la 'mobilité' valorisées par les seconds – mais pas nécessairement plus que la 'capacité d'écoute' également recherchée. Néanmoins, la 'qualification' peut s'avérer plus rare. Les moindres attentes des recruteurs en matière de diplôme et d'expérience pour les métiers de contact avec le public ont également pu limiter les risques de rupture prématurées.

Cet article a permis d'étudier dans quelle mesure les critères de sélection des employeurs varient selon le métier sur lequel ils recrutent. Nous avons construit une typologie des métiers en quatre classes à partir des critères de sélection déclarés spontanément par les employeurs dans l'enquête Ofer 2016. 'Compétences', 'potentiel' et 'rémunération' sont les trois principaux thèmes de sélection retenus par les employeurs recrutant sur des métiers techniques tandis que 'capacité de travail', 'qualité du travail' ou 'savoir-faire' sont les principales qualités requises pour l'exercice d'un métier manuel. Pour les métiers d'aide à la personne, les employeurs sont plutôt demandeurs de 'qualification', de 'mobilité' et d' 'écoute' tandis qu'ils sont attachés à la 'présentation', aux 'valeurs', à l' 'opérationnalité' ou à la 'disponibilité horaire' pour les métiers de contact avec le public.

Pour disposer de candidats ayant les qualités souhaitées, les employeurs effectuent des recherches plus ou moins étendues et utilisent des méthodes de sélection différenciées selon les métiers. La 'capacité de travail' et le 'savoir-faire' des métiers manuels sont testés *via* les mises à l'essai ; les candidats sont moins souvent recherchés par le biais des annonces et des salons, ces canaux étant moins susceptibles de renseigner sur leurs compétences en la matière. Les entretiens permettent de juger des qualités personnelles nécessaires aux métiers de contact détenues ou non par les candidats postulant *via* les annonces ou rappelés par l'établissement. Les 'compétences' et le 'potentiel' des métiers techniques sont attestés par les nombreux entretiens et tests, après une présélection des candidatures réalisée par les intermédiaires autres que le SPE ou les relations de l'employeur. Enfin, la 'qualification' et l' 'écoute' des métiers d'aide à

* *
*

18. Pour ces métiers et les métiers manuels, les recruteurs prévoyaient plus souvent de consacrer moins d'une semaine au recrutement.

la personne sont appréciées grâce à un dossier de candidature très documenté collecté le plus souvent suite à l'examen de candidatures spontanées. La satisfaction des recruteurs à l'égard de l'embauche diffère peu selon leurs critères : seuls ceux embauchant sur un métier technique et de contact avec le public ont moins de chances d'avoir vu leur relation d'emploi rompue prématurément. Les difficultés sont plus probables pour les embauches sur des métiers techniques ou d'aide à la personne, les compétences recherchées étant spécifiques et potentiellement plus rares, et les attentes des recruteurs plus fortes.

Cette étude nous a permis de mettre en évidence la diversité des critères de sélection au-delà des plus souvent cités : « expérience », « motivation », « compétence » et « disponibilité ». Cette diversité

se reflète dans la variété des canaux et des méthodes que les recruteurs mobilisent pour rechercher et sélectionner les candidats correspondant à ces critères. Néanmoins, les données, malgré leur richesse, ne renseignent pas sur les critères initialement retenus ou diffusés dans une éventuelle offre d'emploi, qui diffèrent parfois notablement de ceux retenus *in fine*¹⁹ : expérience professionnelle, diplôme ou localisation sont susceptibles d'être privilégiés lors du premier tri des candidatures (Chamkhi *et al.*, 2018b ; Chamkhi & Lainé, 2021). □

19. Les premiers peuvent constituer des prérequis et/ou être ajustés au cours du recrutement. Cette limite est toutefois à relativiser. Selon Chamkhi *et al.* (2018b), les informations étudiées en priorité dans un CV sont globalement les mêmes que les critères privilégiés *in fine* pour recruter : l'expérience et les compétences comportementales.

BIBLIOGRAPHIE

- Albandea, I. (2020).** La perception des parcours d'études non linéaires par les recruteurs. *L'orientation scolaire et professionnelle*, 49(1), 37–66. <https://journals.openedition.org/osp/11687>
- Andrey, P., Bau, J. & Kemkes, L. (2017).** Critères de sélection lors du recrutement. Mimeo Dares.
- Apec (2020).** L'identification des compétences dans le recrutement des cadres. Un processus fait d'ajustements au fil de l'eau. *Recrutement : prévisions et processus*, décembre. <https://corporate.apec.fr/home/nos-etudes/toutes-nos-etudes/lidentification-des-competences.html>
- Apec (2021).** Pratiques de recrutement des cadres 2021. Les entreprises pourraient redevenir plus offensives sur un marché à nouveau en tension. *Recrutement : prévisions et processus*, juillet. <https://corporate.apec.fr/files/live/sites/corporate/files/Nos%20%C3%A9tudes/pdf/pratiques-de-recrutements-des-ca>
- Bailly, F. & Léné, A. (2015).** Postface : Retour sur le concept de compétences non académiques. *Formation emploi*, 130, 69–78. <https://journals.openedition.org/formationemploi/4419>
- Ben Mezian, M. (2017).** *Renforcer la capacité des entreprises à recruter*. France Stratégie, Rapport du groupe de travail N° 4 du Réseau Emplois Compétences. https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/rapport_rec_capacite_entreprises_recrutement_03102017.pdf
- Bessy, C. & Larquier, G. de (2010).** Diversité et efficacité des intermédiaires du placement. *Revue française d'économie*, 25(2), 227–270. https://www.persee.fr/doc/rfec0_0769-0479_2010_num_25_2_1809
- Brunello, G. & Wruuck, P. (2019).** Skill Shortages and Skill Mismatch in Europe: A Review of the Literature. *IZA Discussion Paper* N° 12346. <https://docs.iza.org/dp12346.pdf>
- Carrillo-Tudela, C., Gartner, H. & Kaas, L. (2020).** Recruitment policies, job-filling rates and matching efficiency. *IZA Discussion Paper* N° 13240. <https://docs.iza.org/dp13240.pdf>
- Chamkhi, A., Gaumont, S. & Lainé, F. (2018a).** Enquête « Besoins en main d'œuvre » : les employeurs anticipent une forte progression de leurs perspectives d'embauche pour 2018. Pôle Emploi, *Éclairages et synthèses* N° 44. https://umih.fr/export/sites/default/.content/media/pdf/Media/2018/Enquete_BMO_2018_-_Publication_France.pdf
- Chamkhi, A., Lainé, F., Lim, Y.-M., Matus, M. & Prokovas, N. (2018b).** Comment les employeurs sélectionnent les candidats qu'ils retiennent dans leur recrutement ? Pôle Emploi, *Éclairages et synthèses* N° 43. https://www.pole-emploi.org/files/live/sites/peorg/files/documents/Statistiques-et-analyses/E%26S/ES_43_comment_les_employeurs_selectionent_les_candidats_qu'ils_retiennent_dans_leur_recrutement.pdf

- Chamkhi, A. & Lainé, F. (2021).** Qualités attendues des candidats et modes de sélection au moment du recrutement. Les enseignements de l'enquête Compétences attendues au moment du recrutement. *Céreq Échanges* N° 16, 713-731.
<https://www.cereq.fr/sites/default/files/2021-02/52-Qualit%C3%A9s%20attendues%20des%20candidats%20et%20modes%20de%20s%C3%A9lection%20lors%20du%20recrutement.%20Les%20enseignements%20de%20l%E2%80%99enqu%C3%AAt%C3%A9%20Comp%C3%A9tences%20attendues%20au%20moment%20du%20recrutement.pdf>
- Collard, D., Suquet, J.-B. & Raulet-Croset, N. (2015).** La gestion paradoxale des compétences de service. *Formation emploi*, 30, 49–67. <https://journals.openedition.org/formationemploi/4410>
- Davis, S. J., Faberman, R. J. & Haltiwanger, J. C. (2013).** The establishment-level behavior of vacancies and hiring. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(2), 581–622.
- Demazière, D. & Marchal, E. (2018).** La fabrication du travail non qualifié. Analyser les obstacles à la valorisation. *Travail et Emploi*, 155-156, 5–30.
https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/pdf/tete-155-156_introduction_demaziere_marchal.pdf
- Desjonquères, A. (2019).** Les métiers du nettoyage : quels types d'emploi, quelles conditions de travail ? *Dares Analyses* N° 043.
https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/pdf/dares_analyses-metiers_du_nettoyage.pdf
- Di Stasio, V. (2014).** Education as a signal of trainability: Results from a vignette study with Italian employers. *European Sociological Review*, 30(6), 796–809.
- Dubernat, A.-C. (1996).** La sélection des qualités dans l'embauche. Une mise en scène de la valeur sociale. *Formation emploi*, 54(1), 3–14. https://www.persee.fr/doc/forem_0759-6340_1996_num_54_1_2173
- Fondeur, Y. (2013).** Services de conseil en informatique : recruter pour placer. *Revue de l'Ires*, 2013/1, 76, 99–125. <https://www.cairn.info/revue-de-l-ires-2013-1-page-99.htm>
- Forté, M. & Monchatre, S. (2013).** Recruter dans l'hôtellerie-restauration : quelle sélectivité sur un marché du travail en tension ? *Revue de l'Ires*, 2013/1, 76, 127–150.
<https://www.cairn.info/revue-de-l-ires-2013-1-page-127.htm>
- Garner, H. & Lutinier, B. (2006).** Les procédures de recrutement : canaux et modes de sélection. *Dares, Premières Synthèses* N° 48.1. <https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/pdf/2006.11-48-1-3.pdf>
- Humburg, M. & van der Velden, R. (2015).** Skills and the graduate recruitment process: Evidence from two discrete choice experiments. *Economics of Education Review*, 49, 24–41.
- Lainé, F. (2018).** Diplômes, compétences techniques ou comportementales : quelles sont les principales attentes des employeurs ? Pôle emploi, *Éclairages et synthèses* N° 42.
https://www.pole-emploi.org/files/live/sites/peorg/files/documents/Statistiques-et-analyses/E%26S/ES_42_diplomes_competences_techniques_ou_comportementales_quelles_sont_les_principales_attentes_des_entreprises.pdf
- Larquier, G. de (2009).** Des entreprises satisfaites de leurs recrutements ? CEE, *Connaissance de l'emploi* N° 70. <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00677811/document>
- Larquier, G. de & Marchal, E. (2012).** La légitimité des épreuves de sélection : apports d'une enquête statistique auprès des entreprises. In F. Eymard-Duvernay (Ed.), *Épreuves d'évaluation et chômage*, pp. 47–77. Toulouse : Octarès.
- Larquier, G. de & Marchal, E. (2020).** Des compétences aux qualités professionnelles. Les repères de la sélection des candidats à l'emploi et leur évaluation. *Travail et Emploi*, 163, 5–44.
https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/09bfc67b7f50aae0f6ee944ee6491c3a/T%26E-163_01_Larquier_Marchal.pdf
- Larquier, G. de & Rieucan, G. (2014).** Quand les entreprises font leur marché: canaux et sélection sur les marchés du travail. *Revue française de socio-économie*, 2014/2, 14, 93–113.
<https://www.cairn.info/revue-francaise-de-socio-economie-2014-2-page-93.htm>
- Larquier, G. de & Rieucan, G. (2015).** Candidatures spontanées, réseaux et intermédiaires publics : quelle information et quels appariements sur le marché du travail français. *Relations industrielles/Industrial Relations*, 70(3), 486–509. https://www.riir.ulaval.ca/sites/riir.ulaval.ca/files/70-3_rieucan.pdf
- Lhommeau, B. & Rémy, V. (2019).** Le recrutement n'est pas toujours un long fleuve tranquille. *Dares Analyses* N° 032.
https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/pdf/dares_analyses_recrutement_difficultes_employeurs.pdf
- Lhommeau, B. & Rémy, V. (2021).** Les critères de sélection du candidat : un résumé du processus de recrutement selon le métier. *Dares, Document d'études* N° 253.
https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/89a3b06f91dcea6cbaa3ed881ddafd3/Dares_DE_Criteres%20de%20selection%20candidats%20selon%20le%20metier.pdf
- Lochner, B., Merkl, C., Stüber, H. & Gürtzgen, N. (2021).** Recruiting intensity and hiring practices: Cross-sectional and time-series evidence. *Labour Economics*, 68, 101939.

- Montgomery, J. D. (1991).** Social Networks and Labor-Market Outcomes: Toward an Economic Analysis. *The American Economic Review*, 81(5), 1408-1418.
https://web.stanford.edu/group/scspi/media/_media/pdf/Reference%20Media/Montgomery_1991_Social%20Networks.pdf
- Niang, M. & Vroylandt, T. (2020).** Les tensions sur le marché du travail en 2019. *Dares Résultats* N° 032.
https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/pdf/dares_marche_du_travail_tensions_en_2019.pdf
- Niang, M., Lainé, F. & Chartier, F. (2021).** Les tensions sur le marché du travail en 2020. *Dares Résultats* N° 069.
https://dares.travail-emploi.gouv.fr/sites/default/files/93501902daa55203fa5bc1656215414c/Dares_Resultats_Tensions%20sur%20le%20marche%20du%20travail%20en%202020.pdf
- Pellizzari, M. (2011).** Employers' Search and the Efficiency of Matching. *British Journal of Industrial Relations*, 49(1), 25–53.
- Rieucau, G. & Salognon, M. (2013).** Le recrutement dans la grande distribution : des pratiques ajustées. *Revue de l'Ires*, 2013/1, 76, 45–69. <https://www.cairn.info/revue-de-l-ires-2013-1-page-45.htm>
- Sabatier, M. (2010).** Filling Vacancies: Identifying the Most Efficient Recruitment Channel. *Economics Bulletin*, 30(4), 3355–3368. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-00825991/document>
-

ANNEXE

Tableau A-1 – Critères de sélection : nombre de citations et textes souvent associés

Critères	Nombre de citations	Autres textes souvent associés au critère	Critères	Nombre de citations	Autres textes souvent associés au critère
Expérience	2013		Connaissance de base	90	Compter, lire, maîtrise du français
Motivation	1161		Mobilité	89	
Compétence	1507	Qualités professionnelles	Aucun	84	Aucun critère, pas de choix, une seule candidature
Disponibilité	1233		Intérêt	83	
Présentation	530	Physique, tenue, apparence,	Habilité	81	Minutie, dextérité
Compétence technique	527	Maîtrise technique, technicité, sens commercial, niveau technique...	Parcours	81	Stabilité
Personnalité	530	Tempérament, caractère	Type de contrat	81	Statut étudiant, alternance, temps partiel, contrat aidé, reconnaissance du handicap
Diplôme	503	CAP, BAC, Master...	Compétence soft	81	Curiosité, combativité, créativité, spontanéité, optimisme, culture
Savoir-être	426		Assiduité	75	
Proximité géographique	367	Situation géographique, secteur géographique, zone géographique, localisation, distance	Engagement	66	Implication, investissement, mobilisation, passion
Sérieux	338	Conscientieux, discipline, application	CV	66	
Relationnel	265	Sociabilité, convivialité, aisance	Humain	66	Empathie, bienveillance
Ponctualité	253		Capacité physique	65	Forme physique, sportif, endurance, santé
Connaissance similaire	235	Connaissance du métier, connaissance du poste, connaissance de l'activité, connaissance du domaine	Charisme	65	Assurance, prestance, confiance en soi
Profil adéquat	232	Pertinence, correspondance, attentes, cohérence	Un public	56	Connaissance des enfants, des personnes âgées, expérience auprès des jeunes, aimer les enfants
Candidat connu	229	Stage, déjà employé, ancien salarié	Études	56	Cursus universitaire
Mode de sélection	220	Entretien, candidature spontanée, test, essai, mise en situation, dossier	Intelligence	63	Analyse, bon sens, synthèse, réflexion
Dynamisme	216		Scolarité	61	Parcours scolaire, niveau scolaire, notes, école
Expression	211	Elocution, langage, discours, argumentation	Efficacité	59	
Formation	206	Education	Contact	63	
Recommandation	198	Référence, réputation, bouche à oreille	Disponibilité immédiate	58	Urgence, disponibilité rapide
Adaptabilité	181	Flexibilité	Réactivité	60	
Rigueur	173	Patience, concentration, attention, exigence	Valeurs	52	Sens du service
(Permis de) conduire	161	Véhicule, savoir conduire, transport	Projet	54	
Connaissance spécifique	156	Connaissance informatique, connaissance théorique, connaissance technique	Accueil	57	
Équipe	156		Politesse	54	Savoir-vivre
Rémunération	140	Salaire, prétention salariale, acceptation salaire	Rapidité	55	
Langue	137	Maîtrise des langues étrangères	Honnêteté	54	Sincérité
Ressenti	134	Feeling, impression	Carte professionnelle	48	Certificat, agrément, habilitation, BAFA
Envie	134	Enthousiasme	Communication	49	
Connaissance	129		Respect	50	
État civil	123	Âge, permis de travail, casier judiciaire, nationalité, situation familiale, précarité	Organisation	47	
Comportement	120		Compréhension	48	Vision
Autonomie	118	Initiative, indépendance	Potentiel	48	Évolution, perspective

→

Tableau A-1 – (suite)

Critères	Nombre de citations	Autres textes souvent associés au critère	Critères	Nombre de citations	Autres textes souvent associés au critère
Attitude	113	État d'esprit	Polyvalence	45	
Savoir-faire	111		Propreté	44	
Professionalisme	110	Conscience professionnelle, professionnel	Durée de l'expérience	37	Ancienneté
Expérience spécifique	105	Expérience dans l'industrie, expérience à l'étranger, expérience dans le nettoyage	Travailleur	40	
Disponibilité horaire	105	Flexibilité horaire	Intégration	36	
Qualification	104		Apprendre	31	
Aptitude	101	Capacité, disposition	Acceptation	31	
Volonté	101	Détermination	Discrétion	32	
Sourire	100		Écoute	30	
Expérience similaire	98	Expérience dans le domaine, dans le métier, sur le même type de poste	Courage	28	
Confiance	98	Fiabilité, loyauté	Opérationnel	21	
Compétence similaire	94	Compétence pour ce poste, expérience dans le métier, expertise	Responsabilité	21	
Amabilité	91	Gentillesse, sympathie, agréable			

Tableau A-2 – Répartition des critères et thèmes de sélection distinguant le plus chacune des classes selon les différentes classes de métiers (en %)

	Métiers techniques	Métiers manuels	Métiers d'aide à la personne	Métiers de contact avec le public	Ensemble
Compétence	45.6	21.0	35.4	19.7	30.0
Durée de l'expérience	0.3	0.2	0.1	0.1	0.2
Compétence technique	5.4	2.0	3.6	2.1	3.3
Formation	1.8	1.0	1.4	0.5	1.1
Profil adéquat	2.4	1.1	2.0	0.9	1.5
Compétence	14.5	7.3	10.2	6.3	9.5
Potentiel	13.0	3.4	4.2	5.4	6.8
Potentiel	0.5	0.1	0.1	0.1	0.2
Personnalité	4.7	1.1	1.7	2.1	2.5
Intégration	0.3	0.2	0.2	0.0	0.2
Rémunération	3.2	1.1	0.9	0.7	1.6
Rémunération	1.3	0.5	0.4	0.3	0.7
Capacité de travail	1.3	4.2	1.3	1.9	2.4
Courage	0.0	0.2	0.0	0.1	0.1
Capacité physique	0.2	0.6	0.1	0.1	0.3
Volonté	0.3	1.0	0.3	0.4	0.5
Travailleur	0.1	0.3	0.1	0.1	0.2
Qualité du travail	3.4	10.4	4.2	6.5	6.4
Respect	0.1	0.5	0.2	0.2	0.3
Propreté	0.2	0.5	0.1	0.2	0.3
Habilité	0.4	0.8	0.4	0.2	0.5
Ponctualité	0.3	2.1	0.6	1.9	1.3
Responsabilité	0.1	0.2	0.0	0.1	0.1
Discrétion	0.1	0.2	0.1	0.0	0.1
Assiduité	0.4	0.6	0.2	0.2	0.4
Savoir-faire	2.4	5.9	1.9	2.3	3.4
Savoir-faire	0.4	1.0	0.4	0.3	0.6
Conduire	0.9	1.7	0.5	0.7	1.1
Aucun critère	1.0	1.7	0.9	0.6	1.1
Aucun	1.0	1.7	1.0	0.6	1.1

→

Tableau A-2 – (suite)

	Métiers techniques	Métiers manuels	Métiers d'aide à la personne	Métiers de contact avec le public	Ensemble
Qualification	7.8	5.4	24.7	3.9	8.8
Carte professionnelle	0.1	0.1	1.1	0.1	0.3
Diplôme	2.4	1.6	8.5	1.0	2.8
Qualification	0.2	0.5	1.2	0.1	0.4
Connaissance	0.9	0.5	1.2	0.7	0.8
Mobilité	1.0	1.0	2.2	0.5	1.1
Mobilité	0.4	0.4	0.9	0.2	0.4
Écoute	1.1	1.1	2.2	1.1	1.3
Écoute	0.1	0.2	0.3	0.2	0.2
Un public	0.4	0.4	0.6	0.3	0.4
Présentation	5.2	8.4	5.5	21.0	10.1
Sourire	0.1	0.2	0.0	1.7	0.5
Accueil	0.0	0.1	0.1	1.1	0.3
Amabilité	0.3	0.4	0.1	1.0	0.4
Contact	0.2	0.1	0.3	0.6	0.3
Présentation	1.5	2.7	1.5	4.7	2.7
Communication	0.2	0.2	0.2	0.4	0.2
Valeurs	0.7	1.2	0.6	2.9	1.4
Honnêteté	0.1	0.3	0.1	0.7	0.3
Valeurs	0.2	0.2	0.1	0.5	0.3
Opérationnalité	1.4	2.4	1.5	6.1	2.9
Dynamisme	0.5	0.9	0.5	2.2	1.0
Opérationnel	0.1	0.1	0.1	0.2	0.1
Disponibilité horaire	1.5	6.5	2.4	6.6	4.5
Disponibilité horaire	0.6	0.5	0.3	1.0	0.6
Ponctualité	0.3	2.1	0.6	1.9	1.3

Note : les critères détaillés sont pondérés par le nombre de critères cités par le recruteur tandis que les grands thèmes de sélection ne le sont pas. Ils sont juste pondérés par leurs poids dans les recrutements.

Lecture : le critère « compétence technique » représente 5.4 % des critères cités par les employeurs ayant recruté sur un métier technique tandis qu'il représente 3.3 % des critères cités par l'ensemble des employeurs. Le thème de la 'compétence' est, quant à lui, mentionné dans 45.6 % des recrutements de la classe des métiers techniques et dans 30 % de l'ensemble des recrutements.

Source et champ : Dares, enquête Ofer 2016, champ d'étude.

Le programme hexagonal de développement rural : quelle contribution à l'attractivité des territoires ?

The National Rural Development Programme in France: How Does It Contribute to the Attractiveness of Regions?

Marielle Berriet-Sollic*, Abdoul Diallo*, Cédric Gendre,
Vincent Larmet*, Denis Lépiciet* et Lionel Védrine***

Résumé – Depuis les années 2000, la Politique agricole commune est devenue une des composantes majeures de la politique de développement rural, déclinée en France dans un programme hexagonal, mais peu de travaux ont été consacrés à l'évaluation de ses effets sur l'attractivité des territoires ruraux. Cet article présente les résultats d'une évaluation des effets propres, sur la période 2007-2013, des mesures européennes de développement rural, mesures relatives à la qualité de vie et la diversification de l'économie rurale appliquées en France sur l'attractivité économique et résidentielle des communes bénéficiaires. Les effets des projets sont estimés à l'aide de la méthode des doubles différences avec appariement sur score de propension. L'évaluation met en évidence des effets peu marqués sur l'attractivité résidentielle. En revanche, elle permet d'identifier des effets positifs sur les emplois présents liés aux services de proximité avec, sur la période, environ 80 000 emplois créés, pour un coût de 18 000 euros par emploi, plus faible que celui de politiques comparables.

Abstract – *Since the 2000s, the Common Agricultural Policy (CAP) has become one of the key components of rural development policy, which takes the form of a national programme in France; however, few studies have been dedicated to assessing its impact on the attractiveness of rural areas. This article presents the results of an evaluation of the specific impacts, during the period from 2007 to 2013, of the European rural development measures and measures relating to quality of life and diversification of the rural economy applied in France on the economic and residential attractiveness of the municipalities benefiting from the measures. The impacts of the projects are estimated using a difference-in-differences method with propensity score matching. The evaluation reveals little impact on residential attractiveness. However, it also allows for the identification of positive impacts on face-to-face jobs linked to local services, with around 80,000 jobs having been created during this period at a cost of EUR 18,000 per job, which is lower than has been seen with comparable policies.*

Codes JEL / JEL Classification : J11, J68, H11, H42, R12, R53, R58

Mots clés : second pilier de la PAC, développement rural, évaluation d'impacts, doubles différences, appariement sur score de propension

Keywords: second pillar of the CAP, rural development, impact assessment, difference-in-differences, propensity score matching

*CESAER, INRAE, Institut Agro Dijon, Université Bourgogne Franche-Comté ; **INRAE, US ODR. Correspondance : lionel.vedrine@inrae.fr

Les auteurs tiennent à remercier les deux rapporteurs anonymes pour leur relecture critique de l'article et commentaires constructifs, ainsi que les participants du séminaire SAE2/MAA « Pac et développement rural » (2018) pour leurs commentaires et suggestions sur une version antérieure de ce travail.

Reçu en août 2021, accepté en avril 2022.

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

Citation: Berriet-Sollic, M., Diallo, A., Gendre, C., Larmet, V., Lépiciet, D. & Védrine, L. (2022). The National Rural Development Programme in France: How Does It Contribute to the Attractiveness of Regions? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 534-35, 83–101. doi: 10.24187/ecostat.2022.534.2080

Affirmée dans les années 2000 par l'Union européenne (UE) comme instrument d'intervention dans un contexte d'élargissement (Dwyer *et al.*, 2007), la politique de développement rural relève principalement de la Politique agricole commune (PAC), plus précisément de son second pilier, le premier étant dédié au soutien des marchés et des revenus. Ce second pilier propose un large éventail de mesures agricoles, agro-environnementales, touristiques, etc., définies dans le règlement de développement rural (RDR). Il mise sur des dispositifs incitatifs auprès des agriculteurs et autres acteurs (entreprises, communes, parcs naturels, associations, etc.). Visant à concilier des enjeux socio-structurels de l'agriculture, de développement régional, de protection et préservation de l'environnement et de développement rural intégré, il n'a cessé de prendre de l'importance tant politique que budgétaire pour mobiliser, sur la période 2007-2013, un quart du budget de la PAC (Camaioni *et al.*, 2016).

L'évaluation de cette politique constitue donc un enjeu important tant en termes de démocratie, pour estimer l'efficacité de l'usage des ressources publiques, que pour identifier les voies d'amélioration de la pertinence, la cohérence et l'efficacité des mesures prises. Or rares sont les travaux mesurant les effets propres du RDR. Une des raisons de cette carence est l'imbrication de ses objectifs, rendant difficile l'explicitation de théories d'action. Caractérisée par l'ampleur de son champ d'action, les ambiguïtés de ses finalités et la complexité de ses instruments d'intervention, la politique du second pilier de la PAC apparaît ainsi peu lisible et difficile à évaluer (Berriet-Sollicec, 2013). La grande majorité des travaux concerne donc des mesures ciblées telles que l'aide à l'investissement des exploitations agricoles (Michalek *et al.*, 2016) et les mesures agro-environnementales (Chabé-Ferret & Subervie, 2013), ou questionnent les effets du premier pilier de la PAC sur l'emploi non agricole des territoires (Blomquist & Nordin, 2017). Mais peu de travaux explorent les effets des mesures visant le développement des conditions de vie et la diversification des activités économiques (Lépicier & Védrine, 2016).

Cette contribution vise ainsi à enrichir les travaux d'évaluation des politiques territorialisées valorisant les ressources locales (*place-based policies*, cf. Irwin *et al.*, 2010). Les politiques les plus étudiées concernent les Zones d'entreprises (exonération fiscale sur le coût du travail et le foncier pour une installation dans une zone ciblée) telles que l'*Empowerment Zone Program* aux États-Unis (Busso *et al.*, 2013), les Zones

franches urbaines (Malgouyres & Py, 2016) ou, en France, les Zones de revitalisation rurale (Behaghel *et al.*, 2015). Les Zones d'entreprises cherchent à créer un choc de demande de travail, en exonérant les nouvelles entreprises d'une partie de leur coût sur le travail. L'efficacité de ces dispositifs reste néanmoins controversée. Aux États-Unis par exemple, les études montrent généralement une faible efficacité des programmes mis en œuvre par les États (Neumark & Kolko, 2010), contrairement au programme fédéral (Busso *et al.*, 2013). Concernant les politiques menées en France, et plus spécifiquement dans le cas des zones rurales, Behaghel *et al.* (2015) mettent en avant l'absence d'effet des Zones de revitalisation rurale (ZRR), notamment par rapport aux effets estimés des Zones franches urbaines (ZFU) (Givord *et al.*, 2013 ; 2018). Pour expliquer ces résultats économiques limités et contrastés, la plupart de ces études mettent en avant, d'une part, la présence d'effets de déplacement de l'activité de zones non bénéficiaires vers les zones bénéficiaires (Mayer *et al.*, 2017 ; Einiö & Overman, 2020) et, d'autre part, une forte hétérogénéité des résultats aux caractéristiques locales (Briant *et al.*, 2015).

Un second instrument développé par ces politiques territorialisées repose sur des investissements dans de grandes infrastructures telles que la Apalachian Regional Commission (Stephens & Partridge, 2011) et la Tennessee Valley Authority (Kline & Moretti, 2014) aux États-Unis, ou encore la Politique de cohésion en Europe (Bouayad-Agha *et al.*, 2013). Enfin, des politiques de subventions discrétionnaires à l'investissement privé sont également mises en œuvre comme le programme « L488 » en Italie. Les résultats de la littérature évaluant ce type de programmes suggèrent un effet positif sur l'emploi (Cerqua & Pellegrini, 2014) y compris sur le long terme (Kline & Moretti, 2014), sans pour autant engendrer d'importants effets de déplacement (Cerqua & Pellegrini, 2022).

En portant sur une évaluation des effets propres des mesures relatives à la qualité de vie et la diversification de l'économie rurale (axes 3 et 4) du programme de développement rural hexagonal (PDRH) 2007-2013 sur l'attractivité économique et résidentielle des communes bénéficiaires, ce travail se différencie de cette littérature par la nature des processus activés. En effet, alors que les programmes étudiés précédemment cherchent à créer un choc de demande de travail, le PDRH soutient le processus de développement local en stimulant à la fois l'attractivité résidentielle (financement d'équipements et services locaux, aménités

culturelles et naturelles) et la demande de main d'œuvre (subventions à la création d'entreprise, à la diversification des activités non agricoles). Les modèles de développement local suggérant une interdépendance entre ces deux processus (Henry *et al.*, 2001), il est fort probable que ces deux leviers influencent simultanément les dynamiques résidentielles et économiques par le biais d'effets multiplicateurs (Abildtrup *et al.*, 2018).

En nous appuyant sur une analyse fine des objectifs, des leviers activés et des résultats attendus de cette politique, nous évaluons ses effets sur la variation de population totale et le solde migratoire (attractivité résidentielle), la variation de l'emploi total, présentiel et productif (attractivité économique). Par emploi présentiel, nous entendons les emplois générés par l'économie présentielle qui regroupe les activités tertiaires dépendant pour l'essentiel des revenus dépensés localement par les résidents locaux ainsi que par les habitants qui fréquentent ces territoires (Dissart *et al.*, 2011). Les effets des projets financés sont estimés à l'aide de la méthode des doubles différences avec appariement sur score de propension permettant d'isoler l'effet propre du biais de sélection. L'évaluation conclut à une contribution positive des mesures de l'axe 3 et 4 à l'emploi total et plus particulièrement à l'emploi dans les secteurs des services publics et privés. Cette contribution, estimée aux alentours de 80 000 emplois pour un coût de 18 000 euros par emploi, est moins coûteuse que d'autres politiques du même type, comme les ZRR, par exemple. Les impacts sur l'attractivité en termes de population sont beaucoup moins nets et s'observent essentiellement dans les communes ayant conduit des projets touristiques et des projets de développement rural.

L'article est organisé de la manière suivante. Après avoir resitué les mesures des axes 3 et 4 dans le PDRH (section 1), cet article présente la méthode d'évaluation mobilisée et les données utilisées (section 2), avant d'exposer les principaux résultats obtenus (section 3). Une dernière section conclut sur quelques enseignements en vue d'améliorer les conditions de mise en œuvre et l'efficacité des politiques publiques et propose des pistes d'extension de ce travail.

1. Le programme de développement rural 2007-2013

Le PDRH 2007-2013 est le principal programme¹ traduisant en France la seconde génération du règlement de développement rural de l'UE (Règlement n°1698/2005 relatif au soutien au développement rural par le Fonds européen

agricole de développement rural (FEADER)). Trois grandes catégories d'objectifs y sont mises en avant (PDRH, tome 1, p. 37) :

- l'amélioration de la compétitivité des secteurs agricole, forestier et agroalimentaire (axe 1) ;
- la préservation d'un espace rural agricole et forestier varié, de qualité et respectueux d'un équilibre entre activités humaines et préservation des ressources naturelles (axe 2) ;
- le maintien et le développement de l'attractivité économique des territoires ruraux en s'appuyant sur la diversité des ressources, des activités et des acteurs (axe 3), notamment en mobilisant la démarche LEADER (Liaison entre les Actions de Développement de l'Économie Rurale, dit axe 4).

1.1. Des financements ventilés selon 4 axes aux finalités multiples

D'un point de vue budgétaire, les mesures du PDRH sont ainsi co-financées par le FEADER, l'État français (crédits du Ministère chargé de l'agriculture), les conseils régionaux et, plus accessoirement, les conseils départementaux, les agences de l'eau et autres collectivités avec l'objectif d'amplifier les capacités d'intervention sur les objectifs du programme. Avec 5.7 Mds d'euros de FEADER mobilisés sur le PDRH sur la période 2007-2013, ce sont 13.7 Mds d'euros de fonds publics qui ont été injectés dans les régions pour mettre en œuvre l'ensemble de la stratégie du développement rural, soit un quart des financements européens et nationaux affectés à l'ensemble de la PAC en France. La répartition des moyens financiers entre les quatre axes traduit la hiérarchisation des priorités (figure I).

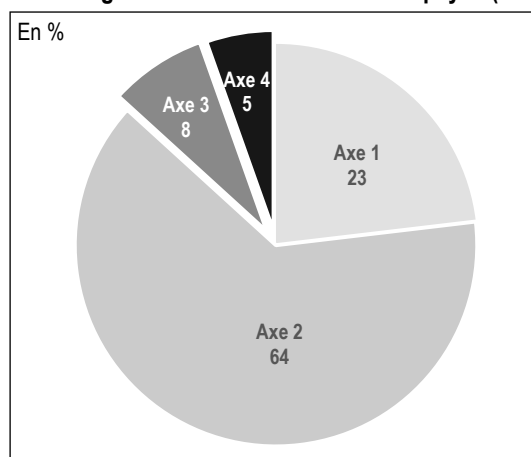
Près de deux tiers des moyens financiers sont mobilisés dans l'axe 2 relatif à la protection de l'environnement et des paysages. Près d'un quart des moyens sont affectés à la compétitivité de l'agriculture et de la forêt (axe 1), alors que les axes 3 et 4 visant plus explicitement des objectifs de développement rural concernés par l'évaluation présentée dans cet article, mobilisent près de 15 % des financements publics du PDRH, soit un peu moins de 1.7 Mds d'euros sur la période 2007-2013².

Notre évaluation, qui se centre sur les effets du PDRH sur l'attractivité économique et résidentielle des territoires ruraux, porte donc sur les axes 3 et 4. Le poids budgétaire des mesures évaluées

1. Les cinq autres programmes français concernent la Corse et chacun des DOM (Guadeloupe, Martinique, La Réunion et Guyane).

2. La non prise en compte de certaines mesures conduit in fine au traitement de 1.5 Mds d'euros.

Figure I – Répartition budgétaire des montants FEADER payés (2007-2015) du PDRH



Source : données de l'Agence de Services et Paiements mis à disposition par l'Observatoire du Développement Rural (ASP-ODR ci-après) ; calculs des auteurs.

(près de 300 M€/an) est donc faible par rapport aux politiques sectorielles telles que la PAC (9.1 Mds d'euros/an) ou le contrat de plan État-Région (CPER) 2007-2013 (4.9 Mds d'euros/an)³. Mais sa comparaison avec des politiques plus spécifiquement centrées sur les leviers d'attractivité, telles que la politique ZRR estimée à 400 M€/an (Behaghel *et al.* 2015) en 2009, ou le volet territorial du CPER (480 M€/an) indique qu'il s'agit d'une politique publique significative à destination des zones rurales.

1.2. Trois principaux leviers activés par les axes 3 et 4

En France, l'axe 3 active sept mesures⁴ du RDR (tableau 1).

L'axe 4 (ou LEADER) diffère des autres dans le sens où il ne se décline pas en mesures thématiques, mais vise le soutien à l'élaboration de stratégies locales de développement associant largement les acteurs du territoire et la mise en œuvre d'un plan d'action répondant aux attentes et besoins des habitants et acteurs locaux à l'échelle de territoires organisés (« Pays », parcs naturels régionaux).

LEADER s'accompagne d'une gouvernance associant acteurs privés et publics au sein d'un groupe d'action locale. Pour sa mise en œuvre, trois leviers sont activés. Le premier est celui de l'ingénierie territoriale (mesure 431) par le financement d'animateurs de développement pour la construction, puis la mise en œuvre de la stratégie locale et du plan d'action. Le second levier est celui du financement du plan d'action s'appuyant sur les mesures des autres axes (mesures 411, 412, 413). Enfin le troisième vise le développement de partenariats entre territoires LEADER (mesure 421).

L'ensemble des mesures de développement rural activées en France sur la période 2007-2013 ont mobilisé des crédits variables (figure II) : plus de la moitié des moyens ont été consacrés au développement des services à la population (mesure 321), à la conservation et la mise en valeur du patrimoine (323) et à la création de microentreprise (312).

Évaluer les effets de ces mesures suppose d'appréhender les objectifs que le législateur a assignés à la politique de développement rural, le conduisant à retenir des mesures pertinentes proposées du RDR et à les adapter au contexte local. Mais évaluer l'impact des mesures retenues, c'est aussi comprendre les mécanismes qui les sous-tendent et la production des effets escomptés. Une telle analyse implique deux perspectives : d'une part la mobilisation des apports des théoriciens des *place-based policies* (Irwin *et al.*, 2000) et du développement rural endogène (Van der Ploeg *et al.*, 2000) pour qualifier les leviers d'action des axes 3 et 4 ; d'autre part la compréhension fine des traductions empiriques de ces mesures, en partant de leurs réalisations concrètes puis en identifiant les effets qu'elles produisent, ou du moins qui en sont attendus sur les bénéficiaires directs, afin d'en appréhender les effets plus globaux sur l'attractivité des territoires bénéficiaires.

3. Le contrat de plan État-région constitue le principal outil financier coordonné entre l'État et les régions pour le développement des projets structurants d'aménagement, d'équipements et de cohésion des territoires. Il concerne les domaines des transports, l'enseignement supérieur et la recherche, l'emploi et la formation professionnelle et encore l'agriculture et l'environnement.

4. Certaines mesures prévues dans le RDR n'ont pas été retenues dans le PDRH, telle que la mesure 322 relative à la rénovation et de développement des villages qui avait été fortement mobilisée dans la programmation précédente.

Tableau 1 – Présentation des mesures de l'axe 3 du PDRH 2007-13

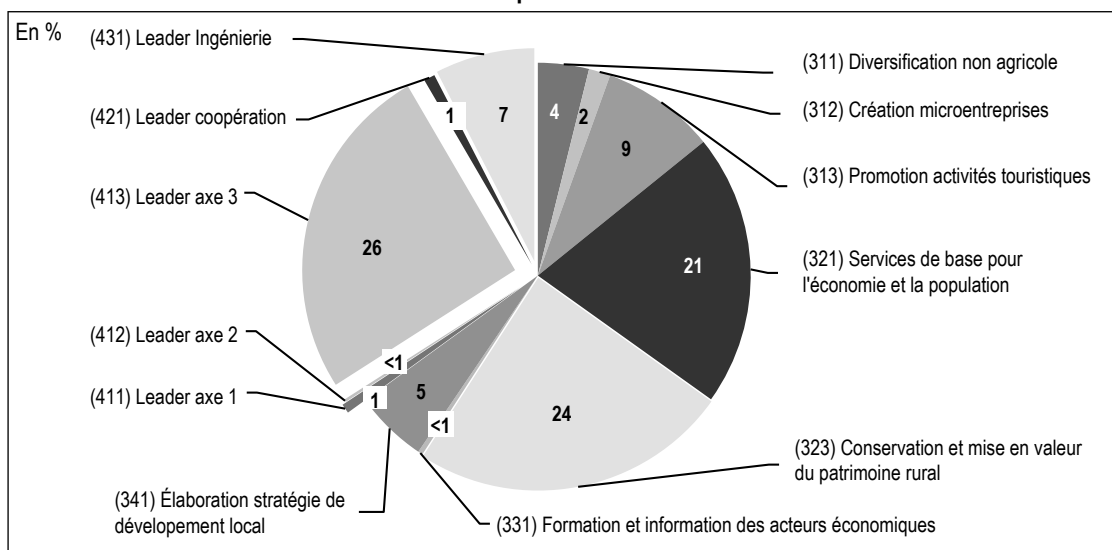
Codes mesure	Libellés de la mesure	Bénéficiaires	Détails concernant la mise en œuvre de la mesure (source : Évaluation ex post PDRH 2007-2013)
311	Diversification vers des activités non agricoles (hors production et transformation agricole intégré dans l'axe 1)	Membres de ménages agricoles	2 350 bénéficiaires (dont environ 450 via la mesure 413 LEADER) répartis sur tout le territoire, correspond principalement à : <i>i</i>) création ou développement d'activité de commercialisation (40 % des bénéficiaires), <i>ii</i>) Hébergement-restauration (17 %), <i>iii</i>) centre équestre (9 %), Agrotourisme et loisirs (8 %)
312	Aide à la création et au développement des microentreprises	Porteurs de projets privés ≤ à 10 emplois, chiffre d'affaires ou le bilan annuel < à 2 millions d'euros	2 067 TPE bénéficiaires, dont environ 700 via LEADER (mesure 413). Intervient plus sur le développement d'entreprises que sur la création dans : <i>i</i>) l'acquisition de nouvel équipement (42 % des bénéficiaires), <i>ii</i>) la modernisation (25 %), <i>iii</i>) les études, conseils, diagnostics (11 %)
313	Promotion des activités touristiques	Collectivités territoriales et leurs groupements, associations, territoires de projet ou prestataires touristiques (hébergement)	3 924 bénéficiaires dont environ 2 160 via LEADER (mesure 413). Cette mesure soutient principalement : <i>i</i>) l'hébergement-restauration (petite hôtellerie rurale, gîtes) (36 % des bénéf.), <i>ii</i>) la communication/promotion (14 %), <i>iii</i>) l'équipement de loisirs et de nature (12 %), la création de circuits touristique (8 %)
321	Services de base pour l'économie et la population rurale	Porteurs de projets publics ou privés (s'intégrant dans un projet d'intérêt général)	4 335 bénéficiaires dont environ 3 000 via LEADER (mesure 413). Les principales réalisations sont : <i>i</i>) les équipements pour les jeunes (17 % des bénéficiaires), <i>ii</i>) les équipements culturels et sportifs (12 %), <i>iii</i>) commerces de proximité (5 %), <i>iv</i>) les maisons médicale et de santé (4 %), <i>v</i>) autres (haut débit, énergie, mobilité, accueil nouveaux résidents)
323	Conservation et mise en valeur du patrimoine rural (naturel et culturel)	Collectivités territoriales et leurs groupements, syndicats, établissements publics, pays et Parcs naturels régionaux, associations, etc.	Environ 9 000 bénéficiaires intervenant sur : <i>i</i>) l'élaboration et animation des projets Natura 2000, contrats de gestion pour les sites Natura 2000 non agricoles et non forestiers, <i>ii</i>) le soutien aux activités de pastoralisme, <i>iii</i>) la mise en valeur du patrimoine naturel et culturel (le plus souvent conduit dans le cadre de projets LEADER, mesure 413)
331	Formation et information des acteurs économiques	Collectivités territoriales, et leurs groupements, les territoires organisés (pays, parcs...), établissements publics, associations, fonds de formation, organismes de formation.	411 bénéficiaires d'actions visant le développement des compétences pour soutenir des démarches innovantes conduites très majoritairement dans le cadre de LEADER (mesure 413)
341	Acquisition de compétences et animation pour l'élaboration et mise en œuvre de stratégies locales de développement, y compris forestières	Collectivités territoriales, et leurs groupements, les territoires organisés (pays, parcs...), établissements publics, associations, syndicats forestiers	2 types d'actions financées : <i>i</i>) élaboration de chartes forestières et plan de développement de massifs (537 bénéficiaires), <i>ii</i>) financement d'ingénierie publique et diagnostic, études de territoire (812 bénéficiaires, dont la moitié via LEADER, mesure 413)

Source : ODR à partir du Règlement FEADER n°1698/2005.

Ainsi, trois principaux leviers ont pu être définis. Le premier relève de l'économie territoriale et repose sur la valorisation et l'activation des ressources locales en s'appuyant sur les logiques de proximité (Colletis & Pecqueur, 1993). Il repose sur la valorisation des produits de qualité et d'origine locale ou la mise en valeur, notamment par le tourisme, des savoir-faire et du patrimoine culturel et naturel. Ses effets en termes d'attractivité économique peuvent être estimés par des variables de résultat portant

sur les emplois. Le deuxième relève de l'économie présentielle, portant sur le soutien aux infrastructures, équipements/services publics et marchands répondant aux attentes de la population résidente. Un tel levier vise à la fois le maintien de la population rurale et l'attractivité résidentielle, partant du constat d'un mouvement de « contre-urbanisation » engendrant des besoins nouveaux de populations issues de milieux urbains (Murdoch & Marsden, 1995 ; Dissart *et al.*, 2011). Ses effets peuvent être

Figure II – Répartition budgétaire des montants payés du PDRH par mesure des axes 3 et 4 sur la période 2007-13



Source : ASP-ODR ; calculs des auteurs.

estimés par des variables de résultat relatives à la démographie. Enfin, le troisième levier, à caractère plus transversal et jouant un rôle de catalyseur pour l'efficacité des deux premiers, porte sur l'organisation et la coopération des acteurs (Shucksmith, 2000). Les effets escomptés des projets LEADER reposent beaucoup sur ce type de levier, qui mise sur le soutien à des initiatives d'acteurs locaux intégrant les spécificités des attentes et les particularités territoriales, et sur le renforcement de la cohésion entre acteurs au sein des territoires.

La figure III présente une schématisation de ces leviers et une représentation synthétique des liens

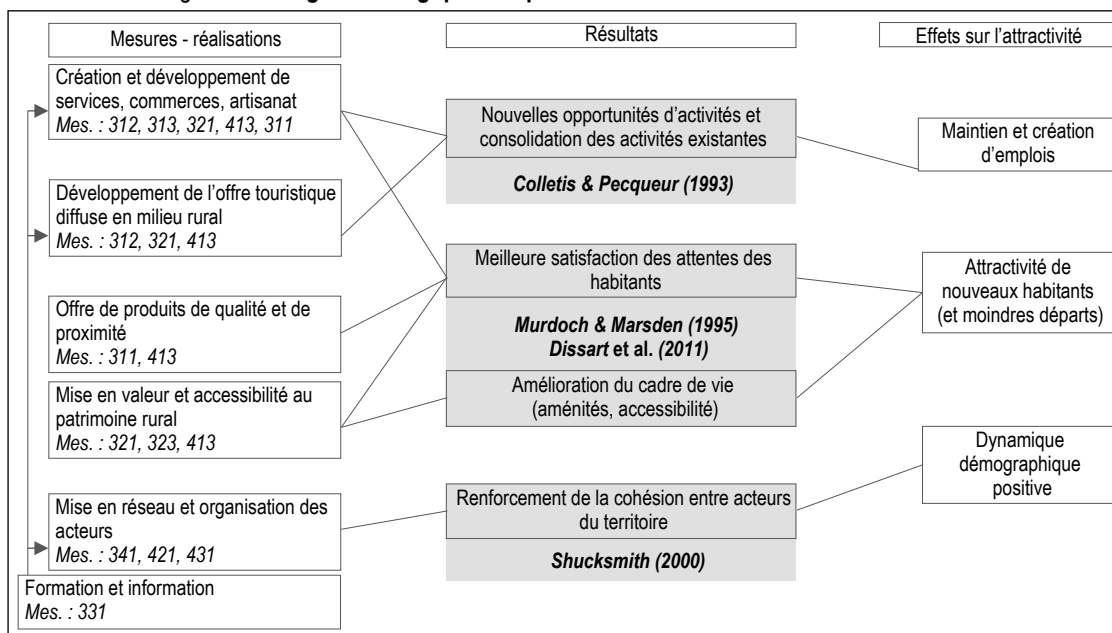
de causalité entre réalisations financées par les mesures des axes 3 et 4 du PDRH et leurs effets sur l'attractivité des territoires bénéficiaires. Elle permet d'apporter une dimension compréhensive à l'analyse des résultats en explorant les différentes voies de contribution des mesures aux effets mesurés.

2. Données et méthode

2.1. Données mobilisées

L'étude mobilise des données communales. Les données caractérisant la politique (montants, dépenses publiques, participation aux différentes

Figure III – Diagramme logique d'impact des mesures des axes 3 et 4 du PDRH



mesures) proviennent essentiellement de l'Observatoire du développement rural (ODR) à partir des données mises à disposition par l'organisme en charge du paiement des aides PAC (Agence de services et de paiement, ASP). Les données utilisées pour construire les variables de résultats viennent de l'Insee (recensement de population – RP – 2007 et 2015). Enfin, les caractéristiques initiales des communes proviennent principalement de l'Insee (RP-2006, Base Permanente des Équipements), mais également de la base *Corine Land Cover*, et de la Direction générale des Finances publiques.

Trois types de variables sont mobilisés : les variables de résultats, les variables de participation aux mesures des axes 3 et 4 et les variables de contrôle. Résultant d'une analyse préalable des leviers des axes 3 et 4 (cf. figure III), les variables de résultats couvrent deux principales dimensions des objectifs du PDRH. Tout d'abord, l'effet sur l'attractivité résidentielle est capté par la variation de la population totale entre 2007 et 2015 et le taux de migration entre 2010 et 2015. Ensuite, nous utilisons la variation entre 2007 et 2015 du logarithme du nombre d'emplois (total ; productif, dont agricole et industrie ; présentiel, dont commerces et services, administration-enseignement-santé) afin de caractériser l'effet du programme sur l'attractivité économique.

Pour décrire les caractéristiques des communes avant le démarrage du programme afin de contrôler les biais qu'elles peuvent induire dans l'estimation des effets des mesures évaluées, 43 variables de contrôle sont introduites (voir tableau A-1 en annexe). Ces variables, couvrant la période 1990-2006, correspondent à l'ensemble des caractéristiques communales mises en avant dans la littérature susceptible d'influencer l'attractivité (Carlino & Mills, 1987 ; Abildtrup *et al.*, 2018 ; Bijker & Haartsenn, 2012 ; Schirmer *et al.*, 2014). Elles peuvent être regroupés en six catégories :

- accessibilité (temps d'accès par la route aux pôles urbains, à la bretelle d'autoroute, aux équipements les plus proches) ;
- occupation du sol (part des surfaces artificialisées, agricoles, forestières) ;
- démographie (variation de population et solde migratoire passés, répartition de la population par CSP, densité de population) ;
- économie (structure sectorielle des emplois, taux de chômage, répartition de la population par niveau de diplôme) ;
- revenu fiscal local moyen par ménage ;

- gouvernance locale (appartenance PNR, Pays ; variable identifiant si le maire est également sénateur ou député).

2.2. Méthode d'estimation

Pour déterminer dans quelle mesure les dispositifs évalués ont amélioré l'attractivité des communes bénéficiaires, nous souhaitons comparer l'activité économique des communes concernées après la mise en place de la mesure (résultat observé) avec ce qu'aurait été leur situation en l'absence de ces dispositifs (c'est-à-dire le contrefactuel, par définition non observable). Il s'agit donc d'évaluer l'effet d'une politique contre une situation où celle-ci n'existe pas⁵ (Rubin, 2005).

Cette analyse peut être complexe car il faut déterminer si les améliorations sont réellement imputables à la mise en place de cette mesure. En effet, les individus bénéficiant de la mesure ne sont généralement pas choisis aléatoirement dans la population. Le plus souvent, cette assignation cible des individus en fonction de leurs caractéristiques : la simple observation de taux de croissance des variables de résultat différents du reste des communes ne nous permet donc pas de conclure à l'effet de ce programme.

Pour mesurer la contribution des axes 3 et 4 du PDRH, nous utilisons la méthode des doubles différences avec appariement sur score de propension. Les effets de la participation aux axes 3 et 4 sont estimés à l'échelle des communes (en excluant l'ensemble des communes urbaines, selon la typologie des campagnes françaises, Hilal *et al.*, 2011). Le groupe des bénéficiaires de la mesure *i* est constitué des communes dans lesquelles est localisé un projet de cette mesure (voir cartographie dans l'Annexe en ligne – lien à la fin de l'article). Le groupe de contrôle est constitué des communes ne faisant l'objet d'aucun projet des axes 3 et 4, quelle que soit la mesure étudiée.

Cette méthode consiste à associer chaque commune bénéficiaire à une – ou un ensemble de – commune(s) qui ne l'est (le sont) pas, et dont les caractéristiques observables sont similaires. Il s'agit ainsi de se rapprocher d'une expérience contrôlée en faisant en sorte que le groupe de contrôle soit le plus semblable possible au groupe des bénéficiaires en termes de distribution des variables qui affectent la probabilité de bénéficier de la politique. L'identification de l'effet de la politique sur les

5. Les résultats avec et sans la politique étant défini comme les résultats potentiels d'un individu.

communes bénéficiaires repose sur l'hypothèse que la sélection des communes bénéficiaires est indépendante des résultats potentiels, conditionnellement aux variables de contrôle (hypothèse d'indépendance conditionnelle). Notre construction d'un contrefactuel pour chaque commune bénéficiaire s'appuie sur le score de propension (Rosenbaum & Rubin, 1983). Il s'agit d'une méthode en deux étapes où l'on estime d'abord la probabilité de bénéficier de la politique pour l'ensemble de l'échantillon, avant d'apparier les communes sur la base de cette probabilité (score de propension). On réduit ainsi l'appariement à la dimension la plus pertinente pour traiter du biais de sélection, i.e. la dimension de la participation à la mesure que nous évaluons. Si l'hypothèse d'indépendance conditionnelle est vérifiée pour les variables de contrôle, alors les résultats potentiels sont également indépendants de la participation à la politique, conditionnellement au score de propension (Rosenbaum & Rubin, 1983). Pour être crédible, le score de propension estimé doit capter les différences de caractéristiques observables entre les communes bénéficiaires et non bénéficiaires (hypothèse d'équilibre des caractéristiques par le score de propension). De plus, l'appariement sera considéré de bonne qualité si une majorité des communes bénéficiaires partagent des caractéristiques similaires à celles des communes du groupe de contrôle (hypothèse du support commun). Afin de restreindre notre échantillon au support commun, nous mettons en œuvre la méthode du min/max, qui consiste à écarter de l'analyse les communes bénéficiaires dont le score de propension est supérieur au score maximum observé parmi les communes non bénéficiaires (Dehejia & Whaba, 1999).

Nous présentons les résultats estimés à l'aide d'un appariement par noyau (Smith & Todd, 2005). Cet algorithme est un estimateur non paramétrique qui utilise une moyenne pondérée de toutes les communes non bénéficiaires. Le principal avantage de cette technique d'appariement est une meilleure précision de l'estimation de l'effet moyen sur les communes bénéficiaires (Caliendo & Kopeinig, 2008).

Pour caractériser un nombre fini de résultats potentiels, nous supposons l'absence d'effets externes du dispositif (*Stable Unit Value Assumption*, SUTVA). La participation de la commune c n'a d'effet que sur sa propre dynamique, et non sur celles des autres communes (bénéficiaire de la politique ou non). La littérature sur l'efficacité des Zones d'entreprises met régulièrement en évidence des effets de débordement de ce type de dispositif (Mayer *et al.*,

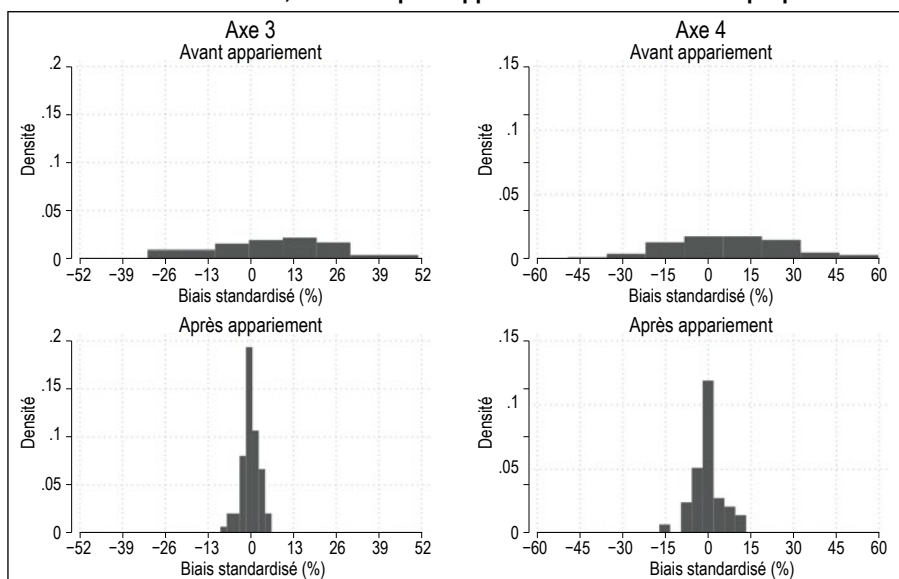
2017 ; Hanson & Rohlin, 2013). Au contraire, les travaux sur l'évaluation des politiques de subventions à l'investissement ne semblent pas montrer ce type d'externalité (Cerqua & Pellegrini, 2022 ; Turpin *et al.*, 2017). Bien que la politique que nous étudions soit plus proche des secondes, nous effectuons toutefois une analyse de robustesse pour identifier ces effets sur les communes voisines des communes bénéficiaires (*infra*). Ce test consiste à comparer, à l'aide d'une double différence avec appariement, un groupe de traitement constitué de l'ensemble des communes contiguës aux communes bénéficiaires à un groupe de contrôle constitué de l'ensemble des autres communes non bénéficiaires du programme.

2.3. Qualité de l'appariement sur score de propension

La capacité d'un score de propension à équilibrer la distribution des différentes caractéristiques utilisées dans son estimation est appréciée en calculant un biais standardisé (Stuart, 2010), qui correspond à la différence de moyenne entre les deux groupes considérés, rapportée à la racine carrée de la somme des variances pour les deux groupes (Rosenbaum & Rubin, 1983). La figure IV représente la distribution des biais standardisés avant et après appariement pour les estimations de la probabilité conditionnelle de participer à une mesure de l'axe 3 et de l'axe 4. Pour ces deux estimations, nous observons que la distribution des biais standardisés après appariement est beaucoup plus regroupée autour des valeurs nulles que celle estimée avant appariement. Ce résultat confirme que notre appariement permet de comparer des communes bénéficiaires et non bénéficiaires pour lesquelles les différences de caractéristiques observables sont le plus souvent négligeables. Dans presque tous les cas, les différences normalisées après appariement sont inférieures à la règle empirique de 0.25 écart-type (Imbens & Wooldridge, 2009). Le processus d'appariement mis en œuvre dans cette évaluation permet un degré élevé d'équilibre des caractéristiques observables entre les groupes de bénéficiaires et de non bénéficiaires appariés.

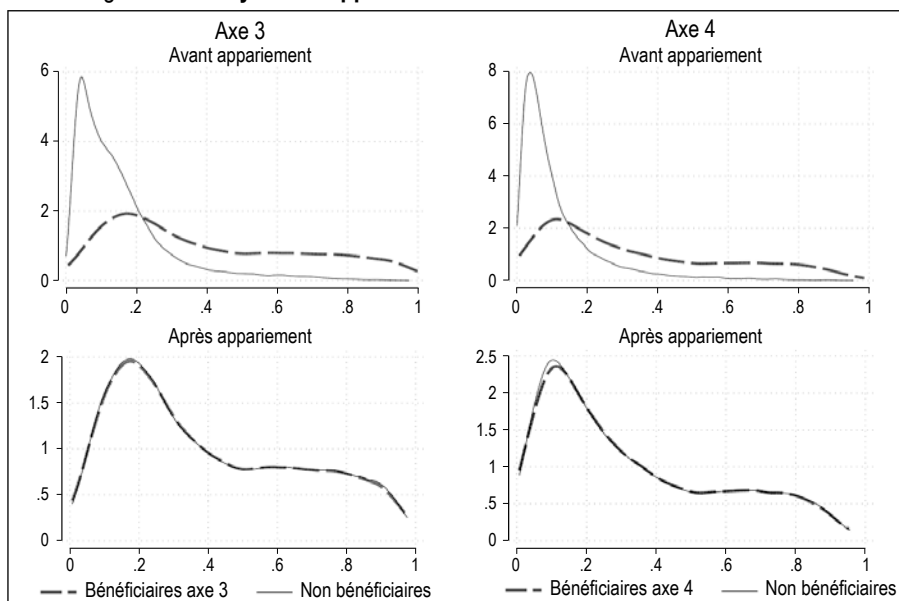
De plus, la zone de support commun est satisfaisante pour l'ensemble des dispositifs évalués. La figure V, représentant les distributions pour chacun des groupes avant et après appariement, confirme qu'il permet d'approcher la distribution du score de propension des communes bénéficiaires avec celles des communes non bénéficiaires appariées.

Figure IV – Distribution des biais standardisés (en %) des variables d'appariement pour les mesures de l'axe 3 et de l'axe 4, avant et après appariement sur le score de propension



Source : ASP-ODR, Insee ; calculs des auteurs.

Figure V – Analyse du support commun des mesures de l'axe 3 et l'axe 4



Source : ASP-ODR, Insee ; calculs des auteurs.

3. Résultats

3.1. L'attractivité économique

Si les mesures des axes 3 et 4 n'affichent pas l'objectif explicite de création d'emplois (cf. figure III), le levier de valorisation économique territoriale qui sous-tend certaines mesures vise à contribuer à en créer, en particulier la mesure de soutien aux microentreprises. La contribution à l'emploi est plus largement recherchée à travers la consolidation d'emplois permise par la modernisation, le développement et la diversification (mesure 311) des activités existantes (de tourisme – mesure 313, ou de services de

base – mesure 321), gage d'amélioration de la compétitivité des activités en milieu rural. Enfin, en mettant en réseau les acteurs autour d'une stratégie de territoire partagée, LEADER vise à développer de nouvelles coopérations locales ouvrant à de nouvelles opportunités d'activités potentiellement génératrices d'emplois. Le tableau 2 présente les résultats des estimations des effets propres des mesures de l'axe 3 et 4 relevant de l'amélioration de la qualité de vie en milieu rural et diversification non agricole (mesure 413).

Le premier résultat notable est un effet positif sur l'emploi total (tableau 2, col. (1)). Ce résultat

Tableau 2 – Effet moyen sur l'attractivité économique des communes bénéficiaires des mesures des axes 3 et 4

Différence du logarithme du nombre d'emplois entre 2007-2015	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Mesures de l'axe 3						Axe 4 Leader
	Ensemble des mesures axe 3	Diversification des activités non agricoles (311)	Création/développement microentreprise (312)	Promotion des activités touristiques (313)	Services de base pour l'éco. et la pop. (321)	Conservation et mise en valeur du patrimoine rural (323)	Mesures axe 3 mises en oeuvre via LEADER (413)
Emploi total	0.027*** (0.010)	0.030*** (0.013)	0.029*** (0.011)	0.043*** (0.018)	0.036*** (0.012)	-0.005 (0.025)	0.034*** (0.009)
Emploi présentiel	0.052*** (0.021)	0.0430* (0.022)	0.042 (0.024)	0.062*** (0.021)	0.062*** (0.013)	0.020 (0.042)	0.075*** (0.015)
Emploi productif	0.022 (0.023)	0.050* (0.026)	0.012 (0.060)	0.041 (0.056)	0.057* (0.029)	0.005 (0.062)	0.002 (0.029)
Emploi agricole	0.060 (0.049)	0.116*** (0.043)	0.133*** (0.059)	0.088 (0.097)	0.073 (0.060)	-0.015 (0.073)	0.024 (0.055)
Emplois administration-enseignement-santé	0.062*** (0.024)	0.113*** (0.043)	0.001 (0.059)	0.038 (0.061)	0.085*** (0.027)	0.060 (0.047)	0.093*** (0.025)
Emploi commerces et services	0.064*** (0.022)	0.059 (0.042)	0.026 (0.056)	0.083* (0.048)	0.021 (0.023)	0.030 (0.040)	0.044* (0.023)
Emploi industrie	0.052 (0.036)	0.032 (0.068)	0.037 (0.083)	0.079 (0.068)	0.089 (0.070)	0.061 (0.059)	0.035 (0.036)
Nombre de communes bénéficiaires	4 181	904	502	771	621	1 945	2 099

Source : traitement par les auteurs des données ASP-ODR

est significatif et d'un niveau non négligeable (2.7 points de pourcentage, p.p. ci-après) compte-tenu de la faiblesse relative des moyens affectés à ces mesures et du nombre de bénéficiaires (environ 21 000). La conjonction du soutien direct au développement et à la création de TPE, de la modernisation de leur outil de production, du développement des compétences et de l'organisation des acteurs, permet d'agir positivement sur l'emploi des zones rurales.

Les estimations des effets propres sur l'emploi par mesure mettent en évidence que toutes les mesures estimées, sauf celles relatives à la conservation et à la mise en valeur du patrimoine rural (323), contribuent positivement à la création d'emploi total avec une amplitude d'effet particulièrement significative pour la mesure de promotion des activités touristiques (+4.3 p.p. d'emploi total dans les communes ayant bénéficié de cette mesure).

Lorsque l'on s'intéresse aux secteurs d'emploi, à l'exception des mesures de diversification non agricoles des exploitations agricoles (mesure 311) et de soutien aux microentreprises (mesure 312), les mesures de l'axe 3 concernent principalement les secteurs des services, plus précisément celui des services à la personne. Les estimations montrent que le secteur de l'économie présentielle est le plus impacté positivement (+5 p.p.) par les mesures de l'axe 3 comme par celles de l'axe 4. Assez logiquement ce sont les projets soutenus par les mesures relatives au développement touristique (313) et au développement des services de base (321) qui contribuent à ces effets positifs, que ces projets

soient mis en œuvre dans le cadre de projet LEADER ou non. Ces résultats confortent la pertinence de développer les services en milieu rural pour les populations natives du territoire mais aussi les nouveaux habitants (Murdoch & Marsden, 1995).

Une analyse plus fine des estimations montre que, dans les catégories d'emplois composant l'économie présentielle, c'est dans les secteurs du commerce et des services marchands que les résultats sont les plus significatifs pour toutes les mesures de l'axe 3 sans que son origine puisse être liée à une mesure spécifique de façon très significative. L'effet propre sur les emplois des secteurs de l'administration, de l'enseignement et de la santé est également positivement associé, assez logiquement, à la mesure de l'axe 3 relative aux services de base ; cela peut être attribué à des actions telles que la mise en place de maisons médicales et de santé. Les projets financés par LEADER ont également un effet positif sur ces emplois. Les projets nettement plus nombreux sur les équipements en faveur de la jeunesse, de la culture et du sport ne relevant pas de ces secteurs, on peut émettre l'hypothèse que l'effet de LEADER sur les emplois publics et para-publics peut être lié au moins partiellement aux emplois de chargés de mission recrutés sur chaque territoire LEADER (1.5 ETP par territoire).

L'estimation des effets sur l'emploi productif ne fait pas apparaître de résultats significatifs des mesures de l'axe 3 prises dans leur ensemble, ni de LEADER. Les mesures 311 et 312 orientées sur les secteurs productifs ne semblent donc pas

contribuer à elles seules à améliorer la situation de l'emploi. Avec un peu moins de 4 500 bénéficiaires, on peut émettre l'hypothèse que l'ampleur de la mise en œuvre de ces mesures est insuffisante pour générer des effets positifs observables. Une autre explication réside dans le fait que la nature des projets soutenus par ces mesures correspond plus à des activités de commerces et services, particulièrement pour la mesure relative à la diversification des activités non agricoles (311).

Les estimations des effets sur les secteurs spécifiques de l'agriculture et de l'industrie ne révèlent pas de résultats significatifs à l'échelle de l'ensemble des mesures des axes 3 et 4, ce qui n'est en soit pas surprenant compte-tenu de l'orientation non sectorielle des soutiens financiers mobilisés dans ces axes. Une exception notable est toutefois observée : l'emploi agricole semble positivement impacté par les projets mis en œuvre dans le cas des mesures relatives à la diversification non agricole des exploitations agricoles (mesure 311) et aux microentreprises (mesure 312). Ce résultat semble confirmer la pertinence de la stratégie de diversification des activités pour conforter l'emploi agricole et/ou générer des nouveaux emplois liés à ces activités connexes d'agrotourismes, équestre ou d'hébergement et de restauration. Ce résultat est cohérent avec les estimations de valeur ajoutée générée et d'emploi créé dans le cadre des indicateurs de suivi de PDRH⁶.

Ces résultats montrent que l'approche LEADER semble générer un impact positif sur l'emploi, hypothèse déjà émise dans des travaux qualitatifs dès les années 2000 (Shucksmith, 2000). Cet impact contredit les réserves émises, notamment par la Cour des comptes européenne, quant au manque d'efficacité de ce programme et au coût administratif de sa gestion. Par ailleurs, ce résultat va à l'encontre des fréquentes recommandations de concentrer les moyens sur des projets de dimension plus importante, les projets LEADER étant en moyenne jusqu'à 3 à 5 fois inférieur en termes de montant d'aides pour la mesure 321 par exemple (Allaire *et al.*, 2018). Il semble que la plus faible taille des projets est compensée par la coordination des acteurs et la mise en cohérence territoriale de plusieurs projets favorisant la valorisation des ressources et les synergies entre activités.

En appliquant le taux de croissance de l'emploi total attribuable au programme (effet moyen sur les bénéficiaires) aux nombres d'emplois en 2007 dans les communes bénéficiaires des axes 3 (1 701 355 emplois) et 4 (989 911 emplois),

nous obtenons une mesure du nombre d'emplois créés (ou maintenus). Ainsi, nous estimons que les mesures de l'axe 3 et 4 ont permis de créer (ou maintenir) respectivement 46 000 et 33 000 emplois sur la période étudiée (2007-2015). Cette estimation est relativement imprécise comme on le voit avec les écarts-types des estimations : pour l'axe 3 (respectivement axe 4), une variation de +/- l'écart-type constitue une fourchette de 29 000 (resp. 25 000) à 63 000 (resp. 42 000) emplois. Au total, l'ensemble des mesures des axes 3 et 4 ont permis de créer (maintenir) plus d'emplois (79 000) que les ZFU, dont le nombre d'emplois créés est estimé entre 35 000 à 53 000 emplois (Givord *et al.*, 2018). C'est également largement au-dessus des résultats attribuables aux ZRR, pour lesquelles le nombre d'emplois créés ne dépasserait pas 6 000 emplois (calcul des auteurs à partir des résultats de Behaghel *et al.*, 2015).

Cependant, il est difficile de comparer des dispositifs, dont les montants budgétaires et les emprises territoriales sont différentes, sur leurs seuls résultats en termes d'emplois créés. Afin de comparer plus finement la contribution des mesures des axes 3 et 4 à d'autres dispositifs, nous calculons un coût par emploi créé. Ce coût est toutefois à prendre avec précaution au regard de la difficulté à tracer la totalité des dépenses publiques impliquées dans le programme (e.g. le système national de suivi financier ne permettant pas de tracer les financements de type *top-up*). La somme des montants dépensés dans les communes de notre échantillon est respectivement de 890 millions pour l'axe 3 et 595 millions d'euros pour l'axe 4 (données ASP-ODR). Nous estimons un coût de 19 800 € par emploi créé par l'axe 3 et de 18 000 € par emploi créé par l'axe 4. Le tableau A-5 en annexe présente les estimations du coût par emploi créé pour différents dispositifs, géographiquement ciblé ou non. Nous observons que le coût par emploi créé estimé pour les mesures des axes 3 et 4 est généralement plus faible que celui des politiques françaises basées sur les exonérations fiscales : par exemple pour les ZRR, le coût par emploi créé se situe autour de 70 000 €. Il apparaît également plus faible que le coût par emploi créé estimé par une majorité d'études évaluant les ZFU (~30 000 €) ou encore les baisses nationales sur les cotisations sociales

6. L'indicateur de résultat (R7) relatif à l'accroissement de la valeur ajoutée brute dans les entreprises soutenues donne une estimation d'une augmentation de valeur ajoutée de respectivement 18.3 M€ et 13.4 M€ pour les mesures 311 et 312. L'indicateur de résultat (R8) relatif au nombre brut d'emplois créés est estimé respectivement pour ces mêmes mesures à 408 et 268 emplois créés (Allaire *et al.*, 2018).

(~35 000 €). Pour le cas spécifique des ZFU, les études les plus récentes suggèrent un coût assez semblable (19 000 € pour Charnoz, 2018 ; entre 18 000 et 26 000 € pour Givord *et al.*, 2018). Une comparaison internationale confirme le faible coût par emploi créé, puisque les valeurs estimées pour la L488 en Italie (aide à l'investissement privé) se situe autour de 25 000 € (~45 000 € pour Cerqua & Pellegrini, 2014) et 22 000 € pour le *New Markets Tax Credits* aux États-Unis (Freedman, 2015).

3.2. L'attractivité résidentielle

L'attractivité résidentielle est plus complexe à appréhender, car contrairement à l'emploi, les mesures du PDRH n'interviennent pas directement sur l'accueil de nouveaux habitants. L'attractivité résidentielle résulte du comportement de mobilités entrantes et sortantes des habitants, qui dépend de nombreux facteurs. La Figure III met en évidence trois types de contributions des mesures des axes 3 et 4 pouvant influencer sur le solde migratoire de population et sur la variation globale de population (qui résulte de la combinaison des soldes migratoires et naturels). La première est l'amélioration de la satisfaction des habitants de manière à réduire leur envie de quitter le territoire pour une destination répondant mieux à leurs attentes. La majeure partie des mesures des axes 3 et 4 (tout particulièrement la mesure 321) y contribuent à travers l'élargissement de la gamme de services auxquels les habitants peuvent accéder, l'amélioration de la réponse à leurs attentes en matière de qualité et proximité dans les domaines alimentaires, récréatifs, culturels, mais aussi celui de la santé. Le second concerne le cadre de vie qui est un facteur déterminant de l'attraction de nouveaux habitants. Enfin, plusieurs mesures du

PDRH complètent les interventions thématiques par d'autres favorisant l'interconnaissance, la mobilisation collective et la coopération entre les acteurs locaux. Ce troisième type de contribution vise à renforcer la cohésion sociale interne du territoire et la capacité d'agir collectivement pour améliorer la qualité de vie et le bien-être des habitants. Tous ces facteurs peuvent se conjuguer pour contribuer positivement à la dynamique démographique.

Le tableau 3 présente les résultats de l'évaluation des effets moyens des mesures des axes 3 et 4 du PDRH sur l'attractivité résidentielle des communes bénéficiaires.

Le premier résultat est que l'ensemble des mécanismes sous-jacents à l'attractivité résidentielle qui viennent d'être rappelés apparaissent peu opérants dans le cadre de la mise en œuvre des mesures étudiées. Aucun des deux indicateurs d'attractivité retenus n'est significativement impacté par les mesures de l'axe 3 prises dans leur ensemble et un seul des deux l'est par les interventions réalisées dans le cadre d'un projet LEADER (mesure 413). L'analyse plus fine des résultats par mesure permet d'observer certains effets, mais globalement d'une ampleur plus faible que ceux observés sur les indicateurs d'emplois (toujours inférieur à 2.8 p.p. pour les estimations fortement significatives pour les premiers, alors qu'elle atteint 7.5 p.p. pour l'un des indicateurs d'emploi).

Un second résultat est que le taux de migration, dont on pouvait attendre qu'il soit le premier impacté positivement par les mesures, ne l'est que par les actions de promotion des activités touristiques, alors que l'indicateur plus global de variation de la population globale répond

Tableau 3 – Effet moyen sur l'attractivité résidentielle des communes bénéficiaires des mesures des axes 3 et 4

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Mesures de l'axe 3						Axe 4 Leader
	Ensemble des mesures axe 3	Diversification des activités non agricoles (311)	Création/développement microentreprise (312)	Promotion des activités touristiques (313)	Services de base pour l'éco. et la pop. (321)	Conservation et mise en valeur du patrimoine rural (323)	Mesures axe 3 mises en œuvre via LEADER (413)
Différence de log population totale 2007-2015	0.00516 (0.00347)	0.011** (0.006)	0.021** (0.010)	0.028*** (0.005)	0.016*** (0.006)	-0.002 (0.004)	0.009*** (0.003)
Taux de migration entre 2010 et 2015	0.000287 (0.00173)	0.005* (0.003)	0.008 (0.005)	0.019*** (0.003)	0.001 (0.002)	0.001 (0.003)	-0.003 (0.002)
Nombre de communes bénéficiaires	4 181	904	502	771	621	1 945	2 099

Source : Traitement par les auteurs des données ASP-ODR.

positivement à trois mesures : promotion des activités touristiques (313), services de base (321) et actions LEADER (413). Il peut s'agir d'une explication technique, liée à la faible ampleur de variation moyenne de ce taux de migration et les forts écarts-type observés à l'échelle communale rendant l'estimation plus imprécise.

Par ailleurs, les estimations des effets moyens des mesures de développement rural du PDRH ont plusieurs résultats intéressants. Premièrement, sur les deux mesures les plus significatives en termes de moyens financiers engagés, c'est celle relative à la promotion des activités touristiques (mesure 313) qui génère les effets les plus probants sur l'attractivité résidentielle en impactant positivement le taux de solde migratoire en moyenne de +1.9 p.p. et la variation de population totale de +2.8 p.p. en moyenne. On peut faire l'hypothèse ici que l'impact résidentiel est une conséquence des consolidations et/ou créations d'emplois identifiés dans la section précédente.

Deuxièmement, de façon plus modeste, l'amélioration des services de base (mesure 321) a un effet significatif sur la variation de population (+1.6 p.p. en moyenne), mais sans que ses effets sur l'attractivité de nouveaux habitants ou la réduction des migrations sortantes ne puissent être établis. Ce résultat est cohérent avec les analyses de l'évaluation ex-post du PDRH, qui estiment qu'environ 1 million d'habitants bénéficient de l'amélioration de la qualité et de l'accès aux services grâce aux projets financés par cette mesure (Allaire *et al.*, 2018).

Troisièmement, la mise en œuvre des actions de l'axe 3 dans le cadre de LEADER, conduisent, malgré leur plus faible dimension, à influencer positivement la variation de population, bien que l'impact soit d'une faible ampleur (+0.9 p.p. en moyenne).

Quatrièmement, les estimations concluent à l'absence d'effet des actions de mise en valeur du patrimoine rural (mesure 323) sur l'attractivité résidentielle. Leurs impacts sur le cadre de vie ne semblent ainsi pas confirmés, ou tout du moins pas d'une ampleur suffisante pour attirer de nouveaux habitants.

Enfin, les estimations montrent que les effets des mesures davantage orientées sur les secteurs productifs (mesures 311 et 312) n'ont pas un effet avéré sur l'attractivité de population.

3.3. Analyse de robustesse et hétérogénéité spatiale des effets

Pour analyser la robustesse de nos résultats principaux, nous testons tout d'abord si les axes 3 et 4

engendrent des effets de déplacement. Puis dans un second temps, nous testons la sensibilité de nos résultats à la présence de variables de résultats prétraitement dans l'ensemble de nos variables d'appariement. Enfin, nous proposons d'explorer l'hétérogénéité des effets du programme entre les communes bénéficiaires localisées en zone de montagne (loi n° 85-30 du 9 janvier 1985) et les autres communes bénéficiaires.

Comme souligné par Hanson & Rohlin (2013) et Behaghel *et al.* (2015), les politiques géographiquement ciblées peuvent générer des effets de déplacement de l'activité du voisinage des zones bénéficiaires⁷. Nous estimons la présence d'effet de déplacement pour l'ensemble des mesures des axes 3 et 4 comme précédemment, à l'aide d'une approche en doubles différences avec appariement sur le score de propension. Nos estimations ne montrent pas d'effets significatifs du dispositif sur les communes voisines des communes bénéficiaires (voir tableau A-2 en annexe). De manière similaire à la politique de cohésion (Giua, 2017 ; Turpin *et al.*, 2017) ou encore la L488 italienne (Cerqua & Pellegrini, 2022), les mesures des axes 3 et 4 ne semblent pas générer d'effet de déplacement de l'attractivité autour des communes bénéficiaires. Ces résultats convergents suggèrent que les politiques territorialisées d'aide à l'investissement public et/ou privé ne génèrent pas d'effet de déplacement, contrairement aux politiques d'exonérations fiscales.

Si ajuster les communes bénéficiaires et appariées par des dynamiques de population prétraitement est couramment utilisé dans le cadre d'une approche par score de propension, cette pratique peut engendrer un biais (Chabé-Ferret, 2015). Le tableau A-3 en annexe présente les estimations des mesures des axes 3 et 4 sur l'attractivité résidentielle sans ajustement par ces dynamiques prétraitement. Les résultats sont très similaires à ceux de nos estimations principales (cf. tableau 3).

Enfin, nous estimons les effets des axes 3 et 4 séparément pour les communes bénéficiaires en zone de montagne et les communes bénéficiaires hors zone de montagne (voir annexe, tableau A-4). Nous observons que les mesures de l'axe 3 ont un effet sur l'emploi plus marqué hors zone de montagne (e.g. 4.5 p.p. pour l'emploi total) qu'en zone de montagne (2.5 p.p. pour l'emploi total). Au contraire, les mesures de l'axe 4 semblent affecter plus fortement l'emploi des communes en zone de montagne (5.9 p.p.)

7. Nous avons défini le voisinage à l'aide de la contiguïté géographique.

que les communes hors zone de montagne (3.6 p.p.). Ce résultat peut être interprété par l'importance relative des projets LEADER proposés par les communautés montagnardes et valorisant l'innovation et les solidarités locales pour le maintien des emplois dans ces zones défavorisées (Dax & Oedl-Wieser, 2016).

Comme pour nos résultats principaux (cf. tableau 2), l'effet sur l'emploi est principalement concentré sur l'emploi présentiel. Enfin, nous observons que les mesures des axes 3 et 4 influencent significativement, mais d'une ampleur limitée, l'évolution de la population pour les seules communes hors zone de montagne (voir tableau A-4 en annexe).

* *
*

Cet article met en évidence, à partir d'une approche par appariement sur score de propension, des effets positifs des mesures d'amélioration des conditions de vie et de diversification de l'économie rurale sur l'emploi total et plus particulièrement sur les emplois de l'économie présentielle (commerces, services à la population santé, enseignement, administration). Les effets attendus des mesures visant à améliorer les conditions de vie (accès à l'emploi, aux produits et services de qualité et de proximité), le cadre de vie (patrimoine naturel et culturel) et la cohésion sociale et territoriale sur l'attractivité résidentielle ne sont pas aussi marqués, mais sont significatifs pour les communes à vocation touristique.

Ces résultats sont importants à plusieurs titres. Ce sont tout d'abord les premiers travaux d'évaluation d'impact appliqués aux axes 3 et 4 de la politique de développement rural en France. Ils confortent les conclusions des évaluations institutionnelles essentiellement basées sur des méthodes contributives issues d'analyses qualitatives. Ensuite, ils apportent des éléments d'appréciation des impacts d'une politique de développement faiblement dotée budgétairement (1.7 milliard d'euros sur six ans, soit moins de 3 % de l'ensemble du soutien apporté par la politique agricole commune et représentant un soutien public d'environ 25 € par habitant) et dont l'efficacité est souvent questionnée.

Par ailleurs, ces résultats tendent à confirmer la pertinence des soutiens publics à la diversification de l'économie locale et améliorant les

conditions de vie en milieu rural. Ils montrent que les territoires ruraux disposent de ressources naturelles, matérielles et organisationnelles suffisantes pour générer leurs propres capacités de développement. Le programme LEADER, si souvent décrié pour le coût administratif élevé de la gestion des faibles moyens d'intervention qui lui sont affectés, semble positivement contribuer à des effets positifs sur l'emploi et la dynamique de population. Si cette recherche n'avait pas pour but de montrer la valeur ajoutée de l'approche ascendante de LEADER par rapport à l'approche descendante de mise en œuvre des mesures de l'axe 3, elle confirme certains impacts produits par ce dispositif.

Ces résultats doivent également conduire à interroger les arbitrages financiers entre les divers instruments des politiques publiques concernant les territoires ruraux. Alors que les effets du premier pilier de la PAC sur l'emploi et l'environnement sont régulièrement questionnés, les moyens consacrés aux mesures de développement rural restent faibles. Les moyens affectés au second pilier de la PAC pour 2014-2020 ont certes légèrement augmenté, mais principalement au profit des exploitations en zones de montagne. Les perspectives concernant la future PAC 2023-2027 n'annoncent pas de bouleversements et les mesures de développement rural du futur second pilier pourraient pâtir de la priorité accordée aux mesures assurantielles agricole.

L'évaluation du PDRH a mis en évidence l'importante adaptation régionale des modalités de mise en œuvre. À l'aube de la prochaine programmation, les conseils régionaux – qui ont désormais la charge du pilotage d'une grande partie des mesures de développement rural – ont un rôle important à jouer en incitant les populations éligibles à monter des projets, mais aussi renforçant la complémentarité avec les autres politiques régionales.

Pour la suite, dans un contexte de mise en œuvre du « Green Deal », la contribution des mesures de développement rural aux enjeux globaux de changement climatique, de préservation de la biodiversité, doit être poursuivie. Malgré la complexité des enjeux méthodologiques soulevés, il est important d'approfondir l'analyse et l'évaluation des impacts de mesures de développement rural sur les composantes essentielles que sont l'atténuation du changement climatique, la préservation, voire la reconstitution de la biodiversité dans une perspective de durabilité économique et sociale. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/6530522/ES534-35_Berriet-Sollicec_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Abildtrup, J., Hilal, M., Piguet, V. & Schmitt, B. (2018).** Determinants of local population growth and economic development in France between 1990 and 2006. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 2018(1), 91–128. <https://doi.org/10.3917/reru.181.0091>
- Allaire, G., Barbut, L. & Forget, V. (2018).** Évaluation *ex post* du programme de développement rural hexagonal (PDRH) 2007-2013 : principaux résultats et impacts. Centre d'études et de prospective, *Analyse* N° 118. <https://agriculture.gouv.fr/evaluation-ex-post-du-programme-de-developpement-rural-hexagonal-pdrh-2007-2013-principaux>
- Behaghel, L., Lorenceau, A. & Quantin, S. (2015).** Replacing Churches and Mason Lodges? Tax Exemptions and Rural Development. *Journal of Public Economics*, 125, 1–15. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2015.03.006>
- Berriet-Sollic, M. (2013).** Quelle place pour le deuxième pilier entre tensions financières, enjeux économiques et sociaux et revendications environnementales ? In: Trouvé, A., Berriet-Sollic, M. & Lépicié, D. (Ed.), *Le développement rural en Europe : Quel avenir pour le deuxième pilier de la Politique agricole commune ?* pp. 21–46. Bruxelles: PEI Peter Lang.
- Bijker, R. A. & Haartsen, T. (2012).** More than counter-urbanisation: Migration to popular and less-popular rural areas in the Netherlands. *Population, Space and Place*, 18(5), 643–657. <https://doi.org/10.1002/psp.687>
- Blomquist, J. & Nordin, M. (2017).** Do the CAP subsidies increase employment in Sweden? Estimating the effects of government transfers using an exogenous change in the CAP. *Regional Science and Urban Economics*, 63, 13–24. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2016.12.001>
- Bouayad-Agha, S., Turpin, N. & Védrine, L. (2013).** Fostering the development of European regions: A spatial dynamic panel data analysis of the impact of cohesion policy. *Regional Studies*, 47(9), 1573–1593. <https://doi.org/10.1080/00343404.2011.628930>
- Briant, A., Lafourcade, M. & Schmutz, B. (2015).** Can tax breaks beat geography? Lessons from the French enterprise zone experience. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(2), 88–124. <https://doi.org/10.1257/pol.20120137>
- Busso, M., Gregory, J. & Kline, P. (2013).** Assessing the incidence and efficiency of a prominent place based policy. *American Economic Review*, 103(2), 897–947. <https://doi.org/10.1257/aer.103.2.897>
- Camaioni, B., Esposti, R., Pagliacci, F. & Sotte, F. (2016).** How does space affect the allocation of the EU Rural Development Policy expenditure? A spatial econometric assessment. *European Review of Agricultural Economics*, 43(3), 433–473. <https://doi.org/10.1093/erae/jbv024>
- Caliendo, M. & Kopeinig, S. (2008).** Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31–72. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x>
- Carlino, G. A. & Mills, E. S. (1987).** The determinants of county growth. *Journal of Regional Science*, 27(1), 39–54. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.1987.tb01143.x>
- Cerqua, A. & Pellegrini, G. (2014).** Do subsidies to private capital boost firms' growth? A multiple regression discontinuity design approach. *Journal of Public Economics*, 109, 114–126. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2013.11.005>
- Cerqua, A. & Pellegrini, G. (2022).** Decomposing the employment effects of investment subsidies. *Journal of Urban Economics*, 128, 103408. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2021.103408>
- Chabé-Ferret, S. (2015).** Analysis of the bias of matching and difference-in-difference under alternative earnings and selection processes. *Journal of Econometrics*, 185(1), 110–123. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2014.09.013>
- Chabé-Ferret, S. & Subervie, J. (2013).** How much green for the buck? Estimating additional and windfall effects of French agro-environmental schemes by DID-matching. *Journal of Environmental Economics and Management*, 65(1), 12–27. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2012.09.003>
- Charnoz, P. (2018).** Do Enterprise Zones Help Residents? Evidence from France. *Annales d'Économie et de Statistique*, (130), 199–225. <https://doi.org/10.15609/annaeconstat2009.130.0199>
- Colletis, G. & Pecqueur, B. (1993).** Intégration des espaces et quasi-intégration des firmes : vers de nouvelles rencontres productives ? *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 3, 489–508.
- Dax, T. & Oedl-Wieser, T. (2016).** Rural innovation activities as a means for changing development perspectives—An assessment of more than two decades of promoting LEADER initiatives across the European Union. *Studies in Agricultural Economics*, 118, 30–37. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.234971>
- Dehejia, R. H. & Wahba, S. (1999).** Causal effects in nonexperimental studies: Reevaluating the evaluation of training programs. *Journal of the American Statistical Association*, 94(448), 1053–1062. <https://doi.org/10.2307/2669919>

- Dissart, J.-C., Aubert, F. & Lépicier, D. (2011).** Analysing the Distribution of Population-based Employment in France. *Regional Studies*, 46(9), 1137–1152. <https://doi.org/10.1080/00343404.2011.559218>
- Dwyer, J., Ward, N., Lowe, P. & Baldock, D. (2007).** European Rural Development under the Common Agricultural Policy's "Second Pillar": Institutional Conservation and Innovation. *Regional Studies*, 41(7), 873–887. <https://doi.org/10.1080/00343400601142795>
- Einiö, E. & Overman, H. G. (2020).** The effects of supporting local business: Evidence from the UK. *Regional Science and Urban Economics*, 83, 103500. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2019.103500>
- Freedman, M. (2015).** Place-based programs and the geographic dispersion of employment. *Regional Science and Urban Economics*, 53, 1–19. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2015.04.002>
- Giua, M. (2017).** Spatial discontinuity for the impact assessment of the EU regional policy: The case of Italian objective 1 regions. *Journal of Regional Science*, 57(1), 109–131. <https://doi.org/10.1111/jors.12300>
- Givord, P., Rathelot, R. & Sillard, P. (2013).** Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program. *Regional Science and Urban Economics*, 43(1), 151–163. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2012.06.006>
- Givord, P., Quantin, S. & Trevien, C. (2018).** A long-term evaluation of the first generation of French urban enterprise zones. *Journal of Urban Economics*, 105, 149–161. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2017.09.004>
- Hanson, A. & Rohlin, S. (2013).** Do spatially targeted redevelopment programs spillover? *Regional Science and Urban Economics*, 43(1), 86–100. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2012.05.002>
- Henry, M. S., Schmitt, B. & Pigué, V. (2001).** Spatial econometric models for simultaneous systems: Application to rural community growth in France. *International Regional Science Review*, 24(2), 171–193. <https://doi.org/10.1177/016001701761013169>
- Hilal, M., Barczak, A., Tourneux, F.-P., Schaeffer, Y. & Houdart, M. (2011).** Typologie des campagnes françaises et des espaces à enjeux spécifiques (littoral, montagne). Rapport pour la DATAR.
- Imbens, G. W. & Wooldridge, J. M. (2009).** Recent developments in the econometrics of program evaluation. *Journal of Economic Literature*, 47(1), 5–86. <https://doi.org/10.1257/jel.47.1.5>
- Irwin, E. G., Isserman, A. M., Kilkenny, M. & Partridge, M. D. (2010).** A century of research on rural development and regional issues. *American Journal of Agricultural Economics*, 92(2), 522–553. <https://www.jstor.org/stable/40648001>
- Kline, P. & Moretti, E. (2014).** Local economic development, agglomeration economies, and the big push: 100 years of evidence from the Tennessee Valley Authority. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(1), 275–331. <https://doi.org/10.1093/qje/qjt034>
- Lépicier, D. & Védrine, L. (2016).** L'évaluation comme outil d'aide à la décision : l'exemple de l'évaluation *ex post* du programme Objectif 5b. In : Blancard, S., Détang-Dessendre, C., Renahy, N., *Campagnes contemporaines. Enjeux économiques*, pp. 141–154. Paris: Éditions QUAE.
- Malgouyres, C. & Py, L. (2016).** Les dispositifs d'exonérations géographiquement ciblées bénéficient-ils aux résidents de ces zones ? *Revue économique*, 67(3), 581–614. <https://doi.org/10.3917/reco.673.0581>
- Mayer, T., Mayneris, F. & Py, L. (2017).** The impact of Urban Enterprise Zones on establishment location decisions and labor market outcomes: evidence from France. *Journal of Economic Geography*, 17(4), 709–752. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbv035>
- Michalek, J., Ciaian, P. & Kancs, D. A. (2016).** Investment crowding out: Firm-level evidence from northern Germany. *Regional Studies*, 50(9), 1579–1594. <https://doi.org/10.1080/00343404.2015.1044957>
- Murdoch, J. & Marsden, T. (1995).** *Reconstituting Rurality*. London: UCL Press. <https://doi.org/10.4324/9780203973523>
- Neumark, D. & Kolko, J. (2010).** Do enterprise zones create jobs? Evidence from California's enterprise zone program. *Journal of Urban Economics*, 68(1), 1–19. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2010.01.002>
- Rosenbaum, P. R. & Rubin, D. B. (1983).** The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41–55. <https://doi.org/10.1093/biomet/70.1.41>
- Rubin, D. B. (2005).** Causal inference using potential outcomes: Design, modeling, decisions. *Journal of the American Statistical Association*, 100(469), 322–331. <https://doi.org/10.1198/016214504000001880>
- Schirmer, P., Van Eggermond, M. A. B. & Axhausen, K. W. (2014).** The Role of Location in Residential Location Choice Model: A Review of Literature. *The Journal of Transport and Land Use*, 7(2), 3–21. <https://doi.org/10.3929/ethz-b-000080698>
- Shucksmith, M. (2000).** Endogenous development, social capital and social inclusion: perspectives from Leader in the UK. *Sociologia Ruralis*, 40(2), 208–218. <https://doi.org/10.1111/1467-9523.00143>
- Smith, J. A. & Todd, P. E. (2005).** Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators? *Journal of econometrics*, 125(1-2), 305–353. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.04.011>

Stephens, H. M. & Partridge, M. D. (2011). Do entrepreneurs enhance economic growth in lagging regions? *Growth and Change*, 42(4), 431–465. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2257.2011.00563.x>

Stuart, E. A. (2010). Matching methods for causal inference: A review and a look forward. *Statistical Science*, 25(1), 1. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00655.x>

Turpin, N., Bouayad-Agha, S., Védrine, L., Perret, E., Vollet, D. & Lenain, M.-A. (2017). Politique d'accueil de nouvelles populations dans le Massif central et dynamisation des territoires. Une évaluation quantitative et qualitative. *Économie rurale*, 361, 23–48. <https://doi.org/10.4000/economierurale.5301>

Van der Ploeg, J. D., Renting, H., Brunori, G., Knickel, K. & Mannion, J., ..., & Ventura, F. (2000). Rural Development: From Practices and Policies towards Theory. *Sociologia Ruralis*, 40(4), 391–408. <https://doi.org/10.1111/1467-9523.00156>

Tableau A-1 – Présentation des variables d'appariement

Variables d'appariement	Années	Source
Solde migratoire de population	1990-1999 1999-2006	Insee RP-2006
Taux de variation de la population	1990-1999 2000-2006	Insee RP-2006
Altitude moyenne		BD topo
Temps d'accès aux équipements de la gamme intermédiaire (et son carré)	2006	Odomatrix, CESAER à partir de la Base Permanente des équipements
Temps d'accès aux équipements de la gamme de proximité (et son carré)	2006	Odomatrix, CESAER à partir de la Base Permanente des équipements
Temps d'accès à l'agglomération de plus de 100 000 habitants la plus proche	2006	Odomatrix, CESAER
Temps d'accès à l'échangeur le plus proche	2000	Odomatrix, CESAER
Score d'équipement de la gamme intermédiaire	2006	CESAER à partir de la Base Permanente des équipements
Score d'équipement de la gamme de proximité	2006	CESAER à partir de la Base Permanente des équipements
Appartenance de la commune à un PNR	2012	Observatoire des territoires
Commune éligible au dispositif ZRR	1995 ; 2006	Observatoire des territoires
Montant des dépenses publiques axe 1 du PDRH	2007-2013	ASP--ODR
Densité de population	2006	Insee RP-2006
Part des emplois par secteur dans l'emploi total	2006	Insee
Part des emplois présents dans l'emploi total	2006	Insee
Concentration en particules fines (pm10)	2006	PREV'AIR
Présence d'une gare	2003	SNCF
Part de la population ayant un diplôme de l'enseignement supérieur	2006	Insee RP-2006
Taux d'emploi	2006	Insee RP-2006
Part de la population par catégorie socioprofessionnelle (8 catégories)	2006	Insee RP-2006
Revenu fiscal par foyer	2006	DGF
Potentiel fiscal	2006	Observatoire des territoires
Appartenance à un « Pays »	2003	Observatoire des territoires
Variable muette=1 si le maire de la commune est également parlementaire (Député ou Sénateur)	2007	CESAER
Classification selon le zonage en Aires Urbaines	2011	Insee
Part des surfaces artificialisées	2006	CLC
Part des surfaces agricoles	2006	CLC
Part des surfaces en forêt	2006	CLC

Source : auteurs.

Tableau A-2 – Effet moyen sur l'attractivité économique des communes contiguës aux communes bénéficiaires des mesures des axes 3 et 4

Différence du logarithme du nombre d'emplois entre 2007-2015	Mesures de l'axe 3	Axe 4 Leader
Emploi total	-0.004 (0.012)	0.003 (0.056)
Emploi présentiel	-0.004 (0.028)	0.004 (0.006)
Emploi productif	-0.024 (0.032)	-0.045 (0.037)
Emploi agricole	-0.005 (0.039)	-0.007 (0.046)
Emplois administration-enseignement-santé	0.001 (0.046)	0.181 (0.074)
Emploi commerces et services	0.004 (0.049)	-0.001 (0.001)
Emploi industrie	-0.0171 (0.045)	0.012 (0.039)
Différence de log population totale 2007-2015	0.001 (0.002)	-0.004 (0.008)
Taux de migration entre 2010 et 2015	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.003)

Source : traitement par les auteurs des données ASP-ODR.

Tableau A-3 – Effet moyen sur l'attractivité résidentielle des communes bénéficiaires des mesures des axes 3 et 4 (en excluant les variables de résultats prétraitement de l'ensemble des variables d'appariement)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Mesures de l'axe 3						Axe 4 Leader
	Ensemble des mesures axe 3	Diversification des activités non agricoles (311)	Création/développement microentreprise (312)	Promotion des activités touristiques (313)	Services de base pour l'éco. et la pop. (321)	Conservation et mise en valeur du patrimoine rural (323)	Mesures axe 3 mises en oeuvre via LEADER (413)
Différence de log population totale 2007-2015	0.0054 (0.0033)	0.012** (0.005)	0.027** (0.081)	0.013*** (0.005)	0.023*** (0.008)	-0.005 (0.005)	0.003 (0.003)
Taux de migration entre 2010 et 2015	0.0027 (0.0018)	0.009*** (0.003)	0.007* (0.004)	0.019 (0.003)	0.001 (0.003)	0.002 (0.003)	-0.001 (0.002)
Nombre de communes bénéficiaires	4 181	904	502	771	621	1 945	2 099

Source : traitement par les auteurs des données ASP-ODR.

Tableau A-4 – Effet moyen sur l'attractivité économique des communes bénéficiaires des mesures des axes 3 et 4

Différence du logarithme du nombre d'emplois entre 2007-2015	(1)	(2)	(3)	(4)
	Mesures de l'axe 3		Axe 4 Leader	
	Zone Montagne	Hors zone montagne	Zone Montagne	Hors zone montagne
Emploi total	0.025* (0.014)	0.045*** (0.001)	0.059** (0.026)	0.036*** (0.012)
Emploi présentiel	0.054* (0.029)	0.079*** (0.017)	0.011*** (0.048)	0.065*** (0.017)
Emploi productif	0.066 (0.082)	0.041* (0.021)	0.001 (0.089)	0.027 (0.025)
Emploi agricole	0.050 (0.12)	0.063** (0.031)	0.030 (0.125)	0.092 (0.062)
Emplois administration-enseignement-santé	0.097 (0.105)	0.089*** (0.034)	0.181*** (0.074)	0.081*** (0.032)
Emploi commerces et services	0.194 (0.140)	0.070** (0.28)	0.114 (0.106)	0.050 (0.041)
Emploi industrie	0.118 (0.132)	0.066 (0.045)	0.203 (0.128)	0.056 (0.049)
Différence de log population totale 2007-2015	-0.004 (0.007)	0.008** (0.004)	-0.002 (0.007)	0.010** (0.005)
Taux de migration entre 2010 et 2015	0.003 (0.004)	0.002* (0.001)	-0.005 (0.006)	-0.001 (0.001)

Source : traitement par les auteurs des données ASP-ODR.

Tableau A-5 – Comparaison des coûts par emploi créé avec différents programmes emblématiques

Étude	Dispositif évalué	Ciblage territorial	Coût par emploi créé (€)
Freedman (2015)	<i>New Markets Tax Credits</i> (MNTC, USA)	oui	22 000
Givord <i>et al.</i> (2018)	ZFU	oui	Entre 18 000 et 26 000
Gobillon <i>et al.</i> (2012)	ZFU (région parisienne)	oui	95 000
Rathelot & Sillard (2008)	ZFU	oui	31 000 [11 000 ; 73 000]
Behaghel <i>et al.</i> (2015)	ZRR	oui	70 000
Charnoz (2018)	ZFU	oui	19 000
Bunel <i>et al.</i> (2012)	Exonérations générales sur les cotisations sociales	non	Entre 34 000 et 42 000
Crépon & Desplatz (2001)	Exonération charges sociales sur les bas salaires	non	Entre 11 000 et 29 000
Cerqua & Pellegrini (2022)	L488 (Italie)	oui	25 500
Cerqua & Pellegrini (2014)	L488 (Italie)	oui	Entre 46 000 et 77 000
Blomquist & Nordin (2017)	PAC, découplage des aides (Suède)	non	26 000

Source : synthèse faite par les auteurs.

Impact sur la pollution de l'air des restrictions d'activité liées à la Covid-19 : apports méthodologiques dans l'évaluation économique des effets de long terme sur la mortalité

Impact of COVID-19 Activity Restrictions on Air Pollution: Methodological Considerations in the Economic Valuation of the Long-Term Effects on Mortality

Olivier Chanel*

Résumé – Cet article propose une approche intégrant le temps de latence dans le processus d'évaluation de la mortalité de long terme et dans sa valorisation économique, suite à un choc transitoire. Il l'applique aux conséquences des restrictions d'activité en lien avec la Covid-19 au printemps 2020 sur la pollution de l'air ambiant en France. Ces conséquences sont évaluées en termes d'années de vie gagnées (AVG) ainsi qu'en termes monétaires pour deux indicateurs de pollution de l'air. Cette approche est comparée à une estimation standard par différence. Elle conduit à des résultats inférieurs d'un facteur 3.7 à 5.5 pour les AVG et, du fait de l'influence additionnelle de l'actualisation, à une valorisation économique inférieure d'un facteur 4.7 à 6.9. Ces résultats indiquent qu'une évaluation adaptée des bénéfices sanitaires de long terme, puis leur traduction en termes monétaires, est essentielle pour comparer les conséquences à long terme de politiques ou de chocs exogènes transitoires.

Abstract – This article offers an approach incorporating latency into the process for evaluating long-term mortality and into its economic valuation, following a temporary impact. It is applied to the effects of COVID-19 activity restrictions, in the spring of 2020, on ambient air pollution in France. These effects are evaluated in terms of Life Years Gained (LYG) and in monetary terms for two air pollution indicators. This approach is compared to a standard estimate on the basis of difference. It gives results that are lower by a factor of 3.7 to 5.5 for LYG and, on account of the additional effect of discounting, gives an economic valuation that is lower by a factor of 4.7 to 6.9. These results show that an adapted valuation of the long-term health benefits, then their translation into monetary terms, is essential in order to compare the long-term consequences of temporary exogenous impacts or policies.

Codes JEL / JEL Classification : C18, I1, Q51, Q53

Mots-clefs : Covid-19, mortalité de long terme, restrictions d'activité, pollution de l'air, évaluation économique

Keywords: COVID-19, long-term mortality, activity restrictions, air pollution, economic valuation

*Aix-Marseille Univ, CNRS, AMSE, Marseille, France. Correspondance : olivier.chanel@univ-amu.fr

L'auteur remercie Lucie Adélaïde, Guillaume Boulanger, Augustin Colette, Sylvia Medina, Mathilde Pascal et Véréne Wagner pour des échanges fructueux, ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs suggestions pertinentes. Ce travail a bénéficié d'une aide de l'État gérée par l'Agence nationale de la recherche au titre du Programme d'investissements d'avenir portant la référence ANR-17-EURE-0020 et de l'Initiative d'excellence d'Aix-Marseille Université – A*MIDEX.

Reçu en octobre 2021, accepté en mars 2022.

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

Citation: Chanel, O. (online 19 May 2022). Impact of COVID-19 Activity Restrictions on Air Pollution: Methodological Considerations in the Economic Valuation of the Long-Term Effects on Mortality. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 534-35, 103–118 (First published online: May 2022). doi: 10.24187/ecostat.2022.534.2081

Au-delà de ses impacts directs sur la morbidité et la mortalité, la Covid-19 a occasionné des changements radicaux dans les modes de vie des populations depuis mars 2020. Comme la plupart des pays (Liu *et al.*, 2021), la France a connu des restrictions d'activité au printemps 2020. Leurs nombreuses conséquences négatives – sociales, éducatives, professionnelles et sanitaires – sont susceptibles d'accroître les inégalités socioéconomiques au sein de la population, et ne peuvent encore s'évaluer pleinement (Bambra *et al.*, 2020 ; Tisdell, 2020 ; Brodeur *et al.*, 2021b). D'un point de vue sanitaire, il s'agit de la dégradation de la santé mentale, de la baisse de l'activité physique, des pertes de chance en termes de santé liées au déficit de suivi des malades chroniques et aux déprogrammations d'opérations chirurgicales, de la modification des habitudes alimentaires, de l'exposition accrue à l'air intérieur ou de pertes de bien-être liées au confinement (Brodeur *et al.*, 2021a ; Hrynick *et al.*, 2021 ; Le & Nguyen, 2021 ; Molina-Montes *et al.*, 2021). Certaines conséquences du confinement furent en revanche positives, puisque les restrictions d'activités se sont accompagnées d'une baisse des accidents de la route (environ 720 décès et 14 900 blessés de moins entre 2020 et 2019 en France, cf. ONISR, 2021) et d'une diminution des concentrations ambiantes de certains polluants atmosphériques et des effets sanitaires associés.

Cet article traite des conséquences de cette diminution sur la mortalité à long terme. Si la mortalité de court terme a été largement étudiée (Bherwani *et al.*, 2020 ; Chen *et al.*, 2020 ; Wang *et al.*, 2020 ; Liu *et al.*, 2021 ; Sannigrahi *et al.*, 2021 ; Venter *et al.*, 2021), celle de long terme le fut moins (voir toutefois Giani *et al.*, 2020 ; Adélaïde *et al.*, 2021b ; Hao *et al.*, 2021). Lorsqu'elle le fut, les résultats obtenus n'étaient toutefois pas adaptés à l'évaluation économique. En effet, ces études ont évalué les effets sur la mortalité à partir de deux situations – avec et sans confinement – et les ont calculés par différence entre ces deux situations sur une période donnée, *ceteris paribus*. Cette approche standard par différence, claire, simple et instructive, est parfaitement adaptée aux effets de court terme. Elle trouve toutefois ses limites pour les effets de long terme, parce qu'elle ne prend pas en compte le caractère cumulatif de l'exposition, qui dicte la répartition temporelle des bénéfices sanitaires. Dès lors, négliger ce temps de latence lors de l'évaluation de l'impact sanitaire entraîne des répercussions sur la valorisation économique des bénéfices futurs, qui s'amplifient par le jeu de l'actualisation.

Nous proposons donc une approche qui intègre le temps de latence lors de l'évaluation des impacts d'un choc transitoire sur la mortalité à long terme, et sa valorisation économique. Nous l'appliquons aux baisses des concentrations de deux polluants atmosphériques observées en France métropolitaine en 2020 : les particules fines $PM_{2.5}$ (de diamètre aérodynamique inférieur à $2.5 \mu m$) et le dioxyde d'azote (NO_2). Nous trouvons que l'approche standard par différence conduit à des résultats en termes d'années de vie gagnées (AVG) bien supérieurs à ceux obtenus avec l'approche que nous proposons, d'un facteur 3.7 pour les $PM_{2.5}$ et 5.5 pour le NO_2 . Du fait de l'influence de l'actualisation lors de la valorisation économique, ces facteurs s'élèvent respectivement à 4.7 et 6.9. De façon générale, une évaluation adaptée des bénéfices sanitaires de long terme, puis sa traduction en termes monétaires, est essentielle à l'économiste pour comparer les conséquences à long terme de politiques publiques transitoires ou de chocs exogènes telle la Covid.

Nous présentons la méthodologie retenue pour l'évaluation des impacts sanitaires et économiques, en particulier la prise en compte de l'incertitude (section 1). Nous l'appliquons à l'impact sur la mortalité de long terme des baisses de pollution consécutives aux restrictions d'activité liées à la Covid au printemps 2020 (section 2). Les résultats sont présentés en section 3.

1. Méthodologie pour l'évaluation économique des impacts sanitaires

1.1. Approche standard par différence

L'association entre des indicateurs de pollution et des indicateurs sanitaires repose sur des modèles statistiques qui estiment des fonctions exposition-réponse. Pour la plupart des polluants et la mortalité de long terme, ces fonctions sont considérées comme linéaires et sans seuil (OMS, 2021). Dès lors, les risques relatifs (RR) qui sont utilisés quantifient les variations de la mortalité dans une population lorsque son exposition varie, indépendamment du niveau initial d'exposition. Ils servent de base au calcul de trois indicateurs : le nombre de décès prématurés, le nombre total d'années de vie et l'espérance de vie à un âge donné. Les deux derniers requièrent l'utilisation de tables de mortalité dynamiques sur la population concernée : le RR de mortalité associé à l'exposition au polluant vient affecter la probabilité de décès toutes causes et la cohorte synthétique est suivie jusqu'à son extinction.

Les études épidémiologiques appliquent généralement une approche par différence pour

déterminer les effets sanitaires d'une variation d'exposition. Le RR est alors appliqué au différentiel d'exposition et au nombre moyen annuel de décès, ou utilisé pour évaluer un nombre d'AVG par différence entre l'évolution de cohortes exposées ou non à cette variation d'exposition (pour la méthodologie, voir par exemple Corso *et al.*, 2019, pp. 46–50). Lorsque la variation est pérenne, ces RR servent à déterminer l'impact annuel à long terme, alors que lorsqu'elle est transitoire, comme ce fut le cas lors du confinement, ils déterminent l'impact total à long terme. Dans les deux cas, les effets en termes sanitaires sont considérés comme survenant de façon immédiate.

1.2. Impacts du temps de latence sur la répartition temporelle des gains sanitaires suite à un choc transitoire

L'approche standard par différence n'est toutefois pas adaptée à un RR de mortalité de long terme, traduisant l'impact d'un processus cumulatif sur l'état de santé qui n'est immédiat ni dans sa dégradation ni dans son amélioration (Leksell & Rabl, 2001 ; Miller & Hurley, 2003 ; Rösli *et al.*, 2005 ; Burnett *et al.*, 2018). Nous cherchons donc un cadre adapté à une baisse de l'exposition qui serait transitoire, et dont les effets sanitaires à long terme ne seraient pas immédiats.

1.2.1. Revue de littérature

La littérature épidémiologique sur les effets de la pollution de l'air étudie rarement ce processus par manque de données sur l'évolution temporelle du RR de long terme suite à une modification de l'exposition. Walton (2010) en effectue pourtant une analyse très complète en s'appuyant sur trois sources : les tendances temporelles issues d'études épidémiologiques, les processus biologiques sous-jacents aux différents types de mortalité associés (cardio-pulmonaire, cardiovasculaire, respiratoire et cancer du poumon) et certains facteurs de risque similaires mieux quantifiés, comme le sevrage tabagique. Même si des incertitudes existent, les deux premières sources valident un effet non immédiat, qui s'étalerait sur plusieurs années du fait de la mécanique de dégradation et de récupération associée aux effets sanitaires, sans pouvoir déterminer précisément la répartition temporelle.

Cette dernière peut par contre être inférée à partir des enseignements du sevrage tabagique, pour lequel Walton (2010) rassemble 22 études publiées entre 1976 et 2008, qui indiquent que la mortalité des anciens fumeurs se rapproche de celle des individus n'ayant jamais fumé après une période d'arrêt de 10 à 20 ans. De façon

robuste, la mortalité de cause cardiovasculaire diminue rapidement au cours des cinq premières années, tout en conservant une composante disparaissant plus progressivement, jusqu'à 20 ou 30 ans après l'arrêt, alors que la mortalité par cancer du poumon décroît plus graduellement pendant 30 ans.

Sur ces bases, et puisque la voie d'exposition (aérienne) et les organes cibles (appareil pulmonaire) sont communs au tabac et à l'exposition à la pollution, plusieurs structures de répartition du temps de latence ont été proposées. Certaines sur un laps de temps plutôt court : 85 % la première année et les 15 % restant sur les six années suivantes (Laden *et al.*, 2006), ou 25 % par an sur les quatre premières années (Puetz *et al.*, 2009). D'autres sur un laps plus long : répartition uniforme sur les 15 premières années (Krewski *et al.*, 2009), 40 % les cinq premières années, et les 60 % restant sur les 30 années suivantes (Walton, 2010), ou une structure de type exponentielle décroissante, avec 50 % les six premières années, et le reste sur les 40 années suivantes (Rösli *et al.*, 2005).

De façon empirique, les analyses des bénéfices de l'Environmental Protection Agency (US EPA, 2021) appliquent, depuis 2006, une structure de décalage de 20 ans : 30 % des décès prématurés survenant au cours de l'année suivant la réduction (la contribution des expositions à court terme), 50 % répartis manière égale sur les années 2 à 5 après la réduction (les décès d'origine cardio-pulmonaire), et 20 % répartis de manière égale sur les années 6 à 20 après la réduction (les décès par maladie pulmonaire et cancer du poumon).

Au final, nous concluons, avec Rabl (2006), que les données disponibles rendent plausible un impact de la pollution atmosphérique sur la mortalité proportionnel à l'intégration temporelle des concentrations passées, pondérée par un profil décroissant de type exponentiel.

1.2.2. Prise en compte du temps de latence pour une suppression définitive de l'exposition

Lightwood & Glantz (1997) estiment ainsi une fonction de risque de mortalité de type exponentielle négative (comme Rösli *et al.*, 2005), fondée sur la méta-analyse de sept études sur les impacts du sevrage tabagique, qui représente une suppression immédiate et complète du risque :

$$RR(t) = RR_{NE} + (RR_E - RR_{NE}) e^{\left(-\frac{t}{\tau}\right)} \quad (1)$$

où RR_E est le RR lié à l'exposition à un facteur de risque (le tabagisme actif chez les fumeurs), RR_{NE}

le RR associé à la non exposition à ce facteur (absence de tabagisme chez les non-fumeurs), $e(\cdot)$ la fonction exponentielle, t le temps écoulé depuis la suppression de l'exposition (l'arrêt du tabac), et τ un paramètre > 0 . Si $\tau \rightarrow 0$, l'impact sur le RR est obtenu immédiatement, et l'on rejoint l'approche standard par différence. Quand τ croît, le délai nécessaire pour que $RR(t)$ atteigne RR_{NE} croît. La figure I représente l'évolution de $RR(t)$ pour différentes valeurs de τ : décroissance immédiate quand τ est proche de 0 (trait plein) ; décroissance en six ans environ pour $\tau=1$; en 20 ans pour $\tau=3$; en 30 ans pour $\tau=5$; et en 40 ans pour $\tau=7$.

Quelques études sur les effets à long terme de l'exposition à la pollution atmosphérique ont adopté et appliqué cette formule (Leksell & Rabl, 2001 ; Chanel *et al.*, 2006 ; Rabl, 2006) ou sa contrepartie pour la pollution de l'air (Röösli *et al.*, 2005 ; Tainio *et al.*, 2007), privilégiant les données épidémiologiques spécifiques aux maladies conduisant au décès. Elles ont réalisé une analyse de sensibilité sur la valeur de τ , susceptible de traduire la décroissance progressive de la mortalité de plus long terme, pour tenir compte des incertitudes associées.

1.2.3. Prise en compte d'une suppression transitoire de l'exposition

Toutefois, la diminution de l'exposition est supposée définitive dans le cas du sevrage tabagique, alors que nous recherchons, pour reprendre l'expression de Johannesson *et al.* (1997), l'impact d'un « blip » sur la mortalité, c'est-à-dire d'une réduction faible, immédiate et transitoire, suivi

d'un retour au niveau d'exposition antérieur. Nous adaptons donc la fonction de risque de mortalité de l'équation (1) pour modéliser ce retour au niveau RR_E lorsque l'exposition au facteur est rétablie à son niveau initial (en $t=t_0$). Dès lors, nous avons, avec les notations précédentes :

$$RR(t) = RR_E + (RR(t_0) - RR_E) e^{\left[-\frac{(t-t_0)}{\tau}\right]} \quad \text{pour } t \geq t_0 \quad (2)$$

La figure II illustre l'évolution de $RR(t)$ pour une suppression de l'exposition transitoire pendant cinq ans ($t_0=5$) et pour différentes valeurs de τ . Elle indique que plus τ est élevé, plus $RR(t)$ baisse rapidement, pour atteindre une valeur au terme de la période de suppression de l'exposition d'autant plus proche de RR_{NE} , mais plus le temps nécessaire pour revenir au niveau RR_E est long (cinq ans pour $\tau=1$ mais 35 ans pour $\tau=7$).

1.2.4. Choix de la valeur du paramètre τ

Les estimations de τ diffèrent dans la littérature selon la maladie sous-jacente au décès. Concernant le sevrage tabagique, Lightwood & Glantz (1997) suggèrent 1.4 pour un accident vasculaire cérébral et 1.6 pour un infarctus aigu du myocarde, Leksell (2000) entre 4.3 et 6.5 pour un cancer du poumon, et Doll *et al.* (1994) entre 10 et 15 pour un excès de risque total de mortalité. Leksell & Rabl (2001) trouvent qu'une bonne approximation pour la mortalité toutes causes est une moyenne pondérée avec $\tau=1.5$ (poids de 0.3) et $\tau=13$ (poids de 0.7).

Concernant l'exposition à la pollution de l'air, Röösli *et al.* (2005) estiment τ pour deux études

Figure I – Évolution du RR de mortalité pour une suppression définitive de l'exposition, fonction de τ

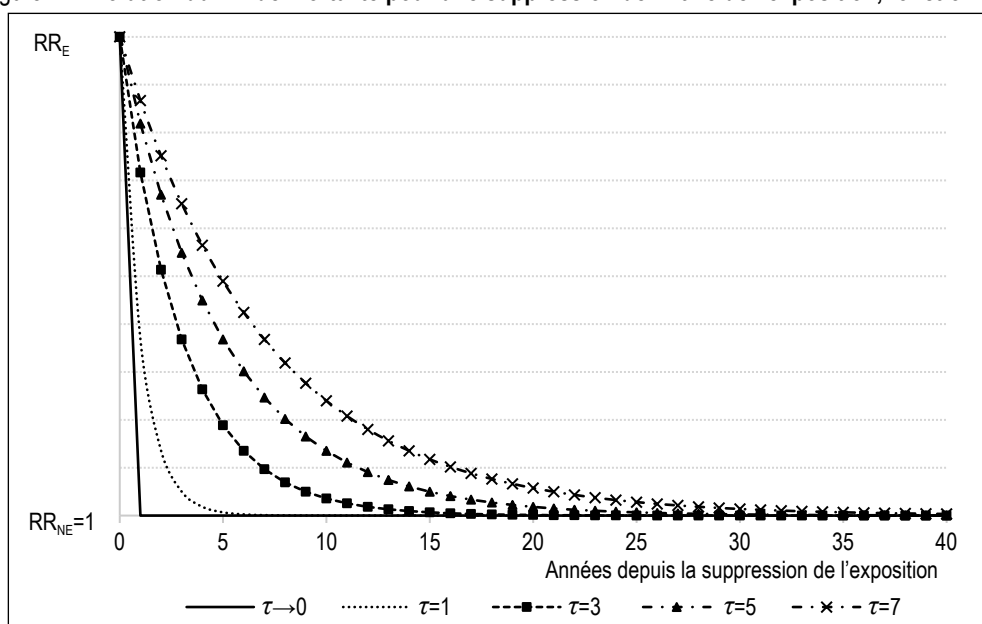
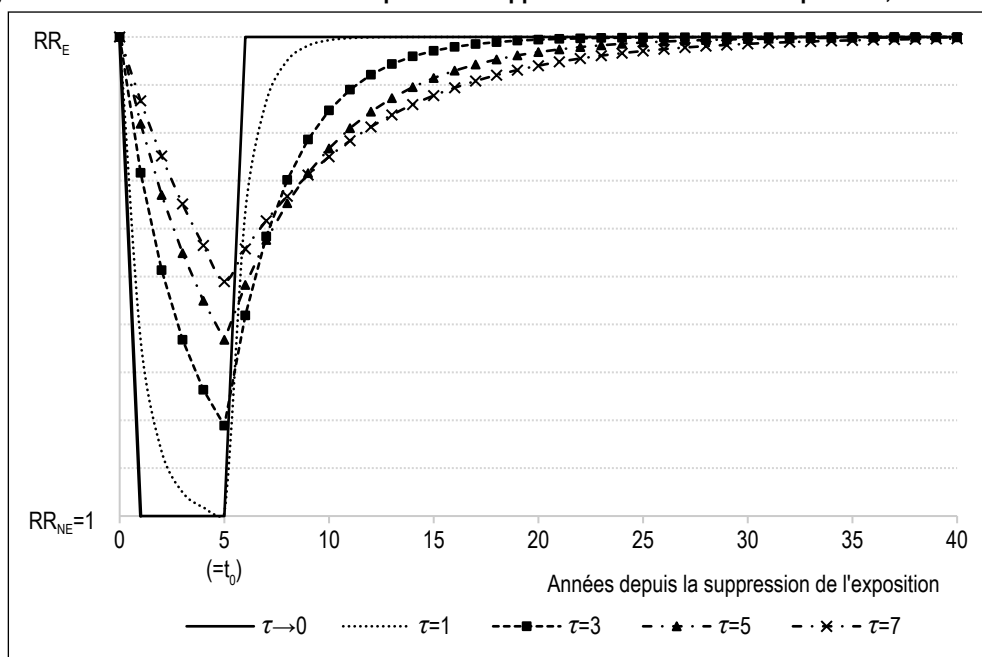


Figure II – Évolution du RR de mortalité pour une suppression transitoire de l'exposition, fonction de τ 

interventionnelles, et obtiennent 1.1 (pour une suppression de l'exposition aux émissions d'une aciérie pendant 13 mois) et 9 (pour une suppression permanente de l'exposition au charbon, mais un suivi de seulement six ans). Ils choisissent pour leur propre étude, une valeur centrale $\tau=5$ avec une analyse de sensibilité allant de $\tau > 0$ à $\tau=10$.

Au final, nous choisissons une valeur centrale de $\tau=3$, qui correspond approximativement à la répartition empirique utilisée par l'US EPA (2021). La figure I indique en effet que 30 % de la variation de risque ($RR_E - RR_{NE}$) est obtenue la première année, 50 % pour la période de deux à cinq ans, et 20 % pour la période de 6 à 20 ans. Nous choisissons les valeurs $\tau=1$ et $\tau=5$ comme intervalle d'incertitude.

1.3. Impacts du temps de latence sur l'évaluation économique de la mortalité

D'un point de vue économique, la prise en compte du temps de latence et de la distribution dans le temps des AVG implique le recours à l'actualisation pour exprimer en valeur courante les flux monétaires futurs, que ce soit par le jeu des années de vies (Hammit, 2007 ; Jones-Lee *et al.*, 2015) ou de l'évaluation des gains monétaires futurs (US EPA, 2021). Nous obtenons dès lors, à partir de la distribution temporelle des AVG, l'évaluation économique totale suivante :

$$\text{Évaluation économique totale} = \sum_{t=1}^{120} AVG_t VAV (1 + \delta)^{-t} \quad (3)$$

où AVG_t représente le nombre d'AVG à la date t , VAV la valeur d'une année de vie, et δ le taux d'actualisation, ces deux derniers devant être choisis. La borne supérieure de la somme est fixée à 120 ans, âge maximum qui garantit l'extinction de la cohorte.

1.4. Prise en compte des incertitudes

L'évaluation économique des effets de l'exposition de la population à l'air ambiant doit tenir compte des incertitudes cumulées qui proviennent principalement de trois sources.

Tout d'abord, les incertitudes dans la caractérisation de l'exposition des populations, principalement dues à la mesure des concentrations et de l'exposition observée, et à la modélisation de l'exposition contre-factuelle non observée. La qualité de la modélisation dépend de la qualité des données d'entrée (inventaires d'émissions, données d'occupation des sols, répartition géographique de la population, données météorologiques, etc.), de la topographie de la zone étudiée, de la disponibilité des données de mesure, etc., rendant l'incertitude spatialement hétérogène.

Ensuite, les incertitudes épidémiologiques concernent la qualité des données sanitaires, le choix d'une fonction exposition-risque (forme fonctionnelle, seuils) ou d'un RR, et leur transposabilité à la population étudiée, qui dépend du mode de vie, du climat ou de la nature des sources d'émission. Une partie de cette incertitude est fournie par l'intervalle de confiance généralement à 95 % (IC 95 %) autour de la

valeur centrale du RR. Ce dernier est issu de régressions économétriques sur des couples de données représentant les niveaux d'exposition et les effets sanitaires observés, si bien que l'incertitude associée reflète la variabilité statistique propre à la relation entre exposition et effet sanitaire. Notons que les RR étant plus fréquemment calculés sur des populations urbaines que rurales, l'incertitude est susceptible d'être plus élevée pour ces dernières. Si la valeur de τ que nous choisissons dans les équations (1) et (2) repose sur notre analyse des connaissances épidémiologiques et des pratiques et non sur une estimation statistique objective, ce choix véhicule pourtant bien une incertitude sous-jacente de nature épidémiologique.

Enfin, la quantification des incertitudes économiques diffère, car les connaissances sous-jacentes sont plus subjectives que scientifiques, ce qui conduit à une approche plus normative que positive. Elle repose sur les valeurs monétaires unitaires utilisées et des paramètres techniques comme le taux d'actualisation. La prise en compte de ces incertitudes se fait généralement à travers une distribution de probabilité de type triangulaire (Chanel *et al.*, 2014 ; Rabl *et al.*, 2014), et/ou la construction d'une fourchette à partir d'un écart-type empirique sous l'hypothèse de normalité. CAFE (2005) propose par exemple $\pm 33\%$, qui correspond à une variation d'environ un écart-type autour de la moyenne pour une distribution normale.

Ces trois types d'incertitudes sont généralement considérés soit indépendamment, soit conjointement en intégrant leurs sources respectives dans une approche de simulation de Monte-Carlo, préférable d'un point de vue méthodologique. Une analyse plus complexe peut également être effectuée en décomposant chaque source et en lui attribuant une distribution spécifique (voir Rabl *et al.*, 2014).

2. Application aux restrictions d'activité liées à la Covid-19

Une évaluation quantitative d'impact sanitaire (EQIS) réalisée par Santé publique France a estimé l'impact sur la mortalité à long terme des réductions des niveaux de $PM_{2.5}$ et de NO_2 observés en France métropolitaine durant le confinement (Adélaïde *et al.*, 2021b ; Medina *et al.*, 2021). Nous présentons succinctement cette méthodologie ainsi que notre approche (2.1), avant d'aborder les éléments nécessaires à l'évaluation économique (2.2), puis à la prise en compte des incertitudes (2.3).

2.1. Évaluation des effets sanitaires

2.1.1. Modélisation de l'exposition de la population

La première étape estime la différence entre l'exposition effective de la population aux indicateurs de pollution $PM_{2.5}$ et NO_2 pendant les périodes de confinement strict (du 16 mars au 11 mai 2020) et de déconfinement progressif (du 11 mai au 22 juin 2020), et celle qui aurait été observée en l'absence de ces mesures de confinement. Cette dernière repose sur une modélisation de la qualité de l'air avec le modèle de chimie-transport CHIMERE (co-développé par l'Ineris et le CNRS) sur la base de scénarios européens adaptés pour la France par le Centre interprofessionnel technique d'études de la pollution atmosphérique. Les données des stations de mesure sont issues des associations agréées de surveillance de qualité de l'air. La méthodologie utilisée est similaire à celle mobilisée pour la cartothèque de qualité de l'air de l'Ineris¹. À partir des données de population sur les 35 228 communes de France métropolitaine (selon le référentiel des communes de 2018), les expositions sont calculées par maille d'environ 4 km par 4 km. Les valeurs de concentration des différentes mailles du modèle présentes sur le territoire d'une commune ont ainsi un poids qui varie en fonction de l'effectif de population définie pour chaque maille. Au final, cela permet de calculer l'exposition moyenne observée lors du confinement, pondérée au niveau communal, et de modéliser celle qui aurait été observée en l'absence de confinement. Calculée en moyenne annuelle sur la période du 1^{er} juillet 2019 au 30 juin 2020, cela représente une baisse de 2.9 % pour les $PM_{2.5}$ et de 4.7 % pour le NO_2 .

2.1.2. Estimation des effets sanitaires pour une augmentation de $10 \mu g.m^{-3}$

Medina *et al.* (2021) proposent deux RR de long terme pour la mortalité toutes causes s'appliquant à la population âgée de 30 ans et plus. Pour les $PM_{2.5}$, le RR s'élève à 1.15 (IC 95 % : 1.05-1.25) sur la base de 22 cohortes européennes du projet ESCAPE et d'une cohorte française (Pascal *et al.*, 2016). Il est légèrement supérieur aux valeurs trouvées par Pope *et al.* (2020) : 1.09 (1.07-1.11) fondé sur 75 études internationales, et 1.12 (1.06-1.19) obtenu sur dix études européennes. La différence peut venir

1. <https://www.ineris.fr/fr/recherche-appui/risques-chroniques/mesure-prevision-qualite-air/20-ans-evolution-qualite-air>

du mode d'exposition et/ou de la composition particulière, et nous privilégions le RR de Medina *et al.* (2021). Pour le NO₂, le RR de mortalité de long terme choisi est de 1.023 (1.008-1.037), sur la base de onze études occidentales (PHE, 2018), qui est également la valeur retenue par l'organisation mondiale de la santé (OMS) dans ses dernières lignes directrices (OMS, 2021). Elle est comparable aux méta analyses de Huangfu & Atkinson (2020), avec 1.02 (1.01-1.04) sur 24 études, ou de Stieb *et al.* (2021), avec 1.025 (1.012-1.038) sur 53 études internationales.

2.1.3. Approche standard par différence et approche prenant en compte le temps de latence

Les deux approches étudient l'impact sur la mortalité de la propagation d'une réduction de l'exposition moyenne de la population aux PM_{2.5} et au NO₂ sur la période du 1^{er} juillet 2019 au 30 juin 2020, suite aux mesures de confinement.

L'approche standard par différence, mobilisée dans Medina *et al.* (2021), applique le RR au différentiel d'exposition calculé pendant cette période. Elle calcule alors le nombre d'AVG, par différence entre l'évolution de deux cohortes fictives, l'une exposée à cette variation d'exposition à partir de l'âge de 30 ans et l'autre non exposée.

L'approche que nous proposons applique à la cohorte exposée la diminution de risque de mortalité obtenu dans l'équation (1) pour cette période, suivie d'un retour au niveau d'exposition antérieur suivant l'équation (2). Nous modifions donc la probabilité conditionnelle de décès dans la population âgée de 30 ans et plus, et faisons évoluer ces cohortes jusqu'à extinction, en comptabilisant les AVG à chaque date. En pratique, nous utilisons les tables de mortalité les plus récentes par sexe (Insee, 2018), exprimées pour deux cohortes fictives de 100 000 naissances. Nous approximons ensuite AVG_t , le nombre d'AVG dans la population française à chaque date t , en remplaçant dans ces cohortes fictives les 100 000 naissances initiales par les nombres réels de naissances par sexe en France (349 105 pour les femmes et 364 924 pour les hommes en 2019, dernière année connue).

2.2. Évaluation des effets économiques

L'évaluation monétaire de la mortalité, toujours délicate, s'appuie sur un cadre standard adopté dans New-Ext (2004), CAFE (2005), Aphekom (2011) ou par l'Agence européenne de l'environnement (Schucht *et al.*, 2021). Il est fondé sur le choix d'une Valeur d'évitement d'un

décès (VED²) et d'une VAV³, en ayant recours à trois méthodes principales (encadré). Notre analyse reposant sur des variations de nombre d'AVG, elle requiert donc le choix d'une VAV. Cette dernière peut être obtenue par dérivation à partir d'une VED considérée comme un flux de VAV actualisées sur la durée de vie restante (Viscusi *et al.*, 1997 ; Leksell & Rabl, 2001) ou par estimation directe dans une étude contextuelle de préférences déclarées. Le choix d'un taux d'actualisation δ est également requis pour valoriser les flux (futurs) d'AVG.

2.2.1. Méthodologie

En France, le choix de valeurs pour l'évaluation socioéconomique des investissements publics s'appuie sur des documents officiels. La version la plus récente (Quinet, 2013) retient, pour la mortalité, les résultats d'un ensemble de travaux internationaux réalisés sous l'égide de l'OCDE (Lindhjem *et al.*, 2011 ; OCDE, 2012). Ils sont fondés sur une méta analyse de 856 évaluations de la VED à travers le monde reposant sur 76 études de préférences déclarées, et les VED qui furent proposées (tenant compte du niveau de richesse de chaque pays) ont été largement reprises par les instances nationales et supranationales en charge de la valorisation en santé-environnement. À l'étranger, la Banque mondiale (World Bank, 2020), l'Union européenne (European Commission, 2020), l'OMS ou l'OCDE (OMS-OCDE, 2015) les ont utilisés pour l'évaluation des effets sanitaires de la pollution atmosphérique.

Quinet (2013) propose donc une VED unique de 3 millions €₂₀₁₀ pour la France, considérée comme tutélaire, reprise dans le cadre législatif et réglementaire français chargé de l'encadrement normatif de l'évaluation économique des grands projets d'infrastructure de transport. Il en dérive également une VAV unique de 115 000 €₂₀₁₀, sur la base de 40 ans d'âge moyen de la population française et d'un taux d'actualisation annuel de 2.5 %. Cette valeur, comme

2. La terminologie la plus courante est Valeur d'une vie statistique (VVS). Toutefois, nous lui préférons VED, en accord avec Desaignes *et al.* (2011) qui expliquent dans leur note de bas de page 1, que « la terminologie traditionnelle VVS est malheureuse, car elle tend à provoquer des réactions hostiles de la part des non-économistes. Toutefois, le concept est mieux accepté par le public s'il est présenté comme un consentement à payer pour éviter un décès prématuré anonyme, c'est à dire une VED » (notre traduction). Récemment, « valeur de la réduction du risque de mortalité » a été également suggéré (Simon *et al.*, 2019).

3. L'utilisation d'un indicateur prenant en compte la qualité des années de vie (QALY, quality adjusted life years) n'est pas considérée ici pour deux raisons. D'une part, la connaissance de la qualité de vie au décès n'est pas connue et demanderait des hypothèses fortes pour être établie. D'autre part, ces indicateurs nous semblent encore peu utilisés en évaluation environnementale et ne font pas l'objet d'un consensus scientifique international (Cerema, 2016).

ENCADRÉ – Rappels méthodologiques sur les méthodes d'évaluation économique de la mortalité

L'évaluation économique de la mortalité repose sur trois méthodes principales :

- La méthode fondée sur les prix de marché, souvent appelée improprement méthode du capital humain, suppose que la valeur associée à la vie d'un individu est égale aux pertes de production futures qu'entraîne ce décès, mesurées par la valeur des revenus futurs actualisés sur l'espérance de vie à l'âge du décès. Bien que facile à mettre en œuvre, elle n'est pratiquement plus utilisée car elle ignore les préférences individuelles, la valeur d'un individu est représentée uniquement par sa production mesurée par les revenus du travail et elle est très sensible au choix du taux d'actualisation.
- La méthode fondée sur les préférences révélées repose sur des situations dans lesquelles les individus révèlent leurs préférences lors de choix de consommation impliquant un arbitrage entre un bien marchand et une variation de risque de décès. Elle s'appuie sur des marchés sur lesquels le niveau du risque de décès représente une des caractéristiques qui motive la décision : les marchés du travail, du logement ou des dépenses de protection. L'avantage de cette méthode est de reposer sur des choix réels observés résultant de décisions individuelles. Les inconvénients sont la difficulté d'isoler la réduction d'un risque particulier lorsque différents risques sont simultanément réduits (blessure, perte de biens, inconvénients liés à un emploi spécifique) ainsi que l'hypothèse d'une connaissance parfaite et complète des biens, des risques associés, de l'influence des attributs du risque sur la probabilité de décès, etc. De plus, l'échantillon peut être non représentatif de la population générale, en sous- ou surreprésentant certains groupes (travailleurs, propriétaires). Cette méthode est toujours utilisée pour évaluer la VED, en particulier par les diverses agences fédérales américaines.
- La méthode fondée sur les préférences déclarées utilise des enquêtes auprès d'un échantillon de la population, qui élicitent le consentement à payer (CAP) pour diminuer la probabilité de décès sur la base de scénarios hypothétiques. On calcule alors directement une VED ou une VAV. Cette méthode est facile à mettre en œuvre, permet une description très précise de l'arbitrage entre CAP et risque sanitaire en jeu et nécessite un cadre théorique moins complexe que celui nécessaire aux préférences révélées. Les principaux inconvénients sont les diverses sources de biais / d'erreurs qui peuvent ne pas toujours être contrôlés (voir Mitchell & Carson (1989) pour une présentation exhaustive et McFadden & Train (2017) pour une approche plus critique). Cette méthode est utilisée de façon croissante dans l'évaluation de la mortalité, en particulier par les agences européennes.

la VED, ne dépend ni du domaine d'application ni du motif de décès.

Toutefois, un constat important des études fondées sur les préférences déclarées ou révélées est que la VED dépend du contexte dans lequel survient le décès – la nature et le niveau du risque sous-jacent, l'âge, la qualité de vie et l'état de santé au décès (Chestnut & De Civita, 2009 ; OCDE, 2012 ; Rabl *et al.*, 2014 ; Narain & Sall, 2016) – voire du scénario utilisé (Ami *et al.*, 2013). Le contexte du risque de mortalité sous-jacent est donc un facteur pertinent expliquant l'ampleur de la VED et « l'évaluation précise nécessite l'utilisation de valeurs spécifiques à un scénario » (Hammitt, 2007 ; notre traduction). Idéalement, les évaluations de la VED et de la VAV devraient donc être spécifiques au contexte de la pollution atmosphérique.

2.2.2. Choix des paramètres de valorisation économique

- Estimation directe d'une VAV contextuelle :

Une revue de la littérature conduit à six études européennes de préférences déclarées dont le scénario mentionne explicitement l'exposition à la pollution atmosphérique comme étant à l'origine du risque de décès. Chronologiquement, Soguel & van Griethuysen (2000) utilisent un échantillon de répondants suisses pour estimer une VAV implicite fondée sur un scénario élicitant le CAP

pour un gain d'une heure de vie par an. Leur estimation de 53 000 francs suisses (soit 29 000 €₂₀₀₈) est calculée comme 24×365 fois la valeur d'une heure de vie. Dans un scénario reposant sur des risques sanitaires associés à la pollution atmosphérique, Chilton *et al.* (2004) estiment la VAV moyenne pour un état de santé normal à 45 000 € (27 600 £) pour un échantillon de résidents du Royaume-Uni. Jeanrenaud & Marti (2007) obtiennent, sur un échantillon de citoyens suisses, une VAV (moyenne) comprise entre 31 000 € et 58 000 € selon les scénarios. Desaignes *et al.* (2011) utilisent une approche similaire à celle de Chilton *et al.* (2004), fondée directement sur un gain d'espérance de vie, pour neuf pays européens dans le cadre du programme NEEDS. Sur la base des valeurs moyennes pour un gain de trois mois, ils recommandent une VAV de 41 000 €₂₀₀₆ pour l'Europe des 15 plus la Suisse. En Grèce, Vlachokostas *et al.* (2011) estiment une VAV de 41 000 € suite à une évaluation contingente sur le CAP pour un gain en espérance de vie de 1 an grâce à la mise en place de mesures d'amélioration de la qualité de l'air. Enfin, Chanel & Luchini (2014), sur un échantillon de Français, expriment la réduction de la mortalité comme un gain en années de vie. En considérant la VED comme un flux de VAV actualisées au taux annuel de 6.8 % (taux estimé dans la modélisation sur la base des réponses), ils dérivent une VAV moyenne de 165 000 €. Cette valeur, plutôt élevée, s'explique par le taux d'actualisation élevé utilisé.

- Choix d'une VAV :

Selon la façon d'obtenir une VAV (par estimation directe dans une étude de préférences déclarées contextuelle ou par dérivation à partir d'une VED unique) les valeurs varient du simple au double environ. Aucun consensus scientifique ne favorisant l'une ou l'autre de ces approches, et ne voulant en privilégier aucune, nous choisissons la moyenne arithmétique (arrondie) de la VAV de Desaignes *et al.* (2011) et de celle préconisée dans Quinet (2013), soit 85 000 €₂₀₂₀. Notons que cette valeur est cohérente avec celle recommandée par le gouvernement britannique (60 000 £₂₀₁₀ soit 79 999 €₂₀₂₀, cf. HM Treasury, 2020) ou l'Union européenne (70 000 €, cf. European Commission, 2020).

- Choix du taux d'actualisation :

Nous retenons comme valeur centrale le taux d'actualisation sans risque annuel de $\delta = 2.5\%$ actuellement privilégié en France (Quinet, 2013). Il est comparable au taux de 3 % retenu par l'US EPA (2021) pour prendre en compte des flux de décès survenant dans le futur⁴.

2.3. Prise en compte des incertitudes

Nous adoptons deux approches. D'une part, une évaluation indépendante des incertitudes dans les tableaux de résultats. Nous y tenons compte des incertitudes de nature épidémiologique à partir des estimations centrales, grâce aux IC 95 % proposés dans Medina *et al.* (2021). Les incertitudes concernant τ , δ et la VAV seront représentées par un intervalle ajusté sur leurs valeurs centrales, soit respectivement 1 et 5 pour τ , 1.5 % et 3.5 % pour δ , et 85 000 €₂₀₂₀ \pm 33 % (soit 56 666 et 113 333 €) pour la VAV.

D'autre part, nous représentons une évaluation jointe des incertitudes sur une figure. Elle tient compte de l'ensemble des sources dans une approche intégrée, par le jeu de simulations Monte-Carlo (Burmester & Anderson, 1994; CAFE, 2005; ou Ostro *et al.*, 2006). L'incertitude de nature épidémiologique sur la relation exposition-réponse est prise en compte par tirage dans une distribution normale dont la valeur centrale est l'estimation centrale des AVG et l'écart-type est dérivé de l'IC 95 %. Pour les autres incertitudes, nous utilisons une distribution triangulaire définie à partir des valeurs centrales et des valeurs inférieures et supérieures évoquées ci-dessus pour chaque paramètre (τ , δ et VAV). Nous générons alors 10 000 répliquations de Monte-Carlo indépendantes à partir de ces distributions de probabilité, chacune constituant une évaluation monétaire.

Une distribution probabilisée de l'évaluation économique de l'impact sur la mortalité des restrictions d'activités est alors obtenue pour chacun des deux indicateurs de pollution (PM_{2.5} et NO₂).

3. Résultats

Les résultats sont donnés ci-après pour les deux indicateurs et ne doivent pas être sommés pour éviter un double comptage, certains effets sanitaires sous-jacents étant communs.

3.1. Évaluation des effets sanitaires

Le tableau 1 présente les résultats en termes d'AVG pour diverses valeurs de τ , par sexe et par indicateur de pollution retenu. La valeur « proche de 0 » permet de comparer ces résultats à ceux fondés sur l'EQIS (Medina *et al.*, 2021), qui traduisent la différence entre les impacts sanitaires (supposés immédiats) dus à la pollution de l'air ambiant avec et sans confinement.

Pour un τ proche de 0 et pour les PM_{2.5}, les nombres totaux d'AVG sont comparables entre l'approche prenant en compte le temps de latence (26 313) et l'approche standard de l'EQIS (27 815). Par contre, l'écart est plus conséquent pour le NO₂ : 7 205 vs. 11 263 pour l'EQIS. Cela tient au fait que la répartition de la population par niveau d'exposition est beaucoup plus finement mesurée dans l'EQIS (elle se fait au niveau de la commune) que dans notre approche (elle repose sur une moyenne nationale pondérée). Elle permet dès lors de mieux prendre en compte les expositions de type urbain, majoritairement liées au trafic automobile (principale source de NO₂), et qui concernent une part importante de la population (60 % de la population vit dans une unité urbaine de plus de 20 000 habitants, Medina *et al.*, 2021, tableau 3).

Lorsque τ croît, le nombre total d'AVG diminue pour les deux indicateurs de pollution, pour deux raisons. La principale vient de la décroissance des impacts obtenus la première année, liée au RR plus faible atteint suite au confinement (cf. figure II), phénomène qui se propage lors du vieillissement de la cohorte. Ceci est illustré dans la figure III, qui représente la distribution dans le temps des AVG suite au confinement, pour les trois valeurs de τ retenues dans notre

4. Nous estimons également la sensibilité des impacts économiques au choix d'un taux annuel de 7 %. Ce choix s'appuie sur US EPA (2021, p. F-8) qui recommande, en l'absence d'arbitrage au niveau fédéral, d'effectuer l'évaluation économique des bénéfices sanitaires sur la base de 3 % (qu'elle préconise) et de 7 % (que préconise l'Office of Management and Budget, OMB).

Tableau 1 – Nombre total d'années de vie gagnées à long terme suite au confinement

Valeurs de τ	PM _{2.5}			NO ₂		
	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total
Proche de 0	14 425 (5 266–22 118)	11 888 (4 340–18 228)	26 313 (9 606–40 346)	3 950 (1 394–6 269)	3 255 (1 149–5 166)	7 205 (2 543–11 435)
1	9 118 (3 329–13 982)	7 515 (2 743–11 523)	16 633 (6 072–25 505)	2 497 (881–3 963)	2 058 (726–3 266)	4 555 (1 607–7 229)
3	4 089 (1 493–6 270)	3 370 (1 230–5 167)	7 459 (2 723–11 437)	1 120 (395–1 777)	923 (326–1 464)	2 043 (721–3 241)
5	2 615 (955–4 009)	2 155 (787–3 304)	4 770 (1 742–7 313)	716 (253–1 136)	590 (208–936)	1 306 (461–2 072)
7	1 920 (701–2 944)	1 583 (578–2 427)	3 503 (1 279–5 371)	526 (186–835)	433 (153–688)	959 (339–1 523)
EQIS (2021)			27 815 (9 709–44 414)			11 263 (3 946–17 995)

Note : les chiffres entre parenthèses sont établis à partir des IC 95 % des données sanitaires.
Source : calcul de l'auteur et Medina *et al.* (2021).

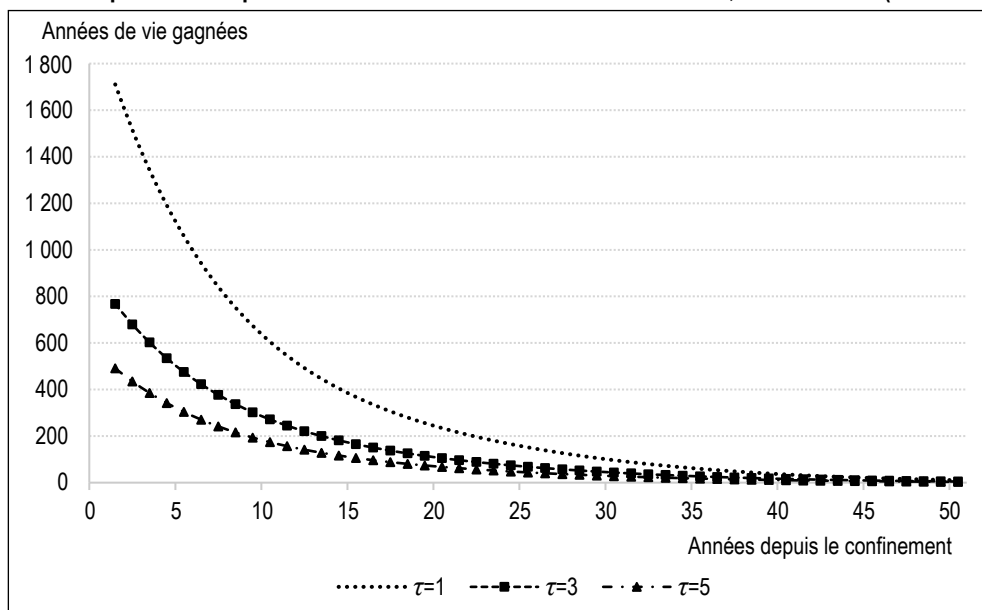
analyse (cas des PM_{2.5}). La seconde raison, plus accessoire, tient aux autres sources de décès (indépendantes de l'exposition à la pollution de l'air) qui affectent le vieillissement de la cohorte. Leur contribution à son extinction est d'autant plus importante que l'évolution du RR vers RR_{NE} , suite au confinement, est lente (τ élevé), diminuant le nombre total d'AVG attribué à la baisse d'exposition. Cette contribution n'est que faiblement compensée par un retour plus lent du RR au niveau de RR_E lorsque τ croît (cf. figure II). Ces deux raisons expliquent donc que les écarts entre nos résultats et ceux de l'EQIS se creusent lorsque τ augmente, quel que soit l'indicateur de pollution (cf. tableau 1). Pour la valeur centrale $\tau = 3$, ils sont ainsi inférieurs d'un facteur 3.7 (pour les PM_{2.5}) et 5.5 (pour le NO₂).

3.2. Résultats économiques

3.2.1. Traitement indépendant des incertitudes

Le tableau 2 présente l'évaluation monétaire actualisée du flux d'AVG, pour les trois valeurs de τ , de δ et de VAV retenues pour rendre compte de l'incertitude. Pour les valeurs centrales de ces paramètres, elle s'élève à 504 millions € (184-773) pour les PM_{2.5}, et 138 millions € (49-219) pour le NO₂. Quand nous les comparons aux évaluations monétaires calculées sur la base des résultats de Medina *et al.* (2021) et présentées dans la dernière ligne, elles sont 4.7 (pour les PM_{2.5}) et 6.9 (pour le NO₂) fois plus faibles, traduisant l'influence combinée du temps de latence et de l'actualisation. Pour une valeur de τ ou une VAV données, les résultats s'avèrent peu sensibles à la valeur du taux d'actualisation, ce qui s'explique car le flux

Figure III – Répartition temporelle du nombre d'AVG suite au confinement, fonction de τ (cas des PM_{2.5})



d'AVG, en décroissant dans le temps, limite l'impact de l'actualisation⁵. Les résultats sont proportionnels à la VAV, *ceteris paribus*. Par contre, le choix de τ s'avère plus déterminant : le passage d'une valeur de 1 à 5 divise par 4 environ l'évaluation monétaire, et ce pour les deux indicateurs de pollution.

3.2.2. Traitement joint des incertitudes

La figure IV représente la distribution des évaluations monétaires prenant en compte conjointement

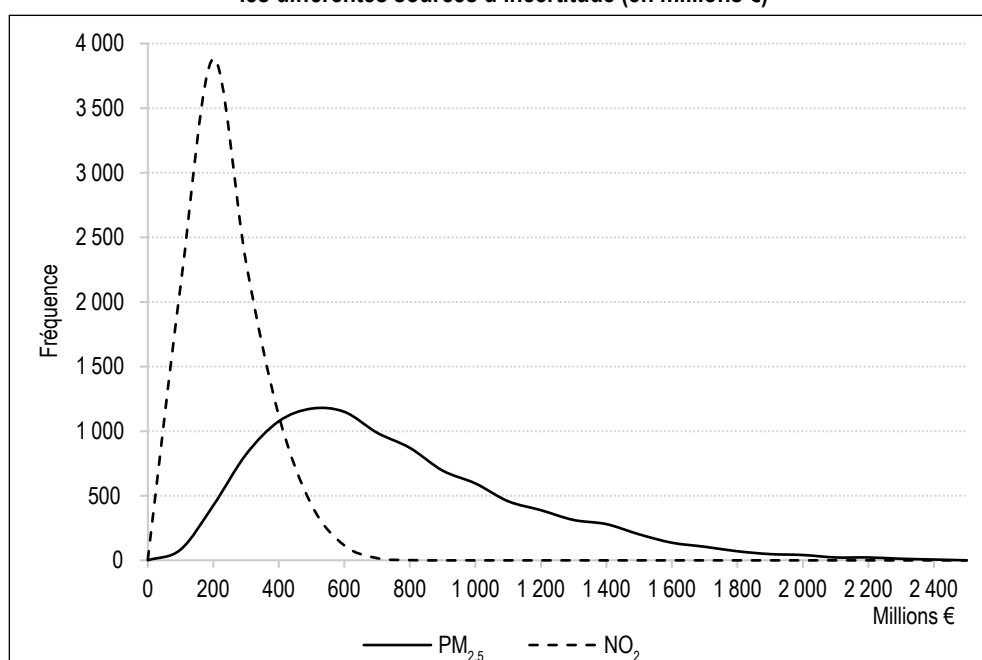
5. Ainsi, les évaluations effectuées avec le taux d'actualisation annuel de 7 % (recommandé par l'OMB américain) représentent environ 73 % des valeurs obtenues avec le taux de 2.5 %, *ceteris paribus*.

Tableau 2 – Évaluation monétaire actualisée du nombre total d'années de vie gagnées à long terme suite au confinement (en millions €)

		PM _{2,5}			NO ₂		
		VAV			VAV		
τ	δ	56 667 €	85 000 €	113 333 €	56 667 €	85 000 €	113 333 €
1	1.5 %	816 (298–1 251)	1 224 (447–1 877)	1 632 (596–2 503)	223 (79–355)	335 (118–532)	447 (157–709)
	2.5 %	749 (273–1 149)	1 124 (410–1 723)	1 499 (547–2 297)	205 (73–325)	308 (109–488)	411 (145–651)
	3.5 %	693 (253–1 062)	1 039 (379–1 593)	1 385 (505–2 124)	189 (67–301)	284 (100–451)	379 (133–601)
3	1.5 %	366 (133–561)	549 (200–842)	732 (267–1 123)	100 (35–159)	150 (53–239)	200 (71–319)
	2.5 %	336 (123–515)	504 (184–773)	672 (245–1 031)	92 (33–146)	138 (49–219)	184 (65–292)
	3.5 %	311 (113–476)	466 (170–714)	621 (227–952)	85 (30–135)	128 (45–202)	171 (60–269)
5	1.5 %	234 (85–359)	351 (128–538)	468 (171–717)	64 (32–102)	96 (34–153)	128 (45–204)
	2.5 %	215 (79–329)	322 (118–494)	429 (157–659)	59 (21–93)	88 (31–140)	117 (41–187)
	3.5 %	199 (73–305)	298 (109–457)	397 (145–609)	55 (19–86)	82 (29–129)	109 (39–172)
EQIS (2021)		1 576 (550–2 517)	2 364 (825–3 775)	3 152 (1 100–5 033)	638 (223–1 020)	957 (335–1 530)	1 276 (447–2 040)

Note : les chiffres entre parenthèses sont établis à partir des IC 95 % des données sanitaires.
Source : calculs de l'auteur.

Figure IV – Distribution de l'évaluation monétaire actualisée totale prenant conjointement en compte les différentes sources d'incertitude (en millions €)



les différentes sources d'incertitude, à partir de 10 000 répliquions de Monte-Carlo. Elle conduit à une valeur moyenne et des IC 95 % empiriques de 708 millions € (151-1 678) pour les PM_{2,5} et 193 millions (38-462) pour le NO₂, soit environ 40 % de plus que les valeurs centrales du tableau 2. Cet écart s'explique principalement par l'impact non linéaire de τ sur la valorisation, favorisant les valeurs plus élevées du fait de tirages dans une distribution triangulaire. L'écart tombe en effet à moins de 8 % lorsque calculé à partir des moyennes des 27 valeurs centrales ($3\delta \times 3\tau \times 3VAV$) du tableau 2, soit 653 millions € (PM_{2,5}) et 179 millions € (NO₂). Il se rapproche alors de ceux obtenus dans d'autres études comparant traitement indépendant vs. joint des incertitudes (Adélaïde *et al.*, 2021a ; Chanel *et al.*, 2014).

* *
*

En termes de santé publique, nos résultats confirment l'importance de réduire, même faiblement et de façon transitoire, l'exposition de la population à la pollution atmosphérique. L'approche standard par différence évalue les effets associés à la mortalité à long terme à 2.4 milliards € pour les PM_{2,5} et 957 millions € pour le NO₂. L'approche que nous préconisons, tenant compte du temps de latence (et actualisant les flux d'AVG futures) conduit à diviser ces valeurs par environ 5 pour les PM_{2,5} (soit 500 millions €) et 7 pour le NO₂ (soit 140 millions €). Il est donc crucial d'être conscient des choix épidémiologiques implicites associés à ces approches lorsqu'il s'agit de les inclure dans l'analyse économique.

Il est difficile de comparer directement les évaluations monétaires que nous avons obtenues avec celles de la littérature pour deux raisons. D'une part, les travaux sur les restrictions d'activité induites par la Covid-19 commencent à peine à être diffusés et publiés. D'autre part, elles dépendent de la méthodologie retenue (modélisation et comparaison des niveaux, approches par régression ou application de RR, période de restriction étudiée), des expositions mesurées (choix des indicateurs de pollution, calcul des valeurs d'exposition), de choix épidémiologiques (RR, scénario de référence), de la mesure des gains de mortalité (décès prématurés évités ou AVG) et du choix des valeurs monétaires.

Toutefois, quelques études ont évalué l'impact de la baisse de la pollution atmosphérique

liée aux restrictions d'activité sur la mortalité de long terme, et apportent des éléments de comparaison.

Sous l'hypothèse d'une reprise immédiate de l'activité pour toute l'année 2020 suite au confinement, Giani *et al.* (2020) estiment que 76 400 (62 600-86 900) décès prématurés auraient été évités en Chine et 13 600 (11 900-15 300) en Europe, dont environ 1 250 pour la France (voir la figure S5 de leur annexe). Sous l'hypothèse d'un confinement sur toute l'année 2020, Hao *et al.* (2021) estiment à 32.2 % la baisse de concentration moyenne en PM_{2,5} pour la Chine (par rapport à 2015-2019), et le nombre de décès évités à 140 200 (122 200-156 000). En guise de mise en perspective, notons que Medina *et al.* (2021) évaluent, pour la France, la baisse de la mortalité à long terme liée à la suppression totale de la part anthropique de la pollution atmosphérique à respectivement 491 800 AVG (171 900-784 800) par an pour les PM_{2,5} et 106 400 (37 300-169 900) pour le NO₂. En termes économiques, cela représente annuellement respectivement 42 milliards € et 9 milliards €.

Certaines limites méritent d'être évoquées. D'abord, la transposition d'une fonction exponentielle négative obtenue à partir du sevrage tabagique à une réduction de l'exposition à la pollution atmosphérique dépend vraisemblablement, au-delà de voies d'exposition et d'organes cibles similaires, de la nature des substances chimiques en jeu, de la biocinétique, de la bioaccumulation, ou de l'ampleur et la temporalité de la réduction. Notons toutefois que la fonction exponentielle négative de l'équation (1) s'avère également adaptée pour rendre compte de phénomènes de dégradation dans d'autres disciplines que la santé (comme la physique, la biologie, etc.), qu'elle est compatible avec l'analyse de la littérature de Walton (2010), et que le large intervalle retenu pour τ permet de refléter l'incertitude liée à cette transposabilité.

Ensuite, l'analyse pourrait être affinée. D'une part, nous utilisons une cohorte dynamique à partir d'une variation moyenne dans le temps de l'exposition de la population. L'utilisation de variations d'exposition modélisée au niveau local (maille de 4 km par 4 km) et leur superposition avec les données de population communales, permettrait de mieux tenir compte des spécificités locales, voire de recourir à des tables de mortalité à un niveau plus désagrégé que national. D'autre part, une partie de la population a quitté les zones urbaines pour des zones plus

rurales (environ 1.4 million, dont 450 000 pour Paris, selon Galiana *et al.*, 2020). Les niveaux d'exposition dans les zones les plus urbanisées étant supérieurs à ceux des zones rurales, en particulier pour le NO₂ (Medina *et al.*, 2021), l'effet du confinement sur la mortalité est sans doute sous-estimé dans la population. Le recours au télétravail a également contribué à réduire l'exposition de la population concernée.

Enfin, la mortalité est évaluée monétairement sur la base des préférences déclarées par la population et non sur l'observation de prix de marché. Ces préférences représentent l'expression d'un consentement à payer pour diminuer la probabilité de décès, et incluent des composantes non marchandes. La valorisation de la

mortalité représente ainsi des pertes de bien-être collectif, donc essentiellement une composante non marchande, dont la comparaison directe avec des composantes uniquement marchandes (tel le produit intérieur brut) est déconseillée.

Notons finalement qu'au-delà de la baisse de la mortalité consécutive à l'impact des restrictions d'activité sur les concentrations de PM_{2.5} et NO₂, existent des gains de morbidité liés aux impacts respiratoires ou cardio-vasculaires (voir Venter *et al.*, 2021, pour l'asthme pédiatrique par exemple). Toutefois, de potentiels effets sanitaires négatifs sont également associés, puisque certaines études font état d'une augmentation des niveaux d'ozone et de la mortalité associée (Liu *et al.*, 2021 ; Venter *et al.*, 2021). □

BIBLIOGRAPHIE

Adélaïde, L., Chanel, O. & Pascal, M. (2021a). Health effects from heat waves in France: An economic evaluation. *European Journal of Health Economics*, 23, 119–131. <https://doi.org/10.1007/s10198-021-01357-2>

Adélaïde, L., Medina, S., ... & Pascal, M. (2021b). Impact de la pollution de l'air ambiant sur la mortalité en France métropolitaine : réduction en lien avec le confinement du printemps 2020 et impact à long terme pour la période 2016-2019. *Bulletin épidémiologique hebdomadaire*, 13, 232–242. http://beh.santepubliquefrance.fr/beh/2021/13/2021_13_2.html

Ami, D., Aprahamian, F., Chanel, O. & Luchini, S. (2013). Comment les individus valorisent-ils les décès associés à la pollution atmosphérique ? Une comparaison de trois scénarios hypothétiques. *Économie et Statistique*, 460-461, 107–128. <https://doi.org/10.3406/estat.2013.10201>

Aphekom (2011). *Guidelines on monetary cost calculations related to air pollution health impacts*. Deliverable D6 par Chanel, O. http://aphekom.org/c/document_library/get_file?uuid=9432004a-0d17-4be9-8f86-5b33a77a12c4&groupId=10347

Bambra, C., Riordan, R., Ford, J. & Matthews, F. (2020). The COVID-19 pandemic and health inequalities. *Journal of Epidemiology & Community Health*, 74(11), 964–968. <http://dx.doi.org/10.1136/jech-2020-214401>

Bherwani, H., Nair, M., ... & Kumar, R. (2020). Valuation of air pollution externalities: comparative assessment of economic damage and emission reduction under COVID-19 lockdown. *Air Quality, Atmosphere & Health*, 13(6), 683–694. <https://doi.org/10.1007/s11869-020-00845-3>

Brodeur, A., Clark, A. E., Fleche, S. & Powdthavee, N. (2021a). COVID-19, lockdowns and well-being: Evidence from Google Trends. *Journal of Public Economics*, 193, 104346. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104346>

Brodeur, A., Gray, D., Islam, A. & Bhuiyan, S. (2021b). A literature review of the economics of COVID-19. *Journal of Economic Surveys*, 35, 1007–1044. <https://doi.org/10.1111/joes.12423>

Burmester, D. & Anderson, P. (1994). Principles of good practice for the use of Monte-Carlo techniques in human health and ecological risk assessment. *Risk Analysis*, 14, 477–481. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.1994.tb00265.x>

Burnett, R., Chen, H., ... & Spadaro, J. V. (2018). Global estimates of mortality associated with long-term exposure to outdoor fine particulate matter. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 115(38), 9592–9597. <https://doi.org/10.1073/pnas.1803222115>

CAFE (2005). *Methodology for the Cost-Benefit Analysis for CAFE. Volume 3: Uncertainty in the CAFE CBA*. Report ED51014. AEA Technology Environment Report, Oxon, par Holland, M., Hurley, F., Hunt, A., *et al.* https://ec.europa.eu/environment/archives/cape/activities/pdf/cba_method_vol3.pdf

- CEREMA (2016).** *Indicateur QALY et évaluation des projets de transport. Revue de la littérature.* Direction territoriale Sud-Ouest.
- Chanel, O., Henschel, S., ... & Medina, S. (2014).** Economic valuation of the mortality benefits of a regulation on SO₂ in 20 European cities. *European Journal of Public Health*, 24(4), 631–637. <https://doi.org/10.1093/eurpub/cku018>
- Chanel, O. & Luchini, S. (2014).** Monetary values for risk of death from air pollution exposure: A context-dependent scenario with a control for intra-familial altruism. *Journal of Environment Economics and Policy*, 3(1), 67–91. <https://doi.org/10.1080/21606544.2013.863743>
- Chanel, O., Scapecchi, P. & Vergnaud, J.-C. (2006).** How to correctly assess mortality benefits in public policies. *Journal of Environmental Planning and Management*, 49(5), 759–776. <https://doi.org/10.1080/09640560600850150>
- Chen, K., Wang, M., Huang, C., Kinney, P. L. & Anastas, P. T. (2020).** Air pollution reduction and mortality benefit during the COVID-19 outbreak in China. *The Lancet Planetary Health*, 4(6), e210–e212. [https://doi.org/10.1016/S2542-5196\(20\)30107-8](https://doi.org/10.1016/S2542-5196(20)30107-8)
- Chestnut, L. & De Civita, P. (2009).** Economic Valuation of Mortality Risk Reduction: Review and Recommendations for Policy and Regulatory Analysis. https://publications.gc.ca/collection_2009/policyresearch/PH4-51-2009E.pdf
- Chilton, S., Covey, J., Jones-Lee, M., Loomes, G. & Metcalf, H. (2004).** *Valuation of Health Benefits Associated with Reductions in Air Pollution.* London: Defra Publications, PB 9413.
- Corso, M., Lagarrigue, R. & Medina, S. (2019).** *Pollution atmosphérique. Guide pour la réalisation d'une évaluation quantitative des impacts sur la santé (EQIS). EQIS avec une exposition mesurée.* Santé publique France, 2019. <https://www.santepubliquefrance.fr/content/download/233580/2517739>
- Desaigues, B., Ami, D., Bartczak, A., ... & Urban, J. (2011).** Economic valuation of air pollution mortality: A 9-country contingent valuation survey of value of a life year (VOLY). *Ecological Indicators*, 11, 902–910. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2010.12.006>
- Doll, R., Peton, R., Wheatley, K., Gray, R. & Sutherland, I. (1994).** Mortality in relation to smoking: 40 years' observations on male British doctors. *British Medical Journal*, 309, 901–911. <https://doi.org/10.1136/bmj.309.6959.901>
- European Commission (2020).** *Handbook on the external costs of transport Version 2019 – 1.1.* <https://data.europa.eu/doi/10.2832/51388>
- Galiana, L., Castillo, M. S., Sémécurbe, F., Coudin, É. & de Bellefon, M.-P. (2020).** Retour partiel des mouvements de population avec le déconfinement. *Insee Analyses* N° 54. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4635407>
- Giani, P., Castruccio, S., ... & Crippa, P. (2020).** Short-term and long-term health impacts of air pollution reductions from COVID-19 lockdowns in China and Europe: A modelling study. *The Lancet Planetary Health*, 4(10), e474–e482. [https://doi.org/10.1016/S2542-5196\(20\)30224-2](https://doi.org/10.1016/S2542-5196(20)30224-2)
- Hammitt, J. (2007).** Valuing changes in mortality risk: Lives saved versus life years saved. *Review of Environmental Economics and Policy*, 1, 228–240. <https://doi.org/10.1093/reep/rem015>
- Hao, X., Li, J., Wang, H., ... & Dang, R. (2021).** Long-term health impact of PM_{2.5} under whole-year COVID-19 lockdown in China. *Environmental Pollution*, 118118. <https://doi.org/10.1016/j.envpol.2021.118118>
- HM Treasury (2020).** *The Green Book: appraisal and evaluation in central government.* Annex A1. London: HM Treasury. <https://www.gov.uk/government/publications/the-green-book-appraisal-and-evaluation-in-central-government/the-green-book-2020#list-of-green-book-supplementary-guidance>
- Hrynick, T. A., Lorenzo, S. R. & Carter, S. E. (2021).** COVID-19 response: mitigating negative impacts on other areas of health. *BMJ Global Health*, 6(4), e004110. <http://dx.doi.org/10.1136/bmjgh-2020-004110>
- Huangfu, P. & Atkinson, R. (2020).** Long-term exposure to NO₂ and O₃ and all-cause and respiratory mortality: A systematic review and meta-analysis. *Environment International*, 144, 105998. <https://doi.org/10.1016/j.envint.2020.105998>
- Insee (2018).** Tables de mortalité des années 2016-2018. https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4503155/fm_t68.xlsx
- Jeanrenaud, C. & Marti, J. (2007).** The cost of reduced life expectancy due to air pollution: Assessing the value of a life year (VOLY) using contingent valuation. *iHEA 2007 6th World Congress: Explorations in Health Economics Paper.* Philadelphia: iHEA. <https://ssrn.com/abstract=994770>
- Johannesson, M., Johansson, P. O. & Lofgren, K. G. (1997).** On the value of changes in life expectancy: blips versus parametric changes. *Journal of Risk and Uncertainty*, 15(3), 221–239. <https://doi.org/10.1023/A:1007705309543>

- Jones-Lee, M., Chilton, S., Metcalf, H. & Seested Nielsen, J. (2015).** Valuing gains in life expectancy: Clarifying some ambiguities. *Journal of Risk and Uncertainty*, 51, 1–21. <https://doi.org/10.1007/s11166-015-9221-8>
- Krewski, D., Jerrett, M., ... & Thun, M. J. (2009).** *Extended follow-up and spatial analysis of the American Cancer Society study linking particulate air pollution and mortality*. Vol. 140. Boston, MA: Health Effects Institute. http://westrk.org/CARBdocs/Krewski_052108.pdf
- Laden, F., Schwartz, J., Speizer, F. E. & Dockery, D. W. (2006).** Reduction in fine particulate air pollution and mortality: extended follow-up of the Harvard Six Cities study. *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, 173(6), 667–672. <https://doi.org/10.1164/rccm.200503-443OC>
- Le, K. & Nguyen, M. (2021).** The psychological consequences of COVID-19 lockdowns. *International Review of Applied Economics*, 35(2), 147–163. <https://doi.org/10.1080/02692171.2020.1853077>
- Leksell, I. (2000).** *Health costs of particle emissions - Economic valuation of increased mortality due to exhaust of fine particles*. Göteborg: Chalmers University of Technology, Dissertation.
- Leksell, I. & Rabl, A. (2001).** Air Pollution and Mortality: Quantification and Valuation of Years of Life Lost. *Risk Analysis*, 21, 843. <https://doi.org/10.1111/0272-4332.215156>
- Lightwood, J. M. & Glantz, S. A. (1997).** Short-term Economic and Health Benefits of Smoking Cessation. *Circulation*, 96, 1089–1096. <https://doi.org/10.1161/01.CIR.96.4.1089>
- Lindhjem, H., Navrud, S., Braathen, N. A. & Biaisque, V. (2011).** Valuing Mortality Risk Reductions from Environmental, Transport, and Health Policies: A Global Meta-Analysis of Stated Preference Studies. *Risk Analysis*, 31(9), 1381–1407. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.2011.01694.x>
- Liu, F., Wang, M. & Zheng, M. (2021).** Effects of COVID-19 lockdown on global air quality and health. *Science of the Total Environment*, 755, 142533. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.142533>
- McFadden, D. & Train, K. (eds) (2017).** *Contingent Valuation of Environmental Goods: A Comprehensive Critique*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Medina, M., Adélaïde, L., ... & Pascal, M. (2021).** *Impact de la pollution de l'air ambiant sur la mortalité en France métropolitaine. Réduction en lien avec le confinement du printemps 2020 et nouvelles données sur le poids total pour la période 2016-2019*. Saint-Maurice : Santé publique France. <https://www.santepubliquefrance.fr>
- Miller, B. & Hurley, F. (2003).** Life table methods for quantitative impact assessments in chronic mortality. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57, 200–206. <http://dx.doi.org/10.1136/jech.57.3.200>
- Mitchell, R. C. & Carson, R. T. (1989).** *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method*. Washington, D.C.: Resources for the Future, John Hopkins University Press.
- Molina-Montes, E., Uzhova, I., ... & Rodríguez-Pérez, C. (2021).** Impact of COVID-19 confinement on eating behaviours across 16 European countries: The COVIDiet cross-national study. *Food Quality and Preference*, 93, 104231. <https://doi.org/10.1016/j.foodqual.2021.104231>
- Narain, U. & Sall, C. (2016).** *Methodology for Valuing the Health Impacts of Air Pollution: Discussion of Challenges and Proposed Solutions*. Washington, D.C.: World Bank Group. <https://openknowledge.worldbank.org/bitstream/handle/10986/24440/K8849.pdf?sequence=3&isAllowed=y>
- New-Ext (2004).** *New Elements for the Assessment of External Costs from Energy Technologies*. Final report to the European Commission DG Research, Technological Development and Demonstration (Contract No: ENG1-CT2000-00129). Produced by IER *et al.*
- OCDE (2012).** *La valorisation du risque de mortalité dans les politiques de l'environnement, de la santé et des transports*. Paris : Éditions OCDE. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264169623-fr>
- OMS - OCDE (2015).** *Economic cost of the health impact of air pollution in Europe: Clean air, health and wealth*. Copenhagen: WHO Regional Office for Europe. <https://apps.who.int/iris/handle/10665/350716>
- OMS (2021).** *WHO global air quality guidelines: particulate matter (PM_{2.5} and PM₁₀), ozone, nitrogen dioxide, sulfur dioxide and carbon monoxide*. Geneva: WHO. <https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/345329/9789240034228-eng.pdf>
- ONISR (2021).** Accidentalité routière 2020 Données définitives. Paris, 31 mai. https://www.onisr.securite-routiere.gouv.fr/sites/default/files/2021-05/20210531_Bilan_Définitif_ONISR_2020_vMS.pdf
- Ostro, B. D., Tran, H., & Levy, J. I. (2006).** The health benefits of reduced tropospheric ozone in California. *Journal of the Air and Waste Management Association*, 56(7), 1007–1021. <https://doi.org/10.1080/10473289.2006.10464511>
- Pascal, M., de Crouy-Chanel, P., ... & Host, S. (2016).** *Impacts de l'exposition chronique aux particules fines sur la mortalité en France continentale et analyse des gains en santé de plusieurs scénarios de réduction de la pollution atmosphérique*. Saint-Maurice : Santé publique France. <http://invs.santepubliquefrance.fr/Dossiers-thematiques/Environnement-et-sante/Air-et-sante/Publications>

- PHE, Public Health England (2018).** Associations of long-term average concentrations of nitrogen dioxide with mortality: A report by the Committee on the Medical Effects of Air Pollutants. https://assets.publishing.service.gov.uk/government/uploads/system/uploads/attachment_data/file/734799/COMEAP_NO2_Report.pdf
- Pope, C. A., Coleman, N., Pond, Z. A. & Burnett, R. T. (2020).** Fine particulate air pollution and human mortality: 25+ years of cohort studies. *Environmental Research*, 183, 108924. <https://doi.org/10.1016/j.envres.2019.108924>
- Puett, R. C., Hart, J. E., Yanosky, J. D., ... & Laden, F. (2009).** Chronic fine and coarse particulate exposure, mortality, and coronary heart disease in the Nurses' Health Study. *Environmental Health Perspectives*, 117(11), 1697–1701. <https://doi.org/10.1289/ehp.0900572>
- Quinet, E. (2013).** L'évaluation socioéconomique des investissements publics. Rapport de la mission présidée par Émile Quinet. Commissariat général à la stratégie et à la prospective, septembre 2013. https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/cgsp_evaluation_socioeconomique_29072014.pdf
- Rabl, A. (2006).** Analysis of air pollution mortality in terms of life expectancy changes: relation between time series, intervention, and cohort studies. *Environmental Health*, 5(1), 1–11. <https://doi.org/10.1186/1476-069X-5-1>
- Rabl, A., Spadaro, J. & Holland, M. (2014).** *How Much Is Clean Air Worth?: Calculating the Benefits of Pollution Control*. Cambridge University Press.
- Röösli, M., Künzli, N., Braun-Fahrlander, C. & Egger, M. (2005).** Years of life lost attributable to air pollution in Switzerland: Dynamic exposure–response model. *International Journal of Epidemiology*, 34, 1029–1035. <https://doi.org/10.1093/ije/dyi106>
- Sannigrahi, S., Kumar, P., ... & Pilla, F. (2021).** Examining the status of improved air quality in world cities due to COVID-19 led temporary reduction in anthropogenic emissions. *Environmental Research*, 110927. <https://doi.org/10.1016/j.envres.2021.110927>
- Schucht, S., Real, E., ... & Colette, A. (2021).** *Development of a refined methodology for the EEA externalities assessment*. Eionet Report - ETC/ATNI 2019/18. Kjeller: Norwegian Institute for Air Research.
- Simon, N. B., Dockins, C., ... & Taylor, L. O. (2019).** Policy brief – What's in a name? A search for alternatives to “VSL”. *Review of Environmental Economics and Policy*, 13(1), 155–161. <https://doi.org/10.1093/reep/rey022>
- Soguel, N. & van Griethuysen, P. (2000).** *Évaluation contingente, qualité de l'air et santé : une étude en milieu urbain*. Report IDHEAP 185/2000. Institut des hautes études en administration publique, Université de Lausanne, Switzerland. https://serval.unil.ch/resource/serval:BIB_16662.P001/REF.pdf
- Stieb, D. M., Berjawi, R., ... & Shin, H. H. (2021).** Systematic review and meta-analysis of cohort studies of long term outdoor nitrogen dioxide exposure and mortality. *PLoS ONE*, 16(2), e0246451. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0246451>
- Tainio, M., Tuomisto, J. T., ... & Pekkanen, J. (2007).** Parameter and model uncertainty in a life-table model for fine particles (PM_{2.5}): a statistical modeling study. *Environmental Health*, 6(1), 1–13. <https://doi.org/10.1186/1476-069X-6-24>
- Tisdell, C. A. (2020).** Economic, social and political issues raised by the COVID-19 pandemic. *Economic Analysis and Policy*, 68, 17–28. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2020.08.002>
- US EPA (2021).** User's Manual for the Co-Benefits Risk Assessment Health Impacts Screening and Mapping Tool (COBRA). https://www.epa.gov/system/files/documents/2021-11/cobra-user-manual-nov-2021_4.1_0.pdf
- Venter, Z. S., Aunan, K., Chowdhury, S. & Lelieveld, J. (2021).** Air pollution declines during COVID-19 lockdowns mitigate the global health burden. *Environmental Research*, 192, 110403. <https://doi.org/10.1016/j.envres.2020.110403>
- Viscusi, K., Hakes, J. & Carlin, A. (1997).** Measure of mortality risks. *Journal of Risk and Uncertainty*, 14(3), 213–233. <https://doi.org/10.1023/A:1007799508646>
- Vlachokostas, C., Achillas, C., ... & G. & Dimitrakis, I. (2011).** Willingness to pay for reducing the risk of premature mortality attributed to air pollution: A contingent valuation study for Greece. *Atmospheric Pollution Research*, 2(3), 275–282. <https://doi.org/10.5094/APR.2011.034>
- Walton, H. (2010).** Development of proposals for cessation lag(s) for use in total impact calculations. In: *The mortality effects of long-term exposure to particulate matter in the United Kingdom*. COMEAP report. http://allcatsrgrey.org.uk/wp/download/public_health/pollution/COMEAP_development_of_proposals_for_cessation_lags.pdf
- Wang, M., Liu, F. & Zheng, M. (2020).** Air quality improvement from COVID-19 lockdown: Evidence from China. *Air Quality, Atmosphere & Health*, 14(4), 591–604. <https://doi.org/10.1007/s11869-020-00963-y>
- World Bank (2020).** *The Global Health Cost of Ambient PM2.5 Air Pollution*. Washington, D.C.: World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/35721>

N° 532-33 (2022)

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Un an de crise Covid : comment évaluer l'impact de la pandémie sur l'activité économique des entreprises françaises ? Construction de contrefactuels individuels et diagnostics de l'année 2020 / *One Year of COVID: What Impact Did the Pandemic Have on the Economic Activity of French Companies? Construction of Individual Counterfactuals and Diagnoses for 2020* – Benjamin Bureau, Anne Duquerroy, Julien Giorgi, Mathias Lé, Suzanne Scott & Frédéric Vinas
- Un examen au microscope de l'impact de la crise sanitaire et des mesures de soutien public sur la situation financière des entreprises / *A Granular Examination of the Impact of the Health Crisis and the Public Support Measures on French Companies' Financial Situation* – Benjamin Bureau, Anne Duquerroy, Julien Giorgi, Mathias Lé, Suzanne Scott & Frédéric Vinas
- Difficultés financières des entreprises pendant l'épidémie de Covid-19 et réponses des politiques publiques : une évaluation / *Liquidity Shortfalls during the COVID-19 Outbreak: Assessment and Policy Responses* – Lilas Demmou, Guido Franco, Sara Calligaris & Dennis Dlugosch
- Commentaire – Aider les entreprises en période de crise : l'intérêt des microsimulations sur données d'entreprises / *Comment – Public Support to Companies in Times of Crisis: The Value of Microsimulations based on Company Data* – Xavier Ragot

ARTICLES

- Valeurs, volumes et partages volume-prix : sur quelques questions (re)soulevées par la crise sanitaire / *Values, Volumes, and Price-Volume Decompositions: On Some Issues Raised (Again) by the Health Crisis* – Didier Blanchet & Marc Fleurbaey
- La sous-traitance des travaux agricoles en France : une perspective statistique sur un phénomène émergent / *Agricultural Outsourcing in France: A Statistical Perspective on an Emerging Phenomenon* – Geneviève Nguyen, François Purseigle, Julien Brailly & Melvin Marre
- Apprentissages informels en entreprise et sécurisation des mobilités professionnelles / *Informal Learning at Work and the Securing of Professional Mobility* – Olivier Baguelin & Anne Fretel
- Une nouvelle nomenclature, la PCS Ménage / *A New Nomenclature for French Statistics: The Household PCS* – Thomas Amossé & Joanie Cayouette-Remblière

N° 530-31 (2022) – VARIA

- Droits connexes et aides sociales locales : un nouvel état des lieux / *Social Benefits, Related Entitlements and Local Social Support: A New Assessment* – Denis Anne & Yannick L'Horty
- Effets des réformes 2018 de la fiscalité du capital des ménages sur les inégalités de niveau de vie en France : une évaluation par microsimulation / *Impacts of the 2018 Household Capital Tax Reforms on Inequalities in France: A Microsimulation Evaluation* – Félix Paquier & Michaël Sicsic
- Quel déflateur pour les services de télécommunications ? Une question de pondération / *Telecoms Deflators: A Story of Volume and Revenue Weights* – Mo Abdirahman, Diane Coyle, Richard Heys & Will Stewart
- Filières du baccalauréat et emploi à la fin des études : contribution des parcours scolaires et analyse des écarts entre femmes et hommes / *Baccalaureate Tracks and Employment at the End of Education: Contribution of the Educational Pathway and Analysis of Gender Gaps* – Estelle Herbaut, Carlo Barone & Louis-André Vallet
- Formes d'organisation du travail et mobilité quotidienne des actifs franciliens / *Forms of Work Organisation and Daily Mobility of Workers in Île-de-France* – Laurent Proulhac

N° 528-529 (2021)

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Inégalités scolaires et politiques éducatives : une introduction / *School Inequalities and Educational Policies: An Introduction* – Georges Felouzis
- Mixité sociale : retour sur douze ans de ciblage des politiques d'éducation prioritaire / *Social Diversity: A Review of Twelve Years of Targeting Priority Education Policies* – Pierre Courtioux & Tristan-Pierre Maury
- Qu'est-ce qu'un bon lycée ? Mesurer les effets établissements, au-delà de la moyenne / *What Makes a Good High School? Measuring School Effects beyond the Average* – Pauline Givord & Milena Suarez Castillo
- Les inégalités de compétences à la fin des études / *Inequalities in Skills at the End of Education* – Fabrice Murat
- L'université française, lieu de brassage ou de ségrégation sociale ? Mesure de la polarisation du système universitaire français (2007-2015) / *French Universities – A Melting Pot or a Hotbed of Social Segregation? A Measure of Polarisation within the French University System (2007-2015)* – Romain Avouac & Hugo Harari-Kermadec

ARTICLES

- La participation des salariés à la gouvernance d'entreprise : quel impact sur la performance et la politique de distribution des liquidités dans le SBF 120 (2000-2014) ? / *Employee Participation in Corporate Governance: What Impact on the Performance and Cash Distribution Policy in the SBF 120 (2000-2014)?* – Cécile Cézanne & Xavier Hollandts

- Caractériser le paysage dans l'analyse des facteurs de l'urbanisation : méthodologie et illustration pour l'aire urbaine d'Angers / *Characterising the Landscape in the Analysis of Urbanisation Factors: Methodology and Illustration for the Urban Area of Angers* – Julie Bourbeillon, Thomas Coisson, Damien Rousselière & Julien Salanié

N° 526-527 (2021)

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Imposition des couples et statut marital – Simulation de trois réformes du quotient conjugal en France / *Taxation of Couples and Marital Status – Simulation of Three Reforms of the Marital Quotient in France* – Guillaume Allègre, Hélène Périvier & Muriel Pucci
- Effets redistributifs de l'imposition des couples et des familles : une étude par microsimulation de l'impôt sur le revenu / *Redistributive Effects of the Taxation of Couples and Families: A Microsimulation Study of Income Tax* – Mathias André & Antoine Sireyjol
- Commentaire – La familialisation des taxes et transferts, un enjeu pour l'impôt sur le revenu et les autres politiques publiques / *Comment: Family-Based Tax and Transfer System – Issues for Income Tax and Other Public Policies* – Clément Carbonnier

ARTICLES

- Les inégalités de revenu entre les départements français depuis cent ans / *Income Inequality across French Departments over the Last 100 Years* – Florian Bonnet, Hippolyte d'Albis & Aurélie Sotura
- Le travail dissimulé en France / *Undeclared Work – Evidence from France* – Laila AitBihiOuali & Olivier Bargain
- Le durcissement des conditions d'accès et d'emploi dans les professions artistiques en France – Les cas de la danse et du cirque (2006-2016) / *The Tightening of Employment Conditions and Access to Jobs in Artistic Occupations in France – The case of Dance and Circus Arts (2006-2016)* – Samuel Julhe & Émilie Salaméro
- Évaluation du crédit d'impôt innovation / *An Evaluation of the Innovation Tax Credit* – Simon Bunel & Benjamin Hadjibeyli

N° 524-525 (2021)

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Introduction au dossier Économie de la santé / *Introduction to the Thematic Section on Health Economics* – Carine Franc
- L'introduction du paiement à la performance : quel impact sur l'activité des médecins généralistes en France ? / *The Introduction of Pay-for-Performance: What Impact on General Practitioners' Activity in France?* – Brigitte Dormont, Aimée Kingsada & Anne-Laure Samson
- L'interdiction des dépassements d'honoraires pour les bénéficiaires de la CMU-C : quelles conséquences pour les médecins et dentistes libéraux ? / *The Ban on Extra-Fees for Beneficiaries of the CMU-C Health Cover: What Consequences for Physicians and Dentists in Private Practice?* – Brigitte Dormont & Cécile Gayet
- Les travailleurs indépendants sous-investissent-ils dans leur santé ? / *Must-Trade and Catch-Up? – Do the Self-Employed Under-Invest in Their Health?* – Estelle Augé & Nicolas Sirven
- Préférences de la population française pour l'accès à l'information génétique : une étude de choix discrets / *Preferences of the French Population Regarding Access to Genetic Information: A Discrete Choice Experiment* – Christine Peyron, Aurore Pélissier & Nicolas Krucien
- Effet de la réforme de l'APA à domicile de 2015 sur les plans d'aide notifiés aux bénéficiaires / *The Effect of the 2015 Reform of the Personalized Autonomy Allowance on the Care Plans Notified to Beneficiaries* – Louis Arnault & Jérôme Wittwer

ARTICLES

- Liens entre les motifs de migration et l'origine géographique des migrants et leurs résultats sur les marchés du travail en Europe / *Linking Migration Reasons and Origins to Labour Market Outcomes: Recent Evidence from Europe* – Mehtap Akgüç & Cécile Welter-Médée
- Le cumul emploi retraite – Déterminants individuels et profils types des cumulants / *Combining Work and a Pension – Individual Determining Factors and Combiners' Profiles* – Agathe Dardier

N° 522-523 (2021) – VARIA

- Effets de moyen terme d'une hausse de TVA sur le niveau de vie et les inégalités : une approche par microsimulation / *Medium-Term Effects of a Rise in VAT on Standard of Living and Inequality: A Microsimulation Approach* – Mathias André & Anne-Lise Biotteau
- Chômage et comportements à risque : quel effet de la perte d'emploi sur la consommation d'alcool et de tabac ? / *Unemployment and Risky Behaviours: The Effect of Job Loss on Alcohol and Tobacco Consumption* – Jérôme Ronchetti & Anthony Terriaux
- Les perspectives d'emploi des jeunes diplômés en Italie pendant et après la crise de 2008 / *The Employment Prospects of Young Graduates in Italy during and after the 2008 Crisis* – Raffaella Cascioli
- Les disparités spatiales d'accès à l'autonomie résidentielle précoce en France / *Spatial Disparities in Young Adults' Early Residential Independence in France* – Claire Kersuzan & Matthieu Solignac
- Inégalités sociales et désynchronisation du sommeil au sein des couples / *Social Inequalities and the Desynchronisation of Sleep within Couples* – Capucine Rauch

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres sources. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

Soumissions

Les propositions d'articles, en français ou en anglais, doivent être adressées à la rédaction de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), de préférence en format MS-Word. Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Un article standard fait environ 11 000 mots en français (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris éventuelles annexes en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots (11 500 pour les soumissions en anglais) ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; le prénom et nom, les affiliations (maximum deux), l'adresse e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (soit environ 1 050 signes espaces compris) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé du manuscrit complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Les articles acceptés pour publication devront être mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur <https://www.insee.fr/fr/information/2410168>). Ils pourront faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

Submissions

Manuscripts can be submitted either in French or in English; they should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), preferably in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. The standard length of an article is of about 10,000 words (including boxes if needed, tables and figures, appendices, bibliography, but not counting online appendices if any). Manuscripts of more than 11,500 words will not be considered. Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 160 words (about 1050 characters including spaces), briefly presenting the question(s), data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements.
- An anonymised manuscript (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three referees ("double-blind" review). The articles accepted for publication will have to be presented according to the guidelines for authors (available at <https://www.insee.fr/en/information/2591257>). They may be subject to editorial work aimed at improving their readability and formal presentation.

Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the online edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French portal Persée, and indexed in Repec and EconLit.

N° 534-35 - 2022

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

ISBN 978-2-11-162365-1 - ISSN 0336-1454 - ECO 534-35
Parution octobre 2022 - PRIX : 17,20 €

