

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.

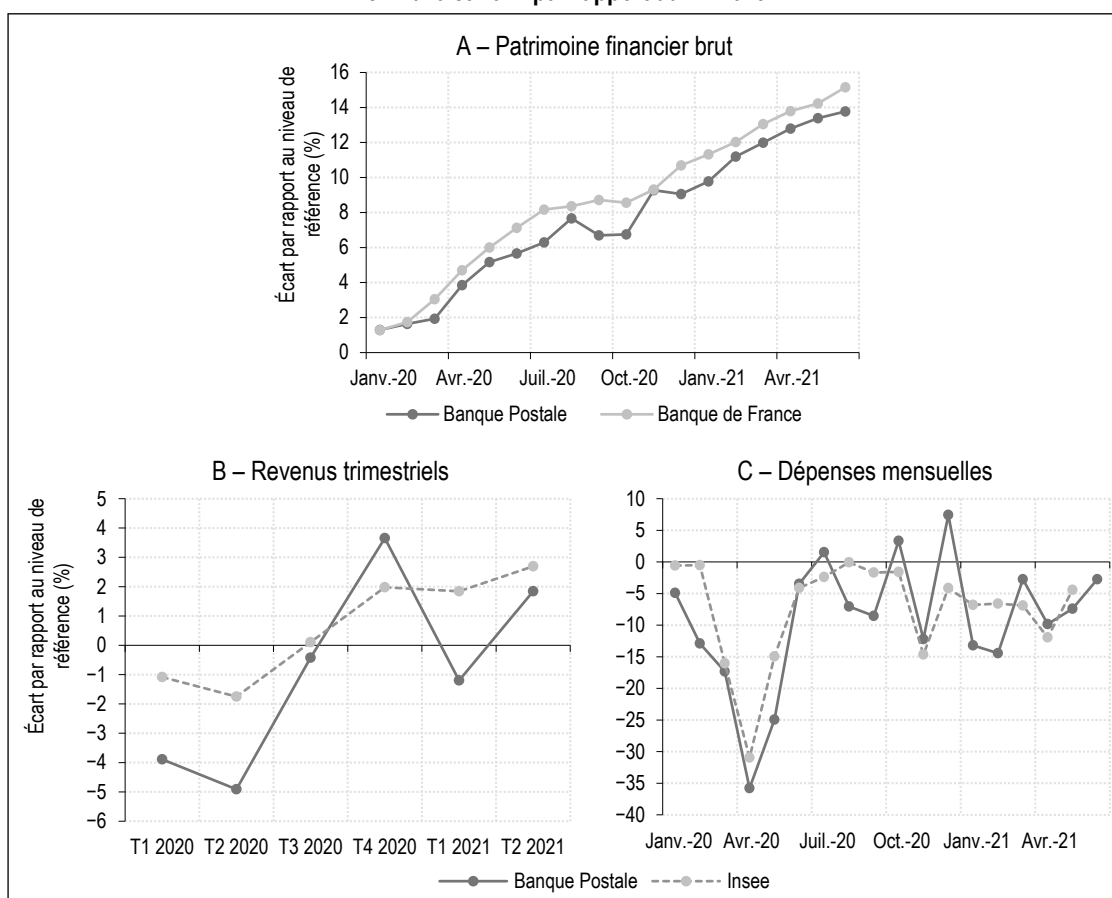
2.5. Évolution des indicateurs de précarité en patrimoine et impact du premier confinement

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

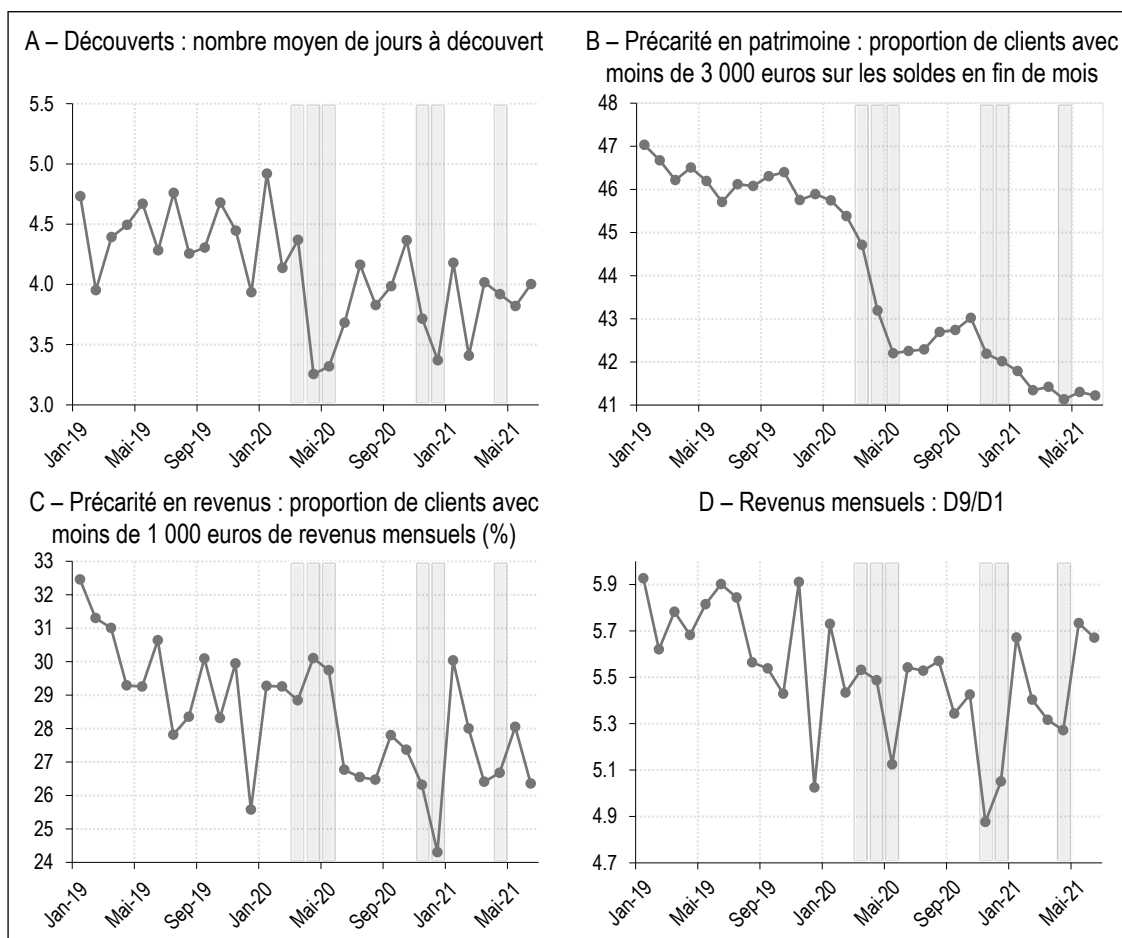
13. Institutions sans but lucratif au service des ménages.

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.

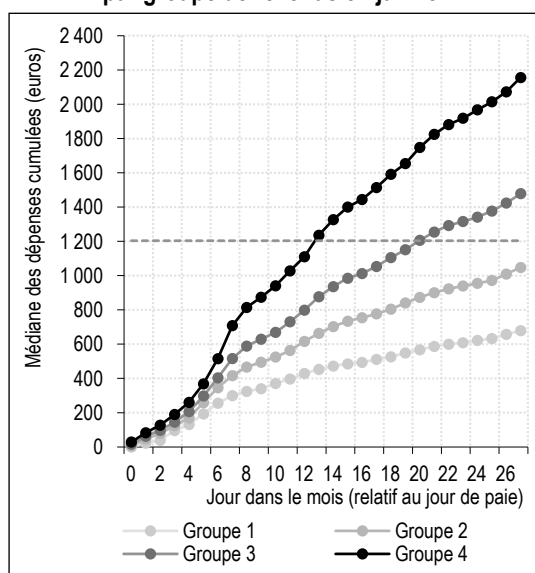
4.1. Analyse par groupe de revenus

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).

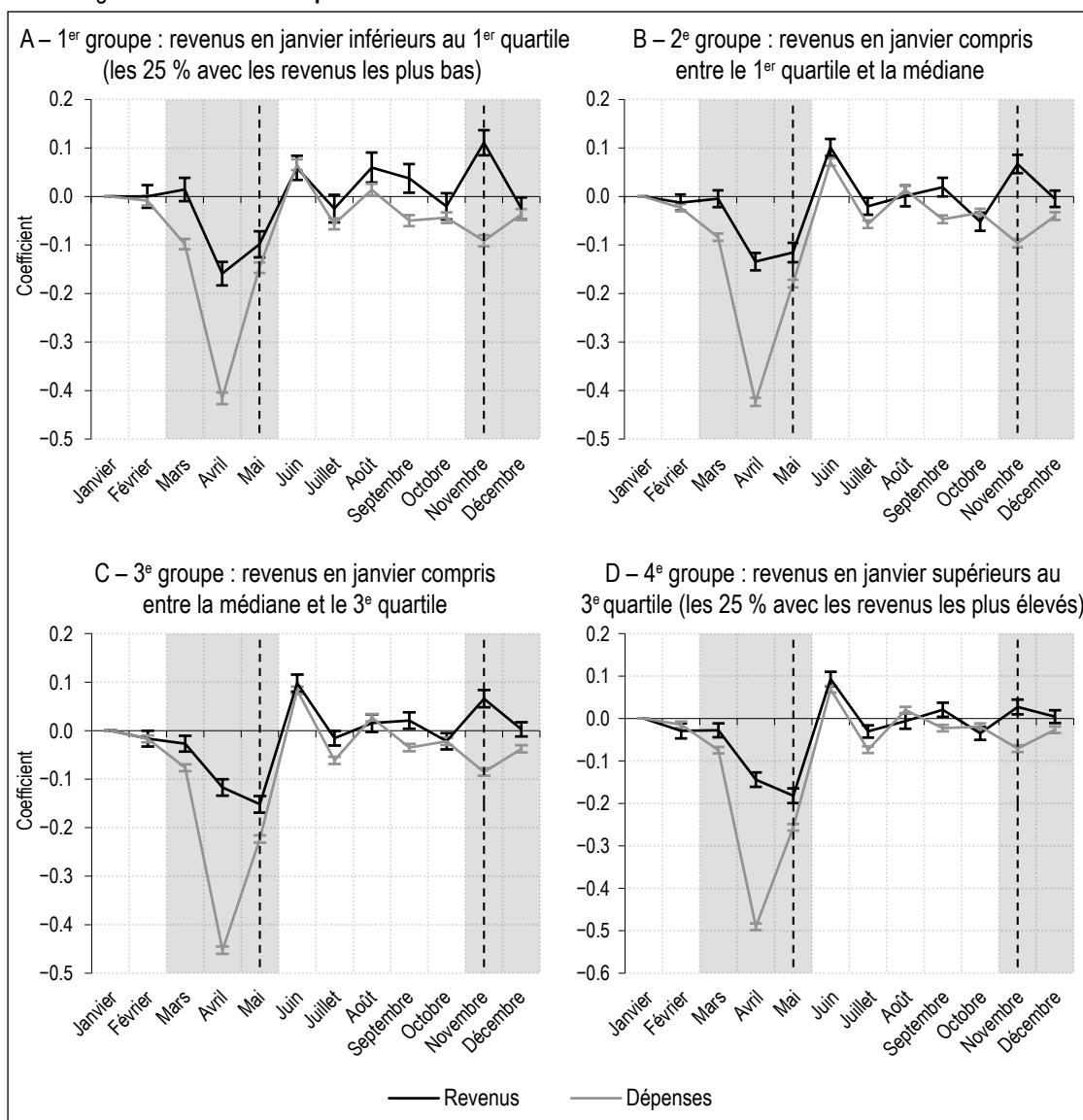
4.1.2. Effets sur l'épargne et les découverts

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

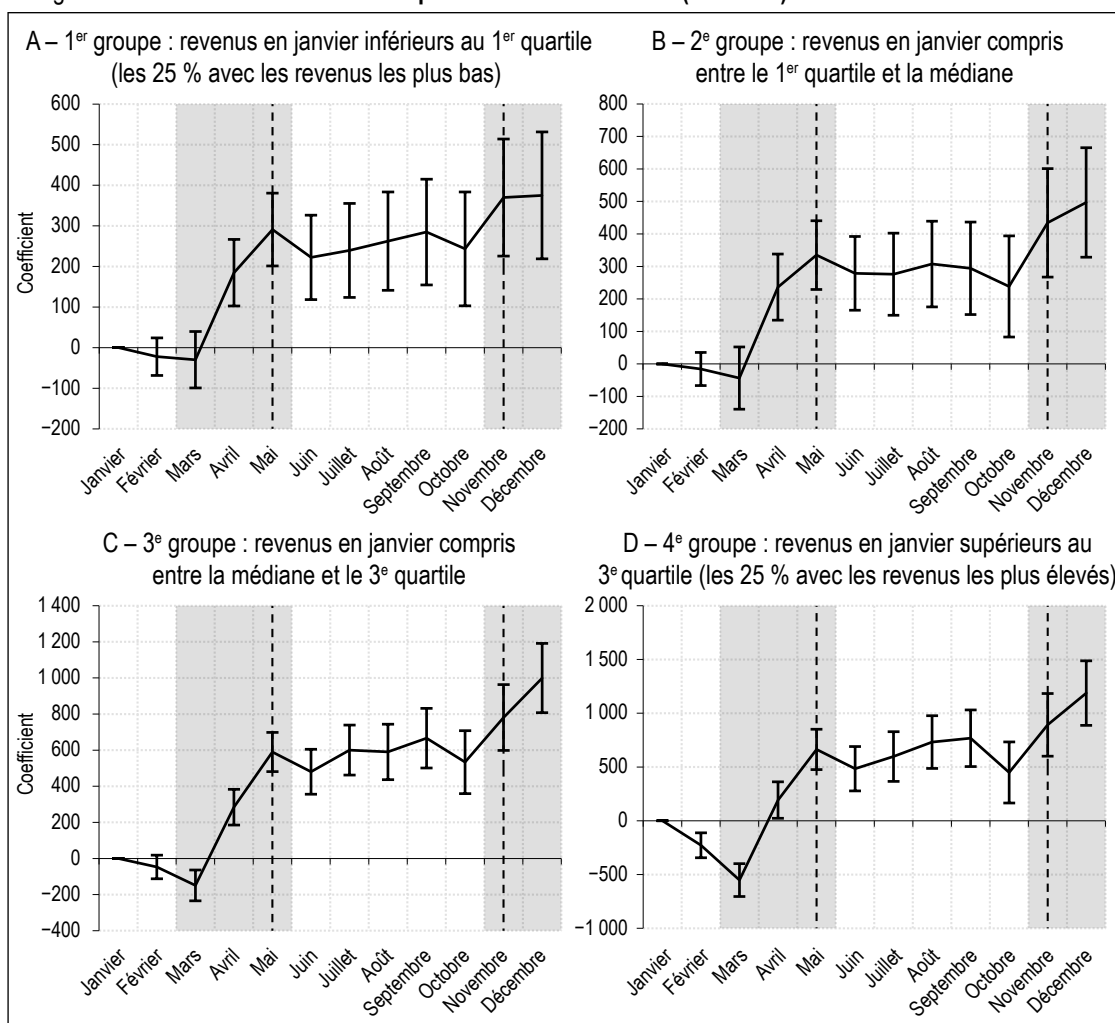
en banque. Si les revenus d'activité baissent et que les perspectives économiques s'assombrissent, les ménages peuvent considérer que leur situation financière se détériore même si leur capacité d'épargne s'améliore temporairement. L'enquête CAMME montre ainsi que la proportion de ménages déclarant s'endetter 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.

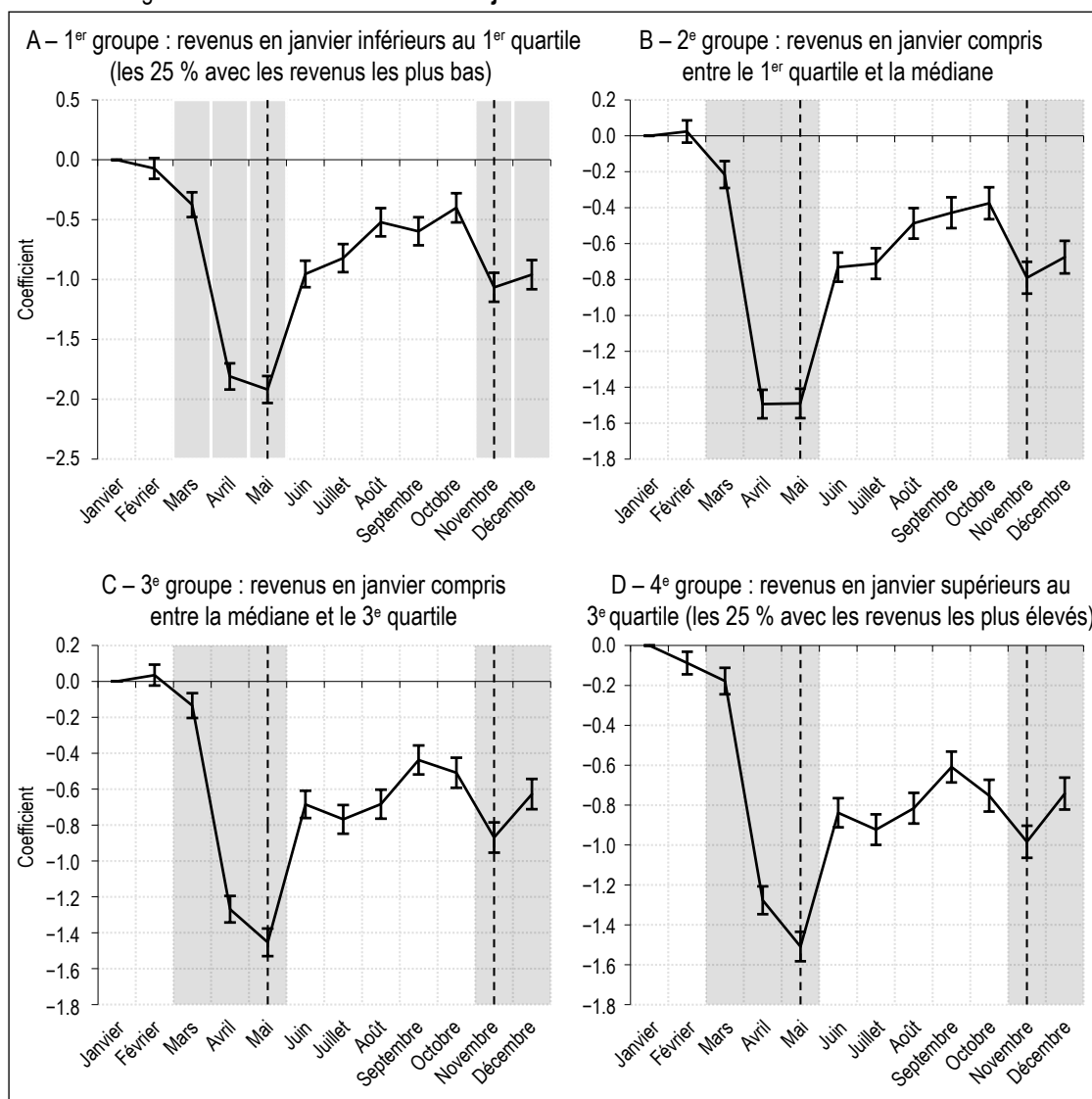
Figure V – Écart entre les niveaux de patrimoine financier brut (en euros) observés en 2020 et attendus


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.

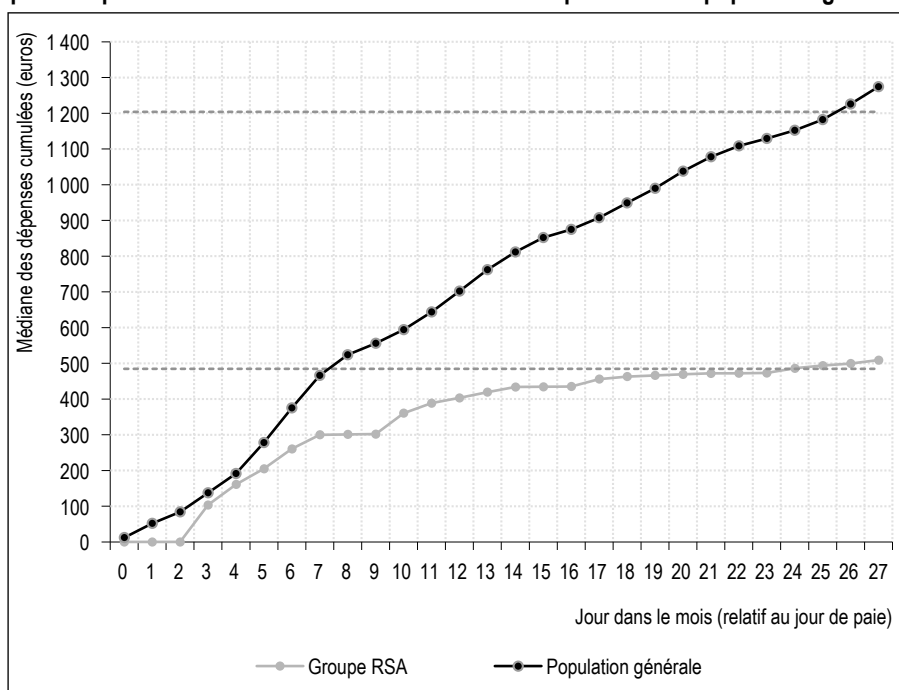
L'enquête Budget de famille permet d'éclairer la contrainte budgétaire subie par les allocataires du RSA sur deux points. Tout d'abord, les allocataires vivent à flux tendus et n'épargnent pas (les dépenses représentent 100 % du revenu mensuel total contre 78 % en moyenne). Ensuite, les dépenses de première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

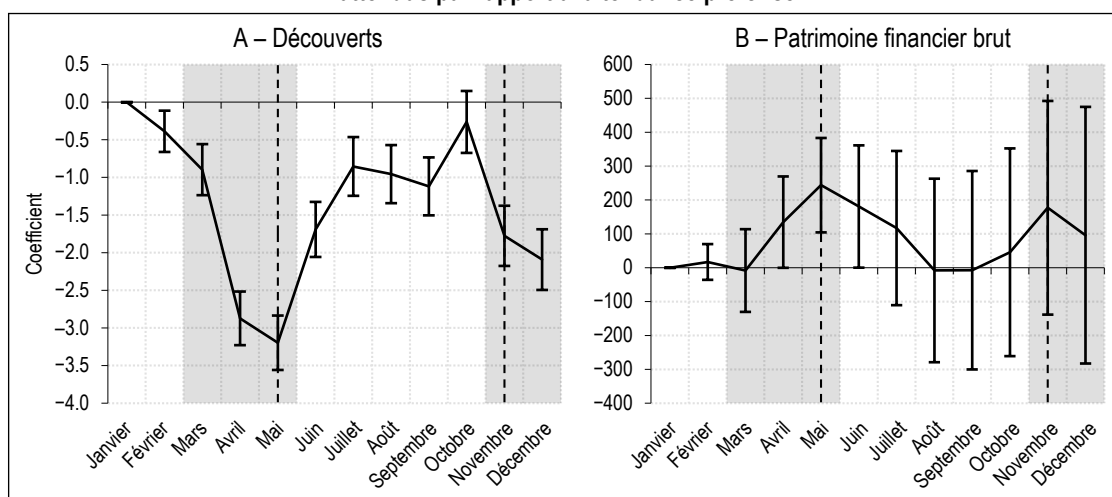
4.2.2. Moins de retours à l'emploi, davantage de transferts sociaux

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.

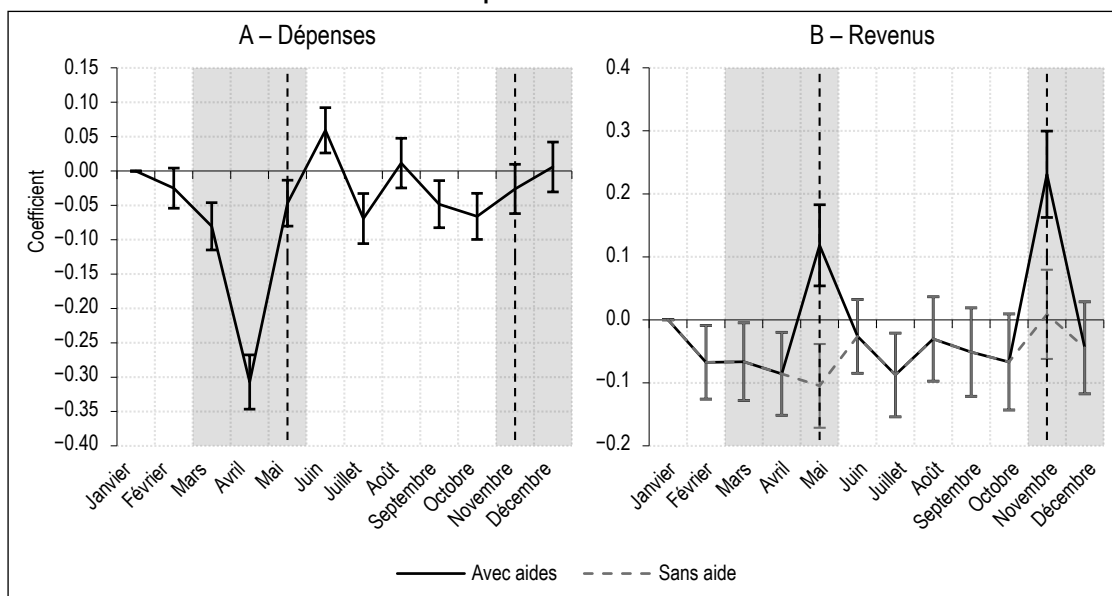
Source et champ : La Banque Postale. France, échantillon de clients bancarisés principaux de La Banque Postale présents sur toute la période janvier 2019-juin 2021 après filtrage des comptes inactifs. Clients seuls sans personne à charge percevant le RSA à taux plein en début d'année. Calculs des auteurs.

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.

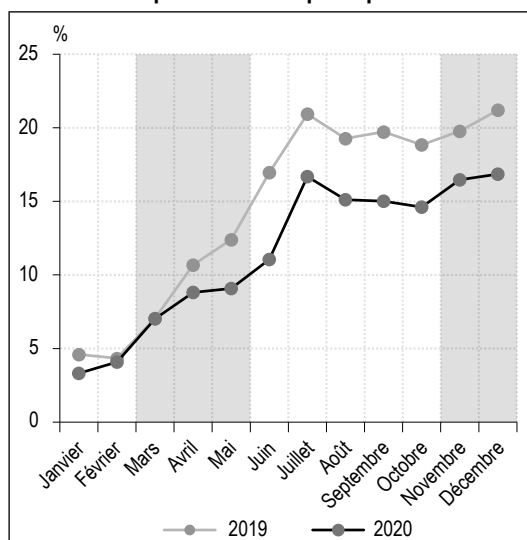
été versées (figure IX). Comme nous allons le voir, cet écart s'explique vraisemblablement par des retours moins fréquents à l'emploi.

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/communique-de-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.