

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Dossier thématique - Crise Covid

Les confinements et l'organisation interne
des ménages

Effets de la crise sur les choix de localisation
et sur les prix de l'immobilier résidentiel

Évolutions de l'emploi au niveau des territoires

Article

La dépendance protéique française

Thematic Section - The COVID Crisis

The Lockdowns and Intra-Household Organisation

Effects of the Crisis on Location Choices
and on Residential Real-Estate Prices

Employment Trends at Territorial Level

Article

Protein Deficit in France

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: Vincent TARDIF

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 536-37 – 2022

DOSSIER THÉMATIQUE – CRISE COVID

CONFINEMENTS ET TÂCHES DOMESTIQUES

- 3 Travail domestique et parental au fil des confinements en France : comment ont évolué les inégalités socio-économiques et de sexe ?**
Ariane Pailhé, Anne Solaz, Lionel Wilner et l'équipe EpiCov
- 27 Les couples pendant le confinement : « La vie en rose » ?**
Hugues Champeaux et Francesca Marchetta
- 53 Commentaire – La crise du Covid-19 a-t-elle contribué à modifier la division du travail selon le genre au sein des familles ?**
Hélène Couprie

CRISE ET IMMOBILIER RÉSIDENTIEL

- 59 Migrations résidentielles et crise de la Covid-19 : vers un exode urbain en France ?**
Marie-Laure Breuillé, Julie Le Gallo et Alexandra Verhiac
- 77 Covid-19 et dynamique des marchés de l'immobilier résidentiel en France : une exploration**
Sylvain Chareyron, Camille Régnier et Florent Sari

ÉVOLUTIONS DE L'EMPLOI AU NIVEAU DES TERRITOIRES

- 97 Une analyse territoriale de l'impact de la crise sanitaire de 2020 sur la masse salariale du secteur privé : effets structurels et effets locaux**
Mallory Bedel-Mattmuller, Fadia El Kadiri et Lorraine Felder Zentz

ARTICLE

- 117 Le déficit protéique français – Une analyse prospective**
Alexandre Gohin et Alice Issanchou

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.

Travail domestique et parental au fil des confinements en France : comment ont évolué les inégalités socio-économiques et de sexe ?

Housework and Parenting during the Lockdowns in France: How Have Socio-Economic and Gender Inequalities Changed?

Ariane Pailhé*, Anne Solaz*, Lionel Wilner** et l'équipe EpiCov***

Résumé – Les confinements mis en place lors de la pandémie de Covid-19 ont représenté un choc sans précédent sur les emplois du temps individuels. Cet article analyse les variations du temps passé aux tâches domestiques et parentales par les hommes et les femmes au fil des confinements du printemps et de l'automne 2020 en France, selon la catégorie sociale, le diplôme, le mode de travail et les configurations familiales grâce aux données de la grande enquête longitudinale EpiCov. Le temps de production domestique a été élevé au printemps 2020 et s'occuper des enfants a été particulièrement chronophage. Cette surcharge domestique et parentale a concerné les femmes comme les hommes mais les femmes ont continué à assumer la majeure partie du travail domestique, malgré le rapprochement des conditions d'activité professionnelle entre les sexes durant la période. Pendant le premier confinement, les femmes en haut de la hiérarchie sociale, qui effectuent généralement moins de tâches domestiques, en ont fait bien plus qu'habituellement, si bien que les différences sociales se sont temporairement atténuées.

Abstract – *The lockdowns imposed during the COVID-19 pandemic had an unprecedented impact on people's time use. This article analyses the changes in time spent on household tasks and parenting by men and women during the lockdowns of the spring and autumn of 2020 in France, by social category, education, working arrangements and family configurations, using data from the major longitudinal EpiCov survey. The time spent on housework was high in the spring of 2020 and caring for children was particularly time consuming. This additional domestic and parental burden affected both women and men, but women continued to perform the majority of the housework, in spite of the similar working conditions between the sexes during this period. During the first lockdown, women at the top of the social hierarchy, who generally perform fewer household chores, spent far more time than usual on these tasks, thereby temporarily reducing social differences.*

JEL : J22

Mots-clés : Covid-19, confinement, temps domestique, temps parental, genre, classe sociale, inégalité

Keywords: COVID-19, lockdown, housework, parenting time, gender, social class, inequality

*Ined ; **Insee ; *** Nathalie Bajos et Josiane Warszawski (responsables scientifiques), Guillaume Bagein, François Beck, Emilie Counil, Florence Jusot, Nathalie Lydie, Claude Martin, Laurence Meyer, Ariane Pailhé, Philippe Raynaud, Alexandra Rouquette, Delphine Rahib, Patrick Sicard, Rémy Slama, Alexis Spire. Cette recherche a bénéficié d'un financement de l'Agence nationale de la recherche (« Résilience Covid-19 », référence ANR-21-COVR-0028-01).
Correspondance : pailhe@ined.fr

Reçu en novembre 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: Pailhé, A., Solaz, A. & Wilner, L. (2022). Housework and Parenting during the Lockdowns in France: How Have Socio-Economic and Gender Inequalities Changed? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 3–25 (First published online: July 2022). doi: 10.24187/ecostat.2022.536.2086

Les confinements mis en place pour lutter contre la pandémie de Covid-19 ont représenté un choc sans précédent sur les emplois du temps individuels. Pour les actifs confrontés à l'interruption ou à la réduction d'activité, au chômage partiel, le temps de travail professionnel a diminué, voire est devenu nul ; pour d'autres, notamment dans les emplois dits de première et de deuxième ligne, il a pu rester stable ou augmenter (Barhoumi *et al.*, 2020 ; Jauneau & Vidalenc, 2020). Quand le travail a pu se poursuivre à distance, la mise en place du télétravail a représenté un gain de temps de transport, mais estompé la frontière entre les domaines privé et professionnel. Les périodes de confinement et la mise en place du couvre-feu ont limité les activités de loisir à l'extérieur du foyer, du fait de la limitation des mobilités et de la fermeture des équipements sportifs ou culturels. D'un autre côté, les ménages ont fait face à un besoin croissant de production domestique. Rester à domicile induit davantage de repas à préparer, de courses et de ménage à faire (Craig & Churchill, 2021 ; Sevilla & Smith, 2020), alors que les possibilités d'externalisation ou de délégation de ces tâches étaient limitées par la fermeture des cantines, des restaurants, ou la quasi-interruption de l'activité des aides ménagères, en particulier lors du premier confinement au printemps 2020. Ce surcroît de travail domestique représente une rupture par rapport à la tendance de long terme de diminution progressive du travail domestique pour les femmes, observée en France (Champagne *et al.*, 2015) comme dans les autres pays occidentaux (Pailhé *et al.*, 2021 ; Kan *et al.*, 2011) et portée par la progression de l'activité féminine, le développement de l'équipement ménager et des produits de substitution, et par les changements des attentes et des normes quant au travail domestique.

Lors du premier confinement, du fait de la fermeture des crèches, des écoles, des collèges et des activités périscolaires, les parents d'enfants en bas âge ou scolarisés ont également dû les prendre en charge tout au long de la journée et assurer plus intensément leur suivi scolaire (Thierry *et al.*, 2021). Les familles, quel que soit le milieu social, ont donné la priorité au bien-être des enfants suivant les normes de bonne parentalité (CAFC, 2021). Cet investissement accru dans les activités avec les enfants semble poursuivre la tendance observée ces dernières décennies, pour les femmes comme pour les hommes.

Dès le début du premier confinement, la question s'est posée de l'évolution des inégalités de genre,

en particulier dans la prise en charge des activités domestiques et parentales. Certains voyaient dans la pandémie un possible accélérateur de la convergence entre les sexes. En rapprochant de manière exceptionnelle les conditions d'activité professionnelle des conjoints, par exemple quand chacun travaille à la maison, le confinement a pu permettre une implication plus importante des hommes dans la sphère privée, habituellement plus investie par les femmes. Ainsi, pour Alon *et al.* (2020), de nombreux pères ont dû assumer la responsabilité principale de la garde des enfants, ce qui peut contribuer à terme à éroder les normes sociales qui sous-tendent la division inégalitaire du travail domestique et parental entre femmes et hommes.

Mais de nombreuses enquêtes quantitatives ont au contraire montré que les inégalités entre les sexes se sont plutôt maintenues, voire ont augmenté, au cours de la pandémie, et le constat apparaît lié au contexte et au type d'activités (domestiques ou parentales) réalisées. L'ensemble des travaux menés dans les pays occidentaux rendent compte d'une très forte augmentation du temps de travail non marchand, notamment pour les femmes (Craig & Churchill, 2021 ; Sevilla & Smith, 2020), à des niveaux variés en fonction de la sévérité des mesures de confinement et de la durée et de l'ampleur de la fermeture des écoles et des interruptions des cours. Le niveau de participation des hommes avant la pandémie est aussi un déterminant important des variations observées. Dans les pays anglo-saxons, les hommes ont accru leur participation aux tâches domestiques de manière conséquente (Petts *et al.*, 2021 ; Shafer *et al.*, 2020 ; Hupkau & Petrongolo, 2020). Dans les pays du sud de l'Europe, leur implication a été limitée, surtout relativement à la très forte augmentation du travail domestique pour les femmes (Farré *et al.*, 2022 ; Del Bocca *et al.*, 2020). Les hommes ont surtout contribué plus que d'habitude au travail parental, aussi bien dans les pays anglo-saxons (Sevilla & Smith, 2020 ; Andrew *et al.* 2020 ; Petts *et al.*, 2021) qu'en Europe continentale (Kreyenfeld & Zinn, 2021 ; Hipp & Bünning, 2020) ou du sud (Biroli *et al.*, 2021). L'écart entre les sexes s'est même réduit en Australie (Craig & Churchill, 2021 ; Craig, 2020) et au Canada (Shafer *et al.*, 2020). En Allemagne, le partage plus égal des soins aux enfants observé au début de la pandémie (Kreyenfeld & Zinn, 2021) s'est atténué ensuite (Boll *et al.*, 2021). En Europe du Sud et au Royaume-Uni, les femmes ont assumé la majeure partie de l'accroissement de la charge de la garde des enfants (Farré *et al.*, 2022 ; Del

Bocca *et al.*, 2020), si bien que l'écart entre les sexes s'est accru (Hupkau & Petrongolo, 2020). Ces travaux ont surtout étudié l'effet du changement des conditions de l'activité professionnelle sur la participation au travail domestique au cours de la pandémie. Peu d'études ont analysé les différences sociales, et là encore les résultats sont contrastés en fonction des contextes. Ainsi en Espagne, c'est parmi les femmes diplômées du supérieur que le temps consacré au travail non marchand a le plus augmenté (Farré *et al.*, 2022) tandis qu'en Allemagne ce sont plutôt les femmes et hommes moins diplômés qui ont passé davantage de temps à s'occuper des enfants (Kreyenfeld & Zinn, 2021).

En France, dans les premières enquêtes réalisées sur des échantillons restreints ou non représentatifs, les femmes ont déclaré qu'au cours de la pandémie, le travail domestique, et surtout parental, a augmenté (Champeaux & Marchetta, 2021). Lors du premier confinement, le temps (consacré au travail) domestique et parental des femmes est resté en moyenne supérieur à celui des hommes (Safi *et al.*, 2020) mais le travail domestique a été un peu mieux partagé entre les conjoints qu'avant le début de la pandémie (Boring & Moroni, 2021), en particulier dans les couples où l'homme ne travaillait pas ou télétravaillait (Dominguez-Folgueras, 2021).

Cet article vise à approfondir ces premiers résultats en utilisant les données de l'enquête longitudinale et représentative EpiCov (encadré 1). Nous analysons les variations du temps domestique et du temps parental des hommes et des femmes au fil des confinements du printemps et de l'automne 2020 (encadré 2) et en particulier les différences selon la catégorie socioprofessionnelle, le revenu, le diplôme, le mode de travail et la configuration familiale.

Après une courte revue des principales théories du travail domestique, nous décrivons en section 2 les données et la méthode retenues. Dans la troisième section, nous présentons l'évolution au cours des deux premiers confinements de l'emploi et du temps de travail, ensuite les résultats descriptifs puis multivariés sur le temps consacré aux tâches domestiques, enfin ceux sur le temps consacré aux tâches parentales.

1. Principales théories du travail domestique

L'expérience inédite du confinement permet de mieux comprendre les déterminants du travail domestique et parental ainsi que les mécanismes qui conduisent à sa répartition genrée. Trois

grands types d'explications sont généralement avancés. La première renvoie au temps disponible : le temps domestique, des femmes comme des hommes, est inversement lié à leur temps professionnel et dépend donc étroitement de leurs horaires de travail (Presser, 1994 ; Blair & Lichter, 1991 ; Bianchi *et al.*, 2000 ; Gershuny *et al.*, 2005). La crise sanitaire a fortement perturbé la disponibilité temporelle. En France, en moyenne, le volume d'heures travaillées a diminué d'environ 35 % pendant le premier confinement par rapport à la même période l'année précédente (Jauneau & Vidalenc, 2020) ; on peut donc s'attendre à ce que les hommes comme les femmes qui n'ont pas travaillé pendant le confinement participent davantage au travail domestique. De nombreuses études font des constats dans ce sens : l'augmentation de la charge de travail domestique et parentale est liée aux changements professionnels pendant le confinement (Adams-Prassl *et al.*, 2020 ; Sevilla & Smith, 2020 ; Zoch *et al.*, 2021 ; Dominguez-Folgueras, 2021). Toutefois, les résultats empiriques ne sont pas similaires pour les deux sexes : le temps consacré par les hommes à la garde des enfants et aux tâches ménagères a été pendant la pandémie plus sensible à leurs conditions d'activité professionnelle que celui des femmes (Andrew *et al.*, 2020 ; Sevilla & Smith, 2020 ; Hank & Steinbach, 2021), ce qui s'écarte de résultats classiques montrant que le temps domestique des femmes est plutôt plus élastique au temps de travail marchand que celui des hommes. Ainsi avant la pandémie, les femmes augmentaient plus que les hommes leur temps domestique, par exemple en cas de chômage (van der Lippe *et al.*, 2018). En ce sens, le confinement est une situation inédite qui peut permettre de comprendre comment le temps domestique varie en fonction du temps de travail professionnel. En effet, il a constitué un choc exogène et non anticipé sur le temps professionnel, simultanément pour les hommes et les femmes, dont l'analyse peut tirer parti, puisque cette évolution du temps de travail professionnel n'est *a priori* pas liée aux rôles de genre¹, alors qu'habituellement les variations de temps professionnel des hommes et des femmes sont déjà empreintes des normes et choix de division du travail sexuée antérieurs. Les contraintes de temps professionnel de chacun sont, habituellement, endogènes, si bien qu'il est difficile d'évaluer leur rôle.

Un deuxième groupe d'explications a trait aux ressources relatives de chacun des conjoints.

1. Sauf pour ce qui concerne la répartition par professions et secteurs.

Pour les théories économiques de la spécialisation conjugale, le temps domestique de chacun des conjoints dépend des avantages comparatifs dans les sphères professionnelles et privées (Becker, 1985). Dans les couples de personnes de sexe différent, les hommes, en raison de revenus en moyenne supérieurs à ceux des femmes, se consacrent davantage au travail marchand, et les femmes au travail domestique. Les théories économiques plus récentes mettent en avant le pouvoir de négociation entre conjoints, qui dépend des ressources de chacun (Chiappori, 1997 ; Behrman, 1997). Pour les analyses sociologiques axées sur les ressources relatives, la répartition du travail non rémunéré dans les couples reflète les relations de pouvoir dans lesquelles le conjoint au revenu plus élevé (généralement l'homme) ou le plus diplômé a tendance à déléguer à l'autre les travaux ménagers (Shelton & John, 1996). Si le confinement n'a pas pu jouer sur les diplômes relatifs, il a pu affecter les ressources économiques relatives des conjoints dans les situations où l'un des deux a subitement perdu un emploi, a connu une baisse de rémunération du fait de sa mise en activité partielle ou de diminution de l'activité professionnelle. En outre, un diplôme ou un revenu élevé dans le ménage peut donner à l'un des conjoints, et en particulier à la femme qui assure la grande majorité du travail domestique, les moyens d'en externaliser une partie, sans avoir à négocier avec le conjoint (Gupta, 2007). De ce point de vue, la quasi-impossibilité d'externaliser les tâches lors du premier confinement a pu, dans les ménages qui y avaient recours (souvent les plus aisés), relancer des négociations quant à la répartition des tâches à réaliser en fonction des ressources relatives.

La troisième perspective explique les disparités de travail domestique entre hommes et femmes par les rôles de genre, auxquels ils et elles sont socialisés dès l'enfance, et qui sont profondément intériorisés (Cunningham, 2001 ; Akerlof & Kranton, 2000). Pour les approches constructivistes de performance de genre ou *doing gender*, ces rôles sont renforcés par les pratiques (Berk, 1985 ; Brines, 1994 ; West & Zimmerman, 1987) : les femmes affichent leur identité sexuée à travers les tâches domestiques qu'elles accomplissent (West & Zimmerman, 1987 ; Brines, 1994). Les couples pourraient même compenser une situation atypique du point de vue du genre (par exemple, lorsque la femme est le principal pourvoyeur de ressource du ménage) en adoptant une division traditionnelle du travail (Brines, 1994). Dans cette perspective, on peut s'attendre à ce que la pandémie n'ait

pas significativement modifié les organisations domestiques, en raison du profond ancrage de ces processus genrés.

2. Données et méthode

2.1. Données

Nous mobilisons les données de la grande enquête longitudinale EpiCov dont l'échantillon est représentatif de la population française (encadré 1), dans laquelle les mêmes personnes ont été interrogées en mai et en novembre 2020 sur le temps consacré au travail domestique et parental. Notre population d'intérêt est celle des personnes d'âge actif (20 à 65 ans), en couple ou non, qui ont répondu au questionnaire long lors de la première vague, soit 10 466 personnes (4 770 hommes et 5 696 femmes) et lors de la deuxième vague, soit 8 379 personnes (3 709 hommes et 4 670 femmes). Parmi ces dernières, 69 % sont en couple et 39 % sont parents d'enfants mineurs (voir tableau A1 en annexe).

En l'absence de données de référence sur la division du travail domestique juste avant la pandémie², nous comparons le temps domestique et parental en mai et en novembre 2020. Le choc sur les temps a été de bien moindre intensité à l'automne qu'au printemps : à l'automne, les écoles sont restées ouvertes, l'activité économique ayant largement repris et avec elle le temps passé au travail marchand (encadré 2) ; le télétravail intégral était aussi beaucoup moins généralisé et les possibilités d'externalisation du travail domestique plus larges. Nous faisons l'hypothèse que cette situation est assez proche de la « normale ». La comparaison entre mai et novembre est ainsi un moyen de mesurer, certes imparfaitement, le choc qu'a constitué le premier confinement sur le temps domestique et parental. L'hypothèse peut paraître forte car il n'est pas impossible que le premier confinement ait conduit à un effet d'apprentissage et à des réallocations des tâches, en particulier pour les parents ou les nouveaux télétravailleurs, qui pourraient durablement impacter l'organisation du temps des familles. Sans disposer de mesure identique du temps passé à chaque tâche avant confinement, il est difficile d'en juger. Cette hypothèse d'une sorte de « retour à la normale » semble cependant crédible. Ainsi, une étude menée au Royaume-Uni grâce aux données du panel *Understanding Society* montre que la répartition des tâches domestiques, devenue plus égalitaire lors du confinement du printemps, est retournée à la situation avant confinement en

2. La dernière enquête Emploi du temps date de 2009-2010.

ENCADRÉ 1 – L'enquête EpiCov

L'enquête représentative EpiCov (Épidémiologie et Conditions de vie liées au Covid-19) menée par l'Inserm et la Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES), avec le concours de l'Insee et de Santé publique France (pour une présentation détaillée, voir Warszawski *et al.*, 2021) a interrogé par internet ou téléphone des personnes âgées de 15 ans et plus en métropole, en Martinique, en Guadeloupe et à La Réunion afin de suivre la dynamique de l'épidémie, les conditions de vie et l'exposition au virus. Les mêmes personnes ont participé à l'enquête à plusieurs moments de l'épidémie. Environ 135 000 personnes ont répondu à la première vague (sur les 371 000 personnes tirées aléatoirement à partir des données fiscales) qui s'est déroulée du 2 mai au 2 juin 2020, période à cheval entre le confinement strict et la première phase de déconfinement (voir encadré 2). Environ 110 000 personnes ont participé à la deuxième vague de l'enquête du 26 octobre au 30 novembre 2020, et 85 000 personnes ont répondu à la troisième vague pendant l'été 2021.

Seules les deux premières vagues de l'enquête sont exploitées ici. Le questionnaire comporte des questions sur le temps passé aux activités domestiques, posées à un sous-échantillon de répondants tiré aléatoirement (environ 10 % des répondants, soit 13 500 personnes) :

Au cours des 7 derniers jours, combien de temps avez-vous consacré aux tâches domestiques courantes en moyenne par jour (cuisine, courses, ménage, linge) ?

Au cours des 7 derniers jours, combien de temps en moyenne par jour avez-vous passé à vous occuper de vos enfants ou de vos petits-enfants de moins de 18 ans ?

Afin de faciliter la réponse, sept modalités de réponse étaient proposées : 0 minute ; moins de 30 minutes ; entre 30 minutes et moins d'1 heure ; entre 1 heure et moins de 2 heures ; entre 2 heures et moins de 4 heures ; entre 4 heures et moins de 6 heures ; 6 heures et plus.

ENCADRÉ 2 – Les restrictions d'activité lors des deux premiers confinements

Le premier confinement strict de la population a eu lieu du 17 mars au 11 mai 2020 sur l'ensemble du territoire français. Toutes les activités dites non essentielles ont été fermées et le télétravail a été mis en place (lorsque possible). Les écoles, crèches, lieux de loisir et de sociabilité étaient fermés et seules les sorties pour travailler, faire ses courses, pour motif de santé ou d'urgence familiale ou pour une activité physique individuelle de moins d'une heure dans un rayon d'1 km maximum du domicile étaient autorisées. À partir du 11 mai, les commerces rouvrent, ainsi que très progressivement les écoles et les collèges. Le 2 juin, les déplacements au sein du territoire métropolitain ne sont plus limités, et les bars et restaurants rouvrent.

Le deuxième confinement, qui s'étale du 30 octobre au 15 décembre 2020 en métropole, est moins strict que le premier. Le télétravail redevient la règle, mais la liste des activités essentielles est allongée et de nombreux secteurs sont autorisés à poursuivre leur activité. Les crèches et les établissements scolaires restent ouverts. Les déplacements redeviennent limités comme au printemps. À partir du 28 novembre, les déplacements sont alors autorisés dans un rayon de 20 km et pour une durée de 3 heures maximum. Les commerces « non-essentiels » rouvrent, à l'exception des bars et restaurants et des établissements culturels. Le 15 décembre, la circulation est désormais libre en journée, mais un couvre-feu est instauré de 20 h (18 h dans 25 départements) à 6 h. Le 16 janvier 2021 le couvre-feu est avancé à 18 h, puis est progressivement assoupli. Sa levée a lieu le 20 juin 2021.

septembre 2020 (Sánchez *et al.*, 2021). En outre dans le contexte français, d'autres événements affectant le temps de travail marchand de façon notable et durable, par exemple la réforme des 35 heures, n'avaient affecté le temps domestique que de façon minime (Pailhé *et al.*, 2019a) et les évolutions sur longue période sont généralement extrêmement lentes (Champagne *et al.*, 2015). Le sens du biais est également connu : si le premier confinement a durablement permis aux hommes de s'impliquer, alors la différence mesurée entre les deux périodes sous-estime leur plus grande implication lors du premier confinement.

2.2. Méthode d'estimation

Compte tenu de la spécificité de notre variable d'intérêt (le temps domestique et parental est déclaré

en sept tranches), nous estimons des régressions par intervalle. La variable dépendante y désigne le temps consacré aux tâches domestiques, mesuré en heures par jour et renseigné en sept tranches dans l'enquête EpiCov. Soient $A_0 = 0$, $A_1 = 0$, $A_2 = 0.5$, $A_3 = 1$, $A_4 = 2$, $A_5 = 4$, $A_6 = 6$ et $A_7 = 24 - T - C$, où C est le temps parental et T le temps professionnel, les valeurs extrêmes des tranches, appelées encore « seuils ». Un modèle Probit ordonné (ou encore une régression par intervalle, Greene & Hensher, 2010) à seuils connus (ces seuils étant observés) fait l'hypothèse qu'il existe un lien entre la tranche j et une variable latente, inobservée y^* de la forme $y_i = j \Leftrightarrow A_{j-1} \leq y_i^* < A_j$ et que cette variable latente suit un modèle linéaire du type $y_i^* = x_i' \beta + \varepsilon_i$.

Les principales variables d'intérêt pour étudier le lien entre le temps disponible et le temps domestique sont la situation d'activité au cours du confinement et le temps de travail rémunéré, mesuré dans les sept jours précédant l'enquête. Nous construisons une variable de situation d'activité professionnelle à chaque enquête dont les modalités sont : l'inactivité (études, au foyer, retraite, etc.), le chômage (demandeur d'emploi), le chômage technique total ou partiel, le travail sur site, le télétravail intégral, le télétravail partiel combiné avec travail sur site, et les congés divers (autorisation spéciale d'absence, congés maladie, vacances, etc.).

Les ressources socio-économiques sont mesurées par le plus haut diplôme atteint, le décile de niveau de vie du ménage et la catégorie socio-professionnelle à une position³ (nous ne pouvons pas étudier l'effet des ressources relatives en l'absence d'information sur les ressources du conjoint). Les informations sur le niveau de vie du ménage (revenu par unité de consommation, en dixièmes) sont issues des fichiers fiscaux de l'année 2018⁴.

Les variables de contrôle sont : l'âge, la situation familiale, le fait que le conjoint travaille à l'extérieur (vs reste à la maison en télétravail intégral ou sans travail), la période de collecte, ainsi que des variables de localisation résidentielle (Île-de-France, autre région de métropole, Outre-mer) et le type de logement (maison ou appartement).

Les estimations ont été réalisées sur données empilées des deux vagues avec une interaction entre la période de l'enquête (mai vs novembre) et nos variables d'intérêt. Deux spécifications sont estimées, l'une avec les heures de travail et l'autre avec le statut d'activité. Nous comparons systématiquement les temps des hommes et des femmes, en estimant des régressions séparées par sexe. Nous représentons graphiquement les temps prédits à l'issue de ces régressions (les résultats des régressions par intervalle réalisées sur les deux vagues conjointement sont présentés dans l'Annexe en ligne⁵, tableaux S-1 pour le temps domestique et S-2 pour le temps parental).

3. Résultats

3.1. Des situations similaires et un temps de travail plus proche entre hommes et femmes lors du premier confinement

Les taux d'emploi et d'activité des hommes et des femmes se sont rapprochés ces dernières décennies. Toutefois, avant la pandémie, chez

les 20-65 ans, l'inactivité est plus fréquente parmi les femmes⁶. La proportion de personnes au chômage ne varie pas selon le sexe. L'usage du télétravail, peu répandu avant la crise, est avant le confinement un peu plus fréquent chez les hommes (9 % déclarent télétravailler) que chez les femmes (7.5 %) (figure I).

Le confinement du printemps 2020 a rendu plus fréquentes des conditions d'activité professionnelles jusqu'ici exceptionnelles, comme le chômage technique ou la possibilité de télétravail intégral. En mai 2020, dans les sept jours précédant leur première interrogation, le chômage technique total⁷ a concerné 12.4 % des hommes et 11.5 % des femmes (soit respectivement 17.4 % et 18.1 % des actifs occupés avant le confinement), le télétravail intégral 16.6 % des hommes et 16.0 % des femmes en âge de travailler (soit respectivement 21.5 % et 24.1 % des actifs occupés avant le confinement), et le travail exclusivement sur site s'est raréfié, concernant 33.5 % des hommes et 25.3 % des femmes (soit 42.5 % et 37.0 % des actifs occupés avant le confinement), tout en restant plus fréquent pour les hommes que pour les femmes.

Lors du deuxième confinement de l'automne 2020, moins strict, les interruptions d'activité économique ont été moins fréquentes, et les possibilités de travailler sur site se sont accrues (48.8 % des hommes et 40.9 % des femmes, soit respectivement 61.1 % et 56.7 % des actifs occupés avant la crise sanitaire travaillent exclusivement sur site). Le chômage technique intégral a été nettement moins utilisé (2 % des actifs occupés avant la crise sanitaire). Le télétravail intégral s'est aussi raréfié au profit du télétravail intermittent avec une alternance de jours sur site et de jours télétravaillés. Notons aussi les congés plus fréquents, la deuxième vague de l'enquête ayant été réalisée en partie durant les vacances scolaires de la Toussaint. On constate de nouveau assez peu de différences entre les sexes s'agissant des conditions

3. La profession détaillée est renseignée lors de la deuxième vague de l'enquête.

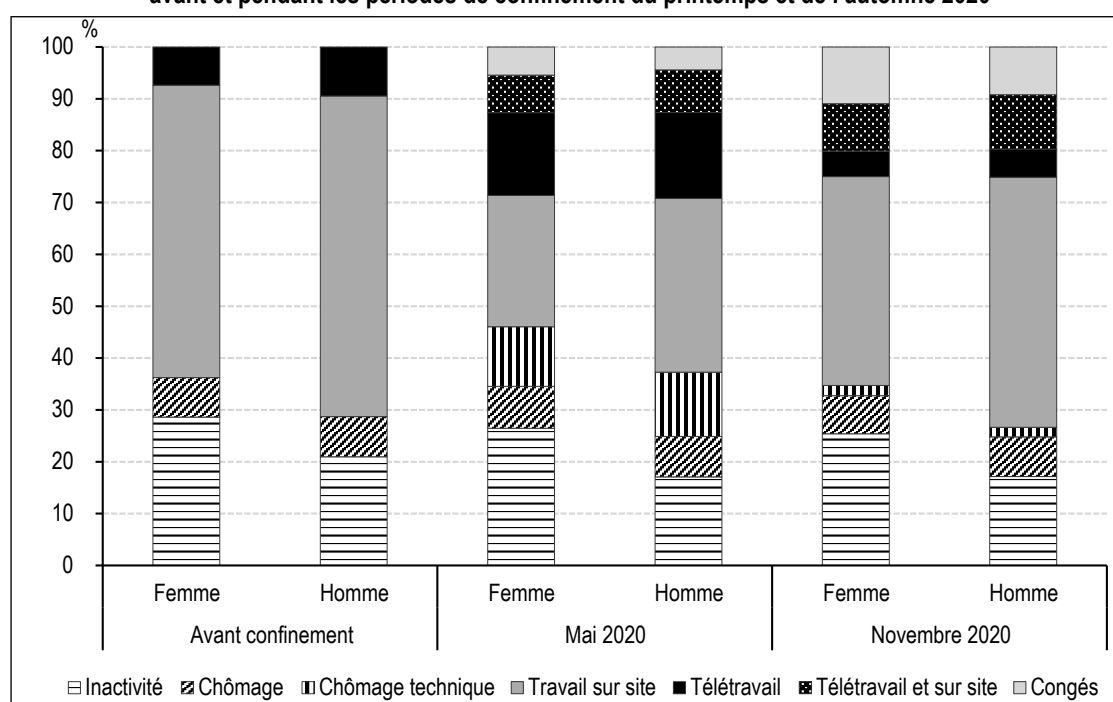
4. L'information sur le niveau de vie est manquante pour environ 6 % des enquêtés, et celle sur la catégorie socioprofessionnelle pour environ 8 %. Nous avons créé pour ces cas une modalité « revenu manquant » et une modalité « catégorie sociale manquante » ; en effet, supprimer ces observations pourrait biaiser l'échantillon s'ils ne sont pas aléatoirement répartis dans la population.

5. Lien vers l'Annexe en ligne à la fin de l'article.

6. Toutes les différences entre hommes et femmes ont été testées à l'aide d'un test de Student.

7. Sont considérées au chômage technique dans les sept jours précédant l'enquête les personnes qui ont déclaré avoir été au chômage technique depuis le début du confinement et qui n'ont pas travaillé dans les sept derniers jours.

Figure I – Situation professionnelle des hommes et des femmes de 20 à 65 ans, avant et pendant les périodes de confinement du printemps et de l'automne 2020



Note : la question sur la période avant confinement ne prévoyait pas la modalité de congé.

Lecture : en mai 2020, 33,5 % et 25,3 % des hommes et des femmes de 20 à 65 ans ont travaillé sur leur lieu de travail dans les sept derniers jours.

Source : Inserm-DREES, enquête EpiCov vagues 1 et 2-2020.

d'activité professionnelle (hormis en ce qui concerne l'inactivité).

La figure II représente le temps de travail rémunéré quotidien moyen. Environ 30 % des hommes et 35 % des femmes ne travaillaient pas ou plus du tout en mai 2020. La part de ceux qui n'avaient pas travaillé durant les sept jours précédant l'enquête est moindre à l'automne 2020 (respectivement 21 % et 25 %), mais reste élevée du fait de la période de vacances scolaires. Le temps de travail moyen a nettement augmenté à l'automne comparativement à celui du printemps⁸, pour les hommes comme pour les femmes. En novembre, plus de 70 % des hommes déclarent exercer plus de six heures de travail professionnel par jour (41 % plus de huit heures), contre 55 % en mai 2020 (28 % plus de huit heures). Les longs horaires dépassant huit heures par jour sont moins fréquents pour les femmes que pour les hommes. Il est à noter que les horaires de travail des hommes et des femmes se sont rapprochés lors du premier confinement, les distributions de temps de travail étant assez similaires. Les distributions diffèrent davantage lors du deuxième confinement, hommes et femmes ayant repris leur activité professionnelle, avec des temps de travail souvent plus longs pour les hommes que pour les femmes.

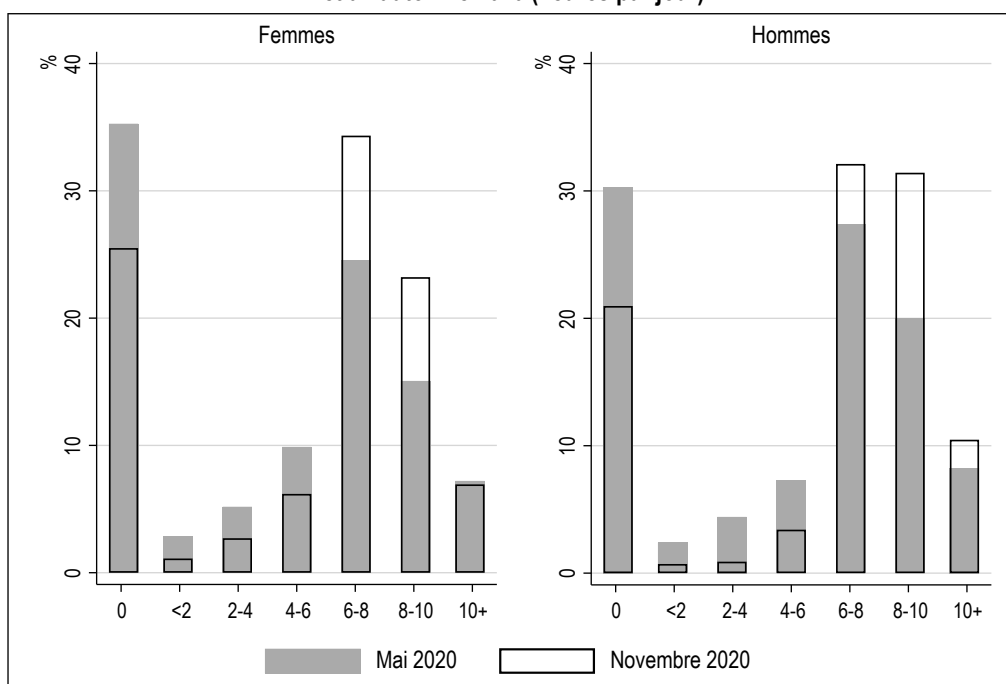
3.2. Un temps passé au travail domestique plus élevé durant le premier confinement, pour les hommes comme les femmes

Lors du premier confinement, le temps consacré aux tâches domestiques courantes est important : 28 % des hommes et 51 % des femmes y passent plus de deux heures quotidiennes, près d'un cinquième des femmes déclarant même y passer plus de quatre heures (figure III). Le temps de travail domestique est alors particulièrement long pour les parents, 58 % des mères et 32 % des pères y consacrant plus de deux heures quotidiennes. Ce temps a diminué de façon importante et significative⁹ entre mai et novembre 2020. Ainsi, 28 % des hommes y passent plus de deux heures quotidiennes en mai contre 23 % en novembre et ils sont plus nombreux à y passer moins d'une heure en novembre (45 % contre 40 % en mai). C'est aussi le cas pour les femmes, avec des durées courtes plus fréquentes lors du deuxième confinement (23 % contre 16 % lors du premier). La baisse du temps domestique entre les deux périodes est cependant moindre pour les femmes que pour les hommes : la proportion de celles y consacrant plus de deux heures par jour est passée de 51 % à 44 %.

8. Les distributions de temps sont significativement différentes si l'on réalise un test de Kolmogorov-Smirnov d'égalité des distributions.

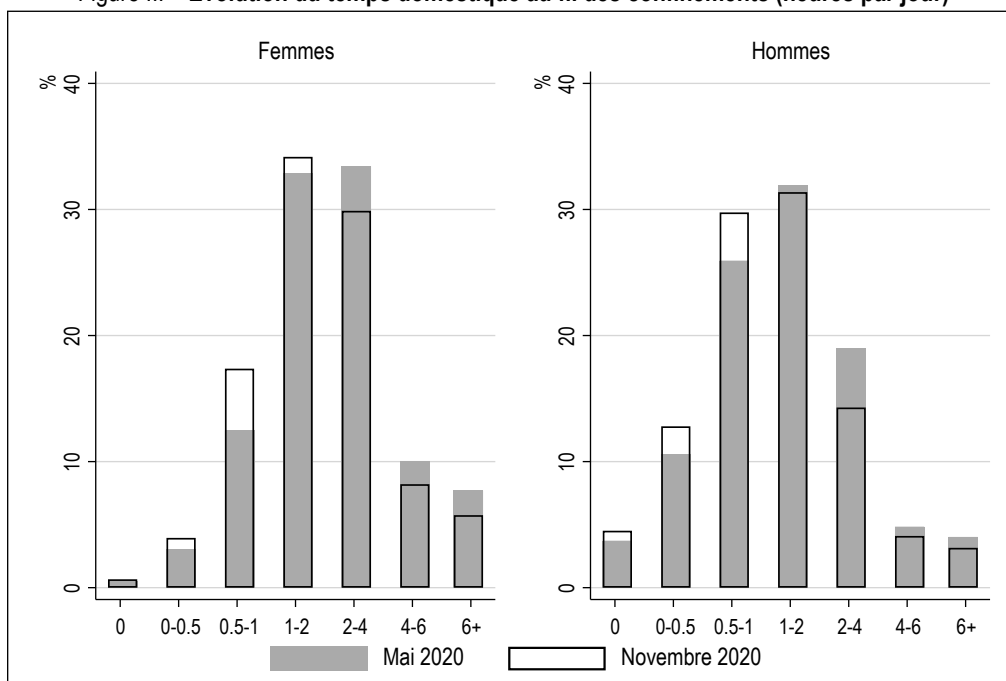
9. Selon un test de Kolmogorov-Smirnov d'égalité des distributions.

Figure II – Distribution du temps professionnel des hommes et des femmes au printemps et à l'automne 2020 (heures par jour)



Lecture : l'histogramme grisé représente la distribution des temps de travail en mai 2020, l'histogramme transparent celle en novembre 2020. En mai 2020, 28 % des hommes ont travaillé entre six et huit heures en moyenne par jour. Cette proportion est de 32 % en novembre 2020. Source et champ : Inserm-DREES, enquête EpiCov vagues 1 et 2-2020 ; personnes de 20 à 65 ans.

Figure III – Évolution du temps domestique au fil des confinements (heures par jour)



Source : Inserm-DREES, enquête EpiCov vagues 1 et 2-2020.

3.3. Le temps domestique dépend de la situation professionnelle

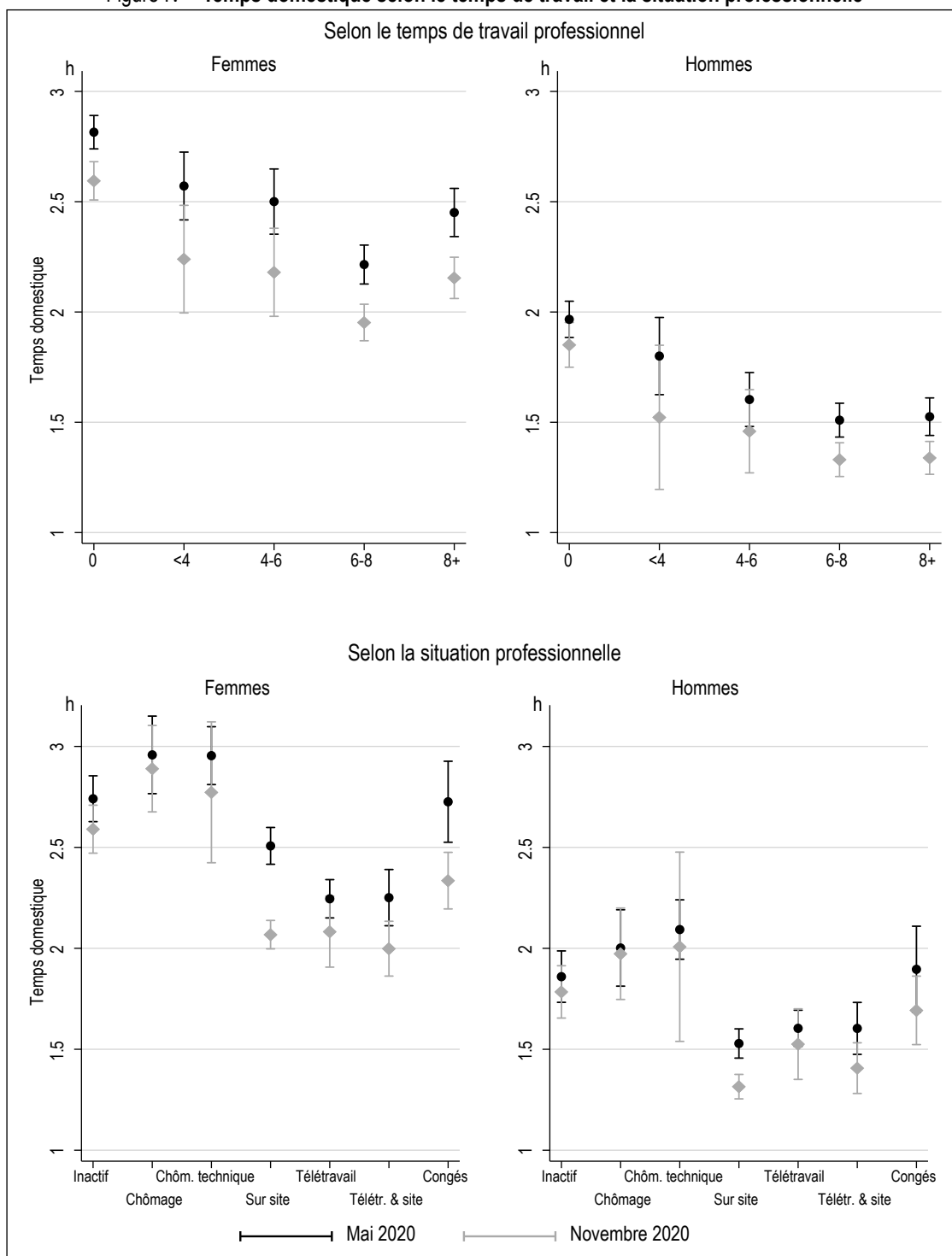
Toutes choses égales par ailleurs, le temps consacré aux tâches domestiques décroît avec le temps professionnel, pour les hommes comme les femmes, et quelle que soit la période

(figure IV). La disponibilité en temps est habituellement positivement associée au temps des activités ménagères, parce que ceux qui travaillent davantage sont plus productifs (et passent moins de temps que la moyenne pour réaliser une tâche identique), moins exigeants en termes de qualité de production domestique,

ont recours à des formes d'externalisation (aide-ménagère ou achat de produits de substitution comme des plats cuisinés), soit parce que d'autres caractéristiques inobservées sont simultanément liées aux deux types de temps. En mai comme en novembre 2020, à temps de travail rémunéré équivalent, les femmes ont en moyenne un temps domestique plus élevé que les hommes. Ainsi, lors du premier confinement, les

femmes qui consacrent entre six et huit heures par jour à leur activité professionnelle ont un temps domestique de plus de deux heures, les hommes dans la même situation d'une heure et demie. Quel que soit le temps professionnel, mais surtout s'il dépasse les six heures quotidiennes, le temps domestique est plus élevé lors du premier confinement que lors du deuxième. Cet écart révèle clairement le surplus de travail

Figure IV – Temps domestique selon le temps de travail et la situation professionnelle



Source : Inserm-DREES, enquête EpiCov vagues 1 et 2-2020.

domestique au printemps 2020, notamment la cuisine, en raison de la fermeture des cantines et des restaurants, et le ménage, en raison de la présence plus continue au domicile des adultes et enfants, ou de contraintes sanitaires accrues. Cette différence entre les deux périodes, à temps de travail équivalent, est nettement plus marquée pour les femmes, ce qui montre leur surinvestissement plus fort lors du premier confinement.

Le type d'activité professionnelle est aussi lié au temps domestique (figure IV). Les hommes et les femmes sans activité professionnelle, qu'ils soient en inactivité, au chômage, au chômage technique en raison de l'arrêt d'activité dû à la crise sanitaire ou en congé au moment de l'enquête, déclarent en moyenne un temps domestique plus élevé que les actifs occupés. Cet écart est bien plus prononcé pour les femmes que pour les hommes. Les niveaux de temps consacré au travail domestique sont assez similaires chez ceux qui travaillent, que ce soit sur site, en télétravail intégral ou qu'ils alternent entre les deux. Il ne semble donc pas que le temps de transport gagné par les télétravailleurs ait été consacré aux tâches domestiques.

À situation d'activité professionnelle et autres caractéristiques données, les personnes ont en moyenne consacré des temps équivalents aux activités domestiques pendant le premier et le deuxième confinement, à l'exception des travailleurs sur site qui ont consacré plus de temps aux tâches domestiques lors du premier confinement, et notamment des femmes travailleuses sur site qui ont même un temps domestique moyen supérieur à celui des télétravailleuses. Ce résultat assez surprenant pourrait venir de caractéristiques inobservées de ces travailleurs sur site du premier confinement. Certains pourraient avoir par exemple des horaires décalés, leur permettant de réaliser plus de tâches en journée, ou un besoin de surinvestir dans la sphère domestique dans une période où ils étaient les seuls à ne pas être continuellement à la maison. Ils ont pu aussi avoir à faire plus de lessives et de ménage pour ne pas risquer de contaminer les autres membres du ménage. Ce résultat peut également être lié à la possible difficulté de rendre compte du temps de travail domestique lorsque les univers professionnels et privés sont confondus. Ainsi, les télétravailleurs ont-ils pu effectuer des tâches domestiques sur des plages horaires courtes, par exemple lors de petites pauses, ou pendant leur activité professionnelle. Cette porosité entre les activités rend plus difficile le décompte des temps de travail domestique et peut mener à une sous-déclaration chez les

télétravailleurs. Les données disponibles, moins précises que les données d'enquête emploi du temps (encadré 3) ne permettent pas d'étayer ces pistes d'interprétation. Les travailleuses sur site mises à part, les faibles différences observées entre les deux périodes de confinements dans les temps domestiques, à situation professionnelle équivalente, montrent que les changements dans les conditions d'activité professionnelle ont largement contribué aux évolutions de l'implication dans la production domestique.

3.4. Une surcharge domestique pour les femmes avec de jeunes enfants

La configuration familiale (vie en couple, taille de la famille et âge des enfants) influe à la fois sur la quantité de travail domestique et sur la possibilité de répartir ces tâches entre les différents membres du ménage (figure V). D'ordinaire, la présence d'enfants, notamment lorsqu'ils sont jeunes, implique davantage de tâches domestiques. C'est également ce que l'on observe pendant la crise sanitaire. Parmi les femmes, ce sont celles qui sont en couple et qui ont un ou plusieurs enfants de moins de 12 ans qui déclarent en moyenne les temps domestiques les plus hauts, suivies par celles qui sont en couple mais dont le dernier enfant est âgé de plus de 12 ans, puis par les mères des familles monoparentales. Les femmes en couple consacrent plus de temps aux tâches domestiques que celles sans conjoint co-résident, prenant ainsi en charge plus que le surcroît de tâches lié au fait de vivre à deux. Les circonstances du premier confinement ont exacerbé ces différences : les mères ont accompli encore plus de tâches domestiques, particulièrement celles ayant un ou plusieurs enfants de moins de 12 ans (toutes choses égales par ailleurs, elles y ont consacré en moyenne près de trois heures par jour) et les mères des familles monoparentales (deux heures et demie en moyenne). Les mères et les femmes en couple sans enfant y ont consacré près d'une demi-heure de plus par jour au printemps qu'à l'automne. Le temps domestique des femmes célibataires sans enfant n'a en revanche pas bougé pendant la crise sanitaire.

Lors du premier confinement, les hommes en couple et pères de jeunes enfants ont participé bien plus qu'habituellement aux tâches domestiques : près de deux heures par jour contre une heure et demie lors du deuxième confinement, soit autant que les hommes en couple sans enfant. Dans les autres configurations familiales, ce sont les femmes qui ont principalement assumé le surplus de travail domestique dû aux besoins accrues des autres membres du ménage. Lors du deuxième

ENCADRÉ 3 – Mesurer le temps sur la base d'autodéclarations

Différentes méthodes permettent de mesurer le temps passé aux activités domestiques et parentales (Solaz, 2009).

Les carnets d'activité, utilisés par les enquêtes Emploi du temps, constituent la méthode la plus fiable et objective. Les personnes y dressent leur emploi du temps sur une ou deux journées, par intervalle de temps (5 ou 10 minutes en général). On obtient un temps minuté en sommant les temps des différentes activités domestiques réalisées dans la journée. Cette collecte est peu sensible aux biais de mémoire et de désirabilité sociale et limite les erreurs de mesures. Ces enquêtes sont cependant assez coûteuses et le taux de réponse est parfois faible en raison du lourd investissement demandé à l'enquêté(e).

Une autre façon de procéder est de demander au répondant combien de temps il estime passer en moyenne au travail domestique ou à telle tâche particulière. Les résultats sont moins précis, sans doute moins objectifs, mais sont obtenus à moindre coût. C'est le cas de l'enquête EpiCov utilisée ici.

Les travaux méthodologiques qui ont comparé les deux types de mesures observent que les durées autodéclarées peuvent être supérieures à celles mesurées par les carnets (Bianchi *et al.*, 2000). Il est probable que les répondants incluent dans le temps domestique le temps qui est passé simultanément à d'autres activités (Juster & Stafford, 1991 ; Kan, 2008). L'écart entre les deux mesures peut être plus fort quand les horaires de travail sont irréguliers et lorsque le temps domestique est faible (Robinson, 1985 ; Gershuny *et al.*, 2005). Les différences selon le sexe ne semblent pas systématiques. Les femmes rendent mieux compte de leur temps domestique que les hommes dans le contexte britannique (Kan, 2008) mais ce n'est pas le cas en Norvège ou au Danemark (Bonke, 2005).

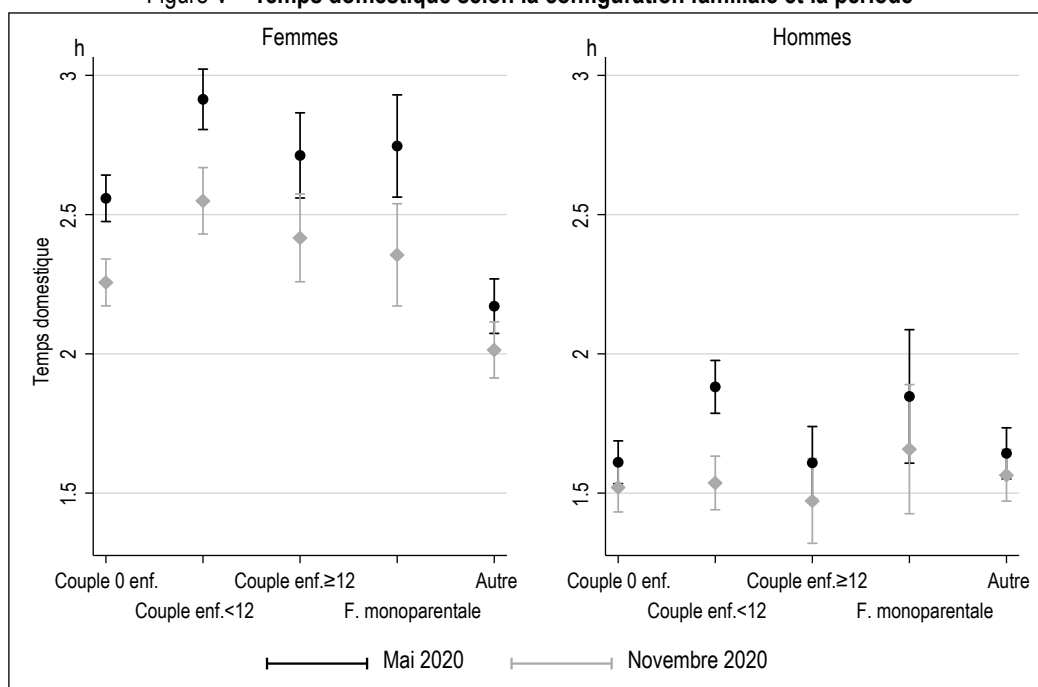
confinement, la participation des hommes ne dépend plus de leur situation familiale, comme on l'observe habituellement (Champagne *et al.*, 2015). Ainsi le surinvestissement des pères ne s'est pas maintenu et l'hypothèse d'un retour à la normale semble confirmée.

3.5. Une absence de gradient social pour les femmes lors du premier confinement

Quels que soient le niveau de vie et la période (mai ou novembre 2020), le temps domestique des femmes est plus élevé que celui des hommes (figure VI). Toutes choses égales par

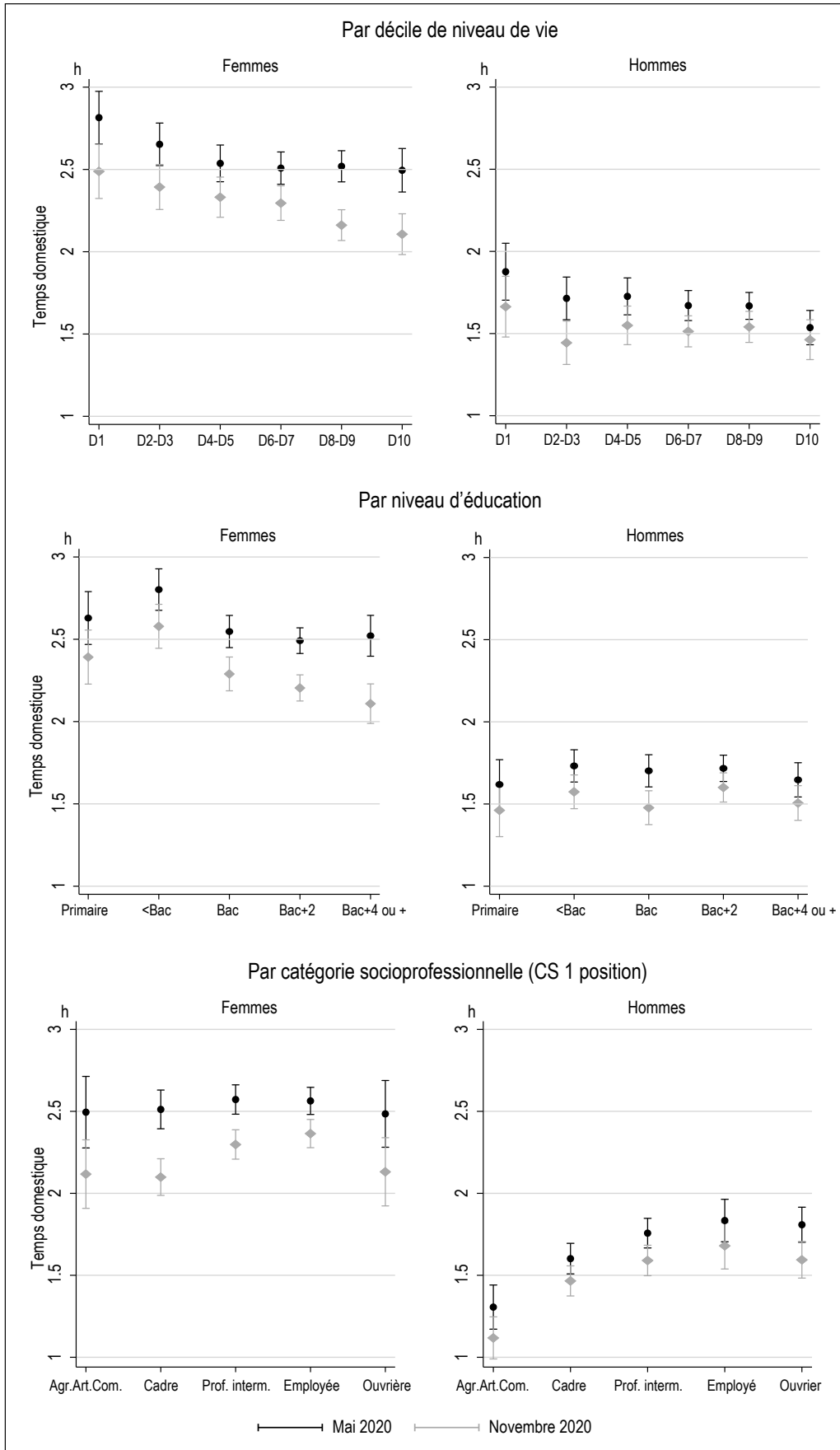
ailleurs, on ne relève pas, pendant le premier confinement, de différence significative de temps domestique entre femmes selon le niveau de vie. En revanche, pendant le deuxième, leur temps domestique diminue avec le niveau de vie, et il est significativement réduit par rapport au premier confinement pour les femmes dans les ménages les plus aisés. Ces dernières ont sans doute pu – à nouveau – externaliser un certain nombre de tâches, ce qui n'était quasiment pas possible lors du premier confinement. Pour les hommes en revanche, le temps domestique moyen varie peu par niveau de vie, au premier

Figure V – Temps domestique selon la configuration familiale et la période



Source : Inserm-DREES, enquête EpiCov vagues 1 et 2-2020.

Figure VI – Temps domestique selon les variables socio-économiques (revenu, niveau d’instruction et catégorie socioprofessionnelle) et la période



Source : Inserm-DREES, enquête EpiCov vagues 1 et 2-2020.

comme au deuxième confinement. Quel que soit le niveau de vie, leur niveau de temps domestique lors du premier confinement est supérieur à celui observé lors de l'automne mais ne varie pas significativement selon le niveau de vie.

Le constat est similaire avec d'autres indicateurs de stratification sociale, comme le niveau de diplôme ou la catégorie socioprofessionnelle (figure VI). Lors du premier confinement, le temps consacré aux tâches domestique est le même pour les bachelières et les diplômées du supérieur. Ce temps est plus élevé pour les femmes ayant un diplôme inférieur au baccalauréat. En novembre, le gradient social est bien plus net. Les plus diplômées consacrent environ 20 minutes de moins par jour au travail domestique que lors du premier confinement. Pour les hommes, le constat est le même que pour le revenu : quel que soit leur diplôme, leur niveau de participation à la production domestique est stable. Ils y consacrent en moyenne un peu plus qu'une heure et demie par jour (donc une heure de moins que les femmes). Il n'y a pas de différence significative entre le premier et le deuxième confinement, à l'exception des hommes diplômés du secondaire qui ont moins participé lors du deuxième.

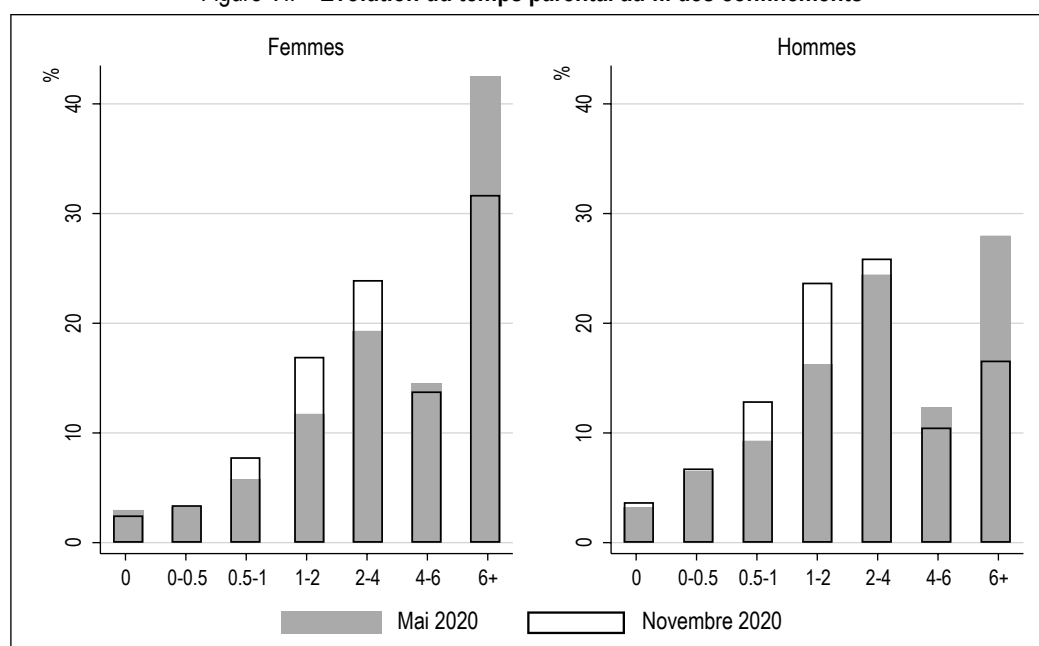
Lors du premier confinement, et toujours en contrôlant les caractéristiques individuelles, professionnelles et familiales, on n'observe pas de variations des temps domestiques moyens des femmes selon la catégorie socioprofessionnelle, contrairement à ce qui est observé hors contexte épidémique où leur temps domestique décroît

à mesure que la position dans la hiérarchie sociale augmente (Brousse, 2015). On retrouve en revanche ce gradient social lors du deuxième confinement. Les femmes cadres ont significativement passé moins de temps aux tâches domestiques, tout comme, dans une moindre mesure, celles occupant des professions intermédiaires et les employées. Chez les hommes, le gradient social est plus marqué qu'entre les femmes lors du premier confinement, et plus stable : les artisans et commerçants et les cadres sont moins occupés par les tâches domestiques que les professions intermédiaires, employés et ouvriers. Autrement dit, le confinement du printemps n'a pas modifié les différences de participation domestique selon les catégories sociales pour les hommes, quand il les a effacées pour les femmes.

3.6. Un temps parental conséquent et inégalement partagé lors du premier confinement

Le temps consacré aux enfants, ou temps parental, a été particulièrement élevé lors du premier confinement pour les pères comme pour les mères d'au moins un enfant mineur. Il leur a fallu assurer le suivi du travail scolaire, organiser les activités des enfants, contrôler leur temps d'écran et répondre à leurs sollicitations en continu (Thierry *et al.*, 2021). La prise en charge des enfants a été plus chronophage pour les mères. Ainsi près de 30 % des pères et plus de 40 % des mères déclarent y avoir passé plus de six heures quotidiennes, une proportion près de 10 points plus élevée que lors

Figure VII – Évolution du temps parental au fil des confinements



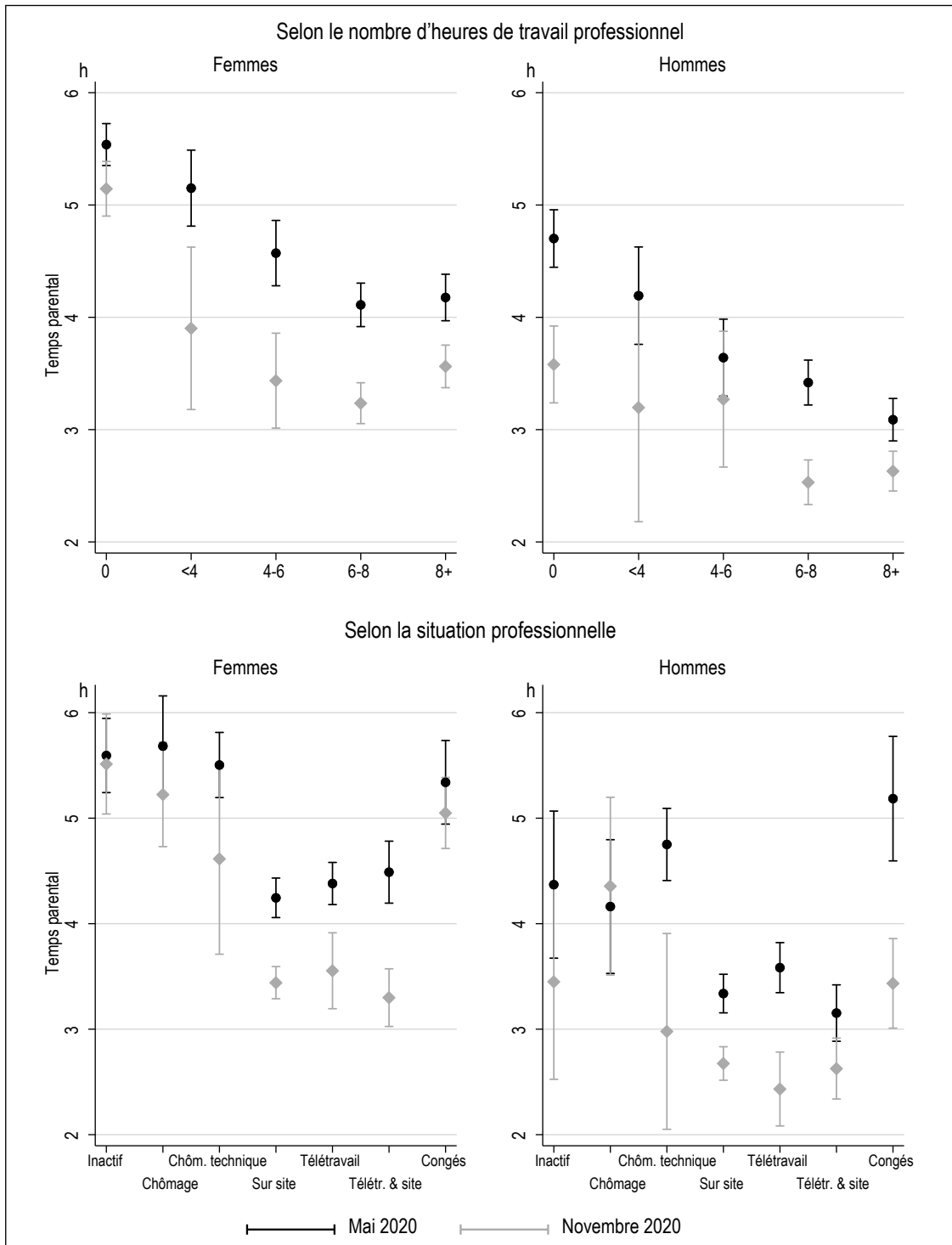
Source : Inserm-DREES, enquête EpiCov vagues 1 et 2-2020.

du second confinement où les services de garde et les écoles ont été maintenus ouverts (figure VII).

Comme le temps domestique, le temps parental semble s'ajuster au temps professionnel, avec une relation clairement décroissante entre temps parental et temps professionnel, pour les hommes et les femmes, et toutefois un plateau pour ceux et celles qui travaillent au moins six

heures par jour (figure VIII). Les mères avec un temps professionnel d'au moins six heures par jour ont consacré plus de quatre heures par jour à leurs enfants lors du premier confinement. Cette stabilité du temps parental dans le cas d'horaires de travail typiques est liée aux soins incompressibles que les femmes assurent. Même si les hommes ont davantage participé au travail parental lors du premier confinement,

Figure VIII – Temps parental selon le temps de travail et la situation professionnelle



Source : Inserm-DREES, enquête EpiCov vagues 1 et 2-2020.

leur investissement a été fortement déterminé par leur temps professionnel : plus il augmente, moins ils participent, sans plateau comme dans le cas des femmes. Ce résultat rejoint ce qui a pu être observé dans d'autres contextes nationaux. Autrement dit, le temps parental des femmes est moins élastique que celui des hommes : quelles que soient leurs contraintes professionnelles, elles consacrent un temps important aux enfants. Néanmoins, les pères ont aussi assumé une double journée de travail lors du premier confinement. Le temps parental a significativement diminué en novembre 2020 relativement au printemps, quel que soit le temps professionnel, suivant la même tendance que pour le travail domestique. Il atteint un plancher d'environ 2h30 par jour pour les hommes, qu'ils passent entre six et huit heures par jour ou plus au travail rémunéré.

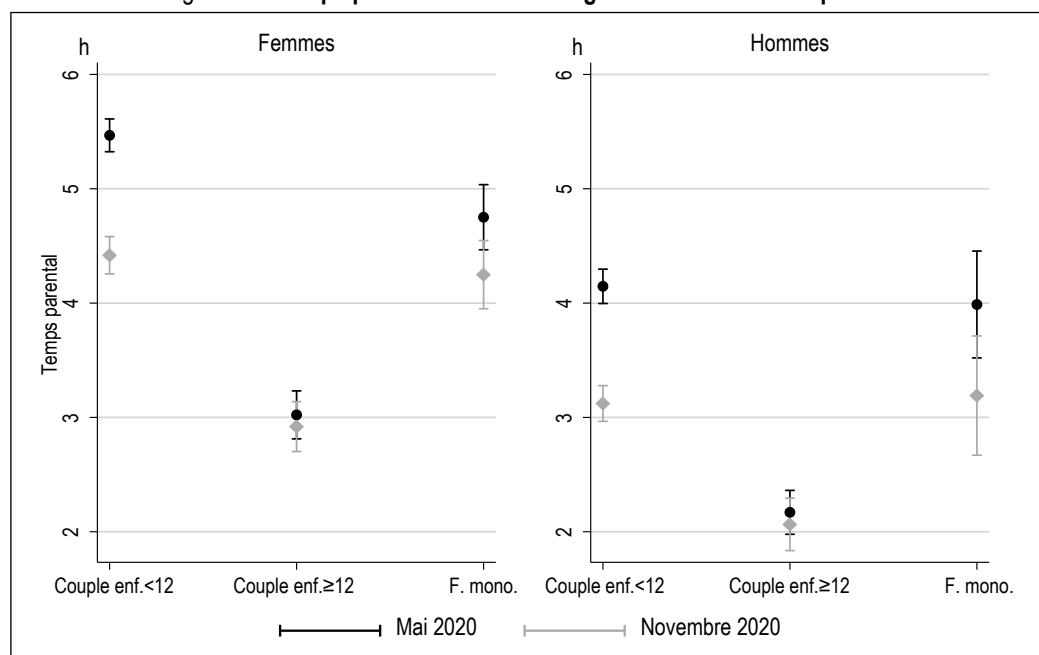
Parmi ceux qui ne travaillent pas, qu'il s'agisse de situations de non-emploi ou de congé, on n'observe pas de différence des temps consacrés aux enfants, notamment lors du premier confinement (figure VIII). Le temps parental est plus long, et les hommes en chômage technique ou en congé lors du premier confinement ont profité du temps libéré pour s'occuper des enfants, environ cinq heures par jour en moyenne. En fonction des conditions d'exercice de l'activité, les hommes en télétravail intégral ont consacré plus de temps aux enfants lors du premier confinement, même si les différences avec ceux travaillant sur site ne sont pas significatives. Quelles que soient les

conditions de l'activité professionnelle, les pères comme les mères qui travaillent ont consacré davantage de temps à leurs enfants au cours du premier confinement qu'au cours du deuxième (une heure de plus par jour dans le cas de télétravail intégral).

Ce temps parental est naturellement très lié à la configuration familiale, en particulier la présence de jeunes enfants¹⁰ (figure IX). Un enfant ne requiert pas les mêmes tâches de soins et d'encadrement scolaire selon son âge. Au cours de la pandémie, les mères en couple avec au moins un enfant de moins de 12 ans et celles des familles monoparentales ont consacré à leurs enfants beaucoup plus de temps que celles en couple avec un ou des enfants plus âgés, quelle que soit la période, mais plus encore lors du premier confinement. Le temps parental a ainsi été particulièrement long au cours du premier confinement pour les mères d'enfants de moins de 12 ans : elles se sont occupées des enfants cinq heures et demie par jour en moyenne, contre moins de 4h30 en novembre. Les mères de familles monoparentales ont également consacré beaucoup de temps aux enfants, mais sans différence significative entre les deux périodes, et un peu moins que les mères en couple. Ce dernier constat est inattendu, les mères seules ne pouvant compter sur un conjoint

10. Ce temps parental est aussi sensible au nombre d'enfants (Pailhé et al., 2019b) mais nous avons décidé de centrer sur l'âge du plus jeune, pour limiter les croisements et garder des effectifs de sous-groupes raisonnables.

Figure IX – Temps parental selon la configuration familiale et la période



Source : Inserm-DREES, enquête EpiCov vagues 1 et 2-2020.

pour diminuer la charge de suivi des enfants. Le moindre temps parental des mères vivant seules relativement aux mères en couple lors du premier confinement pourrait être lié au fait que les enfants de famille monoparentale sont plus âgés¹¹, ou plus autonomes.

On retrouve les mêmes tendances pour les hommes : les écarts de temps entre les deux périodes sont élevés pour les pères d'enfants en âge préscolaire ou primaire alors que les différences ne sont pas significatives dans les autres configurations familiales. Pour les hommes comme pour les femmes, le temps consacré aux enfants de plus de 12 ans n'a pas changé entre les deux confinements, ceux-ci étant plus autonomes pour leur travail scolaire et leurs loisirs.

Les différences sociales sont en temps ordinaire un peu moins marquées pour le temps parental que pour le temps domestique : les femmes les plus diplômées consacrent autant, voire plus de temps à leurs enfants, tandis qu'elles réalisent moins de travail domestique que les moins diplômées (Sayer *et al.*, 2004). On retrouve cette relation entre niveau de diplôme et temps parental pendant le premier confinement : toutes choses égales par ailleurs, les mères diplômées du secondaire et du supérieur ont passé plus de temps avec leurs enfants que les moins diplômées, toutes les mères ayant un diplôme supérieur au bac y consacrant le même temps en moyenne (figure X), ce qui témoigne des exigences éducatives et du poids des normes de bonne parentalité chez les plus diplômées lors du premier confinement, exigences qui ont été relâchées au lors du deuxième. On observe alors une courbe en U inversé entre diplôme et temps parental. Chez les hommes, les tendances sont différentes, le temps parental a peu varié avec le diplôme et les plus diplômés, pourtant *a priori* porteurs de normes plus égalitaires ont, au cours du premier confinement, moins participé que les autres contrairement à ce qui est observé habituellement (les hommes sans diplôme mis à part). Ce plus faible investissement des hommes les plus diplômés lors du premier confinement, également observé en Allemagne (Kreyenfeld & Zinn, 2021), peut tenir à leurs contraintes professionnelles plus fortes (encadrement d'une équipe à distance par exemple). Finalement c'est pour les bacheliers et les diplômés d'un niveau bac+2 que l'écart de temps parental entre les deux périodes est le plus fort, signe de leur plus grande implication lors du confinement du printemps.

S'il n'existe pas de gradient selon le revenu dans le temps parental pour les hommes, les

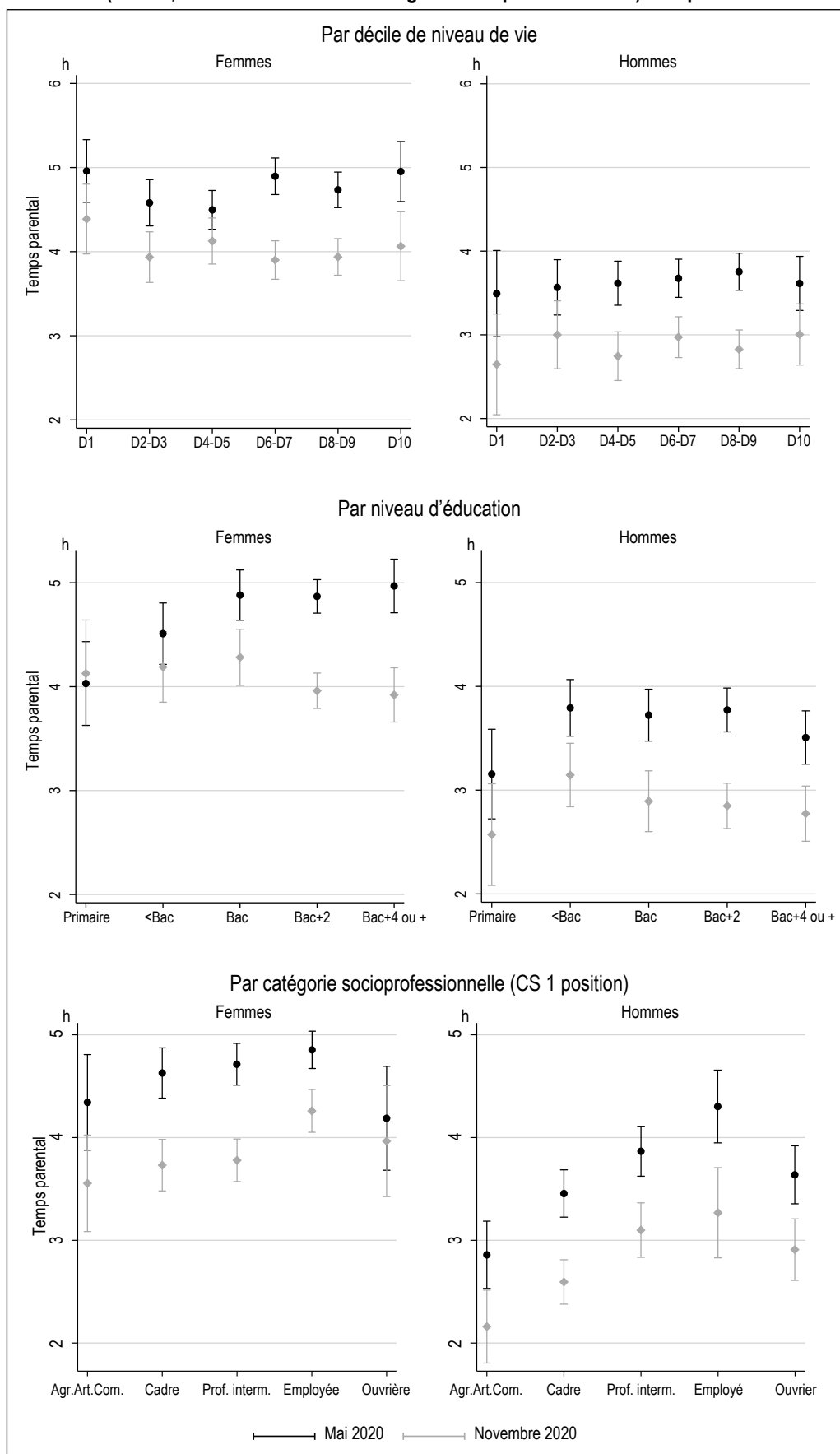
différences sont plus marquées pour les femmes, notamment au printemps 2020. Toutes choses égales par ailleurs, le temps parental est au premier confinement plus élevé pour les femmes des ménages les plus aisés (au-delà du 6^e décile de niveau de vie). C'est aussi parmi elles que le temps consacré aux enfants a le plus baissé entre le premier et le deuxième confinement, probablement en raison d'un plus grand recours à des gardes rémunérées ou à des activités externalisées (activités extra-scolaires par exemple) à ce moment-là.

Pour les hommes, les différences sont nettes selon la catégorie socioprofessionnelle : que ce soit lors du premier ou du deuxième confinement, les employés déclarent les temps parentaux les plus élevés, suivis par ceux occupant des professions intermédiaires. Ces différences selon les catégories socioprofessionnelles sont de moins grande ampleur chez les femmes, à l'exception des ouvrières, qui ont consacré en moyenne moins de temps à leurs enfants lors du premier confinement, à conditions d'activité équivalentes, peut-être car leur conjoint ne travaillait pas (les ouvriers, avec qui elles sont souvent en couple du fait de l'homogamie sociale, ont plus souvent connu le chômage technique), ou car elles sont moins armées pour superviser leur travail scolaire du fait de leur moindre niveau d'éducation en moyenne. À l'exception notable des ouvrières, la catégorie socioprofessionnelle ne joue pas : hommes et femmes ont consacré nettement plus de temps à leurs enfants lors du premier confinement que lors du deuxième. Ceux qui sont cadres ou occupent des professions intermédiaires ont le plus réduit le temps consacré aux enfants entre le premier et le deuxième confinement. Quel que soit l'indicateur de stratification sociale retenu, ce sont les mères les plus favorisées qui ont le plus augmenté leur temps parental lors du premier confinement, que ce soit parce certaines avaient du temps professionnel libéré, parce que les activités habituelles de l'enfant (les activités extra-scolaires) n'étaient plus possibles, les modes de garde à l'arrêt, ou encore qu'elles aient surinvesti dans la prise en charge des enfants pour éviter qu'ils ne passent trop de temps devant les écrans (CAFC, 2021).

* *
*

11. Nos modèles ne contrôlent pas l'âge des enfants dans les familles monoparentales pour des raisons d'effectifs.

Figure X – Temps parental selon les variables socio-économiques (revenu, niveau d'éducation et catégorie socioprofessionnelle) et la période



Source : Inserm-DREES, enquête EpiCov vagues 1 et 2-2020.

Les mesures de confinement et de restriction des mobilités mises en place pour faire face à l'épidémie de Covid-19 ont bouleversé les emplois du temps quotidiens et engendré un surcroît de travail domestique et parental. Le temps qui y a été consacré a été particulièrement élevé lors du premier confinement du printemps 2020 et cette surcharge domestique et parentale a concerné les femmes comme pour les hommes. Le repli du temps consacré aux activités domestiques à l'automne, plus fort chez les hommes, semble indiquer un rapide retour à la situation habituelle, comme Sánchez *et al.* (2021) l'observent au Royaume-Uni. Les recompositions temporelles constatées lors du premier confinement semblent ainsi ne pas avoir eu d'impact prolongé, notre hypothèse de départ d'un retour à la normale à l'automne semble plausible.

S'occuper des enfants, en particulier des plus jeunes, a été particulièrement chronophage pour les parents : l'équivalent de plus d'un travail à mi-temps. Certains temps dédiés aux enfants sont en effet incompressibles, surtout dans un contexte où les écoles étaient fermées. Mais cette durée révèle aussi le poids des normes de bonne parentalité, comme celle de la disponibilité parentale afin de s'assurer du meilleur développement de l'enfant (Hays, 1996 ; Lareau, 2011). Le suivi de la scolarité a été un enjeu particulier pour les parents, ils se sont fortement investis dans l'éducation des enfants, sur de longues plages horaires pour mettre en œuvre l'école à la maison (CAFC, 2021 ; Thierry *et al.*, 2021). Ce temps parental a davantage varié que le temps domestique au fil des confinements. Très important lors du premier confinement, il a été plus réduit lors du deuxième à l'automne 2020 en raison du maintien des écoles ouvertes et des possibilités retrouvées d'externalisation.

Comme des études menées à l'étranger l'ont montré, les temps domestique et parental ont été très sensibles à la situation professionnelle et au temps de travail, et ce de la même manière lors du premier et deuxième confinement. La disponibilité en temps, affectée de manière exogène lors du premier confinement, a joué un rôle important sur le temps alloué aux activités domestiques. Cependant, contrairement aux prédictions théoriques, cette variation du temps domestique en fonction de la situation professionnelle n'a pas eu d'effet symétrique entre les sexes. Elle a ainsi été plus marquée pour les hommes que pour les femmes. Cette plus forte élasticité du temps domestique au temps de travail rémunéré pour les hommes n'est pas observée hors contexte pandémique, où l'augmentation du temps domestique en cas

de chômage est généralement plus forte pour les femmes que les hommes. Cette période exceptionnelle du premier confinement, marquée par un repli total dans la sphère domestique, des besoins accrus, et un changement des conditions d'exercice de l'activité professionnelle pouvant aller jusqu'à l'arrêt du travail, a conduit à un investissement sans précédent des hommes dans la production domestique. Du fait de leur moindre investissement initial, ces derniers ont une marge de progression plus importante, alors que les femmes sont proches du plafond de ce qu'il était possible de faire.

Le surcroît de temps domestique a affecté toutes les catégories socioprofessionnelles. Lors du premier confinement, les femmes des catégories supérieures ont réalisé davantage de travail domestique qu'en situation normale au point que les différences sociales de participation aux tâches domestiques se sont estompées pendant cette période. Le surplus de temps domestique des femmes plus diplômées relativement aux moins diplômées a été plus fort pour les françaises que pour les allemandes, mais moins que pour les espagnoles (Farré *et al.*, 2021 ; Kreyenfeld & Zinn, 2021). Les plus diplômées recourent habituellement davantage que les autres à l'externalisation du travail domestique, et leurs normes en matière d'entretien domestique sont plus souples. Elles ont le moins bien vécu le confinement (CAFC, 2021). Le temps parental, qui habituellement dépend peu du niveau de diplôme, a même été plus élevé lors du premier confinement pour les mères ayant les niveaux d'éducation les plus élevés.

Malgré le rapprochement des situations professionnelles des hommes et des femmes – et de moindres possibilités d'externalisation des tâches domestiques – les femmes ont ainsi continué à assumer la plus grande partie du travail domestique. Le temps domestique des hommes a certes augmenté, mais dans une moindre mesure, si bien que la répartition sexuée n'a été que marginalement modifiée par cette situation exceptionnelle. Les différences de sexe sont restées fortes : pour un même temps de travail ou à situations professionnelles égales, les écarts entre les sexes ont persisté. Si le temps disponible a joué, les rôles de genre expliquent encore une large partie du temps domestique, en période de confinement comme en temps normal. Par ailleurs, ces résultats montrent que les différences de genre sont plus résistantes aux changements que les différences sociales.

Même si les horaires de travail, en conditionnant le temps disponible, demeurent un déterminant

crucial de l'investissement domestique et parental, les différences entre les sexes à temps de travail égal demeurent. La théorie du temps disponible ne suffit donc pas à expliquer, à elle seule, l'allocation du temps observée pendant le confinement. Le fait que les femmes les plus dotées en capital scolaire et dans les classes supérieures ont eu une participation domestique particulièrement forte lors du premier confinement laisse penser que leurs ressources ne leur ont pas permis de négocier une plus grande implication de leur conjoint. Cependant, faute de données au niveau du couple permettant d'étudier la répartition des ressources économiques relatives des conjoints, il n'est pas possible d'y voir un test de la théorie des ressources relatives. Enfin, le fait que les différences sexuées persistent bien plus que les différences sociales montre que le poids des normes de genre est fort, y compris

dans une situation où les conditions de l'activité professionnelle des hommes et des femmes ont pu se rapprocher. Cela rejoint bien d'autres travaux montrant la résistance des normes de genre, en accord avec les théories basées sur les rôles genrés. Cette résistance est visible notamment à travers les types de tâches effectuées par les hommes et les femmes (Blair & Lichter, 1991 ; Tai & Treas, 2013). Les hommes réalisent généralement plutôt des tâches occasionnelles, qui peuvent être organisées en fonction de leurs disponibilités quand les femmes prennent davantage en charge les tâches les moins plaisantes, durables, répétitives et routinières. À ce besoin de disponibilité permanente s'ajoute tout leur travail d'organisation de la vie familiale, d'anticipation et de préoccupations des besoins des autres, qui a été particulièrement lourd lors des périodes de confinement. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/6477736/ES_Pailhe-et-al_Annexe-en-ligne_Online-appendix.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Adams-Prassl, A., Boneva, T., Golin, M. & Rauh, C. (2020).** Inequality in the impact of the coronavirus shock: Evidence from real time surveys. *Journal of Public Economics*, 189, article 104245. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104245>
- Akerlof, G. A. & Kranton, R. E. (2000).** Economics and identity. *The Quarterly Journal of Economics*, 115(3), 715–753. <https://doi.org/10.1162/003355300554881>
- Alon, T., Doepke, M., Olmstead-Rumsey, J. & Tertilt, M. (2020).** The Impact of COVID-19 on Gender Equality. NBER, *Working Paper* N° 26947. Retrieved April 16, 2021. <http://www.nber.org/papers/w26947.pdf>
- Andrew, A., Cattan, S., Costa Dias, M., Farquharson, C., Kraftman, L., Krutikova, S., ... & Sevilla, A. (2020).** The gendered division of paid and domestic work under lockdown. IFS, *Working Paper* N° W21/17. <https://ifs.org.uk/publications/15497>
- Barhoumi, M., Jonchery, A., Lombardo, P., Le Minez, S., Mainaud, T., Raynaud, E., Pailhé, A., Solaz, A. & Pollak, C. (2020).** Les inégalités sociales à l'épreuve de la crise sanitaire : un bilan du premier confinement. Insee, *France, portrait social* - édition 2020, pp. 3–36. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4797670?sommaire=4928952>
- Becker, G. S. (1985).** Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics*, 3(1, Part 2), S33-S58. <https://doi.org/10.1086/298075>
- Behrman, J. R. (1997).** Intrahousehold distribution and the family. In: *Handbook of Population and Family Economics*, Vol. 1 Part A, pp. 125–187. [https://doi.org/10.1016/S1574-003X\(97\)80021-9](https://doi.org/10.1016/S1574-003X(97)80021-9)
- Berk, S. (1985).** *The gender factory. The apportionment of work in American households*. New York: Plenum. <https://doi.org/10.1007/978-1-4613-2393-8>
- Bianchi, S. M., Milkie, M. A., Sayer, L. C. & Robinson, J. P. (2000).** Is anyone doing the housework? Trends in the gender division of household labor. *Social forces*, 79(1), 191–228. <https://doi.org/10.1093/sf/79.1.191>
- Biroli, P., Bosworth, S., Della Giusta, M., Di Girolamo, A., Jaworska, S. & Vollen, J. (2021).** Family life in lockdown. *Frontiers in psychology*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.687570>
- Blair, S. L. & Lichter, D. T. (1991).** Measuring the division of household labor: Gender segregation of housework among American couples. *Journal of Family Issues*, 12(1), 91–113. <https://doi.org/10.1177/019251391012001007>

- Boll, C., Müller, D. & Schüller, S. (2021).** Neither Backlash nor Convergence: Dynamics of Intracouple Child-care Division after the First COVID-19 Lockdown and Subsequent Reopening in Germany. *IZA Discussion Papers* N° 14375. <https://www.econstor.eu/handle/10419/236406>
- Bonke, J. (2005).** Paid work and unpaid work: Diary information versus questionnaire information. *Social Indicators Research*, 70(3), 349–368. <https://doi.org/10.1007/s11205-004-1547-6>
- Boring, A. & Moroni, G. (2021).** Turning back the clock: Beliefs in gender norms during lockdown. *LIEPP Working Paper*. <https://www.sciencespo.fr/women-business/fr/node/75981.html>
- Brines, J. (1994).** Economic dependency, gender, and the division of labor at home. *American Journal of Sociology*, 100(3), 652–688. <https://doi.org/10.1086/230577>
- Brousse, C. (2015).** Travail professionnel, tâches domestiques, temps « libre ». *Économie et statistique*, 478-480, 119–154. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10560>
- Champagne, C., Pailhé, A. & Solaz, A. (2015).** Le temps domestique et parental des hommes et des femmes : quels facteurs d'évolutions en 25 ans ? *Économie et statistique*, 478-480, 209–242. <https://doi.org/10.3406/estat.2015.10563>
- Champeaux, H. & Marchetta, F. (2021).** Couples in Lockdown, 'La Vie En Rose'? Evidence from France. CEPR, Covid Economics series, *Working paper*. <https://hal.uca.fr/hal-03149087>
- Chiappori, P. A. (1997).** Introducing household production in collective models of labor supply. *Journal of Political Economy*, 105(1), 191–209. <https://doi.org/10.1086/262071>
- CAFC, Collectif d'Analyse des Familles Confinées (2021).** *Familles confinées. Le cours anormal des choses*. Vulaines-sur-Seine: Éditions du Croquant.
- Craig, L. (2020).** Coronavirus, domestic labour and care: Gendered roles locked down. *Journal of Sociology*, 56(4), 684–692. <https://doi.org/10.1177/1440783320942413>
- Craig, L. & Churchill, B. (2021).** Dual-earner parent couples' work and care during COVID-19. *Gender, Work & Organization*, 28, 66–79. <https://doi.org/10.1111/gwao.12497>
- Cunningham, M. (2001).** Parental influences on the gendered division of housework. *American Sociological Review*, 66(2), 184–203. <https://doi.org/10.2307/2657414>
- Del Boca, D., Oggero, N., Profeta, P. & Rossi, M. (2020).** Women's and men's work, housework and child-care, before and during COVID-19. *Review of Economics of the Household*, 18(4), 1001–1017. <https://doi.org/10.1007/s11150-020-09502-1>
- Dominguez-Folgueras, M. (2021).** Difficult Times: The Division of Domestic Work under Lockdown in France. *Social Sciences* 10: 219. <https://doi.org/10.3390/socsci10060219>
- Farré, L., Fawaz, Y., González, L. & Graves, J. (2021).** Gender Inequality in Paid and Unpaid Work During Covid-19 Times. *Review of Income and Wealth*, online 17 December 2021. <https://doi.org/10.1111/roiw.12563>
- Gershuny, J., Bittman, M. & Brice, J. (2005).** Exit, Voice, and Suffering: Do Couples Adapt to Changing Employment Patterns? *Journal of Marriage and Family*, 67, 656–665. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2005.00160.x>
- Greene, W. H. & Hensher, D. A. (2010).** *Modeling ordered choices: A primer*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511845062>
- Gupta, S. (2007).** Autonomy, dependence, or display? The relationship between married women's earnings and housework. *Journal of Marriage and family*, 69(2), 399–417. <https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2007.00373.x>
- Hank, K. & Steinbach, A. (2021).** The virus changed everything, didn't it? Couples' division of housework and childcare before and during the Corona crisis. *Journal of Family Research*, 33(1), 99–114. <https://doi.org/10.20377/jfr-488>
- Hays, S. (1996).** *The cultural contradictions of motherhood*. New Haven: Yale University Press.
- Hipp, L. & Bübbing, M. (2020).** Parenthood as a Driver of Increased Gender Inequality during COVID-19? Exploratory Evidence from Germany. *European Societies*, 23, 658–673. <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/14616696.2020.1833229>
- Hupkau, C. & Petrongolo, B. (2020).** Work, Care and Gender during the COVID-19 Crisis. *Fiscal Studies*, 41(3), 623–651. <https://doi.org/10.1111/1475-5890.12245>
- Jauneau, Y. & Vidalenc, J. (2020).** Durée travaillée et travail à domicile pendant le confinement: Des différences marquées selon les professions. *Insee focus* N° 207. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4801229>
- Juster, F. T. & Stafford, F. P. (1991).** The Allocation of Time: Empirical Findings, Behavioral Models, and Problems of Measurement. *Journal of Economic Literature*, 29(2), 471–522. <https://www.jstor.org/stable/2727521>
- Kan, M. Y. (2008).** Measuring housework participation: The gap between “stylised” questionnaire estimates and diary-based estimates. *Social Indicators Research*, 86(3), 381–400. <https://doi.org/10.1007/s11205-007-9184-5>

- Kan, M. Y., Sullivan, O. & Gershuny, J. (2011).** Gender convergence in domestic work: Discerning the effects of interactional and institutional barriers from large-scale data. *Sociology*, 45(2), 234–251. <https://doi.org/10.1177/0038038510394014>
- Kreyenfeld, M. & Zinn, S. (2021).** Coronavirus and care: How the coronavirus crisis affected fathers' involvement in Germany. *Demographic Research*, 44, 99–124. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2021.44.4>
- Lareau, A. (2011).** *Unequal childhoods: Class, race, and family life* (2nd ed.). Berkley and Los Angeles: Univ of California Press. <http://www.jstor.org/stable/10.1525/j.ctt1ppgj4>
- Pailhé, A., Solaz, A. & Souletie, A. (2019a).** How do women and men use extra time? Housework and child-care after the French 35-hour workweek regulation. *European Sociological Review*, 35(6), 807–824. <https://doi.org/10.1093/esr/jcz039>
- Pailhé, A., Solaz, A. & Stanfors, M. (2021).** The great convergence: Gender and unpaid work in Europe and the United States. *Population and Development Review*, 47(1), 181–217. <https://doi.org/10.1111/padr.12385>
- Pailhé A., Solaz, A. & Tanturri, M. T. (2019b).** The Time Cost of Raising Children in Different Fertility Contexts: Evidence from France and Italy. *European Journal of Population*, 35, 223–261. <https://doi.org/10.1007/s10680-018-9470-8>
- Petts, R. J., Carlson, D. L. & Pepin, J. R. (2021).** A gendered pandemic: Childcare, homeschooling, and parents' employment during COVID-19. *Gender, Work & Organization*, 28(S2), 515–534. <https://doi.org/10.1111/gwao.12614>
- Presser, H. B. (1994).** Employment schedules among dual-earner spouses and the division of household labor by gender. *American Sociological Review*, 59(3), 348–364. <https://doi.org/10.2307/2095938>
- Robinson, J. P. (1985).** The validity and reliability of diaries versus alternative time use measures. In: Juster FT & Stafford FP (eds.), *Time, Goods, and Well-being*, pp. 33–62. Ann Arbor: University Press of Michigan.
- Safi, M., Coulangeon, P., Ferragina, E., Godechot, O., Helmeid, E., Pauly, S., Recchi, E. et al. (2020).** La France confinée. Anciennes et nouvelles inégalités. In: Lazar, M., Plantin, G. & Ragot, X. (Eds.), *Le monde d'aujourd'hui*, pp. 95–116. Paris: Presses de Sciences Po. <https://doi.org/10.3917/scpo.lazar.2020.01.0093>
- Sánchez, A. R., Fasang, A. E. & Harkness, S. (2021).** Gender division of housework during the COVID-19 pandemic. *Demographic Research*, 45, 1297–1316. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2021.45.43>
- Sayer, L. C., Bianchi, S. M. & Robinson, J. P. (2004).** Are parents investing less in children? Trends in mothers' and fathers' time with children. *American Journal of Sociology*, 110(1), 1–43. <https://doi.org/10.1086/386270>
- Shafer, K., Scheibling, C. & Milkie, M. A. (2020).** The Division of Domestic Labor before and during the COVID-19 Pandemic in Canada: Stagnation versus Shifts in Fathers' Contributions. *Canadian Review of Sociology*, 57, 523–549. <https://doi.org/10.1111/cars.12315>
- Shelton, B. A. & John, D. (1996).** The division of household labour. *Annual Review of Sociology*, 22(1), 299–322. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.22.1.299>
- Sevilla, A. & Smith, S. (2020).** Baby steps: The gender division of childcare during the COVID-19 pandemic. *Oxford Review of Economic Policy*, 36(Supplement_1), S169–S186. <https://doi.org/10.1093/oxrep/graa027>
- Solaz, A. (2009).** « Histoire conjugale et division du travail au sein du couple », dans A. Régner-Loilier (dir.), *Portraits de famille : l'enquête Étude des relations familiales et intergénérationnelles*, 265–288. Paris: Ined.
- Tai, T. & Treas, J. (2013).** Housework Task Hierarchies in 32 Countries, *European Sociological Review*, 29(4), 780–791. <https://doi.org/10.1093/esr/jcs057>
- Thierry, X., Geay, B., Pailhé, A., Berthomier, N., Camus, J., Cauchi-Duval, N., Lanoë, J.-L. et al. (2021).** Les enfants à l'épreuve du premier confinement. *Population & Sociétés*, N° 585. <https://www.ined.fr/fr/publications/editions/population-et-societes/enfants-a-epreuve-du-premier-confinement/>
- van der Lippe, T., Treas, J. & Norbutas, L. (2018).** Unemployment and the Division of Housework in Europe. *Work, Employment and Society*, 32(4), 650–669. <https://doi.org/10.1177/0950017017690495>
- Warszawski, J., Bajos, N., Barlet, M. et al. (2021).** A national mixed-mode seroprevalence random population-based cohort on SARS-CoV-2 epidemic in France: the socio-epidemiological EpiCov study. <https://www.medrxiv.org/content/10.1101/2021.02.24.21252316v1>
- West, C. & Zimmerman, D. H. (1987).** Doing gender. *Gender & Society*, 1(2), 125–151. <https://doi.org/10.1177/0891243287001002002>
- Zoch, G., Bächmann, A. C. & Vicari, B. (2021).** Who cares when care closes? Care-arrangements and parental working conditions during the COVID-19 pandemic in Germany. *European Societies*, 23(sup1), S576–S588. <https://doi.org/10.1080/14616696.2020.1832700>

Tableau A-1 – Description des échantillons (premier modèle), fréquences (écart-type)

	Femmes	Hommes	Mères	Pères
Temps domestique (h)				
0	0.005 (0.070)	0.034 (0.182)	0.002 (0.049)	0.028 (0.166)
0-0.5	0.035 (0.183)	0.115 (0.319)	0.018 (0.133)	0.107 (0.309)
0.5-1	0.148 (0.355)	0.279 (0.449)	0.113 (0.317)	0.252 (0.434)
1-2	0.336 (0.472)	0.322 (0.467)	0.331 (0.470)	0.337 (0.473)
2-4	0.319 (0.466)	0.170 (0.375)	0.351 (0.477)	0.192 (0.394)
4-6	0.091 (0.287)	0.046 (0.209)	0.097 (0.297)	0.051 (0.220)
6+	0.068 (0.252)	0.034 (0.182)	0.087 (0.282)	0.032 (0.177)
Temps parental (h)				
0	0.028 (0.164)	0.038 (0.192)	0.026 (0.160)	0.035 (0.185)
0-0.5	0.033 (0.178)	0.064 (0.244)	0.033 (0.178)	0.065 (0.246)
0.5-1	0.064 (0.244)	0.111 (0.314)	0.064 (0.245)	0.109 (0.312)
1-2	0.142 (0.349)	0.203 (0.403)	0.142 (0.349)	0.206 (0.405)
2-4	0.224 (0.417)	0.245 (0.430)	0.228 (0.419)	0.245 (0.430)
4-6	0.151 (0.358)	0.120 (0.325)	0.151 (0.358)	0.120 (0.325)
6+	0.359 (0.480)	0.219 (0.414)	0.357 (0.479)	0.219 (0.414)
Temps de travail (h)				
0	0.430 (0.495)	0.362 (0.480)	0.356 (0.479)	0.225 (0.418)
<2	0.019 (0.136)	0.017 (0.130)	0.016 (0.126)	0.018 (0.134)
2-4	0.035 (0.184)	0.026 (0.158)	0.040 (0.196)	0.023 (0.151)
4-6	0.065 (0.247)	0.052 (0.222)	0.069 (0.254)	0.061 (0.239)
6-8	0.234 (0.423)	0.243 (0.429)	0.265 (0.441)	0.289 (0.453)
8-10	0.159 (0.366)	0.221 (0.415)	0.185 (0.388)	0.278 (0.448)
10+	0.058 (0.234)	0.080 (0.271)	0.069 (0.253)	0.106 (0.308)
Âge				
<30 ans	0.164 (0.371)	0.156 (0.363)	0.058 (0.234)	0.036 (0.186)
30-39 ans	0.225 (0.417)	0.195 (0.396)	0.403 (0.490)	0.312 (0.463)
40-49 ans	0.238 (0.426)	0.246 (0.431)	0.425 (0.494)	0.456 (0.498)
50-59 ans	0.245 (0.430)	0.256 (0.436)	0.114 (0.317)	0.182 (0.386)
60 ans et plus	0.127 (0.333)	0.147 (0.354)	0.001 (0.031)	0.015 (0.120)
Décile de niveau de vie				
D1	0.096 (0.295)	0.079 (0.270)	0.095 (0.293)	0.062 (0.240)
D2-D3	0.142 (0.349)	0.119 (0.323)	0.159 (0.366)	0.125 (0.331)
D4-D5	0.168 (0.373)	0.158 (0.365)	0.178 (0.383)	0.179 (0.384)
D6-D7	0.203 (0.403)	0.211 (0.408)	0.234 (0.424)	0.241 (0.428)
D8-D9	0.227 (0.419)	0.246 (0.430)	0.219 (0.414)	0.256 (0.437)
D10	0.111 (0.314)	0.128 (0.335)	0.082 (0.274)	0.106 (0.308)
Niveau de vie manquant	0.053 (0.223)	0.060 (0.237)	0.033 (0.178)	0.030 (0.172)
Diplôme				
Primaire	0.097 (0.296)	0.099 (0.298)	0.069 (0.254)	0.074 (0.262)
<Bac	0.165 (0.371)	0.243 (0.429)	0.139 (0.346)	0.207 (0.405)
Bac	0.216 (0.411)	0.199 (0.400)	0.198 (0.398)	0.201 (0.401)
Bac+2	0.353 (0.478)	0.272 (0.445)	0.399 (0.490)	0.306 (0.461)
Bac+4 ou +	0.169 (0.375)	0.187 (0.390)	0.195 (0.396)	0.212 (0.409)
Type de ménage				
Couple sans enfant	0.335 (0.472)	0.343 (0.475)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
Couple avec enf. <12 ans	0.242 (0.428)	0.258 (0.437)	0.594 (0.491)	0.697 (0.460)
Couple avec enf. ≥12 ans	0.098 (0.297)	0.091 (0.288)	0.228 (0.420)	0.236 (0.425)
Famille monoparentale	0.075 (0.264)	0.031 (0.172)	0.178 (0.383)	0.067 (0.250)
Autre	0.251 (0.433)	0.277 (0.448)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)

→

Tableau A-1 – (suite)

	Femmes	Hommes	Mères	Pères
Catégorie socioprofessionnelle				
Agriculteur, artisan, commerçant	0.043 (0.203)	0.093 (0.290)	0.048 (0.214)	0.102 (0.302)
Cadre	0.188 (0.390)	0.275 (0.447)	0.207 (0.405)	0.316 (0.465)
Prof. intermédiaire	0.275 (0.447)	0.227 (0.419)	0.283 (0.451)	0.235 (0.424)
Employé	0.357 (0.479)	0.120 (0.325)	0.355 (0.479)	0.110 (0.313)
Ouvrier	0.057 (0.232)	0.218 (0.413)	0.047 (0.211)	0.209 (0.406)
CS manquante	0.080 (0.271)	0.068 (0.251)	0.059 (0.236)	0.028 (0.166)
Logement				
Appartement	0.331 (0.470)	0.315 (0.465)	0.280 (0.449)	0.228 (0.420)
Maison	0.659 (0.474)	0.674 (0.469)	0.712 (0.453)	0.767 (0.423)
Autre	0.010 (0.101)	0.011 (0.105)	0.008 (0.089)	0.005 (0.072)
Région				
Outre-mer	0.034 (0.181)	0.032 (0.177)	0.040 (0.197)	0.031 (0.173)
Île-de-France	0.168 (0.374)	0.178 (0.382)	0.165 (0.371)	0.170 (0.375)
Autre région	0.798 (0.402)	0.790 (0.408)	0.795 (0.404)	0.800 (0.400)
Conjoint travaille à l'extérieur	0.349 (0.477)	0.305 (0.461)	0.510 (0.500)	0.443 (0.497)
Confinement strict	0.453 (0.498)	0.461 (0.499)	0.448 (0.497)	0.446 (0.497)
Enquête vague 2	0.436 (0.496)	0.425 (0.494)	0.429 (0.495)	0.415 (0.493)
Situation d'emploi				
Inactivité	0.200 (0.400)	0.156 (0.363)	0.107 (0.309)	0.030 (0.172)
Chômage	0.070 (0.255)	0.066 (0.248)	0.069 (0.253)	0.042 (0.200)
Chômage technique	0.073 (0.261)	0.075 (0.263)	0.079 (0.270)	0.080 (0.272)
Sur site	0.339 (0.473)	0.404 (0.491)	0.364 (0.481)	0.479 (0.500)
Télétravail complet	0.133 (0.339)	0.127 (0.333)	0.161 (0.368)	0.153 (0.360)
Télétravail et sur site	0.098 (0.298)	0.107 (0.309)	0.119 (0.324)	0.143 (0.350)
En congés	0.086 (0.280)	0.066 (0.248)	0.101 (0.301)	0.073 (0.260)
<i>N</i>	10 093	8 313	4 096	3 055

Les couples pendant le confinement : « La vie en rose » ?

Couples in Lockdown: “La vie en rose”?

Hugues Champeaux* et Francesca Marchetta**

Résumé – Les politiques de confinement mises en œuvre durant la pandémie de Covid-19 ont affecté les relations à l’intérieur du ménage, en confrontant les partenaires à une cohabitation forcée et à une augmentation du travail domestique (tâches ménagères et soins aux enfants). À partir de données individuelles collectées en ligne durant le printemps 2020 auprès de femmes en couple, notre étude porte sur les effets du confinement sur la division des tâches et les conflits entre les conjoints. Nous trouvons que, durant le confinement, les couples ont connu de faibles changements dans la répartition du travail domestique, assuré principalement par les femmes. Dans le même temps, les hommes ont augmenté leur participation à la production de biens domestiques considérés comme ‘quasi-loisir’ durant la période de confinement. Nos résultats suggèrent que la connotation genrée des tâches domestiques évolue selon le contexte et n’est pas stable dans le temps. Les tensions entre conjoints déclarées par les femmes ont augmenté pendant le confinement et apparaissent fortement corrélées avec une répartition inégale du travail domestique. Dans l’ensemble, nos résultats suggèrent que cette période n’a pas structurellement affecté les stéréotypes de genre malgré des modifications mineures du partage des tâches dans les couples.

Abstract – *Stay-at-home policies during the COVID-19 pandemic challenged household members who faced forced cohabitation and increased housework (domestic chores and child-care). Based on individual data collected online from partnered women during the spring 2020 in France, we study the lockdown effects on housework division and conflicts between partners. We find that during the lockdown, couples experienced minor changes in the allocation of housework, mainly carried out by women. Simultaneously, men increased their participation in the production of household goods mainly through “enjoyable” or “quasi-leisure” activities. Our results suggest that the gendered connotation of domestic work can be context-dependent and not stable over time. Tensions between partners, reported by women, increased during the lockdown, and appear to be strongly correlated with an unequal division of housework. Overall, our results suggest that this period did not structurally affect the gender stereotypes at home.*

JEL : D13, J12, J13, J16, J22

Mots-clés : Covid-19, tâches domestiques, soins aux enfants, tensions dans les ménages, rôles de genre

Keywords: COVID-19, housework, childcare, intrahousehold tensions, gender roles

* Université de Namur, CRED ; ** Université Clermont Auvergne, CNRS, CERDI. Correspondance : hugues.champeaux@unamur.be

Les auteurs remercient Martine Audibert, Jean-Marie Baland, Simone Bertoli, Habiba Djebbari, Elise Huillery, Perrin Lefebvre, Karine Marazyan et les participants au Workshop LIEPP-PRESAGE (février 2021) pour leurs suggestions et leurs remarques, ainsi que deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires éclairés. Une partie de cette étude découle de recherches menées alors que Hugues Champeaux était affilié au CERDI, au CNRS et à l’Université Clermont Auvergne. Francesca Marchetta remercie l’Agence nationale de la recherche pour le soutien qu’elle a reçu par le biais du programme « Investissements d’avenir » (ANR-10-LABX-14-01).

Reçu en avril 2022, accepté en octobre 2022. Traduit de: “Couples in Lockdown: “La vie en rose”?”

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: Champeaux, H. & Marchetta, F. (2022). Couples in Lockdown: “La vie en rose”? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 27–50.
doi: 10.24187/ecostat.2022.536.2087

En France, comme dans d'autres pays ayant mis en place des mesures contraignant à « rester à la maison » au début de la pandémie de Covid-19, le premier confinement, imposé au printemps 2020¹, a fortement affecté les activités et l'organisation des couples. La présence forcée et permanente au foyer a accru la quantité de tâches ménagères et la charge parentale (Farré *et al.*, 2021 ; Del Boca *et al.*, 2020), créé des tensions au sein des couples (Biroli *et al.*, 2021) voire de la violence conjugale (voir Arenas-Arroyo *et al.*, 2021 ; Beland *et al.*, 2021). Les lignes d'assistance ont observé une augmentation spectaculaire des appels de personnes en détresse dans les pays occidentaux (Leslie & Wilson, 2020 ; Bullinger *et al.*, 2021 ; Miller *et al.*, 2020) ainsi que dans les pays en développement (Aguëro, 2021 ; Perez-Vincent & Carreras, 2020). En France, 13 % des couples (et 16 % des couples avec enfants) ont fait état de conflits plus fréquents (Barhouni *et al.*, 2020), les interventions de la police pour des conflits familiaux ont augmenté de 44 % et le nombre d'appels aux lignes d'assistance dédiées à la violence domestique a doublé². En outre, 49 % des couples ont signalé des tensions ou des conflits sur les tâches domestiques pendant le confinement, et un tiers des femmes ayant signalé des conflits fréquents ont subi des violences verbales³.

Dans cet article, nous posons deux questions de recherche étroitement liées : (i) Le confinement a-t-il engendré une redistribution des tâches domestiques au sein des couples ? Et si oui, pour quelles tâches les hommes ont-ils augmenté leur participation ? (ii) Y a-t-il un lien entre la survenue de conflits et le partage inégal des tâches domestiques pendant le confinement ?

Nous utilisons les données que nous avons recueillies par le biais d'une enquête en ligne, menée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 auprès de 2 844 femmes en couple. Ces données ne sont pas représentatives, car les femmes de notre échantillon sont plus jeunes, ont un niveau d'éducation plus élevé et sont plus souvent actives sur le marché du travail que les femmes en moyenne en France. L'enquête fournit des informations détaillées, à partir des réponses des femmes, sur leur contribution et celle de leur conjoint aux tâches domestiques, ainsi que sur la survenue de conflits dans leur couple avant et pendant le confinement⁴. Notre analyse tient compte des situations de confinement des couples, c'est-à-dire, pour chaque conjoint, s'il travaillait sur son lieu de travail, s'il était à la maison, s'il travaillait à distance ou s'il était en situation d'activité réduite.

Nous constatons une réduction de l'écart de participation aux tâches domestiques entre femmes et hommes pour les couples qui ont connu une augmentation importante de la production domestique (c'est-à-dire ceux qui ont des enfants) et pour ceux où les femmes continuaient à travailler, que ce soit à domicile ou sur leur lieu de travail, pendant le confinement. Pour les parents totalement confinés, le changement est dû principalement à la participation accrue des pères aux activités « agréables » ou de semi-loisir pendant le confinement (faire les courses et jouer avec les enfants). Ce constat suggère un faible effet du confinement sur le partage des tâches au sein des couples.

Il indique également que les préférences individuelles jouent un rôle important dans l'établissement de l'équilibre au sein du ménage. Lorsque la quantité de biens domestiques publics devant être produits augmente et que les occasions de loisirs sont réduites, les préférences des hommes jouent un rôle crucial dans la détermination du nouvel équilibre. L'augmentation de la contribution des hommes aux activités devenues des « semi-loisirs » pendant le confinement indique que la nature genrée d'une tâche pourrait dépendre de son attrait relatif et non pas constituer une caractéristique absolue. Ce constat confirme l'observation de Stratton, selon laquelle les préférences des hommes dictent leur engagement dans les tâches domestiques (Stratton, 2012).

Pour les couples qui ont des enfants, nous constatons également que les conflits ont augmenté lorsque l'écart de la répartition des activités domestiques entre conjoints s'est accru pendant le confinement. Nous constatons que cette hausse des conflits est principalement associée

1. La première annonce du confinement, le 12 mars 2020, a imposé la fermeture des crèches, écoles et universités pour une période indéterminée. D'autres mesures restrictives ont été adoptées et annoncées le 16 mars 2020 : toute sortie hors du domicile devait être destinée à des activités essentielles, telles que les courses alimentaires et le travail (si le travail à domicile était impossible, par exemple pour les « travailleurs essentiels »), et les promenades et activités physiques ne devaient pas dépasser une heure par jour dans un rayon d'un kilomètre autour du domicile.

2. France Inter : « Violences faites aux femmes : que s'est-il vraiment passé pendant le confinement ? », 15 mai 2020. <https://www.franceinter.fr/violences-faites-aux-femmes-que-s-est-il-vraiment-passe-pendant-le-confinement>.

3. Données de l'enquête de l'IFOP « Enquête sur les conditions de logement des Français confinés et les tensions au sein des foyers » auprès d'un échantillon représentatif de 3 011 personnes, publiée le 7 avril 2020 (https://www.ifop.com/wp-content/uploads/2020/04/117261_Ifop_ConsoLab_Confinement_2020.04.07.pdf). Dans une précédente édition de cette enquête en 2019, 45 % des couples interrogés avaient signalé des conflits dus à la répartition des tâches domestiques.

4. Nous utilisons les termes « tâches domestiques » ou « activités domestiques » pour désigner les activités à l'origine de la production domestique. Dans les tâches domestiques, nous distinguons les tâches « ménagères » (ménage, lessive, courses et cuisine) et les tâches « parentales » (aider les enfants à faire leurs devoirs et jouer avec eux). Nous ferons la différence entre ces deux composantes tout au long de l'article.

au creusement de l'inégalité des contributions aux tâches de ménage/nettoyage, qui sont parmi les plus chronophages et les moins agréables.

Notre article contribue d'abord à la littérature sur le partage de la production de biens publics au sein des ménages, et en particulier sur la relation entre les préférences des conjoints des deux sexes et la variation de la répartition des tâches domestiques au sein du couple au fil du temps. Nous contribuons également à la littérature économique et sociologique analysant le lien entre la survenue de conflits et le partage des tâches entre conjoints, ainsi qu'entre la participation des hommes aux activités domestiques et le risque de séparation. Nous montrons qu'une augmentation du déséquilibre de la répartition des tâches domestiques dans une situation stressante est corrélée à la survenue de conflits entre les conjoints, en particulier lorsqu'il y a des enfants et lorsque la femme est active sur le marché du travail. Enfin, nous contribuons à la littérature émergente sur les effets des confinements durant la pandémie de Covid-19. À notre connaissance, notre article est le premier à examiner le lien entre le partage des tâches et la survenue de conflits entre conjoints pendant la période du confinement, et le seul en France qui examine la participation du conjoint en détaillant les activités domestiques.

La suite de l'article s'articule ainsi : la section 1 propose une brève revue de la littérature sur le partage des tâches en général et pendant la période étudiée. La section 2 décrit le cadre conceptuel dans lequel nous analysons les effets possibles du confinement sur le partage des tâches et sur la probabilité de conflit. La section 3 décrit nos données et présente notre stratégie empirique. Les résultats font l'objet de la section 4, puis nous concluons.

1. Revue de littérature

Le fait que les femmes effectuent une part disproportionnée des tâches domestiques – la « part du lion » – n'est plus à prouver dans la littérature empirique. Cette répartition asymétrique des tâches entre les conjoints a également été largement mise en évidence depuis les articles fondateurs de Becker (1965) ou de Gronau (1977). Malgré une réduction importante de l'écart entre les femmes et les hommes sur le marché du travail, ces dernières continuent à effectuer la plupart des tâches domestiques (pour une revue de littérature, voir Lachance-Grezla & Bouchard, 2010). Outre le temps disponible, de nombreux facteurs non observables, tels que les normes sociales,

les stéréotypes ou les préférences, persistent et façonnent l'écart entre les sexes au fil des générations. Exploitant les variations de la participation des conjoints au marché du travail, Killewald & Gough (2010) et Foster & Stratton (2018) démontrent que les hommes récemment au chômage augmentent leur participation aux tâches domestiques, mais seulement à hauteur de la moitié du temps que les femmes y consacrent. Álvarez & Miles-Touya (2019), exploitant une caractéristique spécifique de l'enquête espagnole sur l'emploi du temps, montrent que les hommes augmentent leur contribution aux tâches domestiques en dehors de leurs jours de travail, mais dans une moindre mesure que les femmes.

Comme l'ont observé Kahneman *et al.* (2004), les tâches domestiques diffèrent en termes de caractère agréable et d'effort physique. Van Berkel & De Graaf (1999) montrent que la cuisine et les courses sont considérées comme des tâches agréables par les hommes et les femmes, tandis que les deux sexes n'aiment pas faire le ménage. Cela recoupe les conclusions de Shaw (1988), qui avait constaté que la cuisine était l'une des tâches préférées des deux conjoints. Les travaux empiriques sur les tâches domestiques font souvent une différence entre les tâches de « type féminin », qui incluent la lessive, le ménage/nettoyage, la vaisselle et la cuisine, et les autres tâches domestiques. Les courses sont incluses dans la deuxième catégorie, ainsi que le jardinage, les soins aux animaux et d'autres tâches qui peuvent être considérées comme des semi-loisirs (Kahneman *et al.*, 2004). Une étude de Couprie *et al.* (2020) sur l'influence des stéréotypes de genre basée sur une expérience, montre que les conjoints se sur-spécialisent dans des tâches spécifiques, conformes à leur rôle de genre. Selon Stratton (2012), plus les hommes ont de l'aversion pour les tâches domestiques, moins ils y participent et plus leur conjointe y passe du temps. Les préférences de chaque sexe pourraient donc déterminer le degré d'engagement des hommes dans les tâches domestiques⁵.

La littérature met aussi en évidence des interactions entre la répartition des tâches, la stabilité du mariage et le risque de séparation. Les travaux empiriques en sociologie montrent que le risque de séparation est plus faible dans les couples quand l'homme participe plus aux tâches ménagères et parentales (Cooke, 2006 ;

5. Van der Lippe *et al.* (2013) suggèrent que les préférences des deux sexes sont également importantes pour l'externalisation. En revanche, Auspurg *et al.* (2017) trouvent peu de signes de différence systématique entre les préférences des deux sexes.

Sigle-Rushton, 2010 ; Ruppner *et al.*, 2018). Norman *et al.* (2018) constatent que l'implication des pères dans les soins aux enfants durant leur première année est associée à la stabilité du couple, ce qui n'est pas nécessairement le cas pour les autres tâches. Altintas & Sullivan (2016) et Van der Lippe *et al.* (2014) montrent que les frictions sur la répartition des tâches entre conjoints sont l'une des principales sources de conflits conjugaux⁶.

La pandémie de Covid-19 et le confinement ont, naturellement, soulevé des questions et encouragé les recherches sur la répartition des tâches domestiques. Plusieurs études ont documenté l'augmentation du temps alloué aux tâches domestiques et l'évolution du comportement des couples. En Espagne, Farré *et al.* (2021) montrent ainsi que la part effectuée par les hommes a légèrement augmenté, mais que les femmes ont continué à s'acquitter de la majeure partie de ces tâches. Ils montrent également que l'augmentation de la contribution des hommes a concerné principalement les courses. En Italie, Del Boca *et al.* (2020) constatent que les hommes ont augmenté le temps consacré aux tâches gratifiantes, comme les activités avec les enfants, plutôt que celui consacré aux tâches ménagères. Andrew *et al.* (2020), sur des données du Royaume-Uni, montrent que les mères ont relativement plus augmenté le temps consacré aux tâches ménagères que les pères pendant le confinement.

En France, Pailhé *et al.* (2022, ce numéro) montrent que les hommes et les femmes ont augmenté le temps consacré à la production domestique pendant le confinement du printemps 2020, mais que les femmes ont continué d'y passer plus de temps, même lorsque les contraintes de temps des deux conjoints étaient identiques. Dominguez-Folgueras (2021) observe que les hommes qui restaient à la maison, en télétravail ou au chômage technique, ont accru leur participation aux activités domestiques. En revanche, Zamberlan *et al.* (2022) montrent qu'au Royaume-Uni, l'inégalité du partage des tâches ne s'est réduite que quand la charge de travail des hommes avait diminué pendant le confinement⁷. S'agissant de l'effet à long terme du confinement sur l'inégalité entre femmes et hommes, Sánchez *et al.* (2021) remarquent que les couples ayant de jeunes enfants sont revenus à la répartition des tâches telle qu'avant le confinement au bout de quelques mois.

À notre connaissance, il y a moins d'éléments sur les conflits entre conjoints durant la pandémie. Arenas-Arroyo *et al.* (2021), Beland *et al.* (2021)

et Hsu & Henke (2021) notent une augmentation de la violence domestique et des tensions familiales pendant le confinement, et Berniell & Facchini (2021) notent une augmentation des recherches faites sur Google sur des sujets liés à la violence domestique dans les pays d'Europe et d'Amérique latine, quelques semaines après le début du confinement. Plus proche de nos questions de recherche, Biroli *et al.* (2021) notent, en Italie et aux États-Unis, une augmentation des tensions au sein des couples, même lorsque les hommes avaient augmenté leur participation aux tâches parentales et aux courses alimentaires.

2. Cadre conceptuel

2.1. Contexte

Dans cette section, nous présentons un cadre d'analyse inspiré de l'économie de la famille théorique, plus particulièrement Browning *et al.* (2014).

Prenons l'exemple d'un ménage composé de deux parents et de leur(s) enfant(s)⁸. Nous dénotons les deux parents par $i = 1, 2$, avec le père comme premier parent et la mère comme deuxième parent. La fonction d'utilité de chaque parent prend la forme suivante :

$$U_i = \alpha V_1 + (1 - \alpha) V_2, \text{ avec } i = 1, 2$$

où $\alpha \in [1/2, 1]$, $i, j = 1, 2$ et $\frac{\partial U_i}{\partial V_j} > 0$, lorsque $i = j$.

Cette spécification permet de tenir compte de l'altruisme entre les parents. L'utilité individuelle V_i , avec $i = 1, 2$, est une fonction de trois arguments : la consommation d'un vecteur de biens de consommation privés C^i , d'un vecteur de biens publics domestiques X avec N éléments, et de loisirs L^i :

$$V_i = g_i(C^i, X, L^i), \quad i = 1, 2.$$

Cette spécification permet une hétérogénéité des préférences, car la fonction g_1 peut être différente de la fonction g_2 , par exemple, $\frac{\partial V_1}{\partial L^1} > \frac{\partial V_2}{\partial L^2}$ lorsque $C^1 = C^2$ et $L^1 = L^2$, de sorte que le père retire une plus grande utilité des loisirs que la mère.

6. Il y a aussi des travaux montrant l'association négative entre la détresse psychologique et la répartition des tâches domestiques entre conjoints (Lennon & Rosenfield, 1994 ; Kalmijn & Monden, 2012 ; Harryson *et al.*, 2012). Carlson *et al.* (2016) montrent qu'une répartition plus égalitaire des tâches est importante pour les relations sexuelles.

7. Boring & Moroni (2022) constatent que les croyances relatives aux normes traditionnelles de genre ont augmenté en France durant la pandémie, notamment au sein des couples avec enfants.

8. Ceci peut facilement être adapté aux couples sans enfant. Pour eux, l'augmentation de la production de biens publics sera plus faible et l'éventail des tâches domestiques est moins large.

Les biens de consommation peuvent être achetés sur le marché et le vecteur p^C indique leurs prix. Les biens publics, comme les services de garde d'enfants, d'enseignement et de ménage/nettoyage, peuvent être achetés sur le marché et/ou produits à domicile, et le vecteur p^X indique les prix de ces biens. X_k^m est la quantité du bien public k acheté sur le marché.

La production domestique X_k^h est donnée par :

$$X_k^h = h_k(t_k^1, t_k^2);$$

où t_k^1 et t_k^2 représentent le temps consacré respectivement par le père et par la mère à la production du bien public k . Si les deux parents sont des substituts parfaits dans la production de ce bien public et sont aussi productifs l'un que l'autre, alors X_k^h est simplement une fonction de $t_k^1 + t_k^2$ et aucun des parents n'a d'avantage dans la production du bien public k . La quantité totale du bien public k consommé est donnée par $X_k = X_k^m + X_k^h$.

Les loisirs L^i dépendent du temps l^i consacré à deux loisirs purs, définis comme des activités qui ne génèrent pas de revenu et ne contribuent pas à la production d'un bien public. La première activité ne nécessite pas de payer un prix quelconque (par exemple, une promenade) ; la deuxième activité, un loisir pur comme par exemple jouer au tennis, est indiquée par $p^L \geq 0$. Le temps consacré à chacune de ces activités est indiqué par l^1 et l^2 respectivement.

Nous supposons que L^i dépend également du vecteur t^i du temps consacré par le parent i à la production domestique de biens publics, car certaines de ces activités, par exemple jouer avec les enfants, peuvent également avoir une dimension de loisirs. Nous avons ainsi :

$$L^i = l^i + \sum_{k=1}^N a_k t_k^i$$

où le paramètre a_k traduit le temps consacré à la production domestique du bien public k en un temps équivalent consacré à un loisir pur. $a_k \in [0,1]$, c'est-à-dire que certaines activités (comme le ménage/nettoyage) pourraient ne pas avoir de dimension loisir, et aucune activité n'est aussi efficace qu'un loisir pur. Sans perte de généralité, nous pouvons ranger les diverses activités liées à la production de biens publics d'une manière telle que $a_1 \leq a_2 \leq \dots \leq a_N$.

Chaque parent dispose d'une dotation fixe de temps (qui peut être normalisée à l'unité sans perte de généralité) et peut travailler en échange d'un salaire w^i , avec $i = 1,2$. Le revenu y^i , avec $i = 1,2$, est alors donné par :

$$y^i = w^i * t_w^i, \text{ avec : } \left(t_w^i + \sum_{k=1}^N t_k^i + l^i \right) = 1$$

Le ménage choisit $C^1, C^2, X^m, t_w^1, t_w^2, t_k^1, t_k^2, l^1$ et l^2 , en prenant les prix et les salaires comme donnés, afin d'atteindre un résultat Pareto-efficace.

2.2. Effets du confinement

Les différents effets que le confinement peut avoir sur la production domestique peuvent être intégrés dans le modèle comme suit :

1. Les éléments du vecteur p^X et le prix p^L du loisir pur, divergent à l'infini, c'est-à-dire que les biens publics domestiques ne peuvent être produits qu'à domicile⁹ et les loisirs L^i ne peuvent être générés que par l'activité gratuite ou comme sous-produit du temps consacré à la production de biens publics.

2. Certains parents pouvaient télétravailler et, si le travail à domicile était impossible, continuaient à se rendre au travail ou recevaient une aide de l'État équivalente au revenu qu'il percevait avant le confinement. Cela implique alors que le confinement n'a donné lieu à aucune variation des revenus des ménages¹⁰.

3. Le télétravail représente également un choc technologique pour la production domestique de certains biens publics : le temps consacré au télétravail peut également générer une quantité non négative de temps consacré à la production domestique. Par exemple, il est possible (dans une certaine mesure) de s'occuper des enfants tout en travaillant à domicile. En maintenant d^i égal à 1 si le parent i travaille à domicile et à 0 dans le cas contraire, nous obtenons :

$$t_k^i = t_k^i + b_k * (d^i * t_w^i)$$

où le paramètre $b_k \in [0,1)$ traduit le temps t_w^i de travail à domicile comme en temps additionnel consacré à la production du bien public k ¹¹.

2.3. La production de biens publics pendant le confinement

Le confinement peut modifier les conditions de travail des conjoints, et altérer l'avantage comparatif de chaque conjoint dans la production de biens publics. Notamment¹² :

9. Par exemple, les services de garde d'enfants ou de ménage/nettoyage ne pouvaient plus être achetés sur le marché, de sorte que $X_k = X_k^h$.

10. En France, les aides dans le cas de chômage partiel équivalaient à 72 % des salaires et ne pouvaient être inférieures au salaire minimum. En outre, compte tenu de cette situation exceptionnelle, de nombreux employeurs ont maintenu la rémunération (complétant ainsi les transferts publics). Le chômage partiel a concerné 25 % à 30 % des travailleurs français au cours des deux premiers mois de la pandémie.

11. Cette hypothèse peut également être considérée comme un effet dérivé naturel du fait que le travail à domicile permet de gagner du temps de déplacement (non pris en compte dans la contrainte de temps de chaque parent).

1. Supposons qu'un seul des deux conjoints ait travaillé pendant le confinement (à domicile ou à l'extérieur). Dans ce cas, l'autre conjoint devrait sans ambiguïté assurer la plus grande partie de l'augmentation de la production à domicile de biens publics, car sa contrainte de temps a été assouplie¹³.

2. Supposons que les deux conjoints travaillaient pendant le confinement, mais qu'un seul travaillait à domicile. Dans ce cas, l'augmentation de la production de biens publics a dû être assurée de manière disproportionnée par le conjoint travaillant à domicile, car il ou elle bénéficiait du choc technologique induit par le confinement.

3. Supposons que les deux conjoints soit travaillaient à domicile, soit ne travaillaient pas ; le choc technologique affectait alors les deux à la fois ou aucun des deux. Dans ce cas, le confinement ne donne pas lieu à un changement des avantages comparatifs dans la production de biens publics, et la contribution relative des deux conjoints à l'augmentation de la production de biens publics ne reflète qu'une possible hétérogénéité dans leurs préférences en matière de loisirs. En particulier, si $\frac{\partial V_1}{\partial L^1} > \frac{\partial V_2}{\partial L^2}$ où $C^1 = C^2$ et $L^1 = L^2$, alors la femme assure la plus grande partie de l'augmentation de la production domestique et l'homme contribue principalement à la production de biens publics ayant une composante de loisirs plus élevée, représentée par le paramètre a_k .

2.4. Variations de l'utilité, de la production domestique et conflits entre conjoints

Le cadre théorique décrit ci-dessus nous permet de faire quelques hypothèses sur le lien possible entre les variations de l'utilité des conjoints et de la production domestique et les conflits au sein du couple. La réduction des opportunités de loisirs, l'augmentation de la production de biens publics et la variation des heures de travail (rémunéré) et des conditions de travail pendant le confinement ont clairement fait évoluer (vers l'intérieur) la frontière de la fonction d'utilité des ménages. Les conjoints ont été obligés de négocier un nouvel équilibre sur cette nouvelle frontière des possibilités. Le point qui décrit le niveau d'utilité des deux parents pendant le confinement peut correspondre à une variation (absolue ou relative) différente de l'utilité de chaque conjoint par rapport à l'équilibre en vigueur avant le confinement. Nous formulons l'hypothèse que, si la femme ou l'homme (ou les deux) estime que le nouvel équilibre (correspondant à un brusque changement et non au résultat d'interactions répétées dans un contexte

stable) est injuste, des tensions pourraient survenir du fait de tentatives d'induire un déplacement le long de la (nouvelle et inférieure) frontière d'utilité. Pendant le confinement, une variation du temps consacré à la production de biens publics et une répartition différente des tâches ayant une plus grande composante de loisirs entre les conjoints représentent les deux principaux mouvements le long de la frontière des possibilités d'utilité du ménage. Les conflits pourraient donc être associés au fait que l'un des conjoints estime apporter une contribution disproportionnée à la production des biens publics (éventuellement sans bénéficier d'une réduction de sa propre charge de travail par rapport à l'autre conjoint), et notamment pour les tâches dont la composante de loisirs est faible ou inexistante.

Dans l'article, nous tirons de la section 2.3 l'hypothèse testable selon laquelle les différents résultats de la répartition des travaux ménagers dépendent du type de choc subi par les couples en termes de travail. Lorsque le choc dû au confinement est asymétrique, le conjoint subissant le moins de pression sur sa contrainte de temps ou bénéficiant du choc technologique lié au télétravail fournit la plus grande partie de l'augmentation de la production domestique. Nous pouvons vérifier empiriquement cette hypothèse parmi les couples dans lesquels un seul conjoint travaillait à l'extérieur pendant le confinement, ou parmi ceux dont les deux conjoints restaient à la maison mais avec un statut d'activité différent. Lorsque le choc est symétrique, c'est-à-dire lorsque les deux conjoints ont été confrontés aux mêmes conditions de travail (travail à distance ou non), la redistribution des tâches domestiques est déterminée par les préférences en matière de loisirs. Si les hommes tirent une plus grande utilité des loisirs, ils devraient s'impliquer davantage dans des activités dont la composante de loisirs est plus importante, tandis que les femmes devraient fournir la plus grande partie de l'augmentation de la production domestique. Nous pouvons empiriquement tester cette prédiction, à la fois pour les conjoints qui étaient au chômage partiel et pour les conjoints qui télétravaillaient.

12. Nous ne considérons pas ici le cas particulier où les deux parents ont continué à se rendre sur leur lieu de travail pendant le confinement. Pour la plupart des couples dans cette situation, les deux conjoints travaillaient dans le secteur de la santé et l'augmentation des besoins en production de biens publics était plus faible, car la garde de leurs enfants était assurée dans les écoles et les crèches.

13. Si l'un des parents travaillait à l'extérieur, alors il ou elle aurait un avantage dans la fourniture de certains biens publics spécifiques impliquant de sortir, comme les courses.

Sur la base de la section 2.4, nous testons empiriquement l'hypothèse selon laquelle les changements intervenus dans la répartition de la production domestique ont engendré une augmentation des conflits entre les conjoints pendant le confinement. Nous supposons notamment qu'une répartition très inégale des tâches engendre des conflits.

3. Données et stratégie empirique

3.1. L'enquête et les variables

3.1.1. L'enquête

Dans le contexte de la pandémie, nous avons mené une enquête en ligne pour étudier les changements intervenus au sein des ménages lors du premier confinement, au printemps 2020¹⁴. Les questionnaires ont été diffusés en ligne entre le 21 avril et le 10 mai (la fin du premier confinement – qui a été le plus strict), en trois étapes : (i) une diffusion dans nos réseaux personnels et professionnels, en utilisant les outils de l'université (tels que des *mailings* aux communautés universitaires), (ii) un envoi postal massif vers des crèches et des écoles primaires (à partir du 2 mai) et (iii) une campagne sur Facebook (à partir du 5 mai)¹⁵. La campagne d'enquête ciblait des adultes participant de façon gratuite (aucune récompense ou rémunération n'était offerte), sans viser un sexe ou une zone géographique en particulier.

Nous avons recueilli 4 639 questionnaires individuels, remplis principalement par des femmes (88.3 %), lesquelles n'étaient pourtant pas ciblées dans la campagne¹⁶. Compte tenu de nos intérêts de recherche et de la faible proportion d'hommes parmi les répondants, nous ne conservons pour cette étude que les femmes en couple. Notre analyse est ainsi menée pour l'échantillon de 2 844 femmes ayant répondu aux questions sur leurs caractéristiques générales (zone géographique, âge, éducation et statut professionnel avant et pendant le confinement) et sur celles de leurs conjoints.

En raison de l'auto-sélection des participants et de l'absence d'une stratégie d'échantillonnage, il ne s'agit donc pas d'un échantillon représentatif de femmes. En effet, au-delà du fait qu'elles vivent toutes en couple, l'échantillon diffère notablement des chiffres nationaux pour certaines autres caractéristiques (voir le tableau A1 en annexe). Premièrement, il comprend 40 % de femmes diplômées contre seulement 24.4 % parmi les femmes âgées de 25 à 64 ans dans les statistiques nationales de

l'Insee. Cela pourrait refléter un intérêt particulier des femmes ayant un niveau d'éducation élevé pour les sujets de l'enquête. Nous tenons compte de cela en appliquant une pondération corrigeant la représentativité des femmes ayant le niveau d'éducation le moins élevé¹⁷. Deuxièmement, il surreprésente les femmes actives sur le marché du travail : 80.5 % dans notre échantillon contre 76.7 % dans la population des femmes françaises âgées de 25 à 49 ans. Les femmes de notre échantillon sont également plus jeunes, avec un âge moyen de 37 ans contre 43.3 ans dans la population française¹⁸. Enfin, 57 % d'entre elles ont au moins un enfant, de sorte que les familles avec deux enfants sont également surreprésentées dans notre échantillon, ce qui pourrait engendrer une surestimation de la charge liée aux tâches parentales pendant le confinement. Cependant, du fait de la taille de l'échantillon et la diffusion de l'enquête, la localisation géographique des personnes interrogées est proche de celle de la population de la France métropolitaine (à l'exception de Paris et sa région, ainsi que de la région Auvergne-Rhône-Alpes). Conscients de ces caractéristiques spécifiques, nous soulignons que nos résultats représentent uniquement cet échantillon de population.

3.1.2. Les variables

Les principales variables utilisées dans l'analyse sont construites à partir des réponses apportées aux questions sur la part des tâches domestiques effectuée par la personne interrogée et par son conjoint, sur leur statut et leurs conditions de travail et sur les conflits entre conjoints, le tout avant et pendant le confinement¹⁹.

14. Une première version de l'enquête a été rédigée par Lidia Farré (Université de Barcelone) et Libertad Gonzales (Université Pompeu Fabra) afin de recueillir des données préliminaires sur le marché du travail et les relations au sein des ménages pendant le confinement. Pour la France, nous avons conçu notre enquête, nommée « Enquête sur l'impact économique et social du Covid-19 sur les ménages » (EICM) avec des outils en ligne. Des enquêtes similaires ont été réalisées en Italie, en Allemagne et en Autriche. Les versions française et italienne de cette enquête comprenaient des questions détaillées posées aux parents sur l'emploi du temps des enfants, et l'enquête française comportait des questions sur les conflits entre conjoints pendant le confinement. Notre enquête fournit également des informations sur l'évaluation, par les parents, du processus d'apprentissage et du bien-être émotionnel des enfants, ainsi que sur les méthodes d'apprentissage à distance, analysées dans Champeaux et al. (2022).

15. Grâce à Facebook Ads Manager (FAM), nous avons pu promouvoir notre enquête et élargir notre public. La plupart des informations ont été recueillies au cours des deux dernières phases de la campagne d'enquête (80 % de l'échantillon).

16. Cela pourrait refléter un plus grand intérêt des femmes pour les sujets de l'enquête.

17. Tous nos résultats (disponibles sur demande) restent stables lorsqu'ils ne sont pas pondérés.

18. Voir Insee, Chiffres-clés : <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2381476>
19. Le questionnaire complet est disponible sur demande auprès des auteurs.

Part des tâches domestiques effectuées par les femmes – Pour quatre tâches ménagères (ménage/nettoyage, cuisine, lessive et courses) et pour deux activités parentales (aide aux devoirs et jeu), on a demandé aux personnes interrogées qui s'en chargeait avant et pendant le confinement. Les modalités de réponse étaient au nombre de six : 1 - toujours moi, 2 - moi la plupart du temps, 3 - mon conjoint et moi à parts égales, 4 - mon conjoint la plupart du temps, 5 - toujours mon conjoint et 6 - une autre personne. Une très faible part des personnes interrogées a choisi cette sixième modalité (moins de 1 % avant ou pendant le confinement, sauf pour le ménage/nettoyage avec 4.4 % avant le confinement).

Nous utilisons ces réponses pour mesurer, dans chaque couple, la part de la femme dans la production domestique. Plus précisément, nous attribuons respectivement les valeurs 1, 0.75, 0.5, 0.25 et 0 aux cinq premières modalités et la valeur 0.5 (parts égales) à la sixième modalité²⁰. Pour chaque tâche ménagère et chaque tâche parentale, nous obtenons ainsi une valeur de 0 à 1, qui indique la part de la femme dans cette tâche. La part de l'homme est le complément à 1 de la celle de la femme. Par exemple, si la femme déclare s'occuper de la tâche la plupart du temps, nous considérons que sa part dans cette tâche est de 75 % et celle de son conjoint est de 25 %.

Nous construisons aussi deux indices, en calculant la moyenne de la part de la femme dans les différentes tâches, l'un uniquement pour les tâches ménagères, l'autre intégrant également les tâches parentales.

Nous appelons $Part_{it}$ la part des tâches domestiques effectuée par la femme, mesurée de trois façons : (i) pour l'ensemble des tâches ménagères, (ii) pour l'ensemble des tâches ménagères et des tâches parentales (pour les femmes avec enfants) et (iii) par tâche.

Statut pendant le confinement – Pour tenir compte des différents types de situation relativement au travail lors du premier confinement, nous distinguons quatre « statuts » : 1 - les deux conjoints travaillaient à l'extérieur (sur leur lieu de travail), 2 - la femme travaillait à l'extérieur, 3 - son conjoint travaillait à l'extérieur et 4 - les deux conjoints restaient à la maison. Dans cette dernière situation, nous détaillerons davantage les situations de chômage (technique) et de télétravail : les deux conjoints en télétravail ou en chômage technique, l'un en télétravail et l'autre – l'homme ou la femme – au chômage technique.

Conflits – On a demandé à chaque participant si la survenue de situations conflictuelles avec son conjoint avait changé pendant le confinement par rapport à avant. Cinq réponses étaient proposées : survenue beaucoup plus fréquente, un peu plus fréquente, inchangée, un peu moins fréquente ou beaucoup moins fréquente. Sur la base des réponses à cette question, nous créons une variable dépendante $Conflit_{it}$, qui prend la valeur 1 pour la période t_0 ou t_1 durant laquelle la femme a reporté les situations conflictuelles les plus nombreuses. Ainsi, si la fréquence des conflits a diminué pendant le confinement, l'indicatrice est égale à 1 en t_0 et à 0 en t_1 . Inversement, $Conflit_{it}$ est égal à 1 en t_1 et à 0 en t_0 si la fréquence des conflits a augmenté. Pour un couple dans lequel la fréquence des conflits n'a pas changé, l'indicatrice est égale à 0 à la fois en t_0 et en t_1 .

Au-delà de ces trois variables centrales, l'enquête fournit des informations sur le statut d'activité de la personne interrogée et de son conjoint avant et durant la pandémie, sur leur contribution respective au revenu total du ménage et sur d'autres caractéristiques du ménage. Le questionnaire comporte également des questions sur le nombre d'heures consacrées chaque semaine au ménage, à la cuisine et à la lessive, dont nous n'utilisons les réponses qu'à titre illustratif pour les statistiques descriptives.

3.2. Statistiques descriptives sur les tâches domestiques et les conflits

Comme mentionné précédemment, il est possible que le confinement ait fortement affecté la production domestique, en raison de l'augmentation du temps passé au domicile et de la disparition des possibilités d'externalisation (notamment pour la garde des enfants, compte tenu de la fermeture des écoles). Pour illustrer cela, le tableau A2 en annexe présente les principales statistiques descriptives calculées pour notre échantillon de femmes en couple, avant et pendant le confinement. Avant la pandémie, les femmes avec enfants consacraient 80 minutes de plus aux tâches ménagères que les femmes sans enfant, mais les deux catégories ont reporté une augmentation similaire d'environ 3 heures de ces activités durant la pandémie. De façon attendue, le temps consacré aux enfants a considérablement augmenté pendant

20. Des tests de sensibilité modifiant ces valeurs (par exemple 0.66 au lieu de 0.75, ou 0.33 au lieu de 0.25) n'ont pas affecté les résultats.

le confinement, passant de 2.5 à 10 heures, soit quatre fois plus²¹.

La figure I montre que les femmes effectuaient la plupart des tâches ménagères avant la pandémie et que le confinement n'a pas changé cette situation : l'écart femmes-hommes (F-H ensuite) reste positif dans chaque activité²². Ceci est également observé dans d'autres travaux basés sur des données représentatives (par exemple Barhouni *et al.*, 2020 ; Pailhé *et al.*, 2022). L'écart F-H était déjà plus élevé avant le confinement dans les couples avec enfants (voir aussi la figure A1 en annexe), ce qui indique que les femmes assument la charge supplémentaire de tâches ménagères liée à la présence d'enfants. Dans les couples avec enfants, en moyenne, l'écart s'est fortement réduit pour les courses, et les pères ont également augmenté leur participation à toutes les activités sauf le ménage. En revanche, au sein des couples sans enfant, les hommes n'ont pas augmenté leur part dans la plupart des tâches, sauf pour les courses (tâche présentant le plus grand changement). Ceci rejoint les constats de Mangiavacchi *et al.* (2021) en Italie et de Farré *et al.* (2021) en Espagne, où l'écart F-H est devenu négatif pour les courses pendant le confinement. Les hommes étaient déjà plus impliqués dans la cuisine et les courses (ainsi que dans le jeu avec les enfants) avant le confinement. Ce fait stylisé pourrait illustrer la composante de loisirs de certaines tâches, ainsi que des préférences différentes en termes de loisirs selon le sexe.

La figure II illustre l'évolution de l'écart F-H dans les tâches domestiques selon le statut pendant le confinement, pour tous les couples (pour les activités parentales, seuls les couples avec enfants sont pris en compte). Nous observons une réduction plus importante de

l'écart dans le groupe où seule la femme travaillait à l'extérieur pendant le confinement. Inversement, l'écart F-H augmente pour toutes les activités lorsque l'homme travaillait à l'extérieur, sauf pour les courses. La figure II montre également une très faible réduction de l'écart pour certaines activités lorsque les deux conjoints étaient dans la même situation (tous les deux travaillant à l'extérieur ou restant à la maison). Cela illustre l'hétérogénéité de la répartition des tâches domestiques selon les différents statuts de confinement et ainsi la nécessité d'en tenir compte dans notre stratégie empirique.

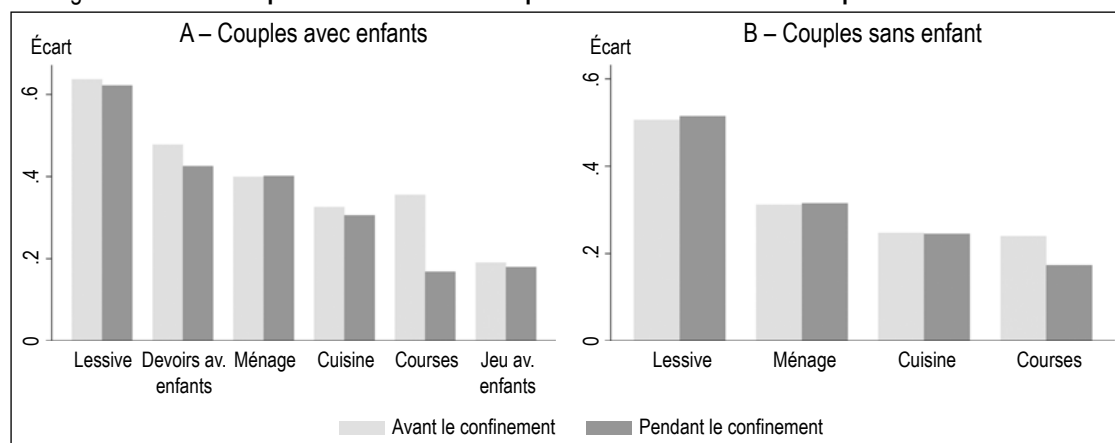
Enfin, s'agissant des conflits, la figure III montre que la plupart des femmes ont déclaré n'avoir constaté aucun changement dans la fréquence des conflits avec leur conjoint. Toutefois, 28 % des femmes avec enfants et 22 % des femmes sans enfant ont signalé une augmentation. Cette différence entre les couples avec et sans enfants est également observée à partir des données de l'Insee (Barhouni *et al.*, 2020). Ici encore, les tendances apparaissent hétérogènes entre les statuts pendant le confinement²³.

21. L'enquête ne comportait pas de questions sur les soins aux très jeunes enfants (changer les couches, donner leur bain aux bébés, les nourrir ou les habiller). Cela pourrait affecter la mesure de la répartition des tâches au sein des couples ayant au moins un jeune enfant, soit 39.4 % des couples avec enfants dans notre échantillon.

22. Ici, l'écart femmes-hommes est calculé comme la différence entre les parts de la femme et celle de l'homme. Lorsque l'écart est nul, la tâche est répartie à parts égales entre les conjoints, tandis qu'un écart positif signifie que les femmes en assument la majeure partie.

23. L'inégalité de revenu entre les conjoints (mesurée par la contribution de la femme au revenu total du couple déclaré par la femme) ne semble pas modifier la survenue des conflits pendant le confinement : environ 25 % ont déclaré plus de conflits, que la contribution soit égale ou non.

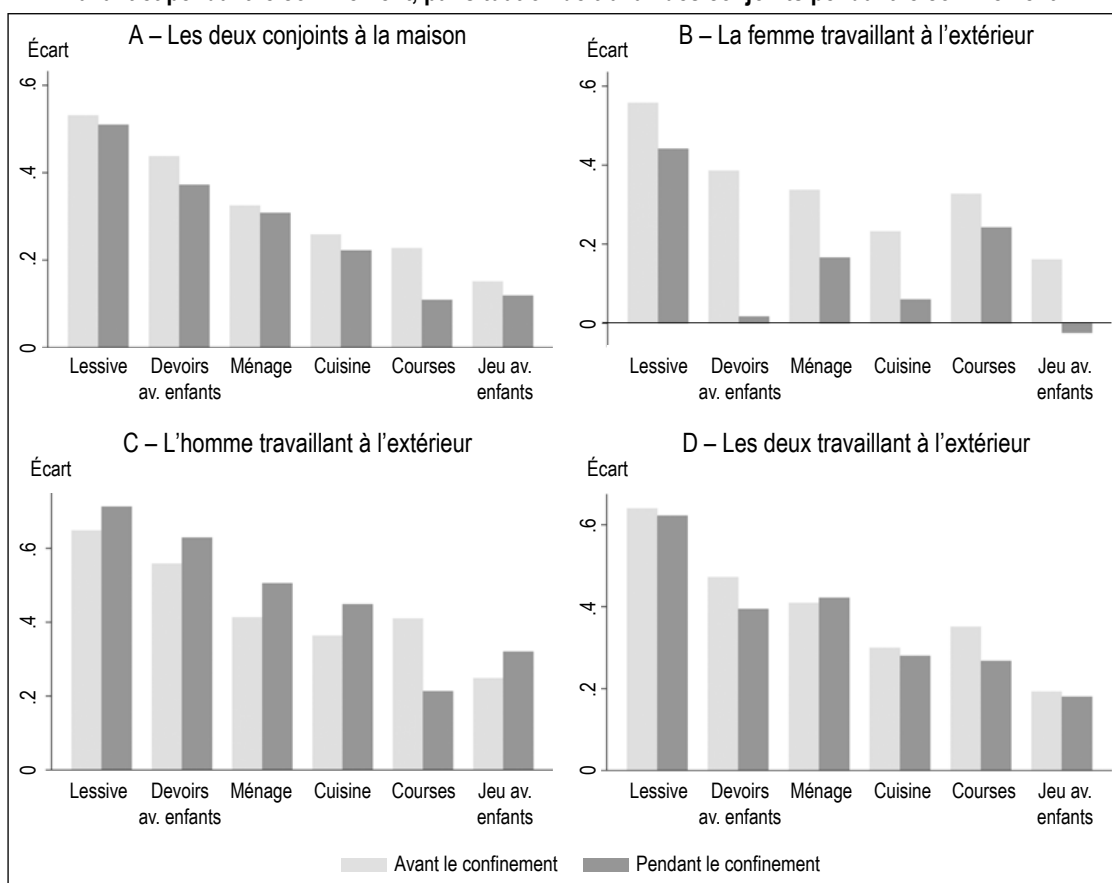
Figure I – Écart de la part des tâches domestiques entre les sexes^(a) avant et pendant le confinement



(a) Part de la femme - Part de l'homme.

Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

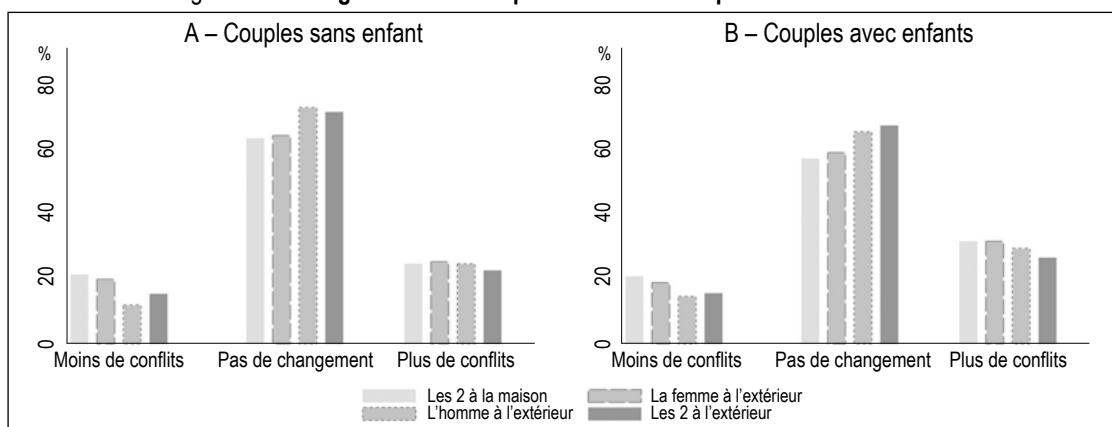
Figure II – Écart de la part des tâches domestiques entre les sexes^(a)
avant et pendant le confinement, par situation de travail des conjoints pendant le confinement



^(a) Part de la femme - Part de l'homme.

Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

Figure III – Changement de la fréquence des conflits pendant le confinement



Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

3.3. Stratégie empirique

3.3.1. Répartition des tâches au sein du ménage

Notre premier objectif est de déterminer l'influence du confinement sur la répartition de la production domestique entre les conjoints. La variable dépendante est la part des tâches effectuée par les femmes (comme définie section 3.1). Nous considérons ainsi la part des

tâches ménagères, des tâches parentales, des tâches domestiques dans leur ensemble et la part dans chaque tâche spécifique. Notre spécification applique un modèle à effets fixes de panel avec deux périodes, avant et durant le confinement. Il est estimé comme suit :

$$Part_{it} = \theta_0 Confinement_t + \sum_{s=1}^3 \theta_s Confinement_t \times Statut_s + \gamma X_{it} + u_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

avec $Part_{it}$ la part des tâches effectuées par la femme i durant la période t . Les variables d'intérêt sont $Confinement_t$, une indicatrice égale à 1 pour la période de confinement, et ses interactions avec $Statut_s$, le statut du couple pendant le confinement. s correspond à trois situations dans lesquelles au moins un conjoint (seulement la femme, seulement l'homme, ou les deux) a travaillé à l'extérieur. Le coefficient θ_0 saisit donc l'effet du confinement sur la répartition des tâches lorsque les deux conjoints sont restés au domicile et θ_s saisit l'effet conditionnel pour chaque situation s . En conséquence, nous devons interpréter les effets totaux comme $\theta_0 + \theta_s$ pour chaque situation s ²⁴. Dans une spécification, $Confinement_t$ fait également l'objet d'une interaction avec une indicatrice (*Enfants*) qui est égale à 1 si au moins un enfant était présent pendant le confinement. Le vecteur X_{it} inclut des contrôles pour le statut d'activité de la personne interrogée et de son conjoint avant et pendant le confinement. u_i saisit les caractéristiques invariantes dans le temps de la personne interrogée, de son conjoint et du ménage, et ε_{it} est le terme d'erreur. Les estimations sont pondérées pour tenir compte de la surreprésentation des femmes ayant un niveau d'éducation élevé au sein de notre échantillon. Considérant que t a deux valeurs, 0 et 1, l'équation 1 revient à une estimation en différences premières :

$$\Delta Part_{it} = Part_{it_0} - Part_{it_1} = \theta_0 + \sum_{s=1}^3 \theta_s \Delta Statut_s + \gamma \Delta X_{it} + \Delta c_i$$

3.3.2. Conflits au sein du couple

Le deuxième objectif de notre analyse est d'étudier le lien entre la répartition des tâches domestiques et les tensions entre les conjoints. Nous le faisons à partir de la question sur le changement de la fréquence des conflits pendant le confinement, comme décrit dans la section 3.1.

Nous estimons le modèle à effets fixes de panel suivant :

$$Conflit_{it} = \theta Confinement_t + \alpha Part_{it} + \beta Part_{it} \times Confinement_t + \sum_{s=1}^3 \theta_s Confinement_t \times Statut_s + \gamma X_{it} + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où $Part_{it}$, $Confinement_t$, $Statut_s$ et X_{it} sont définis comme précédemment. Comme dans l'équation (1), nous contrôlons le rôle spécifique du statut du couple pendant le confinement, avec une interaction de $Statut_s$ et $Confinement_t$. u_i saisit les caractéristiques invariantes dans le temps.

ε_{it} est le terme d'erreur. Comme dans l'équation (1), nous utilisons des pondérations pour corriger la surreprésentation des femmes ayant un niveau d'éducation élevé dans l'échantillon. Compte tenu de la dimension temporelle de notre modèle à deux périodes, l'analyse s'apparente à une estimation en différences premières

$$\Delta Conflit_{it} = \theta + \alpha \Delta Part_{it} + \sum_{s=1}^3 \theta_s \Delta Statut_s + \gamma \Delta X_{it} + \Delta c_i.$$

Notre stratégie empirique présente des limites importantes. Tout d'abord, dans la mesure où la pandémie a touché l'ensemble de la population française, nous ne sommes pas en mesure de définir un contrefactuel, ce qui nous aurait permis d'identifier clairement les liens entre le confinement, le partage des tâches et les conflits entre conjoints²⁵. En d'autres termes, nous ne sommes pas en mesure d'évaluer ce que la dynamique aurait été au sein du couple durant cette période sans la pandémie. De plus, nos données permettent d'observer uniquement la répartition des tâches perçue par la personne interrogée, et non pas la répartition réelle. Par conséquent, nous ne pouvons analyser que la perception des femmes sur l'évolution de la répartition des tâches domestiques et la survenue de conflits pendant le confinement. Dans l'enquête, des questions rétrospectives étaient posées sur la situation pré-confinement, ce qui aurait pu entraîner un biais de mémoire et donc une erreur de mesure. Nous pensons que cela n'est pas le cas car, d'une part, l'enquête a eu lieu seulement 5 à 7 semaines après le début du confinement et, d'autre part, le confinement a induit un changement massif dans la vie quotidienne. En outre, bien que les caractéristiques invariantes dans le temps des personnes interrogées soient absorbées dans les différences premières, notre stratégie d'identification ne permet pas de saisir les caractéristiques inobservables potentiellement variables dans le temps, qui peuvent jouer à la fois sur la répartition des tâches et sur les conflits, par exemple la capacité de la personne interrogée à gérer ses contraintes de temps. Enfin, nos résultats sont valables pour une population spécifique de femmes, vivant en couple hétérosexuel, ayant un meilleur niveau d'éducation et plus actives que la moyenne des femmes sur le marché du travail.

24. Nous analyserons aussi un sous-échantillon des couples dont les deux conjoints sont restés à la maison, en détaillant s'ils étaient en télétravail ou au chômage technique.

25. Même si leur statut d'activité n'a pas été affecté par le confinement, les personnes actives qui ont continué à travailler à l'extérieur ne peuvent pas représenter un groupe contrefactuel, car elles ont subi d'autres chocs (par exemple, les services de ménage ou de garde d'enfants n'étaient plus disponibles et les occasions de loisirs ont considérablement diminué).

4. Résultats

4.1. Changements dans la répartition des tâches pendant le confinement

Nous estimons l'équation 1 dans un premier temps pour toutes les personnes interrogées, puis pour les sous-échantillons de couples sans et avec enfants. Les résultats sont présentés dans le tableau 1. Dans les colonnes 1 à 4, la variable dépendante est la part globale des tâches ménagères (donc hors activités parentales). Pour l'échantillon entier, nous introduisons dans la colonne 2 un terme d'interaction entre la variable de confinement et une variable binaire qui vaut 1 pour les couples avec enfants, afin d'explorer l'hétérogénéité de l'effet du confinement sur le partage des tâches ménagères selon la présence d'enfants au domicile. La colonne 3 porte sur le sous-échantillon des couples sans enfant, et les colonnes 4 et 5 sur les couples avec enfants, la variable dépendante de la colonne 5 intégrant l'ensemble des tâches domestiques.

Dans l'ensemble, nous observons que les effets du confinement sur le partage des tâches sont hétérogènes selon le statut durant le confinement. La comparaison des colonnes 1 et 2 montre en outre que, pour les couples dont les deux conjoints restaient à la maison (la modalité

de référence) les effets sont différents selon la présence d'enfants ou non. Dans ce qui suit, nous allons donc concentrer notre attention sur les analyses par sous-échantillon.

Les résultats des colonnes 3 et 4 sont représentés figure IV-A et ceux de la colonne 5 figure IV-B. Ces représentations montrent les estimations et l'intervalle de confiance à 95 %, ainsi que la part de l'échantillon dans chacun des statuts de confinement.

Pour les couples avec enfants (figure IV-A), le partage des tâches ménagères a fait l'objet d'une redistribution favorable à la femme (i.e. sa part a baissé) uniquement si l'homme était à la maison pendant le confinement. Lorsque les deux conjoints étaient à la maison, le coefficient estimé est négatif et significatif, ce qui indique une répartition plus égale. Lorsque la femme était la seule à travailler à l'extérieur, nous constatons que la redistribution en sa faveur est encore plus forte. Lorsque l'homme était le seul à travailler à l'extérieur ou lorsque les deux conjoints travaillaient à l'extérieur, on n'observe pas de changement significatif de la répartition des tâches durant la pandémie. Il est intéressant de constater que la situation n'est pas identique selon le sexe : si les hommes augmentent leur participation aux tâches ménagères lorsque

Tableau 1 – Effet du confinement sur la part de la femme dans les tâches domestiques

Variable dépendante	Tous les couples		Sans enfant ^(*)	Avec enfants	
	Tâches ménagères (1)	Tâches ménagères (2)	Tâches ménagères (3)	Tâches ménagères (4)	Tâches domestiques (5)
Confinement	-0.0225*** (0.00625)	-0.0120 (0.00785)	-0.0177 (0.0103)	-0.0297*** (0.00520)	-0.0296*** (0.00587)
Enfants (=1) x Confinement		-0.0236** (0.00884)			
Femme travaillant à l'extérieur x Confinement	-0.0272** (0.0114)	-0.0252** (0.0113)	-0.00767 (0.0229)	-0.0384** (0.0154)	-0.0546*** (0.0137)
Conjoint travaillant à l'extérieur x Confinement	0.0265*** (0.00809)	0.0319*** (0.00902)	0.0378* (0.0182)	0.0266*** (0.00742)	0.0376*** (0.00658)
Les deux travaillant à l'extérieur x Confinement	0.00399 (0.00901)	0.00785 (0.00936)	0.000531 (0.0137)	0.0105 (0.0120)	0.00889 (0.00901)
La femme est en emploi	-0.0296* (0.0148)	-0.0296* (0.0149)	-0.0405** (0.0171)	-0.0213 (0.0174)	-0.0297* (0.0164)
L'homme est en emploi	0.0533*** (0.00933)	0.0497*** (0.00907)	0.0434** (0.0190)	0.0539*** (0.00904)	0.0473*** (0.00792)
Part moyenne quand t=0	0.693	0.693	0.663	0.715	0.699
R ²	0.860	0.861	0.873	0.851	0.853
Observations	5 688	5 688	2 458	3 230	3 230
Effets fixes individuels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

(*) Dans ce cas, les tâches domestiques se composent uniquement des tâches ménagères.

Note : toutes les spécifications correspondent à l'équation (1) et les estimations utilisent la pondération. Les écarts-types entre parenthèses sont clusterisés au niveau régional. ***, ** et * indiquent la signification statistique aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % respectivement. La situation de référence est les deux conjoints à la maison pendant le confinement.

Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

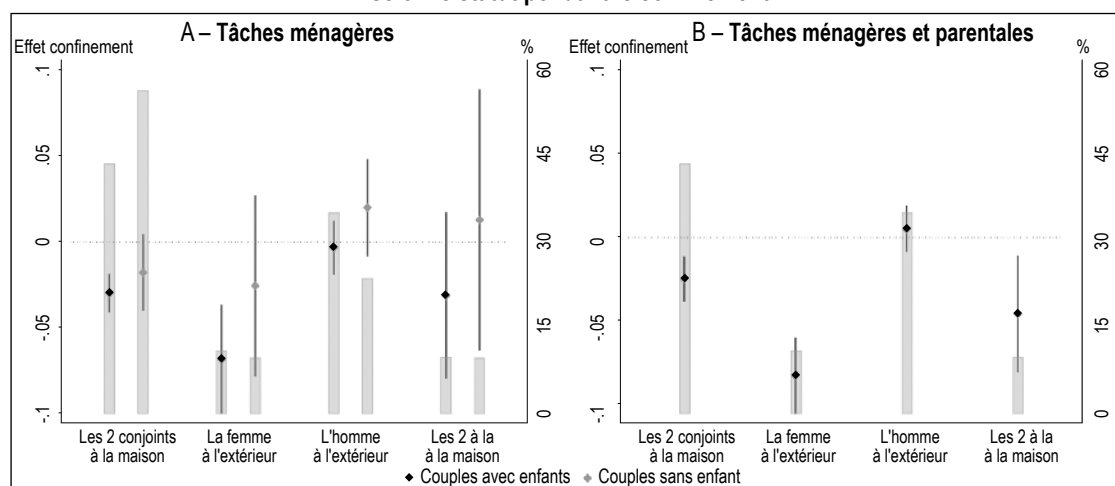
leur conjointe travaille à l'extérieur, les femmes ne font pas de même. Nous verrons plus loin que cet effet nul pour les femmes découle de la modification des activités auxquelles les hommes participent. Pour les couples sans enfant, nous constatons que la répartition des tâches n'a pas changé de manière significative pendant le confinement, quel qu'ait été le statut de confinement du couple.

Les résultats restent qualitativement identiques si l'on inclut la répartition des tâches parentales dans le résultat (figure IV-B), sauf dans le cas où les deux conjoints travaillaient à l'extérieur pendant le confinement qui devient significatif, ce qui suggère une augmentation du temps

consacré par les pères aux tâches parentales dans cette situation précise.

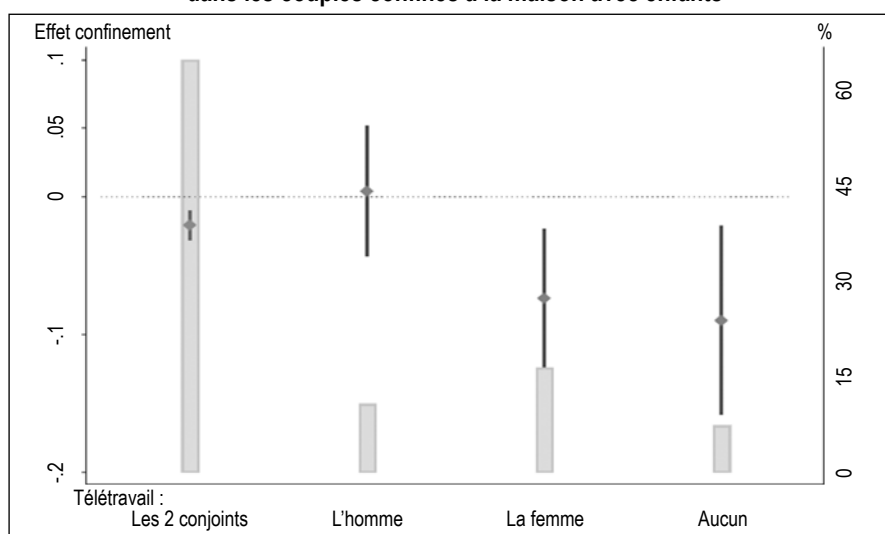
Comme mentionné plus haut, le cas où les deux conjoints restaient à la maison peut correspondre à diverses situations relativement au travail : les deux conjoints pouvaient être en télétravail (i), les deux au chômage technique (ii) ou un seul des conjoints (l'homme ou la femme) en télétravail et l'autre au chômage technique (iii). La contrainte de temps est similaire pour les deux conjoints dans les cas (i) et (ii), mais différente dans le cas (iii). Nous réexaminons maintenant de plus près la redistribution des tâches dans chacune de ces situations, en limitant l'analyse aux couples avec enfants, car il n'y a pas de

Figure IV – Part des femmes dans la production domestique pendant le confinement selon le statut pendant le confinement



Note : les effets marginaux sont calculés directement à partir des coefficients présentés dans le tableau 1 (colonnes 3 à 5) selon le statut du couple pendant le confinement. Les barres représentent la part des couples (en %, échelle de droite) dans chaque statut pendant le confinement. Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

Figure V – Effet du confinement sur le partage des tâches domestiques dans les couples confinés à la maison avec enfants



Note : les effets marginaux du confinement sont calculés directement à partir des coefficients, selon différentes situations relatives au télétravail. Les barres représentent la part des couples (en %, échelle de droite) dans chaque situation. Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

redistribution dans les couples sans enfant dont les deux conjoints restaient à la maison. Les résultats sont présentés dans la figure V. Tout d'abord, il convient de noter que, dans la grande majorité des couples de notre échantillon qui sont restés à la maison pendant le confinement, les deux conjoints étaient en télétravail. Il n'y a pas eu de redistribution lorsque le père travaillait à la maison mais pas la mère. Ce résultat est symétrique de celui de la figure IV-B, où seul le père travaillait à l'extérieur. Nous constatons une redistribution importante des tâches vers les femmes lorsqu'elles étaient le seul parent travaillant à la maison, ce qui correspond ici aussi aux résultats obtenus pour les femmes qui travaillaient à l'extérieur. Ici encore, l'effet du confinement n'est pas le même pour les deux sexes : si les hommes au chômage technique ont augmenté leur participation quand leur conjointe était en télétravail, cela n'a pas été le cas pour les femmes. Les situations les plus intéressantes sont celles dans lesquelles les deux conjoints se trouvaient dans les mêmes conditions de travail : la redistribution a été significative mais faible si les deux travaillaient à la maison, tandis que l'assouplissement de la contrainte de temps pour les deux conjoints a créé une redistribution plus importante vers la femme²⁶.

Jusqu'à présent, nous avons examiné la part globale des tâches ménagères et des tâches parentales. Suivant notre cadre conceptuel, nous étudions maintenant l'implication potentiellement hétérogène des conjoints dans le détail des différentes tâches, en partant de l'hypothèse selon laquelle les préférences pourraient influencer la redistribution des tâches, notamment dans les couples dont les conjoints ont subi un choc symétrique sur le marché du travail. Afin de comprendre si les résultats sont liés à certaines tâches en particulier, nous ré-estimons l'équation (1) avec la part de la femme pour chaque tâche comme variable dépendante. Les résultats sont présentés figure VI.

On constate que lorsque la mère était la seule à travailler à la maison, la contribution de son conjoint a augmenté dans toutes les tâches, à l'exception des courses. C'est la situation dans laquelle la redistribution apparaît la plus effective entre les conjoints. Pour les couples sans enfant, lorsque la femme était la seule à travailler à l'extérieur, l'homme n'a augmenté sa participation que pour le ménage, ce qui n'a pas engendré de redistribution significative.

Bien que nous ayons constaté un effet global nul lorsque seul l'homme travaillait à l'extérieur pendant le confinement, nous remarquons ici que

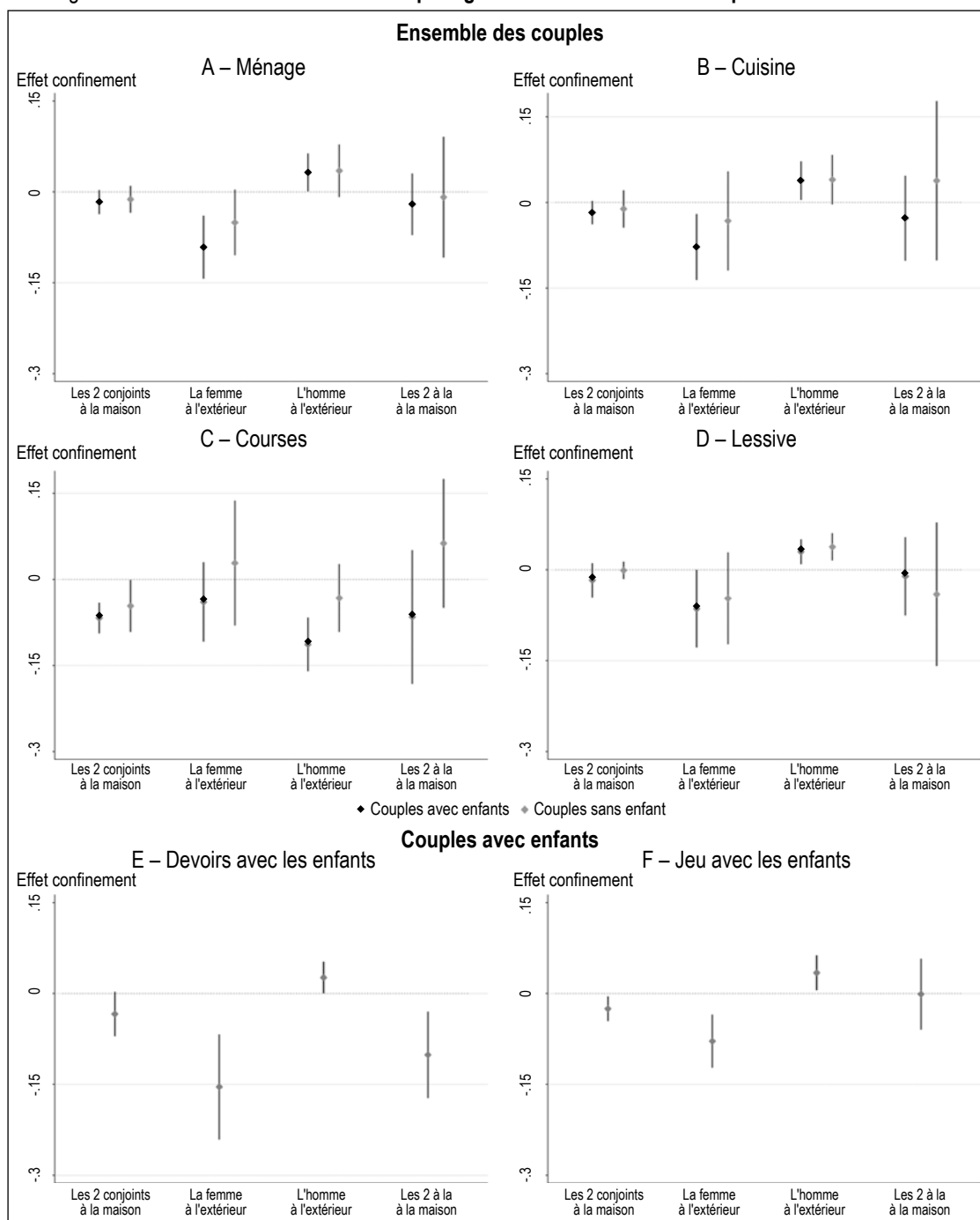
les hommes ont considérablement réduit leur participation aux principales tâches ménagères telles que le ménage, la cuisine ou la lessive, ainsi qu'aux activités parentales, tandis que les pères n'ont augmenté que leur participation aux courses. L'absence de tout effet global peut donc découler d'une réorientation du type d'activités auxquelles les hommes participent. Quand les deux conjoints travaillaient à l'extérieur, nous n'observons une redistribution vers les femmes que pour l'aide aux devoirs des enfants. Ceci est conforme au résultat précédemment obtenu pour les couples dont les deux conjoints travaillaient à l'extérieur, à savoir un effet significatif du confinement sur le partage global des tâches uniquement quand les tâches parentales sont incluses. Pour les couples avec enfants dont les deux conjoints restaient à la maison, la redistribution ne découle que des courses et du jeu avec les enfants. En examinant plus en détail le cas des couples qui restaient à la maison, nous remarquons que la seule situation dans laquelle l'homme prenait en charge des activités à faible composante de loisirs (comme le ménage et la lessive) est celle où sa conjointe télétravaillait²⁷. Pour les couples sans enfant, bien que l'effet du confinement ne soit pas significatif sur le partage des tâches au niveau global, nous observons une réduction de la contribution de la femme aux courses, même si cette baisse est plus faible que dans les couples avec enfants dans la même situation. Nous observons également un effet positif du confinement sur la part des femmes dans les tâches de lessive lorsque leur conjoint travaillait à l'extérieur durant la pandémie. Les autres résultats pour les couples sans enfant ne sont pas significatifs.

Nous pouvons conclure de ces analyses qu'en moyenne le confinement n'a pas donné lieu à un changement important dans la répartition des tâches domestiques. Les principaux changements sont observés, presque exclusivement, pour les couples avec enfants où au moins l'un des deux conjoints restait à la maison pendant le confinement, c'est-à-dire des couples qui ont connu une augmentation significative de la production domestique et un choc sur le marché du travail. Si un seul des conjoints travaillait à l'extérieur, l'autre a logiquement augmenté sa contribution à toutes les tâches. Le cas des

26. Notons que les couples restés au domicile dont les deux conjoints étaient au chômage et les couples où seul l'homme était en télétravail pendant le confinement représentent une petite partie de l'échantillon (respectivement 2 % et 4,5 %). Les estimations pourraient être moins précises dans ces sous-échantillons.

27. Les résultats obtenus pour les différentes situations professionnelles des conjoints au domicile ne sont pas présentés ici, mais sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

Figure VI – Effets du confinement sur le partage des tâches selon le statut pendant le confinement



Note : les effets marginaux du confinement sont calculés directement à partir des coefficients estimés de l'équation (1), la variable dépendante étant la part de la femme dans chaque tâche.
 Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

courses suggère une allocation rationnelle de cette tâche au conjoint qui allait déjà à l'extérieur pour son travail.

Pour les couples dont les deux conjoints restaient à la maison pendant le confinement, nous avons montré que la réduction de la part globale des femmes dans les tâches domestiques vient principalement des couples dans lesquels l'homme n'était pas en télétravail. Ce constat confirme l'intuition de notre cadre conceptuel, selon laquelle

le conjoint dont le temps est le moins contraint se charge de la plupart des tâches domestiques.

Cependant, les préférences des sexes semblent également jouer un rôle, compte tenu de la composante de loisirs (dans le contexte du confinement) de la tâche à laquelle les hommes ont augmenté leur participation : les courses. Sachant qu'il n'était possible de quitter le domicile que pour des activités essentielles, les courses ont pu trouver de l'attrait aux yeux

des personnes confinées, devenant une sorte de loisir, voire le moyen de se reposer d'une cohabitation forcée. Le cas des courses pendant le confinement suggère que le « genre » d'une tâche pourrait dépendre du contexte et non pas être une caractéristique essentielle et stable²⁸.

4.2. Changement dans la répartition des tâches et survenue de conflits

Nous examinons maintenant si l'entente entre les conjoints a été affectée par le confinement. Comme dit plus haut, cette période a représenté un choc soudain au sein des ménages. Nous conjecturons que le processus de renégociation de la production domestique a pu amplifier les tensions.

Les résultats de l'estimation de l'équation (2) sont présentés tableau 2. Nous affichons d'abord les résultats de l'échantillon complet (colonnes 1 à 2), puis en distinguant les couples sans et avec enfants (colonnes 3 à 5). Nous constatons que les conflits ont augmenté en moyenne pour tous les couples pendant le confinement (col. 1). Cependant, seuls les couples avec enfants ont connu plus de conflits liés à la répartition des tâches domestiques pendant le confinement²⁹. Sur la base de ce constat, nous nous concentrons maintenant exclusivement sur les couples avec enfants.

Nos principaux résultats (col. 5 du tableau 2), sont illustrés dans la figure VII pour chaque situation de confinement³⁰. Tout d'abord, nous observons un lien significatif et positif entre la part des femmes dans les tâches domestiques (ménagères + parentales) pendant le confinement

et l'augmentation des conflits, quel qu'ait été le statut du couple pendant le confinement. Lorsque les deux parents travaillaient à l'extérieur, l'effet est significatif et positif seulement en cas de partage extrêmement inégal, c'est-à-dire lorsque la femme effectuait la quasi-totalité des tâches. Les couples dans ce cas pendant le confinement sont seulement au nombre de 161 dans notre échantillon. Lorsque seul le père travaillait à l'extérieur, le point déterminant de la part de la mère dans les tâches domestiques, c'est-à-dire le seuil à partir duquel nous observons un effet significatif sur la fréquence des conflits, est plus faible que dans la situation précédente, ce qui suggère une moindre tolérance à une répartition

28. Il pourrait y avoir une autre explication à l'augmentation de la participation des hommes aux courses. Il est possible que les courses aient été considérées comme une activité risquée en raison de la pandémie, et que les hommes aient assumé leur rôle traditionnel de « protecteur » de la famille en prenant eux-mêmes ce risque. Dans ce scénario, les courses étaient susceptibles de devenir une tâche à connotation masculine et le couple s'est conformé aux rôles de genre (Couprie et al., 2020).

29. Pour les couples sans enfant, nous constatons que seule une répartition extrêmement déséquilibrée des tâches est associée à une augmentation significative des conflits entre conjoints lorsque la femme restait à la maison. Cependant, très peu de couples étaient dans cette situation. Lorsque la femme travaillait à l'extérieur, aucune augmentation des conflits en lien avec la répartition des tâches n'est observée. Ces résultats sont disponibles auprès des auteurs.

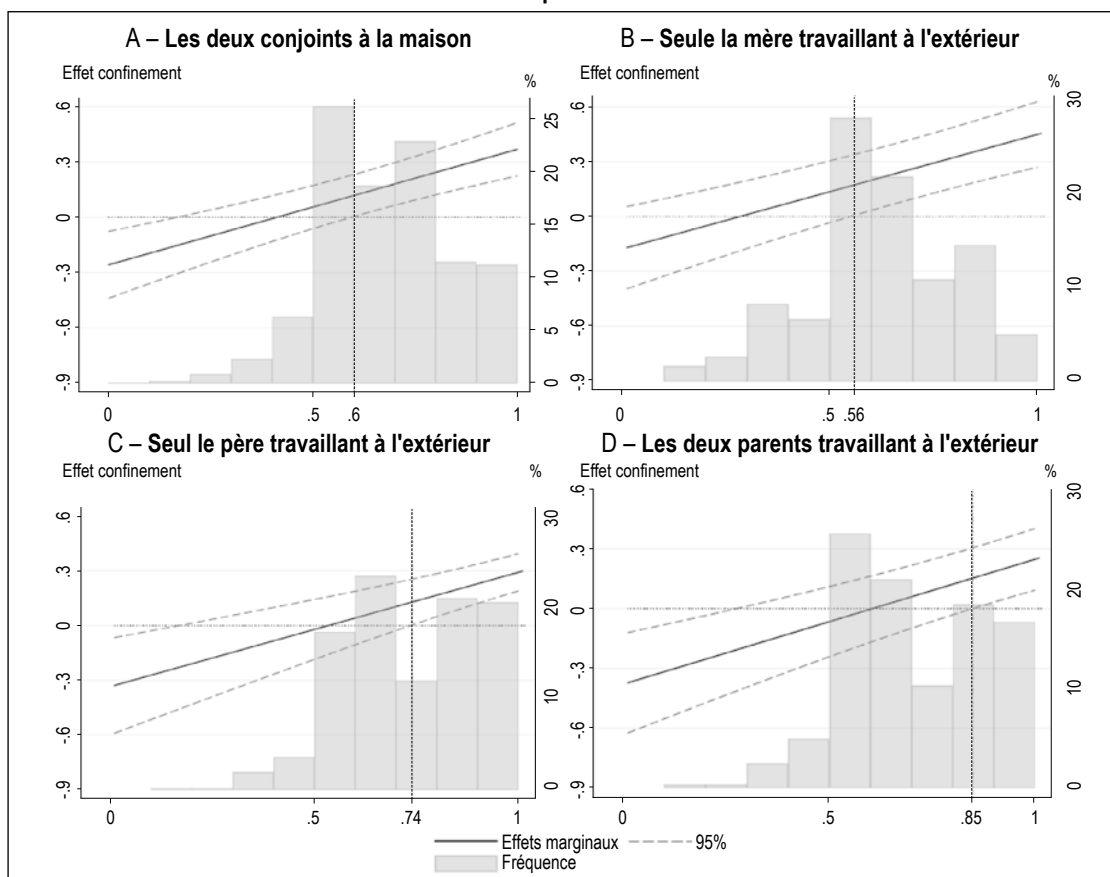
30. En raison des termes d'interaction dans l'équation (3), θ saisit l'effet du confinement sur les conflits lorsque $Part_{it}$ et $Statut_{it}$ sont tous les deux égaux à 0. β mesure l'effet moyen de la répartition des tâches pendant le confinement. Puisque $Part_{it}$ est une variable continue entre 0 et 1, pour obtenir l'effet total nous devons effectuer des analyses de non-linéarité pour chaque valeur de $Part_{it}$. De plus, puisque nous avons inclus des termes d'interaction entre l'indicatrice du confinement et le statut du couple pendant le confinement, nous devons également interpréter chaque situation durant la pandémie. Pour les couples dont les deux conjoints restaient à la maison ($Statut_{it} = 0$, la référence), cela consiste à interpréter les effets totaux $\theta + \beta \times Part_{it}$, et à calculer les valeurs et écarts-types des coefficients combinés pour chaque valeur potentielle de $Part_{it}$. Pour les couples dans un autre statut, les effets totaux sont interprétés comme étant $\theta + \beta \times Part_{it} + \theta_3 Statut_{it}$.

Tableau 2 – Confinement, partage des tâches domestiques et conflits entre conjoints

	Échantillon complet		Sans enfant	Avec enfants	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Confinement	0.0810** (0.0288)	-0.142 (0.0937)	-0.167 (0.148)	-0.0910 (0.108)	-0.257** (0.0923)
Tâches ménagères		0.0414 (0.158)	0.0320 (0.312)	0.0633 (0.238)	
Tâches ménagères x Confinement		0.338** (0.118)	0.277 (0.198)	0.375*** (0.0983)	
Tâches domestiques					-0.104 (0.227)
Tâches domestiques x Confinement					0.625*** (0.117)
Conjoint travaillant à l'extérieur x Confinement	0.0501 (0.0441)	0.0209 (0.0458)	0.0958 (0.0646)	-0.0586 (0.0958)	-0.0766 (0.0996)
Les deux conjoints travaillant à l'extérieur x Confinement	-0.0162 (0.0676)	-0.0332 (0.0646)	0.0506 (0.131)	-0.117 (0.0820)	-0.121 (0.0806)
Femme travaillant à l'extérieur x Confinement	0.0545 (0.0935)	0.0667 (0.0961)	0.0627 (0.194)	0.0641 (0.0581)	0.0812 (0.0550)
R^2	0.507	0.512	0.511	0.517	0.521
Observations	5 688	5 688	2 458	3 230	3 230
Effets fixes individuels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : toutes les spécifications correspondent à l'équation (2) et les estimations utilisent la pondération. Les écarts-types entre parenthèses sont clusterisés au niveau régional. ***, ** et * indiquent la signification statistique aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % respectivement. La situation de référence est les deux conjoints à la maison pendant le confinement. Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

Figure VII – Effet du confinement sur les conflits entre conjoints selon le partage des tâches domestiques dans les couples avec enfants



Note : les effets marginaux sont calculés directement à partir des coefficients présentés dans la colonne 5 du tableau 2. Les barres verticales représentent la part de répondants (en %, échelle de droite) selon la part des tâches domestiques effectuées par la femme pour chaque statut pendant le confinement et le trait vertical représente le seuil à partir duquel la part des tâches effectuée par la femme augmente l'occurrence des conflits. Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

inégale des tâches dans ce cas. La plupart des couples appartenant à ce sous-groupe ont connu des conflits en raison de la prévalence d'une répartition inégale des tâches pendant le confinement. Enfin, quand le père restait à la maison (que les deux parents soient à la maison ou que seule la mère ait travaillé à l'extérieur), même un faible déséquilibre du partage des tâches a fait augmenter le nombre de conflits pendant le confinement. Le seuil à partir duquel la part de la femme dans les tâches a fait augmenter le nombre de conflits ne diffère pas entre les couples dont les deux conjoints restaient à la maison et ceux dont seule la femme travaillait à l'extérieur (respectivement 60 % et 56 %). Cependant, l'ampleur de l'effet est plus importante – comme on pouvait le prévoir – lorsque seul le père restait à la maison³¹.

Nous examinons maintenant le cas particulier dans lequel les deux conjoints restaient à la maison, en distinguant télétravail et chômage partiel. Les résultats, présentés figure VIII, montrent que la hausse des conflits est liée à

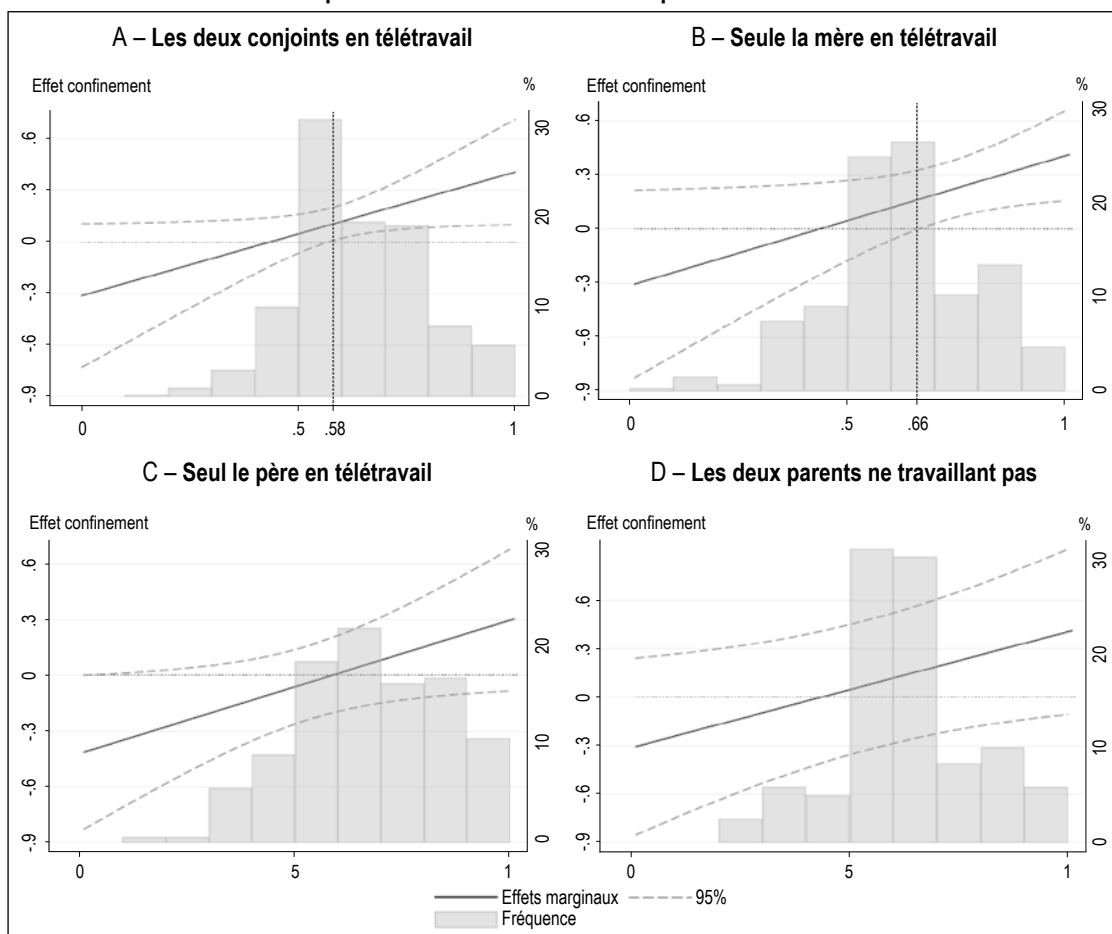
une répartition inégale des tâches uniquement lorsque la femme télétravaillait.

Les résultats de l'estimation du rôle du partage de chaque activité dans la hausse de tensions entre parents qui restaient à la maison, ainsi qu'une représentation graphique, sont présentés dans l'annexe 2. Nous remarquons qu'une hausse de la part de la femme dans n'importe quelle tâche pendant le confinement est associée à une augmentation de la fréquence de conflits entre les conjoints. Des différences remarquables apparaissent selon les activités : l'ampleur des coefficients est systématiquement plus élevée et la courbe plus pentue pour le ménage et pour les deux tâches parentales. Les résultats³² sont similaires pour les couples dont l'un des conjoints travaillait à l'extérieur pendant le confinement. En revanche, si les deux parents travaillaient à l'extérieur, les conflits se sont accrus uniquement

31. Les résultats sont similaires lorsque seules les tâches ménagères sont prises en compte (cf. tableau 2, colonne 4).

32. Non fournis dans le présent document mais disponibles sur demande.

Figure VIII – Effet du confinement sur les conflits entre conjoints selon le partage des tâches domestiques dans les couples avec enfants dont les deux parents étaient à la maison



Note : les effets marginaux sont calculés à partir des coefficients estimés de l'équation (2) pour le sous-échantillon de parents qui restaient à la maison pendant le confinement. Le trait vertical sur les graphes A et B représente le seuil à partir duquel la part des tâches effectuée par la femme augmente l'occurrence des conflits.

Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

en cas d'inégalité accrue du partage de l'activité « jeu avec les enfants ».

Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent qu'une répartition inégale des tâches était plus susceptible de faire augmenter la fréquence des conflits pendant le confinement lorsque seule la mère travaillait à l'extérieur ou lorsque les deux parents restaient à la maison avec la mère en télétravail. Dans ces deux situations, la femme a connu une contrainte de temps intense (combinaison du travail et l'augmentation des tâches domestiques) qui peut avoir entraîné plus de tensions avec son conjoint sur la répartition des tâches. Cela serait compatible avec l'hypothèse formulée section 2, selon laquelle la nécessité de négocier un nouvel équilibre dans un court laps de temps pourrait augmenter le risque de conflits. Nous avons également montré que les conflits se sont accrus en particulier lorsque la mère avait augmenté sa part pour le ménage et pour les tâches parentales (voir annexe 2). Le ménage est la tâche la plus chronophage et

présentant la composante de loisirs la moins élevée, et une des tâches dont la connotation féminine est la plus forte. On peut, dans l'hypothèse proposée, penser que les mères n'étaient pas satisfaites d'un équilibre dans lequel leur conjoint effectuait les tâches les plus agréables, les conflits permettant alors de renégocier un meilleur partage.

* *
*

La répartition des tâches au sein des couples est généralement stable dans le temps, avec une connotation genrée pour un grand nombre de tâches (Akerlof & Kranton, 2010). Cependant, la pandémie de Covid-19 et le confinement imposé au printemps 2020 ont provoqué un choc sans précédent dans cette répartition stable. La quantité de tâches domestiques a augmenté et mis en question la capacité des conjoints à répondre au choc. Dans le même temps, la disparition de

la plupart des activités de loisirs a pu modifier l'attrait de certaines tâches, compte tenu de leur potentiel statut de « semi-loisirs » dans le contexte. De plus, outre l'accroissement de la charge des tâches domestiques, l'anxiété relative à la pandémie, à son évolution et à ses conséquences économiques, la perturbation de la vie sociale et la cohabitation forcée ont également contribué à accroître la probabilité de violence (Arenas-Arroyo *et al.*, 2021) et les tensions entre conjoints.

Sur la base d'un cadre conceptuel et de données recueillies en France au cours du confinement du printemps 2020, nos résultats ne suggèrent aucun changement radical dans la répartition des tâches entre les conjoints. Les femmes ont continué à effectuer la plus grande partie des tâches, notamment celles ayant une faible composante de loisirs. L'hétérogénéité est marquée selon la présence d'enfants dans le ménage ou non, le statut d'activité du couple pendant le confinement et le statut professionnel de chaque conjoint. Comme posé dans le cadre conceptuel, nous montrons empiriquement que la redistribution des tâches est devenue favorable aux femmes seulement lorsque les deux parents ont subi un choc asymétrique sur le marché du travail et que les femmes avaient une forte contrainte de temps (c'est-à-dire lorsque la mère travaillait à l'extérieur et le père au domicile, ou lorsque la mère travaillait à la maison et que le père était en activité réduite). Face à une augmentation considérable des tâches domestiques, il est probable que les pères qui restaient à la maison pendant le confinement se soient sentis contraints d'augmenter leur participation. Néanmoins, si cela était possible (c'est-à-dire lorsque leur conjointe était également au domicile), ils n'ont augmenté leur contribution que dans les activités qui étaient déjà considérées comme agréables (jouer avec les enfants) ou qui le sont devenues dans le contexte (faire les courses). Par rapport aux autres tâches, les courses avaient une grande visibilité pendant le confinement, ce qui a pu aider le conjoint qui s'en chargeait à négocier une moindre participation aux autres tâches.

Nos résultats suggèrent également que les conflits entre conjoints ayant des enfants ont augmenté, en lien avec la part des tâches effectuées par la femme pendant le confinement, en particulier lorsque l'homme restait à la maison. La hausse de la fréquence des conflits est liée en grande partie aux activités parentales et au ménage, ce qui suggère que la répartition inégale pour ces activités pouvait être perçue par les femmes comme moins acceptable dans ce contexte. Comme attendu, la renégociation du partage de la production domestique en un court laps de temps est associée à une augmentation de la survenue de conflits avec le conjoint, en particulier lorsque la participation de l'homme à des activités moins agréables (comme le ménage) n'a pas augmenté alors que la pression du temps s'est accrue pour la femme.

Sur la base des réponses d'un échantillon de femmes actives et ayant un niveau d'éducation relativement élevé, nos résultats montrent que les hommes se comportent conformément à leur rôle de genre. Toutefois, ils s'adaptent à une situation contingente. Les courses, activité à connotation féminine, sont devenues une prérogative quasi exclusive des hommes à mesure qu'elles trouvaient de l'attrait à leurs yeux. Par conséquent, la nature genrée d'une tâche ne semble pas stable et varie selon l'évolution de son attrait. Les préférences des hommes semblent dicter la répartition des activités domestiques entre les conjoints, et les tâches dans lesquelles les hommes choisissent de s'impliquer, notamment en fonction de leur composante de loisirs, ont un effet non neutre sur l'entente entre les conjoints.

Globalement, le confinement ne semble pas avoir redéfini les rôles de genre au sein des couples ou induit un changement structurel du partage des tâches. Ces résultats mettent en lumière l'importance des préférences des deux sexes et des contraintes de temps pour comprendre les barrières qui perdurent et empêchent une répartition égale des tâches domestiques entre conjoints. Avec le récent essor du télétravail dans de nombreux secteurs, des recherches complémentaires permettront d'étudier les effets à moyen et à long terme de telles situations. □

BIBLIOGRAPHIE

- Agüero, J. M. (2021).** COVID-19 and The Rise of Intimate Partner Violence. *World Development*, 137, 105217. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2020.105217>
- Akerlof, G. A. & Kranton, R. (2010).** Identity Economics. *The Economists' Voice*, 7(2). <https://doi.org/10.2202/1553-3832.1762>

- Altintas, E. & Sullivan, O. (2016).** Fifty years of change updated: Cross-national gender convergence in housework. *Demographic Research*, 35, 455–470. <https://www.jstor.org/stable/26332084>
- Álvarez, B. & Miles-Touya, D. (2019).** Gender imbalance in housework allocation: A question of time? *Review of Economics of the Household*, 17(4), 1257–1287. <https://doi.org/10.1007/s11150-019-09467-w>
- Andrew, A., Cattan, S., Costa Dias, M., Farquharson, C., ..., & Sevilla, A. (2020).** The Gendered Division of Paid and Domestic Work under Lockdown. *IZA Discussion Paper* N° 13500. <https://www.iza.org/publications/dp/13500/the-gendered-division-of-paid-and-domestic-work-under-lockdown>
- Arenas-Arroyo, E., Fernandez-Kranz, D. & Nollenberger, N. (2021).** Intimate Partner Violence under Forced Cohabitation and Economic Stress: Evidence from the COVID-19 Pandemic. *Journal of Public Economics*, 194, 104350. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104350>
- Auspurg, K., Iacovou, M. & Nicoletti, C. (2017).** Housework share between partners: Experimental evidence on gender-specific preferences. *Social Science Research*, 66, 118–139. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2017.01.003>
- Barhoumi, M., Jonchery, A., Lombardo, P., Le Minez, S., ..., & Pollak, C. (2020).** Les inégalités sociales à l'épreuve de la crise sanitaire: un bilan du premier confinement. In: Insee, *France, portrait social*, édition 2020, pp. 11–44. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/4797670/FPS2020-VE.pdf>
- Becker, G. S. (1965).** A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75(299), 493–517. <https://doi.org/10.2307/2228949>
- Beland, L.-P., Brodeur, A., Haddad, J. & Mikola, D. (2021).** Determinants of Family Stress and Domestic Violence: Lessons from the COVID-19 Outbreak. *Canadian Public Policy*, 47(3), 439–459. <https://doi.org/10.3138/cpp.2020-119>
- Berniell, I. & Facchini, G. (2021).** COVID-19 Lockdown and Domestic Violence: Evidence from Internet-Search Behavior in 11 Countries. *European Economic Review*, 136, 103775. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2021.103775>
- Biroli, P., Bosworth, S., Della Giusta, M., Di Girolamo, A., Jaworska, S. & Vollen, J. (2021).** Family Life in Lockdown. *Frontiers in Psychology*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.687570>
- Boring, A. & Moroni, G. (2022).** Turning back the clock: Beliefs about gender roles during lockdown. *LIEPP, Working Paper* N° 133. http://www.anneboring.com/uploads/5/6/8/5/5685858/boring-moroni_turning_back_the_clock-beliefs_about_gender_roles_during_lockdown.pdf
- Browning, M., Chiappori, P. A. & Weiss, Y. (2014).** *Economics of the Family*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Bullinger, L. R., Carr, J. B. & Packham, A. (2021).** Effects of Stay-at-Home Orders on Domestic Violence. *American Journal of Health Economics*, 7(3), 249–280. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/abs/10.1086/713787>
- Carlson, D. L., Miller, A. J., Sassler, S. & Hanson, S. (2016).** The Gendered Division of Housework and Couples' Sexual Relationships: A Reexamination. *Journal of Marriage and Family*, 78(4), 975–995. <https://doi.org/10.1111/jomf.12313>
- Champeaux, H., Mangiavacchi, L., Marchetta, F. & Piccoli, L. (2022).** Child Development and Distance Learning in the Age of COVID-19. *Review of Economics of the Household*, 20, 659–685. <https://doi.org/10.1007/s11150-022-09606-w>
- Cooke, L. P. (2006).** “Doing” Gender in Context: Household Bargaining and Risk of Divorce in Germany and the United States. *American Journal of Sociology*, 112(2), 442–472. <https://doi.org/10.1086/506417>
- Couprie, H., Cudeville, E. & Sofer, C. (2020).** Efficiency versus Gender Roles and Stereotypes: An Experiment in Domestic Production. *Experimental Economics*, 23(1), 181–211. <https://doi.org/10.1007/s10683-019-09612-3>
- Del Boca, D., Oggero, N., Profeta, P. & Rossi, M. (2020).** Women's and men's work, housework and child-care, before and during COVID-19. *Review of Economics of the Household*, 18(4), 1001–1017. <https://doi.org/10.1007/s11150-020-09502-1>
- Dominguez-Folgueras, M. (2021).** Difficult times: The division of domestic work under lockdown in France. *Social Sciences*, 10(6), 219. <https://doi.org/10.3390/socsci10060219>
- Farré, L., Fawaz, Y., González, L. & Graves, J. (2022).** Gender Inequality in Paid and Unpaid Work During Covid-19 Times. *Review of Income and Wealth*, 68(2), 323–347. <https://doi.org/10.1111/roiw.12563>
- Foster, G. & Stratton, L. S. (2018).** Do significant labor market events change who does the chores? Paid work, housework, and power in mixed-gender Australian households. *Journal of Population Economics*, 31(2), 483–519. <https://link.springer.com/article/10.1007/s00148-017-0667-7>

- Gronau, R. (1977).** Leisure, Home Production, and Work – the Theory of the Allocation of Time Revisited. *Journal of Political Economy*, 85(6), 1099–1123. <https://doi.org/10.1086/260629>
- Harryson, L., Novo, M. & Hammarström, A. (2012).** Is gender inequality in the domestic sphere associated with psychological distress among women and men? Results from the Northern Swedish Cohort. *J Epidemiol Community Health*, 66(3), 271–276. <http://dx.doi.org/10.1136/jech.2010.109231>
- Hsu, L.-C. & Henke, A. (2021).** COVID-19, staying at home, and domestic violence. *Review of Economics of the Household*, 19(1), 145–155. <https://doi.org/10.1007/s11150-020-09526-7>
- Kahneman, D., Krueger, A. B., Schkade, D. A., Schwarz, N. & Stone, A. A. (2004).** A Survey Method for Characterizing Daily Life Experience: The Day Reconstruction Method. *Science*, 306(5702), 1776–1780. <https://www.science.org/doi/10.1126/science.1103572>
- Kalmijn, M. & Monden, C. W. (2012).** The division of labor and depressive symptoms at the couple level: Effects of equity or specialization? *Journal of Social and Personal Relationships*, 29(3), 358–374. <https://doi.org/10.1177/026540751143118>
- Killewald, A. & Gough, M. (2010).** Money Isn't Everything: Wives' Earnings and Housework Time. *Social Science Research*, 39(6), 987–1003. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2010.08.005>
- Lachance-Grzela, M. & Bouchard, G. (2010).** Why Do Women Do the Lion's Share of Housework? A Decade of Research. *Sex Roles*, 63(11-12), 767–780. <https://doi.org/10.1007/s11199-010-9797-z>
- Lennon, M. C. & Rosenfield, S. (1994).** Relative fairness and the division of housework: The importance of options. *American journal of Sociology*, 100(2), 506–531. <https://doi.org/10.1086/230545>
- Leslie, E. & Wilson, R. (2020).** Sheltering in place and domestic violence: Evidence from calls for service during COVID-19. *Journal of Public Economics*, 189, 104241. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104241>
- Mangiavacchi, L., Piccoli, L., and Pieroni, L. (2021).** Fathers matter: Intrahousehold responsibilities and children's wellbeing during the COVID-19 lockdown in Italy. *Economics & Human Biology*, 42, 101016. <https://doi.org/10.1016/j.ehb.2021.101016>
- Miller, A. R., Segal, C. & Spencer, M. K. (2020).** Effects of the COVID-19 Pandemic on Domestic Violence in Los Angeles. NBER Working Paper N° 28068. <https://doi.org/10.3386/w28068>
- Norman, H., Elliot, M. & Fagan, C. (2018).** Does fathers' involvement in childcare and housework affect couples' relationship stability? *Social Science Quarterly*, 99(5), 1599–1613. <https://www.nber.org/papers/w28068>
- Pailhé, A., Solaz, A. & Wilner, L. (2022).** Housework and Parenting during the Lockdowns in France: How Have Socio-Economic and Gender Inequalities Changed? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 3–25 (ce numéro).
- Perez-Vincent, S. M., Carreras, E., Gibbons, M. A., Murphy, T. E. & Rossi, M. A. (2020).** COVID-19 Lockdowns and Domestic Violence. Washington, DC: Inter-American Development Bank. <https://www.iassw-aiets.org/wp-content/uploads/2021/01/COVID-19-Lockdowns-and-Domestic-Violence-Evidence-from-Two-Studies-in-Argentina.pdf>
- Ruppanner, L., Brandén, M. & Turunen, J. (2018).** Does Unequal Housework Lead to Divorce? Evidence from Sweden. *Sociology*, 52(1), 75–94. <https://doi.org/10.1177/0038038516674664>
- Sánchez, A. R., Fasang, A. E. & Harkness, S. (2021).** Gender division of housework during the COVID-19 pandemic. *Demographic Research*, 45, 1297–1316. <https://www.jstor.org/stable/48640814>
- Shaw, S. M. (1988).** Gender Differences in the Definition and Perception of Household Labor. *Family Relations*, 37(3), 333–337. <https://www.jstor.org/stable/584572>
- Sigle-Rushton, W. (2010).** Men's unpaid work and divorce: Reassessing specialization and trade in British families. *Feminist economics*, 16(2), 1–26. <https://doi.org/10.1080/13545700903448801>
- Stratton, L. S. (2012).** The Role of Preferences and Opportunity Costs in Determining the Time Allocated to Housework. *American Economic Review*, 102(3), 606–611. <https://doi.org/10.1257/aer.102.3.606>
- Van Berkel, M. & De Graaf, N. D. (1999).** By Virtue of Pleasantness? Housework and the Effects of Education Revisited. *Sociology*, 33(4), 785–808. <https://doi.org/10.1177/S0038038599000498>
- Van der Lippe, T., Frey, V. & Tsvetkova, M. (2013).** Outsourcing of domestic tasks: A matter of preferences? *Journal of Family Issues*, 34(12), 1574–1597. <https://doi.org/10.1177/0192513X12468099>
- Van der Lippe, T., Voorpostel, M. & Hewitt, B. (2014).** Disagreements among cohabiting and married couples in 22 European countries. *Demographic Research*, 31, 247–274. <https://www.jstor.org/stable/26350064>
- Zamberlan, A., Gioachin, F. & Gritti, D. (2022).** Gender inequality in domestic chores over ten months of the UK COVID-19 pandemic: Heterogeneous adjustments to partners' changes in working hours. *Demographic Research*, 46, 565–580. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2022.46.19>

STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau A1-1 – Statistiques de l'échantillon et chiffres nationaux

	Échantillon EICM		Insee
	Observations	%	%
Auvergne Rhône-Alpes	690	24.3	11.9
Bourgogne	158	5.6	4.4
Bretagne	143	5.0	5.1
Centre	127	4.5	3.9
Corse	6	0.2	0.5
Grand Est	278	9.8	8.4
Hauts-de-France	209	7.5	8.6
Île-de-France	226	8.0	17.6
Normandie	147	5.2	5.1
Nouvelle Aquitaine	238	8.4	9.2
Occitanie	263	9.3	9.1
Pays de la Loire	147	5.2	5.6
Provence-Alpes-Côte d'Azur	204	7.2	7.8
Outre-Mer	8	0.3	2.6
Total	2 844		
Éducation^(a)			
Diplôme d'études secondaires ou moins	1 702	59.9	75.4
Plus du diplôme d'études secondaires	1 142	40.2	24.4
Indéterminé			0.2
Enfants			
Aucun	1 229	43.2	35.0
1 enfant	568	35.2	44.8
2 enfants	776	48.1	38.7
3 enfants	230	14.2	12.7
4 enfants et plus	41	2.5	3.8
Taux d'emploi (%) ^(b)	2 289	80.5	76.7
Âge (années)	2 844	37	43.3
Âge du conjoint (années)	2 835	39	-

^(a) La catégorie « diplôme d'études secondaires ou moins » regroupe toutes les personnes interrogées ne dépassant pas le diplôme d'études secondaires, y compris les personnes sans diplôme, les titulaires d'un CAP, d'un brevet professionnel ou d'un baccalauréat. La catégorie « Plus du diplôme d'études secondaires » regroupe toutes les personnes interrogées ayant un niveau d'éducation supérieur au baccalauréat.

^(b) avant la pandémie.

Source et champ :

EICM : enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

Insee :

- Population régionale et nombre d'enfants : Recensement de la population 2016.

- Niveaux d'éducation : enquête Emploi 2019, femmes de 25 à 64 ans.

- Taux d'activité : enquête Emploi 2019, femmes de 25 à 49 ans.

- Âge moyen : Insee, <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2381476>

Tableau A1-2 – Statistiques descriptives

	N	Avant le confinement			Pendant le confinement		
		Médiane	Moyenne	Écart-type	Médiane	Moyenne	Écart-type
<i>Part de la femme</i>							
Globale (ensemble des tâches domestiques)	2 844	0.69	0.71	0.17	0.69	0.69	0.18
Tâches ménagères	1 615	0.63	0.68	0.18	0.63	0.67	0.21
Tâches parentales	1 615	0.71	0.72	0.15	0.67	0.69	0.16
<i>Part de la femme par tâche</i>							
Courses	2 844	0.75	0.67	0.27	0.50	0.60	0.35
Lessive	2 844	1.00	0.81	0.24	1.00	0.81	0.25
Cuisine	2 844	0.75	0.67	0.28	0.75	0.66	0.28
Ménage	2 844	0.75	0.71	0.24	0.75	0.70	0.25
Aide aux devoirs scolaires	1 615	0.75	0.76	0.22	0.75	0.73	0.26
Jeu avec les enfants	1 615	0.50	0.61	0.21	0.50	0.60	0.22
<i>Conflits entre les conjoints</i>	2 844	0.00	0.15	0.36	0.00	0.25	0.44
<i>Variables de contrôle^(a)</i>							
Femme en emploi	2 844	1.00	0.76	0.43	1.00	0.56	0.50
Conjoint en emploi	2 844	1.00	0.88	0.32	1.00	0.69	0.46
<i>Statut pendant le confinement</i>							
Femme et conjoint travaillant à domicile	2 844				0.00	0.45	0.50
Femme travaillant à l'extérieur	2 844				0.00	0.11	0.31
Conjoint travaillant à l'extérieur	2 844				0.00	0.34	0.47
Femme et conjoint travaillant à l'extérieur	2 844				0.00	0.10	0.30
<i>Heures passées aux tâches domestiques^(b)</i>							
Tâches ménagères, sans enfant	646	7.00	8.35	6.52	9.00	11.27	8.14
Tâches ménagères, couples avec enfants	503	8.00	9.61	7.01	10.00	12.53	9.70
Tâches parentales, couples avec enfants	1 615	2.00	2.60	3.28	10.00	9.99	7.81

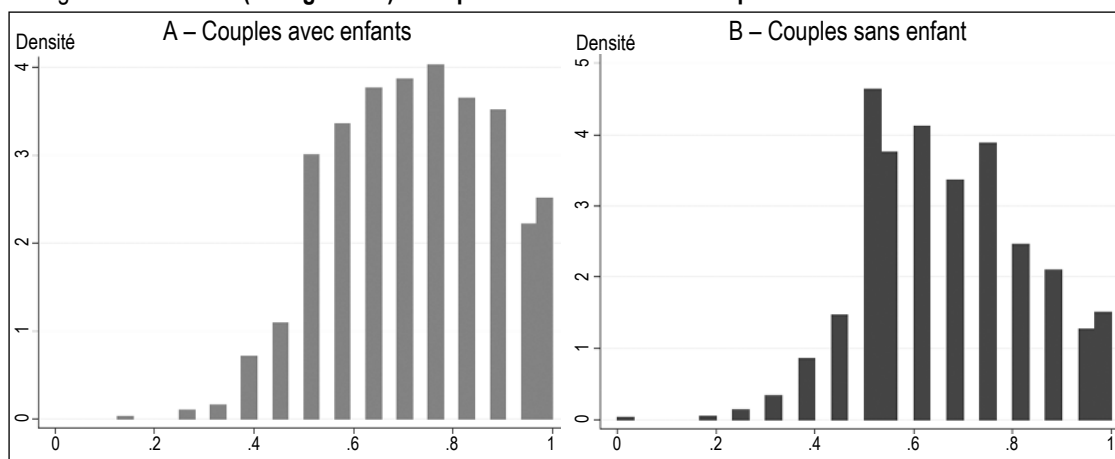
^(a) Les variables de contrôle sont les variables liées au statut d'activité de la femme et de son conjoint avant et pendant le confinement, qui sont égales à 1 si la femme / son conjoint travaillait pendant la période considérée.

^(b) Les valeurs manquantes sont dues à la possibilité pour les personnes interrogées d'ignorer les questions sur le nombre d'heures consacrées à chaque type de tâche.

Note : toutes les statistiques sont pondérées avec les poids d'échantillonnage.

Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

Figure A1 – Densité (histogramme) de la part des tâches effectuées par la femme avant le confinement



Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

TÂCHES DOMESTIQUES ET CONFLITS

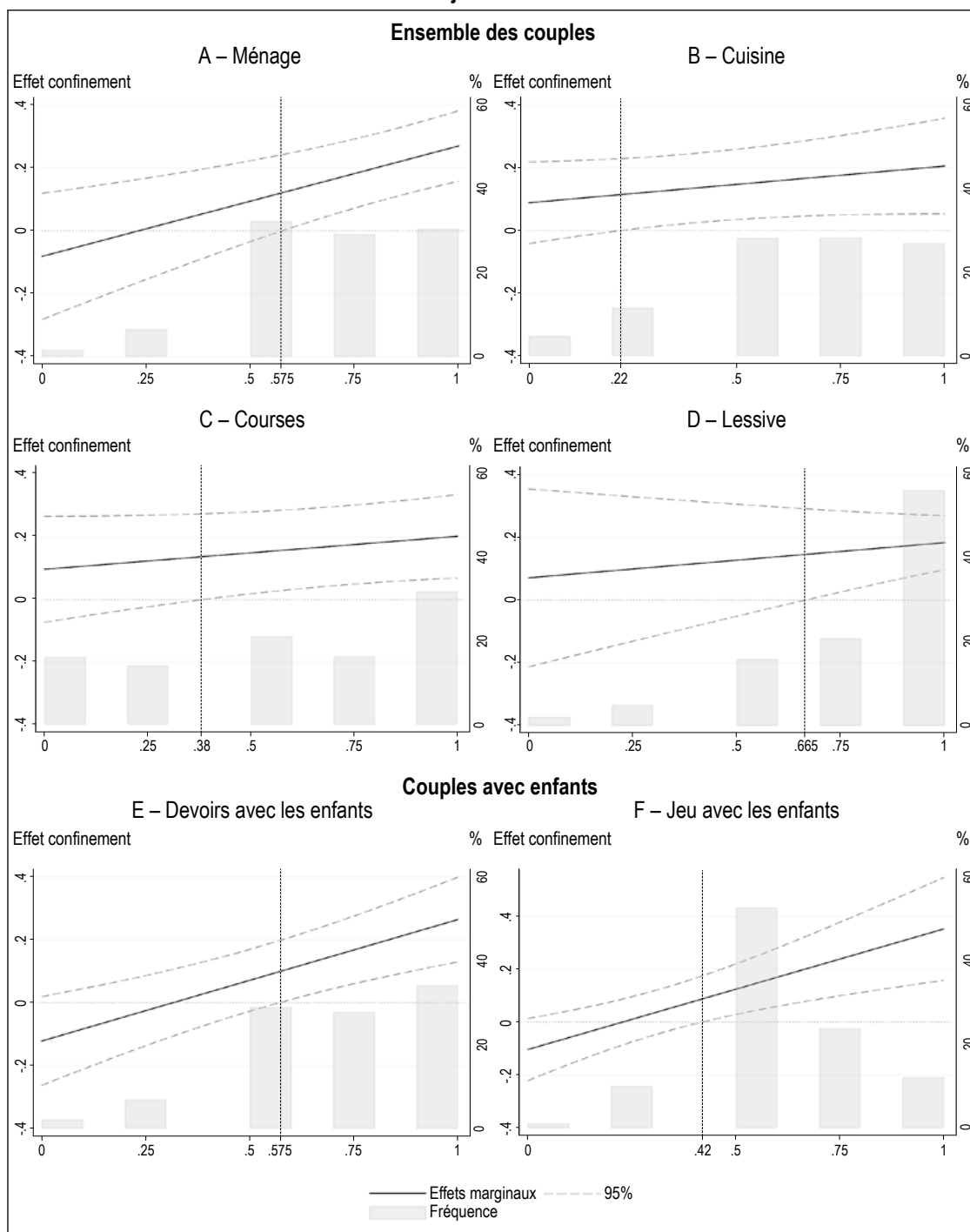
Tableau A2 – Résultats détaillés de l'estimation

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Confinement	0.160** (0.0597)	0.0970 (0.0866)	0.0711 (0.145)	0.0886 (0.0663)	-0.0815 (0.102)	-0.122 (0.0720)	-0.104 (0.0599)
Courses	-0.0345 (0.142)						
Courses x Confinement	0.106 (0.0799)						
Lessive			0.0262 (0.171)				
Lessive x Confinement			0.112 (0.112)				
Cuisine				0.169 (0.119)			
Cuisine x Confinement				0.117 (0.0884)			
Ménage					-0.0211 (0.122)		
Ménage x Confinement					0.351*** (0.101)		
Devoirs avec les enfants						-0.289* (0.152)	
Devoirs avec les enfants x Confinement						0.386*** (0.0988)	
Jeu avec les enfants							-0.119 (0.187)
Jeu avec les enfants x Confinement							0.456*** (0.132)
Femme travaillant à l'extérieur x Confinement	0.0389 (0.0571)	0.0340 (0.0615)	0.0500 (0.0580)	0.0619 (0.0610)	0.0727 (0.0481)	0.0649 (0.0438)	0.0598 (0.0479)
Conjoint travaillant à l'extérieur x Confinement	-0.0245 (0.0928)	-0.0307 (0.0878)	-0.0357 (0.0923)	-0.0471 (0.0957)	-0.0585 (0.0934)	-0.0501 (0.0963)	-0.0542 (0.0933)
Les deux travaillant à l'extérieur x Confinement	-0.102 (0.0800)	-0.108 (0.0812)	-0.107 (0.0803)	-0.102 (0.0802)	-0.117 (0.0821)	-0.112 (0.0764)	-0.110 (0.0774)
R^2	0.511	0.512	0.512	0.515	0.519	0.519	0.521
Nombre d'observations	3 230	3 230	3 230	3 230	3 230	3 230	3 230
Contrôles statut d'activité	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes individuels	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : toutes les spécifications correspondent à l'équation (2) et les estimations utilisent la pondération. Les écarts-types entre parenthèses sont clusterisés au niveau régional. ***, ** et * indiquent la signification statistique aux seuils de 1 %, 5 % et 10 % respectivement. La situation de référence est les deux conjoints à la maison pendant le confinement.

Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

Figure A2 – Effets de la répartition des tâches domestiques sur les conflits dans les couples avec enfants dont les deux conjoints restaient à la maison



Note : les effets marginaux sont calculés à partir des coefficients présentés dans le tableau 2 pour le Statuts=0 lorsque les deux parents restaient à la maison. Le trait vertical représente le seuil à partir duquel la part des tâches effectuée par la femme augmente l'occurrence des conflits. Source et champ : EICM, enquête en ligne des auteurs réalisée en France entre le 21 avril et le 10 mai 2020 ; femmes en couple.

COMMENTAIRE

La crise du Covid-19 a-t-elle contribué à modifier la division du travail selon le genre au sein des familles ?

Did the COVID-19 Crisis Contribute to a Change in the Gender-Based Division of Work within Families?

Hélène Couprie*

Résumé – Ce commentaire met en perspective deux articles de ce numéro analysant l’impact de la crise du Covid-19 sur l’allocation des temps au sein des familles en France : celui d’Ariane Pailhé, Anne Solaz et Lionel Wilner et celui d’Hugues Champeaux et Francesca Marchetta. Les deux montrent que les arrangements familiaux sont apparus globalement souples, puisque les usages des temps ont fortement varié sous l’effet du contexte, conduisant à une implication bien plus grande des hommes dans les tâches ménagères et surtout parentales. Mais cette souplesse, loin d’être inédite, est compatible avec une division traditionnelle des rôles selon le genre. Les ajustements observés peuvent être issus d’un modèle dans lequel l’homme jouerait dans la production domestique le rôle de travailleur secondaire, mobilisable en cas d’indisponibilité du travailleur principal, la femme. L’ancrage décisionnel des familles en France selon des normes de genre perdure, constitue un gaspillage de ressources et génère des inégalités temporelles pouvant émerger sous forme de conflits intra-familiaux.

Abstract – *This commentary puts into perspective two of the articles in this issue, which analyse the impact of the COVID-19 crisis on the allocation of time within families in France: one written by Ariane Pailhé, Anne Solaz and Lionel Wilner, the other by Hugues Champeaux and Francesca Marchetta. Both reveal that family arrangements appeared generally flexible, since time use changed significantly in the context of the crisis, leading to men becoming much more involved in household chores and parenting in particular. However, far from being unprecedented, this flexibility is compatible with a traditional division of roles according to gender. The changes observed may result from a model of domestic production in which the man plays the role of a secondary worker who can be mobilised in the event of the unavailability of the primary worker, the woman. Decisions made by families in France are still anchored to gender norms; not only does this constitute a waste of resources, it also generates temporal inequalities that may manifest as intra-family conflicts.*

JEL : J16, D13, I31

Mots-clés : production domestique, temps parental, décision intra-familiale

Keywords: domestic production, parenting time, intra-household decision making

*Aix Marseille Univ, CNRS, LEST, Aix-en-Provence. Correspondance : helene.couprie@univ-amu.fr

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: Couprie, H. (2022). Did the COVID-19 Crisis Contribute to a Change in the Gender-Based Division of Work within Families? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 51–55. doi: 10.24187/ecostat.2022.536.2088

La pandémie de Covid-19 a surgi dans la vie économique et sociale avec son lot de bouleversements imprévus. L'activité économique « non essentielle » s'est vue mise à l'arrêt ou reléguée, lorsque c'était possible, à domicile. Parmi l'ensemble des bouleversements vécus à cette occasion, il en est un qui a particulièrement attiré l'attention : la quasi-généralisation du télétravail aurait rendu poreuse la frontière entre sphère familiale et sphère professionnelle. La fermeture des écoles et des crèches lors du premier confinement aurait de surcroît accru la charge parentale et favorisé l'investissement des hommes au sein des foyers, contribuant à briser la frontière ténue et factice séparant ces deux univers.

Cette porosité entre sphère familiale et sphère professionnelle n'est pourtant ni nouvelle, ni inconnue. La vie de famille (enfants, conjoint) génère un ensemble de contraintes et d'opportunités, qui entraînent leur lot de conséquences sur la vie professionnelle de ses membres. Ces contraintes concernent le plus souvent des femmes dont le rôle reste majoritairement dévolu à la famille, conformément aux normes de genre qui régissent la répartition sexuée des rôles dans la société. La difficile conciliation entre la vie familiale et la vie professionnelle est, en effet, largement mobilisée pour expliquer les inégalités entre hommes et femmes sur le marché du travail.

Le lien inverse, reliant les caractéristiques d'emploi aux arrangements intra-familiaux, relève de l'étude de la sphère privée dont le fonctionnement est infiniment moins observé. Les arrangements familiaux déterminent de façon informelle les modalités de productions qualifiées de domestiques (entretien du foyer et des enfants). En effet, la famille constitue un lieu majeur de production des niveaux de vie, mais aussi de reproduction et de transmission du capital humain. Mal observées, les productions domestiques non marchandes mobilisent comme ressource principale le temps, dénominateur commun, visible et mesurable, objet d'arbitrage et de conflit, entre des sphères familiale et professionnelle fondamentalement imbriquées.

De nombreux pays européens interviennent pour faciliter l'articulation entre les deux sphères. À cet égard, la France se situe parmi les pays les plus généreux (Thévenon, 2008). On y observe un haut niveau de fertilité couplé à un haut niveau de participation des femmes au marché du travail. Goodin *et al.* (2008) tempèrent toutefois ce constat d'efficacité de l'État providence français : en se fondant sur la notion d'autonomie

temporelle, les auteurs trouvent que les inégalités entre hommes et femmes sont particulièrement fortes en matière de temps discrétionnaire¹ (écart de 5 heures en moyenne en France en 1998 contre 1 heure seulement en Allemagne²). De plus, le système socio-fiscal ne réduirait pas les fortes inégalités temporelles au sein des familles dont les deux conjoints travaillent. Quelle que soit la mesure adoptée, l'inégale répartition du travail domestique entre hommes et femmes en France était et reste la norme. Elle génère de fortes inégalités au sein des couples bi-actifs (Ponthieux & Schreiber, 2006). Les femmes continuent d'assumer la plus grande part du travail domestique, et ce même si elles sont plus productives que leur conjoint et s'investissent davantage dans le travail marchand (Sofer & Thibout, 2015). Une chose est sûre : une partie des leviers publics ou privés d'externalisation de la production domestique, qui permettraient de réduire les inégalités temporelles intra-familiales entre hommes et femmes, ont été inactivés par le confinement décrété lors de la crise du Covid-19.

Une démarche commune mais des méthodologies différentes

Les articles d'Ariane Pailhé, Anne Solaz et Lionel Wilner (PSW ensuite) et d'Hugues Champeaux et Francesca Marchetta (CM ensuite) dans ce numéro analysent tous deux les effets de la crise sanitaire sur les usages du temps dans les familles. La crise du Covid-19 a en effet constitué une variation de contexte exogène d'une ampleur sans précédent. L'observation des comportements des familles en réaction à cette crise fournit des indications précieuses sur les arrangements intra-familiaux et leurs bouleversements éventuels. L'intérêt de ces travaux est multiple. Ils fournissent, d'une part, de précieuses données descriptives récentes sur la répartition du temps au sein des familles en France. Ils contribuent à la littérature mesurant les effets économiques et sociaux de la crise du Covid-19. Enfin, ils apportent des éclairages fondamentaux sur le fonctionnement des familles.

L'exogénéité et l'importance du choc qui a affecté la plupart des ménages rend notamment

1. Le temps discrétionnaire est du temps dont l'usage est choisi. Il se définit comme le temps total disponible hebdomadaire (168 heures) moins le temps nécessaire pour combler les besoins économiques (heures de travail nécessaires pour atteindre la ligne de pauvreté), sociaux (la moitié de la médiane du temps consacré au ménage, à la cuisine, aux courses, et aux soins aux enfants) et biologiques (4/5^e de la médiane du temps consacré aux soins personnels et au sommeil).

2. Voir Goodin *et al.* (2008), figure 3.1.

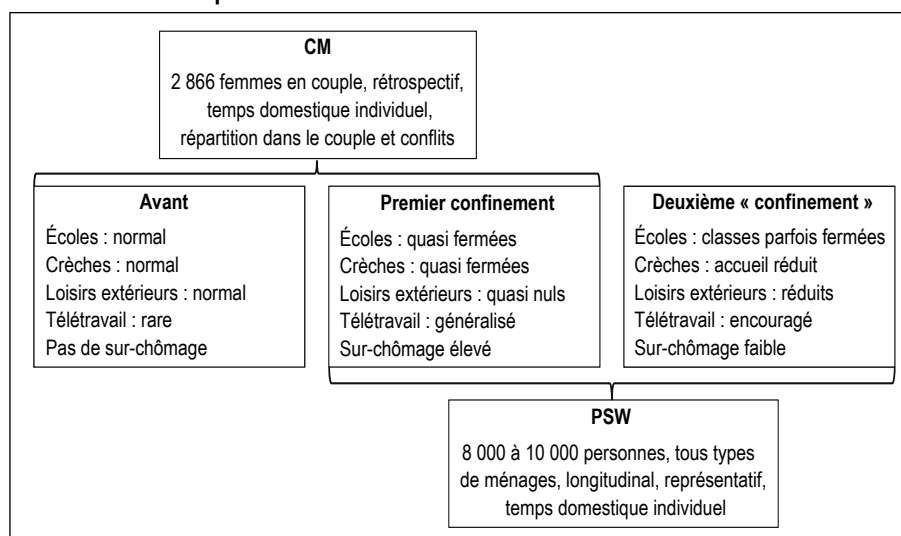
possible l'observation de l'impact de variables de contexte pour lesquelles on n'observe habituellement de variation qu'en comparant des ménages différents. Or, la mesure de l'effet propre de variations de contexte entre ménages sur les comportements est usuellement brouillée, du fait que le contexte est en partie choisi par les ménages eux-mêmes (*via* les interactions de négociation intra-familiales ou la mise en couple). Considérons par exemple l'impact du télétravail. Il est possible de comparer les répartitions des temps domestiques entre ménages qui travaillent sur site et ménages dont l'un des membres télétravaille au domicile. Une telle mesure ne permettrait toutefois pas de connaître l'impact du télétravail puisque ce dernier peut être choisi en lien avec des objectifs liés à l'utilisation des temps (rester à la maison en télétravail le mercredi pour s'occuper des enfants, par exemple). Ce problème d'endogénéité ne se pose pas ici et c'est l'une des valeurs ajoutées majeures des deux articles.

Les deux articles se distinguent toutefois par leur méthodologie. PSW s'appuient sur un ensemble de tris croisés issus de l'enquête longitudinale

EpiCov représentative de la population française, réalisée au cours des deux confinements de 2020. CM optent pour une régression multivariée, isolant l'effet du contexte à partir des résultats d'une enquête ponctuelle, exploitée pour un échantillon non représentatif de femmes en couple. L'information sur la situation avant le confinement est collectée grâce à une question rétrospective. PSW comparent les deux confinements en interprétant *grosso modo* le deuxième confinement comme un retour à la normale. Dans les deux cas, les données d'utilisation du temps sont collectées de façon minimaliste, *via* une question d'évaluation individuelle. PSW ne disposent pas de l'information sur le conjoint, tandis que CM disposent d'informations unilatérales sur le partage intra-familial des tâches. Ce deuxième article est plutôt mieux équipé pour identifier les effets du confinement sur les arrangements intra-familiaux tandis que le premier article, plus robuste, fournit une vue d'ensemble de l'hétérogénéité des impacts pour différents types de familles.

Les principaux effets de contexte impliqués dans les deux articles sont schématisés ci-dessous.

Schéma – Comparaison des effets de contexte mesurés dans les deux articles



Ce schéma permet de constater que les effets de contexte du deuxième confinement relativement au premier sont à l'opposé des effets du premier confinement relativement à la normale pré-crise ; leur ampleur diffère toutefois au sein de chaque sous-dimension.

Quid de la multidimensionnalité du choc ? En se fondant sur les théories récentes des décisions intra-familiales, les auteurs recensent différents canaux de transmission par lesquels le choc du premier confinement a pu modifier les temps domestiques (tâches ménagères et parentales)

et leur répartition inter et intra-ménages. La fermeture des écoles, crèches et restaurants aurait contribué à augmenter les besoins familiaux en production domestique. Parallèlement, le chômage, la réduction des temps de trajet et celle des possibilités de loisirs hors du foyer ont généré davantage de temps disponible pour cette production, de façon potentiellement différenciée selon le membre du ménage concerné. L'émergence du télétravail est, quant à elle, susceptible d'avoir modifié la technologie de production domestique, autorisant l'intensification des usages du temps,

ce qui revient, aussi, à augmenter les ressources en termes de temps disponible³. Pour schématiser, le premier confinement lié au Covid-19 implique davantage de besoins familiaux mais aussi davantage de ressources temporelles individuelles. Les variations des besoins dépendent des structures familiales, tandis que les variations de ressources temporelles dépendent de la situation d'emploi des individus. Il y a donc modification de la répartition des ressources temporelles. Les effets familiaux et individuels se combinent dans la « boîte noire décisionnelle » des ménages, conduisant à des modifications comportementales relatives à l'usage des temps.

Effets du confinement sur l'usage des temps des hommes et des femmes : des effets forts mais sans renversement des rôles

Sans surprise, sous le double effet de la hausse des ressources temporelles et des besoins, le premier confinement a, dans l'ensemble, fortement accru le temps consacré aux tâches domestiques et parentales. En ce qui concerne les tâches domestiques, l'effet moyen est de l'ordre de +15 à +30 % par personne. Le temps consacré aux tâches parentales s'est quant à lui accru dans des proportions bien plus importantes, mais avec des ampleurs considérablement différentes entre les deux articles.

Le temps domestique, et surtout le temps parental des hommes, s'est révélé fortement élastique aux variations de contexte (hausse des besoins, conditions d'emploi et heures de travail). Les ressources temporelles obtenues par le chômage technique, le télétravail et les congés ont été mobilisées de façon inédite durant le confinement pour accroître le temps consacré par les hommes aux tâches parentales. Le temps consacré par les femmes aux tâches ménagères et parentales, déjà très élevé, est apparu moins sensible aux effets de contexte.

Malgré cela, dans l'ensemble, la répartition du travail domestique entre les hommes et les femmes a très peu varié sous l'effet de la crise du Covid-19. Ces dernières continuent à assumer la plus grande part des tâches ménagères et parentales (surtout lessive, puis éducation des enfants, nettoyage, cuisine). La hausse de l'investissement masculin au niveau agrégé provient essentiellement d'un investissement accru des hommes en couple avec enfants dont la femme travaillait à l'extérieur durant le confinement. Dans ce cas précis, on observe des diminutions inédites de la part des femmes dans le temps passé aux tâches parentales, dont la répartition

devient égalitaire. Pour les couples bi-actifs, qui étaient dans la plupart des cas à domicile lors du premier confinement, la légère diminution de la part du temps domestique des femmes provient exclusivement d'un changement dans la répartition du temps consacré à faire les courses (temps soumis à des changements de valorisation).

Les évaluations antérieures, réalisées à partir des enquêtes Emploi du temps de l'Insee, ont démontré par le passé que le temps consacré par les hommes aux tâches ménagères et parentales pouvait se montrer plus élastique que celui des femmes, résultat *a priori* surprenant lorsqu'on connaît la faiblesse de l'élasticité du temps de travail marchand des premiers. Ponthieux & Schreiber (2006) observent que le temps passé par les hommes aux tâches domestiques s'accroît avec le poids de la production domestique (temps domestique total). Il augmente aussi lorsque la femme est relativement plus investie dans le travail marchand (salaire ou temps de travail élevé). Bloemen & Stancanelli (2014) estiment l'ensemble des élasticités directes et croisées des salaires pour différentes allocations jointes de temps au sein des couples. Ils observent que le temps parental et domestique des hommes apparaît positivement élastique au salaire des femmes⁴, ce qui n'est pas le cas du temps de travail domestique et parental des femmes, très faiblement élastique au salaire des hommes. *A contrario*, l'usage du temps des femmes (travail marchand, tâches ménagères et parentales) dépend fortement de leur propre salaire horaire, tandis que l'usage du temps des hommes n'est que faiblement déterminé par leur niveau de salaire personnel. En d'autres termes, c'est la situation des femmes sur le marché du travail qui conditionne les modalités d'allocation des temps domestiques au sein des familles, et c'est bien ce qui est observé par CM. Cette situation est en accord avec l'idée d'une répartition des rôles fondée sur le genre, octroyant à la femme le rôle principal en matière de contribution à la production domestique. Cette répartition traditionnelle des rôles autorise toutefois, et c'est ce que nous ont démontré tant l'article de CM que celui de PSW, des ajustements exceptionnels et réversibles, en l'occurrence une hausse du temps de travail non marchand des hommes, qui serait comparable dans son fonctionnement au phénomène du travailleur additionnel, et qui s'activerait en cas d'indisponibilité du travailleur principal.

3. D'autres canaux sont évoqués par les auteurs comme un changement de valorisation des temps domestique (préférences pour les courses, etc.).

4. Une hausse de 1 % de salaire horaire féminin contribuerait à augmenter le temps domestique et parental des hommes de 0.5 %.

Cette interprétation rejoint les conclusions de Sofer & Thibout (2015). L'absence de renversement des rôles lorsque la femme est plus investie que l'homme sur le marché du travail traduit bien l'existence de normes de genre fortes dans la division des tâches au sein des ménages, contrecarrant la logique d'efficacité économique qui prédit que les membres du couple se spécialisent en fonction de leurs productivités et avantages comparatifs, et non en fonction de leur genre (voir la littérature issue des travaux fondateurs de Becker, 1965). Lorsque les deux conjoints travaillent, comme c'est le cas le plus souvent en France, les déperditions de ressources monétaires et temporelles du fait de choix inefficaces au sein des familles se doublent d'inégalités temporelles délétères pour le lien intra-familial.

* *
*

Des conflits et des violences intra-familiales peuvent ainsi apparaître durant une crise comme la partie émergée d'arrangements intra-familiaux peu efficaces et fortement inégalitaires. Dévier temporairement de la norme sociale peut aussi être générateur de tensions et de violence. Il est extrêmement délicat et aléatoire de dresser un lien causal, mais les corrélations entre confinement, inégalités temporelles et conflits soulignées par CM témoignent sans nul doute de voies d'améliorations possibles de la compréhension du fonctionnement des familles.

Les enjeux économiques et sociétaux de l'étude de la famille comme lieu de production du bien-être présent et futur de la population sont absolument majeurs.

Les conclusions de PSW et CM convergent nettement. Non, la crise du Covid-19 n'a pas contribué à modifier les règles de répartition du travail domestique et parental selon le genre au sein des familles. Les ajustements intra-familiaux observés correspondent à des ajustements de crise. En ce sens, la famille a été capable de mobiliser des ressources inhabituelles, en l'occurrence le temps des hommes, afin d'assurer la part de travail domestique que ne pouvait pas assumer les femmes.

S'il est heureux de constater que l'alignement de la répartition des rôles sur les normes sociales de genre n'a pas empêché un certain nombre d'ajustements intra-familiaux nécessaires en période de crise, ces derniers ont toutefois été grandement insuffisants. La violence intra-familiale s'est accrue. Une partie de ces tensions aurait-elle pu être évitée, en l'absence de telles normes sociales de genre limitantes sur les comportements ?

De nombreux éléments d'explication évoqués dans ce commentaire sont tirés de travaux réalisés sur des données anciennes (la dernière enquête Emploi du temps date de 2010). La réalisation, à intervalles réguliers, d'enquêtes budget-temps, complétées d'informations permettant d'évaluer les volumes et les préférences pour la production domestique et parentale, est indispensable si l'on souhaite mieux connaître le fonctionnement de la sphère familiale. Ce lieu, dont le fonctionnement repose encore essentiellement sur les femmes, est fortement générateur d'inégalités de genre. Trop peu visible, son rôle d'amortisseur en période de crise mérite d'être souligné et reconnu. □

BIBLIOGRAPHIE

- Becker, G. S. (1965).** A theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75(299), 493–517.
<https://doi.org/10.2307/2228949>
- Bloemen, H. & Stancanelli, E. (2014).** Market hours, household work, child care, and wage rates of partners: an empirical analysis. *Review of the Economics of the Household*, 2(1), 51–81.
- Champeaux, H. & Marchetta, F. (2022).** Couples in Lockdown: « La vie en rose »? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 27–50 (ce numéro).
- Goodin, R. E., Rice, J. M., Parpo, A. & Eriksson, L. (2008).** *Discretionary Time: A New Measure of Freedom*. Cambridge and New York ed.
- Pailhé, A., Solaz, A. & Wilner, L. (2022).** Housework and Parenting during the Lockdowns in France: How Have Socio-Economic and Gender Inequalities Changed? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 3–25 (ce numéro).

Ponthieux, S. & Schreiber, A. (2006). Dans les couples de salariés, la répartition du travail domestique reste inégale. In: Insee Références, *Données sociales : La société française, édition 2006*, pp. 43–51. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1371951?sommaire=1372045>

Sofer, C. & Thibout, C. (2015). La division du travail selon le genre est-elle efficiente ? *Economie et Statistique*, 478-479-480, 273–304. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1303236?sommaire=1303240>

Thévenon, O. (2008). Politiques de conciliation du travail et de la vie familiale en Europe : Quelle(s) complémentarité(s) des aides publiques et des entreprises ? *Brussels Economic Review/Cahiers économiques de Bruxelles*, 51(2/3), 365–385.

Migrations résidentielles et crise de la Covid-19 : vers un exode urbain en France ?

Residential Migration and the COVID-19 Crisis: Towards an Urban Exodus in France?

Marie-Laure Breuillé *, Julie Le Gallo * et Alexandra Verhaciac **

Résumé – L’impact potentiel de la crise de la Covid-19 sur la mobilité résidentielle a été largement commenté dans les médias. Pour en explorer les effets en France, nous reconstruisons des flux d’intentions de mobilité sur la base d’estimations immobilières de propriétaires et d’acheteurs sur la plateforme MeilleursAgents entre janvier 2019 et septembre 2021. Nous analysons, à l’aide de modèles logit simples et emboîtés, la façon dont la pandémie a influencé les projets de déménagement des ménages des zones urbaines et rurales. Nos résultats montrent que, passé le choc du premier confinement au printemps 2020, le souhait de migrer vers des municipalités rurales ou vers d’autres aires d’attraction a augmenté à mesure que la pandémie et les mesures restrictives se poursuivaient et a été particulièrement prononcé après la fin du troisième et dernier confinement.

Abstract – Much has been written about the potential effect of the COVID-19 crisis on residential mobility. To explore its effects in France, we reconstruct flows of mobility intentions based on owner and buyer estimates on the platform MeilleursAgents from January 2019 to September 2021, and we analyze, using logit and nested logit models, how the pandemic has changed the probability that individuals from both urban and rural intend to relocate. Our results show that, after a time of shock during the first lockdown in spring 2020, the desire to migrate, either to rural municipalities or to other catchment areas, increased as the pandemic and the restrictive measures continued, and was particularly pronounced after the end of the third and last lockdown.

JEL : C35, R23

Mots-clés : Covid-19, données de plateforme, choix du lieu de résidence, modèles de choix discret, immobilier

Keywords: COVID-19, platform data, residential location choice, discrete choice models, real estate

* CESAER UMR1041, INRAE, Institut Agro, Université de Bourgogne Franche-Comté ; ** Meilleurs Agents. Correspondance : marie.breuille@inrae.fr

Ce travail a bénéficié du soutien financier du Plan Urbanisme Construction Architecture (PUCA). Nous remercions deux rapporteurs anonymes, et Hélène Bouscasse, Camille Grivault, Barbara Castillo Rico, Thomas Lefebvre, Hélène Milet, Eva Simon et Pierre Vidal pour leurs précieux commentaires, ainsi que les participants aux Journées de Méthodologie Statistique 2022 (Insee), au Séminaire CREM 2022 et à la conférence AFSE 2022.

Reçu en décembre 2021, accepté en juillet 2022. Traduit de "Residential Migration and the COVID-19 Crisis: Towards an Urban Exodus in France?" 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: Breuillé, M.-L., Le Gallo, J. & Verhaciac, A. (2022). Residential Migration and the COVID-19 Crisis: Towards an Urban Exodus in France? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 57–73. doi: 10.24187/ecostat.2022.536.2084

En France, depuis le premier confinement instauré en mars 2020 afin d'enrayer la pandémie de Covid-19, l'exode urbain est devenu un sujet très commenté dans la presse : les ménages souhaiteraient désormais vivre dans des maisons plus grandes, avec de grands espaces verts, dans des zones moins peuplées. Selon une enquête menée par la plateforme immobilière en ligne MeilleursAgents en 2021¹, parmi les personnes qui ont changé de résidence principale depuis juillet 2020 ou qui prévoient de le faire avant janvier 2022, la moitié a modifié ses critères de recherche pour avoir un jardin (39 %), être plus proches de la nature (34 %) ou vivre dans une ville plus petite (19 %).

L'attrait des zones rurales n'est cependant pas un phénomène nouveau. Sur les trente dernières années, un rapport de l'Observatoire des Territoires (2018) conclut que la concentration de la population a baissé en France, les grands centres ayant perdu de l'attrait et les régions environnantes attirant de nouveaux habitants. Selon D'Alessandro *et al.* (2021), la croissance annuelle moyenne de la population entre 2007 et 2017 était de 0.66 % dans les zones rurales mais de seulement 0.38 % dans les zones urbaines. L'attrait des zones rurales semble néanmoins se limiter principalement aux villes des banlieues rurales : en 2017, 26.9 % des personnes ayant déménagé d'une zone urbaine vers une zone rurale se sont installées dans la zone d'attraction d'une ville-centre (D'Alessandro *et al.*, 2021).

Par ailleurs, bien que la mobilité résidentielle annuelle soit plus élevée en France qu'en Europe en moyenne (11 % de la population française déménage chaque année, contre 9 % en Europe), un rapport de l'Observatoire des Territoires (2018) indique que les ménages se déplacent de moins en moins loin depuis 1990, et les trois quarts déménagent vers un lieu proche de leur résidence initiale (dans le même département). Ce rapport montre également que le taux de mobilité diminue avec l'âge, augmente avec le niveau d'éducation, et que certaines catégories (cadres et professions intellectuelles, professions scientifiques et professions intermédiaires) ont tendance à aller plus loin que d'autres catégories (employés, artisans, commerçants et chefs d'entreprise). Les contraintes liées au marché du logement limitent plus ou moins les options des différentes catégories, ce qui peut renforcer la ségrégation sociale.

En 2019, une enquête de l'IFOP² montrait que 57 % des personnes vivant dans les zones urbaines souhaitaient les quitter. Trois obstacles

principaux les empêchaient de faire le grand saut, notamment le manque de services (pour 60 %), le manque d'infrastructures de transport (pour 53 %) et les difficultés d'accès à l'emploi (pour 46 %). Depuis la crise de la Covid-19, le télétravail, d'abord généralisé et obligatoire pendant le premier confinement puis utilisé de façon plus ponctuelle selon des arrangements entre travailleurs et employeurs, pourrait lever ce troisième obstacle à l'exode urbain, au moins partiellement³. Depuis mars 2020, MeilleursAgents constate une augmentation de 13 % du volume des transactions dans les zones rurales⁴. Cette tendance apparaît également dans l'évolution des prix de l'immobilier résidentiel⁵ : en 2020, Paris a connu une baisse des prix, contrairement aux zones rurales où les prix ont augmenté davantage que dans les plus grandes villes. La hausse des prix concerne principalement les banlieues rurales⁶ (+9.7 % en 2020) et les zones rurales comptant de nombreuses résidences secondaires.

Peut-on pour autant parler d'un exode urbain depuis la crise de la Covid-19 ? La façon dont la crise de la Covid-19 a modifié les déterminants de la mobilité résidentielle est évidemment un sujet émergent dans la littérature. D'après les microdonnées du panel de crédit à la consommation de la Réserve fédérale de New York et d'Equifax, Li & Su (2021) observent que, depuis la pandémie de Covid-19, les Américains se sont déplacés à la fois depuis les environs immédiats et denses des centres villes vers des banlieues plus éloignées et moins denses, et depuis des zones (*metropolitan statistical areas* ou MSAs) à forte densité de population vers des zones à faible densité de population, contrebalançant ainsi en partie le tri spatial. Ils utilisent ensuite un modèle d'équilibre spatial pour analyser les effets bénéfiques de ces changements de migration. Ramani & Bloom (2021) utilisent à la fois les données issues des changements d'adresse fournies par le service postal américain pour estimer les tendances de migration, et les loyers et indices de prix immobiliers du site Zillow

1. Enquête Toluna pour MeilleursAgents, menée du 5 au 11 juillet 2021 auprès de 2 722 personnes représentatives de la population française, dont 1 133 ayant déménagé ou comptant le faire.

2. <https://www.ifop.com/publication/le-retour-a-la-campagne/>

3. Dans l'enquête Toluna, MeilleursAgents indique qu'environ 50 % des travailleurs envisagent de poursuivre en télétravail après la pandémie. Toutefois, 60 % d'entre eux souhaitent ne pas travailler à distance plus de deux jours par semaine et seulement 19 % souhaitent travailler à distance à plein temps.

4. Conférence de presse de MeilleursAgents en 2021 : « Quelles sont les nouvelles tendances pour le marché immobilier ? » <https://backyard-static.meilleursagents.com/pres/6b615242cec200af47aec27515746e25a8174bf6.pdf>

5. Indice des prix de l'immobilier de MeilleursAgents, 1^{er} septembre 2021.

6. Les banlieues rurales sont des villes rurales qui font partie de l'aire d'attraction des villes de plus de 50 000 habitants.

pour représenter la demande immobilière. Selon eux, les quartiers d'affaires (*Central Business Districts*, CBD) et les zones denses connaissent une baisse relative des prix par rapport aux zones moins denses. Ils y voient un « effet beignet » (*donut effect*) pour les prix, qui semble se limiter aux villes très peuplées et denses. De plus, ils concluent que les migrations sont moins fréquentes entre zones métropolitaines qu'au sein de ces zones. En introduisant le télétravail à temps partiel et à temps plein dans leur modèle d'équilibre, ils expliquent ce phénomène par le fait que le télétravail se fait principalement à temps partiel et qu'il peut donc rester une distance importante entre domicile et lieu de travail. En d'autres termes, les ménages sont prêts à s'éloigner, mais pas trop. En s'appuyant également sur les données de Zillow, en plus des indices relatifs à la productivité, aux aménités et à l'industrie, Brueckner *et al.* (2021) ne retrouvent pas la chute des prix prévue par leur modèle dans les villes où les aménités sont peu nombreuses et où le potentiel pour le travail à domicile est très important. Ils montrent également que le télétravail engendre des pertes en capital pour les propriétaires immobiliers dans les villes à forte productivité, mais des gains en capital pour les locataires. De plus, dans la mesure où le télétravail réduit les dépenses de déplacement entre le domicile et le lieu de travail, ils concluent qu'il renforce la désutilité des endroits où les taux de criminalité sont élevés et de ceux où les impôts sont élevés, et rend les banlieues plus attrayantes.

Dans le cas de la France, les données détaillées et représentatives qui permettraient d'analyser si les déterminants de la mobilité résidentielle ont changé depuis la crise Covid-19 ne sont pas encore disponibles⁷. Pour apporter un début de réponse à cette question et contribuer à la littérature, nous nous tournons vers une analyse de l'évolution des intentions de déménagement des ménages depuis le début de la crise Covid-19, à partir des recherches des utilisateurs de la plateforme immobilière MeilleursAgents. L'originalité de notre article est d'exploiter, sur une période de près de trois ans (de 2019 à 2021), les traces laissées par les utilisateurs lors du traitement de leurs données pour obtenir des informations sur l'endroit où ils souhaitent s'installer, en fonction de leur lieu de résidence actuel. Nous reconstruisons 100 193 flux d'intentions de mobilité résidentielle pour les utilisateurs estimant en premier lieu un bien immobilier en tant que propriétaire, puis estimant un autre bien en tant qu'acheteur, en les suivant par leur identifiant d'utilisateur. Les données de ces

estimations en ligne fournissent, pratiquement en temps réel, le prix, la localisation ainsi que des informations sur les caractéristiques des logements estimés tant par les acheteurs que par les vendeurs potentiels.

Sur la base de ces données, nous estimons d'abord des modèles logit binaires, en séparant les résidents urbains et les résidents ruraux, pour deux variables dépendantes différentes : la probabilité de rester dans la même aire d'attraction⁸ et la probabilité de choisir une destination urbaine. Nous estimons ensuite des modèles logit emboîtés, en séparant ici aussi les échantillons urbains et ruraux, pour analyser leurs intentions selon une séquence où les résidents choisissent d'abord s'ils souhaitent rester dans la même aire d'attraction ou aller vers une autre puis, dans chaque alternative, aller vers une ville urbaine ou rurale. Dans ces modèles, « l'effet Covid » est capté par la date de la recherche sur la plateforme.

Nous montrons que la pandémie a modifié l'intention de déménager, par le choix à la fois de l'aire d'attraction et de l'emplacement sur le gradient urbain-rural. « L'effet Covid » varie selon la phase de la pandémie, les autres aires d'attraction et les villes rurales ayant le plus d'attrait après la fin du dernier confinement. De plus, depuis mars 2020, si l'on compare la probabilité des intentions de déménagement avant et après la crise de la Covid, les probabilités (odds ratio) pour un résident urbain de rechercher une résidence dans une ville urbaine plutôt que rurale sont 0.923 fois plus faibles, passant même à 0.644 s'il s'agit d'un résident de pôle urbain recherchant une résidence dans ce même pôle, tandis que la crise n'a aucun impact sur le choix d'un résident rural.

Le reste de l'article est organisé comme suit. Nous présentons les données dans la section 1 et la méthodologie à la section 2. Dans la section 3, nous analysons les résultats des modèles de choix discret. Enfin nous concluons et mettons en évidence les défis à relever pour les travaux futurs.

7. De nouvelles données du recensement et de l'enquête Logement, nécessaires pour comparer la mobilité résidentielle depuis la crise Covid à celle de la situation pré-Covid, ne seront disponibles que plusieurs années après le début de la crise.

8. Ce zonage, qui est cohérent avec ceux utilisés par Eurostat et par l'OCDE, est utilisé comme zonage de référence depuis 2020 en France. Il divise le territoire en plus du double du nombre de « zones d'emploi », ce qui facilite une analyse plus détaillée, et inclut une catégorie « hors attraction des villes » particulièrement intéressante pour notre étude.

1. Données, échantillon et statistiques descriptives

1.1. Description des données de la plateforme

MeilleursAgents (ci-après MA) est la principale plateforme immobilière fournissant des estimations de biens en ligne en France. Elle attire 2.4 millions de visiteurs uniques par mois, qui effectuent 500 000 estimations en ligne par mois⁹. Dans la littérature académique, l'utilisation de telles données à haute fréquence est récente et prometteuse, car elle permet d'observer le comportement des utilisateurs en suivant chaque étape de leur projet d'achat de logement. Les données de la plateforme MA ont déjà été utilisées par Vidal (2021) pour analyser les mécanismes d'appariement et de formation des prix sur le marché immobilier. Van Dijk & Francke (2018), Rae & Sener (2016) et Piazzesi *et al.* (2020) exploitent également des données relatives au trafic de la plateforme pour construire des indicateurs de tension du marché et analyser sa segmentation.

Nous pouvons suivre les utilisateurs qui se connectent à la plateforme MA grâce à leur identifiant d'utilisateur, qui est nécessaire pour estimer un bien (mais pas pour consulter les annonces, par exemple). L'outil d'estimation est basé sur un formulaire dans lequel les utilisateurs indiquent leur statut (propriétaire, propriétaire-vendeur ou acheteur), les caractéristiques du logement à faire estimer et sa localisation. L'outil produit une fourchette de prix pour le logement concerné. Pour les utilisateurs qui remplissent le formulaire en tant qu'acheteur, cet outil intervient à une étape avancée de leur projet. En effet, puisque les utilisateurs ont besoin d'informations spécifiques pour remplir le formulaire, ils l'utilisent généralement pour estimer le prix d'un logement qu'ils ont visité ou qu'ils vont visiter : ils veulent se faire une idée de son prix afin de faire une offre proche du prix du marché. Par conséquent, c'est l'indicateur le plus avancé du processus d'achat que nous pouvons suivre, car il révèle une forte intention d'achat (mais n'indique pas que l'achat a effectivement eu lieu).

Afin de reconstruire des trajectoires d'intentions de mobilité, nous sélectionnons dans notre base de données les utilisateurs qui font une estimation à la fois en tant que propriétaire et en tant qu'acheteur. Nous disposons ainsi d'informations sur la localisation initiale (à partir de l'estimation en tant que propriétaire) et sur la localisation souhaitée (à partir de l'estimation en tant qu'acheteur). En outre, nous disposons d'informations sur les caractéristiques de la résidence actuelle et de celle recherchée (les caractéristiques couvertes sont détaillées en annexe).

L'échantillon comprend uniquement des propriétaires. Au-delà des conditions d'accès au crédit, des revenus ou des changements de prix prévus, le choix du statut d'occupation est influencé par la position dans le cycle de vie (voir Artle & Varaiya, 1978, pour le premier modèle théorique introduisant le cycle de vie dans les déterminants de l'accession à la propriété). Le taux d'accession à la propriété augmente fortement à mesure de la stabilisation de la situation professionnelle en début de carrière. La naissance des enfants conduit souvent les couples propriétaires à choisir une maison plus spacieuse en périphérie, avec un pic stable aux alentours de 60 ans. Le taux d'accession à la propriété varie également sur le territoire, avec une part de propriétaires plus grande dans les couronnes des pôles, les espaces périurbains peu denses que dans les centres des villes (Insee, 2017).

Nous ne pouvons pas exclure un éventuel biais de sélection lié à l'utilisation de la plateforme, que ce soit en termes de niveau d'éducation des utilisateurs ou de la distance entre la localisation de la résidence actuelle et celle recherchée¹⁰. Malheureusement, nous ne disposons pas d'informations sur les utilisateurs (par exemple leur âge ou leurs revenus), pas plus que sur leur foyer (par exemple le nombre d'enfants vivant à la maison), bien que la littérature souligne leur rôle dans l'explication des choix de mobilité résidentielle. Cependant, la taille du logement et le nombre de pièces, probablement corrélés avec la taille de la famille, peuvent en partie capter cet effet. La représentativité des données est également affectée car la plateforme MA n'est pas utilisée de façon uniforme dans toute la France, l'activité concernant principalement Paris et d'autres grandes villes. Nous devons également garder à l'esprit que le trafic enregistré sur le site augmente simultanément avec la période de notre étude.

1.2. Traitement des données de la plateforme

Nous traitons les données de notre base de plusieurs façons. Tout d'abord, nous supprimons les valeurs aberrantes, c'est-à-dire les estimations relatives aux logements très petits (moins de 9 mètres carrés) ou très grands (plus de 250 mètres carrés). En outre, nous garantissons la cohérence entre la surface et le nombre

9. Chiffres de novembre 2021.

10. La distance moyenne, calculée à partir des Fichiers détails « Migrations résidentielles des individus » de l'Insee, entre le logement précédent et le nouveau logement est de près de 80 km. Dans le même temps, selon une étude menée par CSA Research pour CODIS France et publiée en 2019, la distance moyenne entre le logement précédent et le nouveau logement (pour les locataires comme pour les propriétaires) est de 118 km, quel que soit le canal par lequel ils ont déménagé (plateforme, agence immobilière locale, etc.). Dans notre jeu de données sur les propriétaires, la distance moyenne se situe entre les deux, à 103 km.

de pièces. Nous supprimons également les estimations donnant un prix très bas ou très élevé, c'est-à-dire pour lesquelles le prix est inférieur à la moitié du premier centile et supérieur au double du 99^e centile des prix estimés. Enfin, pour éliminer de nos données les estimations faites par des robots, nous supprimons le centile des utilisateurs qui ont effectué le plus grand nombre d'estimations au cours de la période.

Ensuite, nous traitons les cas où un même utilisateur a réalisé plusieurs estimations. Concernant les estimations d'acheteur, si un utilisateur fait plusieurs estimations pour le même bien, nous ne gardons que la plus récente. Pour les estimations de propriétaires, si un utilisateur fait plusieurs estimations pour la même adresse dans la même ville (ou pour une autre adresse mais dans une zone identique, ou pour un logement ayant le même nombre de pièces), nous gardons la plus ancienne car elle représente la première intention de déménager. Si un utilisateur a effectué plusieurs recherches au cours du même mois, nous ne gardons que la dernière estimation car nous déduisons que les précédentes visites faites par l'utilisateur n'ont pas abouti. Puis, parmi tous les types de biens qu'il est possible d'estimer (résidence principale, résidence secondaire, logement détenu à des fins d'investissement), nous ne gardons que les estimations faites pour les résidences principales¹¹.

À l'issue de ces traitements, nous gardons toutes les estimations de propriétaires (avec et sans intention de déménager) et nous les fusionnons avec les estimations d'acheteurs pour chaque identifiant d'utilisateur. Par conséquent, nous disposons d'informations concernant l'estimation de propriétaires (emplacement et caractéristiques de la résidence principale) et l'estimation d'acheteurs (emplacement et caractéristiques pour la résidence principale, ainsi que pour le bien souhaité¹²). Dans la base de données, chaque ligne lie donc une estimation faite en tant que propriétaire à une estimation faite en tant qu'acheteur par un même utilisateur.

Enfin, afin d'écartier les recherches à des fins d'investissement, nous avons supprimé les observations pour lesquelles la taille du bien actuel était trop différente de celle du bien souhaité. Nous avons également supprimé les valeurs extrêmes, c'est-à-dire celles du premier centile (écart de surface inférieur à -157 mètres carrés) et du dernier centile (écart de surface supérieur à 132 mètres carrés).

Notre base de données finale contient des estimations de propriétaire faites entre le 22 février 2012

et le 20 septembre 2021, liées à des estimations d'acheteur faites entre le 1^{er} janvier 2019 et le 20 septembre 2021, ce qui recouvre des périodes de durées relativement similaires avant et après le début de la pandémie.

1.3. Caractéristiques de la localisation

Pour répondre à notre question, il faut savoir si le bien (initial ou désiré) est situé dans une zone rurale ou urbaine. Pour ce faire, nous utilisons le zonage rural de l'Observatoire des Territoires¹³, qui répartit les communes françaises entre 4 193 communes urbaines et 30 772 communes rurales sur la base de la grille communale de densité de l'Insee. Les figures S1-1 et S1-2 de l'Annexe en ligne (lien à la fin de l'article) cartographient la couverture territoriale de nos estimations de propriétaires et d'acheteurs.

Nous utilisons également le zonage des aires d'attraction de l'Insee¹⁴ pour caractériser de façon plus précise la mobilité souhaitée, en tenant compte de la zone d'influence des grandes villes françaises. Une aire d'attraction est un ensemble de municipalités situées dans un même bloc et sans enclaves, qui définit l'étendue de l'influence d'une population et d'un pôle d'emploi sur les municipalités environnantes, cette influence étant mesurée par l'intensité des déplacements entre le domicile et le lieu de travail. À l'intérieur d'une aire d'attraction se trouvent un « pôle » et une « couronne ». Le « pôle » est déterminé par rapport aux seuils de densité de population et de niveau d'emploi. Parmi les villes qui appartiennent au pôle, la ville la plus peuplée est la « commune centre ». Les autres municipalités dont au moins 15 % des travailleurs ont un emploi dans le pôle constituent la « couronne » de la zone concernée. La figure S2-1 de l'Annexe en ligne cartographie cette répartition dans 699 « aires d'attraction des villes » (selon la définition de l'Insee) en fonction de l'intensité des déplacements entre domicile et bassin d'emploi pour un même utilisateur. En outre, les aires d'attraction sont

11. Comme cela ne fournit aucune information sur l'intention de déménager, nous avons également supprimé les liens lorsque des estimations de propriétaires et d'acheteurs sont faites pour le même logement, ce qui pourrait provenir du même utilisateur faisant divers tests. Cependant, nous avons conservé ces utilisateurs dans la base de données lorsqu'ils font estimer d'autres biens.

12. Nous partons de l'hypothèse que l'utilisateur type fait estimer en premier lieu la valeur du bien qu'il possède afin de se faire une idée approximative de son budget maximal avant de commencer à chercher un nouveau logement, puis fait estimer les logements qu'il visite afin de s'assurer que leur prix n'est pas excessif. Cependant, nous ne pouvons pas exclure complètement le cas d'un utilisateur qui effectuerait d'abord une estimation en tant qu'acheteur, puis en tant que propriétaire.

13. <https://www.observatoire-des-territoires.gouv.fr/typologie-urbain-rural>

14. Aire d'attraction des villes

classées en fonction de la taille de leur population (voir Annexe en ligne, Figure S2-2).

Par ailleurs, nous caractérisons les municipalités à l'aide d'un large éventail de données socioéconomiques basées sur des données de l'Insee, en particulier le revenu médian de la population, les niveaux de services et d'équipements, la répartition de la population par âge et la structure du parc de logements¹⁵. La liste de toutes les variables est fournie en annexe.

1.4. Statistiques descriptives

Notre base de données contient 100 193 observations sur les intentions de déménagement du 01/01/2019 au 20/09/2021. Ces observations sont réparties en 83 991 observations correspondant aux utilisateurs qui habitent initialement dans une commune urbaine et 16 202 observations correspondant aux utilisateurs qui habitent initialement dans une commune rurale. Les données portent sur 80 662 utilisateurs différents, dont 66 507 utilisateurs avec un lien unique et 14 155 utilisateurs avec plusieurs liens. Le tableau 1 montre que 40.5 % des recherches de notre échantillon ont été effectuées entre janvier 2019 et l'annonce du premier confinement (le 12 mars 2020) et 59.5 % après cette date. Nous décomposons le calendrier postérieur au début de la pandémie en six périodes marquées par les confinements (voir annexe 1). Notre échantillon se divise en 2.6 %, 4.5 % et 4.4 % respectivement

durant chacun des trois confinements, 18.4 % au cours de la période intermédiaire entre les deux premiers confinements, 13.6 % au cours de la période intermédiaire entre les deux derniers confinements et 16 % après le dernier. Il est intéressant de constater qu'après avoir divisé le nombre d'estimations par le nombre de jours de la période considérée, le premier confinement fait figure de choc, faisant baisser de plus de moitié le nombre d'estimations acheteurs sur la plateforme. Juste après le premier confinement, ce nombre a augmenté au point de dépasser le niveau pré-Covid, avec une moyenne de 108.6 estimations par jour contre 93. Après une baisse pendant le deuxième confinement, ce nombre a continué d'augmenter jusqu'à la fin du dernier confinement, reflétant un désir de plus en plus marqué de migrer à mesure que la pandémie et les mesures restrictives se poursuivaient.

Concernant la localisation d'origine des personnes ayant l'intention de déménager, nous ne voyons quasiment aucune différence avant et après le début de la pandémie. En revanche, nous observons un effet sur le choix de la destination. Les recherches effectuées dans les zones rurales représentaient 16.7 % avant la crise Covid et ont augmenté à 20.4 % depuis le début de la pandémie. Si nous examinons le déroulé de la

15. Voir Delance & Vignolles (2017) pour une analyse des principaux facteurs qui influencent la mobilité résidentielle.

Tableau 1 – Évolution des estimations d'acheteurs selon le déroulé de la crise

	Nombre de jours	Nombre d'estimations acheteurs	% des estimations acheteurs	Nombre moyen d'estimations par jour
Avant	436	40 557	40.5	93.0
Confinement 1	60	2 572	2.6	42.9
Période intermédiaire 1	170	18 468	18.4	108.6
Confinement 2	49	4 519	4.5	92.2
Période intermédiaire 2	105	13 641	13.6	123.7
Confinement 3	33	4 400	4.4	133.3
Après	141	16 036	16.0	113.7
Total	994	100 193	100.0	

Source : auteurs, selon les données de MeilleursAgents.

Tableau 2 – Évolution des estimations d'acheteurs dans les zones rurales/urbaines selon le moment de la crise

	Date de début	Date de fin	Zones rurales (%)	Zones urbaines (%)
Avant	01/01/2019	11/03/2020	16.7	83.3
Confinement 1	12/03/2020	10/05/2020	22.6	77.4
Période intermédiaire 1	11/05/2020	27/10/2020	19.8	80.2
Confinement 2	28/10/2020	15/12/2020	18.6	81.4
Période intermédiaire 2	16/12/2020	30/03/2021	20.0	80.0
Confinement 3	31/03/2021	02/05/2021	20.5	79.5
Après	03/05/2021	20/09/2021	21.5	78.5

Source : auteurs, selon les données de MeilleursAgents.

crise (tableau 2), nous constatons que le taux des recherches effectuées dans les zones rurales a été le plus élevé pendant le premier confinement, avec 22.6 % des recherches. Il a ensuite légèrement diminué au cours de la période comprise entre la fin du premier confinement et la fin du deuxième confinement, tout en se maintenant au-dessus du niveau pré-Covid. Depuis, l'attrait des zones rurales persiste et croît modérément. La demande de maisons suit une tendance similaire, comme le montre le tableau 3, qui révèle un désir croissant d'habiter dans une maison.

Tableau 3 – Évolution des estimations d'acheteurs pour les appartements/maisons s'agissant du moment de la crise (%)

	Appartements	Maisons
Avant	52.7	47.3
Confinement 1	45.8	54.2
Seuil intermédiaire 1	47.0	53.0
Confinement 2	50.3	49.7
Seuil intermédiaire 2	48.6	51.4
Confinement 3	46.7	53.3
Après	47.2	52.8

Source : auteurs, selon les données de MeilleursAgents.

L'analyse des intentions de migration (tableau 4) montre que les trajectoires « zone urbaine à zone urbaine » étaient largement prédominantes avant la crise, avec trois quarts des intentions, suivies par les trajectoires « zone urbaine à zone rurale » (9.2 %), « zone rurale à zone urbaine » (8 %) et « zone rurale à zone rurale » (7.5 %). Au cours du premier confinement, les intentions de mobilité « zone urbaine à zone urbaine » ont diminué à deux tiers, principalement en raison de l'augmentation

simultanée des trajectoires « zone rurale à zone rurale » et « zone urbaine à zone rurale ». La plus forte augmentation de la période concerne les intentions de migration de zone urbaine à zone rurale, qui sont passées de 9.2 % à 12.2 %.

Pour finir, nous combinons la catégorisation des aires d'attraction avec l'intention de déménager vers une zone rurale plutôt que vers une zone urbaine (tableau 5). On constate qu'avant la crise Covid, 61 % des utilisateurs visaient une ville urbaine située dans la même aire d'attraction, et ce chiffre est passé à 55.5 % dès le début de la crise.

2. Stratégie empirique

Pour analyser les intentions de migration nous utilisons des modèles logit. Les modèles de choix discret sont utilisés dans la plupart des études empiriques pour décrire et comprendre les endroits choisis par les ménages. Outre les facteurs nationaux (conditions d'emprunts, taux d'inflation, évolution démographique et contexte économique), la littérature distingue trois catégories de déterminants. La première concerne l'arbitrage entre le prix (et donc la taille du logement) et l'accessibilité de l'emploi (Waddell, 1993 ; Srour *et al.*, 2002 ; Rivera & Tiglao, 2005 ; Cornelis *et al.*, 2012). En outre, la sensibilité à la distance jusqu'au lieu de travail peut varier si le télétravail est possible (voir pour les Pays-Bas, Ettema, 2010). La deuxième catégorie de déterminants regroupe les aménités spatiales et sociales, par exemple la qualité de l'école (Pinjari *et al.*, 2009 ; Kim *et al.*, 2005 ; Bayoh *et al.*, 2006), la densité des services (Zondag & Pieters, 2005), la sécurité (Filion *et al.*, 1999), la présence d'espaces verts (Gueymard, 2006)

Tableau 4 – Analyse des intentions de migration (%)

	D'une zone rurale vers une zone rurale	D'une zone urbaine vers une zone urbaine	D'une zone rurale vers une zone urbaine	D'une zone urbaine vers une zone rurale
Avant	7.5	75.3	8.0	9.2
Confinement 1	10.4	67.3	10.1	12.2
Seuil intermédiaire 1	8.3	72.7	7.5	11.5
Confinement 2	8.1	73.6	7.8	10.5
Seuil intermédiaire 2	8.5	71.8	8.1	11.6
Confinement 3	9.2	71.4	8.1	11.3
Après	8.7	70.1	8.3	12.9

Source : auteurs, selon les données de MeilleursAgents.

Tableau 5 – Évolution de l'intention de quitter ou non l'aire d'attraction, combinée avec le choix de destination zone rurale ou zone urbaine

	Aire urbaine différente		Même aire urbaine	
	Zone rurale	Zone urbaine	Zone rurale	Zone urbaine
Recherche pré-Covid	9.1	22.3	7.6	61.0
Recherche période Covid	11.8	24.1	8.6	55.5

Source : auteurs, selon les données de MeilleursAgents.

ou la qualité du quartier (De Palma *et al.*, 2005, 2007 ; Goffette-Nagot & Schaeffer, 2013). La dernière catégorie de déterminants inclut les caractéristiques du ménage, c'est-à-dire ses revenus et sa taille (Waddel, 1996), ainsi que la position dans le cycle de vie (Walker & Li, 2007 ; Habib & Miller, 2007). Pour tous ces déterminants, Schirmer *et al.* (2014) notent que les préférences du ménage doivent être comparées au même niveau de choix. De fait, dans leur revue de littérature, Schirmer *et al.* (2014) soulignent que les premières études ont utilisé des modèles de choix discret à un niveau agrégé (choix de la zone), mais que les données au niveau de l'immeuble ou de l'unité devraient être privilégiées (Habib & Miller, 2009 ; Lee *et al.*, 2010).

Nous estimons deux modèles logit binaires, puis un modèle logit emboîté. Ces modèles sont estimés sur deux sous-échantillons différents, l'un pour les résidents urbains et l'autre pour les résidents ruraux. La variable dépendante est la localisation du bien souhaité, et « l'effet Covid » est capté sur la base de la date de la recherche. Nous utilisons alternativement une variable binaire qui vaut 1 si la recherche a été faite après le 12 mars 2020 (i.e. l'annonce du premier confinement), et six variables binaires correspondant aux sous-périodes définies par les confinements (voir annexe 1) ; la période pré-Covid va de janvier 2019 au début du premier confinement. Toutes les spécifications incluent de nombreuses variables décrivant la localisation d'origine et de destination. La sélection des variables est réalisée par la méthode *elastic net* (Zou & Hastie, 2005).

Le choix de localisation se fait parmi un ensemble d'alternatives mutuellement exclusives, les individus choisissant celle qui leur procure l'utilité la plus élevée. Les variables indépendantes décrivent chaque alternative en termes d'environnement socioéconomique, et de caractéristiques du logement (zone, nombre de pièces, etc.). Dans la mesure où nous ne pouvons pas observer toutes les caractéristiques des différentes alternatives, un terme d'erreur est introduit dans le modèle (Train, 2003). Le modèle logit emboîté a l'avantage de répondre au problème de l'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA) qui survient lorsque, parmi un ensemble d'alternatives, les chances de choisir A plutôt que B ne dépendent pas de la présence ou de l'absence d'une autre alternative C. Contrairement à un modèle logit multinomial, le modèle logit emboîté regroupe des alternatives dont on pense qu'elles partagent des effets non observés, ce qui définit la corrélation du terme de

perturbation violant cette hypothèse. Autrement dit, les alternatives sont regroupées de sorte que l'hypothèse IIA reste valide dans un groupe donné mais pas nécessairement sur l'ensemble des groupes. Ces modèles logit emboîtés ne peuvent être estimés que pour des alternatives en nombre limité. Il convient en outre de définir une alternative de référence, à laquelle toutes les interprétations sont relatives.

2.1. Le modèle logit simple

Considérons N personnes i qui sont confrontées à deux alternatives mutuellement exclusives. Soit y_i la variable de réponse de la personne i , avec par exemple :

$$y_i = \begin{cases} 0 & \text{si la personne } i \text{ a l'intention} \\ & \text{de déménager vers une zone rurale} \\ 1 & \text{si la personne } i \text{ a l'intention} \\ & \text{de déménager vers une zone urbaine} \end{cases}$$

Le modèle de choix discret est le suivant :

$$y_i = x_i' \beta + \mu_i \quad (1)$$

avec x_i le vecteur des variables explicatives, β le vecteur des paramètres et μ_i le terme d'erreur. La probabilité conditionnelle que la variable dépendante y_i prenne la valeur 1 est modélisée comme suit :

$$p_i = P(y_i = 1 | x_i) = F(x_i' \beta) \quad (2)$$

Après la transformation logistique de la fonction F qui projette $x_i' \beta$ sur l'intervalle $[0, 1]$, nous obtenons les probabilités de réponse :

$$P(y_i = 1 | x_i) = \frac{e^{x_i' \beta}}{1 + e^{x_i' \beta}} = \frac{1}{1 + e^{-x_i' \beta}} \quad (3)$$

Nous estimons ce modèle logit par maximum de vraisemblance.

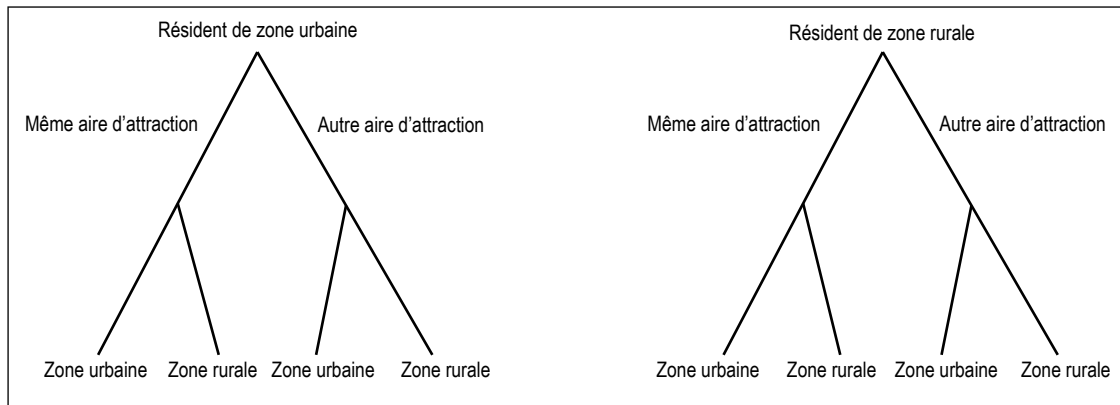
Dans la mesure où les paramètres β ne peuvent pas être directement interprétés comme des effets marginaux sur la variable dépendante y_i , nous calculons l'effet marginal d'une modification de x_{ik} pour chaque variable explicative x_k sur l'espérance de la variable de réponse y_i :

$$\frac{\partial E(y_i | x_i)}{\partial x_{ik}} = \frac{\partial P(y_i = 1 | x_i)}{\partial x_{ik}} = \frac{e^{x_i' \beta}}{(1 + e^{x_i' \beta})^2} \beta_k \quad (4)$$

2.2. Le modèle logit emboîté

Nous estimons ensuite un modèle logit emboîté, qui a l'avantage de permettre la dépendance entre les réponses en regroupant les alternatives en groupes appelés *nests* (Thureston *et al.*, 2009). Il permet une certaine corrélation des termes d'erreur au sein du même *nest*, tout en

Figure I – Arbre de décision



supposant que les termes d'erreur de différents *nests* ne sont pas corrélés. En d'autres termes, l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes est valide au sein de chaque *nest*. Le choix de localisation est tel que chaque individu choisit d'abord entre deux branches principales qui représentent le choix de rester dans la même aire d'attraction ou d'en changer ; conditionnellement à ce premier choix, une municipalité rurale ou urbaine est choisie (figure I).

Dans un cadre général (Cameron & Trivedi, 2005), avec les branches principales J indexées par j et les branches secondaires K_j indexées par k sur chaque branche principale j , la probabilité conjointe p_{jk} d'être sur la branche principale j et sur la branche secondaire k correspond à la probabilité p_j de choisir la branche principale j multipliée par la probabilité $p_{k|j}$ de choisir la branche secondaire k sous réserve d'être sur la branche principale j , soit : $p_{jk} = p_j * p_{k|j}$.

À partir de la loi d'extremum généralisée (GEV), nous obtenons :

$$p_{jk} = p_j * p_{k|j} = \frac{e^{z_j \alpha + \rho_j \rho_j}}{\sum_{m=1}^J e^{z_m \alpha + \rho_m \rho_m}} * \frac{e^{x_k \beta_j / \rho_j}}{\sum_{l=1}^{K_j} e^{x_l \beta_j / \rho_j}} \quad (5)$$

où le vecteur des variables explicatives z_j ne varie que sur les branches principales et le vecteur des variables explicatives x_{jk} varie à la fois sur les branches principales et les branches secondaires. Les vecteurs respectifs des paramètres sont α et β_j . Pour finir, ρ_j est un paramètre d'échelle égal à $\sqrt{1 - Cor[\varepsilon_{jk}, \varepsilon_{ik}]}$. Le cas où $\rho_j = 1$, ce qui correspond à l'indépendance de ε_{jk} et de ε_{ik} , correspond à un modèle logit multinomial.

3. Résultats

Nous analysons d'abord l'intention de déménager dans une autre aire d'attraction des villes. Notre variable dépendante est une variable binaire reflétant un changement « d'état »

(c'est-à-dire depuis une aire d'attraction vers une autre) de sorte que les coefficients estimés captent l'incidence des variables sur la probabilité de ce changement d'état. Le contrôle de nombreuses caractéristiques des villes d'origine et de destination permet de comprendre précisément les caractéristiques liées à la structure et à l'emplacement des logements que les ménages recherchent dans une autre aire d'attraction. La plupart des intentions de déménagement (les deux tiers) concernent la même aire d'attraction, comme le montrent les statistiques descriptives sur toute la période, ce qui reflète un profond attachement au territoire d'origine en raison de la famille, des amis ou du travail.

Le tableau 6 présente les résultats de l'estimation (odds ratios) des modèles logit binaires où la variable dépendante est égale à 1 lorsque les résidents ont l'intention de rester dans la même aire d'attraction et à 0 s'ils ont l'intention de déménager dans une autre aire. Les modèles sont estimés séparément pour le sous-échantillon des résidents urbains et celui des résidents ruraux. Pour chaque sous-échantillon, nous estimons l'effet de la crise Covid-19 d'abord depuis mars 2020 globalement puis en détaillant les sous-périodes définies par les confinements. Pour un résident d'une aire urbaine, nous montrons que, depuis le début de la crise, la probabilité qu'un résident urbain recherche une résidence dans la même aire d'attraction plutôt que dans une autre aire est 0.87 fois plus faible (tableau 6, colonne 1). La pandémie a donc engendré un plus grand désir de quitter l'aire d'attraction initiale. La catégorie de la municipalité d'origine ou de destination a des effets très importants sur l'intention de rester dans la même aire d'attraction, les résidents des banlieues (origine « couronne ») étant les plus attachés à leur aire d'attraction ; elle n'a en revanche quasiment aucune incidence sur l'intensité de « l'effet Covid », comme

Tableau 6 – Probabilité de rester dans la même aire d'attraction. Résultats de l'estimation du modèle logit (odds ratios, maximum de vraisemblance)

	Origine urbaine			Origine rurale		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Recherche depuis le 12 mars 2020	0.870 ^{***} (0.019)	0.815 ^{***} (0.033)		0.892 ^{***} (0.035)	1.296 (0.222)	
Recherche pendant le 1 ^{er} confinement			0.924 (0.059)			0.917 (0.098)
Recherche entre le confinement 1 et le confinement 2			0.929 ^{***} (0.026)			0.905 ^{**} (0.048)
Recherche pendant le 2 ^e confinement			0.886 ^{***} (0.045)			0.818 ^{**} (0.085)
Recherche entre le confinement 2 et le confinement 3			0.883 ^{***} (0.029)			0.958 (0.053)
Recherche pendant le 3 ^e confinement			0.910 ^{***} (0.046)			0.876 (0.083)
Recherche après le 3 ^e confinement			0.776 ^{***} (0.027)			0.846 ^{***} (0.049)
Origine :						
<i>commune du pôle</i>	1.275 ^{***} (0.044)	1.221 ^{***} (0.053)	1.257 ^{***} (0.043)	1.129 (0.295)	2.763 ^{**} (0.434)	1.134 (0.295)
<i>commune du pôle secondaire</i>	1.195 ^{**} (0.086)	1.218 (0.136)	1.179 [*] (0.085)			
<i>couronne</i>	1.522 ^{***} (0.047)	1.437 ^{***} (0.057)	1.508 ^{***} (0.046)	3.545 ^{***} (0.122)	4.433 ^{***} (0.178)	3.552 ^{***} (0.122)
<i>hors attraction des villes</i>	0.343 ^{**} (0.430)	0.200 ^{**} (0.719)	0.347 ^{**} (0.430)	1.646 ^{***} (0.127)	1.863 ^{***} (0.190)	1.649 ^{***} (0.127)
Destination :						
<i>commune du pôle</i>	2.525 ^{***} (0.043)	2.495 ^{***} (0.053)	2.513 ^{***} (0.043)	1.472 ^{***} (0.082)	1.445 ^{***} (0.113)	1.478 ^{***} (0.082)
<i>commune du pôle secondaire</i>	2.406 ^{***} (0.091)	2.416 ^{***} (0.142)	2.399 ^{***} (0.091)	2.316 ^{***} (0.190)	1.811 ^{**} (0.287)	2.317 ^{***} (0.190)
<i>couronne</i>	2.295 ^{***} (0.044)	2.239 ^{***} (0.052)	2.287 ^{***} (0.043)	2.464 ^{***} (0.069)	2.480 ^{***} (0.087)	2.470 ^{***} (0.069)
<i>hors attraction des villes</i>	0.022 ^{***} (0.338)	0.021 ^{***} (0.583)	0.022 ^{***} (0.338)	2.013 ^{***} (0.087)	2.237 ^{***} (0.122)	2.019 ^{***} (0.087)
Interaction Recherche depuis le 12 mars 2020 × Origine						
<i>commune du pôle</i>		1.073 (0.046)			0.209 ^{***} (0.599)	
<i>commune du pôle secondaire</i>		0.970 (0.169)				
<i>couronne</i>		1.100 [*] (0.053)			0.679 [*] (0.219)	
<i>hors attraction des villes</i>		2.416 (0.893)			0.798 (0.237)	
Interaction Recherche depuis le 12 mars 2020 × Destination						
<i>commune du pôle</i>		1.022 (0.051)			1.027 (0.128)	
<i>commune du pôle secondaire</i>		0.995 (0.174)			1.522 (0.368)	
<i>couronne</i>		1.042 (0.047)			0.994 (0.086)	
<i>hors attraction des villes</i>		1.120 (0.712)			0.853 (0.134)	
Contrôles						
Observations	Oui 83 991	Oui 83 991	Oui 83 991	Oui 16 202	Oui 16 202	Oui 16 202
Log-vraisemblance	-37.496	-37.492	-10.105	-10.091	-10.085	-10.088
AIC	75.113	75.121	20.332	20.256	20.258	20.260

Note : *p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01. Les résultats complets avec toutes les variables sélectionnées par *elastic net* sont disponibles auprès des auteures.

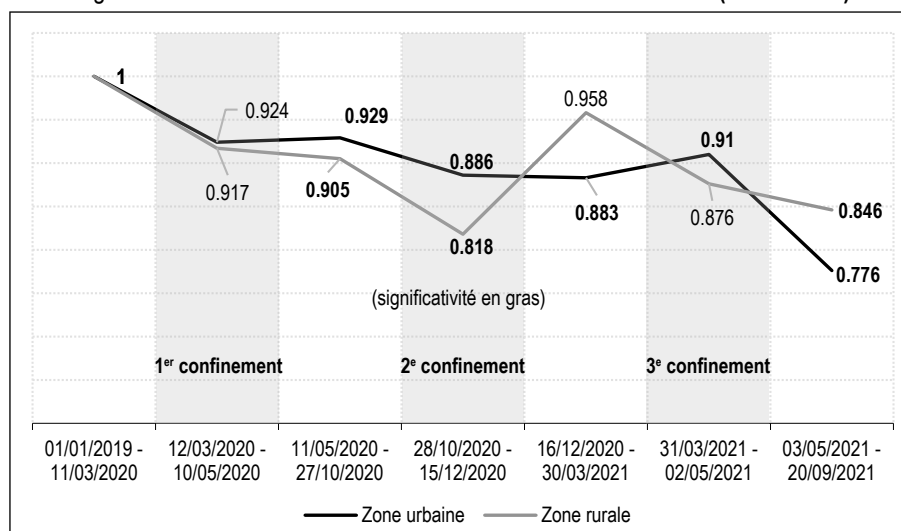
le montrent les termes d'interaction (dans les colonnes 2 et 5). En détaillant par période de la crise pour un résident urbain (colonne 3), nous montrons que, pour un résident urbain, l'effet de la pandémie est très important durant toutes les périodes, sauf pendant le premier confinement, qui semble avoir été une période d'inaction pendant laquelle les individus ont soit eu du mal à se projeter dans l'avenir soit décidé d'attendre la fin du confinement pour commencer un projet immobilier, probablement en raison de la possibilité de visiter à nouveau les biens.

Comme le montre la figure II, la probabilité de rester dans la même aire d'attraction diminue au fil du temps, le coefficient passant de 0.929 entre les deux premiers confinements à 0.776 après la

fin du troisième confinement. La prolongation de la crise a renforcé le désir de mobilité des résidents urbains.

Pour les habitants de municipalités rurales (colonnes 4 à 6 du tableau 6), la baisse de la probabilité de rester dans la même aire est moins prononcée après le début de la crise. Nous estimons que, depuis le début de la crise, les probabilités pour un résident rural de rechercher un logement dans la même aire d'attraction plutôt que dans une autre sont 0.892 fois plus faibles. Cet « effet Covid » est essentiellement dû à ce qui s'est passé après la fin du troisième confinement (le 2 mai 2021), la seule période pour laquelle le coefficient associé est significatif au seuil de 1 %.

Figure II – Probabilité de rester dans la même aire d'attraction (odds ratios)



Nous terminons l'analyse en estimant les modèles logit où la variable dépendante binaire est l'intention de migrer vers une commune rurale, toujours en séparant le sous-échantillon des résidents des aires urbaines et rurales. Le tableau 7 présente les résultats pour les seules variables liées à la crise Covid et à la catégorie de la municipalité d'origine ou de destination.

Pour un résident urbain, la probabilité de rechercher une résidence dans une ville urbaine plutôt que rurale est 0.923 fois plus faible depuis le début de la pandémie (tableau 7, colonne 1) et passe même à 0.644 s'il s'agit du résident d'un pôle recherchant une résidence dans ce même pôle dans la spécification avec interactions entre la variable indicatrice de recherche à partir du début de la pandémie et la catégorie de la municipalité d'origine ou de destination (colonne 2). Cet attrait pour les zones rurales est plus prononcé depuis la fin du deuxième confinement (colonne 3), comme en témoigne la diminution des odds ratios (figure III).

En revanche, la crise n'a aucun impact sur la probabilité de choisir des municipalités urbaines plutôt que rurales pour les résidents ruraux (tableau 7, colonnes 4 à 6). Ce résultat significatif indique donc que la crise Covid a modifié les préférences en matière de localisation, mais uniquement pour les résidents urbains.

Nous avons également estimé un modèle logit multinomial détaillant la catégorie de la ville de destination (centre, zone périurbaine – couronne – et zone rurale – hors attraction des pôles) pour explorer si elle influence l'intention de déménager (les résultats, non présentés ici, sont disponibles auprès des auteurs). L'interaction de la catégorie de ville avec l'indicatrice de la

période Covid n'apparaît significative que pour le sous-échantillon des résidents urbains, pour les zones périurbaines (couronne) par rapport au centre. Cela signifie que, depuis la crise Covid, les résidents urbains vivant en centre ville sont donc plus enclins à déménager que ceux qui vivent dans les zones périurbaines.

Pour finir, nous analysons les résultats de l'estimation du modèle logit emboîté. Le choix de premier niveau consiste soit à rester dans la même aire d'attraction soit à déménager dans une autre aire. Subordonné au choix de l'aire d'attraction, le choix suivant se fait entre une municipalité urbaine ou rurale. En d'autres termes, les résidents décident s'ils veulent rester proches de leur lieu de travail et se positionnent de manière conditionnelle sur le gradient urbain-rural. La catégorie de référence passe de l'aire d'attraction initiale à une zone rurale. Le tableau 8 présente les résultats pour les variables liées à la pandémie et à la catégorie de la municipalité d'origine ou de destination (les résultats détaillés avec toutes les variables de contrôle sélectionnées par *elastic net* sont disponibles auprès des auteurs).

Depuis le début de la crise, la probabilité pour un résident de zone urbaine de rechercher une résidence dans la même aire d'attraction plutôt que dans une ville rurale dans une autre aire d'attraction est 0.887 fois plus faible pour une destination rurale et encore plus faibles pour une destination urbaine, avec un odds ratio de 0.861 (tableau 8, col. 1). En d'autres termes, depuis le début de la crise, les résidents urbains sont moins susceptibles de chercher à rester dans la même aire d'attraction, en particulier dans une zone urbaine, que de changer d'aire d'attraction et dans une zone rurale. Ces changements sont

Tableau 7 – Probabilité de choisir une zone urbaine plutôt que rurale. Résultats de l'estimation du modèle logit (odds ratios, maximum de vraisemblance)

	Origine urbaine			Origine rurale		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Recherche depuis le 12 mars 2020	0.923 [*] (0.045)	0.644 ^{***} (0.167)		0.991 (0.071)	1.016 (0.412)	
Recherche pendant le 1 ^{er} confinement			0.802 ^{**} (0.094)			1.092 (0.196)
Recherche entre le confinement 1 et le confinement 2			0.902 ^{**} (0.042)			0.913 (0.101)
Recherche pendant le 2 ^e confinement			0.939 (0.076)			1.082 (0.171)
Recherche entre le confinement 2 et le confinement 3			0.872 ^{***} (0.047)			0.945 (0.108)
Recherche pendant le 3 ^e confinement			0.849 ^{**} (0.074)			0.899 (0.160)
Recherche après le 3 ^e confinement			0.754 ^{***} (0.044)			1.111 (0.102)
Origine :						
<i>commune du pôle</i>	1.128 (0.077)	0.965 (0.107)	1.246 ^{***} (0.055)	0.186 ^{***} (0.560)	0.241 [*] (0.773)	0.187 ^{***} (0.560)
<i>commune du pôle secondaire</i>	1.425 [*] (0.186)	1.426 (0.301)	1.347 ^{**} (0.134)			
<i>couronne</i>	1.366 ^{***} (0.085)	1.331 ^{***} (0.109)	1.949 ^{***} (0.059)	0.962 (0.225)	1.361 (0.333)	0.962 (0.225)
<i>hors attraction des villes</i>	3.056 ^{**} (0.565)	25.277 ^{***} (1.065)	3.187 ^{**} (0.579)	0.837 (0.244)	0.971 (0.368)	0.834 (0.245)
Destination :						
<i>commune du pôle</i>	10.069 ^{***} (0.181)	8.163 ^{***} (0.306)	3.822 ^{***} (0.148)	13.705 ^{***} (0.281)	7.431 ^{***} (0.417)	13.529 ^{***} (0.282)
<i>couronne</i>	0.378 ^{***} (0.100)	0.311 ^{***} (0.149)	0.023 ^{***} (0.063)	0.493 ^{***} (0.159)	0.348 ^{***} (0.220)	0.490 ^{***} (0.160)
<i>hors attraction des villes</i>	0.033 ^{***} (0.203)	0.023 ^{***} (0.364)	0.0001 ^{***} (0.202)	0.047 ^{***} (0.380)	0.039 ^{***} (0.573)	0.047 ^{***} (0.381)
Interaction Recherche depuis le 12 mars 2020 × Origine						
<i>commune du pôle</i>		1.282 (0.116)			0.819 (1.122)	
<i>commune du pôle secondaire</i>		1.011 (0.376)				
<i>couronne</i>		1.047 (0.110)			0.560 (0.411)	
<i>hors attraction des villes</i>		0.044 ^{**} (1.265)			0.773 (0.458)	
Interaction Recherche depuis le 12 mars 2020 × Destination						
<i>commune du pôle</i>		1.383 (0.368)			2.786 [*] (0.542)	
<i>commune du pôle secondaire</i>		0.962 (6.676)			0.0001 (0.243)	
<i>couronne</i>		1.339 [*] (0.165)			1.735 ^{**} (0.242)	
<i>hors attraction des villes</i>		1.583 (0.431)			1.375 (0.745)	
Contrôles						
Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Observations	83 991	83 991	83 991	16 202	16 202	16 202
Log-vraisemblance	-6.956	-6.949	-13.902	-2.735	-2.730	-2.733
AIC	13.994	13.996	27.873	5.546	5.551	5.552

Note : *p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01. Les résultats complets avec l'ensemble des variables sélectionnées par *elastic net* sont disponibles auprès des auteures.

Figure III – Probabilité de choisir une zone urbaine plutôt que rurale (odds ratios)

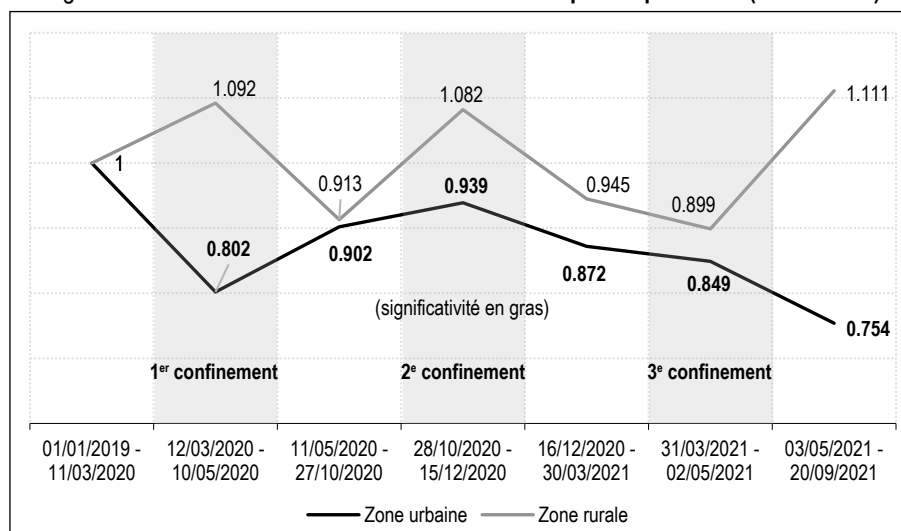


Tableau 8 – Probabilité de rester dans la même aire d'attraction et de choisir une zone urbaine plutôt que rurale. Résultats de l'estimation du modèle logit emboîté (odds ratios, maximum de vraisemblance)

	Origine urbaine		Origine rurale	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Recherche depuis le 12 mars 2020				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction	0.979	(0.081)	0.937	(0.068)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction	0.887 ^{***}	(0.056)	0.901 ^{**}	(0.048)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction	0.861 [*]	(0.079)	0.813 ^{***}	(0.07)
Recherche pendant le 1 ^{er} confinement				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction		1.161 (0.277)	1.13	(0.177)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction		1.035 (0.165)	1.042	(0.132)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction		1.043 (0.267)	0.781	(0.194)
Recherche entre le confinement 1 et le confinement 2				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction		1.045 (0.127)	0.852	(0.096)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction*		0.885 (0.078)	0.882 [*]	(0.065)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction		0.978 (0.123)	0.764 ^{***}	(0.098)
Recherche pendant le 2 ^e confinement				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction		1.168 (0.223)	0.949	(0.16)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction		0.816 (0.143)	0.766 ^{**}	(0.113)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction		1.05 (0.215)	0.83	(0.163)
Recherche entre le confinement 2 et le confinement 3				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction		0.91 (0.141)	0.844	(0.104)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction		0.896 (0.086)	0.91	(0.072)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction		0.809 (0.136)	0.846	(0.108)
Recherche pendant le 3 ^e confinement				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction		0.936 (0.216)	0.967	(0.153)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction		1.028 (0.132)	0.933	(0.11)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction		0.838 (0.208)	0.806	(0.165)
Recherche après le 3 ^e confinement				
× dans une ville urbaine dans une autre aire d'attraction		0.941 (0.129)	1.075	(0.096)
× dans une ville rurale dans la même aire d'attraction		0.837 (0.079)	0.919	(0.067)
× dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction		0.737 [*]	0.838 [*]	(0.101)
Contrôles				
Observations	Oui	Oui	Oui	Oui
	83 991	83 991	16 202	16 202
R ²	0.4	0.394	0.361	0.362
Log-vraisemblance	48.395	48.910	14.230	14.221
Test du ratio de vraisemblance	64.631 ^{***}	63.600 ^{***}	16.093 ^{***}	16.112 ^{***}
	(df = 86)	(df = 86)	(df = 107)	(df = 122)

Note : *p<0.1 ; **p<0.05 ; ***p<0.01. Les résultats complets avec l'ensemble des variables sélectionnées par elastic net sont disponibles auprès des auteurs.

principalement liés aux recherches faites après le troisième confinement (tableau 8, colonne 2). En effet, nous obtenons un coefficient significatif et faible uniquement pour le choix conjoint de déménager dans une ville urbaine dans la même aire d'attraction. L'effet plus important après le troisième confinement pourrait s'expliquer par une prise de conscience que la crise sanitaire et les restrictions associées pouvaient durer. Une autre explication est peut-être liée au fait que les restrictions ont été moins respectées durant le deuxième et le troisième confinement que durant le premier, ce qui a pu remettre en question la capacité des pouvoirs publics à gérer la crise sanitaire et générer un sentiment d'anxiété

pour l'avenir, et donc un plus grand désir de changement.

Les résultats sont moins significatifs pour les résidents de zones rurales, mais nous mettons néanmoins en évidence une réduction de la probabilité des intentions de rester dans la même aire d'attraction depuis la crise Covid, qui est encore plus prononcée depuis la fin du dernier confinement.

* *
*

À l'aide des estimations réalisées par des propriétaires et des acheteurs sur la plateforme

MeilleursAgents, nous avons pu établir des trajectoires de mobilité souhaitées sur la période allant de janvier 2019 à septembre 2021, et ainsi analyser la façon dont la crise de la Covid-19 a modifié les préférences de localisation en France. Les statistiques descriptives montrent que, après le choc du premier confinement, le nombre d'estimations acheteurs a dépassé le niveau pré-Covid et a continué d'augmenter par la suite, ce qui pourrait révéler davantage d'intentions de déménagement. Les recherches des utilisateurs ont augmenté de manière relativement importante depuis le début de la pandémie en faveur de localisations secondaires (« pôles » et « couronnes ») et en dehors des aires d'attraction, contrairement aux centres-villes qui peuvent sembler moins attrayants. Les résultats de nos modèles logit binaires et emboîtés permettent d'isoler un « effet Covid » sur l'intention tant de changer d'aire d'attraction que de déménager dans des zones rurales. Nous observons en effet une tendance claire vers un exode urbain : la probabilité pour un résident urbain de rechercher une résidence dans une ville urbaine plutôt que rurale est 0.644 fois plus faible depuis le début de la pandémie pour les ménages venant d'un

pôle et cherchant une résidence dans un pôle. Les résidents des zones urbaines comme ceux des zones rurales sont également plus enclins à quitter leur aire d'attraction pour aller plus loin, ce qui peut être lié au développement du télétravail. Pour finir, nous montrons que, depuis le début de la crise, les résidents urbains sont plus susceptibles de viser une ville rurale située dans une autre aire d'attraction.

Bien que nos données fournissent une indication avancée des intentions de migration en temps réel, elles ne fournissent aucune information sur les utilisateurs et reflètent une activité en ligne centrée sur la région parisienne et d'autres grandes villes. L'analyse pourrait également être étendue aux locataires et aux primo-accédants, qui ne figurent pas dans notre échantillon. En outre, les prochaines étapes consisteraient à effectuer une analyse d'inférence causale l'effet de la crise de la Covid-19 et à mieux caractériser les migrations à l'aide d'un modèle gravitaire. Enfin, nous pourrions mieux exploiter le zonage des aires d'attraction afin de déterminer si les résultats de Ramani & Bloom (2021) sont valides dans le cas de la France. □

Lien vers l'Annexe en ligne : www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/6667293/ES536-37_Breuille-et-al_Annexe-en-ligne.pdf.

BIBLIOGRAPHIE

- Artle, R. & Varaiya, P. (1978).** Life Cycle Consumption and Homeownership. *Journal of Economic Theory*, 18(1), 38–58. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(78\)90041-8](https://doi.org/10.1016/0022-0531(78)90041-8)
- Bayoh, I., Irwin, E. G. & Haab, T. (2006).** Determinants of Residential Location Choice: How Important Are Local Public Goods in Attracting Homeowners to Central City Locations? *Journal of Regional Science*, 46, 97–120. <https://doi.org/10.1111/j.0022-4146.2006.00434.x>
- Brueckner, J., Kahn, M. E. & Lin, G. C. (2021).** A New Spatial Hedonic Equilibrium in the Emerging Work-from-Home Economy? NBER *Working Paper* N° 28526. <https://www.nber.org/papers/w28526>
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2005).** *Microeconometrics: Methods and Applications*. New York: Cambridge University Press.
- Cornelis, E., Barthelemy, J., Pauly, X. & Walle, F. (2012).** Modélisation de la mobilité résidentielle en vue d'une micro-simulation des évolutions de population. *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, 62, 65–84.
- D'Alessandro, C., Levy, D. & Regnier, T. (2021).** Une nouvelle définition du rural pour mieux rendre compte des réalités des territoires et de leurs transformations. In: Insee, *La France et ses territoires, coll. Références - Édition 2021*, pp. 61–72. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5039991/FET2021-D4.pdf>
- Delance, P. & Vignolles, B. (2017).** Ca déménage ? la mobilité résidentielle et ses déterminants. In : Insee, *Les conditions de logement en France, coll. Références - Édition 2017*, pp. 55–76. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2586010>
- De Palma, A., Motamedi, K., Picard, N. & Waddell, P. (2005).** A model of local residential choice with endogenous housing price and traffic for the Paris region. *European Transport*, 31, 67–82.

- De Palma, A., Picard, N. & Waddell, P. (2007).** Discrete choice models with capacity constraints: An empirical analysis of the housing market of the greater Paris region. *Journal of Urban Economics*, 62, 204–230. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2007.02.007>
- Ettema, D. (2010).** The impact of telecommuting on residential relocation and residential preferences. *The Journal of Transport and Land Use*, 3, 7–24. <https://www.jtlu.org/index.php/jtlu/article/view/61>
- Filion, P., Bunting, T. & Warriner, K. (1999).** The Entrenchment of Urban Dispersion: Residential Preferences and Location Patterns in the Dispersed City. *Urban Studies*, 36(8), 1317–1347. <https://doi.org/10.1080/0042098993015>
- Goffette-Nagot, F. & Schaeffer, Y. (2013).** Accessibilité ou voisinage ? Une analyse des sources de la ségrégation résidentielle au sein des aires urbaines françaises. *Revue économique*, 64(5), 857–882. <https://www.cairn.info/revue-economique-2013-5-page-857.htm>
- Gueymard, S. (2006).** Facteurs environnementaux de proximité et choix résidentiels. Le rôle de l’ancrage communal, des représentations et des pratiques des espaces verts. *Développement durable et territoires*, Dossier 7. <https://doi.org/10.4000/developpementdurable.2716>
- Habib, M. A. & Miller, E. J. (2007).** Modeling Residential and Spatial Search Behaviour: Evidence from the Greater Toronto Area. *Paper presented at the Sixth Triennial Symposium on Transportation Analysis*, Phuket Island-Thailand.
- Habib, M. A. & Miller, E. J. (2009).** Reference-Dependent Residential Location Choice Model within a Relocation Context. *Transportation Research Record*, 2133(1), 92–99. <https://doi.org/10.3141/2133-10>
- Hilal, M., Moret, D., Pigué, V., Bouscasse, H., Cavailles, J., Diallo, A., Drut, M., Le Gallo, J. & Legras, S. (2020).** Centralités : comment les identifier et quels rôles dans les dynamiques locales et intercommunales? for Agence nationale de la cohésion des territoires. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-03064655/>
- Insee (2017).** *Les conditions de logement en France, édition 2017*. Insee Références. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2586377>
- Kim, J. H., Pagliara, F. & Preston, J. (2005).** The Intention to Move and Residential Location Choice Behaviour. *Urban Studies*, 42(9), 1621–1636. <https://doi.org/10.1080/00420980500185611>
- Lee, B. H. L., Waddell, P., Wang, L. & Pendyala, R. M. (2010).** Reexamining the Influence of Work and Nonwork Accessibility on Residential Location Choices with a Microanalytic Framework. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 42(4), 913–930. <https://journals.sagepub.com/doi/abs/10.1068/a4291>
- Li, W. & Su, Y. (2021).** The Great Reshuffle: Residential Sorting during the COVID-19 Pandemic and Its Welfare Implications. Available at SSRN 3997810. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3997810>
- McFadden, D. (1978).** Modelling the Choice of Residential Location. In: A. Karlqvist, L. Lundqvist, F. Snickars & J. Weibull (Eds.). *Spatial Interaction Theory and Planning Models*, pp. 75–96. North-Holland, Amsterdam.
- Observatoire des Territoires (2018).** Les mobilités résidentielles en France - Tendances et impacts territoriaux. Rapport. <https://www.observatoire-des-territoires.gouv.fr/kiosque/rapport-2018-les-mobilites-residentielles-en-france-tendances-et-impacts-territoriaux>
- Piazzesi, M., Schneider, M. & Stroebel, J. (2020).** Segmented Housing Search. *American Economic Review*, 110(3), 720–759. <https://doi.org/10.1257/aer.20141772>
- Pinjari, A., Bhat, C. & Hensher, D. (2009).** Residential Self-Selection Effects in an Activity Time-Use Behavior Model. *Transportation Research Part B: Methodological*, 43(7), 729–748. <https://doi.org/10.1016/j.trb.2009.02.002>
- Rae, A. & Sener, E. (2016).** How website users segment a city: The geography of housing search in London. *Cities*, 52, 140–147. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2015.12.002>
- Ramani, A. & Bloom, N. (2021).** The Donut Effect of Covid-19 on Cities. NBER Working Paper N° 28876. <https://www.nber.org/papers/w28876>
- Rivera, M. A. I & Tiglao, N. C. C. (2005).** Modeling Residential Location Choice, Workplace Location Choice and Mode Choice of Two-Worker Households in Metro Manila. *Proceedings of Eastern Asia Society for Transportation Studies*, 5, 1167–1178.
- Schirmer, P. M., van Eggermond, M. A. B. & Axhausen, K. W. (2014).** The role of location in residential location choice models: A review of literature. *Journal of Transport and Land Use*, 7(2), 3–21. <https://www.jtlu.org/index.php/jtlu/article/view/740>
- Srour, I. M., Kockelman, K. M. & Dunn, T. P. (2002).** Accessibility Indices: Connection to Residential Land Prices and Location Choices. *Journal of the Transportation Research Board*, 1805(1), 25–34. <https://doi.org/10.3141/1805-04>
- Thurston, S. W., Ruppert, D. & Davidson, P. W. (2009).** Bayesian Models for Multiple Outcomes Nested in Domains. *Biometrics*, 65(4), 1078–1086. <https://doi.org/10.1111/j.1541-0420.2009.01224.x>

- Train, K. E. (2003).** *Discrete Choice Methods with Simulations*. New York: Cambridge University Press.
- Van Dijk, D. & Francke, M. K. (2018).** Internet Search Behavior, Liquidity and Prices in the Housing Market. *Real Estate Economics*, 46(2), 368–403. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.12187>
- Vidal, P. (2021).** Mécanismes d'appariement et de formation des prix sur le marché immobilier. Trois études empiriques basées sur les données d'une plate-forme numérique. Université Cergy Paris. https://hal-cy.u.archives-ouvertes.fr/THESES_CERGY/tel-03456764v1
- Waddell, P. (1993).** Exogenous Workplace Choice in Residential Location Models: Is the Assumption Valid? *Geographical Analysis*, 25(1), 65–82. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1993.tb00280.x>
- Waddell, P. (1996).** Accessibility and Residential Location: the Interaction of Workplace, Housing Tenure, Residential Mobility and Location Choice. *Paper presented at the Lincoln Land Institute TRED conference*, Cambridge.
- Walker, J. L. & Li, J. (2007).** Latent lifestyle preferences and household location decisions. *Journal of Geographical Systems*, 9, 77–101. <https://link.springer.com/article/10.1007/s10109-006-0030-0>
- Zondag, B. & Pieters, M. (2005).** Influence of Accessibility on Residential Location Choice. *Transportation Research Record*, 1902(1), 63–70. <https://doi.org/10.1177/0361198105190200108>
- Zou, H. & Hastie, T. (2005).** Regularization and variable selection via the elastic net. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 67(2), 301–320. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9868.2005.00503.x>
-

ANNEXE

1 – Dates clés et séquence des confinements depuis le début de la pandémie de Covid-19 et des restrictions associées

- « Avant » – du 01/01/2019 au 11/03/2020 : aucune restriction, à l'exception d'une interdiction de rassemblement à compter du 05/03/2020.
- « Confinement 1 » – du 12/03/2020 au 10/05/2020. Le 12/03/2020, annonce de la fermeture des crèches, écoles, collèges, lycées et universités jusqu'à nouvel ordre. Le 16/03/2020, annonce du premier confinement national. Fermeture de tous les lieux publics non essentiels. À partir du 17/03/2020, tous les déplacements sont interdits, sauf pour exercer des activités professionnelles, acheter des biens essentiels ou faire du sport (pendant moins d'une heure), ou encore pour des raisons de santé ou familiales. Obligation de porter une pièce d'identité et une déclaration signée et datée lors de tout déplacement.
- « Période intermédiaire 1 » – du 11/05/2020 au 27/10/2020 : levée progressive de la plupart des restrictions. Extension des règles de port de masque. À partir du 17/10/2020, couvre-feu de nuit à Paris et en banlieue, à Marseille, à Lyon, à Lille, à Saint-Étienne, à Rouen, à Toulouse, à Grenoble et à Montpellier. À partir du 24/10/2020, couvre-feu de nuit étendu à 38 départements français.
- « Confinement 2 » – du 28/10/2020 (annonce) au 15/12/2020 : deuxième confinement national, semblable au premier en termes de restrictions, à cela près que les écoles primaires et secondaires restent ouvertes.
- « Période intermédiaire 2 » – du 16/12/2020 au 30/03/2021 : levée de la plupart des restrictions. Couvre-feu national. À partir du 20/03/2021, des confinements quotidiens sont imposés dans 16 départements.
- « Confinement 3 » – du 31/03/2021 (annonce) au 02/05/2021 : troisième confinement national avec extension des règles de confinement quotidien à la France métropolitaine.
- « Après » – du 03/05/2021 au 20/09/2021 : levée de la plupart des restrictions. À partir du 21/07/2021, toutes les personnes de plus de 12 ans ont besoin d'un pass sanitaire pour accéder à certains endroits.

2 – Liste des variables

Variable	Modalités / (Unité)
Recherche depuis le 12 mars 2020	1 si oui ; 0 si non
Recherche avant le 1 ^{er} confinement	1 si la recherche a été effectuée entre le 01/01/2019 et le 11/03/2020 ; 0 si non
Recherche pendant le 1 ^{er} confinement	1 si la recherche a été effectuée entre le 12/03/2020 et le 10/05/2020 ; 0 si non
Recherche pendant la première période entre les deux confinements	1 si la recherche a été effectuée entre le 11/05/2020 et le 27/10/2020 ; 0 si non
Recherche pendant le 2 ^e confinement	1 si la recherche a été effectuée entre le 28/10/2020 et le 15/12/2020 ; 0 si non
Recherche pendant la deuxième période entre les deux confinements	1 si la recherche a été effectuée entre le 16/12/2020 et le 30/03/2020 ; 0 si non
Recherche pendant le 3 ^e confinement	1 si la recherche a été effectuée entre le 31/03/2021 et le 02/05/2021 ; 0 si non
Recherche après le 3 ^e confinement	1 si la recherche a été effectuée entre le 03/05/2021 et le 20/09/2021 ; 0 si non
Recherche dans la même aire d'attraction	1 = oui ; 2 = non
Recherche dans une zone urbaine	1 = oui ; 2 = non
Catégorie de ville	11 = commune centre ; 12 = commune du pôle ; 13 = commune du pôle secondaire ; 20 = couronne ; 30 = hors attraction des pôles
Type de logement	1 = Appartement ; 2 = Maison
Surface du bien	(mètres carrés)
Nombre de pièces	
Le bien comprend une piscine	1 si oui ; 0 si non
Le bien est mitoyen	1 si oui ; 0 si non
Le bien comprend une terrasse ou un balcon	1 si oui ; 0 si non
Le bien comprend un parking	1 si oui ; 0 si non
Le bien est en rez-de-jardin	1 si oui ; 0 si non
Valeur du bien au moment de la recherche	(milliers d'euros)
Écart entre le nombre de pièces souhaitées et le nombre de pièces du bien	



Variable	Modalités / (Unité)
Part des logements vacants	(%)
Part des résidences secondaires	(%)
Part du logement collectif	(%)
Part des logements construits avant 1946	(%)
Part des propriétaires	(%)
Part des locataires	(%)
Part des personnes étrangères	(%)
Surface résidentielle	(ha)
Surface dédiée aux activités économiques	(ha)
Nombre d'habitants	
Densité de population	(habitants/surface résidentielle)
Part des personnes de 65 ans et plus dans la population totale	(%)
Part des 18-24 ans dans la population totale	(%)
Part des 11-17 ans dans la population totale	(%)
Part des 0-10 ans dans la population totale	(%)
Taux de chômage des 15-64 ans	(%)
Nombre d'emplois par habitant	
Part des personnes de 15 ans et plus qui ne sont pas scolarisées et sont titulaires d'un diplôme d'études secondaires (CAP ou BEP)	(%)
Part des personnes de 15 ans et plus qui ne sont pas scolarisées et sont titulaires d'un baccalauréat	(%)
Revenu médian (en unités de consommation)	(milliers d'euros)
Dépenses consacrées aux aménités de l'agglomération	(€/habitant)
Nombre services pour la recherche d'emploi	
Nombre d'établissements d'enseignement autres que les écoles	
Nombre d'établissements de santé	
Nombre de crèches	
Nombre d'équipements pour les personnes handicapées	
Nombre d'équipements pour les personnes âgées	
Nombre d'équipements sociaux	
Nombre d'équipements pour le sport, la culture et les loisirs	
Nombre d'universités/d'établissements d'enseignement supérieur	
Nombre de services de sécurité (police et gendarmerie)	
Nombre de centres d'aide pour le retour au travail	
Distance jusqu'au centre d'équipement local/intermédiaire/structurant majeur le plus proche	(km)
Différence entre la part de personnes étrangères dans la localisation de destination et celle d'origine	(%)
Différence entre le nombre de crèches dans la localisation de destination et celle d'origine	(%)

Covid-19 et dynamique des marchés de l'immobilier résidentiel en France : une exploration

COVID-19 and Dynamics of Residential Property Markets in France: An Exploration

Sylvain Chareyron*, Camille Régnier** et Florent Sari***

Résumé – Dans cet article nous analysons les effets de la crise de la Covid-19 sur les marchés immobiliers résidentiels français. Il s'agit d'explorer si la demande résidentielle des ménages a été impactée par cette crise. À partir de données sur les transactions immobilières enregistrées entre 2016 et 2021, nous comparons l'évolution des prix avant et après la crise. Cette comparaison se fait entre communes au sein des aires urbaines d'une part, entre les aires urbaines d'autre part. Au sein des aires urbaines, nous montrons que les communes les moins denses et les plus éloignées du centre sont aussi celles où les prix ont le plus augmenté. Cela reflète l'attraction des ménages pour des biens plus spacieux en périphérie des centres urbains. Les résultats de l'analyse de l'évolution des prix entre les aires urbaines suggèrent, en ligne avec la théorie en économie urbaine, qu'un changement de dynamique est survenu en faveur des agglomérations les moins productives.

Abstract – *In this article, we analyse the effects of the COVID-19 crisis on the French residential property markets. More precisely, we explore whether household demand for residential properties has been impacted by this crisis. Based on data on property transactions recorded between 2016 and 2021, we compare the evolution of prices before and after the crisis. The comparison is done between municipalities within urban areas on one hand, between urban areas on the other. Within urban areas, we show that the less dense municipalities that are farthest from the centre are also those where prices have risen the most. This reflects the desire among households for more spacious properties on the outskirts of urban centres. The results of the analysis of the evolution of prices between urban areas suggest, in line with urban economics theory, that a change in dynamics has occurred in favour of the least productive agglomerations.*

JEL : R14, R21, R31, R41

Mots-clés : Covid-19, prix des logements, marchés immobiliers

Keywords: COVID-19, housing prices, property markets

* Université Paris-Est Créteil, ERUDITE (EA 437) et TEPP-CNRS (FR 2042) ; ** Université Paris-Est Créteil, ERUDITE (EA 437) ; Université Paris-Est Créteil, ERUDITE (EA 437), CEET et TEPP-CNRS (FR 2042). Correspondance : florent.sari@u-pec.fr

Ce travail a bénéficié des remarques des participants du séminaire du LEDi (mai 2022) et des JMA à Rennes (2022). Nous tenons également à remercier deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques constructives. Enfin, nous remercions l'ADISP pour la mise à disposition des données du recensement de la population.

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: Chareyron, S., Régnier, C. & Sari, F. (2022). COVID-19 and Dynamics of Residential Property Markets in France: An Exploration. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 75–93. doi: 10.24187/ecostat.2022.536.2085

La crise sanitaire entraînée par l'apparition de la Covid-19 en mars 2020 en France a affecté toutes les activités. Pour les ménages, les confinements et le développement du télétravail, qui se sont répercutés à la fois sur les sphères professionnelles et privées ont pu, en particulier, conduire à reconsidérer les choix de localisation résidentielle et/ou les caractéristiques des logements recherchés. Sur ce dernier point, le Baromètre Qualitel 2020¹ sur les aspirations des Français en matière d'espace et d'aménagement intérieur, montre par exemple que les ménages vivant dans un appartement souhaiteraient avoir une maison (58 %), un jardin (82 %), disposer d'une terrasse ou d'un balcon (79 %) ou encore avoir des pièces plus grandes ou plus nombreuses. Or, ces caractéristiques sont plus souvent celles de logements situés hors des centres des aires urbaines, où les prix du foncier sont relativement plus abordables, mais qui peuvent être plus éloignés des emplois. La crise sanitaire a ici pu modifier ou renforcer des aspirations déjà présentes, quand le télétravail a pu flexibiliser la recherche de proximité entre le logement et le travail.

D'une part, l'enfermement continu lors du premier confinement de mars à mai 2020 a pu mettre en évidence (ou renforcer) le besoin d'espace intérieur et extérieur, ainsi qu'une certaine désaffection pour les grandes villes. Breuillé *et al.* (2022) montrent ainsi un rebond des intentions de relocalisation dans le rural et d'achat d'une maison, avec respectivement +5 points et +7.4 points pendant le premier confinement par rapport à la période pré-Covid. Les données de géolocalisation de Google collectées lors du premier confinement ont, par ailleurs, montré que les lieux de fréquentation habituels des grandes agglomérations ont été désertés, quand certains départements ruraux avaient vu leurs commerces gagner en visiteurs².

D'autre part, depuis les travaux de McFadden (1977), la littérature économique est consensuelle sur le rôle majeur de l'accessibilité au lieu de travail dans les choix de localisation des ménages. Le télétravail, mis en place à grande échelle lors du premier confinement (concernant 40 % des entreprises), a pu conduire à repenser le lien entre lieu de résidence et lieu de travail. Il semble de plus s'inscrire comme un changement durable des conditions de travail : dès la fin du premier confinement, près de 26 % des employeurs déclaraient vouloir en poursuivre la pratique (Duc & Souquet, 2020). Plus d'un an après le début de la pandémie à l'été 2021, la part des télétravailleurs réguliers de la région parisienne était de 42 %, soit un doublement par

rapport à 2019 selon une étude de L'Institut Paris Région (Brajon & Leroi, 2022). La tendance est sensible également en moyenne dans les pays de l'OCDE, avec toutefois de fortes différences entre pays, comme le montre une étude récente basée sur les données des offres d'emplois (Adrijan *et al.*, 2021) ; les résultats montrent notamment que les restrictions liées à la gestion de la crise sanitaire ont plus augmenté l'incidence du télétravail dans les offres d'emplois que leur relâchement ne l'a fait baisser.

Ces différents éléments nous poussent à nous interroger sur les effets qu'a pu avoir la crise de la Covid-19 sur les choix de localisations des ménages, et par conséquent sur les marchés immobiliers et les dynamiques territoriales et urbaines. Les préférences des ménages ont pu être affectées directement, avec la modification des arbitrages entre différents types d'aménités et la flexibilisation du lien entre zone de résidence et zone d'emploi. Mais la crise de la Covid-19 a également pu agir comme un accélérateur de choix de localisation qui étaient déjà en train d'évoluer suite à des questionnements sociétaux plus profonds : autour de la crise climatique ou autour des équilibres entre vie personnelle et vie professionnelle, par exemple. La question est dès lors de savoir si ces changements se sont « cristallisés » avec la crise sanitaire dans des choix de localisation et s'ils sont perceptibles sur les marchés immobiliers en France.

Les travaux dans la littérature économique sont déjà relativement nombreux, notamment sur des données chinoises et américaines. Cependant, lors de la rédaction de cet article, nous n'avions pas recensé de travaux analysant les effets de la crise de la Covid-19 sur le marché immobilier français³. Dans cet article, nous cherchons donc à explorer les changements potentiels de dynamique dans le marché immobilier français suite à l'apparition de la Covid-19 au mois de mars 2020 : la demande résidentielle des ménages a-t-elle été affectée par le choc induit par la Covid-19 et comment cela se traduit-il sur les prix immobiliers ?

En nous appuyant sur les théories de l'économie urbaine, nous considérons que la pandémie a pu avoir deux effets principaux. D'une part, au sein des agglomérations, une hausse de la demande d'espace et une baisse des coûts de transport

1. <https://www.qualitel.org/barometre-qualitel/resultats-2020/>

2. <https://www.google.com/covid19/mobility/?hl=fr>

3. Depuis, nous pouvons citer les travaux de Breuillé *et al.* (2022 dans ce même numéro), de France Stratégie (2022) sur l'évolution de l'immobilier résidentiel depuis l'apparition de la Covid-19, et de Bergeaud *et al.* (2021) sur les dynamiques de l'immobilier d'entreprise.

occasionneraient une modification du gradient de rente foncière le long de l'espace urbain (baisse des gradients associés à la distance et à la densité en valeur absolue). D'autre part, une hausse des prix dans les aires urbaines où la productivité est la plus faible et dans celles offrant le plus d'aménités.

Nous testons empiriquement ces hypothèses en étudiant la dynamique des prix de l'immobilier résidentiel en France avant et après le début de la crise sanitaire. Nous utilisons pour cela les Demandes de Valeurs Foncières (DVF) de 2016 à 2021. L'identification est réalisée à l'aide d'une estimation en différence-de-différences, comme dans divers travaux (Brueckner *et al.*, 2021 ; Huang *et al.*, 2021 ; Liu & Su, 2021), mais nous proposons une stratégie qui permet la prise en compte d'éventuelles différences de tendances en fonction du niveau de traitement à la manière de Dustmann *et al.* (2022). C'est, à notre connaissance, la première fois que cette méthode est appliquée à l'étude des effets de la pandémie sur les prix immobiliers⁴.

Nos résultats indiquent un changement de dynamique des prix au sein des grandes agglomérations françaises : les communes les plus éloignées du centre et ayant une faible densité ont connu une hausse des prix suite à la crise. Des effets de recomposition apparaissent, à court terme, moins importants entre les aires urbaines qu'entre les communes au sein des aires urbaines. Il apparaît cependant, de façon cohérente avec les attendus théoriques, une réduction du gradient lié aux revenus avec un accroissement relatif d'attractivité des aires urbaines les moins productives par rapport aux plus productives.

La suite de l'article est structurée comme suit : après une revue de la littérature empirique dans la section 1, nous présentons dans la section 2 les éléments des théories de l'économie urbaine sur la base desquels nous formulons des hypothèses à tester, puis les données et la démarche empirique de l'étude. Les résultats sont présentés dans la section 3. Enfin, nous discutons et concluons dans une dernière section.

1. Revue de la littérature empirique

Les effets de la crise de la Covid-19 sur les comportements de localisation des ménages ont donné lieu à divers travaux, notamment en Chine et aux États-Unis.

Pour la Chine, l'étude de Cheung *et al.* (2021) sur la ville de Wuhan, mobilise des données sur les transactions immobilières de neuf districts

entre janvier 2019 et juillet 2020 pour identifier l'impact de la crise sur les prix des logements et les comportements des ménages. Les résultats, issus de modèles de prix hédoniques, révèlent que les prix des logements ont baissé de 5 à 7 % après l'apparition de la pandémie et ont rebondi après le confinement. Les auteurs montrent néanmoins que le gradient de prix du centre vers les périphéries urbaines a été aplati. Un travail récent de Bricongne *et al.* (2021) dresse un constat similaire au Royaume-Uni. À partir de données regroupant les prix de ventes dans les annonces immobilières sur Internet et les prix finaux enregistrés par les notaires, ils montrent une baisse de l'ordre de 80 % de l'activité immobilière pendant la crise de Covid-19. S'y ajoute une hausse des prix immobiliers en zone rurale et une baisse à proximité de Londres. Ces constats suggèrent que les ménages auraient modifié leurs comportements, et une préférence pour des zones résidentielles à faible densité.

Huang *et al.* (2021) étendent l'analyse précédente sur la Chine en étudiant les transactions immobilières dans 60 villes entre janvier 2019 et septembre 2020. Les résultats d'une analyse en différence-de-différences révèlent un effet négatif et modéré sur les prix des logements, mais un fort effet négatif sur les volumes de transactions qui se sont effondrés juste après l'apparition de la Covid-19. Le prix des logements a diminué d'environ 2 % en moyenne, mais le prix des appartements situés près des centres-villes a connu des baisses plus importantes ; les auteurs en concluent que la crise a modifié les préférences des ménages dans leurs choix de localisation. Enfin, Qian *et al.* (2021), examinent aussi l'impact de la Covid-19 sur le prix des logements. Ils constatent, à partir de modèles en différence-de-différences, que les prix des logements dans les régions où les cas de Covid-19 sont confirmés diminueraient de 2.5 %. Cet effet persiste durant trois mois et son ampleur augmente avec le temps. Toutefois, cet effet ne semble se vérifier que dans les régions les plus touchées par la pandémie.

Pour les États-Unis, Gupta *et al.* (2021) étudient les variations des prix et des loyers des 30 plus grandes agglomérations suite à la pandémie. Ils estiment un modèle dans lequel le prix est fonction de la distance au centre de la ville, d'effets-fixes locaux et temporels et de diverses variables de contrôle mesurées avant la pandémie. Ils démontrent que les prix

4. Et sur des différences-de-différences avec traitement continu.

ont continué à augmenter malgré la crise de la Covid-19, mais plus fortement dans les quartiers éloignés du centre que dans les quartiers centraux, entraînant un aplatissement important du gradient des rentes foncières.

Ramani & Bloom (2021) s'intéressent également aux effets de la crise de la Covid-19 sur les marchés immobiliers et sur les schémas migratoires dans les grandes villes américaines. Pour cela, ils estiment des modèles dans lesquels la variation des prix (ou de la population) entre février 2020 et février 2021 est expliquée par l'évolution de la densité de la population sur la période précédente, de la distance au centre et des effets-fixes. Deux faits majeurs ressortent. D'abord, ils mettent en évidence un déplacement de la demande de biens immobiliers (des ménages et entreprises) du centre vers la périphérie des grandes villes. C'est l'« effet *donut* », qui reflète une baisse de l'activité du centre-ville et son déplacement vers la couronne périurbaine. Cet effet semble particulièrement fort dans les plus grandes villes, tandis qu'il est absent dans les plus petites. Ensuite, aucun mouvement de ce type n'est mis en évidence entre les grandes villes considérées. L'existence d'un effet *intra*, mais non *inter* suggère que le développement du télétravail permet désormais de s'éloigner de son lieu de travail, mais que le maintien d'une forme hybride (combinant présentiel et distanciel) limite la possibilité de résider trop loin et donc dans une autre grande ville.

Cependant, les travaux de Brueckner *et al.* (2021) semblent déboucher sur des résultats différents. En centrant leur analyse sur les effets inter-agglomérations et en s'intéressant particulièrement à l'effet de la crise de la Covid-19 sur le télétravail, ils décomposent les variations des prix immobiliers selon le potentiel de télétravail des agglomérations aux États-Unis. À partir d'estimations faisant interagir le potentiel de télétravail et une mesure de la productivité des villes, leur analyse démontre que les prix ont baissé après le début de la crise sanitaire dans les villes avec une productivité forte et un fort potentiel de télétravail. Ils montrent néanmoins qu'il n'y a pas eu de changement significatif de prix observable pour les agglomérations à faibles aménités avec un fort potentiel de télétravail.

Enfin, Liu & Su (2021) examinent eux aussi l'impact de la pandémie sur la demande de logement sur le marché américain, en faisant interagir une indicatrice temporelle (période pré- ou post-Covid) avec différentes caractéristiques telles que la densité de population ou la distance

au centre. Les principaux résultats viennent confirmer une modification des comportements suite à la pandémie : elle aurait conduit à un fort déplacement de la demande de logements des villes-centres et des quartiers denses vers les banlieues et les quartiers à plus faible densité de population. Les auteurs constatent également un déplacement significatif de la demande de logement en dehors des grandes villes, bien qu'il soit de moindre ampleur que le déplacement des villes-centres vers les banlieues.

2. Méthodologie : hypothèses, données et variables, stratégie empirique

En économie urbaine, deux grandes catégories de modèles théoriques permettent d'analyser le marché à des niveaux différents. D'une part, le modèle de base de choix résidentiel, développé notamment par Alonso (1964), Mills (1967) et Muth (1969), sur les mécanismes de la formation des prix immobiliers au sein d'une agglomération. D'autre part, le modèle de Rosen-Roback (Rosen, 1979 ; Roback, 1982) sur les déterminants de la différence de prix entre agglomérations. Nous posons sur ces bases les quatre hypothèses que nous proposons de tester. Nous présentons ensuite nos données et variables, puis notre démarche empirique.

2.1. Hypothèses

2.1.1. Au sein d'une agglomération

Selon le modèle de base de choix résidentiel, il existe un arbitrage entre taille du logement et distance au centre d'emploi. À l'équilibre de localisation, une hausse du coût de transport doit être exactement compensée par une baisse de la dépense foncière. Dans ces conditions, les prix immobiliers décroissent de façon continue avec la distance au centre d'emploi, alors que la taille du logement par individu augmente avec celle-ci. De plus, puisque la taille du logement augmente avec la distance au centre, la densité de population décroît le long de l'espace urbain.

Partant des conclusions du modèle d'Alonso-Muth-Mills, il est aisé de comprendre comment la crise de la Covid-19 peut modifier les équilibres urbains existants. En effet, la possibilité de travailler à domicile peut faire varier deux paramètres majeurs du modèle d'Alonso. D'une part, le coût de transport pour se rendre au centre d'emploi diminue avec la possibilité de télétravail. Comme il n'est plus nécessaire de se rendre sur son lieu de travail chaque jour, le coût de transport est diminué en tout point de l'espace urbain. Les localisations proches du centre, qui étaient recherchées du fait d'un coût de transport

faible, deviennent donc relativement moins avantageuses. En d'autres termes, plus le coût de transport est faible, moins la différence de prix entre localisations centrales et localisations périphériques est importante.

D'autre part, le besoin accru d'espace résidentiel, notamment le besoin d'un jardin ou d'une pièce supplémentaire pour pouvoir y exercer son activité professionnelle, vient modifier la fonction d'utilité des ménages. Ce phénomène est accru par les changements de préférence des ménages quant à la taille des logements suite aux confinements successifs. Une unité d'espace procure alors une utilité plus élevée qu'auparavant, toutes choses égales par ailleurs. La taille des logements étant fixe à court ou moyen terme, les ménages vont choisir de se relocaliser là où la taille des logements correspond à leur demande. Cela a pour conséquence de valoriser les localisations où l'espace est accessible. Ainsi, les rentes foncières des localisations peu denses vont augmenter. On devrait alors observer une augmentation des prix et de la population dans les zones où l'espace est le plus accessible, soit dans les zones originellement peu denses.

Nous formulons sur ces bases deux premières hypothèses :

- *Hypothèse 1* : les prix immobiliers baissent près du centre d'emploi et augmentent dans les localisations plus éloignées.
- *Hypothèse 2* : la demande augmente dans les localisations peu denses entraînant une hausse des prix et de la population dans ces localisations.

2.1.2. Entre les agglomérations

Le modèle d'Alonso est centré sur les mécanismes qui sous-tendent la formation des prix immobiliers à l'intérieur d'une agglomération. Les travaux de Rosen (1979) et Roback (1982) sont plus à même de rendre compte des dynamiques potentielles de prix entre agglomérations suite à la crise. Ces travaux modélisent l'arbitrage des ménages entre le salaire qu'ils peuvent obtenir, le niveau d'aménités dont ils peuvent profiter et le prix immobilier qu'ils doivent payer dans une région donnée. Le salaire est donné de façon exogène par le niveau de productivité de la région et le niveau des aménités est également supposé exogène. À niveau d'aménités constant, les régions qui ont les salaires les plus élevés devront également avoir des prix immobiliers élevés. À l'inverse, à niveau de productivité constant (autrement dit, à niveau de salaire égal), l'équilibre spatial sera obtenu par des prix immobiliers plus élevés dans les régions disposant de plus d'aménités.

Le développement du télétravail, qui est l'une des conséquences de la crise de la Covid-19, a pour effet d'assouplir la relation entre lieu de travail et lieu de résidence, laissant apparaître de nouveaux arbitrages spatiaux dans le cadre du modèle présenté ci-dessus. Brueckner *et al.* (2021) incorporent explicitement la possibilité de télétravail dans ce modèle, en considérant qu'un individu peut travailler dans n'importe quelle ville sans avoir besoin d'y résider. Ils démontrent que si les villes diffèrent seulement par leur niveau de productivité, la mise en place de télétravail permettra à une partie de la population de se déplacer vers la ville la moins productive, où le prix de l'immobilier est moins élevé, tout en continuant à travailler dans une entreprise de la ville la plus productive et bénéficier de salaires plus élevés. À terme, ces migrations feront baisser les prix immobiliers dans la ville la plus productive, qui connaîtra une perte de population, et elles les feront augmenter dans la ville moins productive.

Ensuite, ils raisonnent à niveaux de productivité constants, mais à niveaux d'aménités différents. Le développement du télétravail permet à une partie de la population de se déplacer vers la ville la plus attractive en termes d'aménités, tout en gardant son emploi dans la ville la moins bien dotée. Dans ce cas, on observera une augmentation des écarts de prix entre les villes. Un autre mécanisme peut renforcer cet effet : les confinements ont pu accroître la valorisation de certaines aménités, par exemple celle des espaces naturels.

Nous posons ainsi deux autres hypothèses :

- *Hypothèse 3* : les prix baissent dans les agglomérations à forte productivité et augmentent dans les agglomérations à faible productivité.
- *Hypothèse 4* : les prix augmentent dans les agglomérations dotées d'un niveau élevé d'aménités et baissent dans les agglomérations dotées d'un faible niveau d'aménités.

2.2. Données et variables

Nos données sont basées sur les transactions immobilières répertoriées dans les Demandes de valeurs foncières (DVF) de l'année 2016 à juillet 2021 (date la plus récente disponible lors de la réalisation de cette étude). Ces données, fournies par la direction générale des Finances publiques (DGFIP), concernent les ventes immobilières publiées dans les conservations des hypothèques, complétées du descriptif des biens en provenance du cadastre, sur une période maximale de cinq ans. Pour chaque vente enregistrée, sont précisées la nature des biens,

leur adresse et superficie, la date de mutation, ainsi que la valeur foncière déclarée⁵. Nous ne prenons pas en compte les locaux industriels et commerciaux.

L'analyse intra-aire urbaine ne retient que les communes appartenant aux aires urbaines de plus de 500 000 habitants (soit 16 aires urbaines) et l'analyse inter-aire urbaine exclut les aires urbaines regroupant des communes multipolarisées (liées à plusieurs aires urbaines) ou des communes isolées. Nous excluons, par ailleurs, les communes présentant des valeurs extrêmes des prix moyens⁶. *In fine*, l'échantillon des communes contient 4 537 communes différentes réparties sur 16 aires urbaines, et celui des aires urbaines contient 736 aires urbaines différentes. L'étude ne porte que sur la France métropolitaine. Le tableau 1 récapitule la construction des échantillons.

Les DVF sont utilisées pour calculer le logarithme du prix moyen dans les communes (pour l'analyse au niveau intra-aire urbaine) et dans les aires urbaines (pour l'analyse au niveau inter-aire urbaine).

Pour les variables explicatives, plusieurs sources sont mobilisées :

- la distance au centre de l'aire urbaine est calculée pour chacune des communes à partir des systèmes de projection de l'IGN. Le centre correspond au principal pôle d'emploi de chacune des aires urbaines retenues⁷ et la distance est une distance euclidienne calculée à partir des coordonnées géographiques d'une commune *i* et du centre *j* de l'aire. Ce premier indicateur est mobilisé par rapport à l'hypothèse 1 : « les prix immobiliers baissent près du centre d'emploi ».
- la densité d'habitants dans les communes est calculée à partir des données du recensement de la population de l'Insee (pour l'année 2017). Cet indicateur nous permet de tester l'hypothèse 2 : « la demande augmente dans les localisations

peu denses ». Les revenus médians des aires urbaines sont obtenus à partir du Fichier Localisé Social et Fiscal (Filosofi) pour l'année 2017. Ils seront utilisés comme *proxy* de la productivité du travail dans l'aire urbaine⁸ et permettent donc de tester l'hypothèse 3 selon laquelle « les prix baissent dans les agglomérations à forte productivité ».

- nous mobilisons également des indicateurs d'aménités naturelles dans les territoires, en lien avec l'hypothèse 4 selon laquelle « les prix augmentent dans les agglomérations dotées d'un niveau élevé d'aménités »⁹. Les aménités de l'aire urbaine sont obtenues à partir de la base Corine Land Cover, qui fournit un inventaire biophysique de l'occupation des sols et de son évolution (produit par interprétation visuelle d'images satellites selon une nomenclature en 44 postes¹⁰). Nous calculons sur cette base, pour l'année 2018, la part de communes ayant des espaces naturels et/ou traversées par des cours d'eau (fleuves et grandes rivières) dans l'aire urbaine. Concrètement, nous identifions les communes qui possèdent l'une de ces aménités naturelles et nous rapportons leur nombre au nombre total de communes de l'aire urbaine.

Le tableau 2 présente des statistiques descriptives sur l'échantillon des communes et sur celui des aires urbaines. On remarque que les prix augmentent au cours du temps dans les

5. <https://www.data.gouv.fr/fr/datasets/demandes-de-valeurs-foncieres-geolocalisees/>.

6. Prix moyens de plus de 10 millions d'euros ou moins de 20 000 euros.

7. Il s'agit du centre économique de chacune des aires et non pas du centre géographique. Dans le cas d'aires urbaines polycentriques comme Aix-Marseille, un choix a dû être fait, et nous avons retenu Marseille, le plus grand des deux. Les aires présentant ce type de configuration sont cependant rares en France.

8. Données disponibles via <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4291712>.

9. Pour des raisons d'accès aux données, le test porte sur une version restreinte de l'hypothèse 4, en ne considérant que les aménités naturelles. D'autres aménités, comme les aménités culturelles, sont également importantes dans le choix de localisation des ménages, même si on peut penser que la crise a pu conduire à valoriser particulièrement les aménités naturelles.

10. Données disponibles à l'adresse : <https://www.statistiques.developpement-durable.gouv.fr/corine-land-cover-0>

Tableau 1 – Échantillons des communes et des aires urbaines

Échantillon initial	
Nombre de communes	Nombre d'aires urbaines (AU)
35 454	739
Exclusion des communes des AU de moins de 500 000 habitants	
Nombre de communes	Nombre d'aires urbaines
4 539	16
Suppression des valeurs extrêmes	
Nombre de communes	Nombre d'aires urbaines
4 537	16

Note : le nombre de communes et d'aires urbaines par échantillon correspond au nombre de communes et d'aires urbaines différentes présentes dans l'échantillon. Les 16 aires urbaines de l'analyse intra-aire urbaine sont : Avignon, Douai-Lens, Bordeaux, Grenoble, Lille, Lyon, Marseille-Aix-en-Provence, Montpellier, Nantes, Nice, Paris, Rennes, Rouen, Saint-Etienne, Toulon, Toulouse.

Tableau 2 – Statistique descriptives

	Moyenne	Écart-type	Min.	Max.
Communes				
Prix des logements (€) :				
2021	263 888	137 595	20 000	3 514 152
2020	252 464	117 911	20 000	2 410 636
2019	241 939	124 607	20 000	2 819 515
2018	233 688	106 570	20 000	1 854 240
2017	226 217	105 642	20 500	2 912 882
2016	218 230	105 302	21 000	2 968 701
Part de maisons (%)	81.5	30.8	0.0	100.0
Densité (habitants/km ²)	634.5	1 861.8	0.5	26 602.9
Distance au centre de l'aire urbaine (km)	34.1	19.5	0.2	92.1
Aires urbaines				
Prix des logements (€) :				
2021	161 575	115 271	32 000	2 114 600
2020	151 609	80 914	20 000	1 112 869
2019	143 872	79 855	54 929	1 474 643
2018	142 048	86 356	49 308	1 813 649
2017	138 396	70 086	49 408	1 245 500
2016	135 139	68 198	46 968	1 289 067
Revenu médian (€)	19 636	1 892	12 390	31 860
Part de maisons (%)	69.6	24.4	0.0	100.0
Part d'espaces naturels (%)	26.1	21.6	0.0	91.3
Part de rivières et fleuves (%)	0.4	1.1	0.0	9.8

Source : DVF 2016-2021 ; RP Insee 2017 ; Corine Land Cover 2018.

deux échantillons. Les prix apparaissent par ailleurs plus élevés en moyenne dans l'échantillon des communes que dans l'échantillon des aires urbaines. Cela provient de l'exclusion des communes des aires urbaines de moins de 500 000 habitants. La densité de la population mesurée sur l'échantillon des communes est plus élevée que celle mesurée à l'échelle de la France entière (105.5 habitants/km² en 2018). C'est là aussi dû à l'exclusion des communes des petites aires urbaines, où la densité de population est beaucoup plus faible. Enfin, la part des maisons dans les transactions est plus faible au niveau des aires urbaines qu'à celui des communes, car on se restreint à ces zones plus denses où les appartements sont plus fréquents.

2.3. Stratégie empirique

Notre approche consiste à estimer des modèles en différence-de-différences comme présenté par Angrist & Pischke (2008, p. 175). Nous estimons les prix des transactions intervenues de 2016 à 2021 pour explorer un effet de l'apparition de la pandémie dans les associations entre prix et densité, entre prix et éloignement du centre au niveau des communes au sein des grandes aires urbaines, entre prix et revenus et entre prix et aménités au niveau des aires urbaines.

Comme dans la majorité des études récentes sur le sujet (Brueckner *et al.*, 2021 ; Ramani & Bloom, 2021), les prix sont utilisés à un niveau agrégé (i.e. la commune ou l'aire urbaine)¹¹. Nous contrôlons néanmoins la composition des ventes en termes de type de bien (appartements, maisons). La perte de précision par rapport à l'utilisation de régressions hédoniques est faible dans notre cas, pour deux raisons. Premièrement, les DVF ne contiennent que peu d'informations sur les caractéristiques des logements. Or, la méthode des prix hédoniques appliquée au logement est avant tout utilisée pour obtenir les prix implicites de ces caractéristiques. Le manque d'information rend donc moins essentielle cette méthode. Deuxièmement, nous nous intéressons davantage à la valorisation des caractéristiques de la commune (ou de l'aire urbaine) dans laquelle est localisée le bien. Raisonner à un niveau agrégé apparaît donc d'autant plus approprié.

La méthode des doubles différences repose sur l'hypothèse de « tendances parallèles » selon laquelle l'évolution des prix, en l'absence de la Covid-19, aurait été la même dans les

11. Le nombre de communes par aire urbaine (278 en moyenne) et les écarts de prix moyen entre communes d'une même aire urbaine sont importants car, dans l'analyse intra-aire urbaine, on se restreint aux communes des plus grandes agglomérations.

différentes catégories de communes considérées. Pour la vérifier, un test usuel consiste à comparer les tendances observées sur des périodes préalables à l'évènement considéré. Si ces tendances préalables sont similaires, on peut supposer qu'elles l'auraient été en l'absence de la Covid-19. Pour autant, il est possible de tenir compte de l'existence d'une différence linéaire de tendance dans notre stratégie d'estimation, en incluant des tendances linéaires annuelles par commune (voir *infra* 2.3.1) ou en déduisant des données une tendance linéaire obtenue à partir des coefficients estimés dans une première étape (voir *infra* 2.3.2).

En outre, deux niveaux d'analyse, distincts mais complémentaires, sont proposés : d'une part intra-aire urbaine, entre communes, d'autre part inter-aïres urbaines, entre aires urbaines.

2.3.1. Spécifications pour l'analyse intra-aire urbaine et inter-aïres urbaines

Afin d'expliquer les différentiels de prix au niveau intra-aire urbaine, le modèle estimé est le suivant :

$$\ln \text{prix}_{cat} = \alpha + \beta \text{Densité}_c + \delta \text{Distance}_c + \gamma \text{Covid}_t \\ \times \text{Densité}_c + \tau \text{Covid}_t \times \text{Distance}_c \\ + \rho X_{ct} + \phi_{at} + \vartheta_{cm} + \theta_c \text{Année}_t + \varepsilon_{cat} \quad (1)$$

avec prix_{cat} le prix moyen des logements dans la commune c dans l'aire urbaine a à la date t , Densité_c la densité d'habitant dans la commune et Distance_c la distance entre la commune c et le centre de l'aire urbaine, ces deux variables étant mesurées avant Covid-19 et constantes dans le temps. Covid_t est une variable dichotomique indiquant la période Covid-19 (postérieure à mars 2020). γ et τ mesurent respectivement la variation des gradients associés à la distance au centre et à la densité après l'apparition de la Covid-19. Nous contrôlons la part de maisons dans les transactions immobilières (X_{ct}). Il importe de tenir compte de ce point dans l'explication des variations de prix immobiliers dans la mesure où le prix moyen au m² varie selon le type de biens considéré et où la demande pour les maisons est susceptible d'avoir été modifiée après la crise de la Covid-19, ce qui a pu induire des changements dans la composition des ventes. ϕ_{at} sont des effets fixes « date×aire urbaine » qui captent les facteurs macroéconomiques supposés invariants entre les communes, ainsi que d'éventuels chocs affectant la dynamique des prix dans des aires urbaines spécifiques. Dans certaines estimations, des effets fixes « commune×mois » sont ajoutés : en plus de contrôler des caractéristiques inobservées de la commune qui sont

invariables dans le temps, ils tiennent compte d'éventuelles différences de saisonnalité des prix entre les communes. D'une manière générale, ces effets fixes ont pour fonction de tenir compte de caractéristiques locales qui pourraient expliquer une préférence des ménages pour certains territoires, comme la présence de grandes infrastructures (universités, hôpitaux, gares TGV, etc.) et/ou encore une bonne couverture internet qui ne varient peu ou pas dans le temps.

Pour tenir compte de possibles différences préexistantes dans l'évolution des prix, nous introduisons dans des tendances linéaires annuelles par commune, $\theta_c \text{Année}_t$. Celles-ci permettent alors de contrôler des différences de tendances linéaires entre les prix des communes observées avant l'apparition de la Covid-19. Une telle stratégie autorise ainsi le relâchement de cette hypothèse de « tendances parallèles » en l'absence d'apparition de la Covid-19 (Mora & Reggio, 2019 ; Egami & Yamauchi, 2021). Dit autrement, il devient possible d'identifier un effet exogène de la Covid-19, sous l'hypothèse que toute tendance préexistante dans les prix entre les communes denses et peu denses (ou distantes et peu distantes du centre) est linéaire et se serait poursuivie au même rythme en l'absence de l'apparition de la Covid-19.

Au niveau inter-aïres urbaines, le modèle estimé est le suivant :

$$\ln \text{prix}_{at} = \alpha + \beta \text{Prod}_a + \delta \text{Aménités}_a + \gamma \text{Covid}_t \\ \times \text{Prod}_a + \tau \text{Covid}_t \times \text{Aménités}_a + \rho X_{at} \\ + \phi_t + \vartheta_{am} + \theta_a \text{Année}_t + \varepsilon_{at} \quad (2)$$

avec prix_{at} le prix moyen des logements dans l'aire urbaine a à la date t . Prod_a est la productivité (approximée par le revenu médian) dans l'aire urbaine a et Aménités_a sont les aménités naturelles de l'aire urbaine a . γ et τ mesurent la variation des gradients associés à la productivité et aux aménités après l'apparition de la Covid-19. X_{at} mesure ici la part des maisons dans les transactions immobilières opérées sur l'aire urbaine. ϕ_t sont des effets fixes temporels « mois×année » et ϑ_{am} des effets fixes « aire urbaine×mois », qui permettent de contrôler, dans certaines estimations, ces différences entre aires urbaines invariables dans le temps ainsi que des différences de saisonnalité des prix entre aires urbaines. De la même manière que précédemment, les tendances linéaires annuelles par aire urbaine $\theta_a \text{Année}_t$ permettent de contrôler d'éventuelles différences de tendances linéaires dans les prix entre les aires urbaines.

Les coefficients estimés liés aux variables en niveau peuvent être affectés par l'omission de

certaines variables. En revanche, comme indiqué par Brueckner *et al.* (2021), les coefficients d'intérêt étant liés aux interactions entre les variables et la période post-Covid-19, le risque de biais lié à leur omission est plus limité¹². Néanmoins, pour l'analyse intra-aire urbaine, bien que nous utilisions un large éventail d'effets fixes, l'identification repose sur l'hypothèse qu'aucun choc autre que la Covid-19 n'affecte différemment le prix des logements dans les communes en fonction de leur densité ou de leur distance au centre de l'aire. Nos résultats restent soumis à l'hypothèse d'absence de chocs concomitants au Covid-19, qui affecteraient différemment les communes à l'intérieur des aires sur une base non saisonnière. Par exemple, on pourrait ainsi imaginer que le résultat des élections municipales à la fin du mois de juin 2020 a entraîné des variations entre communes, avec la mise en place de moratoires sur la construction dans certaines villes. Pour que cela crée un biais dans les estimations, il faudrait que la mise en place de ces moratoires soit systématiquement corrélée avec la distance ou la densité des communes, ce qui paraît peu probable. De même, pour l'analyse inter-aire urbaines, l'hypothèse est qu'aucun choc autre que la Covid-19 n'affecte différemment le prix des logements dans les aires urbaines en fonction de leurs niveaux de revenu ou d'aménités.

2.3.2. Spécifications dynamiques

Pour estimer des variations annuelles de gradient au niveau intra-aire urbaine, nous estimons :

$$\ln \text{prix}_{ct} = \alpha + \beta \text{Densité}_c + \delta \text{Distance}_c + \sum_{\substack{l=-3 \\ l \neq 0}}^2 \gamma^l \text{Covid}_{t+l} \times \text{Densité}_c + \sum_{\substack{l=-3 \\ l \neq 0}}^2 \tau^l \text{Covid}_{t+l} \times \text{Distance}_c + \rho X_{ct} + \phi_{at} + \vartheta_{cm} + \varepsilon_{ct} \quad (3)$$

Les variables dichotomiques Covid_{t+l} sont définies par rapport à l'apparition de la Covid. Par exemple, Covid_{t+2} vaut 1 pour le prix moyen d'une commune observée deux ans après l'apparition de la Covid-19, c'est-à-dire en 2021 et 0 sinon. L'année d'apparition de la Covid-19 en France étant 2020, la période de référence est l'année 2019¹³. Les coefficients γ^l et τ^l capturent de manière flexible l'évolution des gradients de la distance et de la densité autour de l'année 2019 (soit de 2016 à 2021).

Cette spécification permet également de tester l'hypothèse d'évolution parallèle des prix entre les communes de différente densité et à différentes distances du centre de l'aire avant Covid-19. En effet, les coefficients γ^l et τ^l pour les périodes avant la pandémie nous renseignent

sur la présence éventuelle de tendances pré-alables dans l'évolution des gradients associés à la densité et à la distance.

Pour tenir compte de la possibilité que les prix évoluent différemment dans les communes denses et peu denses (respectivement distantes et peu distantes du centre de l'aire urbaine) avant l'apparition de la Covid-19, nous utilisons nos estimations de γ^l (resp. τ^l) sur les années qui précèdent l'apparition de la Covid-19 (2016 à 2019) pour ajuster une tendance temporelle linéaire. Nous déduisons ensuite cette tendance linéaire de nos données, à la manière de Monras (2018)¹⁴. Concrètement, cette méthode consiste à estimer une tendance linéaire sur les coefficients avant Covid et à déduire cette tendance des données de la variable de prix (ou à effectuer une projection sur la période post-Covid-19 et à calculer l'effet par la différence entre les coefficients estimés post-Covid et cette projection). Ensuite, nous ré-estimons l'équation (3) sur la nouvelle variable de prix sans tendance.

Pour l'analyse inter-aire urbaines, nous estimons :

$$\ln \text{prix}_{at} = \alpha + \beta \text{Prod}_a + \delta \text{Aménités}_a + \sum_{\substack{l=-3 \\ l \neq 0}}^2 \gamma^l \text{Covid}_{t+l} \times \text{Prod}_a + \sum_{\substack{l=-3 \\ l \neq 0}}^2 \tau^l \text{Covid}_t \times \text{Aménités}_a + \rho X_{at} + \phi_t + \vartheta_{am} + \varepsilon_{at} \quad (4)$$

où prix_{at} désigne le prix moyen des logements dans l'aire urbaine a à la date t . Comme précédemment, les variables dichotomiques Covid_{t+l} prennent la valeur 1 lorsqu'une aire urbaine se situe $t+l$ années après la date d'apparition de la Covid. Prod_a est notre mesure de la productivité et Aménités_a sont les aménités naturelles dans l'aire urbaine a . γ et τ mesurent la variation des gradients associés à la productivité et aux aménités après l'apparition de la Covid-19. Les coefficients γ^l et τ^l capturent de manière flexible l'évolution des gradients de la productivité et de la présence d'aménités naturelles.

12. Notre modélisation ne permet pas de tenir compte d'une éventuelle autocorrélation spatiale dans la détermination des prix de l'immobilier. Ce phénomène apparaît limité dans le cas de l'analyse inter-aire urbaines, puisque l'échantillon est constitué des plus grandes aires urbaines qui représentent chacune un marché de l'immobilier spécifique et qui sont relativement éloignées les unes des autres. Il est plus vraisemblable dans l'analyse intra-aire urbaines car la fixation des prix dans une commune peut effectivement impacter les prix dans les communes voisines. Néanmoins, nous groupons les erreurs types à la commune (ou à l'aire urbaine) ce qui permet de tenir compte d'une éventuelle corrélation sérielle du terme d'erreur.

13. Les observations correspondant aux trois premiers mois de 2020 sont supprimées car les prix ne peuvent pas avoir été affectés par la Covid.

14. Cette méthode est similaire à celle de Dustmann *et al.* (2022) ou Ahlfeldt *et al.* (2018) qui tracent ensuite les écarts entre les estimations de γ^l (resp. τ^l) et la tendance temporelle linéaire prédite pour les années postérieures à la mise en œuvre d'une politique.

3. Résultats

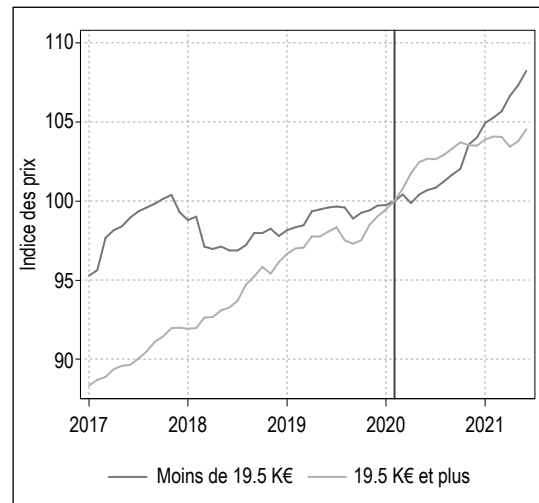
3.1. Première approche descriptive de l'évolution des prix

La figure I présente l'évolution trimestrielle des prix dans les communes au sein des aires urbaines selon la distance au centre de l'aire urbaine et de la densité d'habitants de la commune. Cette représentation permet une première exploration des hypothèses 1 et 2, selon lesquelles les prix immobiliers baissent près du centre d'emploi et dans les communes denses et augmentent dans les autres. Nous calculons une moyenne pondérée par la population en 2017 des indices de prix au niveau des communes, et nous comparons l'évolution des prix entre les communes : d'une part selon la distance au centre (avec un seuil à 25 km correspondant à la distance médiane), d'autre part selon la densité (seuil de 279 habitants/km² correspondant à la densité médiane).

L'évolution des prix est assez proche dans les deux groupes de communes que ce soit avant ou après l'apparition de la Covid (figure I-A). En revanche, un changement apparaît dans l'évolution des prix selon la densité (figure I-B) : ils augmentent plus fortement dans les communes les plus denses sur la période 2017-2020, puis plus vite dans les communes les moins denses à partir de mars 2020.

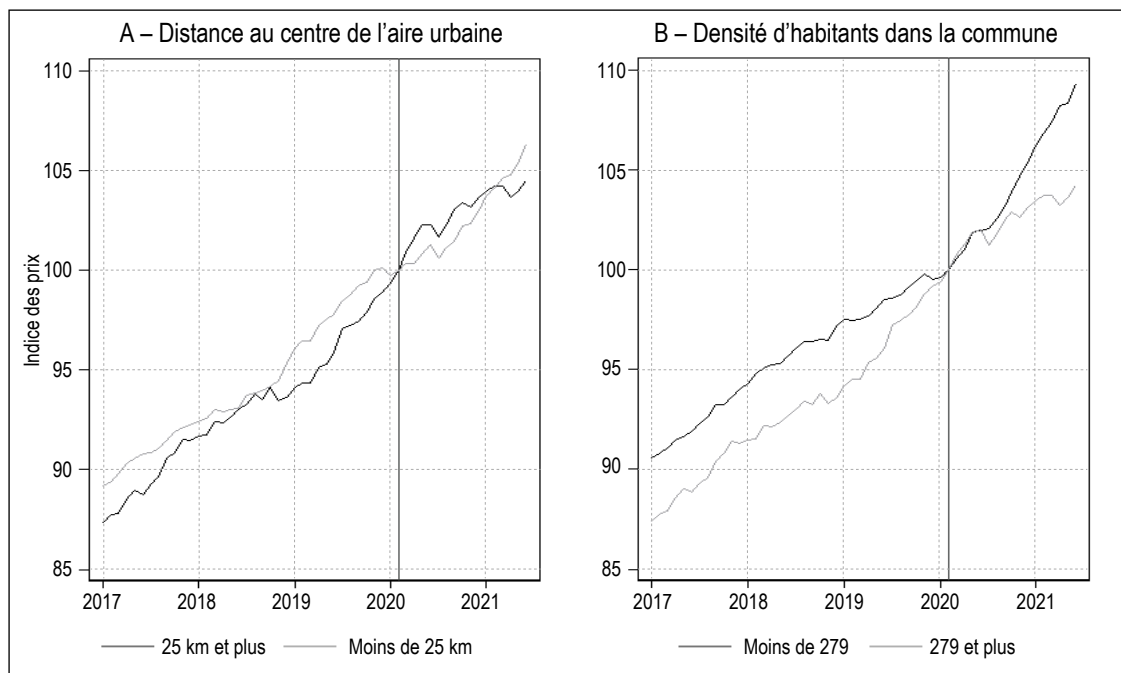
La figure II montre la variation des prix de l'immobilier selon le revenu médian de l'aire urbaine, utilisé comme *proxy* de la productivité. De cette manière, nous explorons l'hypothèse 3 selon laquelle « les prix baissent dans les agglomérations à forte productivité ». On distingue deux groupes d'aires urbaines selon le revenu médian (de part et d'autre du revenu médian annuel au niveau national en 2017). Entre 2017 et 2020, c'est dans les aires urbaines dont le

Figure II – Évolution des prix des aires urbaines selon le revenu médian



Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017.

Figure I – Variation des prix dans les communes des grandes aires urbaines en fonction de la distance au centre de l'aire urbaine et de la densité d'habitants



Note : l'indice des prix correspond à la moyenne, pondérée par la population, calculée pour toutes les communes de chaque groupe. Chaque indice agrégé est normalisé de telle sorte que Mars 2020 = 100. La moyenne mobile des prix dans chaque groupe sur les douze derniers mois est ensuite calculée.

Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017 ; IGN.

revenu médian est le plus élevé que les prix ont connu les plus fortes hausses, témoignant de leur attractivité globale et du dynamisme du marché de l'immobilier. À partir de mars 2020, la hausse des prix y ralentit, et elle s'accélère au contraire dans les aires urbaines où le revenu médian est inférieur à 19 500 euros.

Nous comparons enfin la variation des prix entre aires urbaines selon les dotations en aménités naturelles (part d'espaces naturels et présence de grandes rivières ou fleuves) pour explorer l'hypothèse 4 selon laquelle « les prix augmentent dans les agglomération dotées d'un niveau élevé d'aménités naturelles ». La tendance des prix est restée du même ordre avant et depuis le début de la crise dans les aires urbaines où la part d'espaces naturels est supérieure à la médiane, alors qu'elle s'est un peu tassée pour les autres (figure III-A). En revanche, la hausse des prix est un peu plus forte dans les aires urbaines comprenant un cours d'eau entre 2017 et 2020 puis, à partir de mars 2020, les prix semblent se stabiliser dans les aires urbaines contenant une telle aménité, tandis qu'ils continuent à augmenter fortement dans les autres (figure III-B).

3.2. Résultats des estimations

3.2.1. Analyses intra-aires urbaines

Pour analyser les changements d'évolution des prix survenus après l'apparition de la Covid-19 entre les communes des grandes agglomérations, nous estimons l'équation (1). Des effets fixes

« communes » sont introduits pour contrôler d'éventuelles différences de caractéristiques inobservées entre communes, puis des effets « date×aire urbaine » et « mois×commune » sont ajoutés pour contrôler d'éventuels chocs modifiant les dynamiques de prix dans certaines aires urbaines et les variations saisonnières des prix spécifiques à chaque commune. On introduit en dernier des tendances linéaires annuelles par commune qui permettent de contrôler de ces différences de tendances linéaires préalables dans l'évolution des prix. Les résultats sont présentés dans le tableau 3.

On constate tout d'abord (tableau 3, colonne 1) que les prix des logements sont négativement associés à la distance au centre de l'aire urbaine, ce qui est un résultat classique de l'économie urbaine. Ils sont également positivement associés à la densité, ce qui est également attendu. L'inclusion des effets fixes communes n'a que peu d'effet sur les résultats. L'amplitude des coefficients estimés est, en revanche, davantage affectée par l'ajout des effets fixes « date×aire urbaine » (col. 3), « mois×commune » (col. 4) et des tendances temporelles linéaires par commune (col. 5). La prise en compte de ces dernières tend à augmenter la significativité et l'amplitude des coefficients estimés. C'est un résultat attendu puisque les tendances de prix avant la Covid-19 étaient parfois différentes en fonction de la densité et la distance au centre de l'aire urbaine (cf. figure I). Les résultats indiquent *in fine* une hausse relative des prix

Figure III – Évolution des prix dans les aires urbaines selon les aménités naturelles

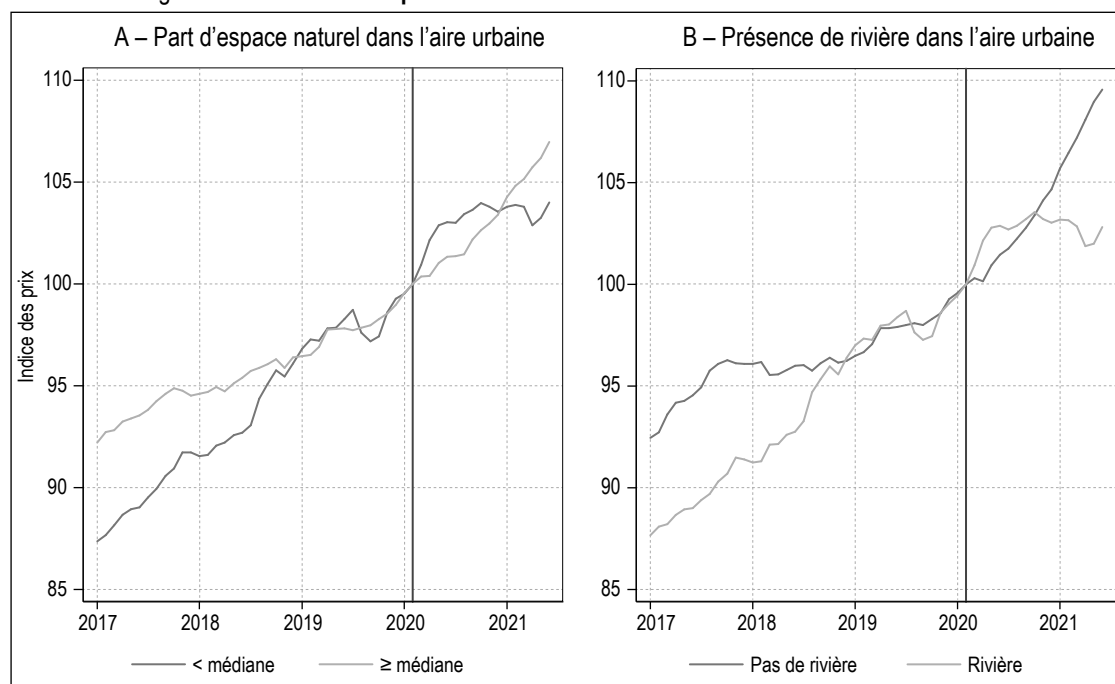


Tableau 3 – Régressions au niveau de la commune

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Densité (habitants/km ²)	0.0016*** (0.0003)				
Distance au centre de l'AU (km)	-1.1544*** (0.0326)				
Covid × Densité	-0.0003*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0002* (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)
Covid × Distance au centre de l'AU	0.0044 (0.0128)	0.0008 (0.0120)	0.0283* (0.0156)	0.0328** (0.0163)	0.0522** (0.0238)
Effets fixes aire urbaine	Oui	Non	Non	Non	Non
Effets fixes Mois × Année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes communes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Date × Aire urbaine	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Mois × Commune	Non	Non	Non	Oui	Oui
Tendance linéaire commune	Non	Non	Non	Non	Oui
Observations	193 173	193 162	193 162	187 031	187 031
R ²	0.2255	0.5083	0.5121	0.6352	0.6522

Note : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1. Erreur-types groupées à la commune entre parenthèses. Les coefficients estimés sont multipliés par 100 pour les rendre plus facilement lisibles. La proportion de maisons dans la commune est contrôlée.

Lecture : l'éloignement au centre de l'aire urbaine d'1 kilomètre supplémentaire est associé à une baisse des prix de 1.15 % dans la commune. Après mars 2020, la baisse des prix est de 1.11 % (-1.15+0.04).

Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017.

dans les communes ayant une densité plus faible et qui sont plus éloignées du centre.

Comme l'analyse de la figure I le suggérait, l'écart de prix entre communes denses et peu denses s'est réduit après le mois de mars 2020. Selon les estimations, l'augmentation de la densité de 1 habitant/km² était associée à une hausse des prix de 0.0016 % dans une commune entre 2016 et mars 2020 (tableau 3, col. 1). En appliquant à ce niveau initial la variation post-Covid (col. 5), une même augmentation de la densité n'était plus associée, après mars 2020, qu'à une hausse de 0.0011 % (0.0016-0.0005) des prix. Ce résultat suggère que l'attrait des aménités purement urbaines, présentes dans les zones denses, s'est réduit au profit d'une demande d'espace plus importante.

Un changement apparaît également par rapport à la distance de la commune au centre de l'aire urbaine. Le gradient des prix lié à la distance est ainsi passé de -1.15 % pour tout kilomètre supplémentaire d'éloignement au centre de l'aire urbaine à un gradient de -1.10 % (-1.15+0.05) après mars 2020. La distance au centre de l'aire, qui représente un point d'intérêt pour les ménages, reste donc un facteur de baisse des prix, mais moindre à partir de la pandémie qu'avant. Si la proximité au centre est encore privilégiée dans la demande de biens immobiliers, elle semble désormais moins valorisée.

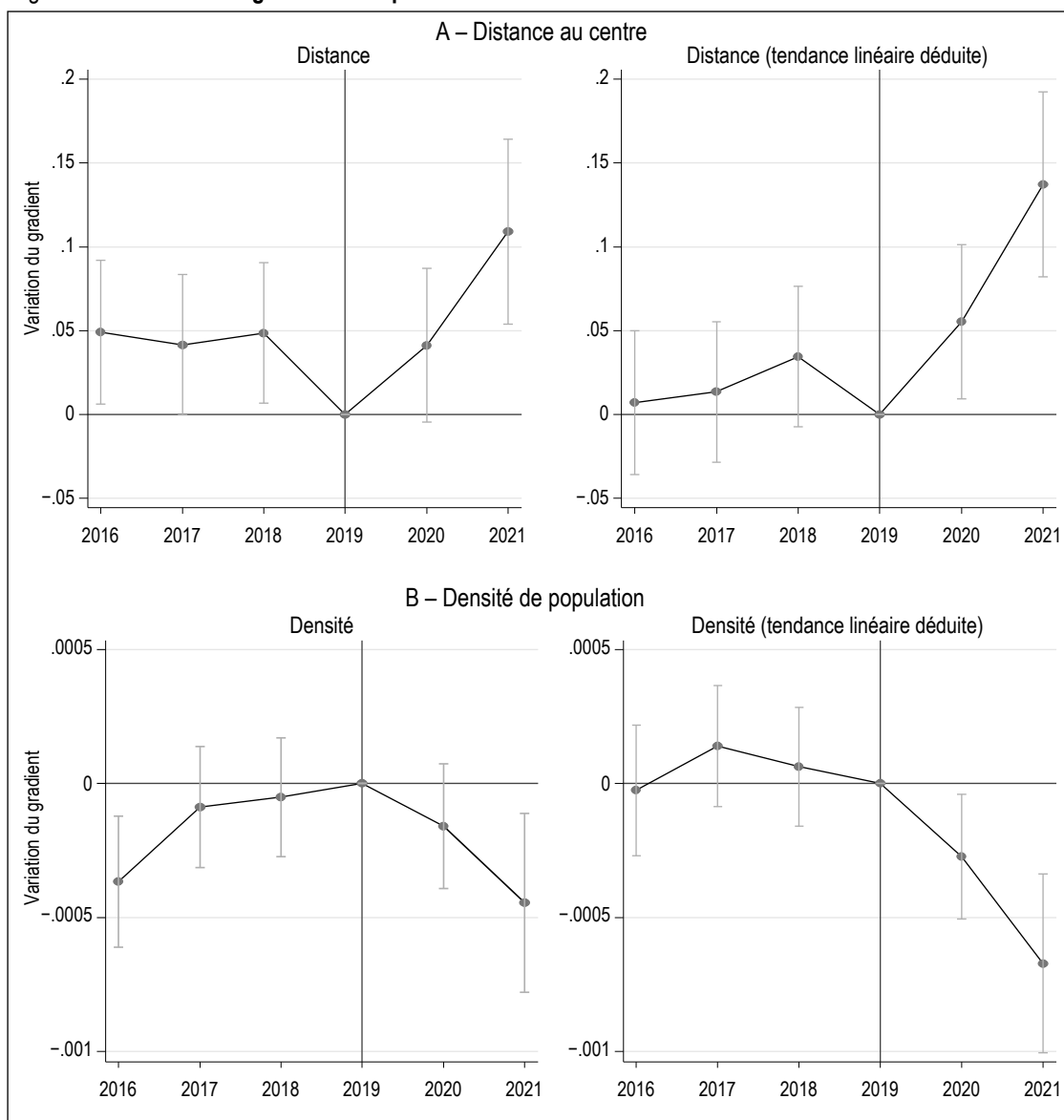
Les résultats obtenus avec les spécifications flexibles (équation 3) sont présentés dans la figure IV, tout d'abord avec les mêmes contrôles

que dans la colonne 4 du tableau 3, puis dans une version où leurs tendances (linéaires) de prix avant Covid-19 ont été déduites, c'est-à-dire la version flexible des résultats présentés dans la colonne 5 du tableau 3. Les coefficients correspondent aux variations de gradients estimés par rapport à la référence de 2019.

Comme les résultats précédents le suggèrent, même si les coefficients estimés avant l'apparition de la Covid-19 ne sont pas toujours significatifs, nous observons une tendance linéaire à la baisse dans la variation du gradient lié à la distance (figure IV-A) : avant 2020 le gradient des prix lié à la distance était plus faible en valeur absolue en 2016 qu'en 2019 et apparaît avoir augmenté assez linéairement entre ces deux périodes ; il semble y avoir eu une tendance à la concentration autour des centres-villes. L'année 2020 marque une rupture nette et un retournement de tendance matérialisé par une diminution du gradient en valeur absolue. La présence d'une tendance avant Covid-19 tendrait donc à induire une sous-estimation des effets de la pandémie sur le gradient des prix liés à la distance. Lorsque la tendance préalable est déduite, les effets de la pandémie apparaissent encore plus nettement.

L'analyse est sensiblement identique en ce qui concerne l'évolution du gradient lié à la densité (figure IV-B). Là aussi, on constate une rupture nette en 2020 : la tendance à l'augmentation des prix dans les communes denses par rapport aux communes moins denses avant l'apparition de la Covid-19 est suivie par une nette diminution relative des prix dans les communes denses.

Figure IV – Variation des gradients des prix associés à la distance au centre et à la densité dans la commune



Note : les barres verticales indiquent les intervalles de confiance à 95 %. Les trois premiers mois de 2020 ont été supprimés.
Sources : DVF 2016-2021 ; RP 2017 ; IGN.

3.2.2. Analyses inter-aires urbaines

Le tableau 4 présente les résultats des estimations pour la spécification inter-aires urbaines (équation 2), en introduisant d'abord les effets fixes « aires urbaines » puis les effets fixes « aires urbaines×mois » et enfin les tendances linéaires par aire urbaine.

On observe, en ligne avec les prédictions du modèle Rosen-Roback, l'association positive entre le revenu (et donc la productivité) et les prix immobiliers. Lorsque tous les contrôles sont inclus (col. 4) on constate, après l'apparition de la crise de la Covid-19, une diminution relative des prix dans les aires urbaines où les revenus sont élevés, par rapport aux aires urbaines où ils le sont moins. Si les aires urbaines qui affichent

un fort dynamisme économique (mesuré par le revenu des ménages) restent très attractives et font donc l'objet d'une forte demande immobilière, ces phénomènes sont moins prononcés après l'apparition de la Covid-19. Cela suggère une possible inflexion dans les préférences, les aires urbaines à la dynamique plus modeste présentant un nouvel attrait. Il est vraisemblable que des prix immobiliers initialement plus faibles génèrent une demande plus importante contribuant, à terme, à accroître les prix sur ces marchés.

En revanche, nos résultats ne montrent pas de variations de prix qui seraient expliquées par les variables d'aménités naturelles suite à l'apparition de la Covid-19. La variable « part de rivières et fleuves » n'est jamais significative, et l'effet significatif de la variable « Covid×Part

Tableau 4 – Régressions au niveau de l'aire urbaine

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
Revenu médian (€)	0.0110*** (0.0008)			
Part de rivières et fleuves (%)	1.1918 (0.9562)			
Part d'espaces naturels (%)	0.0053 (0.0538)			
Covid × Revenu médian	0.0002 (0.0002)	-0.0000 (0.0002)	-0.0000 (0.0002)	-0.0006** (0.0003)
Covid × Part de rivières et fleuves	0.2528 (0.4148)	0.0699 (0.3080)	0.0787 (0.3065)	0.5717 (0.4539)
Covid × Part d'espaces naturels	-0.0248 (0.0244)	-0.0704*** (0.0186)	-0.0662*** (0.0183)	-0.0019 (0.0227)
Effets fixes Mois × Année	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes Aire urbaine	Non	Oui	Oui	Oui
Effets fixes Aire urbaine × mois	Non	Non	Oui	Oui
Tendance linéaire aire urbaine	Non	Non	Non	Oui
Observations	46 976	46 976	46 973	46 973
R ²	0.2477	0.6671	0.7264	0.7352

Note : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1. Erreur-types groupées à l'aire urbaine entre parenthèses. Les coefficients estimés sont multipliés par 100 pour les rendre plus facilement lisibles. La proportion de maisons dans l'aire urbaine est contrôlée.

Lecture : une augmentation du revenu médian dans l'aire urbaine de 1 000 € est associée à une augmentation des prix de 11 %.

Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017 ; Corine Land Cover 2018.

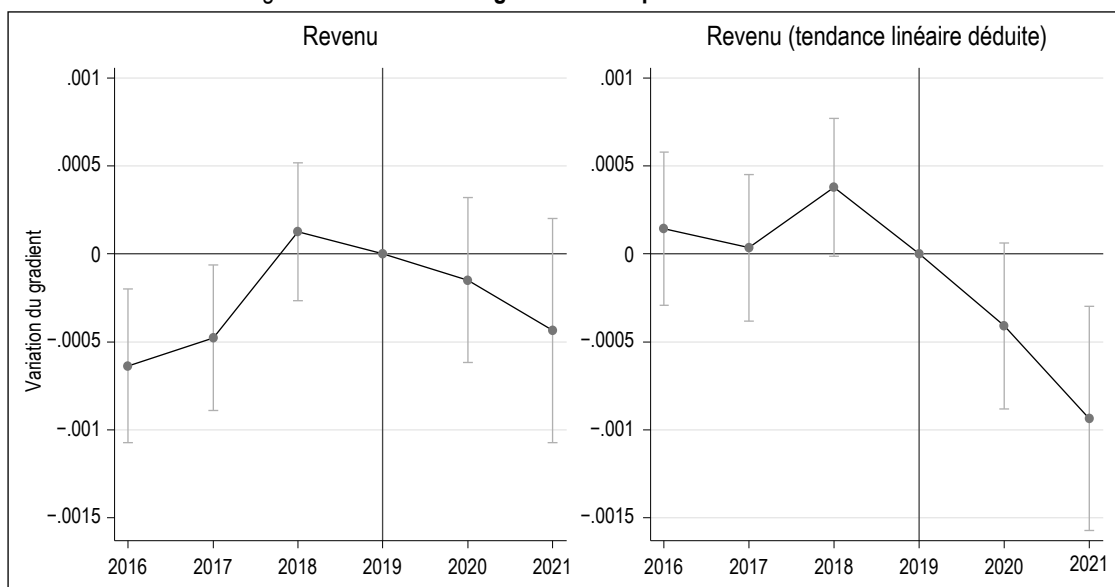
d'espaces naturels » disparaît lorsque les tendances linéaires de prix sont incluses. La présence de ces aménités naturelles ne ressort pas comme une caractéristique particulièrement déterminante dans les choix de localisation des ménages après la crise, et l'hypothèse 4 ne semble ainsi pas validée empiriquement sur les marchés immobiliers français.

Les résultats obtenus à partir des spécifications flexibles (équation 4) sont présentés dans les figures V (revenus) et VI (aménités naturelles). Comme pour l'analyse intra-aire urbaine, le modèle est estimé tout d'abord sans, puis avec contrôle de leurs tendances (linéaires) de prix avant la Covid-19, ce qui correspond, respectivement, aux contrôles des colonnes 3 puis 4 du tableau 4.

On observe d'abord que le gradient associant positivement les prix et les revenus avait tendance à augmenter assez linéairement jusqu'en 2018, se stabilise entre 2018 et 2019 et diminue fortement après cette date (figure V). Une fois éliminée la tendance linéaire préalable, la baisse du gradient à partir de 2020 est encore plus forte. Cela confirme les résultats précédents par rapport à l'hypothèse 3.

En revanche, nous n'observons pas de rupture dans les gradients associés aux aménités naturelles de l'aire urbaine (figure VI) : la tendance à la baisse du gradient associé à la part d'espaces naturels se poursuit après 2020 et le gradient associé à la part de rivières apparaît assez constant tout au long de la période. Comme le suggéraient les résultats des estimations précédentes, l'évolution des

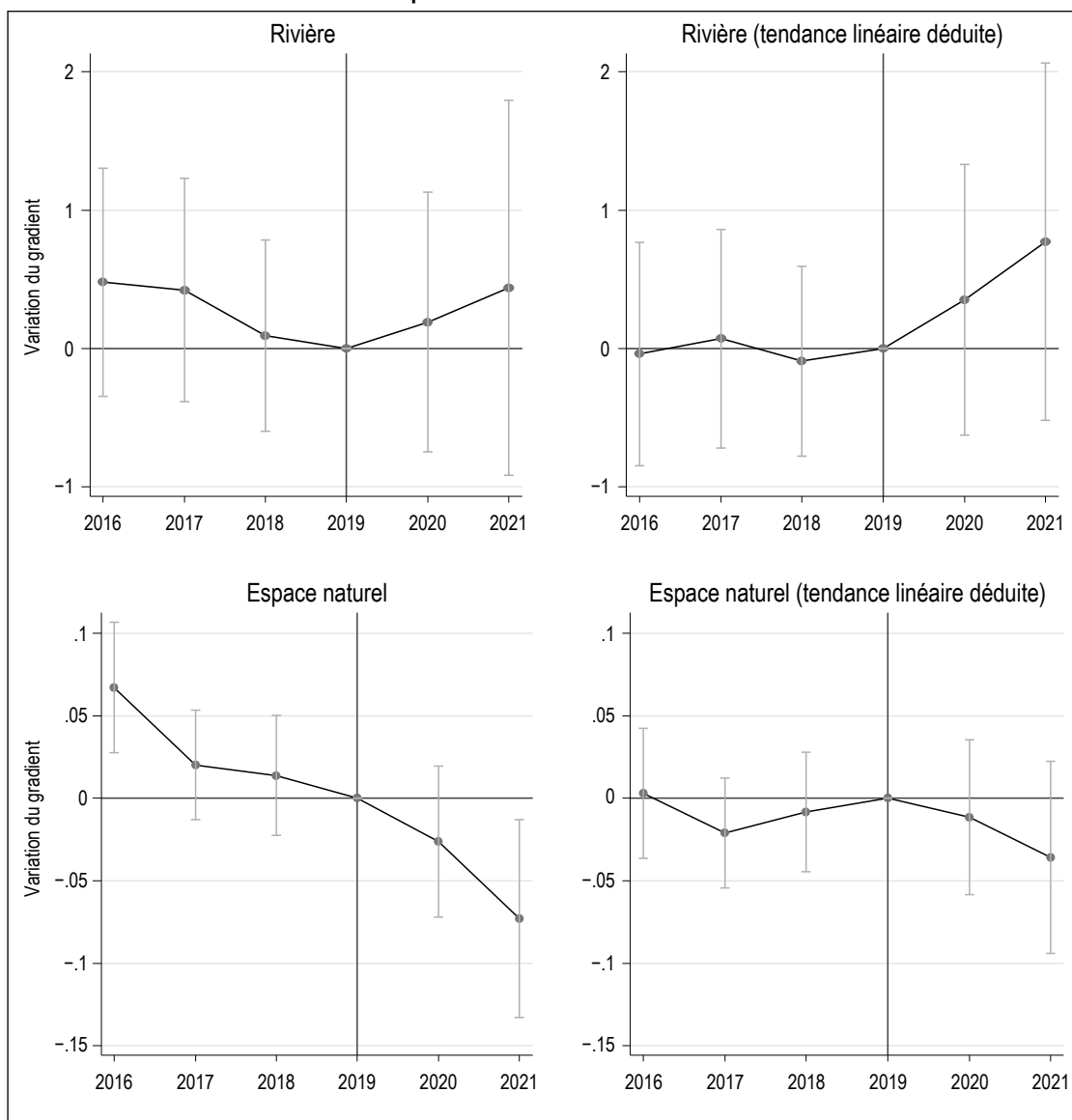
Figure V – Variation des gradients des prix associés au revenu



Note : les barres verticales indiquent les intervalles de confiance à 95 %. Les trois premiers mois de 2020 ont été supprimés.

Sources : DVF 2016-2021 ; RP 2017.

Figure VI – Variation des gradients des prix associés à la part de rivières et d'espaces naturels dans l'aire urbaine



Note : les barres verticales indiquent les intervalles de confiance à 95 %. Les trois premiers mois de 2020 ont été supprimés.
Sources : DVF 2016-2021 ; Corine Land Cover 2018.

prix en fonction de la présence de ces aménités naturelles au sein de l'aire urbaine ne change pas substantiellement après l'apparition de la Covid.

3.3. Robustesse

Dans l'analyse menée jusqu'à maintenant, nous avons examiné les effets potentiels de la crise Covid après mars 2020, c'est-à-dire le début du premier confinement. Mais l'effet de la Covid sur les prix des logements est peu susceptible de s'être matérialisé dans les deux premiers mois de la période, à la fois en raison du confinement et des délais de signature des transactions immobilières. Toutefois, nous estimons un effet moyen sur la période allant jusqu'en juillet 2021 ce qui n'implique donc pas nécessairement que

l'effet ait débuté dès avril. Il est par ailleurs peu probable que les estimations soient influencées par l'inclusion ou non des transactions ayant eu lieu pendant le confinement dans la mesure où ces transactions ont été peu nombreuses : le nombre moyen de transactions par commune a ainsi baissé de 53 % en avril 2020 par rapport à avril 2019. Néanmoins, pour vérifier la robustesse des résultats à l'exclusion de transactions peu susceptibles d'avoir été affectées par la pandémie, nous ré-estimons nos équations en décalant le début de la période Covid en juin 2020, ce qui correspond au mois qui suit la fin du premier confinement. Les résultats, présentés en annexe, montrent que ce changement de date ne modifie pas les résultats.

Nous effectuons également des tests « placebo ». Ces tests consistent à évaluer l'effet de pandémies fictives qui auraient eu lieu en 2017, 2018 et 2019 en se restreignant aux transactions ayant eu lieu avant 2020. L'idée est que ces pandémies fictives ne devraient pas avoir d'effet significatif sur la dynamique des prix. Nous estimons les mêmes spécifications que celles présentées dans la colonne 5 du tableau 3 pour les communes, et de la colonne 4 du tableau 4 pour les aires urbaines, en faisant varier la date de début de la pandémie entre 2017 et 2019. Les résultats (voir en annexe) ne font apparaître – de manière rassurante – aucune variation significative au seuil de 5 % dans la dynamique des prix après ces pandémies fictives.

* *
*

Dans cet article, nous avons cherché à explorer la façon dont la pandémie a affecté les choix de localisation des ménages et les marchés immobiliers résidentiels en France. Les résultats montrent qu'à l'échelle intra-aire urbaine, les prix ont relativement plus augmenté dans les zones les moins denses, ainsi que dans les zones les plus éloignées des centres d'aires urbaines, après l'apparition de la Covid-19, suggérant que les ménages recherchent plus d'espace et valorisent moins les externalités positives qui peuvent être produites par une densité élevée. À l'échelle inter-aire urbaine, le niveau de productivité, capté par le niveau de revenu, explique également en partie les différences dans les variations de prix. En revanche, nous ne trouvons pas d'effet significatif du niveau d'aménités.

Nos résultats vont donc dans le sens attendu des hypothèses 1 et 2 selon lesquelles les prix de l'immobilier diminuent au centre et augmentent en périphérie des aires urbaines, là où les densités de population sont plus faibles. Ils rejoignent ceux de Gupta *et al.* (2021) et de Ramani & Bloom (2021) sur données américaines. Les premiers montrent effectivement que la crise a entraîné une baisse des prix des logements et des loyers dans les centres-villes et une hausse des prix dans les zones éloignées du centre (aplatissant ainsi cette relation entre distance au centre et prix dans la plupart des zones métropolitaines américaines). Les seconds montrent, dans les grandes villes américaines, un déplacement (qu'ils appellent *donut effect*) de la demande immobilière des ménages des centres-villes denses vers des localisations suburbaines de plus faible densité.

Nos estimations vont également dans le sens de l'hypothèse 3 selon laquelle les prix augmentent dans les agglomérations à plus faible productivité. Ce résultat est en ligne avec ceux de Brueckner *et al.* (2021) qui montrent, sur données américaines, une pression à la baisse, consécutive à la crise sanitaire et au développement du télétravail, sur les prix des logements dans les villes à forte productivité. En revanche, l'hypothèse 4 selon laquelle les prix tendraient à augmenter dans les agglomérations présentant un certain niveau d'aménités naturelles ne se vérifie pas dans nos estimations. Nous nous éloignons donc sur ce point des résultats de Brueckner *et al.* (2021) montrant que les prix des logements ont augmenté dans les villes fortement dotées en aménités et baissé dans les villes qui en sont démunies. Toutefois, les auteurs mobilisent pour les aménités naturelles une batterie plus riche d'indicateurs (différences de températures, de précipitations, proximité des océans, etc.). Or une partie d'entre eux n'est pas disponible à l'échelle d'analyse qui est la nôtre. Nous ne pouvons donc exclure que les aménités que nous considérons ne sont pas nécessairement celles dont le changement de valorisation a été le plus fort.

Notre exploration présente également d'autres limites que nous devons souligner. Notamment, nous avons considéré que la pandémie avait pu affecter la demande immobilière principalement à travers deux facteurs : par la hausse du recours au télétravail et par des changements de préférences liés aux confinements successifs. Cela nous a permis de dégager un nombre limité d'hypothèses qui ont ensuite pu être testées. Cela n'épuise cependant pas les effets que la pandémie a pu avoir sur des comportements en lien avec la demande immobilière : par exemple, la peur des contaminations a pu augmenter les coûts psychologiques du transport. Dans ce cas, les ménages opteraient pour des localisations peu éloignées du centre ou privilégieraient l'usage d'un véhicule privé, avec un coût additionnel. Cela pourrait alors atténuer les évolutions du gradient des prix le long de l'espace urbain. Il ne nous est pas non plus possible de distinguer les effets respectifs des deux facteurs potentiels, ni d'affirmer que ce sont précisément ceux-ci qui expliquent les évolutions de prix observées. Autant que des changements directement induits par la crise, il est possible que des changements sociétaux plus profonds, notamment dans les équilibres entre vie familiale et vie professionnelle, contribuent à une partie des évolutions. Si tel est le cas, la crise sanitaire a pu avoir agi comme un accélérateur, amenant les ménages à concrétiser des projets de mobilité qu'ils considéraient déjà avant la Covid.

Sous ces réserves, il semblerait que l'on assiste, à l'échelle intra-aire urbaine, à un renforcement du phénomène de périurbanisation déjà en cours depuis plusieurs décennies. L'effet observé sur les prix des marchés résidentiels des communes distantes et peu denses laisse penser que ce sont en premier lieu des individus pouvant télétravailler, souvent cadres et dotés d'un fort capital économique et culturel, qui ont afflué vers les communes périurbaines. Dès lors, en plus d'un effet sur les prix immobiliers, ces évolutions potentielles dans la composition sociale des habitants peuvent avoir à terme des conséquences sur la dynamique économique globale des communes. Cela peut déboucher sur des processus de gentrification, avec un accroissement des inégalités et un renforcement de l'exclusion des catégories sociales les plus fragiles. Néanmoins, si des populations relativement aisées arrivent dans des communes où des populations moins aisées peuvent rester malgré une dynamique de prix à la hausse, par exemple

grâce au logement social, cela pourrait favoriser la mixité sociale.

À l'échelle inter-aire urbaine, le rattrapage des prix immobiliers des villes où la productivité est la plus faible laisse envisager un rééquilibrage économique et social à une échelle plus large : des territoires qui pouvaient être en perte de vitesse économique pourraient être redynamisés par l'arrivée d'une nouvelle population. Néanmoins, notre analyse ne permet pas à ce stade d'observer finement les effets d'une recomposition sociale des communes ou des aires urbaines. De plus, il est difficile de savoir si les changements observés sur la période étudiée se confirmeront à plus long terme ou s'ils ne sont que temporaires : nos données s'arrêtent en juillet 2021, à un moment où la pandémie n'était pas terminée et où les recommandations gouvernementales concernant le télétravail avaient toujours cours. Il faut donc se demander si les changements observés dureront au-delà de la pandémie, et s'ils affecteront la dynamique des inégalités socio-spatiales. □

BIBLIOGRAPHIE

- Ahlfeldt, G., Roth, D. & Seidel, T. (2018). The Regional Effects of Germany's National Minimum Wage. *Economics Letters*, 172, 127–130. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2018.08.032>
- Angrist, J. & Pischke, J. (2008). *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton University Press.
- Alonso, W. (1964). *Location and Land Use. Toward a General Theory of Land Rent*. Cambridge: Harvard University Press.
- Bergeaud, A., Eyméoud, J.-B., Garcia, T. & Henricot, D. (2022). Working From Home and Corporate Real Estate. *LIEPP Working Paper*. <https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-03548889>
- Brajon, D. & Leroi, P. (2022). Le télétravail s'installe durablement. L'Institut Paris Région, *Note rapide* N° 930. https://www.institutparisregion.fr/fileadmin/NewEtudes/000pack2/Etude_2728/NR_930_web.pdf
- Breuillé, M., Le Gallo, J., & Verhaci, A. (2022). Residential Migration and the COVID-19 Crisis: Towards an Urban Exodus in France? *Economie & Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 57–73 (ce numéro).
- Bricongne, J.-C., Meunier, B. & Pouget, S. (2021). Web Scraping Housing Prices in Real-time: the Covid-19 Crisis in the UK. Banque de France, *Working Paper* N° 827. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3916196>
- Brueckner, J., Kahn, M. & Lin, G. (2021). A New Spatial Hedonic Equilibrium in the Emerging Work-from-Home Economy. *NBER Working Paper* N° 28526. <https://doi.org/10.3386/w28526>
- Cheung, K., Yiu, E. & Xiong, C. (2021). Housing Market in the Time of Pandemic: A Price Gradient Analysis from the COVID-19 Epicentre in China. *Journal of Risk and Financial Management*, 14(3), 1–17. <https://doi.org/10.3390/jrfm14030108>
- Duc, C. & Souquet, C. (2020). L'impact de la crise sanitaire sur l'organisation et l'activité des sociétés. *Insee Première* N° 1830, décembre. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4994488>
- Dustmann, C., Lindner, A., Schönberg, U., Umkehrer, M. & vom Berge, P. (2022). Reallocation Effects of the Minimum Wage. *Quarterly Journal of Economics*, 137(1), 267–328. <https://doi.org/10.1093/qje/qjab028>
- Egami, N. & Yamauchi, S. (2021). Using Multiple Pre-treatment Periods to Improve Difference-in-Differences and Staggered Adoption Designs. *Working Paper*. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2102.09948>
- France Stratégie (2022). Les villes moyennes, un pilier durable de l'aménagement du territoire ? *La note d'analyse*, janvier 2022. <https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/fs-2022-na107-villes-moyennes-janvier.pdf>

- Gupta, A., Mittal, V., Peters, J. & Van Nieuwerburgh, S. (2022).** Flattening the Curve: Pandemic Induced Revaluation of Urban Real Estate. *Journal of Financial Economics*, 146(2), 594–636. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2021.10.008>
- Huang, N., Pang, J. & Yang, Y. (2021).** COVID-19 and the Urban Housing Market in China. *Working Paper SSRN*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3642444>
- Liu, S. & Su, Y. (2021).** The Impact of the COVID-19 Pandemic on the Demand for Density: Evidence from the U.S. Housing Market. *Economics Letters*, 207, 110010. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2021.110010>
- McFadden, D. (1977).** Modeling the Choice of Residential Location. *Transportation Research Record*. <https://onlinepubs.trb.org/Onlinepubs/trr/1978/673/673-012.pdf>
- Mills, E. S. (1967).** An Aggregative Model of Resource Allocation in a Metropolitan Area. *American Economic Review*, 57, 97–210. <https://www.jstor.org/stable/1821621>
- Monras, J. (2019).** Minimum Wages and Spatial Equilibrium: Theory and Evidence. *Journal of Labor Economics*, 37(3), 853–904. <https://doi.org/10.1086/702650>
- Mora, R. & Reggio, I. (2019).** Alternative Diff-in-Diffs Estimators with Several Pretreatment Periods. *Econometric Reviews*, 38(5), 465–486. <https://doi.org/10.1080/07474938.2017.1348683>
- Muth, R. F. (1969).** *Cities and Housing. The Spatial Pattern of Urban Residential Land Use*. Chicago and London: The University of Chicago Press.
- Qian, X., Qiu, S., Zhang, G. (2021).** The impact of COVID-19 on housing price: Evidence from China. *Finance Research Letter*, 43, 101944. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2021.101944>
- Ramani, A. & Bloom, N. (2021).** The Donut Effect of Covid-19 on Cities. NBER *Working Paper* N° 28876. <https://doi.org/10.3386/w28876>
- Roback, J. (1982).** Wages, Rents, and the Quality of Life. *Journal of Political Economy*, 90(6), 1257–1278. <https://www.jstor.org/stable/1830947>
- Rosen, K. T. (1979).** A Regional Model of Multifamily Housing Starts. *Real Estate Economics*, 7, 63–76. <https://doi.org/10.1111/1540-6229.00195>
-

ANNEXE

ANALYSES DE ROBUSTESSE

Tableau A1 – Régression au niveau de la commune (début en juin 2020)

Variabes	(1)	(2)	(4)	(5)	(6)
Densité	0.0016*** (0.0003)				
Distance au centre de l'AU	-1.1553*** (0.0326)				
Covid × Densité	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	-0.0005*** (0.0001)
Covid × Distance au centre de l'AU	0.0093 (0.0133)	0.0062 (0.0125)	0.0337** (0.0164)	0.0434*** (0.0168)	0.0699*** (0.0236)
Effets fixes Mois × Année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes communes	Non	Oui	Oui	Oui	Oui
Date × Aire urbaine	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Mois × Commune	Non	Non	Non	Oui	Oui
Tendance linéaire commune	Non	Non	Non	Non	Oui
Observations	193 173	193 162	193 162	187 031	187 031
R ²	0.2255	0.5083	0.5121	0.6352	0.6522

Note : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1. Erreur-types groupées à la commune entre parenthèses. Les coefficients estimés sont multipliés par 100 pour les rendre plus facilement lisibles. La proportion de maisons dans la commune est contrôlée.
Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017.

Tableau A2 – Régression au niveau de l'aire urbaine (début en juin 2020)

Variabes	(1)	(2)	(3)	(4)
Revenu médian (€)	0.0111*** (0.0008)			
Part de rivières et fleuves (%)	1.2033 (0.9582)			
Part d'espaces naturels (%)	0.0041 (0.0538)			
Covid × Revenu médian	-0.0001 (0.0003)	-0.0002 (0.0002)	-0.0002 (0.0002)	-0.0009*** (0.0003)
Covid × Part de rivières et fleuves	0.2292 (0.4689)	0.1459 (0.3552)	0.2183 (0.3590)	0.7554 (0.4792)
Covid × Part d'espaces naturels	-0.0216 (0.0263)	-0.0768*** (0.0200)	-0.0757*** (0.0198)	-0.0192 (0.0236)
Effets fixes Mois × Année	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes Aire urbaine	Non	Oui	Oui	Oui
Effets fixes Aire urbaine × Mois	Non	Non	Oui	Oui
Tendance linéaire aire urbaine	Non	Non	Non	Oui
Observations	46 976	46 976	46 973	46 973
R ²	0.2477	0.6671	0.7264	0.7353

Note : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1. Erreur-types groupées à l'aire urbaine entre parenthèses. Les coefficients estimés sont multipliés par 100 pour les rendre plus facilement lisibles. La proportion de maisons dans l'aire urbaine est contrôlée.
Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017 ; Corine Land Cover 2018.

Tableau A3 – Tests placebo

	Communes		
	2019	2018	2017
Période × Densité	-0.0001 (0.0001)	-0.0002 (0.0002)	0.0002 (0.0001)
Période × Distance au centre	-0.0364 (0.0283)	0.0268 (0.0343)	0.0184 (0.0282)
Observations	136 607	136 607	136 607
R^2	0.6862	0.6862	0.6862
	Aires urbaines		
	2019	2018	2017
Période × Revenu médian	-0.0004 (0.0003)	0.0006* (0.0003)	0.0000 (0.0003)
Période × Part de rivières et fleuves (%)	0.0602 (0.4041)	-0.2532 (0.5066)	0.1060 (0.4426)
Période × Part d'espaces naturels (%)	0.0185 (0.0256)	0.0250 (0.0288)	-0.0353 (0.0238)
Observations	34 937	34 937	34 937
R^2	0.7649	0.7649	0.7649

Note : *** p<0.01 ; ** p<0.05 ; * p<0.1. Erreur-types groupées à la commune pour les estimations au niveau des communes et à l'aire urbaine pour les estimations au niveau des aires urbaines entre parenthèses. Les coefficients estimés sont multipliés par 100 pour les rendre plus facilement interprétables. Les variables de contrôle correspondent à celles de la colonne (4) du tableau 3 (resp. 4) pour les estimations au niveau des communes (resp. aires urbaines). Les transactions postérieures au 31 décembre 2019 sont supprimées. La variable « Période » correspond à une date de traitement fictive commençant au début de l'année indiquée en haut de chaque colonne.

Source : DVF 2016-2021 ; Insee, RP 2017 ; Corine Land Cover 2018.

Une analyse territoriale de l'impact de la crise sanitaire de 2020 sur la masse salariale du secteur privé : effets structurels et effets locaux

Regional Analysis of the Impact of the 2020 Health Crisis on the Private-Sector Wage Bill: Structural and Local Effects

Mallory Bedel-Mattmuller*, Fadia El Kadiri* et Lorraine Felder Zentz*

Résumé – En France métropolitaine, le secteur privé a été durement touché par la crise sanitaire : malgré le dispositif d'activité partielle largement déployé, la masse salariale a diminué en moyenne de 5.3 % en 2020. Cette décroissance globale masque néanmoins des disparités territoriales. L'objectif de l'article est d'étudier l'impact hétérogène de la crise sanitaire sur la masse salariale privée selon les zones d'emploi. L'analyse montre que la structure sectorielle des emplois est déterminante : elle explique 60 % de la variabilité du choc différencié selon les territoires. Toutefois, d'autres effets apparaissent significatifs dans certaines zones : le niveau de qualification de la main d'œuvre, le degré de concentration des entreprises et le rôle joué par les « navetteurs ». Ces derniers expliquent ainsi que la présence d'une zone résidentielle voisine influence négativement l'évolution de la masse salariale privée du territoire considéré. D'autre part, ils font déborder l'effet d'amortisseur de l'emploi intérimaire dans plusieurs zones, notamment dans un *cluster* identifié en Bretagne.

Abstract – In metropolitan France, the private sector was severely affected by the health crisis: despite the widely deployed partial activity scheme, the wage bill fell on average by 5.3% in 2020. However, this overall drop conceals regional disparities. The aim of this article is to study the heterogeneous impact of the health crisis on the private-sector wage bill by employment zones. The analysis shows that the sectoral employment structure is the key factor: it explains 60% of the variation in the shock broken down by region. However, there are also other effects that appear to be significant in certain zones: the labour force qualification level, the level of concentration of companies and the role played by commuters. The latter show that the presence of a neighbouring residential zone has a negative impact on the change in the private-sector wage bill in the region under consideration. Furthermore, they cause the shock-absorbing effect of temporary employment to spill over into several multiple zones, especially within one cluster identified in Brittany.

JEL : E24, R11, R15, J31, C31, G01

Mots-clés : crise, emploi, zones d'emploi, secteurs d'activité, analyse structurelle-résiduelle, autocorrélation spatiale, modèle d'économétrie spatiale

Keywords: crisis, employment, employment zones, business sectors, shift-share analysis, spatial autocorrelation, spatial econometrics model

*Agirc-Arrco. Correspondance : felkadiri@agirc-arrco.fr

Les auteurs tiennent à remercier l'ensemble de la Direction Technique de l'Agirc-Arrco pour sa disponibilité et ses conseils. Les auteurs adressent également leurs sincères remerciements à Romane Beaufort, Mélina Ramos-Gorand, et aux deux rapporteurs anonymes pour leurs relectures attentives, leurs conseils et leurs critiques judicieuses qui ont contribué à alimenter leurs réflexions. Enfin, les auteurs remercient Doriane Mattmuller pour son aide précieuse dans la réalisation des cartes.

Reçu en octobre 2021, accepté en juillet 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: Bedel-Mattmuller, M., El Kadiri, F. & Felder Zentz, L. (2022). Regional Analysis of the Impact of the 2020 Health Crisis on the Private-Sector Wage Bill: Structural and Local Effects. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 95–114. doi: 10.24187/ecostat.2022.536.2082

L'année 2020 a été marquée par une crise sanitaire exceptionnelle due à la pandémie de Covid-19. Pour freiner la propagation du virus, les gouvernements ont eu recours à des actions inédites : fermetures administratives d'établissements, confinements stricts de la population, couvre-feux, etc. Cela a inévitablement impacté l'économie : à l'échelle mondiale, le PIB a diminué de 3.3 % en 2020 (International Monetary Fund, 2021). En France en 2020, l'activité affiche un recul historique, avec une baisse de 7.9 % du produit intérieur brut en euros constants (Amoureux *et al.*, 2021). Le secteur privé en particulier a été très durement touché par la crise sanitaire : l'estimation de l'Urssaf Caisse nationale recense 275 800 destructions d'emplois salariés (Boulliung & Amoros, 2021). Les emplois intérimaires ont notamment marqué le pas, s'ajustant à court terme aux différentes mesures de restriction. Pour autant, des destructions d'emploi en France ont été évitées grâce au dispositif d'activité partielle et aux différentes aides et aménagements proposés par l'État (fonds de solidarité, prêts garantis par l'État, remises d'impôts directs, etc.).

Les secteurs d'activité se répartissent de façon hétérogène sur le territoire français, c'est pourquoi les régions n'ont pas été touchées de façon identique par la crise économique. Ainsi, les départements spécialisés dans le tourisme ou l'industrie ont été impactés en premier lieu : c'est le cas des départements de la Corse et de la Savoie, ou encore de l'Ain et du Pas-de-Calais (Charton & Durieux, 2021). À l'inverse, les territoires dans lesquels l'usage du télétravail est plus courant, comme la région Île-de-France, ont relativement mieux résisté à la crise sanitaire (OCDE, 2020).

Pour mieux comprendre les effets hétérogènes de la crise sanitaire sur l'emploi en France, des analyses territoriales ont été réalisées afin d'isoler l'effet lié à la structure sectorielle des emplois locaux. Elles s'appuient sur la méthode de décomposition structurelle-résiduelle, qui permet de décomposer une évolution ou un taux lié à l'emploi (par exemple l'évolution du nombre d'emplois ou le taux de recours au dispositif d'activité partielle) en un effet structurel traduisant la composition sectorielle des emplois locaux et un effet résiduel local obtenu par différence (Kubrak, 2018). Les premières analyses de la crise sanitaire montrent que si la structure sectorielle des emplois est une composante importante pour expliquer la variabilité du choc entre les territoires, elle reste toutefois insuffisante pour l'expliquer entièrement. Ainsi,

des travaux étudiant l'impact de la crise sanitaire à partir de l'évolution du nombre d'emplois (Bouvard *et al.*, 2021) ou à partir de celle de la masse salariale du secteur privé (Barrot, 2021) montrent que ce sont les effets dits locaux qui sont déterminants. Les territoires identifiés comme ayant le mieux résisté à la crise sanitaire grâce à des effets locaux significatifs sont notamment situés en Bretagne et en Nouvelle-Aquitaine (DATAR, 2021).

Au-delà de la structure sectorielle des emplois locaux, la question de la localisation même des entreprises apparaît donc centrale pour estimer l'impact local de la crise sanitaire. Depuis les travaux de Paul Krugman sur l'économie géographique (Krugman, 1991), il est généralement reconnu que les agents économiques sont dépendants du contexte local. Ainsi, les entreprises s'implantent dans des zones denses car elles cherchent à réaliser des économies d'agglomération, ce qui peut provoquer différents effets d'entraînement. Ces derniers étant liés à la localisation des agents, on parle plus souvent d'effets de débordement géographique, ou *spillover effects* (Baumont *et al.*, 2000). Ces mécanismes pourraient même constituer « le moteur essentiel de la performance des territoires » et des territoires voisins (Carré *et al.*, 2019 ; Yang & Wong, 2012). En France, des effets de débordement significatifs ont été mis en évidence sur les créations d'entreprises au niveau des aires métropolitaines (Brunetto & Levratto, 2017) et, au niveau des zones d'emploi, sur l'évolution du nombre d'emplois entre 2009 et 2015 (Carré *et al.*, 2019).

Peut-on identifier les facteurs qui expliquent l'hétérogénéité du choc lié à la crise sanitaire selon les territoires ? Les structures sectorielles locales sont-elles déterminantes ? Dans cet article, nous étudions l'impact territorial de la crise sanitaire à partir de l'évolution de la masse salariale dans le secteur privé en mobilisant les données de la base salaires de l'Agirc-Arrco, en plaçant au centre de l'analyse les concepts d'effet structurel et d'effet local, *via* une analyse spatiale.

Étudier la variation de la masse salariale privée présente un double avantage : cet indicateur permet de rendre compte de l'effet de la crise sanitaire sur le nombre d'emplois, et il intègre également son impact sur les salaires, et de ce fait le recours massif au dispositif d'activité partielle.

Nous approfondissons l'approche de l'effet local avec des méthodes d'économétrie spatiale, pour prendre en compte de façon plus poussée le rôle joué par les effets de voisinage. Il apparaît en

effet important de mieux appréhender l'effet local, qui a été démontré dans la littérature comme essentiel, dans l'explication de l'impact hétérogène de la crise sanitaire en France. Pour étudier l'influence des territoires voisins, la notion d'autocorrélation spatiale est utilisée ; elle se définit comme la corrélation – positive ou négative – entre une variable dans une zone donnée avec la même variable calculée dans les territoires voisins (Loonis & Bellefon, 2018).

Après une rapide présentation des données mobilisées dans la section 1, la section 2 est consacrée à l'analyse de l'impact hétérogène de la crise sanitaire de 2020 sur la masse salariale privée à l'échelle des zones d'emploi. Le lien entre composition sectorielle locale et évolution de la masse salariale privée est analysé avec la méthode structurelle-résiduelle. Dans la section 3, nous explorons les autres facteurs qui expliquent l'impact différencié de la crise sanitaire selon les territoires.

1. Données et méthodologie

L'article porte sur le champ des salariés du secteur privé, plus précisément sur celui des cotisants à l'Agirc-Arrco. En effet, en France, les salariés du secteur privé et leurs employeurs cotisent obligatoirement pour leur retraite de base à la Caisse nationale d'assurance vieillesse (Cnav) ou à la Mutualité sociale agricole (MSA) et pour leur retraite complémentaire à l'Agirc-Arrco. L'Agirc-Arrco comptabilise 18.9 millions de cotisants au 31 décembre 2020. Nous excluons du champ de l'étude les salariés des particuliers employeurs (1.3 million en 2020), les ressortissants de la MSA (environ 1.4 million de salariés en 2020) et les enseignants du secteur privé (environ 115 000 salariés en 2020).

La base de données utilisée pour l'étude est la base individuelle salaires. Elle est constituée en 2018 à partir des déclarations annuelles des données sociales (DADS) et des données mensuelles issues de la Déclaration sociale nominative (DSN). Elle est agrégée au niveau du poste : couple individu-identifiant de l'établissement (Siret). Les données disponibles portent sur les salariés (âge, adresse, etc.), leur contrat de travail (CDI, CDD, temps plein, partiel, statut catégoriel, etc.), la rémunération brute perçue et la période à laquelle se rapporte cette rémunération. Les autres informations disponibles dans la base portent sur l'établissement employeur : code NAF, adresse (permettant notamment de définir la zone d'emploi et si celle-ci est une zone résidentielle ou non, etc.) et un éventuel recours au dispositif d'activité partielle.

La base salaires 2018 compte 30.1 millions de postes. Les bases salaires 2019 et 2020 sont constituées à partir des données DSN uniquement et recensent respectivement 30.6 et 28.5 millions de postes. La seule donnée externe mobilisée est le taux de chômage en 2019 issu des données Insee.

Les secteurs d'activité ont été étudiés au niveau 2 de la nomenclature d'activités française (NAF), qui contient 82 secteurs, hors les sous-secteurs agricoles et les activités des ménages en tant qu'employeur. À ce niveau d'agrégation, des sous-secteurs spécifiques relativement peu impactés par la crise sanitaire sont parfois associés à d'autres secteurs très touchés. Par exemple, le secteur des « autres industries manufacturières » intègre le sous-groupe de la fabrication d'instruments et de fournitures à usage médical et dentaire, mais aussi les sous-secteurs spécifiques de la fabrication de bijoux, de jeux et jouets, d'instruments de musiques et d'articles de sport. D'autre part, les intérimaires (salariés du secteur des activités liées à l'emploi) ne sont pas ventilés dans le secteur d'exécution de leur contrat. Or cette forme d'emploi est très concentrée dans certains secteurs (industrie manufacturière, construction, transport et entreposage) : l'effet de la crise sanitaire sur l'emploi peut par conséquent être sous-estimé dans ces secteurs.

L'analyse est restreinte à la France métropolitaine, les Outre-mer ayant été affectés différemment par les mesures visant à freiner la pandémie. Le maillage territorial retenu dans l'étude est la zone d'emploi, définie comme « un ensemble de communes dans lequel la plupart des actifs résident et travaillent » (Lévy *et al.*, 2020). Ce découpage paraît le plus approprié pour analyser les dynamiques de l'emploi local. Ce zonage, mis à jour en 2020 par l'Insee à partir d'une analyse fine des déplacements domicile-travail, dénombre 287 zones d'emploi en France métropolitaine.

Sauf mention contraire, l'étude prend le parti d'étudier, pour tous les indicateurs, l'année 2020 dans son ensemble – et non pas en infra-annuel comme d'autres analyses sur le sujet. L'évolution annuelle 2019-2020 (effet « crise sanitaire ») pourra également être comparée à l'évolution annuelle 2018-2019.

L'indicateur central dans l'étude est l'évolution moyenne de la masse salariale privée entre 2019 et 2020 hors indemnité d'activité partielle¹.

1. L'indemnité d'activité partielle n'est pas soumise à cotisations sociales, elle n'est donc pas comptabilisée dans la masse salariale du secteur privé.

2. Hétérogénéité de l'impact de la crise sanitaire selon les territoires et structure sectorielle des emplois

2.1. Une hétérogénéité marquée selon la spécialisation

Les répercussions de la crise sanitaire de 2020 sur l'emploi salarié privé sont multiples : baisse du nombre de salariés présents dans l'année (-2 %), baisse du nombre de postes (-6.9 %), et baisse de la masse salariale privée (-5.3 %). Les évolutions ont cependant été très contrastées selon les zones d'emploi, allant de -21 % à +0.7 % pour la masse salariale privée. La cartographie (figure 1) fait apparaître ces évolutions locales, mettant en évidence l'impact hétérogène de la crise sanitaire en France métropolitaine.

Cette hétérogénéité semble liée aux spécificités sectorielles locales. Un élément sous-jacent a été le recours au dispositif d'activité partielle, très inégal selon les secteurs d'activité (voir annexe 1).

Pour rendre compte de la spécialisation sectorielle des territoires, nous calculons un indice de

spécificité. Son calcul se fait pour chaque zone z et chaque secteur s comme suit (Kubrak, 2013) :

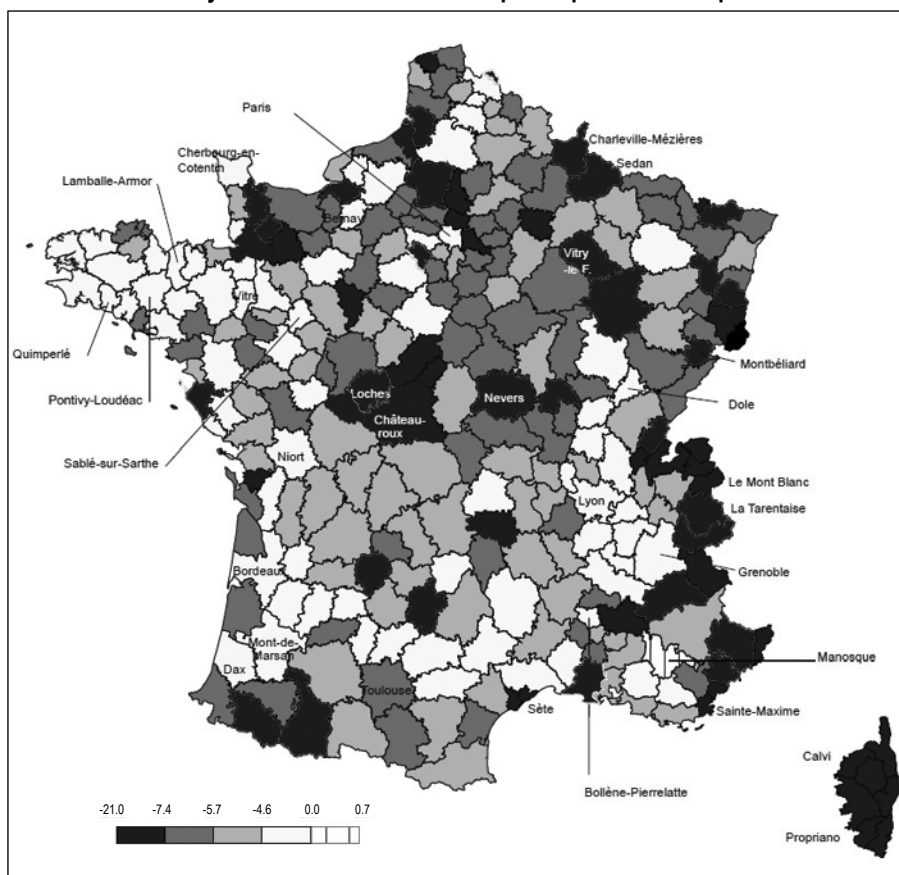
$$\text{Indice de spécificité}_{sz} = \frac{\text{Empl}_{sz} / \text{Empl}_z}{(\text{Empl}_s - \text{Empl}_{sz}) / (\text{Nombre total empl.} - \text{Empl}_z)}$$

(avec Empl. le nombre d'emploi).

L'indice est supérieur ou égal à 0 ; quand l'indice est supérieur à 1, on estime que le territoire est plus spécialisé que la moyenne dans le secteur étudié (l'annexe 2 présente plusieurs indices de spécificité sectoriels calculés pour l'année 2019 afin de rendre compte de la spécialisation sectorielle des territoires avant la crise sanitaire). Certains indices de spécificité sectoriels sont corrélés de manière significative (coefficients de corrélation de Pearson significativement différents de 0) à l'évolution de la masse salariale privée en 2020 (tableau 1).

Parmi les territoires les plus affectés par la crise sanitaire se trouvent notamment la Corse (par exemple, Calvi, avec une évolution moyenne de la masse salariale privée de -21 %) et des zones d'emploi situées sur la Côte d'Azur ou

Figure 1 – Évolution moyenne de la masse salariale privée par zone d'emploi entre 2019 et 2020



Note : les classes correspondent aux quartiles de l'évolution moyenne de la masse salariale privée entre 2019 et 2020 ; une classe supplémentaire concerne la seule zone d'emploi (Manosque) qui connaît une évolution positive.
Lecture : dans la zone d'emploi de Calvi, la masse salariale privée a diminué en moyenne de 21 % entre 2019 et 2020.
Source et champ : base salaires Agirc-Arrco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arrco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

Tableau 1 – Coefficients de corrélation entre l'évolution de la masse salariale privée en 2020 et les indices de spécificité sectoriels

Secteur d'activité	Coefficients de corrélation
Hébergement-restauration	-0.60***
Construction	-0.21***
Métallurgie	-0.13**
Fabrication de produits métalliques	-0.12**
Industrie automobile	-0.10*
Industries alimentaires	0.23***
Assurance	0.17***
Industrie chimique	0.17***
Recherche-développement scientifique	0.13**

Note : les valeurs sont différentes de 0 au niveau de significativité $\alpha=0.01^{***}$; $\alpha=0.05^{**}$, $\alpha=0.1^*$.

Lecture : le coefficient de corrélation entre l'indice de spécificité du secteur de l'hébergement-restauration et l'évolution de la masse salariale en 2020 est de -0.60.

Source et champ : base salaires Agirc-Arrco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arrco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

dans les Alpes. Ces territoires ont en commun une spécialisation forte dans le secteur de l'hébergement-restauration, liée à leur attrait touristique (ce secteur est au moins 3.5 fois plus important dans ces territoires que dans le reste de la France), et dans une moindre mesure dans le secteur de la construction. Or ces spécialisations apparaissent corrélées négativement à l'évolution locale de la masse salariale privée : les valeurs les plus fortes des indices de spécificité sont associées aux valeurs les plus faibles de la variation de masse salariale.

Des territoires plus industriels font également partie des zones les plus impactées par la crise sanitaire. Certains territoires particulièrement affectés sont situés dans le Nord et le Nord-Est de la France, avec des zones d'emploi spécialisées dans l'industrie automobile (indices de spécificité supérieurs à 5, voir annexe 2), dans la métallurgie (indices de spécificité supérieurs à 14) et la fabrication de produits métalliques (indices de spécificité supérieurs à 2.5). Cette spécialisation dans le métal se retrouve aussi dans le Centre de la France. On retrouve ici les évolutions mises en lumière par Chausse *et al.* (2021).

À l'inverse, les zones d'emploi les moins affectées par la crise sanitaire se situent principalement dans l'Ouest et le Sud-Ouest de la France. Il s'agit notamment de territoires bretons et de l'Ouest, mais aussi de zones d'emploi situées plus au sud. Ces territoires sont spécialisés dans les industries alimentaires ; comme l'ont également montré Bouvart *et al.* (2021), ce secteur est au moins six fois plus important dans ces zones d'emploi que dans le reste de la France. À l'Ouest, certains territoires spécialisés dans le secteur de l'assurance ont relativement bien résisté à la crise sanitaire (par exemple Niort : -1.5 %), ainsi que des zones spécialisées dans l'industrie chimique situées en Normandie. Cela

confirme la résilience de l'industrie chimique, également montrée par Boisbras (2021). Enfin, quelques territoires de l'Est ont été relativement moins affectés, spécialisés dans l'industrie chimique aussi (indices de spécificité supérieurs à 10), ou dans la recherche-développement scientifique (indices de spécificité supérieurs à 8).

2.2. Décomposition de l'impact de la crise sanitaire sur la masse salariale privée en effets structurels et locaux

Afin d'isoler plus nettement les effets de la crise sanitaire liés aux secteurs d'activité, l'évolution de la masse salariale privée en 2020 est décomposée en un effet structurel, traduisant la composante sectorielle des emplois, et un effet résiduel qui peut s'interpréter comme un effet local². Cette méthode est appelée décomposition structurelle-résiduelle ou analyse *shift-share* (Kubrak, 2018).

L'effet structurel se calcule comme la différence, pour chaque zone d'emploi z , entre l'évolution attendue de la masse salariale privée³ et l'évolution nationale :

$$\text{Effet structurel}_z = \text{Évolution attendue MS}_z - \text{Évolution nationale MS}$$

2. L'effet local calculé avec la méthode structurelle-résiduelle est dépendant du niveau d'agrégation retenu pour définir les secteurs d'activité, des sous-secteurs spécifiques relativement peu impactés par la crise sanitaire pouvant être associés à d'autres secteurs très touchés.

3. Pour chaque zone d'emploi z , l'évolution attendue de la masse salariale privée entre 2019 et 2020 est définie comme l'évolution qu'aurait connue le territoire si la masse salariale de chaque secteur d'activité s de la zone avait évolué comme la variation constatée pour la France métropolitaine. Elle est donc calculée en appliquant les évolutions nationales de masse salariale (notée MS) observées dans chaque secteur à la structure de la masse salariale privée du territoire :

$$\text{Évolution attendue MS}_z = \sum_s \frac{\text{MS}_{sz}}{\text{MS}_z} \times \text{Évolution nationale MS}_s$$

Il correspond à la part de l'écart à la variation nationale qui est expliquée par la structure sectorielle des emplois propre au territoire. Si, toutes choses égales par ailleurs, le territoire est plus spécialisé que la moyenne (c'est-à-dire la France métropolitaine) dans des secteurs globalement épargnés par la crise sanitaire, son effet structurel sera positif.

La différence, pour chaque zone d'emploi z , entre l'évolution observée et l'évolution attendue forme l'effet local : $Effet\ local_z = \acute{E}volution\ MS_z - \acute{E}volution\ attendue\ MS_z$. Il peut être interprété comme l'écart entre les évolutions sectorielles de masse salariale privée territoriales et nationale, pondérées par la structure de masse salariale par secteur d'activité de la zone.

La différence entre l'évolution observée au niveau du territoire et la variation nationale permet de distinguer deux groupes de territoires : si la différence est positive (respectivement négative), cela signifie que le territoire a connu une variation de la masse salariale privée supérieure (inférieure) à l'évolution nationale, la zone d'emploi est donc plus (moins) dynamique, elle a relativement mieux (moins bien) résisté à la crise sanitaire. En outre, la différence entre l'évolution observée au niveau du territoire et

la variation nationale est égale à la somme des effets structurel et local :

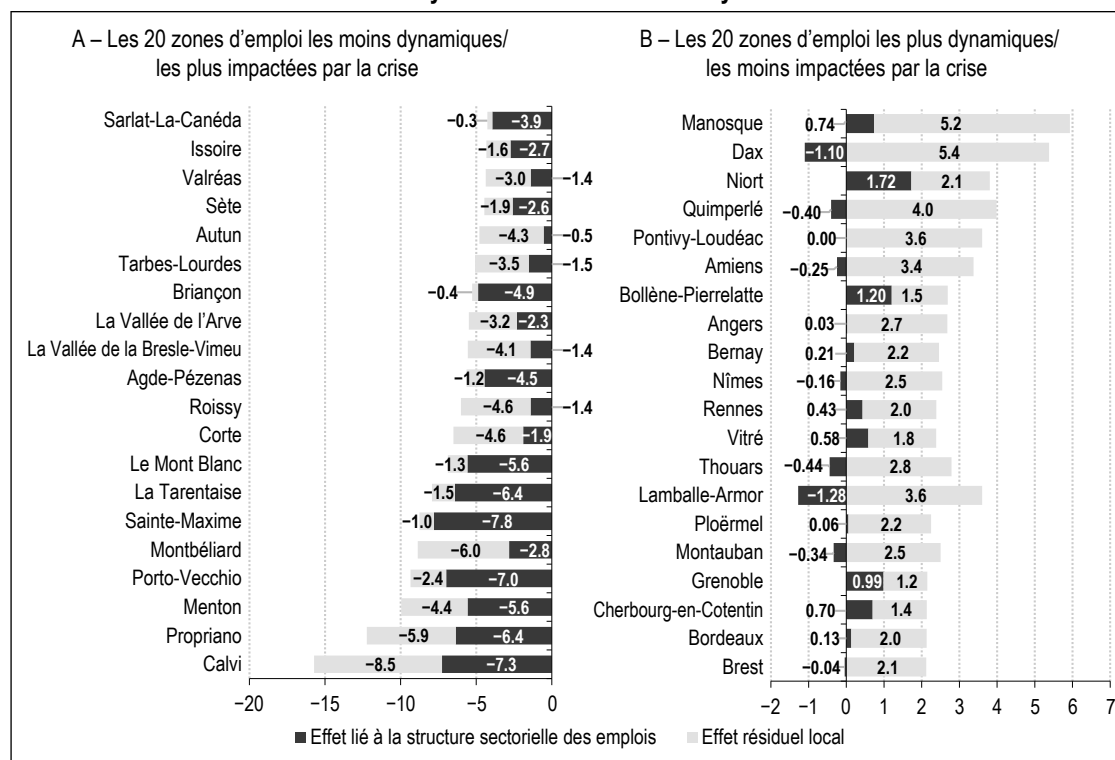
$$\acute{E}volution\ MS_z - \acute{E}volution\ nationale\ MS = Effet\ structurel_z + Effet\ local_z$$

C'est pourquoi les effets de la crise sanitaire qui sont expliqués par la composante sectorielle des emplois peuvent être facilement dissociés de ceux liés à un effet local.

La cartographie des résultats de cette analyse se trouve en annexe 3 et une typologie des territoires basée sur cette méthode est présentée en annexe 4. Un focus particulier sur les vingt territoires les plus/moins affectés par la crise sanitaire est également proposé. Les résultats sont proches de ceux obtenus par Bouvart *et al.* (2021) sur le taux de recours à l'activité partielle. Cela s'explique par le choix d'étudier l'évolution de la masse salariale privée, car elle incorpore les effets adossés au recours au dispositif d'activité partielle⁴. Ainsi, les territoires spécialisés dans des secteurs considérablement impactés par la crise sanitaire sont caractérisés par un effet structurel fortement négatif (figure II-A). C'est le cas

4. Le coefficient de corrélation de Pearson entre l'évolution de la masse salariale privée entre 2019 et 2020 et la part de jours passés en activité partielle en 2020 est de -0.7. Il est significatif.

Figure II – Décomposition de l'évolution de la masse salariale privée en 2020, en écart à la moyenne nationale selon l'analyse *shift-share*



Lecture : dans la zone d'emploi de Calvi, l'écart à la variation moyenne nationale de masse salariale en 2020 est de -15.7 %. Cet écart est imputable à hauteur de -7.3 % à la structure sectorielle des emplois, et à hauteur de -8.5 % à l'effet résiduel local.
Source et champ : base salaires Agirc-Arrco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arrco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

des zones d'emploi à dominante touristique, comptant de nombreux emplois dans l'hébergement et la restauration : Calvi, Propriano, Menton, Porto-Vecchio, Sainte-Maxime, la Tarentaise, le Mont-Blanc, Corte, Agde-Pézenas. Parmi les territoires les moins dynamiques, se trouvent également des zones industrielles, comme Roissy (transport aérien) et Montbéliard (industrie automobile et métallurgie). Dans ces zones, l'effet local est également négatif, venant accentuer le choc sectoriel lié à la crise sanitaire.

A contrario, dans les territoires les plus dynamiques (figure II-B), deux effets positifs se conjuguent. D'une part, l'effet lié à la structure sectorielle des emplois est soit négatif mais faible, soit positif. Cela s'explique par la présence de secteurs ayant particulièrement bien résisté à la crise sanitaire, comme les industries alimentaires (zones d'emploi de Rennes et Vitry), l'industrie chimique (Bollène-Pierrelatte) ou le secteur assurantiel (Niort). D'autre part, l'effet local est positif. Il apparaît donc primordial de rechercher les phénomènes appréhendés dans ce résidu.

La décomposition structurelle-résiduelle permet d'établir que l'effet structurel lié à l'évolution de la masse salariale privée est décisif pour expliquer l'impact hétérogène de la crise sanitaire dans les zones d'emploi⁵. Pourtant, les effets locaux demeurent prépondérants dans de nombreuses zones (dans les territoires du groupe 1 de la typologie, l'effet local représente en moyenne 60 % de l'écart à la variation moyenne nationale, voir annexe 4). De plus, d'autres analyses estiment que ce sont les effets locaux qui l'emportent si l'impact de la crise sanitaire est étudié à partir de l'évolution du nombre d'emplois (Bouvard *et al.*, 2021). Il faut donc tenir compte d'autres dimensions que les secteurs d'activité.

3. L'hétérogénéité de l'impact de la crise sanitaire selon les territoires s'explique aussi par d'autres caractéristiques locales

3.1. L'autocorrélation spatiale de l'évolution de la masse salariale privée est significative en 2020

Au vu de la littérature et des dernières études menées sur des problématiques similaires, l'étude de la localisation des entreprises et la prise en compte des interactions entre territoires voisins semblent être des dimensions intéressantes à analyser. Pour étudier les relations d'influence entre territoires voisins, il est nécessaire de définir la notion de voisinage. Une première

possibilité est de baser la définition du voisinage sur la notion de distance entre les territoires. Cette distance peut elle-même être définie de plusieurs façons, à l'aide de notions géométriques⁶ ou sur les voisins les plus proches. Une autre possibilité, que nous retenons ici, est de tenir compte des frontières communes entre les territoires : on parle alors de contiguïté. Les données de l'étude sont calculées au niveau des zones d'emploi : ce sont des données surfaciques, qui correspondent parfois à des frontières administratives. Dans ce cas, le voisinage au sens de la contiguïté est couramment utilisé. La notion de voisinage est traduite statistiquement par une matrice de poids, notée W , dont chaque élément définit le lien de voisinage entre un territoire i et un territoire j . La définition principale de voisinage retenue étant la contiguïté, les éléments de la matrice de poids associée sont donc définis comme :

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si les zones d'emploi } i \text{ et } j \\ & \text{ont une frontière commune} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Deux tests statistiques permettent de tester la présence d'autocorrélation spatiale, en incorporant les relations de voisinage définies dans W : le test de Moran et le test de Geary – le premier étant généralement privilégié dans la littérature en raison de sa stabilité. Ils permettent de vérifier si la valeur prise dans un territoire donné est proche des valeurs prises par cette même variable dans les zones voisines (Loonis & Bellefon, 2018).

L'étude des variations locales de masse salariale privée en 2020 montre que l'autocorrélation spatiale est positive et significative : les valeurs proches sont regroupées dans des territoires voisins⁷. Ce résultat rejoint celui d'autres analyses qui mettent en lumière l'autocorrélation spatiale positive de divers indicateurs liés au marché du travail (le nombre d'emplois dans

5. En fait, la corrélation entre écart à la variation moyenne nationale et effet structurel augmente de manière significative en 2020 (test de Dunn et Clark, Dunn & Clark, 1969). De plus, une étude pilotée par l'Institut CDC pour la recherche montre que cette relation est plus forte en 2020 qu'elle ne l'était à l'occasion de la crise financière de 2008-2009 (Pacini *et al.*, 2021). Ce constat s'explique car l'évolution de la masse salariale privée incorpore le recours au dispositif d'activité partielle, qui a été plus massif pendant la crise sanitaire de 2020 que pendant la crise de 2008-2009, et qui est très différencié selon les secteurs d'activité (voir annexe 1).

6. « La triangulation de Delaunay est une méthode géométrique qui relie les points sous forme de triangles tels que l'angle minimal de l'ensemble des triangles soit maximisé (cette triangulation cherche à éviter les triangles "allongés"). [...] Le graphe de la sphère d'influence relie deux points si leurs "cercles du voisin le plus proche" se coupent. [...] Le graphe de Gabriel relie deux points p_i et p_j si et seulement si tous les autres points sont en dehors du cercle de diamètre $[p_i, p_j]$ [...]. Le graphe des voisins relatifs considère que deux points p_i et p_j sont voisins si $d(p_i, p_j) \leq \max\{d(p_i, p_k), d(p_j, p_k)\} \forall k = 1, \dots, n, k \neq i, j$ avec $d(p_i, p_j)$ la distance entre p_i et p_j . » (Loonis & Bellefon, 2018).

7. Cette conclusion est robuste car les résultats sont significatifs quelle que soit la notion de voisinage retenue.

Levratto *et al.*, 2017 ; l'évolution du nombre d'emplois dans Carré *et al.*, 2020 ; le taux de non-emploi, le taux d'emploi informel et les salaires réels dans Koike Quintanar, 2019).

L'autocorrélation spatiale au niveau des zones d'emploi calculée sur la variation 2018-2019 est aussi significative, mais son ampleur est moins importante. L'indice *I* de Moran⁸ vaut 0.2 quand il est calculé sur l'évolution de la masse salariale privée par zone d'emploi entre 2018 et 2019 et 0.34 entre 2019 et 2020 (tableau 2) : cela suggère que la crise sanitaire a accentué l'autocorrélation spatiale globale.

L'analyse des indicateurs d'autocorrélation spatiale peut également être menée sur les effets structurels et les effets locaux issus de la décomposition structurelle-résiduelle (Levratto *et al.*, 2017). Ces deux variables étant corrélées à l'évolution de la masse salariale privée, les tests concluent aussi à une autocorrélation spatiale positive et significative. En revanche, l'autocorrélation spatiale des effets structurels est quasiment inchangée entre 2019 et 2020 (0.29 vs 0.28), contrairement à l'autocorrélation spatiale des effets locaux (0.15 vs 0.32). Il semblerait donc que l'accentuation de l'autocorrélation spatiale de l'évolution de la masse salariale privée s'explique par une hausse de l'autocorrélation spatiale des effets locaux durant la crise sanitaire. Autrement dit, l'intensité plus marquée du lien entre territoires avoisinants en 2020 ne serait pas liée aux spécialisations sectorielles des territoires, mais à des effets locaux. La spécification d'un modèle spatial va permettre d'explicitier ces différentes relations.

3.2. Estimation de l'impact de la crise sanitaire sur la masse salariale privée avec des modèles d'économétrie spatiale

3.2.1. Spécification du modèle

Un modèle simplifié avec l'effet structurel comme seule variable explicative est testé en première approche ; le terme d'erreur du modèle est donc assimilé à l'effet local du territoire. Le modèle ainsi spécifié permet de tester la relation entre l'évolution de la masse salariale privée en

2020 et l'effet structurel d'une part, et l'effet local (ou résiduel) d'autre part.

Pour cela, et comme l'autocorrélation spatiale de la variation de la masse salariale privée est avérée, il est possible d'introduire la matrice de voisinage *W* dans le modèle. La relation de voisinage pouvant opérer à plusieurs niveaux, il existe différentes manières de spécifier un modèle spatial.

La corrélation spatiale peut être présente dans des caractéristiques inobservées, *W* intervient alors dans l'erreur du modèle : c'est le modèle à erreurs autocorrélées spatialement (SEM : *Spatial Error Model*), qui s'écrit : $Y = X\beta + u$, avec $u = \lambda Wu + \varepsilon$. En partant du principe que l'évolution de la masse salariale privée d'un territoire donné dépend de celle de ses territoires voisins, le modèle qui est alors un modèle spatial autorégressif (SAR), également appelé modèle à interactions endogènes, s'écrit : $Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon$. L'évolution de la masse salariale privée d'un territoire donné peut également dépendre des effets structurels de ses territoires voisins : $Y = X\beta + WX\theta + \varepsilon$, c'est le modèle à interactions exogènes (*spatial lag X*, SLX). Enfin, le modèle spatial de Durbin (SDM) fait intervenir des interactions endogènes et exogènes : $Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + \varepsilon$ ⁹ (Loonis & Bellefon, 2018). L'idée de cette première approche est double : estimer la variabilité des évolutions de masse salariale privée expliquée par la variabilité des effets structurels (et donc mesurer à quel point la structure sectorielle est déterminante pour expliquer l'impact hétérogène de la crise sanitaire), et repérer à quel niveau opère l'autocorrélation spatiale quand le modèle spécifié contient l'effet structurel comme unique variable explicative. C'est pourquoi ces quatre modèles sont estimés.

8. L'indice de Moran est défini ainsi pour une variable quelconque *y* :

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2} \quad i \neq j$$

où *n* est le nombre de territoires et w_{ij} est la relation de voisinage entre les zones *i* et *j*. Le *I* de Moran est compris entre -1 et 1 ; il s'interprète comme un coefficient de corrélation.

9. Le modèle SDM est couramment utilisé dans la littérature car il est plus robuste à un mauvais choix de spécification (Loonis & Bellefon, 2018).

Tableau 2 – *I* de Moran globaux en 2019 et en 2020 associés à l'évolution de la masse salariale privée, aux effets structurels et aux effets locaux

	Évolution moyenne de la masse salariale	Effets structurels	Effets locaux
2019	0.20	0.29	0.15
2020	0.34	0.28	0.32

Note : les valeurs sont différentes de 0 au niveau de significativité alpha=0.01. Matrice de contiguïté.

Lecture : l'indice de Moran vaut 0.29 quand il est calculé sur l'effet structurel 2019 et 0.28 quand il est calculé sur l'effet structurel 2020.

Source et champ : base salaires Agirc-Arrco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arrco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

Une fois réalisées les estimations pour l'année 2020, les différentes approches pratiques¹⁰ amènent à choisir le modèle SEM comme étant le plus robuste. Avec un R^2 ajusté de 0.60 (autrement dit, 60 % de la variabilité des évolutions locales de masse salariale privée est expliquée par la variabilité des effets structurels), la structure sectorielle locale est donc la première explication à l'impact hétérogène de la crise sanitaire sur la masse salariale privée.

Les résultats de l'estimation d'un modèle SEM confirment également les résultats présentés précédemment : l'évolution de la masse salariale privée en 2020 dépend aussi d'autres caractéristiques inobservées présentant une autocorrélation spatiale (λ significativement différent de 0), et englobant l'effet local. Dans l'objectif d'expliquer les effets locaux, soit la variabilité restant à expliquer, un modèle qui contient l'effet structurel (exprimé en écart à la variation moyenne nationale de masse salariale privée entre 2019 et 2020) et des variables explicatives supplémentaires représentant d'autres aspects du contexte local pré-crise sanitaire (calculées en 2019) est testé en seconde approche.

Les déterminants des effets locaux sont multiples. L'effet local pourrait incorporer d'autres caractéristiques du marché de l'emploi local, comme « la taille des entreprises implantées localement ou le niveau de qualification de la main-d'œuvre » (Bouvard *et al.*, 2021), la « contraction de la demande locale liée à la baisse d'activité » ou encore le « développement du télétravail » mais également, étant donnée la nature de la crise de 2020, l'effet potentiel de « l'intensité épidémique » locale (Barrot, 2021). Il est aussi admis d'assimiler l'effet local au concept plus global d'attractivité du territoire (Zaninetti, 2016). Enfin, Levratto & Carré (2013) l'associent davantage à des notions géographiques et/ou politiques : « situation géographique dans l'espace économique national, mesures prises en faveur ou au détriment de la région, dynamisme propre du territoire, etc. ». L'indice de Herfindahl¹¹ est introduit dans le modèle pour représenter la taille des établissements, et la part des cadres¹² est sélectionnée pour refléter le niveau de qualification de la main d'œuvre. Le taux de chômage, utilisé comme proxy du contexte économique, est également ajouté.

Par ailleurs, suivant d'autres études spatiales portant sur l'emploi (Carré *et al.*, 2020 ; Brunetto & Levratto, 2017 ; Levratto *et al.*, 2017), nous introduisons également le nombre d'emplois par km² (soit la densité en emplois) qui capte les effets d'agglomération, et une

indicatrice de dominante résidentielle du territoire qui représente l'ouverture des activités de la zone d'emploi sur l'extérieur¹³. Enfin, étant donné la particularité du secteur des activités liées à l'emploi (intérim) pendant la crise sanitaire, notamment au regard du dispositif d'activité partielle (voir annexe 1), nous introduisons aussi la part des emplois dans ce secteur¹⁴.

Comme pour le modèle simplifié, plusieurs modèles (MCO et spatiaux) sont estimés (voir le tableau A5-2 en annexe, et le tableau A5-1 pour l'année 2019 à titre de comparaison). Les différentes approches pratiques amènent cette fois à choisir le modèle SDM comme étant le plus robuste ; c'est également celui qui présente les meilleures performances parmi tous les modèles testés (AIC le plus bas, R^2 le plus haut¹⁵). L'écriture de ce modèle suggère que l'autocorrélation spatiale n'opère plus dans l'erreur – comme c'était le cas en première approche avec l'effet structurel comme seule variable explicative ; l'ajout de variables supplémentaires semble donc permettre de mieux appréhender l'effet local présentant une autocorrélation spatiale. Le modèle SDM contenant des variables spatialement décalées WY et WX , l'interprétation des relations entre l'évolution de la masse salariale privée et les différentes variables explicatives doit toujours prendre en considération les interactions et rétroactions

10. Plusieurs approches coexistent pour choisir le modèle le plus approprié. L'approche ascendante consiste à commencer par tester un modèle MCO, puis effectuer des tests du multiplicateur de Lagrange sur λ et ρ (Anselin *et al.*, 1996). L'approche descendante consiste à commencer à l'inverse par tester un modèle SDM (LeSage & Pace, 2009). L'approche mixte reprend le début de l'approche ascendante, et en cas d'interactions spatiales, propose de tester un modèle SDM (Elhorst, 2010). La synthèse de ces approches est issue de Loonis & Bellefon (2018).

11. Pour chaque zone d'emploi, l'indice de Herfindahl-Hirschman (HHI) est égal à la somme des carrés des parts dans l'emploi des établissements du territoire. C'est une mesure de concentration du marché local.

12. La notion de cadre est définie ici comme l'appartenance aux catégories des articles 4&4 bis ou 36 de la Convention collective nationale de retraite et de prévoyance des cadres du 14 mars 1947, portant création du régime Agirc. La définition de cadre au sens de l'Agirc ne correspond pas exactement à la définition du statut cadre selon l'Insee.

13. L'indicatrice « zone résidentielle » est issue de la typologie des zones d'emploi de Lévy *et al.* (2020). Elle est construite autour de la notion de sphère résidentielle, qui « recouvre les activités mises en œuvre localement pour la production de biens et de services visant la satisfaction des besoins de personnes présentes dans la zone ».

14. D'autres variables auraient pu être testées, mais elles n'ont finalement pas été ajoutées car elles sont fortement corrélées avec les variables précédentes sélectionnées. C'est le cas de la part des nouveaux emplois parmi les emplois totaux en 2019, de la part des CDI en 2019, de l'écart interdécile des salaires en 2019 et de la part des jours passés en activité partielle en 2020. En corollaire, l'absence de corrélation a été vérifiée pour l'ensemble des variables explicatives sélectionnées (effet structurel, indice de Herfindahl, part des cadres, taux de chômage, densité en emplois, zone résidentielle, et part des emplois dans le secteur des activités liées à l'emploi).

15. Le R^2 ajusté du modèle SDM vaut 0.67, alors qu'il était de 0.60 avec l'effet structurel comme unique variable explicative. Ce résultat suggère que l'effet structurel est prépondérant pour expliquer l'impact hétérogène de la crise sanitaire sur la masse salariale privée, bien plus que les autres caractéristiques locales.

entre territoires, c'est pourquoi les effets directs et indirects sont généralement utilisés pour décomposer ces différentes relations (Loonis & Bellefon, 2018). L'effet direct correspond à l'impact d'un changement d'une variable explicative dans ce territoire sur la variation de masse salariale privée dans la zone d'emploi z . Cet indicateur tient compte des effets de rétroaction observés entre les zones d'emploi : une variable explicative du territoire donné z peut avoir un effet sur l'évolution de la masse salariale privée du territoire z , mais aussi sur celle des territoires voisins, ce qui impacte en retour le territoire z . Symétriquement, l'effet indirect correspond à l'impact d'une modification d'une variable explicative dans toutes les autres zones d'emploi que la zone d'emploi z sur celle-ci. Il représente ainsi l'effet de débordement.

3.2.2. Résultats

Le tableau 3 présente le résultat d'estimation des effets directs et indirects de chaque variable explicative.

Le contexte local en 2019, pris sous l'angle du taux de chômage et de la densité en emplois, semble ne pas avoir d'impact sur l'évolution de la masse salariale privée durant la crise sanitaire de 2020 ; ces deux variables n'apparaissent en effet pas significatives, ni en effet direct, ni en effet indirect. Ce résultat (obtenu également en 2019) est différent de celui obtenu par Carré *et al.* (2020) sur la variation de l'emploi salarié. Cela suggère que la masse salariale privée (qui incorpore les effets simultanés sur les effectifs et les salaires) est moins sensible au contexte économique et aux effets d'agglomération que les effectifs salariés pris en compte seuls.

Les variables rattachées aux secteurs d'activité – l'effet structurel et la part de l'intérim dans les emplois salariés de 2019 – ont un effet direct positif significativement différent de 0.

La relation entre évolution de la masse salariale privée et effet structurel est donc à nouveau vérifiée avec cette spécification : si, toutes choses égales par ailleurs, le territoire est plus spécialisé que la moyenne (France métropolitaine) dans des secteurs fortement impactés par la crise sanitaire, il fait partie des territoires dont la masse salariale privée a le plus chuté. Ce résultat suggère que cette relation n'est pas dépendante de la localisation du territoire et de ses voisins. En outre, le secteur de l'intérim (activités liées à l'emploi) joue un rôle déterminant sur la variation locale de la masse salariale privée. Les emplois intérimaires, caractérisés par des niveaux de salaire plus bas (–23 % par rapport au salaire moyen par tête en France métropolitaine en 2019¹⁶), sont les premiers détruits en cas de crise, faisant office de « soupape de sécurité » (Pérez *et al.*, 2015). Les territoires où le recours à l'intérim est le plus important ont ainsi bénéficié d'un effet de composition favorable : leur masse salariale privée a diminué dans de plus faibles proportions que leurs effectifs¹⁷. Ce cas est notable en Bretagne, et en particulier dans sept zones d'emploi qui constituent un *cluster* (encadré). Ainsi, dans la zone d'emploi de Pontivy-Loudéac où 29.1 % des emplois de 2019 sont occupés par des intérimaires, le nombre de salariés a chuté de 5.2 % et la masse salariale de 1.7 % en 2020, et dans la zone voisine de Lamballe-Armor (25.4 % d'emplois intérimaires en 2019), le nombre de salariés a baissé de 4.9 % alors que la masse

16. À titre de comparaison, l'Urssaf Caisse nationale estime que le salaire moyen par tête (SMPT) des intérimaires est 15 % inférieur au SMPT total en 2020 sur un champ plus large : France métropolitaine et Outre-mer (Boulling & Amoros, 2021).

17. Ce qui les classe dans les zones d'emploi ayant le mieux résisté à la crise sanitaire, au sens de l'évolution de leur masse salariale privée entre 2019 et 2020. A contrario, les territoires caractérisés par un faible recours à l'intérim (par exemple en Corse, encadré) ont puisé directement dans le dispositif d'activité partielle pour résister à la crise sanitaire, ce qui a un effet immédiat sur leur masse salariale privée (voir annexe 1), effet accentué par les niveaux de salaires des emplois occupés en activité partielle en 2020 (en moyenne 15 % plus élevés que le salaire moyen par poste en France métropolitaine).

Tableau 3 – Effets directs et indirects

Variables explicatives	Effets directs		Effets indirects	
Effet structurel (évolution 2019-2020)	1.430	[1.248,1.611]	-0.013	[-0.518,0.489]
Part des cadres (2019)	-0.072	[-0.121,-0.021]	0.031	[-0.120,0.187]
Densité en emplois (2019)	0.000	[-0.000,0.000]	0.000	[-0.000,0.000]
Taux de chômage (2019)	-0.090	[-0.219,0.031]	0.072	[-0.187,0.330]
Zone résidentielle (2020)	-0.004	[-0.010,0.001]	-0.024	[-0.041,-0.009]
Part des emplois dans le secteur de l'intérim (2019)	0.087	[0.045,0.131]	0.148	[0.037,0.267]
Concentration (indice de Herfindahl - 2019)	-1.349	[-1.913,-0.775]	-0.282	[-1.986,1.499]

Note : les intervalles de confiance empiriques (quantiles à 2.5 % et 97.5 % de 1 000 simulations bayésiennes de Monte-Carlo par chaîne de Markov - MCMC) sont indiqués entre crochets ; si 0 est compris dans l'intervalle de confiance, l'effet n'est pas significatif.

Lecture : les effets direct et indirect de la part des emplois dans le secteur de l'intérim en 2019 sont respectivement de 0.087 et 0.148. Si, toutes choses égales par ailleurs, la part d'emplois intérimaires baisse de 10 % dans une zone d'emploi, sa masse salariale privée diminue en moyenne de 0.87 %. Si, toutes choses égales par ailleurs, toutes les zones d'emploi voisines d'un territoire baissent leur part d'emplois intérimaires de 10 %, la masse salariale privée de ce territoire diminue en moyenne de 1.48 %.

Source et champ : base salaires Agirc-Arrco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arrco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

ENCADRÉ – Effets de débordement et *clusters*

Pour approfondir l'analyse spatiale de l'effet local, des *I* de Moran locaux peuvent être calculés. Ils font partie des indicateurs LISA (*Local Indicators of Spatial Association*) mis au point par Anselin (1995), et permettent de détecter des regroupements de valeurs similaires, nommés *clusters*. Ces derniers pourraient révéler des éventuels effets de débordement, c'est-à-dire que des mécanismes de diffusion entre territoires (*spillover*) pourraient influencer l'effet local et *in fine* l'évolution de la masse salariale locale.

Le calcul des LISA associés à l'effet local fait apparaître deux *clusters*. Pour la quasi-totalité des zones d'emploi de la Corse, des valeurs faibles de l'effet local sont associées à des valeurs également faibles dans les territoires voisins (*low-low*) – signe d'une autocorrélation spatiale locale positive, et influençant significativement à la hausse le processus d'autocorrélation spatiale globale constaté à l'échelle de la France métropolitaine. En Bretagne, dans sept zones d'emploi (identifiées précédemment comme ayant le mieux résisté à la crise sanitaire), des valeurs fortes de l'effet local sont associées à des valeurs également fortes dans les territoires voisins (*high-high*).

Les effets de débordement significatifs (mais de sens opposé) mis en évidence en Corse et en Bretagne confirment que la notion d'effet local recoupe en partie la particularité du secteur de l'intérim, résultat également suggéré par la significativité de son effet indirect. En Bretagne, l'effet de débordement transite probablement par les navetteurs : en 2019, 37.4 % des emplois intérimaires dans le *cluster* breton sont en effet occupés par des navetteurs, contre 31.4 % en moyenne.

Tableau – Effets locaux et part des emplois intérimaires (%) en 2019 dans les zones d'emplois identifiées dans les *clusters*

Région	Zone d'emploi	Effets locaux en 2020 (%)	Part des emplois intérimaires en 2019
Bretagne	Auray	2.4	11.3
	Carhaix-Plouguer	0.4	10.2
	Dinan	2.1	29.8
	Lamballe-Armor	3.6	25.4
	Lorient	2.5	15.5
	Ploërmel	2.2	22.6
	Pontivy-Loudéac	3.6	29.1
Corse	Ajaccio	-2.0	3.3
	Bastia	-3.1	4.6
	Calvi	-8.5	0.0
	Corte	-4.6	0.0
	Ghisonaccia	-1.7	0.0
	Porto-Vecchio	-2.4	1.4
France métropolitaine	-	13.0	

Source et champ : base salaires Agirc-Arrco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arrco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

salariale a diminué de 3 %. De plus, en raison des intérimaires faisant la navette d'une zone d'emploi à l'autre (les « navetteurs »), l'effet de l'intérim déborde sur les territoires voisins, d'où un effet indirect significatif.

La concentration du marché du travail a un effet direct négatif et significatif sur la variation de masse salariale privée. Ce résultat, pour 2019, confirme l'effet de la concentration montré par Arquí & Bertin (2021), qui soulignent qu'« une concentration plus élevée, en raison du poids accru de gros employeurs sur le marché du travail, s'accompagne [...] de salaires plus bas, surtout pour les salariés les moins rémunérés ». De plus, l'effet s'accroît pendant la crise sanitaire (coefficient de -1.330 en 2020 contre -0.513 en 2019 pour les modèles SDM) via un effet sur les effectifs : Carré *et al.* (2019) suggèrent en effet que les grandes entreprises

ont une propension plus forte à réduire leurs effectifs en période de crise économique. Il apparaît en outre que le niveau de qualification de la main d'œuvre est lié à la concentration des activités. En effet, les petites et moyennes entreprises (moins de 250 salariés) ont un taux d'encadrement plus faible que les entreprises de 250 salariés ou plus : respectivement 17 % et 20 %. Les premières ont toutefois connu une baisse de leur masse salariale privée moindre que les secondes : respectivement -4.8 % et -6.4 %. Aussi, l'estimation montre que la part des cadres a également un effet direct négatif significatif sur l'évolution de la masse salariale privée en 2020¹⁸. Ce résultat, qui peut sembler de prime abord inattendu, est conforme à ceux de Levratto & Garsaa (2016), qui mettent également en avant le lien

18. La variable n'est toutefois pas significative en 2019.

avec la taille des entreprises, mais aussi avec la spécialisation industrielle de certains territoires employant peu de cadres. Cela contribuerait à expliquer pourquoi les territoires bretons (taux d'encadrement moyen de 11.4 %) ont particulièrement bien résisté à la crise sanitaire.

Enfin, l'indicatrice zone résidentielle s'avère non significative sur l'effet direct mais significative sur l'effet indirect. Les zones d'emploi résidentielles présentent plus d'actifs occupés que d'emplois disponibles sur le territoire, nombre de ces actifs travaillent ainsi dans les territoires voisins. Si cette variable n'a pas d'effet déterminant sur la variation locale de la masse salariale privée, elle peut en revanche avoir un effet indirect *via* les relations de voisinage ; la localisation de certaines zones d'emploi à proximité de zones résidentielles a ainsi un effet négatif sur l'évolution de leur masse salariale privée. Cet effet négatif semble lié à la crise sanitaire car la variable n'est pas significative en 2019. Dans la zone d'emploi de Lyon (figure III), où la masse salariale privée a diminué de -3.6 % en 2020 en moyenne, on observe en effet une baisse plus prononcée de la masse salariale des salariés navetteurs en provenance d'une zone résidentielle (par exemple Bourgoin-Jallieu : -4.9 %) que des navetteurs en provenance d'une zone non-résidentielle (Saint-Etienne : -2.6 %)

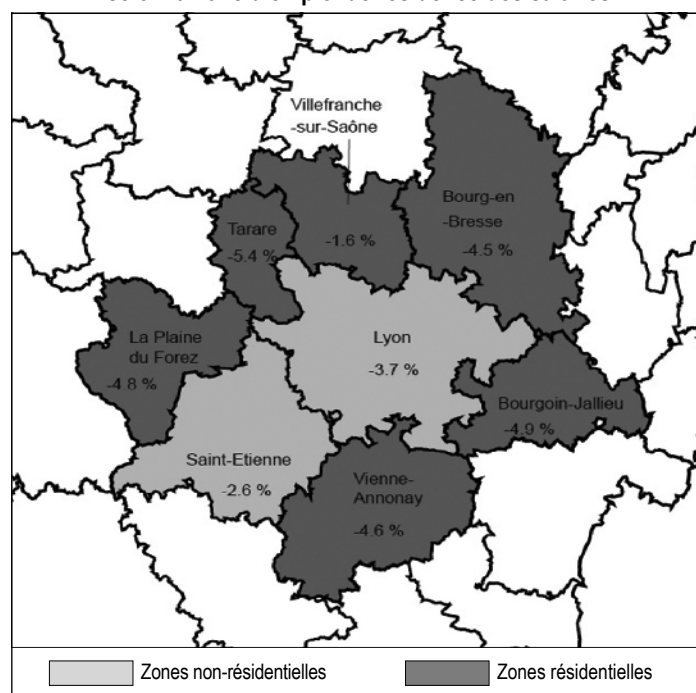
ou même que des non-navetteurs (habitant et travaillant dans la zone d'emploi de Lyon : -3.7 %). Un tel résultat suggère que la variation de masse salariale privée a été plus pénalisée par le profil des navetteurs venant des zones résidentielles que par celui des autres salariés. Les navetteurs sont sur-représentés parmi les cadres et professions intellectuelles supérieures (40 % des postes en 2019, contre 32 % en moyenne nationale¹⁹), qui sont les plus susceptibles d'avoir maintenu leurs salaires pendant les confinements de 2020 grâce au recours au télétravail (Jauneau & Vidalenc, 2020). Pour autant, le recours au télétravail a été plus difficile à mettre en œuvre dans certaines situations, comme la présence d'enfants à garder²⁰. Or, les ménages avec enfant(s) sont plus fréquents dans les zones résidentielles, comme Bourgoin-Jallieu (42.5 % des ménages de la zone d'emploi ont des enfants en 2018), que dans les zones non-résidentielles (par exemple 35.5 % à Lyon en 2018²¹). Ce résultat suggère que les ménages avec enfant(s) ont davantage eu tendance à diminuer leurs

19. Ce résultat est cohérent avec d'autres études sur le sujet (Coudène & Lévy, 2016 ; IAU Île-de-France, 2016).

20. Des arrêts de travail étaient en effet autorisés au cours du premier confinement pour les parents qui devaient garder leurs enfants en raison de la fermeture des écoles.

21. Source Insee. Voir également Urbalyon (2022).

Figure III – Évolution en 2020 de la masse salariale privée attachée aux emplois de la zone d'emploi de Lyon selon la zone d'emploi de résidence des salariés



Note : l'évolution de la masse salariale privée de la zone d'emploi de Lyon est de -3.6 % en 2020.

Lecture : la masse salariale privée des salariés travaillant dans la zone d'emploi de Lyon et résidant dans la zone d'emploi de Lyon a diminué de 3.7 % en moyenne en 2020. La masse salariale privée des salariés travaillant dans la zone d'emploi de Lyon et résidant dans la zone d'emploi résidentielle voisine de Bourgoin-Jallieu a diminué de 4.9 % en moyenne en 2020.

Source et champ : base salaires Agirc-Arrco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arrco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

activités professionnelles que les autres ménages en raison de la fermeture des écoles au cours du premier confinement (Pailhé *et al.*, 2022).

* *
*

L'article examine la question de l'impact de la crise sanitaire sur le territoire, en lien avec les secteurs d'activité implantés localement. Il confirme la corrélation très nette entre l'évolution de la masse salariale privée et la composition sectorielle des emplois locaux, résultat déjà obtenu dans d'autres estimations sur le sujet. En outre, le secteur de l'intérim a joué un rôle significatif en tant qu'amortisseur des effets de la crise sanitaire. L'article identifie deux autres facteurs liés au marché de l'emploi local qui expliquent l'impact différencié de la crise sanitaire selon les territoires : le niveau de qualification de la main d'œuvre et la concentration des activités. Enfin, les résultats montrent que, pour un territoire donné, les territoires avoisinants ont une influence sur la variation de masse salariale privée : d'une part, le rôle

d'amortisseur du secteur de l'intérim déborde sur les zones voisines en transitant par les navetteurs, en particulier en Bretagne. D'autre part, les territoires voisins d'une zone résidentielle – en premier lieu, Paris et Lyon – auraient mieux résisté à la crise sanitaire s'ils n'avaient pas subi un choc imputable à leurs salariés navetteurs venant des zones résidentielles voisines.

Il serait intéressant de prolonger l'étude sur 2021, année que l'on pourrait qualifier d'« hybride » : en effet si le début de l'année reste profondément marqué par la crise économique (en avril 2021, 2.5 millions de salariés étaient toujours en activité partielle), la reprise économique s'est amorcée dès le second semestre. Enfin, il sera certainement intéressant d'étudier, au niveau des zones d'emploi, le lien entre les caractéristiques des marchés de l'emploi locaux et l'intensité épidémique : les travaux de Levratto *et al.* (2020) initiés dès le début de la pandémie de Covid-19 mettent en évidence un lien significatif entre les facteurs socio-économiques et le nombre d'hospitalisations et de décès au niveau des départements français, alors qu'un tel lien n'est pas vérifié en Italie (Cerqua & Letta, 2021). □

BIBLIOGRAPHIE

- Amoureux, V., Héam, J.-C. & Laurent, T. (2021).** Les comptes de la Nation en 2020 – Baisse historique du PIB, mais résilience du pouvoir d'achat des ménages. *Insee Première* N° 1860. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/version-html/5387891/ip1860.pdf>
- Anselin, L. (1995).** Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93–115. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>
- Anselin, L., Bera, A.-K., Florax, R. & Yoon, M.-J. (1996).** Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26(1), 77–104. <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0166046295021116>
- Arquié, A. & Bertin, J. (2021).** La concentration des emplois, une source négligée de disparités territoriales et d'inégalités salariales. *La lettre du CEPII* N° 419, juillet-août. http://www.cepii.fr/PDF_PUB/lettre/2021/let419.pdf
- Barrot, J.-N. (2021).** Accélérer le rebond économique des territoires. Rapport au Premier ministre. https://www.gouvernement.fr/sites/default/files/document/document/2021/06/m-006-03_2021-rapport_rebond_eco_territoires.pdf
- Baumont, C., Ertur, C. & Le Gallo, J. (2000).** Geographic spillover and growth (a spatial econometric analysis for european regions). Laboratoire d'analyse et de techniques économiques (LATEC), *Document de travail* N° 2000-07, juin. <https://hal.archives-ouvertes.fr/hal-01526987/document>
- Boisbras, F. (2021).** Diagnostic des impacts de la crise économique sur l'emploi industriel. OPCO 2i, juin. <https://www.opco2i.fr/wp-content/uploads/2021/05/OPCO2i-Etude-observatoire-diagnostic-impact-crise-economique-V2.pdf>
- Boulliung, A. & Amoros, P. (2021).** La masse salariale du secteur privé soumise à cotisations sociales enregistre une baisse historique en 2020. Urssaf Caisse nationale, *Acosstat* N° 333. https://www.urssaf.org/files/live/sites/urssaforg/files/Statistiques/Nos%20c3%a9tudes%20et%20analyses/Employeurs/Nationale/2021/333/Stat_Ur_333.pdf

- Bouvard, C., Flamand, J., Dherbécourt, C. & Le Hir, B. (2021).** L'emploi en 2020 : géographie d'une crise. France Stratégie, *Note d'analyse* N° 100. https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/fs-2021-na-100-emploi-2020-geographie-crise-avril_0.pdf
- Brunetto, M. & Levratto, N. (2017).** Analysis of the job creation process in metropolitan areas: a spatial perspective. *Economix, Working paper* N° 2017-36. https://economix.fr/pdf/dt/2017/WP_EcoX_2017-36.pdf
- Carré, D. & Levratto, N. (2013).** Les entreprises du secteur compétitif dans les territoires, les déterminants de la croissance. Étude AdCF-Institut CDC pour la recherche, juin. <https://www.adcf.org/files/ADCF-EtudeEconomix-130624-web-ok.pdf>
- Carré, D., Levratto, N. & Frocrain, P. (2019).** *L'étonnante disparité des territoires industriels – Comprendre la performance et le déclin*. Paris: Presse des Mines. https://www.la-fabrique.fr/wp-content/uploads/2019/10/LFI_note-30-web.pdf
- Carré, D., Levratto, N., Amdaoud, M. & Tessier, L. (2020).** Les performances contrastées des zones d'emploi : observation et modèles. Programme de recherche pour le CGET-Institut CDC pour la recherche, janvier. <https://www.caissedesdepots.fr/sites/default/files/2021-01/Lesperformancesdeszonesdemploi.pdf>
- Cerqua, A. & Letta, M. (2021).** Local inequalities of the COVID-19 crisis. Department of Social Sciences and Economics, Sapienza University of Rome, *Regional Science and Urban Economics*, 92. <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC8585964/pdf/main.pdf>
- Charton, C. & Durieux, É. (2021).** Confinement du printemps 2020 : un impact économique différencié selon les départements. Insee Références, *La France et ses territoires*, édition 2021, pp. 73–88. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5040030/FET2021.pdf>
- Chausse, M.-L., Gouyon, M. & Malard, L. (2021).** Cinq trajectoires sectorielles à l'épreuve de la crise sanitaire en 2020. Insee Références, *Emploi, chômage, revenus du travail*, édition 2021, pp. 73–88. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/5392036/ECRT2021-D4.pdf>
- Cœuré, B. (2021).** Comité de suivi et d'évaluation des mesures de soutien financier aux entreprises confrontées à l'épidémie de Covid-19. Inspection générale des finances et France Stratégie, rapport au Premier ministre, juillet. https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/fs_-_rapport_final_-_comite_coere_-_27-07-21_0.pdf
- Coudène, M., & Lévy, D. (2016).** De plus en plus de personnes travaillent en dehors de leur commune de résidence. *Insee Première* N° 1605. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/version-html/2019022/ip1605.pdf>
- DATAR (2021).** L'impact économique de la crise sur les territoires de la Nouvelle-Aquitaine – Emploi : trajectoires et prévisions. DATAR de la région Nouvelle-Aquitaine, septembre. <https://fr.calameo.com/read/00600927185d8d7bd002e?page=1>
- Dunn, O. J., & Clark, V. A. (1969).** Correlation Coefficients Measured on the Same Individuals. *Journal of the American Statistical Association*, 64, 366–377. <https://doi.org/10.2307/2283746>
- Elhorst, J.-P. (2010).** Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar. *Spatial Economic Analysis*, 5(1), 9–28. http://web.pdx.edu/~crkl/SEAUG/papers/Elhorst_SEA2010.pdf
- IAU Île-de-France (2016).** Nouveaux modes de travail et enjeux de mobilité. https://www.institutparisregion.fr/fileadmin/NewEtudes/Etude_1284/ModesTravail_enjeuxMobilite.pdf
- Jauneau, Y. & Vidalenc, J. (2020).** Durée travaillée et travail à domicile pendant le confinement : des différences marquées selon les professions. *Insee Focus* N° 207. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4801229>
- International Monetary Fund (2021).** *World Economic Outlook: Managing Divergent Recoveries*. Washington, DC. <https://www.imf.org/-/media/Files/Publications/WEO/2021/April/English/text.ashx>
- Koike Quintanar, S. A. (2019).** Spatial Dependence of Labor Market Outcomes: the Case of the Metropolitan Area of Mexico City. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 2, 317–354. <https://doi.org/10.3917/ru.192.0317>
- Krugman, P. (1991).** Increasing Returns and Economic Geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483–499. https://pr.princeton.edu/pictures/g-k/krugman/krugman-increasing_returns_1991.pdf
- Kubrak, C. (2013).** Concentration et spécialisation des activités économiques : des outils pour analyser les tissus productifs locaux. Insee, *Document de travail* N° H2013/01. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1380950/h2013-01.pdf>
- Kubrak, C. (2018).** Structurel, résiduel, géographique : principe et mise en œuvre des approches comptable et économétrique. Insee, *Document de travail* N° H2018/01. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/version-html/3315027/H2018-01.pdf>

- LeSage, J. & Pace, R.-K. (2009).** *Introduction to Spatial Econometrics*. New York: Chapman & Hall/CRC. <https://www.taylorfrancis.com/books/mono/10.1201/9781420064254/introduction-spatial-econometrics-james-lesage-robert-kelley-pace>
- Levratto, N. & Carré, D. (2013).** La croissance des établissements industriels : une question de localisation. *Région et Développement* N° 38, 93–120. https://regionetdeveloppement.univ-tln.fr/wp-content/uploads/5_Levratto.pdf
- Levratto, N. & Garsaa, A. (2016).** Does the employment growth rate depend on the local context? An analysis of French industrial establishments over the 2004-2010 period. *Revue d'économie industrielle*, 153, 47–89. <https://doi.org/10.4000/rei.6285>
- Levratto, N., Brunetto, M., Carré, D. & Tessier, L. (2017).** Analyse du lien entre les métropoles et les territoires avoisinants. *EconomiX*, France Stratégie, CGET et Institut CDC pour la recherche. https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/2017-01-23-rapport_complet-metropoles-final.pdf
- Levratto, N., Arcuri, G. & Amdaoud, M. (2020).** Covid-19 : analyse spatiale de l'influence des facteurs socio-économiques sur la prévalence et les conséquences de l'épidémie dans les départements français. *EconomiX*, *Working Paper* N° 2020-04. https://xtra.economiX.fr/pdf/dt/2020/WP_EcoX_2020-4.pdf?1.0
- Lévy, D., Dubois, M. & Lefebvre, M. (2020).** L'orientation économique des zones d'emploi : entre spécialisation et diversification des économies locales. *Insee Première* N° 1814. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/version-html/4653582/ip1814.pdf>
- Loonis, V. & Bellefon, M.-P. (dir.) (2018).** Manuel d'analyse spatiale. Théorie et mise en œuvre pratique avec R. Insee et Eurostat, *Insee Méthodes* N° 131. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/version-html/3635442/imet131.pdf>
- Nevoux, S. (2018).** Trois essais sur l'activité partielle. Thèse de doctorat en sciences économiques, École Polytechnique, Université de Paris-Saclay. <https://www.theses.fr/2018SACLX010>
- OFCE (2021).** Soutenir et relancer l'économie française en période de crise sanitaire. *OFCE Policy brief* N° 87. <https://www.ofce.sciences-po.fr/pdf/pbrief/2021/OFCEpbrief87.pdf>
- OCDE (2020).** *OECD Regions and Cities at a Glance 2020*. Paris: Éditions OCDE. <https://doi.org/10.1787/959d5ba0-en>
- Pacini, V., Portier, N. & Portier, O. (2021).** Crise covid : une analyse des premiers impacts économiques dans les territoires comparée à la crise de 2008. *Les cahiers de recherche*, Institut CDC pour la recherche. https://www.caissedesdepots.fr/sites/default/files/2022-01/220125_CDD_CDR_COVID_WEB_PL.pdf
- Pailhé, A., Solaz, A., Wilner, L. & l'équipe EpiCov (2022).** Travail domestique et parental au fil des confinements : comment ont évolué les inégalités socio-économiques et de sexe ? *Economie et Statistique / Economics and Statistics* en ligne 25 juillet 2022. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6477736>
- Perez, C., Thévenot, N., Berta, N., Brochard, D., Delahaie, N., Jallais, S., ... & Valentin, J. (2015).** Modes d'ajustement par le travail en temps de crise : des relations professionnelles sous tension. *La Revue de l'Ires*, 84, 59–90. <https://doi.org/10.3917/rdli.084.0059>
- Urbalyon (2022).** Mobilité et Covid : l'avènement du télétravail, février. https://www.urbalyon.org/sites/default/storage_files/productions/2022-03/MOB_COVID.pdf
- Yang, Y. & Wong, K. K. F. (2021).** A Spatial Econometric Approach to Model Spillover Effects in Tourism Flows. *Journal of Travel Research*, 51(6), 768–778. <https://doi.org/10.1177/0047287512437855>
- Zaninetti, J.-M. (2016).** La crise et l'attractivité des villes : Paris en recul. *Population & Avenir*, 730, 4–8. <https://doi.org/10.3917/popav.730.0004>

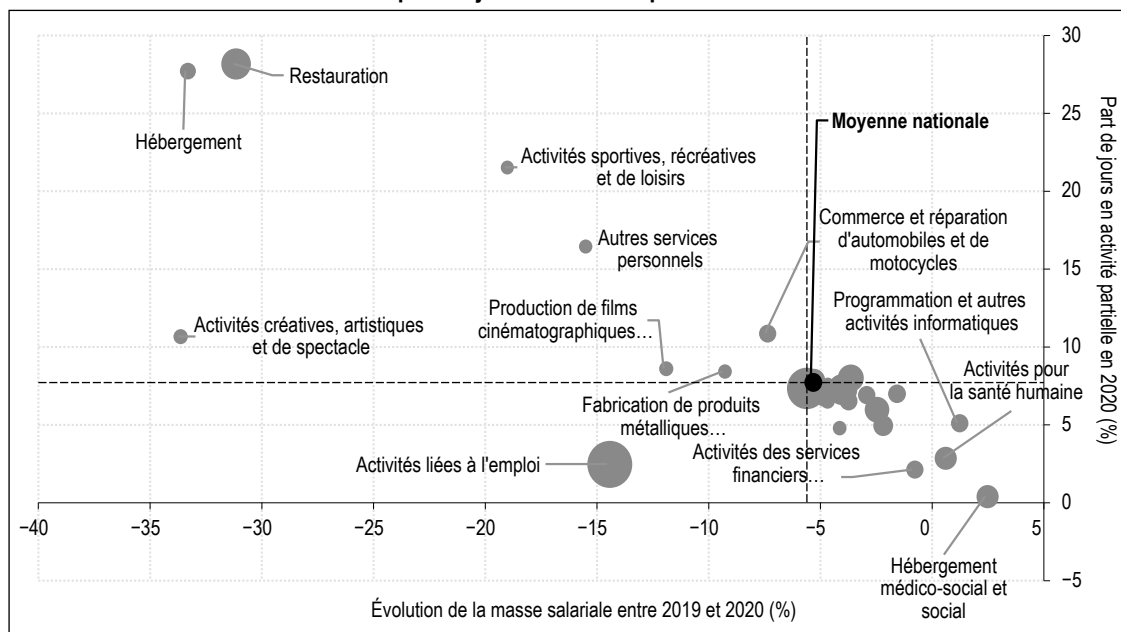
L'ACTIVITÉ PARTIELLE

Le dispositif d'activité partielle permet à un employeur de « percevoir pour ses salariés une allocation d'activité partielle pour faire face à une baisse d'activité dans l'entreprise » dans des cas spécifiques. L'activité partielle peut prendre deux formes : soit une « diminution de la durée hebdomadaire de travail », soit une « fermeture temporaire de tout ou partie de l'établissement ». Entre mars et mai 2020, l'employeur était indemnisé à hauteur de 70 % de la rémunération horaire brute, limitée à 4.5 fois le taux horaire du SMIC. Au 1^{er} juin 2020, l'indemnité est passée à 60 % sauf dans les secteurs sinistrés (secteurs dits S1, qui regroupent notamment des secteurs du tourisme, de l'hôtellerie, de la restauration, du sport, de la culture, du transport aérien, de l'événementiel, S1bis et S2) dans lesquels elle reste à 70 %. (Source : <https://www.service-public.fr/professionnels-entreprises/vosdroits/F23503>).

Le recours au dispositif a connu une forte progression en 2009, lié à la crise économique de 2008 (Nevoux, 2018). Il a été démontré que l'activité partielle a eu un impact significatif sur la sauvegarde des emplois dans les entreprises connaissant une baisse de chiffre d'affaires en raison de la crise. Les emplois sauvegardés sont des emplois « permanents » – soit les contrats à durée indéterminée –, l'activité partielle n'ayant qu'un faible impact sur les emplois « temporaires » – intérim, contrats à durée déterminée, etc. Ce rôle d'amortisseur de l'impact de la crise sur les destructions d'emplois est également confirmé par les premières analyses de la crise sanitaire. L'OFCE estime ainsi que le dispositif d'activité partielle a permis de préserver 1.4 million d'emplois en équivalent temps plein en 2020 (OFCE, 2021).

Le recours au dispositif d'activité partielle est inégal selon les secteurs d'activité. Les secteurs ayant eu le plus recours à l'activité partielle en 2020 sont liés au tourisme, à la culture et aux loisirs (figure A1). Ces secteurs ont en effet été touchés par les deux confinements de 2020, au printemps et à l'automne (Chausse *et al.*, 2021). Quatre secteurs en revanche, y ont eu très peu recours : il s'agit d'activités qui ont été fortement mobilisées pendant la crise sanitaire (l'hébergement médico-social et social, les activités pour la santé humaine) mais aussi d'autres secteurs comme les activités des services financiers, et celui de la programmation, conseil et autres activités informatiques. Ces deux derniers secteurs se caractérisent par un fort taux d'encadrement (respectivement 52 % et 76 %, contre 19 % en moyenne nationale). Le secteur des activités liées à l'emploi (intérim) se distingue : bien qu'ayant connu une baisse de la masse salariale de 15 %, il a eu moins recours au dispositif d'activité partielle (2.5 % des jours occupés dans ce secteur l'ont été au titre de ce dispositif). Le recours à l'activité partielle est également hétérogène selon les territoires. Les régions ayant eu le plus fort recours au dispositif sont la Provence-Alpes-Côte-d'Azur et la Corse (Cœuré, 2021).

Figure A1 – Secteurs d'activité en fonction de l'évolution de la masse salariale privée entre 2019 et 2020 et de la part de jours en activité partielle en 2020



Note : la taille des ronds est proportionnelle au poids de l'emploi du secteur en 2020. Pour des raisons de lisibilité, les secteurs ayant un poids inférieur à 1 % ne sont pas représentés.

Lecture : le secteur de la restauration représente 5.5 % de l'ensemble des postes occupés en France métropolitaine en 2020 dans le secteur privé. Entre 2019 et 2020, sa masse salariale a diminué de 31.2 % ; le nombre de jours passés en activité partielle en 2020 dans ce secteur représente 28 % du nombre de jours en emploi.

Source et champ : base salaires Agirc-Arrco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arrco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

ANNEXE 2

Tableau A2 – Indices de spécificité sectoriels par zone d'emploi en 2019 pour certains secteurs d'activité

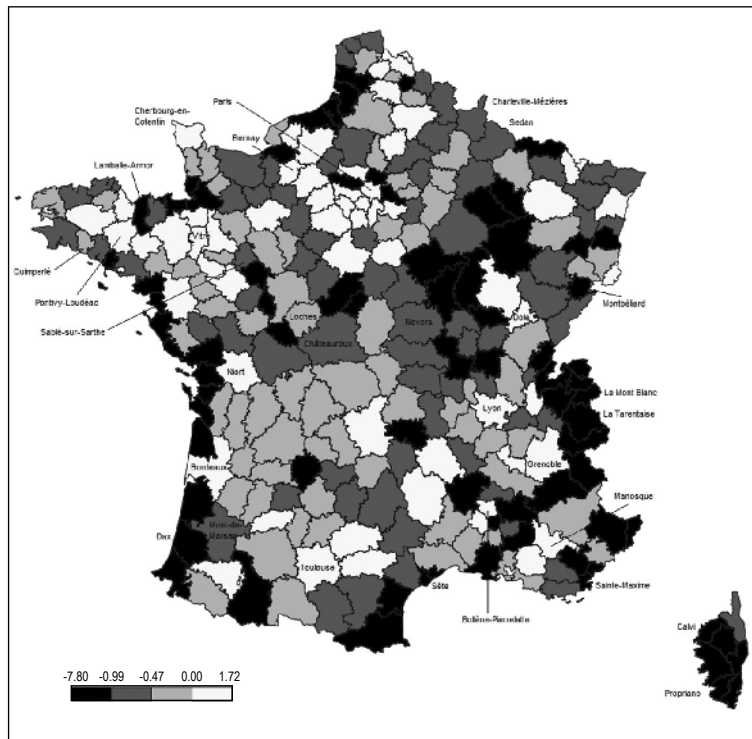
Zone d'emploi	Hébergement-restauration	Construction	Industrie automobile	Activités liées à l'emploi	Industries alimentaires	Industrie chimique	Assurance	Métallurgie	Fabrication de matériels métalliques	Recherche-développement scientifique
Calvi	4.9	1.6	0.0	0.0	1.2	0.0	0.1	0.0	0.1	0.4
Propriano	4.1	2.7	0.0	0.0	0.9	0.0	0.1	0.0	0.6	0.0
Porto-Vecchio	4.3	2.1	0.0	0.1	1.1	0.0	0.0	0.0	0.2	0.0
Menton	3.6	1.0	0.0	0.3	1.1	0.1	0.2	0.1	0.1	0.0
Sainte-Maxime	4.4	1.4	0.0	0.3	1.0	0.0	0.0	0.0	0.1	0.0
La Tarentaise	4.4	1.0	0.0	0.4	0.7	0.7	0.0	7.1	0.8	0.0
Le Mont Blanc	3.9	1.1	0.0	0.5	0.8	0.1	0.1	0.0	1.3	0.1
Beauvais	0.7	1.2	5.0	1.3	1.2	1.7	0.6	1.8	2.1	0.4
Montbéliard	0.4	0.7	25.2	1.8	0.7	0.2	0.1	2.5	3.0	0.0
Mulhouse	0.8	1.2	5.2	1.1	1.1	2.5	0.5	0.3	1.1	0.2
Vitry-le-François Saint-Dizier	0.6	1.0	2.2	1.3	1.1	0.9	0.2	22.2	2.9	0.0
Charleville-Mézières	0.6	1.2	0.2	1.0	1.0	0.7	0.3	16.0	5.2	0.0
Sedan	0.6	1.1	0.2	1.2	1.8	1.2	0.1	14.5	6.2	0.0
Châtelleraut	0.7	0.7	4.0	1.5	1.1	1.9	0.1	13.3	3.6	0.0
Loches	0.6	1.7	0.0	1.0	1.0	0.3	0.0	1.1	2.4	0.0
Châteauroux	0.7	0.9	0.1	1.3	1.1	0.5	0.3	5.6	1.5	0.0
Romorantin-Lanthenay	1.2	1.3	0.1	1.3	1.4	0.2	0.1	0.0	3.9	0.2
Nevers	0.8	1.1	2.1	1.0	0.5	0.7	0.3	7.3	2.3	0.3
Quimperlé	0.7	0.7	0.1	2.3	8.3	0.2	0.0	0.0	2.4	0.0
Lamballe-Armor	1.1	1.3	2.4	1.9	6.3	0.0	0.0	0.0	1.2	0.2
Vitré	0.4	1.0	0.0	1.7	6.2	2.6	0.0	0.2	0.6	0.1
Pontivy-Loudéac	0.5	0.9	0.3	2.2	5.8	0.9	0.1	0.4	1.0	0.0
Sablé-sur-Sarthe	0.4	0.5	8.1	2.2	8.9	0.5	0.0	1.8	2.6	0.0
Mayenne	0.4	1.1	3.6	1.4	5.7	0.4	0.1	3.6	2.6	0.0
Dax	1.6	1.2	0.2	1.2	3.2	4.0	0.1	0.3	0.6	0.2
Mont-de-Marsan	0.9	1.2	0.2	1.4	3.1	0.7	0.5	0.6	0.5	0.1
Niort	0.6	0.9	0.4	1.0	0.8	0.8	25.5	2.9	0.9	0.0
Rouen	0.8	1.1	2.2	1.1	0.9	1.6	2.9	1.0	1.0	0.1
Bernay	0.5	1.3	0.0	1.8	1.8	5.6	0.1	1.2	2.2	3.3
Cherbourg-en-Cotentin	0.8	1.2	0.1	1.0	1.2	10.2	0.2	0.0	1.4	0.1
Bollène-Pierrelatte	0.7	1.5	0.1	1.1	0.9	16.3	0.1	0.5	0.7	0.6
Dole	0.7	1.2	0.5	1.4	2.4	10.2	0.2	0.3	1.4	0.0
Grenoble	1.0	0.8	0.2	0.8	0.4	0.9	0.5	1.4	1.0	8.8
Manosque	1.2	0.9	0.0	1.9	1.2	5.8	0.1	0.0	0.3	17.1

Lecture : la zone d'emploi de Calvi enregistre en 2019 un indice de spécificité du secteur de l'hébergement-restauration de 4.9 : ce secteur est 4.9 fois plus important en termes de nombre d'emplois dans la zone d'emploi de Calvi que dans le reste de la France métropolitaine.

Source et champ : base salaires Agirc-Arrco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arrco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

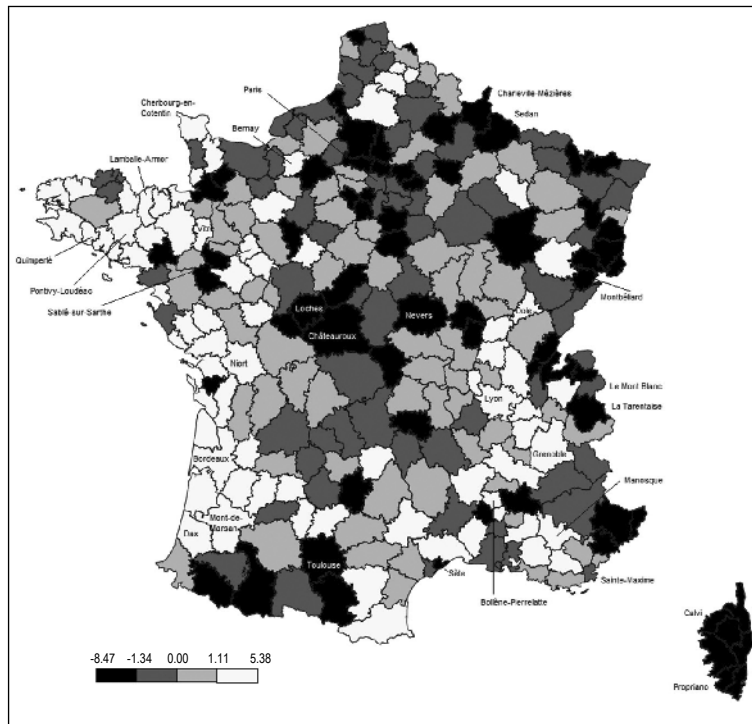
CARTOGRAPHIE DES RÉSULTATS DE LA DÉCOMPOSITION STRUCTURELLE-RÉSIDUELLE

Figure A3-I – Effet structurel, exprimé en écart à l'évolution moyenne nationale de la masse salariale privée entre 2019 et 2020, par zone d'emploi



Lecture : la zone d'emploi de Calvi enregistre un effet structurel négatif (-7,3 %).
 Source et champ : base salaires Agirc-Arrco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arrco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

Figure A3-II – Effet local, exprimé en écart à l'évolution moyenne nationale de la masse salariale privée entre 2019 et 2020, par zone d'emploi



Lecture : la zone d'emploi de Calvi enregistre un effet local négatif (-8,5 %).
 Source et champ : base salaires Agirc-Arrco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arrco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

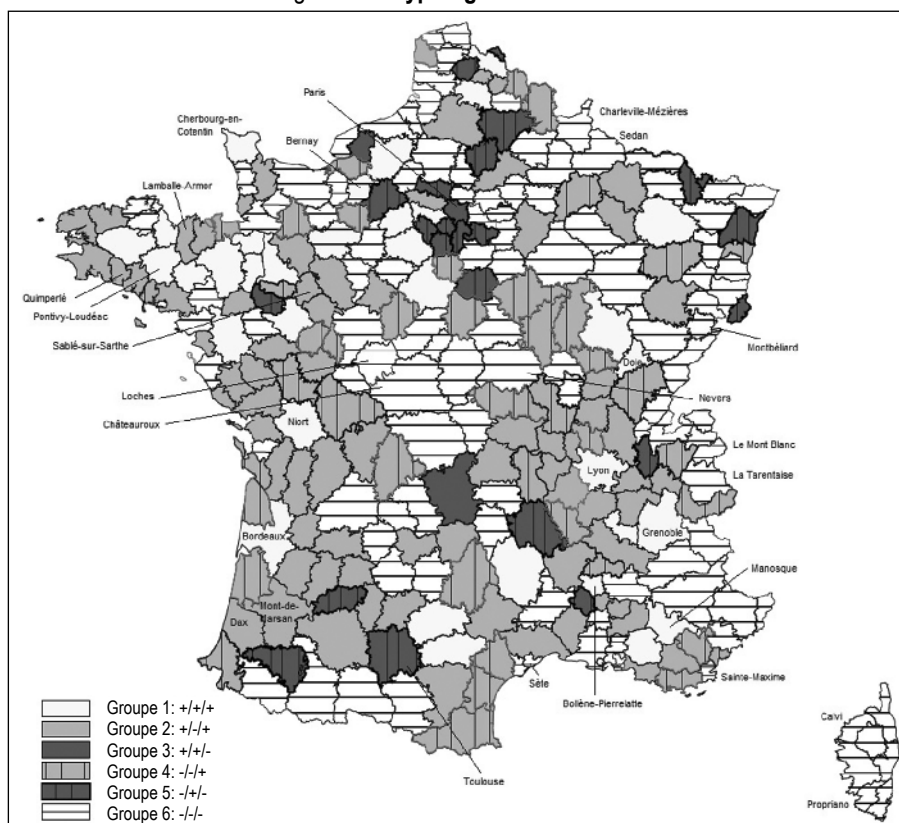
ANNEXE 4

TYPOLOGIE DES TERRITOIRES

Les zones d'emploi sont regroupées en six groupes, selon le caractère positif ou négatif des variables d'intérêt incluses dans l'analyse structurelle-résiduelle (figure A4).

Un premier groupe est formé par 34 zones d'emploi, représentant 22.1 % des emplois salariés en France métropolitaine en 2020, qui connaissent une évolution de leur masse salariale privée supérieure à celle observée en France métropolitaine, à laquelle sont associés des effets structurels et locaux positifs ; ce sont les territoires ayant le mieux résisté à la crise sanitaire. Le deuxième groupe (71 zones d'emploi, soit 17.4 % des emplois salariés en 2020) rassemble les territoires dont la résistance est basée sur des spécificités locales. Le troisième groupe (3 zones d'emploi, 17.9 % des emplois salariés en 2020) est composé de zones d'emploi dont la résistance est fondée sur la structure sectorielle des emplois. Le quatrième groupe (45 zones d'emploi, 9.7 % des emplois salariés en 2020) est formé par les territoires dont l'incidence négative de la crise sanitaire est liée à la structure sectorielle des emplois. Le cinquième groupe (23 zones d'emploi, soit 9.8 % des emplois salariés en 2020) est composé des territoires dont l'impact de la crise sanitaire est lié à des spécificités locales. Enfin, les 111 zones d'emploi qui constituent le sixième groupe (soit 23 % des emplois salariés en 2020 en France métropolitaine) sont les territoires les plus en difficulté : ils cumulent des effets structurels et locaux négatifs. Ce sont les zones les plus négativement impactées par la crise sanitaire.

Figure A4 – Typologie des territoires



Note : Groupe 1 : +/+ ; Groupe 2 : +/- ; Groupe 3 : +/+/- ; Groupe 4 : -/+ ; Groupe 5 : -/+/- ; Groupe 6 : -/-. Le premier signe correspond à l'évolution de la masse salariale par rapport à la moyenne nationale, le second signe aux effets structurels et le troisième signe aux effets locaux, suivant une méthode proposée par Carré & Levratto (2013).

Lecture : la zone d'emploi de Calvi (groupe 6) enregistre un écart à la variation moyenne nationale de masse salariale négatif (-15.7 %), un effet sectoriel négatif (-7.3 %), et un effet local négatif (-8.5 %). La zone d'emploi de Rennes (groupe 1) enregistre un écart à la variation moyenne nationale de masse salariale positif (+2.4 %), un effet sectoriel positif (+0.4 %), et un effet local positif (+2 %). La zone d'emploi de Paris (groupe 3) enregistre un écart à la variation moyenne nationale de masse salariale positif (+0.8 %), un effet sectoriel positif (+1 %), et un effet local négatif (-0.2 %).

Source et champ : base salaires Agirc-Arcco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arcco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

ESTIMATION DES DIFFÉRENTS MODÈLES SPATIAUX

Tableau A5-1 – Résultats d'estimation de la variation de la masse salariale privée entre 2018 et 2019

	MCO	SEM	SAR	SLX	SDM
Constante	0.030*** (0.007)	0.028*** (0.007)	0.023*** (0.007)	0.041*** (0.012)	0.038*** (0.012)
Effet structurel (évolution 2018-2019)	1.806*** (0.312)	1.656*** (0.311)	1.616*** (0.305)	1.540*** (0.325)	1.517*** (0.318)
Part des cadres (2018)	-0.029 (0.023)	-0.021 (0.023)	-0.023 (0.022)	-0.006 (0.026)	-0.005 (0.026)
Densité en emplois (2018)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
Taux de chômage (2018)	0.079 (0.050)	0.080 (0.054)	0.057 (0.050)	0.050 (0.072)	0.049 (0.070)
Zone résidentielle (2020)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	0 (0.003)	0 (0.003)
Part des emplois dans le secteur de l'intérim (2018)	0.023 (0.022)	0.021 (0.023)	0.024 (0.022)	0.026 (0.024)	0.026 (0.023)
Concentration (indice de Herfindahl, 2018)	-0.479*** (0.165)	-0.457*** (0.161)	-0.478*** (0.160)	-0.520*** (0.164)	-0.513*** (0.159)
$\hat{\lambda}$		0.177* (0.086)			
$\hat{\rho}$			0.216*** (0.079)		0.074 (0.088)
$\hat{\theta}_{\text{effet structurel}}$				1.804*** (0.665)	1.541** (0.681)
$\hat{\theta}_{\text{part des cadres}}$				-0.086 (0.054)	-0.082 (0.053)
$\hat{\theta}_{\text{densité emplois}}$				0 (0)	0 (0)
$\hat{\theta}_{\text{taux chômage}}$				-0.050 (0.105)	-0.046 (0.102)
$\hat{\theta}_{\text{zone résidentielle}}$				-0.009 (0.006)	-0.008 (0.006)
$\hat{\theta}_{\text{part intérim}}$				0.054 (0.044)	0.047 (0.043)
$\hat{\theta}_{\text{HHI}}$				-0.396 (0.333)	-0.343 (0.330)
AIC	-1503	-1504	-1508	-1506	-1505
R ² ajusté	0.18	0.21	0.22	0.21	0.25

Note : matrice de contiguïté. Écart-types entre parenthèses. Les valeurs sont différentes de 0 au niveau de significativité : *** alpha=0.01 ; ** alpha=0.05 ; * alpha=0.1.

Source et champ : base salaires Agirc-Arrco, calculs des auteurs. Salariés cotisant à l'Agirc-Arrco hors salariés de la MSA, France métropolitaine.

Tableau A5-2 – Résultats d'estimation de la variation de la masse salariale privée entre 2019 et 2020

	MCO	SEM	SAR	SLX	SDM
Constante	-0.043*** (0.007)	-0.039*** (0.008)	-0.022*** (0.008)	-0.063*** (0.015)	-0.045*** (0.014)
Effet structurel (évolution 2019-2020)	1.523*** (0.091)	1.485*** (0.090)	1.397*** (0.088)	1.427*** (0.101)	1.429*** (0.094)
Part des cadres (2019)	-0.097*** (0.026)	-0.091*** (0.025)	-0.086*** (0.024)	-0.072** (0.029)	-0.074*** (0.027)
Densité en emplois (2019)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)
Taux de chômage (2019)	-0.057 (0.054)	-0.081 (0.061)	-0.062 (0.050)	-0.082 (0.075)	-0.094 (0.069)
Zone résidentielle (2020)	-0.008*** (0.003)	-0.005* (0.003)	-0.007*** (0.003)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.003)
Part des emplois dans le secteur de l'intérim (2019)	0.110*** (0.022)	0.080*** (0.022)	0.078*** (0.022)	0.090*** (0.024)	0.079*** (0.022)
Concentration (indice de Herfindahl, 2019)	-1.337*** (0.300)	-1.224*** (0.281)	-1.304*** (0.280)	-1.417*** (0.302)	-1.330*** (0.281)
$\hat{\lambda}$		0.421*** (0.075)			
$\hat{\rho}$			0.299*** (0.055)		0.349*** (0.076)
$\hat{\theta}_{\text{effet structurel}}$				0.075 (0.199)	-0.505** (0.224)
$\hat{\theta}_{\text{part des cadres}}$				0.031 (0.058)	0.046 (0.052)
$\hat{\theta}_{\text{densité emplois}}$				0 (0)	0 (0)
$\hat{\theta}_{\text{taux chômage}}$				0.056 (0.109)	0.086 (0.101)
$\hat{\theta}_{\text{zone résidentielle}}$				-0.022*** (0.006)	-0.016*** (0.006)
$\hat{\theta}_{\text{part intérim}}$				0.120*** (0.042)	0.073* (0.040)
$\hat{\theta}_{\text{HHI}}$				-0.341 (0.643)	0.272 (0.605)
AIC	-1505	-1528	-1530	-1514	-1531
R ² ajusté	0.61	0.65	0.65	0.63	0.67

Note, Source, Champ : cf. tableau A5-1.

Le déficit protéique français – Une analyse prospective

Protein Deficit in France – A Prospective Analysis

Alexandre Gohin* et Alice Issanchou*

Résumé – Depuis près de 50 ans, le déficit français en matières riches en protéines est déploré. Nombre de plans protéines soutenant l'offre de légumineuses se sont succédés sans parvenir à le résoudre. Pour autant, l'agriculture française est-elle économiquement verrouillée dans la production de céréales facilitée par des importations d'engrais de synthèse et une production d'animaux hors sol facilitée par des importations de soja ? L'originalité de notre analyse quantitative est d'inclure le rôle de la demande potentielle des consommateurs français pour des produits alimentaires sans organismes génétiquement modifiés (OGM). Nos simulations prospectives montrent que cette demande est un levier beaucoup plus puissant pour réduire les importations de tourteau de soja OGM que les traditionnelles subventions aux légumineuses. Par contre, il ne conduit pas à une amélioration significative de l'autonomie protéique, car les importations nettes des autres matières riches en protéines augmentent. À l'inverse, de réels progrès pourraient être obtenus par une amélioration de la productivité des surfaces fourragères.

Abstract – France's deficit in protein-rich products dates back nearly 50 years. Many protein plans aimed at boosting the supply of legumes have succeeded one another without managing to solve the issue. So, is French agriculture economically tied to grain production facilitated by imports of synthetic fertilisers and to off-farm livestock production facilitated by soya imports? The uniqueness of this quantitative analysis is that it considers the role of the potential demand of French consumers for products that are free from genetically modified organisms (GMOs). Our prospective simulations show that, while this demand is a far more powerful driver for reducing imports of GMO soya cake than traditional subsidies for legumes, it is unlikely to lead to a significant improvement in protein self-sufficiency, as net imports of other protein-rich products are increasing. In contrast, substantial progress could be made by improving the productivity of forage land.

JEL : Q11, Q16, Q18

Mots-clés : autonomie protéique, organismes génétiquement modifiés, marchés, France
Keywords: protein self-sufficiency, genetically modified organisms, markets, France

* UMR SMART, Institut Agro – INRAE, Rennes. Correspondance : alexandre.gohin@inrae.fr

Cet article a bénéficié d'un cofinancement de deux régions françaises (Bretagne et Pays de la Loire) et du Fonds européen agricole pour le développement rural 2014-2020 (PEI 16.1), à travers le projet SOS-PROTEIN.

Reçu en août 2021 accepté en juillet 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: Gohin, A. & Issanchou, A. (2022). Protein Deficit in France – A Prospective Analysis. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 536-37, 115–131. doi: 10.24187/ecostat.2022.536.2083

Depuis l’embargo américain sur le soja en 1973 suite à une sécheresse majeure outre atlantique, la France a mis en œuvre différents plans protéines pour favoriser sa production et limiter ses importations de matières riches en protéines (MRP) d’origine végétale (comprenant la graine et le tourteau de soja, le pois protéagineux, la féverole, le tourteau de colza, les lentilles, le pois chiche). D’abord motivés par des considérations purement économiques, les récents plans protéines soulignent de plus en plus les avantages environnementaux directs de la production de ces cultures. Par leur capacité à fixer l’azote de l’air, les cultures légumineuses limitent les utilisations d’engrais de synthèse sur les surfaces dédiées et par la suite les émissions directes de gaz à effet de serre (GES).

Malgré près de 50 ans de soutien public à cette filière, la France demeure largement dépendante d’importations de MRP, tout spécialement de tourteau de soja pour l’alimentation animale. Les montants de soutien public et les rapports de prix entre matières premières n’ont jusqu’à présent pas significativement modifié les décisions des producteurs et utilisateurs français en faveur des MRP domestiques. Les résultats obtenus ces dernières années s’expliquent davantage par le développement de la filière de biocarburants de première génération, dont les volumes de consommation sont dorénavant plafonnés, que des plans protéines français. Par ailleurs, le développement des cultures légumineuses n’apparaît pas systématiquement comme la meilleure solution pour atténuer les émissions de GES d’origine agricole (Pellerin *et al.*, 2017). Un fort soutien public aux légumineuses au titre de la lutte contre le changement climatique n’est donc pas acquis pour les prochaines années. Enfin, les échanges commerciaux de MRP sont politiquement gérés au niveau de l’Union européenne. Or de nombreux États membres, encore plus dépendants des importations des pays tiers que la France, considèrent que le recours à la spécialisation et à l’échange international basé sur les avantages comparatifs est une source de gain potentiel de niveau de vie (Mahé, 2005). Les pays tiers disposant d’avantages comparatifs dans la production de protéines (le soja tout particulièrement), le recours à des importations leur semble préférable à l’approvisionnement local. Ceci se reflète par exemple dans les positions sur les traités de libre-échange, avec le Canada et les pays du Mercosur.

Pour autant, la France restera-t-elle toujours très dépendante des importations de MRP ? En d’autres termes, l’agriculture française est-elle économiquement verrouillée dans la production

de céréales facilitée par des importations d’engrais de synthèse et une production d’animaux hors sol facilitée par des importations de MRP, générant alors des excès d’azote polluant les sols, les eaux et l’air (Magrini *et al.*, 2015) ? Le nouveau plan national pour les protéines végétales annoncé en décembre 2020 est-il nécessairement voué comme ses prédécesseurs à de modestes résultats ?

Notre objectif dans cet article est de contribuer quantitativement au débat complexe et récurrent sur les protéines végétales en incluant une nouvelle dimension, de plus en plus discutée mais peu mesurée jusqu’à présent : la demande de consommateurs français pour des produits alimentaires locaux et sans Organismes Génétiquement Modifiés (OGM). Les MRP importées, spécialement le soja, sont majoritairement issues de cultures génétiquement modifiées. Par conséquent, le levier du consommateur pourrait contribuer à réduire la dépendance protéique française en diminuant ces importations à base d’OGM. Plusieurs enquêtes témoignent d’une demande potentielle de consommateurs français pour des produits alimentaires exempts d’OGM, plus généralement d’aliments produits localement (FranceAgriMer, 2018). Face à cette demande potentielle, les acteurs des filières agroalimentaires se positionnent de plus en plus pour y répondre, comme détaillé lors des États généraux de l’alimentation (Terres Univia, 2017).

Cette potentielle demande des consommateurs français s’exprime pour les légumes secs et les produits transformés (viandes et produits laitiers). Pour analyser quantitativement ce nouveau levier de la demande du consommateur et le comparer aux plus traditionnels leviers des soutiens publics, une méthodologie considérant les différents produits et acteurs des filières alimentaires est essentielle. Aussi nous développons un modèle original d’équilibre général calculable (EGC) séparant les filières non OGM et les filières dites conventionnelles. Les modèles EGC sont très utilisés pour mesurer *ex ante* les impacts de politique publique (comme les accords de libre-échange et les politiques agricoles), à la fois en termes de production, d’échanges commerciaux, de demande, de prix et plus généralement de nombreux impacts marchands. Notre modèle statique permet la quantification de nombreuses conséquences de différents scénarios prospectifs, comme sur les surfaces françaises cultivées en légumineuses ou la dépendance aux importations de soja OGM, mais aussi sur les éventuelles réductions d’exportations de céréales et/ou de produits

animaux. Ainsi il permet d’apprécier si des gains d’autonomie protéique ne sont pas réalisés au détriment d’une perte d’autonomie dans les autres filières et au risque *in fine* d’une perte d’excédent commercial agroalimentaire. Les impacts sur les revenus générés par les activités agricoles et agroalimentaires sont aussi mesurés, nous permettant d’apprécier l’éventuelle tension entre l’autonomie protéique et l’économie des filières. Notre approche quantifie donc, de manière unifiée et cohérente, différents enjeux autour de la vaste problématique des protéines végétales. Toutefois, notre modèle statique ne couvre pas tous les enjeux, comme les effets transitoires et de long terme sur la biodiversité ou encore les émissions nettes de GES, raison pour laquelle nous ne procédons pas à une analyse normative de l’objectif d’un moindre déficit protéique français.

Nos simulations prospectives montrent que cette potentielle demande des consommateurs est un levier beaucoup plus puissant pour réduire les importations de tourteau de soja OGM que les traditionnelles subventions aux légumineuses. Par contre, cela ne conduit pas à une amélioration significative de l’autonomie protéique, car les importations nettes des autres MRP augmentent. À l’inverse, de réels progrès pourraient être obtenus par une amélioration de la productivité des surfaces fourragères. Les revenus agricoles et agroalimentaires français s’améliorent davantage avec le changement de la demande des consommateurs qu’avec les subventions publiques.

L’article est organisé comme suit : la première section expose plus avant la problématique étudiée ; la deuxième section synthétise les résultats majeurs de la littérature existante ; la troisième section est consacrée au modèle développé, avec un accent sur les originalités introduites, et présente les scénarios testés ; la quatrième section analyse les résultats de ces scénarios et offre une analyse de sensibilité. La conclusion résume les principaux résultats et suggère des extensions possibles de ce travail empirique.

1. Le contexte : l’autonomie protéique française et européenne

1.1. De quoi parle-t-on ?

Les protéines végétales et animales sont toutes deux composées d’acides aminés. La valeur nutritionnelle d’une source protéique va dépendre de sa capacité à fournir des acides aminés pour la croissance de l’organisme concerné et le renouvellement de ses protéines corporelles. Toutes les sources de protéines

n’ont pas la même teneur en acides aminés. Pour les besoins nutritifs humains, les protéines de source animale sont plus équilibrées en acides aminés que les protéines végétales, ce qui peut se corriger par l’association de différentes sources de protéines végétales (céréales et légumineuses par exemple)¹.

Dans cet article, nous nous concentrons sur les protéines animales et les protéines végétales utilisées pour l’alimentation animale. Nous omettons donc de l’analyse, faute d’informations disponibles au niveau macroéconomique, les protéines végétales utilisées directement dans l’alimentation humaine. Selon les informations microéconomiques rassemblées par Agrosynergie (2018), il s’agit essentiellement de légumes secs (lentilles, pois chiches, fèves, etc.) et de graines de soja. Elles constituent un marché de niche mais en croissance, associé notamment au développement de régimes végétariens. Ces protéines bénéficient d’une image “positive” en termes de santé et d’environnement mais négative en termes de digestibilité et de praticité (temps de préparation). Les perspectives de ces marchés dépendent principalement de la stratégie de recherche publique dans le domaine et du comportement des acteurs de la transformation (Magrini *et al.*, 2018).

Pour produire 1 kg de protéine animale, il faut apporter en moyenne (pondérée par les poids des différentes espèces animales) 4.9 kg de protéines végétales (Guéguen *et al.*, 2016). En effet, les animaux d’élevage ont des besoins spécifiques en apports protéiques pour leur croissance et entretien. Cet apport protéique est assuré par les fourrages grossiers (herbe pâturée/récoltée, maïs/betterave fourragère, etc.) et les aliments concentrés simples ou composés. Ces derniers sont obtenus à partir de diverses matières premières, celles contenant plus de 15 % de protéines constituant les MRP. Ainsi, les céréales sont essentiellement composées d’amidon, source d’énergie, et ne font pas partie des MRP même si elles contiennent des protéines. À l’inverse, les tourteaux d’oléagineux sont riches en protéines, spécialement les tourteaux de soja. Les graines protéagineuses (pois et féverole) ont des compositions intermédiaires d’amidon et de protéines.

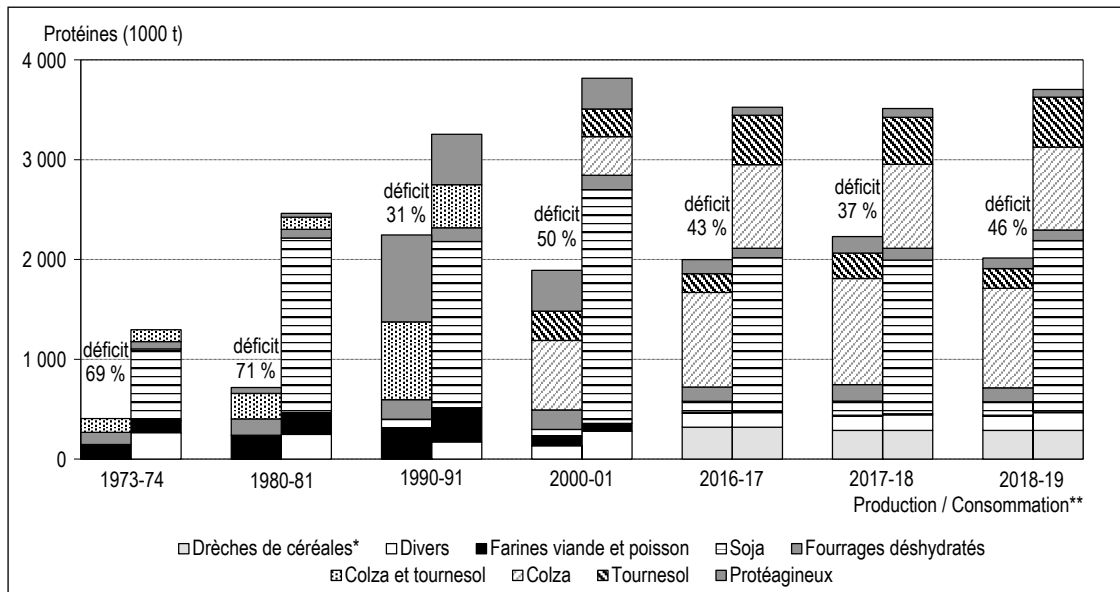
Les figures I et II ci-dessous retracent les évolutions depuis 1973 des productions et utilisations de MRP pour l’alimentation animale en France et en Europe. Elles montrent que les utilisations

1. Une présentation plus complète de la problématique est disponible dans Agrosynergie (2018).

ont augmenté fortement au début de la période. Depuis 2000, elles progressent marginalement en Europe et même régressent en France, du fait d'une progression plus modeste des volumes de productions animales et d'une productivité accrue de ces filières. Le tourteau de soja est la MRP la plus consommée, suivie par les tourteaux des autres graines oléagineuses (colza et tournesol). Les productions des MRP ont aussi significativement augmenté au début de la période, plus modestement depuis le début

des années 2000. Les productions de tourteau de colza et de tournesol ont considérablement augmenté, pour partie liées au développement des filières de biocarburant. À l'inverse, les productions de graines protéagineuses ont considérablement diminué sur cette période. Le déficit français en MRP a toujours été moins prononcé que le déficit européen, pour partie en raison des surfaces agricoles disponibles, de l'importance des productions animales et des mesures politiques nationales.

Figure I – Évolution du bilan français de matières riches en protéines (MRP) pour l'alimentation animale

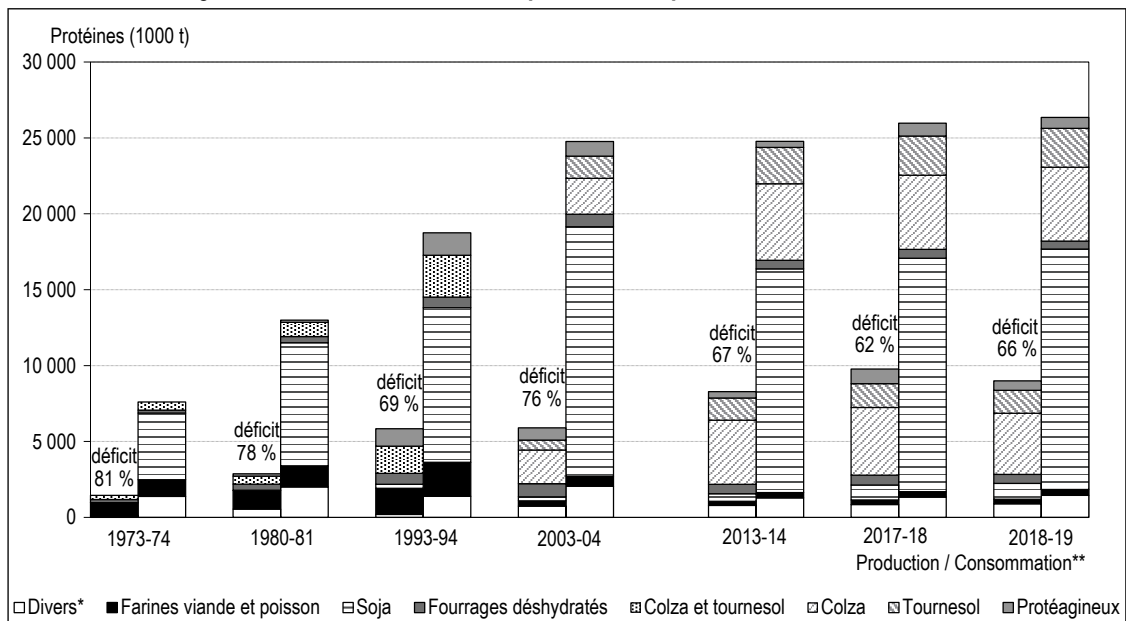


* données (estimées) non disponibles avant 2009-10.

** pour chaque période, la première barre correspond à la production, la seconde à la consommation.

Source : Terres Univia (estimation).

Figure II – Évolution du bilan européen de MRP pour l'alimentation animale



* hors drèches de céréales (données non disponibles).

** pour chaque période, la première barre correspond à la production, la seconde à la consommation.

Source : Terres Univia (estimation).

1.2. Le rôle des politiques publiques

Les déficits français et européen de MRP destinés à l'alimentation animale s'expliquent en partie par un compromis datant des années soixante entre l'Europe et les États-Unis. Ce compromis permettait à l'Union européenne (UE) de mettre en place une politique de soutien des prix pour ses céréales à condition d'exempter de droits de douane les entrées de graines oléagineuses américaines sur le territoire européen (Hache, 2015). Il en a résulté une dépendance de l'UE et de la France aux importations de graines et tourteaux de soja provenant des États-Unis, de l'Argentine et du Brésil. Cette dépendance, dans un marché mondial du soja hautement concentré, est une source de vulnérabilité pour le secteur de la production animale européen (en 1973, les États-Unis avaient réduit leurs exportations de soja suite à une forte sécheresse). Aussi, l'Europe a mis en place plusieurs plans protéiques afin de relancer la production européenne de légumineuses, dont le premier date de 1975 et le dernier de 2020.

Une mesure récurrente dans les plans protéiques est le soutien aux surfaces ou productions de graines protéagineuses et de soja². Depuis 1992 et la réforme MacSharry de la Politique agricole commune (PAC), ce soutien aux surfaces (ramené à l'hectare) a globalement diminué, mais moins que pour les autres cultures concurrentes dans l'utilisation des surfaces agricoles. Toutefois, les évolutions combinées de ces soutiens, des prix des cultures, des rendements et des coûts variables de production ont provoqué de 1992 à 2008 une baisse des marges à l'hectare des surfaces de légumineuses, relativement aux marges à l'hectare des cultures concurrentes (Ramanantsoa & Villien, 2012). Ceci a contribué à la forte baisse des surfaces françaises allouées aux protéagineux³. Avec le bilan de santé de la PAC en 2008, le soutien relatif pour les surfaces de protéagineux augmente, provoquant une augmentation des surfaces dédiées.

Le dernier plan réalisé (période 2014-2020) s'inscrit dans le cadre de la PAC post 2013, avec toujours des soutiens couplés aux surfaces légumineuses, dont les fourragères avec des montants variant entre 100 et 200 €/ha. Ces cultures sont à présent aussi indirectement soutenues par les critères d'éligibilité aux paiements directs du premier pilier de la PAC, qui capturent l'essentiel du soutien budgétaire agricole. Ces critères, dits de verdissement, imposent des minimums de surfaces d'intérêt écologique dont font partie les surfaces de protéagineux. Les mesures agroenvironnementales et climatiques du second

pilier de la PAC constituent un autre instrument public favorisant les cultures de protéagineux, valorisant leurs impacts environnementaux positifs (réduction d'intrants *via* des rotations plus longues). En contrepoint, des restrictions/interdictions de traitements phytosanitaires (contre la bruche de la fêverole, par exemple) réduisent l'attractivité de ces cultures auprès des agriculteurs. Au cours de cette période, les surfaces consacrées aux graines protéagineuses en France ont modestement augmenté. À l'inverse, celles consacrées au soja ont fortement progressé, en partie du fait de nouvelles variétés de semences plus adaptées aux différents territoires, la mise en œuvre d'une charte « soja de France » impliquant les différents acteurs de la filière voulant répondre à la demande française de soja non OGM. Malgré cette augmentation, les légumineuses représentent toujours une modeste part (4 %) des surfaces arables françaises, largement dominées par les céréales.

La crise sanitaire apparue début 2020 a renforcé la problématique de la souveraineté française, d'abord en termes d'équipements médicaux (masques) mais aussi en termes alimentaires. Jaravel & Méjean (2021) montrent tout d'abord que, après le secteur de la chimie, l'approvisionnement agroalimentaire français est très vulnérable. Ces auteurs proposent ensuite trois types de mesure pour une stratégie de résilience réaliste et efficace sans être trop protectionniste : une plus grande diversification des approvisionnements, un développement des capacités de stockage pour les produits à faible valeur ajoutée et enfin un renforcement de l'innovation pour les intrants vulnérables à la frontière technologique. Le plan gouvernemental France Relance inclut cependant d'autres mesures visant à stimuler l'offre française, dont l'offre de protéines végétales. Ce nouveau plan a pour ambition un doublement des surfaces consacrées d'ici 2030, soit 8 % de la surface agricole. Concrètement, ce plan doté initialement de 100 millions d'euros, mobilise des fonds publics pour aider à la structuration des filières (inspirée en partie par l'exemple de la filière soja) et favoriser l'investissement dans les exploitations agricoles (l'enveloppe initiale de 20 millions d'euros a été totalement consommée la première année et une nouvelle enveloppe d'un même montant a

2. Pour le détail, voir : https://draaf.nouvelle-aquitaine.agriculture.gouv.fr/IMG/pdf/AgresteNA_AR_67_proteagineux-lien_cle8119fc.pdf

3. D'autres facteurs ont contribué à ce déclin, comme la volatilité plus importante des rendements de ces cultures ou encore le verrouillage des filières (Zander et al., 2016 ; Magrini et al., 2016). Il n'existe pas à notre connaissance des quantifications économétriques des contributions relatives de ces différents facteurs dans l'évolution des surfaces/productions/bilans de MRP.

été décidée en 2021). Ces montants restent bien en deçà des soutiens couplés aux surfaces de légumineuses (dans la stratégie nationale bas carbone, le budget annoncé pour la seule année 2027 s'élève à 236 millions d'euros). Comme les précédents plans, il inclut des actions visant à promouvoir la consommation humaine de légumineuses (non explicitement traitée dans cet article) et à soutenir la recherche variétale.

À cet égard, les cultures de semences OGM ne sont pas autorisées en France depuis 2008 (une seule culture – de maïs – est autorisée en Europe et est essentiellement cultivée en Espagne). En revanche, une centaine de cultures OGM et de leurs produits dérivés sont autorisés pour l'importation et l'utilisation en alimentation humaine et animale. Cela inclut notamment les graines de soja et les produits dérivés que sont les huiles et tourteaux de soja. Ces produits OGM autorisés font l'objet d'obligations de traçabilité et d'étiquetage, avec un seuil d'exemption pour tenir compte de cas possibles de présence accidentelle (par exemple dans la gestion du transport de matières premières). Ces obligations ne s'appliquent pas aux produits (lait, viande) issus d'animaux pouvant être nourris avec des matières premières OGM. Les opérateurs de ces filières peuvent volontairement signaler que leurs animaux ont été nourris sans OGM, avec des surcoûts à supporter et/ou transmettre aux consommateurs.

Les cultures d'OGM ont débuté au milieu des années 1990 et n'ont cessé de croître depuis pour approcher les 190 millions d'hectares récemment, soit plus de 10 % des surfaces arables mondiales, concentrées dans trois pays : États-Unis, Brésil et Argentine (respectivement 75, 50 et 24 millions d'hectares). Elles concernent principalement le soja, le maïs, le coton et le colza avec respectivement près de 96, 60, 25 et 10 millions d'hectares. Il en résulte que près de 80 % du soja cultivé mondialement est OGM, rendant de plus en plus compliqué l'approvisionnement en soja certifié non OGM en France et Europe.

Cette expansion des cultures OGM résulte en partie des autorisations sans cesse croissantes de nouvelles semences OGM (Nes *et al.*, 2021). Les résistances aux herbicides (spécialement au controversé glyphosate) et aux insectes sont toujours les traits dominants des cultures OGM. Des nouvelles semences OGM visent d'autres caractéristiques, comme une résistance accrue à des aléas climatiques ou une modification de la composition nutritionnelle des produits. Par ailleurs, si un OGM est un organisme dont le matériel génétique a été modifié d'une manière

détectable, tel n'est pas le cas des semences obtenues par les nouvelles technologies, généralement regroupées sous le vocable d'édition génomique, apparues dans les laboratoires au milieu des années 2000. Ces technologies, aussi utilisées en thérapie génique (Parisi & Rodríguez-Cerezo, 2021), n'insèrent pas dans le génome d'un organisme un ou plusieurs gènes provenant d'un autre organisme ; elles modifient de façon ciblée une séquence génétique d'un organisme par différents processus, tels que la mutation, l'activation ou encore l'extinction de gènes. Les produits issus de ces nouvelles technologies peuvent aussi être obtenus par les techniques conventionnelles (naturelles) de sélection variétale. Un avantage majeur de ces nouvelles technologies est leur moindre coût d'obtention en recherche et développement (seulement 5 % du coût des techniques conventionnelles – Bullock *et al.*, 2021). La culture de ces nouvelles semences a débuté récemment aux États-Unis (Gotch *et al.*, 2021).

Les pays européens ont longuement débattu sur le statut juridique des produits issus de ces nouvelles technologies. En juillet 2018, la Cour de justice de l'UE a temporairement tranché le débat en considérant qu'ils doivent être régis par les règles appliquées aux produits OGM. Toutefois, au printemps 2021, la Commission européenne a publié, suite à une demande du Conseil européen, un rapport plus favorable à ces nouvelles technologies et produits dérivés : elle souligne, d'une part, qu'ils peuvent contribuer à des systèmes alimentaires plus durables et donc aux objectifs du pacte vert et, d'autre part, que la législation européenne actuelle sur les OGM, adoptée en 2001, n'est plus adaptée. Les débats sur ces technologies et produits obtenus, comme de leurs possibles contributions à l'autonomie protéique, sont donc rouverts en Europe et en France (voir par exemple Le Déaut, 2021).

2. Revue de littérature

Les autonomies protéiques françaises et européennes sont des problématiques anciennes ayant suscité de multiples travaux de recherches. Nous nous limitons ici à une synthèse des récents travaux intégrant des calculs économiques.

Au niveau de l'offre, de nombreux travaux considèrent l'échelle de l'exploitation agricole, de grandes cultures et/ou de polyculture élevage. Ces travaux analysent majoritairement les compromis éventuels entre des objectifs économiques et environnementaux lorsque les niveaux de production/d'utilisation des légumineuses/MRP varient. Ces travaux comprennent

des analyses prospectives et des analyses comparatives *ex post*, mais qui ne cherchent pas à expliquer statistiquement les choix des agriculteurs en termes de niveaux de production des MRP. Magrini *et al.* (2015 ; 2016), synthétisant les résultats des divers travaux français conduits jusqu'alors, concluent à l'absence de compromis au niveau des exploitations agricoles françaises : le développement des légumineuses est bénéfique à long terme, dans le cadre de rotations appropriées, à la fois d'un point de vue environnemental et économique. Ces résultats ne sont pas toujours obtenus pour d'autres régions de production. À titre d'exemple, Reckling *et al.* (2016) évaluent les mêmes compromis entre les effets économiques et environnementaux de l'intégration des légumineuses dans cinq régions européennes. Ces auteurs trouvent que l'introduction de légumineuses conduit à des baisses significatives des émissions de protoxyde d'azote et des usages d'engrais azotés. Par contre, cette introduction conduit à diminuer les marges brutes de trois régions sur cinq. Plus récemment, Cortignani & Dono (2020) montrent que le développement de légumineuses favorisé par le verdissement de la PAC améliore comme attendu le bilan environnemental des exploitations italiennes mais au détriment des impacts économiques (revenus) et sociaux (travail salarié et non salarié). Enfin, Koutchadé *et al.* (2021) quantifient, à l'aide d'un modèle micro-économétrique tenant compte de l'hétérogénéité des exploitations agricoles françaises, l'importance des subventions couplées sur les marges extensives, i.e. sur les décisions d'inclure des légumineuses dans les assolements. Ils montrent aussi que ces subventions ont des impacts beaucoup plus limités sur les marges intensives, c'est-à-dire le nombre d'hectares cultivés une fois que la culture est intégrée dans les assolements.

Quelques analyses plus macroéconomiques examinent l'offre de légumineuses au niveau français. La dernière en date à notre connaissance est fournie par Ramanantsoa & Villien (2012). Ces auteurs ont simulé à l'échelle de la France les impacts de différentes modalités de soutien public à la production de protéagineux et de soja en utilisant le modèle d'offre MAGALI. Ils montrent que les évolutions de prix envisagées impactent plus les surfaces et productions de MRP que les soutiens directs. Ils soulignent par ailleurs que le coût de la réduction des émissions de GES est élevé par rapport à la valeur tutélaire du carbone.

D'autres travaux portent spécifiquement sur la demande française de MRP, plus particulièrement

par les firmes françaises de l'alimentation animale. Ainsi Le Cadre *et al.* (2015) étudie la possible valorisation de tourteaux de soja issus d'une production locale de soja certifié non OGM. Ces auteurs montrent les importantes substitutions entre matières premières et donc de nouveau l'importance des prix relatifs.

Les travaux à l'échelle européenne couvrant toutes les dimensions des marchés des légumineuses/MRP sont plus nombreux (les plus récents incluent Henseler *et al.*, 2013 ; Kalaitzandonakes *et al.*, 2014 ; Kuhlman *et al.*, 2017 ; Deppermann *et al.*, 2018 ; Jensen *et al.*, 2021 ; Gotch *et al.*, 2021). Utilisant le modèle CAPRI, Kuhlman *et al.* (2017) testent six scénarios et trouvent que les scénarios de refus des produits étrangers OGM (capté par une diminution des importations) en Europe et de mise en place d'une taxe carbone sont les plus efficaces pour promouvoir les surfaces légumineuses. Le scénario combinant une taxe sur la consommation de viande et une subvention à la consommation de légumes graines produit un effet neutre sur les surfaces de légumineuses, du fait de la baisse des surfaces de soja consécutive à la baisse de production de viandes. Deppermann *et al.* (2018) ont mobilisé le modèle Globiom pour simuler à l'horizon 2050 les impacts d'une restriction aux seules matières premières locales pour l'alimentation animale. Celle-ci conduit à une diminution de la production de lait et viandes, ainsi que des surfaces céréalières (remplacées par des surfaces légumineuses). Ces auteurs trouvent que le gain d'autonomie pour les protéines se fait au détriment de l'autonomie pour les produits animaux et céréales. Jensen *et al.* (2021) mobilisent le modèle Aglink-Cosimo développé par l'OCDE et la FAO pour quantifier l'impact de trois scénarios sur l'autonomie protéique européenne : une subvention couplée aux surfaces de légumineuses, une augmentation des rendements du pois et du soja et enfin un arrêt des importations d'huile de palme pour la production de biodiesel. *A priori*, ce dernier scénario devrait stimuler la production européenne d'huile de colza (pour remplacer l'huile de palme) et simultanément la production européenne de tourteau de colza, réduisant alors la nécessité d'importer du tourteau de soja. Ces auteurs trouvent que seul le deuxième scénario (accroissement des rendements) conduit à une amélioration notable de l'autonomie protéique européenne. Enfin, Gotch *et al.* (2021) étudie les enjeux économiques liés au statut juridique des cultures issues de nouvelles technologies d'édition génomique. Pour ces auteurs, les impacts économiques et environnementaux sont négatifs et considérables,

assez similaires à ceux calculés par Deppermann *et al.* (2018), si l'UE maintient ces produits dans la catégorie des produits OGM.

Dans tous les travaux précités, les méthodes développées ne distinguent pas explicitement les filières OGM des autres filières, essentiellement du fait du manque de données pour les mesurer. Par contre, des recherches plus théoriques étudient les impacts de l'introduction des techniques OGM et de leurs régulations. Par exemple, Moschini *et al.* (2005) concluent que l'introduction des produits alimentaires contenant des OGM serait négative pour l'économie européenne du fait d'importants coûts de traçabilité et de ségrégation. Cela résulte aussi de la résistance des consommateurs européens à accepter ces produits/techniques, comme encore mesurée récemment par Marette *et al.* (2021).

3. Modélisation et définition des scénarios

Par rapport aux différents modèles macroéconomiques mentionnés précédemment, notre modèle EGC permet de considérer à la fois les consommateurs, les producteurs et l'ensemble de la filière, et présente deux originalités majeures : la base de données construite et la spécification des comportements des agents économiques. En effet, ce modèle décrit très finement les filières agricoles et agroalimentaires françaises, avec distinction des filières que nous qualifions de certifiées non OGM des autres filières (dites conventionnelles). Cette séparation en deux de la diversité des filières agricoles françaises est évidemment réductrice, incluant par exemple dans la première les filières bio et d'autres utilisant des produits phytosanitaires. Mais cela constitue déjà une avancée par rapport aux modèles existants qui considèrent généralement un(e) seul(e) marché/technologie pour chaque produit. De plus, la spécification des comportements de producteurs/consommateurs est plus complexe que les fonctions de production ou d'utilité CES classiques, afin de mieux capter les arbitrages économiques de ces agents entre les deux filières.

Notre modèle EGC est par ailleurs traditionnel dans ses principes généraux : c'est un modèle statique, permettant d'analyser des états stationnaires et non la dynamique entre ces états ; il suppose une concurrence pure et parfaite sur tous les marchés de produits, avec le prix permettant d'équilibrer les offres et demandes. C'est un modèle mono-pays centré sur la France, les échanges avec les autres pays sont spécifiés

avec la traditionnelle spécification Armington. Les comportements économiques des agents du « Reste du Monde » sont spécifiés à travers des fonctions de demande d'exportation et d'importation.

Pour les règles de bouclage macroéconomique, nous supposons que l'investissement est déterminé par l'épargne, elle-même déterminée par un taux exogène d'épargne des ménages français. La consommation publique de biens et les taux de subventions/taxes sur les différents flux monétaires sont également fixes. L'équilibre du budget de l'État est assuré par une variation des prélèvements nets auprès des ménages. Enfin, le solde de la balance commerciale est fixe et le taux de change réel endogène. Kilkenny & Robinson (1990) ont montré que toutes ces hypothèses macroéconomiques n'avaient pas de conséquences notables sur les impacts mesurés sur les marchés étudiés dans cet article. Dans la même veine, Gohin & Moschini (2006) ont montré que, pour des scénarios de réforme de politiques agricoles, les impacts sur les marchés mesurés par un modèle EGC sont très proches d'un modèle d'équilibre partiel (EP) défini sur les mêmes secteurs d'intérêt. Dans cet article, nous privilégions l'utilisation du modèle EGC complet qui ne pose pas de difficultés supplémentaires de résolution et d'obtention de données ; la modélisation EGC, *via* la vérification de la loi de Walras, nous assure de la cohérence économique des résultats.

La base de données de notre modèle EGC est une matrice de comptabilité sociale (MCS) représentant les comptes macroéconomiques du système socioéconomique français ; sa construction est détaillée en encadré. Nous précisons dans la suite de cette section les principales spécifications des comportements économiques, puis les trois scénarios testés.

3.1. Principales caractéristiques du modèle d'équilibre général calculable

Les données de la MCS sont mobilisées dans un modèle EGC qui représente les comportements des entreprises en termes d'offre de produits, de demande d'intrants et d'utilisation de facteurs (capital, travail ou terre pour le secteur de l'agriculture) et le comportement des ménages en termes de consommation finale des produits et d'épargne. Ces comportements dépendent des prix, des contraintes techniques et budgétaires, mais aussi de contraintes réglementaires et de taxes ou subventions qui peuvent être modélisées. Nous supposons ici des producteurs qui maximisent leurs profits sous contrainte d'une

ENCADRÉ – La matrice de comptabilité sociale

La MCS de base au niveau français est construite à partir des tableaux de la comptabilité nationale (Insee) : tableau entrées sorties (TES) et tableau économique d'ensemble (TEE), dans la version qui comprend 17 activités. À ce stade, il y a un seul secteur agrégé pour les activités de l'agriculture, la sylviculture et la pêche. L'activité agricole est ensuite différenciée des activités de sylviculture et de pêche et les produits du secteur agricole français sont différenciés en utilisant différentes sources de données de l'Insee et d'Agreste : les équilibres ressources-emplois (ERE), les bilans d'approvisionnement, les comptes de l'agriculture et des données de prix ou de cotations. Nous distinguons également différents secteurs agroalimentaires ainsi que leurs consommations énergétiques en utilisant les bases du dispositif Élaboration des statistiques annuelles des entreprises de l'Insee (ESANE), les données statistiques de FranceAgriMer, les enquêtes triennales d'Agreste sur l'alimentation animale et l'enquête annuelle de l'Insee sur les consommations d'énergie dans l'industrie (EACEI).

Nous distinguons ensuite les exploitations agricoles bretonnes et ligériennes, régions particulièrement concernées par les productions animales, du reste de la France, en utilisant des données issues principalement des comptes régionaux de l'agriculture, des tableaux de l'agriculture bretonne (TAB), et du mémento de la statistique agricole des Pays de la Loire.

L'originalité principale de notre MCS est la distinction faite entre biens conventionnels et biens certifiés non OGM d'un certain nombre de produits issus de l'agriculture et des industries agroalimentaires, qu'ils soient produits, échangés ou consommés sur le marché français. Nous disposons de peu de données sur les produits animaux nourris avec ou sans OGM. Nous nous sommes basés sur l'étude de Tillie & Rodríguez-Cerezo (2015) dont les données datent de 2012 et portent sur les marchés européens du soja certifié non OGM et de ses sous-produits (voir le tableau ci-dessous). Les données de marché ont été collectées au niveau de 14 pays de l'UE, dont la France pour trois types de produits dérivés du soja : les graines de soja, les tourteaux de soja et les aliments composés contenant du soja pour le bétail. Nous utilisons ces données pour émettre des hypothèses sur les quantités et les prix de différents produits certifiés sans OGM (notamment aliments concentrés, lait, viande).

Tableau – Caractéristiques des marchés non OGM

Données	% non OGM (quantité)	Premium / surcoût (%)
Importation fèves de soja	10	+15.65
Importation tourteaux de soja	10	+20.10
Production aliment concentré volaille	10	
Production aliment concentré bovin	19	
Production aliment concentré porc	7	
Aliment concentré		+18.85
Coût de production poulet de chair		+19.50
Coût de production lait		+7.50
Coût de production porc		+14.50
Prix consommateur viande de volaille		+16.20
Prix consommateur œufs		+16.40
Prix consommateur lait		+12.70
Prix consommateur viande de porc		+14.00

Source : Tillie & Rodríguez-Cerezo (2015)

Nous disposons des quantités d'importations de soja et de tourteaux de soja certifiés non OGM et conventionnels, des quantités d'aliments composés certifiés non OGM produites en France pour la production de volailles, de bovins et de porcs. À partir d'enquêtes auprès des opérateurs, Tillie & Rodríguez-Cerezo (2015) fournissent également les coûts additionnels du soja, du tourteau de soja ou des aliments concentrés certifiés non OGM selon les seuils réglementaires de tolérance. Ces auteurs estiment également l'augmentation de coûts de production pour un kilogramme de poulet, de lait et de porc issu d'une alimentation certifiée non OGM, ainsi que la différence de prix au détail pour les produits animaux labellisés comme étant issus d'une alimentation certifiée non OGM.

Nous avons fait l'hypothèse que les aliments concentrés certifiés non OGM ou standard ont la même valeur nutritionnelle et le même rendement. Ensuite nous avons estimé la quantité d'animaux nourris avec des aliments certifiés non OGM au prorata des aliments concentrés certifiés non OGM produits en France. Pour déterminer la valeur de la production certifiée non OGM des différents produits animaux, nous y appliquons des prix au producteur majorés en supposant que ces prix au producteur reflètent la hausse des coûts de production estimée dans Tillie & Rodríguez-Cerezo (2015). Pour la filière agroalimentaire, nous supposons que sa production de produits issus d'animaux nourris sans OGM est proportionnelle à la production domestique d'animaux nourris sans OGM et que la hausse des coûts de production au niveau de l'éleveur se répercute le long de la filière.

Pour la consommation des ménages, nous supposons que la part de biens certifiés non OGM est la même que celle de biens certifiés non OGM produits en France. Nous appliquons aux valeurs obtenues le premium payé par les

consommateurs pour des produits certifiés non OGM tel qu'estimé dans le rapport de Tillie & Rodriguez-Cerez (2015) et reporté dans le tableau.

Au total, notre analyse distingue 26 produits agricoles⁽ⁱ⁾ et 19 produits issus de l'industrie agroalimentaire⁽ⁱⁱ⁾.

⁽ⁱ⁾ Pour les productions végétales, nous distinguons le blé tendre, l'orge, le maïs, le colza, le soja non OGM, le soja conventionnel, le tournesol, le pois, la féverole et les autres oléoprotéagineux, les fourrages, les fruits et légumes, la betterave. Pour les productions animales, nous distinguons les gros bovins, les veaux, les porcs, le lait, les volailles, les œufs, et pour chacun de ces produits, nous déterminons la proportion de produits non OGM. Le reliquat est classé dans une catégorie « autres produits agricoles ».

⁽ⁱⁱ⁾ Pour les produits issus de l'agroalimentaire, nous distinguons la viande bovine (conventionnelle et non OGM), la viande porcine (conventionnelle et non OGM), la viande de volailles (conventionnelle et non OGM), les autres viandes, les produits laitiers (conventionnel et non OGM), l'huile de soja, les autres huiles, le tourteau de soja (conventionnel et non OGM), les autres tourteaux, les aliments composés (conventionnels et non OGM), le sucre, les boissons et le tabac, et enfin un reliquat « autres produits issus de l'agroalimentaire ».

fonction de production et des consommateurs qui maximisent leur utilité sous contrainte budgétaire.

3.1.1. Le comportement des producteurs agricoles

Nous considérons une exploitation agricole régionale multi-produits représentative. Il y a trois exploitations agricoles dans notre modèle : une représentative de l'agriculture des Pays de la Loire, l'autre de la Bretagne et une représentative du reste de la France. Nous distinguons, uniquement au niveau du stade de la production agricole car les données sont disponibles, les deux principales régions françaises en production animale. Chaque exploitation maximise son profit sous contrainte technique. Les variables de décision sont les intrants spécifiques à chaque extrant, les surfaces allouées aux différentes cultures, les nombres d'animaux, les consommations intermédiaires non allouables (telles que les services d'assurance) et les emplois salariés. Le programme de maximisation dépend des prix des intrants et des extrants, du niveau des facteurs fixes (capital matériel et bâtiment, surface agricole totale et travail non salarié) et des possibilités technologiques. Pour ces dernières, nous suivons Koutchadé *et al.* (2021) et modélisons les rendements végétaux par une fonction quadratique spécifique à chaque culture, qui dépend des quantités d'intrants utilisés (engrais et produits phytosanitaires). Ces rendements ne dépendent pas par contre du nombre d'hectares cultivés. Nous en déduisons des marges brutes par hectare pour chaque culture et supposons que les producteurs déterminent les assolements optimaux qui maximisent la somme de ces marges multipliées par les surfaces allouées à ces cultures moins une fonction de coût concave qui dépend des surfaces. Nous procédons de la même manière pour chaque activité animale : ainsi les rendements par animaux sont des fonctions quadratiques des aliments ingérés (concentrés et fourrages pour les herbivores),

les nombres optimaux d'animaux maximisent la somme des marges moins une fonction de coût concave qui dépend du nombre d'animaux.

Traditionnellement les technologies des secteurs multi-produits sont spécifiées avec des fonctions CES. Elle a par la suite été utilisée pour modéliser les arbitrages d'utilisation des terres, et fait l'objet d'une critique majeure sur la non additivité des quantités. Gohin (2020) résout ce problème en développant une approche quadratique. Cependant elle est gourmande en paramètres. Pour réduire le nombre de ces paramètres, nous spécifions des fonctions logistiques comme dans Koutchadé *et al.* (2021).

3.1.2. Le comportement des consommateurs français

Nous supposons que l'agent consommateur fait une série d'arbitrages : tout d'abord un choix entre la consommation de biens alimentaires et de biens non alimentaires selon une fonction de type LES (*Linear Expenditure System* ou système linéaire de dépenses). Nous supposons ainsi qu'il y a un montant minimum nécessaire alloué d'une part aux biens alimentaires et d'autre part aux biens non alimentaires. Ce système de dépense permet de capter des effets revenus non homothétiques, qui sont régulièrement estimés dans les études économétriques conduites tant sur des données microéconomiques que macroéconomiques. L'arbitrage entre la consommation des biens alimentaires et non alimentaires se fait selon une fonction de type Cobb-Douglas, ce qui n'est pas crucial dans notre analyse car les prix des autres biens varient peu dans les scénarios simulés.

Au sein des biens alimentaires, l'agent consommateur fait ensuite un arbitrage entre les viandes, les produits laitiers, les œufs, les huiles et les autres biens alimentaires, en utilisant de nouveau une fonction de type LES. L'arbitrage entre les autres biens alimentaires (fruits, boissons, etc.) se fait selon une fonction Cobb-Douglas, de

nouveau sans préjudice car les prix de ces biens varient peu dans nos scénarios. Il y a également un arbitrage entre les différentes viandes (bœuf, porc, volailles et autres) selon une nouvelle fonction de type LES. Un dernier niveau d'arbitrage se fait entre produits certifiés non OGM et conventionnels, concernant les œufs, les produits laitiers et les différentes viandes. Ce dernier niveau d'arbitrage est spécifié par une fonction de type CES-LES. Cette fonction, utilisée dans le modèle MIRAGE, est parcimonieuse, régulière et plus flexible que la fonction de type LES dans la prise en compte d'effets prix, cette dernière contraignant les biens à être des compléments bruts. Cela permet plus de pertinence dans l'analyse d'un changement de demande des consommateurs français vers des produits alimentaires sans OGM.

3.1.3. Paramétrage

Nous calibrons les paramètres des fonctions de production et d'utilité à partir des données de la MCS et des élasticités-prix ou dépenses. Pour l'offre agricole, les paramètres sont déterminés à partir des résultats économétriques de Koutchadé *et al.* (2021). Par exemple, l'élasticité de la production de blé par rapport à son propre prix est de 0.55, décomposé en un effet surface (0.50) et rendement (0.05). Pour le soja (non OGM) produit en France, ces élasticités s'élèvent à respectivement 0.80, 0.54 et 0.26. Pour la demande finale des ménages, nous nous appuyons essentiellement sur les résultats économétriques de Caillavet *et al.* (2016) et pour la distinction entre les biens alimentaires non OGM et conventionnels sur les récentes estimations économétriques sur les produits laitiers biologiques par Lindström (2021). Pour les échanges, nous supposons que la France est un petit pays sur les marchés mondiaux des produits agricoles et agroalimentaires. Aussi nous adoptons les mêmes valeurs pour les élasticités-prix des demandes d'exportation (au signe près), des offres d'importation et les élasticités de substitution Armington. Fontagné *et al.* (2022) ont estimé économétriquement ces élasticités et trouvent des valeurs proches de 10 pour les produits animaux. Nous adoptons donc cette valeur pour les produits alimentaires conventionnels. Par contre, pour traduire les préférences des ménages français pour les produits locaux et certifiés non OGM, nous retenons une valeur de 0.1 pour l'élasticité-prix propre d'offre d'importation, afin de capter le fait que les producteurs étrangers peuvent aussi vouloir offrir des biens alimentaires certifiés non OGM, venant concurrencer ceux produits

en France, spécialement auprès des ménages français situés près des frontières terrestres (avec l'Allemagne par exemple). De même, l'élasticité-prix propre de la demande d'exportation est fixée à -0.1 . Cela signifie que les consommateurs étrangers ont également des préférences pour leurs productions non OGM domestiques. Ces deux élasticités ne sont pas du tout supportées par des estimations économétriques, aussi nous conduisons une analyse de sensibilité des résultats à ces élasticités.

3.2. Définition des scénarios

Nombre de propositions ont été formulées pour améliorer l'autonomie protéique, au niveau français et/ou européen (voir la revue de littérature). Nous considérons trois scénarios contrastés en termes de stratégies d'indépendance protéique. Les trois sont directement testés sur notre modèle calibré sur l'année 2011, pour deux raisons. D'une part, cela nous évite de construire une situation de référence (par exemple à l'horizon 2030) qui s'avère un exercice délicat (on manque par exemple d'informations pour quantifier l'évolution tendancielle des filières certifiées non OGM en France sur les dix dernières années). D'autre part, les principales grandeurs économiques n'ont pas fondamentalement changé ces dix dernières années, les principales exceptions étant le recul régulier du nombre d'exploitations agricoles, le développement du soja et un recul du prix du sucre (élevé en 2011 par rapport à la moyenne des dix dernières années). À l'inverse, les niveaux des productions et prix des principaux produits agricoles observés en 2011 sont dans la moyenne des dix dernières années. Aussi les résultats que nous présentons doivent se comprendre comme les effets qui se seraient produits en 2011 si ces scénarios avaient alors été mis en place, que les acteurs économiques s'y étaient adaptés (selon les élasticités mentionnées précédemment) et que les marchés se soient équilibrés à un nouvel état stationnaire.

Le premier scénario (« subventions couplées ») est classique, figurant dans tous les plans protéines et régulièrement testé dans les analyses. Il s'agit de l'augmentation de l'aide couplée à la culture du soja et des cultures protéagineuses permise par la nouvelle PAC et déjà anticipée en France dans sa stratégie nationale bas carbone. Nous simulons une aide couplée aux surfaces de soja, de pois et de féverole de 200 €/ha (contre 0 €/ha pour le soja en 2011 et 155 €/ha pour le pois et la féverole), ce qui est un montant proche du montant maximum d'aide couplée versée depuis 10 ans à une légumineuse.

Dans le *deuxième scénario* (« progrès techniques »), nous simulons une amélioration variétale qui viendrait compenser le différentiel de productivité entre les légumineuses et le blé (Magrini *et al.* 2016), *via* un investissement dans la recherche, poussé au moins initialement par les pouvoirs publics. Comme souligné par Alston & Pardey (2021), il n'est pas aisé de déterminer les dépenses nécessaires en recherche-développement pour obtenir une amélioration variétale donnée ; aussi nous ignorons dans notre évaluation les coûts associés à ce scénario et, comme déjà indiqué dans l'introduction, ne conduisons pas d'analyse normative. Nous faisons l'hypothèse que cette amélioration variétale conduit, toutes choses égales par ailleurs, à une augmentation des rendements à l'hectare de 25 % pour le pois/féverole/soja et de 12.5 % pour les fourrages. Soulignons que Jensen *et al.* (2021) adoptent des hypothèses plus conservatrices (8 % pour les premières, 0 % pour les secondes), cohérentes pour ces secondes cultures avec des efforts quasi nuls ces dernières années en termes de sélections variétales sur espèces fourragères prairiales (ACTA, 2021). Ces hypothèses conservatrices sont également cohérentes avec la vision du verrouillage décrite dans Magrini *et al.* (2016), où les efforts de recherches sont toujours majoritairement portés sur les plantes « majeures ». En contrepoint, les nouvelles technologies d'édition génomique ne portent plus exclusivement sur ces plantes ; certaines sont appliquées aux cultures protéagineuses et fourragères (luzerne, *ray grass*) (Parisi & Rodríguez-Cerezo, 2021). Nous ne pouvons pas anticiper si ces nouvelles technologies seront autorisées en France et en Europe, dans un court-moyen ou long terme. Nous cherchons ici à tester un scénario de rupture.

Dans le *troisième scénario* (« demande »), nous simulons une hausse de la demande des consommateurs pour les produits français et certifiés non OGM. Ainsi nous supposons un doublement des demandes des œufs, de volaille et porc, toutes choses égales par ailleurs. Initialement ces demandes représentent 10 %, 10 % et 7 % des demandes totales de ces produits par les ménages français en volume. Pour la viande bovine et produits laitiers certifiés non OGM, les niveaux initiaux des demandes sont plus élevés (20 %) et nous supposons qu'ils augmentent de 50 %. Corrélativement les demandes pour les produits conventionnels diminuent, de telle façon que les budgets initiaux sont inchangés. Comme les prix des produits certifiés non OGM sont supérieurs à ceux des produits conventionnels, ces hypothèses impliquent une

baisse des quantités globales consommées. Ces évolutions supposées (toutes choses égales par ailleurs) s'appuient d'une part sur les augmentations constatées lors des dernières années de la consommation de produits biologiques et d'autre part sur les préoccupations sanitaires, environnementales et sociétales des ménages. Ainsi, selon des enquêtes du CRÉDOC synthétisées dans FranceAgriMer (2018), le critère « fabriqué en France » est devenu le premier critère de choix, avant les critères de prix ou de sécurité sanitaire. Ce troisième scénario s'inscrit dans une tendance identifiée dans Soler & Thomas (2020) de ménages français préférant consommer moins de quantités mais plus de qualité. Il est aussi complémentaire des analyses récentes quantifiant les effets d'une réduction de la consommation de viande rouge, motivées par des considérations de santé et d'environnement (Cavaillet *et al.*, 2016 ; Bonnet *et al.*, 2018). Enfin, la taille de nos chocs (conduisant à des parts de marché des produits non OGM variant entre 20 % et 30 %) est cohérente avec l'objectif affiché dans le pacte vert européen d'atteindre 25 % de produits biologiques d'ici 2030.

4. Résultats

Nous détaillons et commentons dans cette section les résultats obtenus pour les trois scénarios. Le tableau 1 les présente de façon synthétique.

4.1. Scénario subventions couplées

Sans surprise, le premier scénario d'augmentation des subventions couplées aux surfaces de soja, pois et fèvesoles conduit à une augmentation de ces surfaces cultivées (par exemple, 8.6 % pour le soja). L'augmentation est plus forte en pourcentage pour le soja que les deux autres cultures car l'augmentation de la subvention couplée est aussi plus forte. Cependant, ces augmentations restent modestes et bien loin des objectifs affichés de doublement de la production. Considérons l'exemple du soja. Le scénario augmente la subvention couplée de 0 €/ha à 200 €/ha, ce qui représente un équivalent d'augmentation du prix de 17.1 % selon le rendement initial du soja. Toutes choses égales par ailleurs, et notamment avant modification des prix d'équilibre, cela stimule une augmentation des surfaces de soja de 9.2 % (sachant l'élasticité de 0.54 reportée précédemment) et donc de la production du même niveau. Nous obtenons des augmentations moindres, de 8.6 % pour les surfaces et de 8.1 % pour les productions (tableau 1-A). En effet, le supplément de production conduit à une baisse du prix de la graine de soja certifié non OGM (tableau 1-B) de

Tableau 1 – Résultats des simulations par scénario : variation en niveau et % par rapport à la valeur initiale

	Valeur Initiale	Scénario 1 « Subventions couplées »		Scénario 2 « Progrès techniques »		Scénario 3 « Demande »	
		niveau	(%)	niveau	(%)	niveau	(%)
A – Impacts sur les productions végétales françaises (surfaces en milliers d’hectares, production en milliers de tonnes)							
Surface blé	4 990	-1.70	-0.03	-4.95	-0.10	9.55	0.19
Production blé	36 236	-12.15	-0.03	-37.97	-0.10	69.86	0.19
Surface colza	1 560	-0.55	-0.04	-1.38	-0.09	2.49	0.16
Production colza	4 812	-1.60	-0.03	-5.85	-0.12	8.23	0.17
Surface soja	40	3.45	8.62	3.22	8.05	2.80	7.00
Production soja	137	11.06	8.07	44.12	32.20	13.63	9.95
Surface pois	180	3.02	1.68	11.89	6.60	0.31	0.17
Production pois	1 070	15.69	1.47	318.54	29.77	2.00	0.19
B – Impacts sur les prix (euros/tonne)							
Soja conventionnel	354	-0.13	-0.04	-1.03	-0.29	-1.00	-0.28
Soja non OGM	403	-7.34	-1.82	-34.62	-8.59	48.92	12.14
Tourteau soja convent.	300	0.16	0.05	-1.50	-0.50	-1.92	-0.64
Tourteau soja non OGM	340	-5.29	-1.55	-28.88	-8.49	55.41	16.30
Volailles convent.	1 880	0.02	0.00	4.17	0.22	-5.36	-0.28
Volailles non OGM	2 120	-2.12	-0.10	-12.13	-0.57	214.93	10.14
Blé tendre	183	0.02	0.01	-0.26	-0.14	0.14	0.08
C – Impacts sur les demandes de matières premières pour l’alimentation animale (milliers de tonnes)							
Blé	11 328	1.05	0.01	-146.56	-1.29	67.70	0.60
Tourteau soja convent.	3 416	-1.30	-0.04	-151.92	-4.45	-149.94	-4.39
Autres tourteaux	4 134	-3.73	-0.09	-145.33	-3.52	74.09	1.79
Tourteau soja non OGM	452	8.34	1.84	31.57	6.99	17.26	3.82
D – Impacts sur les productions animales (milliers de tonnes)							
Viande porcine convent.	1 895	0.00	0.00	-1.65	-0.09	-94.29	-4.98
Viande porcine non OGM	148	0.01	0.01	0.09	0.06	110.12	74.41
Viande volaille convent.	1 678	-0.03	0.00	-2.70	-0.16	-111.68	-6.66
Viande volaille non OGM	186	0.09	0.05	0.67	0.36	117.96	63.42
Lait de vache convent.	19 226	-0.55	0.00	416.40	2.17	-1 414.47	-7.36
Lait vache non OGM	5 880	0.07	0.00	-1.07	-0.02	2 136.26	36.33
E – Impacts sur les échanges							
Blé (mt)	18 267	-11.00	-0.06	124.58	0.68	-85.16	-0.47
Tourteau soja conv. (mt)	3 061	0.11	0.00	-141.03	-4.61	-142.48	-4.65
Viande porcine conv. (M€)	-13	0.05	-0.36	-11.81	90.87	183.52	-1 411.72
Viande volaille conv. (M€)	396	0.01	0.00	-9.95	-2.51	124.75	31.50
Produits laitiers conv. (M€)	2 344	-0.53	-0.02	388.70	16.58	988.64	42.18
MRP (M€)	-897	6.21	-0.69	174.37	-19.44	10.46	-1.17
Balance agri/agro (M€)	10 843	-12.90	-0.12	873.58	8.06	1 570.69	14.49
F – Impacts sur les revenus et emplois des activités							
Revenu agricole (M€)	38 114	10.93	0.03	643.16	1.69	336.34	0.88
Revenu IAA (M€)	29 814	0.04	0.00	74.10	0.25	590.48	1.98
Emploi salarié agricole	230 674	-8.03	0.00	4 449.33	1.93	2 743.49	1.19
Emploi salarié agroalim.	534 661	6.37	0.00	1 142.40	0.21	9 197.38	1.72

Pour les viandes, l’unité de mesure est la tonne équivalent carcasse (cf. <https://www.franceagrimer.fr/FAQ/VIANDES/Viandes-Que-signifie-T.E.C.>).
Source : calculs des auteurs.

l’ordre de 1.8 %, ce qui atténue l’effet initial de la subvention à la fois sur les surfaces plantées et sur les rendements (baisse de 0.5 %, cohérente avec l’élasticité-prix propre du rendement du soja). Un autre effet, plus limité, conduisant à une augmentation modeste de la production de

graines de soja en France vient de l’augmentation des surfaces cultivées en pois protéagineux et féveroles.

Ce supplément de graines de soja françaises non OGM va pour l’essentiel à l’industrie

française du corps gras, les échanges (importations et exportations) variant peu. L'augmentation de la production française de tourteau de soja certifié non OGM, de 8.4 %, est alors entièrement absorbée par l'alimentation animale. Cependant, cela ne représente qu'une augmentation de 1.8 % de ce tonnage car une grande partie (près de 80 %) est initialement importée (tableau 1-C). Les conséquences sont un peu différentes pour les pois et féveroles dans la mesure où, initialement, une part importante (de l'ordre de 30 %) est exportée. Les suppléments de production sont donc aussi pour partie exportés, ce qui contribue à une moindre baisse des prix (0.4 % contre 1.8 % pour la graine de soja).

Ces suppléments de MRP incorporés dans l'alimentation animale déplacent très modestement, de moins de 0.1 %, les usages de tourteaux de soja conventionnels et autres tourteaux (de colza notamment). L'utilisation de blé tendre en alimentation animale augmente même légèrement, pour compléter les rations fournies aux volailles. En fait, nous obtenons des augmentations très limitées des productions granivores et herbivores certifiées non OGM (tableau 1-D), la plus importante en pourcentage étant la production de volailles, plus dépendante en tourteau de soja que les autres productions animales.

En termes d'échanges de produits (tableau 1-E), les exportations nettes de blé tendre baissent légèrement, majoritairement du fait d'une légère baisse des productions et surfaces allouées. Plus surprenante est la quasi-stagnation des importations de tourteau de soja conventionnel alors que leur usage dans l'alimentation animale a légèrement baissé. Cela vient du fait que le secteur français des corps gras alloue ses usines de trituration plus souvent à la trituration de graines de soja certifiées non OGM qu'à la trituration de graines de soja conventionnelles. Il en résulte une baisse de la production française de tourteau de soja conventionnel. Par contre, nous obtenons une baisse des importations de graines de soja conventionnel, si bien que le solde français de MRP s'améliore de 6.4 millions d'euros. L'autonomie protéique s'est améliorée mais très modestement. En revanche, la balance commerciale agricole et agroalimentaire française se détériore, de l'ordre de 12.8 millions d'euros, essentiellement du fait du recul des exportations de céréales.

Ce scénario améliore les revenus agricoles de près de 11 millions d'euros pour une dépense budgétaire supplémentaire de 21 millions d'euros, soit une efficacité de transfert de 0.5 (tableau 1-F). Pour autant, cela ne conduit pas

à une augmentation du travail salarié en agriculture mais à une augmentation de la valeur locative des terres agricoles. En effet, les activités végétales sont favorisées par ce scénario et sont relativement moins intensives en travail et plus en terre. Les impacts sur les industries agroalimentaires ne sont pas perceptibles.

De manière générale pour ce scénario, les principaux résultats de notre simulation sont conformes à ceux obtenus dans la littérature (par exemple Jensen *et al.*, 2021) qui soulignent des impacts modestes des aides couplées aux surfaces sur les marchés. Notre apport principal est de montrer les impacts différenciés entre les filières conventionnelles et les filières certifiées non OGM. Ce premier scénario nous permet par ailleurs de crédibiliser nos choix de modélisation.

4.2. Scénario progrès technologiques

Certains des mécanismes identifiés ci-dessus sont aussi à l'œuvre dans notre deuxième scénario. En effet, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation des rendements entraîne une augmentation des marges à l'hectare et donc incite à modifier les assolements en faveur des légumineuses à graines et fourragères. Ainsi nous obtenons une augmentation de 8 % des surfaces françaises en graines de soja non OGM (tableau 1-A). Contrairement au scénario précédent, les augmentations sont plus fortes en pourcentage des productions (proche de 32 % pour les graines de soja) sous l'effet de l'augmentation exogène des rendements. En fait, l'augmentation de production conduit de nouveau à des baisses de prix (dépassant les 8 % pour les graines de soja non OGM, tableau 1-B), qui contribuent à limiter l'augmentation des rendements et in fine de la production. L'augmentation des surfaces de légumineuses se fait au détriment de toutes les autres cultures arables ; les surfaces fourragères sont aussi en léger recul car la progression des rendements y est plus faible par hypothèse.

Au niveau de l'alimentation animale (tableau 1-C), nous obtenons de nouveau une augmentation de l'utilisation de tourteaux de soja certifiés non OGM, plus compétitifs en prix. Par contre, les réductions des utilisations des autres MRP sont significatives, spécialement celle du tourteau de soja conventionnel (de l'ordre de -150 000 tonnes) et même celle des céréales (pour le blé, d'un tonnage similaire). Cela s'explique par l'augmentation de la production de fourrages pour l'autoconsommation. D'ailleurs, la production des animaux herbivores augmente (tableau 1-D), par exemple, la production totale

de lait, de 1.6 %, soit encore plus de 400 millions de litres de lait.

Ce scénario conduit à une augmentation des productions granivores certifiées non OGM, au détriment des productions granivores conventionnelles, car le coût de l'alimentation animale certifiée non OGM est moins élevé. À l'inverse, la production de lait conventionnel augmente et la production de lait issue de vaches nourries sans OGM stagne. Ceci vient du poids plus important du fourrage dans les coûts de production du lait conventionnel que dans ceux du lait certifié non OGM. En effet, les fourrages produits en France sont tous non OGM et peuvent donc être utilisés dans les deux filières. Mais les filières non OGM subissent des coûts supplémentaires de traçabilité et étiquetage (cf. section 3.1 pour leur calibrage).

Au niveau des échanges (tableau 1-E), ce scénario débouche sur une diminution notable des importations de tourteau de soja conventionnel (près de 150 000 tonnes) et, dans le même temps, une augmentation presque équivalente des exportations nettes de blé, principalement sous les effets alimentation animale susmentionnés. Même si les exportations nettes de viandes blanches reculent, les exportations nettes de produits laitiers augmentent très fortement, contribuant aussi à l'amélioration de la balance commerciale agricole et agroalimentaire française : ce gain approche un milliard d'euros.

Ce scénario est aussi favorable sur les plans des revenus agricoles et agroalimentaires et de l'emploi salarié dans les deux secteurs (tableau 1-F). En particulier, l'augmentation de l'emploi salarié agricole est significative car les activités d'élevage (laitier tout spécialement) sont intensives en travail. L'emploi augmente relativement moins dans les industries agroalimentaires, les effets positifs obtenus dans les industries des viandes et laitières étant partiellement atténués par une baisse de l'emploi dans l'industrie des aliments composés.

De nouveau pour ce scénario, nos principaux résultats sont qualitativement conformes à ceux obtenus dans la littérature (par exemple Jensen *et al.*, 2021) qui soulignent l'importance des progrès technologiques. Nos résultats apparaissent plus forts, principalement parce que nous avons supposé une augmentation des rendements fourragers de 12.5 %. En fait ils dépendent crucialement de cette hypothèse. Si nous supposons au contraire l'absence de gains de rendement fourrager, les impacts redeviennent modestes comme dans le premier

scénario. Les fourrages sont plus rarement étudiés dans les approches macroéconomiques globales (Gohin, 2020), faute d'informations la plupart du temps. Mais notre analyse illustre bien l'importance de les prendre en compte dans les enjeux agro-environnementaux.

4.3. Scénario demande des consommateurs

La logique des résultats de ce troisième scénario est différente. La modification de la demande vers des produits français certifiés non OGM entraîne une augmentation des prix des produits correspondants (tableau 1-B). À l'inverse, il débouche sur des baisses de prix pour les produits conventionnels. Par exemple, dans le cas des viandes de volailles, l'augmentation atteint 10.1 % pour les premiers et la baisse 0.3 % pour les seconds. Ces évolutions de prix sont requises pour stimuler une modification de l'offre de la part des agriculteurs et industries agroalimentaires français. La demande en matières premières certifiées non OGM pour l'alimentation animale augmente, justifiant une hausse de prix du tourteau de soja certifié non OGM de plus de 16 %. L'augmentation du prix de la graine de soja certifiée non OGM augmente cependant un peu moins (12 %) car, dans notre scénario, l'huile de soja qui en est extraite n'est pas plus valorisée par le consommateur français.

Sans surprise, ce scénario conduit aussi à une augmentation des surfaces de graines protéagineuses et de soja (tableau 1-A) et, par contre, à une augmentation des surfaces en céréales et oléagineux. À l'issue de la simulation, seules les surfaces fourragères diminuent. L'explication principale est que l'augmentation des demandes des viandes blanches certifiées non OGM est supérieure à celle des demandes de produits herbivores (viande rouge et produits laitiers). Or les productions de viandes blanches ne mobilisent pas de fourrages, seulement des aliments concentrés simples et composés.

Ce scénario conduit lui aussi à un recul significatif de l'utilisation de tourteau de soja conventionnel en alimentation animale (150 000 tonnes, tableau 1-C). Ce recul est en partie compensé par du tourteau de soja certifié non OGM et pour partie par la consommation de tourteaux d'autres oléagineux, particulièrement de colza produit en France, donc non OGM. Nous obtenons aussi une augmentation des usages de blé tendre pour l'alimentation animale pour les mêmes raisons.

Les productions animales totales (certifiées non OGM et conventionnelles) augmentent (tableau 1-D) alors même que les demandes

françaises totales de ces productions diminuent. Par exemple, la production française de viande porcine augmente de 16 000 tonnes. Cela résulte de l'effet des termes de l'échange : les productions françaises conventionnelles deviennent plus compétitives en prix. En effet, les industries agroalimentaires dégagent de meilleures marges sur les produits certifiés non OGM vendus sur le marché national, ce qui leur permet de diminuer leurs marges sur les productions conventionnelles.

Ce scénario débouche sur une augmentation considérable de l'excédent de la balance commerciale française en produits agricoles et agroalimentaires, de plus d'1.5 milliard d'euros (tableau 1-E). Cela résulte essentiellement des produits animaux. À l'inverse, le déficit en MRP ne se résorbe quasiment pas (de seulement 10 millions d'euros). En fait, le recul des importations de tourteau de soja conventionnel est compensé d'abord par une augmentation des importations des autres tourteaux d'oléagineux et dans une moindre mesure par un recul des exportations de pois et féveroles.

Ce scénario est favorable aux revenus agricoles et agroalimentaires, ainsi qu'aux emplois salariés dans ces secteurs (tableau 1-F). Les effets en pourcentage sont forts pour les industries agroalimentaires, spécialement les industries du lait et des viandes, auxquelles s'adressent les nouvelles demandes des consommateurs français. Contrairement aux deux précédents, ce scénario ne conduit pas à une augmentation de la valeur locative des terres agricoles, donc l'augmentation des revenus agricoles profite d'abord aux agriculteurs actifs.

4.4. Robustesse

Les résultats présentés ci-dessus dépendent évidemment de nombreuses hypothèses de modélisation et choix de calibrage des paramètres de comportement. Comme nous l'avons souligné dans la section 3.1, le choix de nombreux paramètres s'est appuyé sur des travaux économétriques. L'exception notable concerne les paramètres gouvernant les échanges de produits non OGM. Jusqu'à présent, nous avons supposé des élasticités-prix propres des demandes d'exportation et d'offre d'importation de ces produits faibles (-0.1 et 0.1) par rapport aux produits conventionnels (-10 et 10). Dans cette analyse de sensibilité, nous supposons ces dernières valeurs pour les deux types de produits (soit -10 et 10). Il s'agit d'une calibration extrême dans la mesure où elle implique que les ménages français n'auraient plus de préférence

pour les produits locaux, de même que les consommateurs étrangers pour leurs productions locales.

Avec cette calibration alternative, les résultats du premier scénario de subventions couplées sont très marginalement modifiés car les impacts prix sont faibles avec la version standard. Par exemple, le prix de la graine de soja non OGM recule de 1.2 %, contre 1.8 % avec la calibration centrale.

Les résultats du second scénario d'amélioration végétale changent de manière plus importante. Par exemple, la baisse des prix des graines et tourteaux de soja non OGM atteint 5 %, contre 8.5 % avec la calibration centrale. Il devient en effet plus facile pour les producteurs français d'exporter leurs productions supplémentaires de graines et tourteaux de soja non OGM sur le marché mondial, ce qui limite la baisse de prix. Pour autant, cela ne conduit pas à une forte modification du déficit protéique français : il se réduit de 181 millions d'euros, contre 174 millions d'euros avec la calibration centrale. Car dans le même temps, les échanges nets des tourteaux conventionnels s'améliorent moins, ceux-ci restant utilisés dans l'alimentation animale du fait des effets prix. Les effets sur les revenus agricoles et agroalimentaires sont inchangés.

Les résultats du scénario de modification de la demande changent aussi de manière perceptible. L'augmentation du prix des volailles non OGM n'atteint plus que 6.6 %, contre 10.1 % avec la calibration centrale. De nouveau, cela ne conduit pas à une forte modification du déficit protéique français : le solde s'améliore de 24 millions d'euros, contre 10 millions d'euros avec la calibration centrale. Là encore, cela résulte d'une substitution entre les tourteaux de soja OGM et les autres tourteaux. Soulignons enfin que les revenus agricoles ne s'améliorent pas à l'issue de ce scénario avec la calibration alternative alors qu'ils progressent de 336 millions d'euros avec la calibration centrale. Ceci s'explique par de moindres productions animales (tout spécialement de lait) qui génèrent plus de valeur ajoutée que les productions végétales.

* *
*

L'indépendance protéique française est une antienne de près de 50 ans, qui perdure jusqu'à présent, confrontée à des contraintes économiques. Le nouveau contexte – caractérisé par la crise sanitaire apparue en 2020, l'évolution de

plus en plus perceptible des demandes sociétales en faveur de l'environnement et de localisme, l'apparition de nouvelles technologies de sélection variétale – permettra-t-il de dépasser ces contraintes économiques ? Cet article y apporte des éléments de réponse, par le développement d'un modèle économique original et la quantification de trois scénarios contrastés.

Les résultats de nos simulations montrent que l'évolution de la demande des consommateurs français pour des produits animaux nourris sans OGM est un levier beaucoup plus puissant pour réduire les importations de tourteau de soja, que les traditionnels soutiens couplés à la production de légumineuses. Par contre, ce scénario de la demande ne débouche pas sur une amélioration notable de l'autonomie protéique, car les importations des autres tourteaux augmentent. La balance commerciale de produits agricoles et agroalimentaire s'améliore sensiblement, essentiellement grâce à l'augmentation des exportations nettes de produits laitiers. Par ailleurs, ce scénario de la demande augmente les revenus des activités agroalimentaires, un peu moins celles des activités agricoles, stimulant leur création nette d'emplois.

Le scénario de soutien couplé aux surfaces de légumineuses, scénario privilégié dans tous les plans protéiques qui se sont succédés depuis 30 ans, conduit à des effets faibles sur les marchés des produits végétaux et nuls sur les marchés des produits animaux. Les productions françaises de légumineuses croissent moins que

les surfaces consacrées, les subventions couplées n'incitant pas à augmenter les rendements. Par suite, les effets sur les revenus agricoles et agroalimentaires sont à peine perceptibles.

Au contraire, le scénario d'amélioration végétale des légumineuses fourragères et à graines conduit logiquement, par l'extension du champ des possibles, à une amélioration de l'autonomie protéique, de la balance commerciale agricole et agroalimentaire, des revenus agricoles et agroalimentaires. Les ménages français bénéficient d'une offre supplémentaire de viandes blanches provenant d'animaux nourris sans OGM. Par contre, le développement des fourrages pénalise le secteur des aliments composés.

En somme, ce travail quantitatif montre que plusieurs leviers sont nécessaires pour réduire le déficit protéique français, et que cette réduction ne peut pas dépendre uniquement de l'action publique mais qu'elle dépend aussi des citoyens dans leurs comportements de consommation et d'acceptation ou non de nouvelles technologies.

Comme dans tout travail empirique, de nombreuses hypothèses sont posées pour obtenir les résultats précédents, qu'il conviendrait d'explorer davantage. Parmi celles-ci en particulier, une représentation plus fine des filières agricoles, au-delà de celle adoptée dans cet article avec la séparation originale des filières certifiées non OGM en France (distinction des filières biologiques ou des légumes secs utilisés directement en alimentation humaine) permettrait d'améliorer la robustesse. □

BIBLIOGRAPHIE

ACTA (2021). Risques climatiques dans la perspective de la mise en place d'un système assurantiel de gestion du risque. Note dans le *Rapport sur la gestion des risques présenté par F. Descrozaille*, Assemblée nationale. <http://descrozaille.fr/gestion-risques-agricoles/Rapport-M.Le%20Ministre-F.DESCROZAILLE-avec-annexes-.pdf>

Agrosynergie (2018). *Market developments and policy evaluation aspects of the plant protein sector in the EU. Final Report*, Directorate General for Agriculture and Rural Development. <https://op.europa.eu/fr/publication-detail/-/publication/271a5587-4f86-11e9-a8ed-01aa75ed71a1>

Alston, J. M. & Pardey, P. G. (2021). The economics of agricultural innovation. In: Barrett & Just (Eds.), *Handbook of Agricultural Economics*, Ch. 5, pp. 3895–3980. Amsterdam: Elsevier. <https://doi.org/10.1016/bs.hesagr.2021.10.001>

- Bonnet, C., Bouamra-Mechemache, Z. & Corre, T. (2018).** An Environmental Tax Towards More Sustainable Food: Empirical Evidence of the Consumption of Animal Products in France. *Ecological Economics*, 147, 48–61. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2017.12.032>
- Bullock, D. W., Wilson, W. W. & Neadeau, J. (2021).** Gene Editing versus Genetic Modification in the Research and Development of New Crop Traits: An Economic Comparison. *American Journal of Agricultural Economics*, 103(5), 1700–1719. <https://doi.org/10.1111/ajae.12201>
- Caillavet, F., Fadhuile, A. & Nichele, V. (2016).** Taxing animal-based foods for sustainability: environmental, nutritional and social perspectives in France. *European Review of Agricultural Economics*, 43(4), 537–560. <https://doi.org/10.1093/erae/jbv041>
- Cortignani, R. & Dono, G. (2020).** Greening and legume-supported crop rotations: An impacts assessment on Italian arable farms. *Science of the Total Environment*, 734. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2020.139464>
- Deppermann, A., Havlik, P., Valin, H., Boere, E., Herrero, M., Vervoort, J. & Mathijs, E. (2018).** The market impacts of shortening feed supply chains in Europe. *Food Security*, 10, 1401–1410. <https://doi.org/10.1007/s12571-018-0868-2>
- Fontagné, L., Guimbard, H. & Orefice, G. (2022).** Tariff-based product-level trade elasticities. *Journal of International Economics*, 137. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2022.103593>
- FranceAgriMer (2018).** Enquête Comportements et Consommations alimentaire en France en 2016. Synthèse du Credoc pour FranceAgriMer, *FranceAgriMer*, 2018, 7.1. https://www.franceagrimer.fr/fam/content/download/60065/document/7-1_Synth%C3%A8se%20de%20l%E2%80%99enqu%C3%AAt%20Comportements%20Alimentaires%20en%20France%20en%202016.pdf?version=3
- Gohin, A. & Moschini, G. (2006).** Evaluating the Market and Welfare Impacts of Agricultural Policies in Developed Countries: Comparison of Partial and General Equilibrium Measures. *Applied Economic Perspectives and Policy*, 28(2), 195–211. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9353.2006.00281.x>
- Gohin, A. (2020).** The Land Use Impacts of the EU Biodiesel Policy: Assessing the Direct, Indirect and Induced Effects. *Journal of Agricultural Economics*, 71(2), 305–329. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12365>
- Gotch, A., Consmüller, N., Ferike, T. & Grethe, H. (2021).** Economic and Environmental Consequences of the ECJ Genome Editing Judgement in Agriculture. *Agronomy*, 11(6). <https://doi.org/10.3390/agronomy11061212>
- Guéguen, J., Walrand, S. & Bourgeois, O. (2016).** Les protéines végétales : contexte et potentiels en alimentation humaine. *Cahiers de nutrition et de diététique*, 51(4), 177–185. <https://doi.org/10.1016/j.cnd.2016.02.001>
- Hache, E. (2015).** Géopolitique des protéines. *Revue internationale et stratégique*, 97(1), 36–46. <https://doi.org/10.3917/ris.097.0036>
- Henseler, M., Piot-Lepetit, I., Ferrari, E., Gonzalez Mellado, A., ... & Hélaïne, S. (2013).** On the asynchronous approvals of GM crops: Potential market impacts of a trade disruption of EU soy imports. *Food Policy*, 4, 166–176. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2013.05.005>
- Jaravel, X. & Méjean, I. (2021).** Quelle stratégie de résilience dans la mondialisation ? *Les Notes du Conseil d'analyse économique*, 64(10), 1–12. <https://www.cae-eco.fr/staticfiles/pdf/cae-note064.pdf>
- Jensen, H. G., Elleby, C. & Domínguez, I. P. (2021).** Reducing the European Union's plant protein deficit: Options and impacts. *Agricultural Economics*, 67(10), 391–398. <https://doi.org/10.17221/94/2021-AGRICECON>
- Kalaitzandonakes, N., Kaufman, J. & Miller, D. (2014).** Potential economic impacts of zero thresholds for unapproved GMOs: The EU case. *Food Policy*, 45, 146–157. <https://doi.org/10.1016/j.foodpol.2013.06.013>
- Kilkenny, M. & Robinson, S. (1990).** Computable general equilibrium analysis of agricultural liberalization: Factor mobility and macro closure. *Journal of Policy Modeling*, 12(3), 527–556. [https://doi.org/10.1016/0161-8938\(90\)90012-4](https://doi.org/10.1016/0161-8938(90)90012-4)
- Koutchadé, O., Carpentier, A. & Femenia, F. (2021).** Modeling Corners, Kinks, and Jumps in Crop Acreage Choices: Impacts of the EU support to Protein Crops. *American Journal of Agricultural Economics*, 103(4), 1502–1524. <https://doi.org/10.1111/ajae.12152>
- Kuhlman, T., Helming, J. & Linderhof, V. (2017).** Optimizing Legume Cropping: the Policy Questions. In: Murphy-Bokern, D., Stoddard F. L., Watson C. A. (Eds), *Legumes in Cropping Systems*, Ch. 14, pp. 226–242.
- Le Cadre, P., Pressenda, F., Labalette, F. & Peyronnet, C. (2015).** Valorisation de tourteaux de soja issus d'une production locale non OGM chez les fabricants d'aliments. *OCL*, 22(5), 1–7. <https://doi.org/10.1051/ocl/2015034>.
- Le Déaut, J.-Y. (2021).** Innovation et agriculture : les techniques d'hier ne résoudront pas les problèmes de demain. *Paysans et Société*, 388(4), 6–13. <https://doi.org/10.3917/pes.388.0006>
- Lindström, H. (2021).** The Swedish consumer market for organic and conventional milk: A demand system analysis. Umeå University, Department of Economics, *Umeå Economic Studies* N° 998. <http://www.usbe.umu.se/ues/ues998.pdf>.

- Magrini, M.-B., Anton, M., Cholez, C., Corre-Hellou, G., Duc, G., Jeuffroy, M.-H., ... & Walrand, S. (2016).** Why are grain-legumes rarely present in cropping systems despite their environmental and nutritional benefits? Analyzing lock-in in the French agrifood system. *Ecological Economics*, 126, 152–162. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2016.03.024>
- Magrini, M.-B., Thomas, A. & Schneider, A. (2015).** Analyses multi-enjeux et dynamiques socioéconomiques des systèmes de production avec légumineuses. In: *Les légumineuses pour des systèmes agricoles et alimentaires durables*. Éditions Quae.
- Magrini, M.-B., Anton, M., Chardigny, J.-M., Duc, G., Duru, M., Jeuffroy, M.-H., ... & Walrand, S. (2018).** Pulses for Sustainability: Breaking Agriculture and Food Sectors Out of Lock-In. *Frontiers in Sustainable Food Systems*. <https://doi.org/10.3389/fsufs.2018.00064>
- Mahé, L.-P. (2005).** La question de l'autosuffisance protéique est-elle définitivement obsolète pour l'Union européenne ? *OCL*, 12(3), 196–202. <https://doi.org/10.1051/ocl.2005.0196>
- Marette, S., Disdier, A. C. & Beghin, J. (2021).** A Comparison of EU and US consumers' willingness to pay for gene-edited food: Evidence from apples. *Appetite*, 159, 10506. <https://doi.org/10.1016/j.appet.2020.105064>
- Moschini, G., Bulut, H. & Cembalo, L. (2005).** On the Segregation of Genetically Modified, Conventional and Organic Products in European Agriculture: A Multi-market Equilibrium Analysis. *Journal of Agricultural Economics*, 56(3), 347–372. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2005.00022.x>
- Nes, K., Schaeffer, K. A. & Scheitrum, D. P. (2021).** Global Food Trade and the Costs of Non Adoption of Genetic Engineering. *American Journal of Agricultural Economics*, 104(1), 70–91. <https://doi.org/10.1111/ajae.12213>
- Parisi, C. & Rodríguez-Cerezo, E. (2021).** *Current and future market applications of new genomic techniques*. Luxembourg: Publications Office of the European Union. <https://doi.org/10.2760/02472>
- Pellerin, S., Bamière, L., Angers D., Béline, F., Benoit, M., Butault, J.-P., ... & Chemineau, P. (2017).** Identifying cost-competitive greenhouse gas mitigation potential of French agriculture. *Environmental Science and Policy*, 77, 130–139. <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2017.08.003>
- Ramanantsoa, J. & Villien, C. (2012).** Soutien public à la production de protéagineux et de soja : rétrospective et projections à partir du modèle MAGALI. Ministère de l'agriculture, Centre d'études et de prospective, *Analyse* N° 43. <https://agriculture.gouv.fr/soutien-public-la-production-de-proteagineux-et-de-soja-retrospective-et-projections-partir-du>
- Reckling, M., Bergkvist, G., Watson, C. A., Stoddard, F. L., Zander, ... & Bachinger, J. (2016).** Trade-Offs between Economic and Environmental Impacts of Introducing Legumes into Cropping Systems. *Frontiers in Plant Science*, 7, 669. <https://doi.org/10.3389/fpls.2016.00669>
- Soler, L. G. & Thomas, A. (2020).** Is there a win-win scenario with increased beef quality and reduced consumption? *Review of Agricultural, Food and Environmental Studies*, 101, 91–116. <https://doi.org/10.1007/s41130-020-00116-w>
- Terres Univia (2017).** Plan de filière 2018-2022. En route pour le « made in France » des huiles et des protéines végétales. <https://www.terresunivia.fr/sites/default/files/articles/publications/brochures/TU-Plan%20Filiere-64Pages.pdf>
- Tillie, P. & Rodríguez-Cerezo, E. (2015).** Markets for non-Genetically Modified, Identity-Preserved soybean in the EU. *JRC Science and Policy Reports* 1–72. <https://doi.org/10.2791/949110>
- Zander, P., Amjath-Babu, T. S., Preissel, S., Reckling, M., Bues, A., Schläfke, N., ... & Watson, C. (2016).** Grain legume decline and potential recovery in European agricultural: a review. *Agronomy for Sustainable Development*, 36(2), 1–20. <https://doi.org/10.1007/s13593-016-0365-y>

N° 534-35 (2022) – VARIA

- 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 & Jérémie Montornès
- 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 & Tom Olivia
- 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 & Joffrey Stary
- Les critères de sélection du candidat : un résumé du processus de recrutement / *Candidate Selection Criteria: A Summary of the Recruitment Process* – Bertrand Lhommeau & Véronique Rémy
- 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 Lépicié & Lionel Védrine
- 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

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

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° 536-37 - 2022

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

ISBN 978-2-11-162370-5 - ISSN 0336-1454 - ECO 536-37
Parution décembre 2022 - PRIX : 17,20 €

