

# 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'implanteraient 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 partielle<sup>1</sup>.

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) :

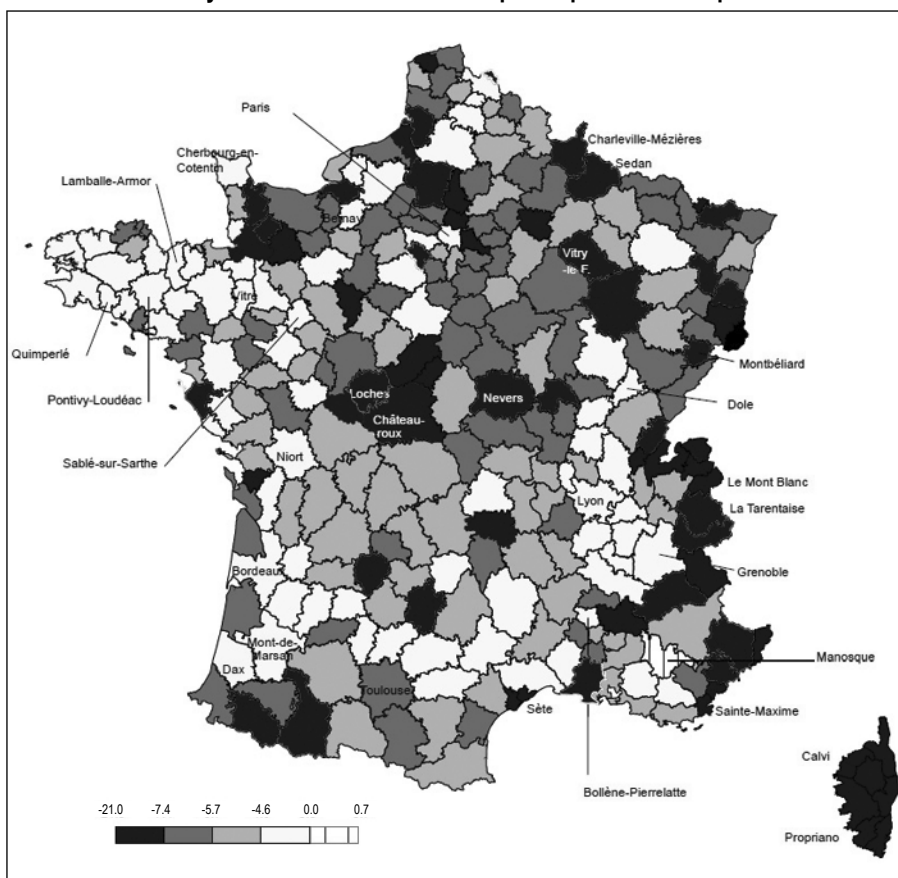
$$\text{Indice de spécificité}_{sz} = \frac{\text{Empl}_{sz} / \text{Empl}_z}{(\text{Empl}_s - \text{Empl}_{sz}) / (\text{Nombre total empl.} - \text{Empl}_z)}$$

(avec  $\text{Empl.}$  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 local<sup>2</sup>. 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 privée<sup>3</sup> 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 :

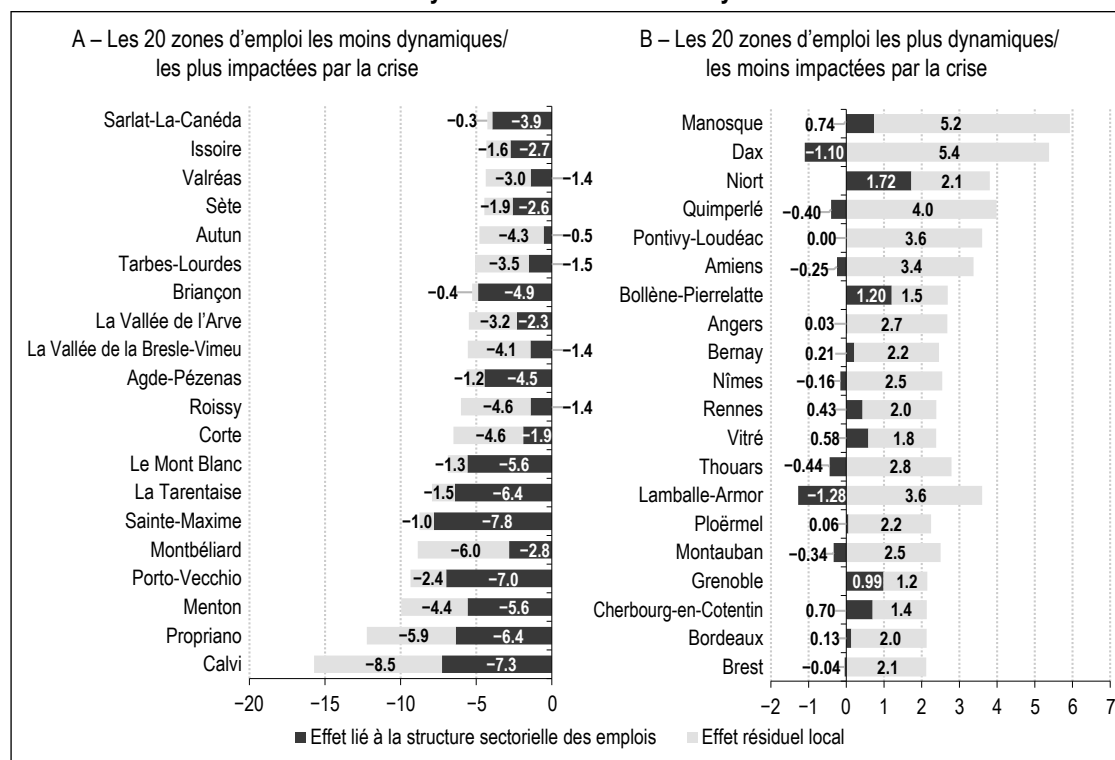
$$\acute{E}volution\ MS_z - \acute{E}volution\ nationale\ MS = Effet\ structurel_z + Effet\ local_z$$

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 partielle<sup>4</sup>. 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'emploi<sup>5</sup>. 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 géométriques<sup>6</sup> 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 voisins<sup>7</sup>. 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 Moran<sup>8</sup> 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 :  $Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + \varepsilon$ <sup>9</sup> (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<sub>ij</sub>* 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 pratiques<sup>10</sup> 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 ( $\lambda$  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 Herfindahl<sup>11</sup> est introduit dans le modèle pour représenter la taille des établissements, et la part des cadres<sup>12</sup> 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 km<sup>2</sup> (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'extérieur<sup>13</sup>. 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 secteur<sup>14</sup>.

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 haut<sup>15</sup>). 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  $\lambda$  et  $\rho$  (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 2019<sup>16</sup>), 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 effectifs<sup>17</sup>. 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 2020<sup>18</sup>. 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 %)

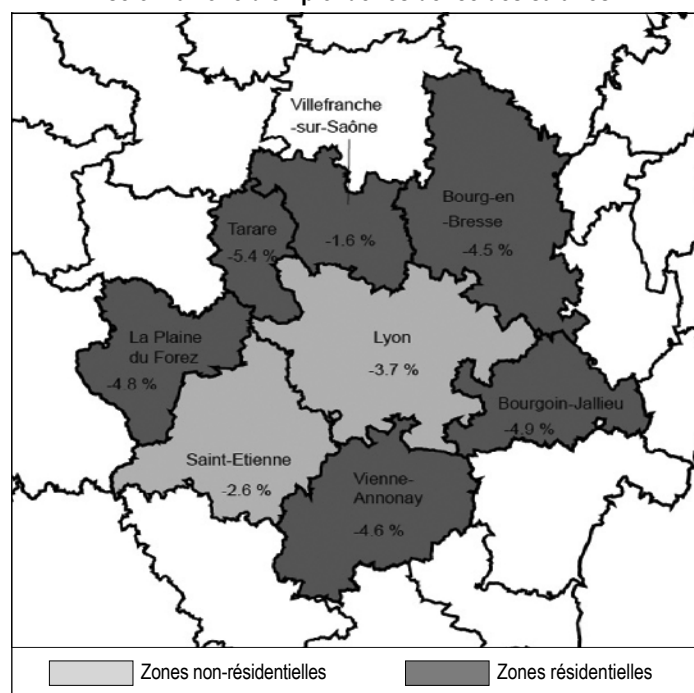
ou même que des non-navetteurs (habitant et travaillant dans la zone d'emploi de Lyon : -3.7 %). Un tel résultat suggère que la variation de masse salariale privée a été plus pénalisée par le profil des navetteurs venant des zones résidentielles que par celui des autres salariés. Les navetteurs sont sur-représentés parmi les cadres et professions intellectuelles supérieures (40 % des postes en 2019, contre 32 % en moyenne nationale<sup>19</sup>), 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 garder<sup>20</sup>. 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 2018<sup>21</sup>). 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](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](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](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](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](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](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](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](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](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](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](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](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](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](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](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>

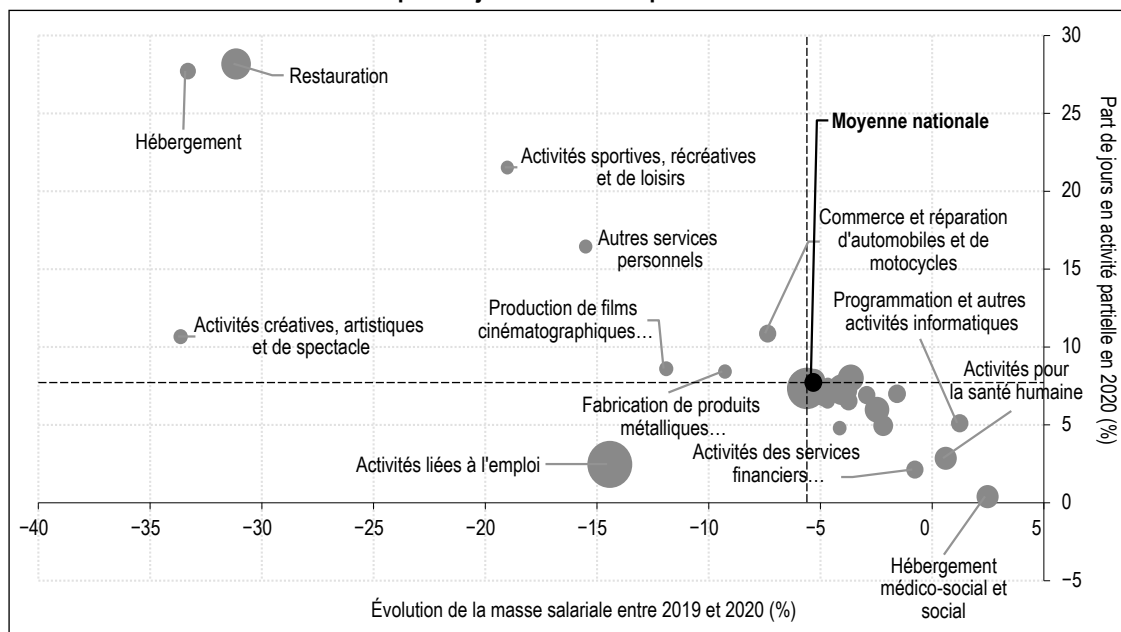
## L'ACTIVITÉ PARTIELLE

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<sup>er</sup> 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

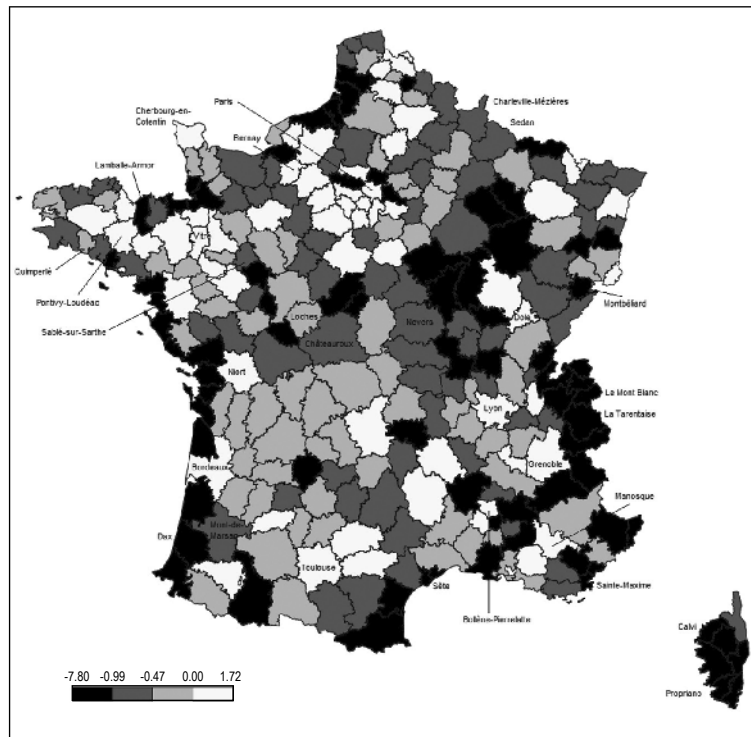
Zone d'emploi	Hébergement-restauration	Construction	Industrie automobile	Activités liées à l'emploi	Industries alimentaires	Industrie chimique	Assurance	Métallurgie	Fabrication de matériels métalliques	Recherche-développement scientifique
Calvi	4.9	1.6	0.0	0.0	1.2	0.0	0.1	0.0	0.1	0.4
Propriano	4.1	2.7	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

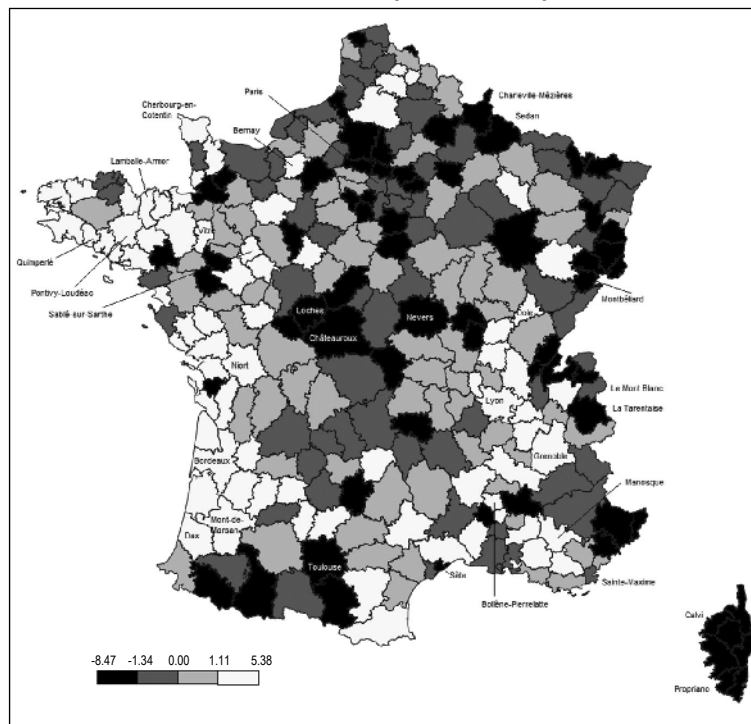
Figure A3-I – Effet structurel, exprimé en écart à l'évolution moyenne nationale de la masse salariale privée entre 2019 et 2020, par zone d'emploi



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.

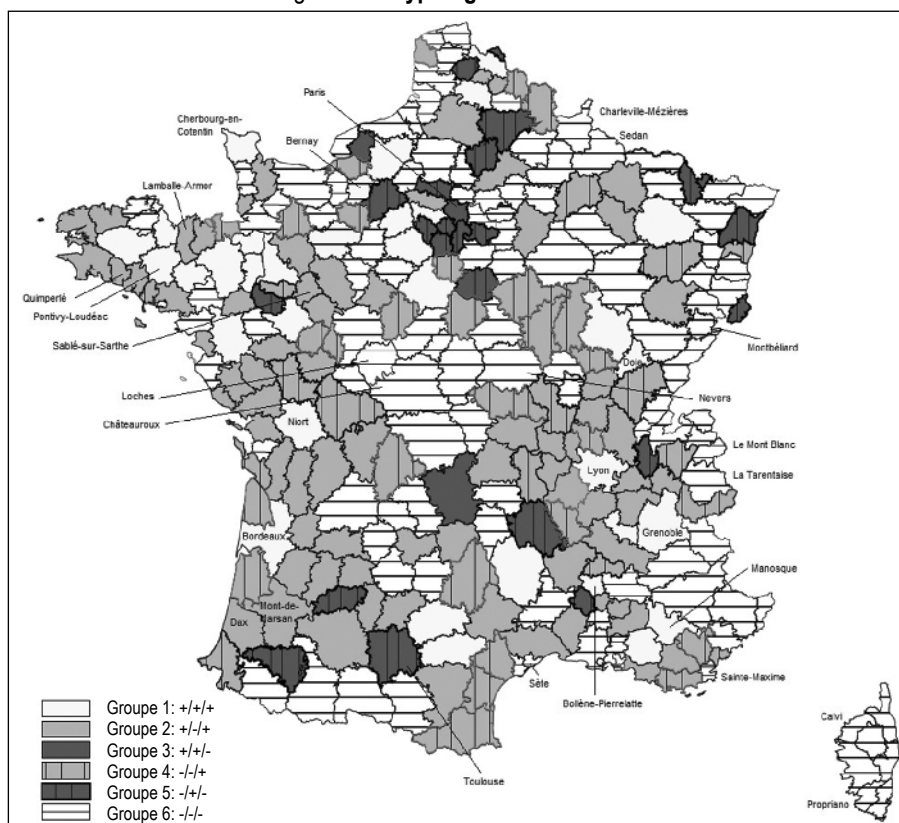
ANNEXE 4

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 <sup>2</sup> 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 <sup>2</sup> ajusté	0.61	0.65	0.65	0.63	0.67

Note, Source, Champ : cf. tableau A5-1.