



**HAL**  
open science

# Défaillances d'entreprises et destructions d'emplois : une estimation de la relation sur données macro-sectorielles

Eric Heyer

## ► To cite this version:

Eric Heyer. Défaillances d'entreprises et destructions d'emplois : une estimation de la relation sur données macro-sectorielles. *Revue de l'OFCE*, 2020, Perspectives économiques 2020-2021, 4 (168), pp.163-177. 10.3917/reof.168.0163 . hal-03403025

**HAL Id: hal-03403025**

**<https://sciencespo.hal.science/hal-03403025>**

Submitted on 26 Oct 2021

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# DÉFAILLANCES D'ENTREPRISES ET DESTRUCTIONS D'EMPLOIS

## UNE ESTIMATION DE LA RELATION SUR DONNÉES MACRO-SECTORIELLES

Éric Heyer \*

Sciences Po, OFCE

---

Dans cet article, nous proposons une estimation de l'élasticité de l'emploi aux défaillances d'entreprises en enrichissant les équations traditionnelles de demande de travail des créations et des faillites d'entreprises. Il ressort de ce travail que, après contrôle de l'effet direct de la crise macroéconomique sur l'emploi, les défaillances d'entreprises ont une incidence significative sur les destructions d'emplois : lorsque l'on contraint l'élasticité de l'emploi aux défaillances d'entreprises à être identique dans toutes les branches, celle-ci sort significativement, avec le signe attendu et s'élève à -0,3. Ce résultat corrobore le constat avancé par Banerjee *et al.* (2020b) selon lequel le marché du travail serait davantage impacté lorsque la crise s'accompagne de faillites d'entreprises d'une ampleur similaire.

Par ailleurs, cet effet est différent selon la branche à laquelle appartient l'entreprise. Ainsi, lorsqu'on laisse libre l'estimation sectorielle de cette élasticité, une forte hétérogénéité apparaît variant de -0,8 pour le secteur des Services aux entreprises à un effet non significatif pour celui des Services financiers.

Or, comme le souligne un grand nombre d'études, cette crise sanitaire impacte de façon hétérogène les différents secteurs de l'économie et, par conséquent, la concentration des faillites dans les secteurs les plus touchés pourrait laisser des séquelles importantes sur le marché du travail.

Partant des résultats sectoriels sur données françaises du surcroît de faillites d'entreprises consécutives à la crise sanitaire proposés par Guérini *et al.* (2020) et par Sampognaro (2020), nous proposons une évaluation des destructions d'emplois dues à ces défaillances d'entreprises. D'après nos estimations, les destructions d'emplois salariés dues à des défaillances d'entreprises liées à la crise de la Covid-19 s'élèveraient à environ 175 000 en 2021 dont près de 40 % pour le seul secteur des Services aux entreprises.

*Mots clés* : défaillances d'entreprises, marché du travail, crise de la Covid-19.

---

\* L'auteur remercie Bruno Coquet, Paul Hubert et Vincent Touzé pour leur relecture et leurs commentaires.

Malgré la mise en œuvre de mesures de soutien aux entreprises, la brutalité de la récession induite par la pandémie de Covid-19 et les restrictions sanitaires associées devrait avoir des conséquences importantes sur le tissu productif français. L'ampleur des séquelles que laissera cette crise sera d'autant plus importante et durable que la récession d'activité est hétérogène suivant les secteurs.

Si un grand nombre de travaux récents proposent, en tenant compte des différentes mesures de soutien à l'activité (activité partielle, report de charges, prêts garanti par l'État, fonds de solidarité à destination des entreprises, etc.), une évaluation de l'impact de cette crise sur les faillites d'entreprises (Gourinchas *et al.*, 2020 ; Guérini *et al.*, 2020 ; OCDE, 2020 ; Sampognaro, 2020 ; Schivardi et Romano, 2020 ; Banerjee *et al.*, 2020a), il existe, à notre connaissance, très peu d'études sur l'incidence de ces défaillances sur l'emploi à la suite de la crise de la Covid-19.

Or, comme le rappelle Banerjee *et al.* (2020b), les faillites d'entreprises affectent significativement les marchés du travail. Le processus de créations d'entreprises à la suite d'une vague de faillites prend traditionnellement deux ou trois années avant d'arriver à son terme de renouvellement. L'impact sur le taux de chômage à la suite d'une baisse de l'activité dans les pays avancés est, deux ans après, trois fois plus importante lorsque celle-ci coïncide avec une augmentation des faillites d'une ampleur similaire<sup>1</sup>.

Dans cet article, nous proposons une estimation de l'élasticité de l'emploi aux défaillances d'entreprises en enrichissant les équations traditionnelles de demande de travail des créations et des faillites d'entreprises. Après le contrôle de l'effet direct de la crise macroéconomique sur emploi, nous testons l'idée selon laquelle le marché du travail serait davantage impacté par une crise qui s'accompagne de faillites d'entreprises d'une grandeur équivalente. Afin de tenir compte de l'hétérogénéité sectorielle de cet effet, nous menons notre estimation sur données de branches dans la nomenclature A17.

---

1. Plus précisément, deux ans après une baisse d'un écart-type de la croissance du PIB dans les pays avancés, on constate une hausse du taux de chômage de 0,4 point de pourcentage. Lorsque cette baisse de l'activité s'accompagne d'une hausse des faillites d'ampleur similaire, alors l'augmentation du taux de chômage est trois fois plus importante, allant jusqu'à 1,2 point (Banerjee *et al.*, 2020b).

Il ressort de cette première étape la mise en évidence d'une élasticité significative de l'emploi aux défaillances, que celle-ci soit estimée de façon agrégée ou au niveau des branches. Dans ce dernier cas, une importante hétérogénéité sectorielle est mise en avant, avec notamment une forte sensibilité de l'emploi aux défaillances dans le secteur des Services aux entreprises, de l'Information et la communication ainsi que dans l'industrie.

Il nous est ensuite possible, en partant des différentes évaluations menées à l'OFCE sur les faillites d'entreprises attendues en 2021 liées à la crise de la Covid-19, de quantifier les destructions d'emplois salariés qui leur seraient associées.

## 1. Évolution de l'emploi et des défaillances d'entreprises depuis 2000

L'estimation est menée sur la base des comptes nationaux de branches dans la nomenclature A17. Pour des raisons de disponibilité de données, sont exclus de l'analyse les secteurs de l'Agriculture (AZ), de l'Administration publique, l'Enseignement, la Santé humaine et action sociale (OQ) et des Services aux ménages (RU). L'industrie n'est par ailleurs pas décomposée en sous-secteurs (voir encadré 1).

Nous évaluons ici l'incidence d'une variation des défaillances d'entreprises sur l'emploi. Nous avons retenu comme mesure celle de l'emploi salarié des personnes physiques (EMPS).

Dans le champ des neuf branches finalement retenues, l'emploi salarié s'élevait à 14 millions début 2000 pour s'établir, en fin d'année 2019, à près de 16 millions<sup>2</sup> (graphique 1). Au cours de cette période, la part de l'emploi salarié industriel a diminué de près de 8 points, ne représentant plus que 15,6 % du total en fin de période contre 23,2 % 20 ans auparavant (graphique 2). Cela correspond à près de 850 000 emplois industriels perdus au cours de cette période. Ces destructions d'emplois industriels s'inscrivent dans un mouvement de transfert massif des emplois du secteur industriel vers celui des services au cours des trente dernières années<sup>3</sup>. Trois facteurs expliqueraient cette baisse de l'emploi industriel : le recours croissant à l'externalisation d'une partie des activités industrielles vers les secteurs des services, un effet de revenu défavorable aux biens industriels couplé à des gains de produc-

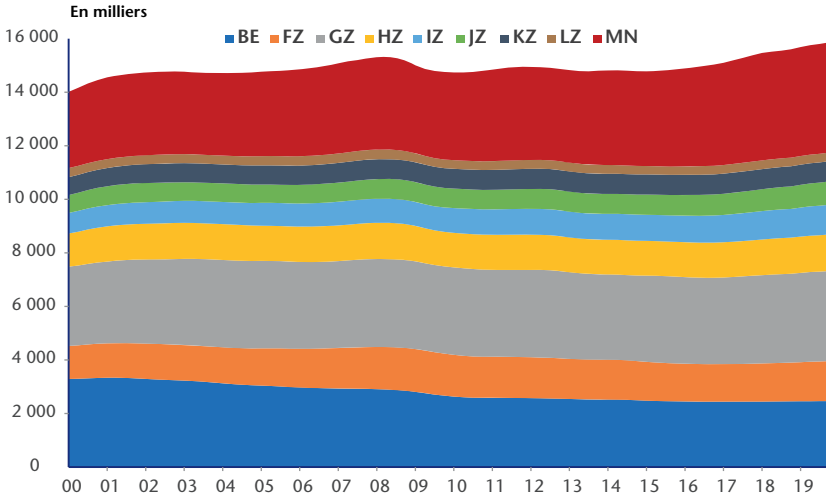
---

2. À titre d'information, fin 2019, la France comptait 19,7 millions de salariés du secteur privé.

3. Pour plus de détails, le lecteur pourra se référer à Ducoudré (2020).

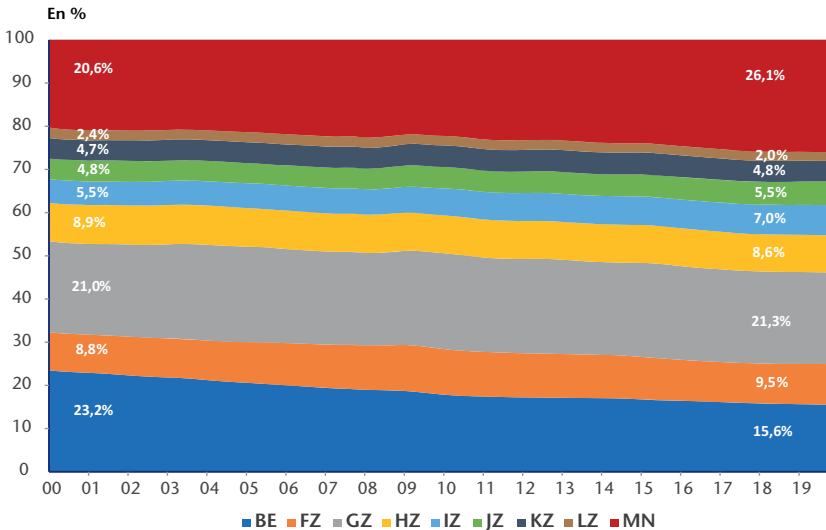
tivité concentrés dans le secteur industriel et enfin la concurrence étrangère renforcée par l'ouverture aux échanges internationaux (Daudin et Levasseur, 2005 ; Demmou, 2011).

Graphique 1. Évolution de l'emploi salarié dans les neuf branches étudiées



BE : Ensemble de l'Industrie, FZ : Construction, GZ : Commerce, HZ : Transport, IZ : Hébergement-restauration, JZ : Information-Communication, KZ : Services financiers, LZ : Services immobiliers, MN : Services aux entreprises. Sources : INSEE, calculs de l'auteur.

Graphique 2. Évolution de la part de l'emploi salarié des neuf branches étudiées



BE : Ensemble de l'Industrie, FZ : Construction, GZ : Commerce, HZ : Transport, IZ : Hébergement-restauration, JZ : Information-Communication, KZ : Services financiers, LZ : Services immobiliers, MN : Services aux entreprises. Sources : INSEE, calculs de l'auteur.

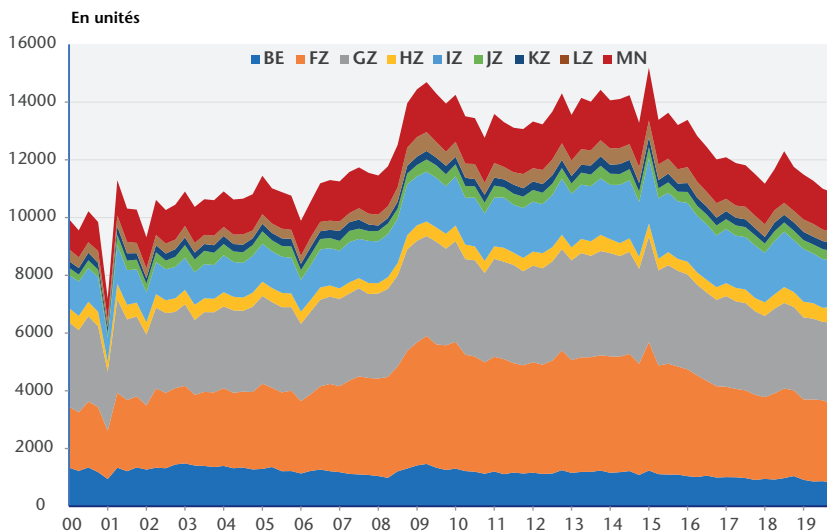
À l'opposé, l'emploi salarié dans le secteur des Services aux entreprises (MN) a considérablement augmenté : sa part dans l'emploi salarié total est passée de 20,6 % en 2000 à plus de 26 % en 2019. À un degré moindre, les secteurs de la Construction (FZ) et de l'Information-communication (JZ) ont également connu une progression significative de l'emploi salarié, en niveau mais aussi relativement aux autres secteurs.

L'originalité de l'estimation réside dans la prise en compte des créations et des défaillances d'entreprises par secteur.

Concernant les seules défaillances, notons que concernant les branches étudiées, elles s'élèvent à près de 10 000 unités en période normale. Au cours de la crise de 2008, une hausse de près de 40 % a été observée. Il aura fallu attendre six ans pour que le nombre de défaillances se replie et revienne fin 2019 à son niveau d'avant-crise (graphique 3).

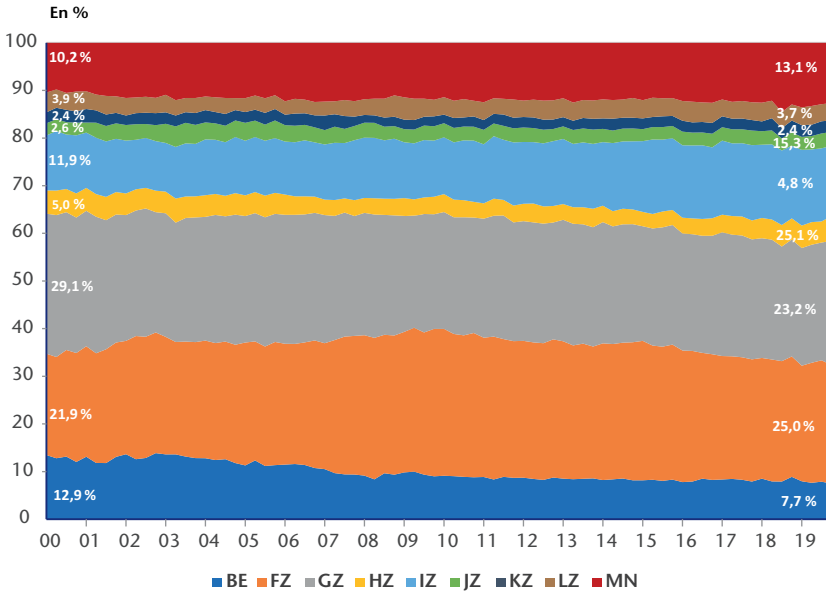
Les entreprises du secteur de la construction (FZ) semblent particulièrement sensibles aux chocs conjoncturels : au cours de la crise de 2008, le nombre de défaillances recensées dans le secteur de la construction a augmenté de plus de 40 % faisant passer sa part dans les défaillances totales de moins de 25 % à 30 % (graphique 4).

Graphique 3. Évolution de défaillances d'entreprises dans les neuf branches étudiées



BE : Ensemble de l'Industrie, FZ : Construction, GZ : Commerce, HZ : Transport, IZ : Hébergement-restauration, JZ : Information-Communication, KZ : Services financiers, LZ : Services immobiliers, MN : Services aux entreprises.  
Sources : INSEE, calculs de l'auteur.

Graphique 4. Évolution des défaillances d'entreprises des neuf branches étudiées



BE : ensemble de l'Industrie, FZ : Construction, GZ : Commerce, HZ : Transport, IZ : Hébergement-restauration, JZ : Information-Communication, KZ : Services financiers, LZ : Services immobiliers, MN : Services aux entreprises.  
Sources : INSEE, calculs de l'auteur.

Sur l'ensemble de la période, deux secteurs voient leur part d'entreprises défaillantes augmenter : c'est le cas dans la Construction (FZ) et des Services aux entreprises (MN).

À l'inverse, les secteurs de l'Industrie (BE), du Commerce (GZ) et de l'Hébergement et la restauration (IZ) ont vu leur nombre de défaillances d'entreprises diminuer en niveau et relativement aux autres secteurs au cours des vingt dernières années.

## 2. Le modèle de demande d'emploi

L'équation de demande d'emploi, écrite sous la forme d'un Modèle à Correction d'erreurs (MCE), est issue de l'optimisation sous contrainte budgétaire d'une fonction de production à élasticité constante (CES). L'emploi de la branche  $i$  dépend de la valeur ajoutée spécifique à la branche ( $VA$ ), du coût salarial réel spécifique à la branche et d'une tendance de productivité du travail ( $trend$ ). Dans

cette formulation, le progrès technique est neutre au sens de Harrod<sup>4</sup>. Cela suppose qu'il ne porte que sur le facteur travail et assure un ratio capital sur production constant à long terme, condition nécessaire à l'existence d'un sentier de croissance équilibrée.

À long terme, l'emploi est indexé unitairement sur l'activité mais l'existence de rigidités implique à court terme des délais d'ajustements. Dans cette équation nous avons également introduit des effets fixes par branche et temporels. Ce dernier effet permet notamment de prendre en compte un choc d'activité macroéconomique.

$$\begin{aligned} \Delta \log(E_{i,t}) = & \\ & cte - \gamma_E \cdot \left( \log(E_{i,t-1}) - \log(VA_{vol_{i,t-1}}) - \sigma_E \cdot \log \left( \frac{W_{i,t-1} \cdot (1 + tx_{cot.pat_{i,t-1}})}{Pva_{i,t-1}} \right) \right)_{t-1} - \beta_{E_i} \cdot (\sigma_E - 1) \cdot trend \\ & + \alpha_E \cdot \log(Def_{Ent_{i,t-1}}) + \theta_E \cdot \log(Crea_{Ent_{i,t-1}}) + \kappa_E \cdot \sum_{j=1}^n \Delta \log(E_{i,t-j}) + \tau_E \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(VA_{vol_{i,t-j}}) \\ & + v_E \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log \left( \frac{W_{i,t-j} \cdot (1 + tx_{cot.pat_{i,t-j}})}{Pva_{i,t-j}} \right) + \pi_E \cdot \sum_{j=1}^n \Delta \log(Def_{Ent_{i,t-j}}) \\ & + \delta_E \cdot \sum_{j=1}^n \Delta \log(Creat_{Ent_{i,t-j}}) + \mu_i + \mu_t + \delta_{E_{i,t}} \end{aligned}$$

Partant de cette formulation traditionnelle de l'équation de demande de travail, proche de celle estimée notamment dans Ducoudré, Heyer et Plane (2017), nous l'enrichissons par l'intégration de données sur les créations mais aussi des faillites d'entreprises. L'introduction d'un effet fixe temps dans l'équation permet de capturer l'effet agrégé d'un choc macroéconomique sur l'emploi. De ce fait, cette spécification contrôle l'effet direct lié à une crise macroéconomique, à l'instar de la crise de la Covid-19, sur emploi. Les

---

4. Pour des raisons de simplification, nous n'avons pas introduit ici de rupture de tendance de la productivité du travail. Or, à cet égard, l'ampleur et la persistance de l'écart entre les comportements habituels d'emploi et ceux que l'on observe depuis 2008 ont soulevé un doute important concernant la croissance de la productivité de sortie de crise et posé la question d'un nouveau ralentissement structurel du rythme de productivité consécutif au bouleversement occasionné par cette crise. Les dernières ruptures de tendance de productivité remontent aux années 1990 et 2000, avec des politiques d'allègement de cotisations et de réduction du temps de travail qui ont enrichi la croissance en emplois. La productivité du travail par tête a fortement ralenti au cours des années 1990 (2 % dans les années 1980, contre 1,4 % dans les années 1990 puis 0,9 % en 2010 ; Ducoudré et Heyer [2017]).



différentes élasticités estimées, et notamment celle de l'emploi aux faillites, s'interprètent en complément de cet effet macroéconomique. Cela nous permet ainsi de tester l'idée selon laquelle le marché du travail serait davantage impacté par une crise qui s'accompagne de faillites d'entreprises d'une ampleur similaire (Banerjee *et al.*, 2020b).

### Encadré 1. Les données utilisées et leurs mnémoniques

$W$	: Salaire moyen brut par tête, INSEE
$Pva$	: Prix de la valeur ajoutée, INSEE
$E$	: Emploi salarié, INSEE
$MS$	: Masse salariale, INSEE
$\pi$	: Productivité du travail par tête, INSEE
$VAval$	: Valeur ajoutée en valeur, INSEE
$VAvol$	: Valeur ajoutée en volume, INSEE
$Txcotpat$	: Taux de cotisations patronales, INSEE
$Def_{ent}$	: Défaillances d'entreprises, INSEE
$Créat_{ent}$	: Créations d'entreprises, INSEE

**BE** : ensemble de l'Industrie (C1 + C2 + C3 + C4 + C5)

**FZ** : Construction

**GZ** : Commerce

**HZ** : Transport

**IZ** : Hébergement-restauration

**JZ** : Information-Communication

**KZ** : Services financiers

**LZ** : Services immobiliers

**MN** : Services aux entreprises

### 3. Résultats des estimations

Nous avons estimé cette équation de demande de travail en panel sur les neuf branches à l'aide de la Méthode SUR (*Seemingly Unrelated Regressions*) sur la période 2000-2019 sur données trimestrielles, soit 720 observations.

Dans ce MCE, une contrainte d'égalité sur les coefficients de long terme est imposée en fonction du regroupement des branches dans la nomenclature A17. Le coefficient de la force de rappel est également contraint de façon à s'assurer que ce dernier est bien négatif pour toutes les branches.

Les principaux enseignements de nos estimations, dont les coefficients de long terme sont présentés dans le tableau 1, sont les suivants :

1. Il existe une relation de cointégration entre l'emploi, la valeur ajoutée, un *trend* de productivité, le coût du travail réel et les données relatives aux créations et aux défaillances d'entreprises. Si la force de rappel est plus faible que celle estimée dans une relation macroéconomique agrégée, nous constatons toutefois qu'elle est plus importante que celle obtenue également sur données branches en nomenclature A17 par Ducoudré, Heyer et Plane (2017) ;
2. Les deux facteurs de production sont supposés imparfaitement substituables et la sensibilité de l'emploi à son coût obtenue ici (proche de 0,3) est très proche de celle estimée de manière agrégée figurant notamment dans les modèles macroéconomiques, que ce soit celui de la DG Trésor (*Mesange*) ou celui de l'OFCE (*emod.fr*). Cette sensibilité de l'emploi à son coût est très proche de celle évaluée dans d'autres travaux économétriques (Chouvel *et al.*, 1996 ; Cueva et Heyer, 1997 ; Gautié, 1998 ; Cochard, Cornilleau et Heyer, 2010 ; Ducoudré, Heyer et Plane, 2017), mais inférieure, en valeur absolue, à l'évaluation de 0,7 faite par Dormont (1997) ou à celle figurant dans le modèle MESANGE qui est le modèle macroéconomique de la Direction générale du Trésor<sup>5</sup> qui s'élève à 0,5. Cette sensibilité de la demande de travail à son coût est également proche de celle obtenue dans d'autres pays par Hamermesh (1993) sur des données en panel, pour les sept grands pays développés ou sur données macroéconomiques par Cochard, Cornilleau et Heyer (2010) ;

---

5. Une distinction entre travail qualifié et travail non-qualifié est introduite ici afin de mieux prendre en compte les phénomènes de substitution capital / travail qualifié / travail non qualifié. L'élasticité de la demande d'emploi à son coût est sensiblement plus importante pour les emplois peu qualifiés (-0,68) que pour les qualifiés (•0,33). Pour plus de détails, voir Badarji *et al.* (2017).

Tableau 1. Résultats des estimations de l'équation d'emploi

	Équation 1	Équation 2	Équation 3
<b>Équation de long terme</b>			
<i>Force de rappel</i>	-0,040*** (-6,56)	-0,037*** (-5,06)	-0,044*** (-5,87)
<b>Coefficients communs</b>			
$\log (W_{i,t-1}/P_{va_{i,t-1}})$	-0,342*** (-2,81)	-0,255* (-1,71)	
$\log (Def_{Ent\ i,t-1})$	-0,361*** (-5,31)	—	—
$\log (Créa_{Ent\ i,t-1})$	0,093** (-2,45)	—	—
<b>Coefficients spécifiques</b>			
<i>trend</i>	Oui	Oui	Oui
$\log (W_{i,t-1}/P_{va_{i,t-1}})$	—	—	Oui
$\log (Def_{Ent\ i,t-1})$	—	Oui	Oui
$\log (Créa_{Ent\ i,t-1})$	—	Oui	Oui
<b><math>\log (Def_{Ent\ i,t-1})</math></b>			
BE		-0,595*** (-5,34)	-0,449*** (-5,59)
FZ		-0,337*** (-3,80)	-0,126 (-0,83)
GZ		-0,314*** (-3,27)	-0,270*** (-2,75)
HZ		-0,263** (-2,20)	-0,298*** (-3,23)
IZ		-0,253** (-2,05)	-0,190** (-2,24)
JZ		-0,567*** (-5,49)	-0,481*** (-5,65)
KZ		0,043 (0,31)	0,039 (0,33)
LZ		-0,393*** (-2,40)	-0,359*** (-2,89)
MN		-0,767*** (-2,80)	-0,790*** (-3,32)

Tableau 1 (suite). Résultats des estimations de l'équation d'emploi

	Équation 1	Équation 2	Équation 3
<b>Dynamique de court terme</b>			
<b>Coefficients communs</b>			
<i>Constante</i>	0,004 (0,09)	0,025 (0,96)	-0,064* (-1,75)
<b>Coefficients spécifiques</b>			
$\Delta \log (W_{i,t-1}/Pw_{i,t})$	Oui	Oui	Oui
$\Delta \log (Def_{Ent,i,t})$	Oui	-	-
$\Delta \log (Créa_{Ent,i,t})$	Oui	-	-
<b>Effets fixes</b>			
<i>Par branche</i>	oui	oui	oui
<i>Par période</i>	oui	oui	oui
<b>Diagnostics statistiques</b>			
<i>Nombre de branches</i>	9	9	9
<i>Période estimation</i>	2000q1-2019q4	2000q1-2019q4	2000q1-2019q4
<i>Nre d'observations</i>	720	720	720

BE : ensemble de l'Industrie, FZ : Construction, GZ : Commerce, HZ : Transport, IZ : Hébergement-restauration, JZ : Information-Communication, KZ : Services financiers, LZ : Services immobiliers, MN : Services aux entreprises.

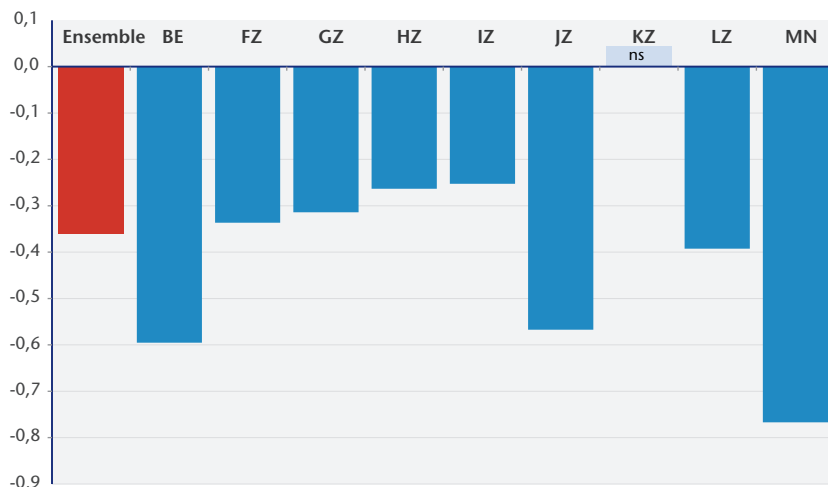
Note : Statistique du t de student entre crochets. \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ . Tous les paramètres estimés ne sont pas reportés par souci de parcimonie.

Sources : Comptabilité nationale, calculs des auteurs.

3. Lorsque l'on contraint l'élasticité de l'emploi aux défaillances d'entreprises à être identique dans toutes les branches, celle-ci sort significativement, avec le signe attendu et s'élève à -0,3 : lorsque le nombre de défaillances augmente de 1 %, l'emploi salarié se réduit de 0,3 % (graphique 5). Rappelons que ce résultat est obtenu après contrôle de l'effet direct de la crise macroéconomique sur emploi par l'introduction d'un effet fixe temporel dans l'équation. Lorsque l'on laisse libre l'estimation sectorielle de cette élasticité, une forte hétérogénéité apparaît variant de -0,8 pour le secteur des Services aux entreprises (MN) à un effet non significatif pour celui des Services financiers (KZ)<sup>6</sup> (graphique 5) ;

6. La taille moyenne ou de la distribution des tailles d'entreprises dans chaque secteur pourrait avoir une incidence sur cette élasticité. Cet effet n'est ici pas directement testé mais il est pris en compte dans l'effet fixe individuel intégré dans l'équation.

Graphique 5. Élasticités sectorielles de l'emploi salarié aux défaillances d'entreprises



BE : ensemble de l'Industrie, FZ : Construction, GZ : Commerce, HZ : Transport, IZ : Hébergement-restauration, JZ : Information-Communication, KZ : Services financiers, LZ : Services immobiliers, MN : Services aux entreprises.  
Sources : INSEE, calculs de l'auteur.

- Lorsque nous essayons d'estimer un effet de substitution différencié pour chaque branche (équation 3), quelques coefficients ne ressortent pas significativement. Cette différenciation par branche n'améliore pas le diagnostic statistique général et n'a donc pas été retenue ;
- Pour cette dernière raison, nous poursuivrons l'étude avec la formulation de l'équation 2.

#### 4. En guise de conclusion

Il ressort de ce travail que, après contrôle de l'effet direct de la crise macroéconomique sur emploi, les défaillances d'entreprises ont une incidence significative sur les destructions d'emplois. Ce résultat corrobore le constat avancé par Banerjee *et al.* (2020b) selon lequel le marché du travail serait davantage impacté par une crise qui s'accompagne de faillites d'entreprises d'une ampleur similaire.

Par ailleurs, cet effet est différent selon la branche à laquelle appartient l'entreprise. Or, comme le souligne un grand nombre d'études<sup>7</sup>,

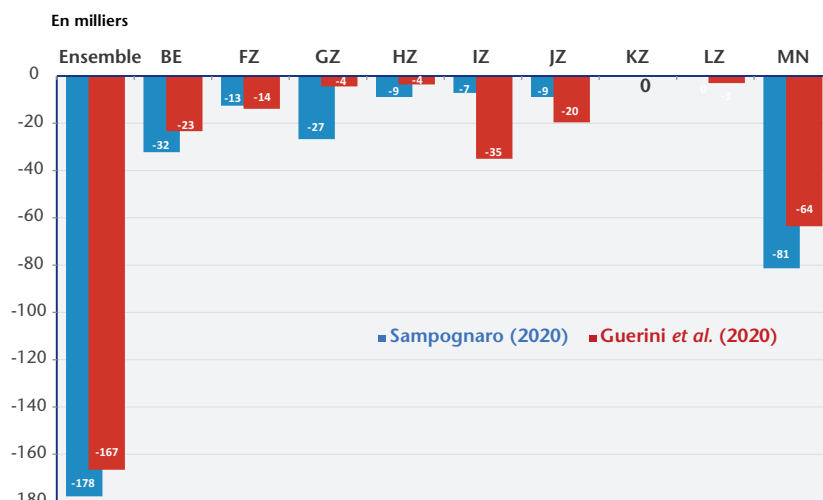
7. Le lecteur intéressé pourra se référer notamment à OFCE (2020) pour une vision mondiale et à l'Insee (2020) pour une vision française.

cette crise sanitaire impacte de façon hétérogène les différents secteurs de l'économie et par conséquent, la concentration des faillites dans les secteurs les plus touchés pourrait laisser des séquelles importantes sur le marché du travail.

En guise de conclusion, nous proposons une évaluation des destructions d'emplois liées aux défaillances d'entreprises à la suite de la crise de la Covid-19. Pour ce faire, nous reprenons les résultats sectoriels sur données françaises du surcroît de faillites d'entreprises consécutives à la crise sanitaire proposés par Guérini *et al.* (2020) et par Sampognaro (2020)<sup>8</sup>.

D'après nos estimations, les destructions d'emplois salariés à la suite de défaillances d'entreprises liées à la crise de la Covid-19 s'élèveraient à environ 175 000 en 2021 dont près de 40 % pour le seul secteur des Services aux entreprises (graphique 6).

Graphique 6. Nombre de destructions d'emplois salariés liées aux défaillances d'entreprises à la suite de la crise sanitaire



BE : ensemble de l'Industrie, FZ : Construction, GZ : Commerce, HZ : Transport, IZ : Hébergement-restauration, JZ : Information-Communication, KZ : Services financiers, LZ : Services immobiliers, MN : Services aux entreprises. Sources : INSEE, calculs de l'auteur.

8. Nous attirons l'attention du lecteur sur le fait que ces études ont été réalisées avant la deuxième période de confinement.

## Références

- Badarji J. *et al.*, 2017, « Le modèle macroéconométrique *Mésange* : réestimation et nouveautés », Direction des Études et Synthèses Économiques, *Document de travail*, n° G 2017/04.
- Banerjee R., G. Cornelli et E. Zakrajšek, 2020a, « The outlook for business bankruptcies », *BIS Bulletin*, n° 30, octobre.
- Banerjee R., E. Kharroubi et U. Lewrick, 2020b, « Bankruptcies, unemployment and reallocation from Covid-19 », *BIS Bulletin*, n° 31, 9 octobre.
- Chouvel F., E. Confais, G. Cornilleau, A. Gubian et B. Roguet, 1996, « Impact macroéconomique des politiques spécifiques d'emploi. Le cas de la France 1974-1994 », in *40 ans de politique de l'emploi*, Dares, La Documentation française.
- Cochard M., É. Heyer et G. Cornilleau, 2010, « Les marchés du travail dans la crise », *Économie et Statistique*, pp. 438-440.
- Cueva S. et É. Heyer, 1997, « Fonction de production et degrés d'utilisation du capital et du travail : une analyse économétrique », *Économie et Prévision*, n° 131.
- Daudin G. et Levasseur S., 2005, « Délocalisations, concurrence des pays émergents et emploi en France », *Revue de l'OFCE*, n° 94.
- Demmou L., 2011, « Le recul de l'emploi industriel en France entre 1980 et 2007. Ampleur et principaux déterminants : un état des lieux », *Économie et Statistique*, n° 438-440.
- Ducoudré B., É. Heyer et M. Plane, 2017, « Que nous apprennent les données macro-sectorielles sur les premiers effets du CICE ? Évaluation pour la période 2014-2015t2 », *Économie et Prévision*, n° 211-212, pp. 91-113.
- Ducoudré B. et Heyer É., 2017, « Quel nouveau sentier de croissance de la productivité du travail ? », *Revue de l'OFCE*, n° 152.
- Ducoudré B., 2020, « Emploi et Chômage », in *L'économie française 2021*, in collection Repères, La Découverte.
- Dormont B., 1997, « L'influence du coût salarial sur la demande de travail », *Économie et Statistique*, n° 301-302, pp. 95-109.
- Gautié J., 1998, *Coût du travail et emploi*, Paris, La Découverte.
- Gourinchas P. O., S. Kalemli-Özcan, V. Penciakova et N. Sander, 2020, *COVID-19 and Business Failures*, mimeo, juin.
- Guerini M., L. Nesta, X. Ragot, S. Schiavo, 2020, « Dynamique des défaillances d'entreprises en France et crise de la Covid-19 », *OFCE Policy brief*, n° 73, 19 juin.
- Hamermesh D. S., 1993, « Labor demand and the source of adjustment costs », *NBER Working paper*, n° 4394, juillet.

- Klein C. et O. Simon, 2010, « Le modèle *Mésange* réestimé en base 2000 : tome 1, version avec volumes à prix constants », Insee, *Document de travail*, n° G2010/03.
- INSEE, 2020, « Points de conjuncture 2020 », *Note de conjuncture*, novembre.
- OCDE, 2020, « Corporate sector vulnerabilities during the Covid-19 outbreak: assessment and policy responses », *Tackling Coronavirus Series*.
- OFCE, sous la direction d'É. Heyer et de X. Timbeau, 2020, « Évaluation de l'impact économique de la pandémie de COVID-19 et des mesures de confinement sur l'économie mondiale en avril 2020 », *OFCE Policy brief*, n° 69, 5 juin.
- Sampognaro R., 2020, « Faillites et Covid-19: que nous apprend un modèle à la Melitz ? », à paraître.
- Schivardi F. et G. Romano, 2020, *A simple method to compute liquidity short-falls during the COVID-19 crisis with an application to Italy*, mimeo, avril.



