

COMMENT EXPLIQUER L'ÉVOLUTION DE L'EMPLOI SALARIÉ DEPUIS LA CRISE COVID ?

Une analyse économétrique sur données macro-sectorielles

Éric Heyer

Sciences Po, OFCE

Depuis le déclenchement de la crise sanitaire, le dynamisme des créations d'emplois dans le secteur marchand non agricole en France ne cesse de nous surprendre trimestre après trimestre. Fin 2022, soit trois ans après le début de la crise Covid, l'activité dans ce même secteur, mesurée par sa valeur ajoutée, se situe 1,2 % au-dessus de son niveau pré-crise. Compte tenu du sentier de croissance de la productivité du travail observé avant la crise, évalué à 0,9 % l'an par Ducoudré et Heyer (2017), cette faible croissance de l'activité aurait dû conduire, toutes choses égales par ailleurs, à une baisse de 1,6 % de l'emploi salarié dans le secteur marchand fin 2022. Mais au lieu de baisser de plus de 270 000 postes, l'emploi salarié marchand non agricole a au contraire progressé de près de 800 000 (+4,6 %) au cours des trois dernières années selon les chiffres de la comptabilité nationale.

Dans cet article, trois pistes ont été avancées et testées pour expliquer cet écart de plus de 1 million d'emplois salariés marchands au cours de la période 2019-2022 :

- La première réside dans une durée du travail moyenne par salarié qui n'avait toujours pas retrouvé son niveau qui prévalait avant la crise, réduisant la productivité apparente des salariés ;
- Le fort recours à l'apprentissage observé depuis 2019 est une deuxième piste envisageable (Coquet, 2023) ;
- La troisième serait due aux nombreuses aides distribuées aux entreprises depuis la crise de la Covid-19 qui, en modifiant les incitations des entreprises à licencier et embaucher, a pu les inciter à faire de la rétention de main d'œuvre. Ces aides ont non seulement pu enrichir la croissance en emplois des entreprises qui se portent bien mais aussi maintenir artificiellement certaines d'entre elles en activité alors même qu'elles auraient dû faire faillite, comme l'illustre le très faible nombre de défaillances d'entreprises au cours des trois dernières années.

Il ressort de nos estimations d'équations de demande de travail réalisées sur données macro-sectorielles que ces trois pistes expliqueraient près de 70 % de l'écart de créations d'emplois décrit précédemment.

Dans le détail, la moindre durée du travail des salariés en expliquerait 18 % (soit près de 200 000 emplois), 24 % seraient à mettre en lien avec la forte progression du nombre d'apprentis au cours de période d'analyse (soit plus de 250 000 emplois) et 26 %, soit près de 280 000 emplois, s'expliqueraient par les mesures « exceptionnelles » de soutien aux entreprises.

Notons par ailleurs que si ces trois pistes expliquent la quasi-intégralité de l'effet dans le secteur des services marchands, elles n'en expliquent que la moitié dans celui de la construction et à peine un tiers dans celui de l'industrie. Dans ce secteur, avant de conclure à une baisse tendancielle des gains de productivité et en attendant les comptes nationaux définitifs, une explication alternative pourrait être avancée : l'anticipation d'une reprise illustrée par des carnets de commandes fournis pourrait inciter les employeurs à conserver leurs effectifs afin d'éviter les coûts liés à la recherche de nouveaux candidats une fois les problèmes d'approvisionnement réglés. Ce comportement peut se trouver exacerbé dans un contexte où une grande majorité des entreprises déclare rencontrer des pénuries de main-d'œuvre.

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

Depuis le déclenchement de la crise sanitaire, le dynamisme des créations d'emplois dans le secteur marchand non agricole en France ne cesse de nous surprendre trimestre après trimestre. Fin 2022, soit trois ans après le début de la crise Covid, l'activité dans ce même secteur, mesurée par sa valeur ajoutée, se situe 1,2 % au-dessus de son niveau pré-crise. Compte tenu du sentier de croissance de la productivité du travail observé avant la crise, évalué à 0,9 % l'an par Ducoudré et Heyer (2017), cette faible croissance de l'activité aurait dû conduire, toutes choses égales par ailleurs, à une baisse de 1,6 % de l'emploi salarié dans le secteur marchand fin 2022. Mais au lieu de baisser de plus de 270 000 postes, l'emploi salarié marchand non agricole a au contraire progressé de près de 800 000 (+4,6 %) au cours des trois dernières années selon les chiffres de la comptabilité nationale¹.

1. Cette étude a été réalisée avec les données disponibles le 15 avril 2023. Notons par ailleurs que le fort dynamisme de l'emploi salarié se retrouve également dans l'emploi non salarié (en hausse de près de 250 000 emplois depuis la crise Covid). La part de ce dernier dans le total est aujourd'hui légèrement plus forte qu'en 2019, écartant de ce fait l'hypothèse de substitution de l'emploi salarié au non salarié comme explication partielle de la perte de productivité apparente des salariés.

En dehors d'une baisse de la productivité du travail ou tout autre élément de nature plus structurelle, au moins trois pistes peuvent être avancées pour expliquer cet écart de plus de 1 million d'emplois marchands au cours de la période 2019-2022 :

- La première réside dans une durée du travail moyenne par salarié qui n'avait toujours pas retrouvé son niveau qui prévalait avant la crise, réduisant de fait la productivité apparente des salariés ;
- Le fort recours à l'apprentissage observé depuis 2019 est une deuxième piste envisageable (Coquet, 2023) ;
- La troisième serait due aux nombreuses aides distribuées aux entreprises depuis la crise de la Covid-19 qui, en modifiant les incitations des entreprises à licencier et embaucher, a pu les inciter à faire de la rétention de main d'œuvre. Ces aides ont non seulement pu enrichir la croissance en emplois des entreprises qui se portent bien mais aussi maintenir artificiellement certaines d'entre elles en activité alors même qu'elles auraient dû faire faillite, comme l'illustre le très faible nombre de défaillances d'entreprises au cours des trois dernières années.

Dans cet article, nous proposons d'enrichir les équations traditionnelles de demande de travail. Après contrôle de l'effet direct de la chute d'activité sur l'emploi, nous testerons l'idée selon laquelle la productivité du travail a été fortement impactée par les politiques de soutien à l'apprentissage et aux entreprises.

Ne disposant pas de données sectorielles trimestrielles et sur longue période concernant ces dernières, comme les Prêts garantis par l'État (PGE) par exemple, il nous est à ce stade difficile d'identifier le traitement, l'intensité de l'aide, à travers des montants d'argent public distribués. Nous proposons ici de l'identifier alors par l'effet sur une autre variable d'intérêt, les défaillances, – voire les créations –, d'entreprises, qui est corrélée avec l'intensité de traitement. Ainsi, le mécanisme constater par la suite n'est pas directement le fait de la création/défaillance d'entreprise², mais plus généralement l'effet des aides aux entreprises.

2. Nous ne proposons pas ici l'évaluation des défaillances nettes évitées et donc du nombre d'emplois par entreprises sauvées par les aides. Par ailleurs notre stratégie d'identification ne nous permet pas non plus d'évaluer l'effet de la plus faible mobilité des travailleurs sur la productivité des autres entreprises. Cette moins bonne réallocation du travail pourrait également entraîner une baisse relative de la productivité du travail, même dans les entreprises non traitées, i.e. n'ayant pas été aidées.

Afin de tenir compte de l'hétérogénéité sectorielle, nous menons notre estimation sur données de branches dans la nomenclature A17.

Il ressort de cette première étape la mise en évidence d'une élasticité de court terme significative de l'emploi aux défaillances et à l'apprentissage et la confirmation d'une élasticité à long terme de l'emploi à la durée du travail.

Il nous est ensuite possible de quantifier les créations d'emplois salariés liées à cette moindre durée du travail, au fort recours à l'apprentissage ainsi qu'aux différents dispositifs d'aides aux entreprises depuis le début de la crise sanitaire.

Cette étude est une première contribution utilisant des dynamiques *ex post* (défaillances réalisées) plutôt que des montants *ex ante*. L'identification de mécanismes précis (rétention de salariés ou autres) sera le fruit de travaux futurs.

1. Évolution de l'emploi, de l'activité et de la productivité depuis 2019

Compte tenu du niveau d'activité fin 2022 (par rapport à son niveau d'avant-crise) et des tendances de productivité du travail mesurées avant la crise, le niveau de l'emploi salarié dans le secteur marchand, tel que mesuré par les comptes nationaux, apparaît bien supérieur à ce que prévoient nos outils (Ducoudré et Heyer, 2017 et Ducoudré, 2019). Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, ces derniers estimaient une perte de plus de 270 000 emplois salariés fin 2022 par rapport à fin 2019 dans le secteur marchand non agricole. Avec plus de 360 000 destructions d'emplois salariés en trois ans, cette dégradation aurait dû être très marquée dans l'industrie et à un degré moindre dans le secteur de la construction (-53 000) tandis que le secteur des services marchands aurait continué de créer légèrement des emplois (143 000). Au lieu de cela, d'après les Comptes nationaux trimestriels disponibles le 15 avril 2023, l'emploi salarié a été très dynamique progressant au cours des trois dernières années dans tous les secteurs, y compris dans celui de l'industrie qui a pourtant un niveau d'activité qui se situe à un niveau 7 % inférieur à celui de fin 2019 (tableau 1, encadré 1).

Tableau 1. Évolution attendue et observée de l'emploi salarié au cours de la période 2019t4/2022t4

		Industrie	Construction	Services marchands	Total marchand non agricole
Évolution de la VA 2019t4/2022t4	<i>en %</i>	-7,0	-3,4	3,6	1,2
Tendance de productivité annuelle (<i>avant crise</i>)	<i>en %</i>	2,0	0,1	0,8	0,9
Évolution attendue de l'emploi 2019t4/2022t4	<i>en %</i>	-12,9	-3,5	1,1	-1,6
	<i>en milliers</i>	-363	-53	143	-272
Évolution observée de l'emploi 2019t4/2022t4	<i>en %</i>	0,1	6,3	5,4	4,6
	<i>en milliers</i>	2	93	701	797
Écart à expliquer	<i>en %</i>	13,0	9,9	4,3	6,1
	<i>en milliers</i>	365	146	558	1 069

INSEE, Ducoudré et Heyer (2017), calculs de l'auteur.

Encadré 1. Quelle est la hausse du nombre de salariés en France entre fin 2019 et fin 2022 ?

Pour mesurer la progression de l'emploi salarié en France, deux sources sont disponibles émanant toutes les deux de l'INSEE : la première est issue des Comptes nationaux trimestriels (CNT) et évalue l'emploi salarié en moyenne sur le trimestre, la seconde est l'emploi Flash qui mesure l'emploi salarié en fin de trimestre.

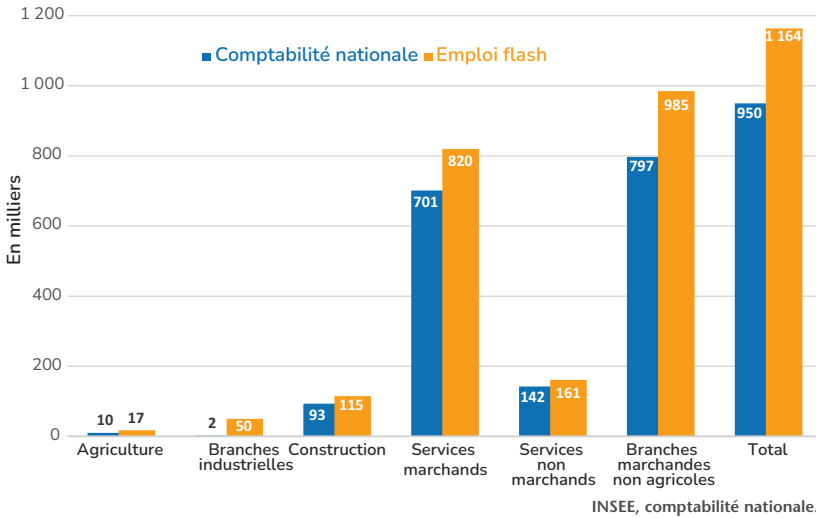
Comme l'illustre le graphique 1, la différence entre ces deux sources est très importante.

Ainsi, selon les CNT disponibles le 15 avril 2023, l'emploi salarié en France aurait progressé de moins d'1 million au cours des 3 dernières années alors que selon l'estimation Flash, la progression serait de plus de 1,1 million au cours de la même période.

Cet écart est visible dans le secteur marchand non agricole et se concentre essentiellement dans le secteur des services marchands.

Notre analyse se basant sur les chiffres de la CN pour l'activité, les salaires et la durée du travail, nous avons par conséquent retenu l'évaluation de la CN pour le nombre de salariés dans notre étude.

Graphique 1. Hausse du nombre de salariés en France entre fin 2019 et fin 2022 ...



Plusieurs pistes peuvent expliquer cet écart, qui dépasse au total le million, entre l'emploi salarié prévu et celui effectif entre fin 2019 et fin 2022.

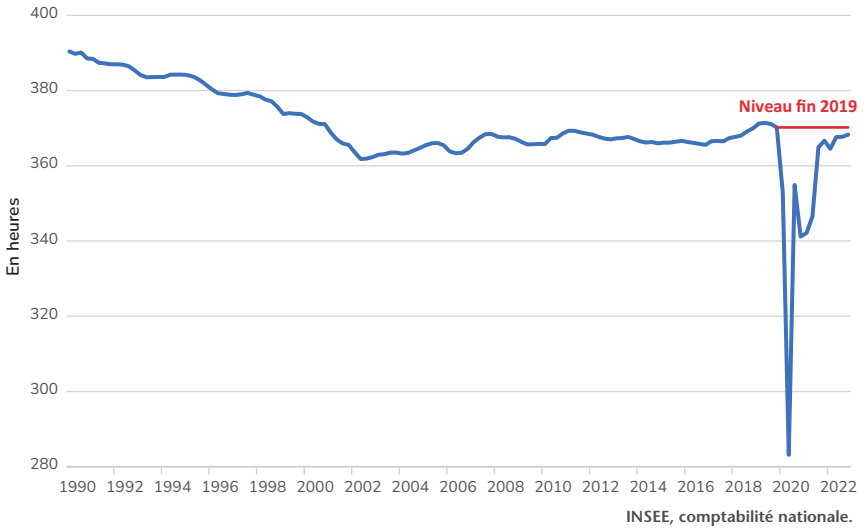
En premier lieu, il est à noter que les différents dispositifs de chômage partiel mis en place en France comme dans la plupart des pays européens ont permis de protéger les salariés en faisant porter en grande partie l'ajustement sur les heures travaillées plutôt que sur le niveau d'emploi. Or, trois ans après le début de la crise sanitaire, la durée du travail n'est toujours pas revenue à son niveau de 2019³ et ce malgré la fin des dispositifs d'activité partielle (graphique 2). Cela est notamment le cas dans l'industrie, la construction, les services immobiliers et les services aux ménages (*cf.* Annexe 1).

Par ailleurs, le fort recours à l'apprentissage observé depuis 2019 (Coquet, 2023) peut expliquer une partie des créations d'emplois salariés depuis la crise sanitaire. Renforcé par la réforme structurelle qui a remis à plat la politique d'apprentissage en 2018 ainsi que par l'aide exceptionnelle très généreuse et non-ciblée créée mi-2020 dans le

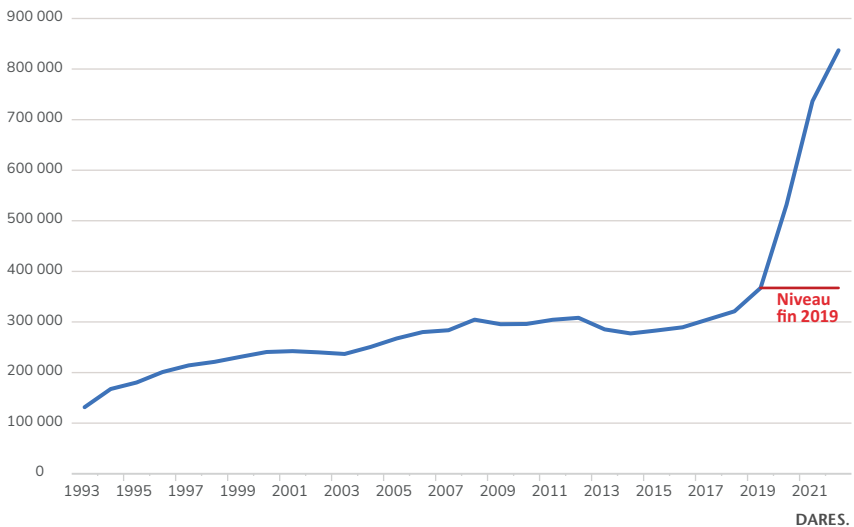
3. Cette plus faible durée du travail pourrait trouver une explication dans la hausse de l'absentéisme depuis la crise sanitaire et qui reste aujourd'hui toujours à des niveaux supérieurs à ceux observés en 2019.

cadre du Plan de relance, l'apprentissage enchaîne les records jusqu'à parvenir à 829 000 nouveaux contrats conclus et 968 000 apprentis en cours de formation en fin d'année en 2022, soit deux fois plus que fin 2019 (graphique 3 et Annexe 2 pour l'ensemble des secteurs).

Graphique 2. Durée du travail des salariés dans le secteur marchand non agricole

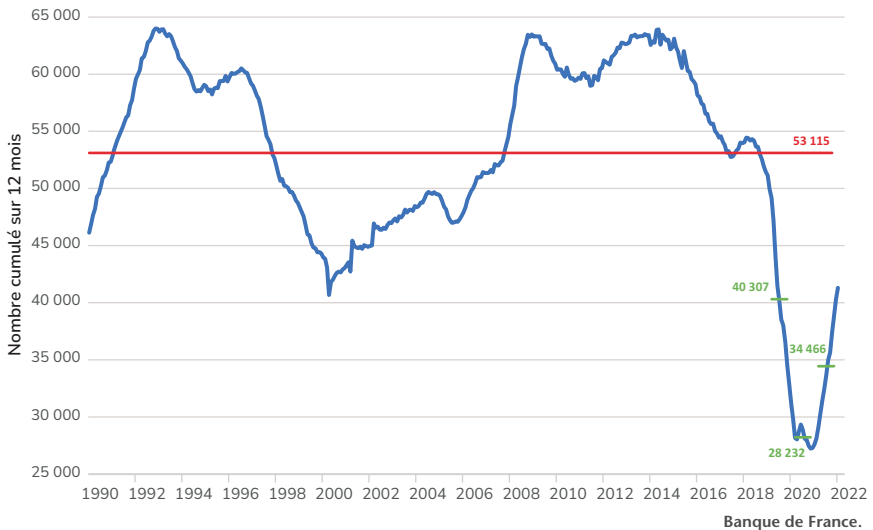


Graphique 3. Nombre de nouveaux contrats d'apprentissage signés



Enfin, les aides distribuées aux entreprises depuis la crise de la Covid-19 ont pu aider certaines entreprises à maintenir un niveau d'emploi supérieur à leurs besoins immédiats (par exemple pour se prémunir contre les difficultés de recrutement et/ou en attendant que cessent les ruptures d'approvisionnement) mais également maintenir d'autres entreprises en vie alors même que celles-ci auraient dû faire faillite. Ce phénomène qui s'observe notamment par des défaillances d'entreprises moins nombreuses au cours des années 2020-2022 par rapport aux années précédentes peut expliquer une partie de cette baisse de productivité horaire du travail (graphique 4). En effet, 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 garantis par l'État, fonds de solidarité à destination des entreprises, bouclier tarifaire, 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 (Heyer, 2020). Or, comme le rappellent Banerjee *et al.*, 2020b), les faillites d'entreprises affectent significativement les marchés du travail. 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

Graphique 4. Défaillances d'entreprises



plus important lorsque cette baisse coïncide avec une augmentation des faillites⁴.

2. Le modèle de demande d'emploi

L'équation de demande d'emploi des entreprises, écrite sous la forme d'un Modèle à correction d'erreurs (MCE), est issue de l'optimisation sous contrainte budgétaire⁵ d'une fonction de production à élasticité de substitution 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 Harrod⁶. 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, et compte tenu de la présence d'un *trend* de productivité, l'emploi est indexé unitairement sur l'activité mais l'existence de rigidités entraîne des délais d'ajustements à court terme. Dans cette équation nous avons également introduit des effets fixes par branche et temporels, ce qui permet notamment de prendre en compte un choc d'activité macroéconomique.

Nous enrichissons cette formulation traditionnelle de l'équation de demande de travail, proche de celle estimée notamment dans Ducoudré, Heyer et Plane (2017) ou Heyer (2020), en y intégrant des données sur les créations mais aussi sur les faillites d'entreprises ainsi que sur le nombre d'apprentis par secteur.

4. 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).

5. Ici minimisation des coûts de production.

6. Pour simplifier, nous n'avons pas introduit ici de rupture de tendance de la productivité du travail depuis la crise de la Covid-19. 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]).

Rappelons que les défaillances, comme les créations d'entreprises, sont ici, du fait de leur évolution favorable malgré la forte baisse d'activité constatée, un proxy des différents dispositifs d'aides accordées aux entreprises, notamment pendant la crise sanitaire. Les défaillances, comme les créations, étant fortement corrélées à l'activité dans le secteur, nous avons dans un premier temps calculé un taux de défaillances (resp. de créations) qui rapporte le nombre de défaillances d'entreprises (resp. de créations) à la valeur ajoutée du secteur⁷, puis nous avons extrait sa tendance à l'aide d'un filtre Hodrick-Prescott que nous avons stabilisé à sa valeur de fin 2019 pour les années 2020-2022⁸.

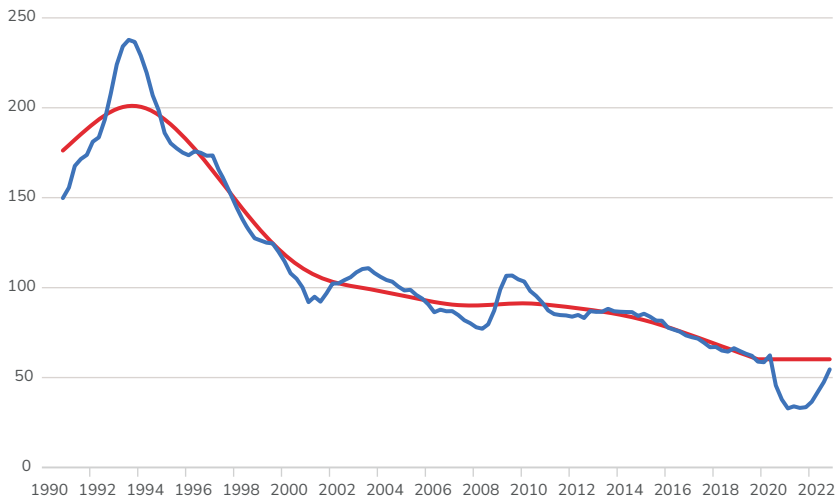
Les graphiques du taux de défaillances d'entreprises (*respectivement taux de créations d'entreprises*) pour l'ensemble des secteurs étant reportés en Annexe 3 (*respectivement en Annexe 5*), seul celui pour les défaillances d'entreprises (*respectivement taux de créations d'entreprises*) dans l'industrie est reproduit ici à titre d'exemple en graphique 5 (*respectivement en graphique 6*).

Afin de prendre en compte des effets dans leur intégralité, nous avons ensuite calculé l'écart cumulé entre le taux et sa tendance pour les défaillances d'entreprises (respectivement pour les créations d'entreprises) pour chaque secteur (*cf.* Annexe 4 et respectivement Annexe 6). Le graphique 7 (respectivement le graphique 8) illustre le calcul pour l'industrie.

7. Bien entendu une pondération par la taille des entreprises aurait été intéressante. Malheureusement il n'existe pas d'information croisant taille et secteur dans les statistiques de défaillances d'entreprises de la Banque de France. Cette remarque vaut également pour les créations d'entreprises pour lesquelles nous aurions souhaité ne pas prendre en compte les autoentreprises. Malheureusement, aucune donnée sectorielle ne permet une telle purge.

8. Une alternative aurait pu consister à suivre la tendance observée. Notre hypothèse amplifie le phénomène : elle change le résultat quantitatif (écart absolu) mais pas le résultat qualitatif (sens de variation significatif) et augmente l'élasticité estimée et peu l'effet global.

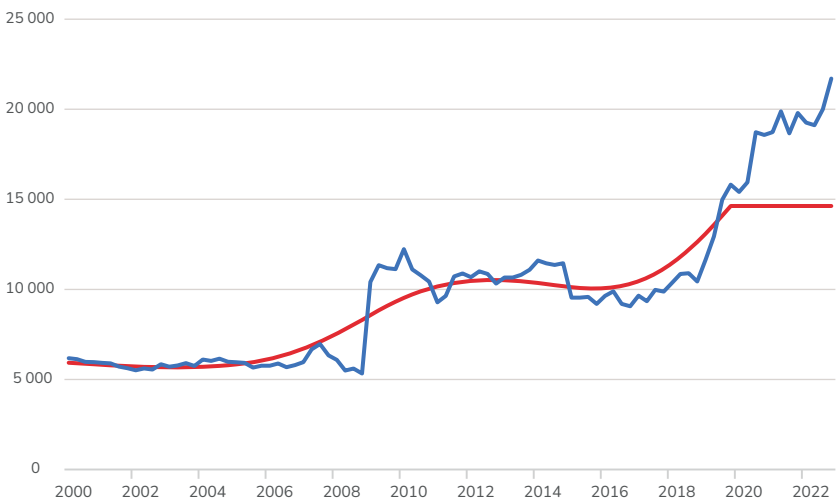
Graphique 5. Rapport DES défaillances d'entreprises sur LA Valeur Ajoutée (trait bleu) et sa tendance (trait rouge) dans l'industrie



Banque de France, INSEE, calculs de l'auteur.

Note de lecture : Le trait bleu, rapporte les défaillances d'entreprises du secteur à la valeur ajoutée de ce secteur (ici l'industrie). Le trait rouge représente la tendance issue d'un filtre HP sur l'ensemble de la période et stabilisée à la valeur du quatrième trimestre 2019 sur la période 2020-2022.

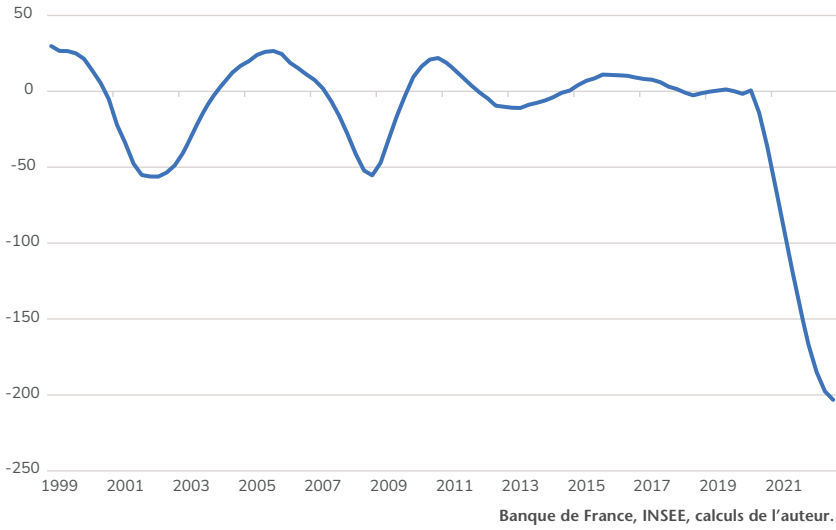
Graphique 6. Rapport DES créations d'entreprises sur LA Valeur Ajoutée (trait bleu) et sa tendance (trait rouge) dans l'industrie



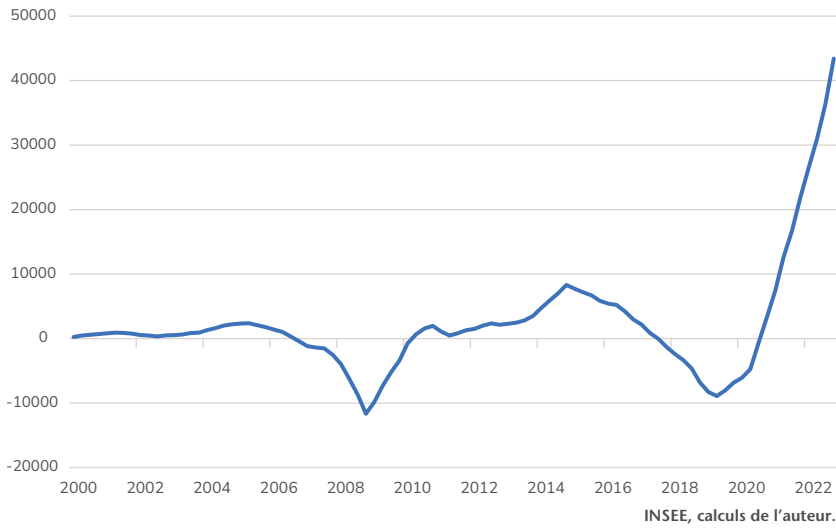
INSEE, calculs de l'auteur.

Note de lecture : Le trait bleu rapporte les créations d'entreprises du secteur à la valeur ajoutée de ce secteur (ici l'industrie). Le trait rouge représente la tendance issue d'un filtre HP sur l'ensemble de la période et stabilisée à la valeur du quatrième trimestre 2019 sur la période 2020-2022.

Graphique 7. Écart cumulé du rapport des défaillances d'entreprises dans l'industrie



Graphique 8. Écart cumulé du rapport des créations d'entreprises dans l'industrie



Par ailleurs, l'estimation incorpore des effets fixes sectoriels et trimestriels. L'introduction d'un effet fixe trimestriel 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 l'emploi. Les différentes élasticités estimées s'interprètent en complément de cet effet macroéconomique. Cela nous permet notamment de tester l'idée selon laquelle le marché du travail serait davantage impacté par une crise qui s'accompagne de faillites d'entreprises (Banerjee *et al.*, 2020b).

$$\begin{aligned}
 \Delta \log(E_{i,t}) = & \\
 & cte - \gamma_E \cdot \left(\log(E_{i,t-1}) - \log(VAval_{i,t-1}) - \sigma_E \cdot \log\left(\frac{W_i \cdot (1 + tx_{cot.pat_i})}{Pva_i}\right)_{t-1} \right. \\
 & \quad \left. - \beta_{E_i} \cdot (\sigma_E - 1) \cdot trend - \alpha_E \cdot \log(HLS_{i,t-1}) \right) \\
 & + \kappa_E \cdot \sum_{j=1}^n \Delta \log(E_{i,t-j}) + \tau_E \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(VAval_{i,t-j}) + v_E \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log\left(\frac{W_{i,t-j} \cdot (1 + tx_{cot.pat_{i,t-j}})}{Pva_{i,t-j}}\right) \\
 & + \varphi_E \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(HLS_{i,t-j}) + \pi_E \cdot \sum_{j=0}^n EC_TxDef_{ent_{i,t-j}} + \delta_E \cdot \sum_{j=0}^n EC_TxCreat_{ent_{i,t-j}} \\
 & + \omega_E \cdot \sum_{j=0}^n \Delta \log(Apprent_{i,t-j}) + \mu_i + \mu_t + \delta_{E_{i,t}}
 \end{aligned}$$

Encadré 2. Les données utilisées et leurs mnémoniques

W : Salaire moyen brut par tête, en euros, INSEE

Pva : Prix de la valeur ajoutée, INSEE

E : Emploi salarié, personnes physiques, INSEE

π : Productivité du travail par tête, INSEE

HLS : Durée du travail des salariés, en heures, INSEE

VAval : Valeur ajoutée en valeur, INSEE

VAvol : Valeur ajoutée en volume, INSEE

Txcotpat : Taux de cotisations patronales, INSEE

Def_{ent} : Défaillances d'entreprises, Banque de France

$Creat_{ent}$: Créations d'entreprises, INSEE

TxD_{ent} : Def_{ent} / VA_{vol} : Taux de défaillances d'entreprises

$TxCreat_{ent}$: $Creat_{ent} / VA_{vol}$: Taux de créations d'entreprises

EC_TxD_{ent} : Écart cumulé du taux de défaillances d'entreprises

$EC_TxCreat_{ent}$: Écart cumulé du taux de créations d'entreprises

$Apprent$: Nombre de nouveaux contrats d'apprentissage signés, DARES

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

RU : Services aux ménages

3. Résultats des estimations et des simulations dynamiques

Nous avons estimé cette équation de demande de travail en panel sur la base des comptes nationaux de branches dans la nomenclature A17 (cf. encadré 2). Pour des raisons de disponibilité de données concernant les défaillances et les créations d'entreprises ainsi que les contrats d'apprentissage, sont exclus de l'analyse les secteurs de l'Agriculture (AZ) et de l'Administration publique, l'Enseignement, la Santé humaine et action sociale (OQ). Pour cette même raison, l'industrie n'est par ailleurs pas décomposée en sous-secteurs. Au total, notre estimation comporte un panel de dix branches et a été réalisée sur la période 2000-2022, soit 920 observations, à l'aide de la Méthode SUR (Seemingly Unrelated Regressions).

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 (tableau 2) 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 la durée du travail. 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 de 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) sur données microéconomiques ou à celle figurant dans le modèle MESANGE de la Direction générale du Trésor⁹ 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) ;
3. L'élasticité de la durée du travail à l'emploi, estimée par un coefficient commun, est significative et sa valeur, autour de - 0,5, est conforme à l'intuition et proche des estimations obtenues par ailleurs (Cueva et Heyer, 1997 ; Cochard, Cornilleau et Heyer, 2010 ; Ducoudré, Heyer et Plane, 2017) ;
4. La progression du nombre de contrats d'apprentissage ressort très significativement du signe attendu dans l'explication de la dynamique de l'emploi salarié ;

9. 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).

5. Les résultats d'estimations confirment l'incidence sur la dynamique des emplois de l'indicateur d'aide aux entreprises depuis la crise Covid, défaillances et créations, lorsqu'on les intègre séparément ; leurs élasticités ressortent très significatives et du signe attendu. Lorsqu'on les estime ensemble, la valeur absolue de l'élasticité associée aux défaillances diminue, confirmant l'intuition que cette variable prend en compte des effets plus larges que les seules défaillances ;
6. La prise en compte des différentes variables permet d'améliorer significativement le résultat des simulations de l'emploi salarié. Dans les modèles 7 et 8, l'écart entre l'emploi salarié simulé et celui observé par les comptes trimestriels se situe entre 69 000 et 100 000 postes, soit 0,4-0,5 % de l'emploi salarié total contre plus de 455 000, soit 2,5 % du total, dans le modèle simple (Modèle 1) ;

Tableau 2. Résultats des estimations de l'équation d'emploi

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7	Modèle 8
Relation de long terme								
<i>Force de rappel</i>	-0.03*** (-7.39)	-0.03*** (-7.34)	-0.03*** (-7.43)	-0.03*** (-7.01)	-0.03*** (-8.06)	-0.03*** (-7.69)	-0.03*** (-7.52)	-0.04*** (-8.23)
Coefficients de long terme								
$\log(W_{it-1}/PVA_{it-1})$	-0.28*** (-2.73)	-0.22** (-2.03)	-0.22** (-2.05)	-0.24** (-2.09)	-0.24** (-2.44)	-0.26** (-2.50)	-0.26** (-2.42)	-0.28*** (-2.81)
$\log(HLS_{it-1})$	-0.43** (-2.07)	-0.58*** (-2.98)	-0.42** (-2.22)	-0.50** (-2.44)	-0.48*** (-2.76)	-0.40** (-2.28)	-0.56*** (-3.04)	-0.46*** (-2.81)
Coefficients spécifiques								
<i>Trend</i>	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Dynamique de court terme								
Coefficients communs								
<i>Constante</i>	0.20*** (4.83)	0.26*** (5.46)	0.24*** (4.92)	0.23*** (5.00)	0.27*** (5.66)	0.25*** (5.25)	0.26*** (5.72)	0.28*** (5.92)
$EC_TxDef_{Ent,t}$		-6.3.E ⁻⁶ *** (-4.29)			-4.5.E ⁻⁶ *** (-2.97)		-5.7.E ⁻⁶ *** (-3.87)	-4.0.E ⁻⁶ *** (-2.63)
$EC_TxCreat_{Ent,t}$			1.4.E ⁻⁸ *** (3.03)		9.5.E ⁻⁹ ** (2.08)	1.2.E ⁻⁸ *** (2.61)		8.3.E ⁻⁹ * (1.79)
$\Delta \log(Apprent_{it})$				0.03*** (4.09)		0.03*** (3.73)	0.02*** (3.26)	0.02*** (3.29)

Tableau 2 (suite). Résultats des estimations de l'équation d'emploi

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6	Modèle 7	Modèle 8
Coefficients spécifiques								
$\Delta \log (W_{it-1} / P_{va,it})$	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
$\Delta \log (HLS_{i,t})$	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes								
Par branche	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Par période	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Statistiques								
Nombre de branches	10	10	10	10	10	10	10	10
Période d'estimation	2000-2022	2000-2022	2000-2022	2000-2022	2000-2022	2000-2022	2000-2022	2000-2022
Nombre d'observations	920	920	920	920	920	920	920	920
Écart fin 2022 entre l'emploi salarié simulé par le modèle et celui observé dans les comptes trimestriels								
En milliers	456	231	382	325	205	246	100	69
En %	2.5	1.3	2.1	1.8	1.1	1.3	0.5	0.4

Comptabilité nationale, calculs de l'auteur.

Note: Statistique du t de student entre crochet. * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Tous les paramètres estimés ne sont pas reportés par souci de parcimonie.

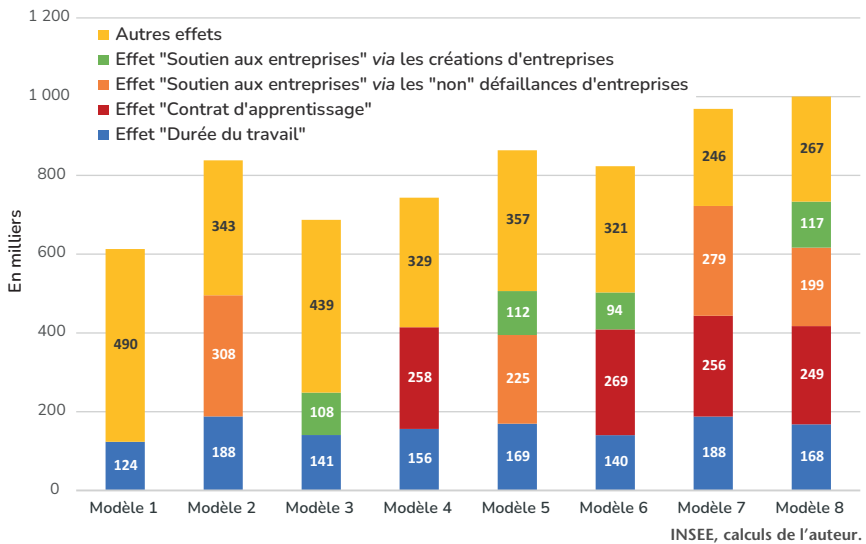
Par ailleurs, afin de mieux identifier l'impact de ces différentes variables sur le niveau de l'emploi salarié fin 2022, nous avons procédé à la simulation dynamique de ces différents modèles, puis nous l'avons comparée à celle obtenue lorsque nous stabilisons la durée du travail, l'apprentissage et les différents proxy des critères d'aides aux entreprises à leur valeur du quatrième trimestre 2019.

Le graphique 9 résume le résultat de cette comparaison pour les différents modèles. Selon nous, les principaux enseignements sont :

1. L'impact sur l'emploi salarié d'une durée du travail qui n'est toujours pas revenue fin 2022 à son niveau de fin 2019 explique un supplément d'emplois fin 2022 compris entre 124 000 et 188 000 postes selon le modèle retenu ;
2. L'impact de la forte hausse de l'apprentissage sur l'emploi salarié au cours de la période 2020-2022 est très stable puisqu'elle explique un supplément d'emplois fin 2022 compris entre 249 000 et 269 000 selon le modèle retenu. Notons que ce résultat est très proche de celui estimé par Labau et Lagouge (2023) qui lui attribuent +240 000 créations d'emplois entre fin 2019 et le troisième trimestre 2022 ;

3. Les simulations dynamiques confirment la forte incidence sur la dynamique des emplois des aides exceptionnelles aux entreprises, défaillances ou créations, depuis la crise Covid : lorsque l'on ne prend en compte que l'indicateur de défaillances dans le modèle, son incidence sur l'emploi fin 2022 est comprise entre 279 000 et 308 000. Lorsque l'on prend en compte les deux indicateurs, leur incidence cumulée fin 2022 est très proche, comprise entre 316 000 et 337 000 postes.

Graphique 9. Écart entre l'emploi salarié fin 2022 simulé par le modèle et celui simulé en stabilisant la durée, l'apprentissage et les aides aux entreprises à leur valeur de fin 2019



Les modèles 7 et 8 ressortent très clairement de notre analyse comme étant les deux meilleurs pour appréhender l'évolution de l'emploi salarié sur la période d'analyse. Leurs résultats étant très proches, nous poursuivrons l'étude en s'appuyant sur la formulation du modèle 7 qui permet d'avoir un plus grand degré de liberté.

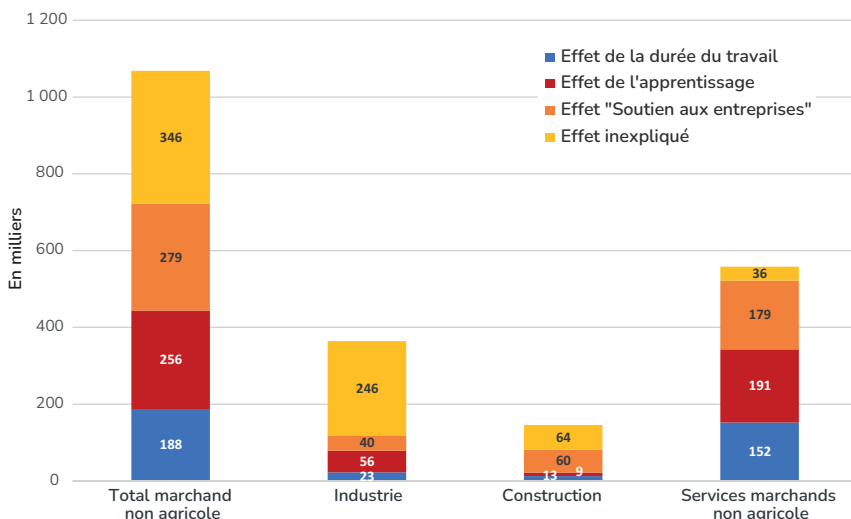
4. Des effets différenciés par secteur

Il ressort alors de notre analyse, basée sur le modèle 7, que les trois pistes explorées expliqueraient près de 70 % de la bonne tenue du marché du travail au cours des trois dernières années.

Dans le détail, la moindre durée du travail des salariés en expliquerait 18 % (soit près de 200 000 salariés), 24 % seraient à mettre en lien avec la forte progression du nombre d'apprentis au cours de la période d'analyse (soit plus de 250 000 salariés) et 26 %, soit près de 280 000 emplois salariés, s'expliqueraient par les nombreuses mesures de soutien aux entreprises (graphique 10).

Notons par ailleurs que si ces trois pistes expliquent la quasi-intégralité de l'effet observé dans le secteur des services marchands, elles n'en expliquent que la moitié dans la construction et à peine un tiers dans l'industrie. Dans ce dernier secteur, une explication alternative pourrait être avancée : l'anticipation d'une reprise illustrée par des carnets de commandes fournis pourrait inciter les employeurs à conserver leurs effectifs afin d'éviter les coûts liés à la recherche de nouveaux candidats une fois les problèmes d'approvisionnement réglés. Ce comportement peut se trouver exacerbé dans un contexte où une grande majorité d'entreprises¹⁰ déclare rencontrer des pénuries de main-d'œuvre.

Graphique 10. Écart fin 2022 entre l'emploi salarié observé et celui simulé en stabilisant la durée, l'apprentissage et les aides aux entreprises à leur valeur de fin 2019

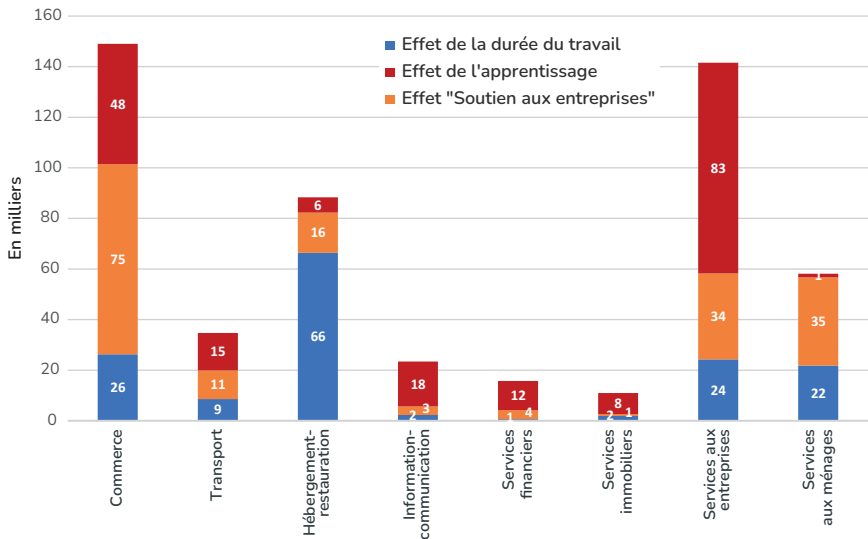


INSEE, calculs de l'auteur.

10. En octobre 2022, 62 % des entreprises dans le secteur des services déclaraient être concernées par des difficultés de recrutement, 66 % dans l'industrie et plus de 80 % dans la construction.

Enfin, dans le secteur des services marchands, notons que l'effet de l'apprentissage sur l'emploi salarié serait très concentré dans deux sous-secteurs, celui du « Commerce » mais surtout celui des « Services aux entreprises ». L'emploi salarié dans le secteur du « Commerce » semble également avoir le plus profité des mesures exceptionnelles de soutien aux entreprises. Enfin, il semblerait que dans le secteur de « l'Hébergement et la Restauration », l'effet de la durée du travail soit le plus fort (graphique 11).

Graphique 11. Incidence fin 2022 de la durée, de l'apprentissage et les aides aux entreprises sur l'emploi salarié dans les secteurs des services marchands



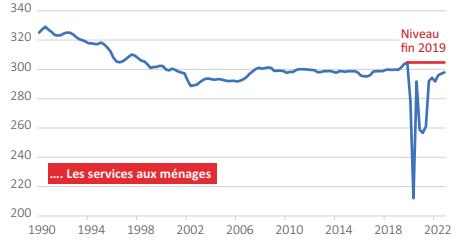
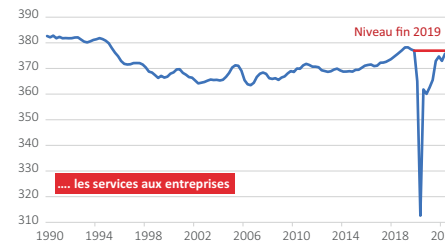
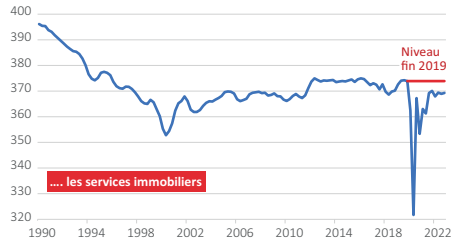
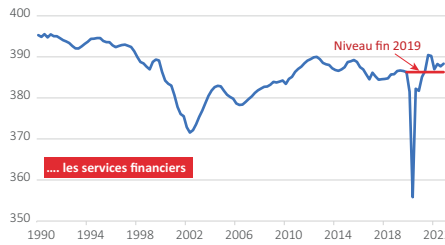
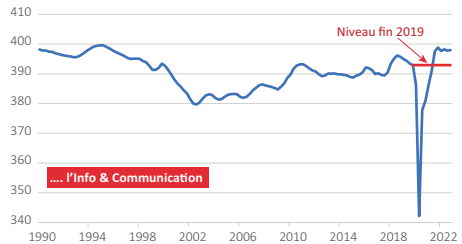
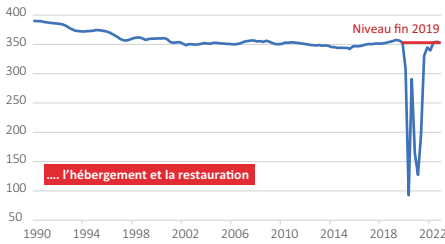
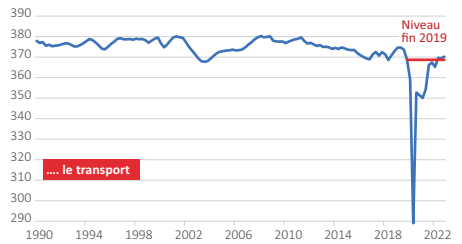
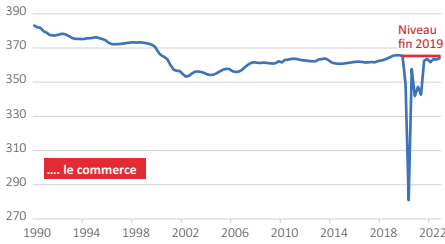
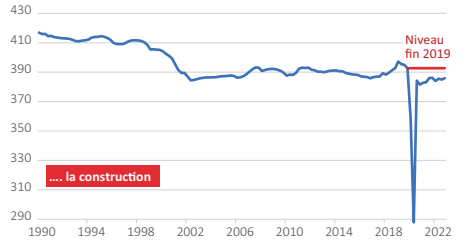
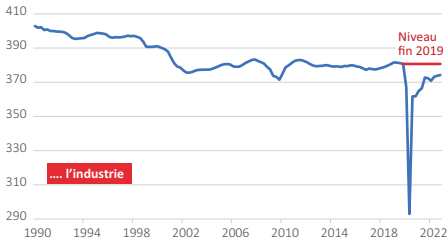
INSEE, calculs de l'auteur.

Références

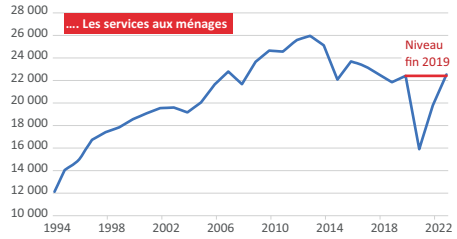
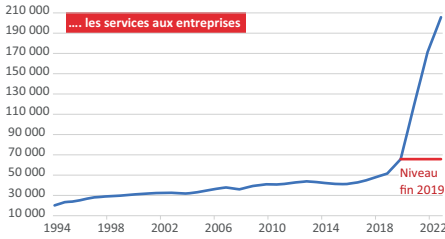
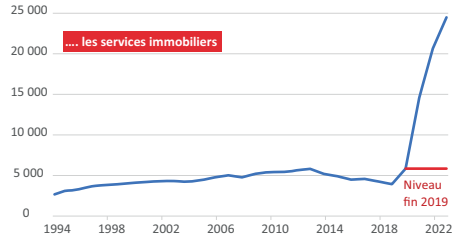
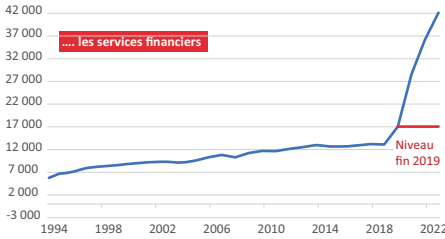
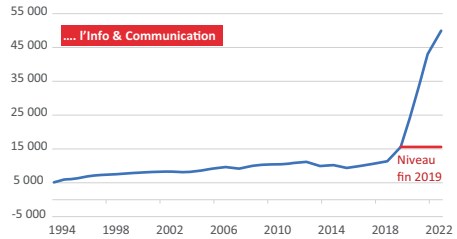
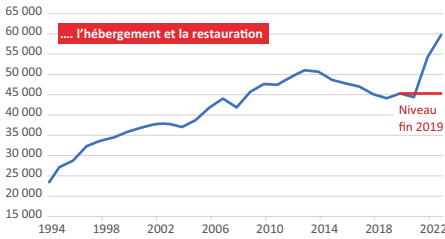
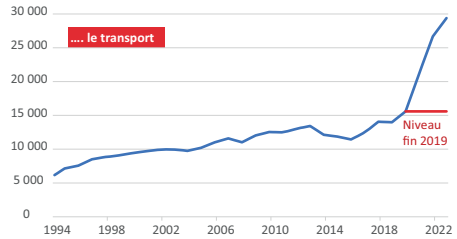
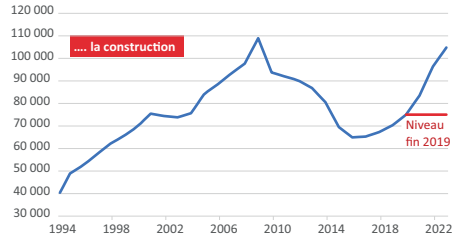
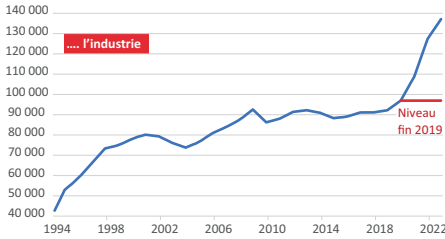
- Badarji J. *et al.*, 2017, « Le modèle macroéconométrique *Mésange* : réestimation et nouveautés », Direction des Études et Synthèses Économiques, *Document de travail*, n° G 2017/04.
- Banerjee R., G. Cornelli et E. Zakrajšek, 2020a, « The outlook for business bankruptcies », *BIS Bulletin*, n° 30, 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.
- Coquet B., 2023, « Apprentissage : un bilan des années folles », *OFCE Policy brief*, n°117, 14 juin.
- 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 S. Levasseur, 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.
- Dormont B., 1997, « L'influence du coût salarial sur la demande de travail », *Économie et Statistique*, n° 301-302, pp. 95-109.
- 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., 2019, « Tendances et cycles de productivité par grande branche pour l'économie française », *Revue de l'OFCE*, n° 162.
- Ducoudré B., 2020, « Emploi et Chômage », in *L'économie française 2021*, collection Repères, La Découverte.
- 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 et 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.
- Heyer E., 2020, « Défaillances d'entreprises et destructions d'emplois. Une estimation de la relation sur données macro-sectorielles », *Revue de l'OFCE*, n° 168, pp. 163-177, octobre.
- 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.
- Labau F., A. Lagouge, 2023, « Quel impact de la hausse de l'alternance depuis 2019 sur la productivité? moyenne du travail ? » *Dares Focus*, n° 5.
- INSEE, 2020, « Points de conjoncture 2020 », *Note de conjoncture*, 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.

ANNEXE 1. La durée du travail des salariés dans ...

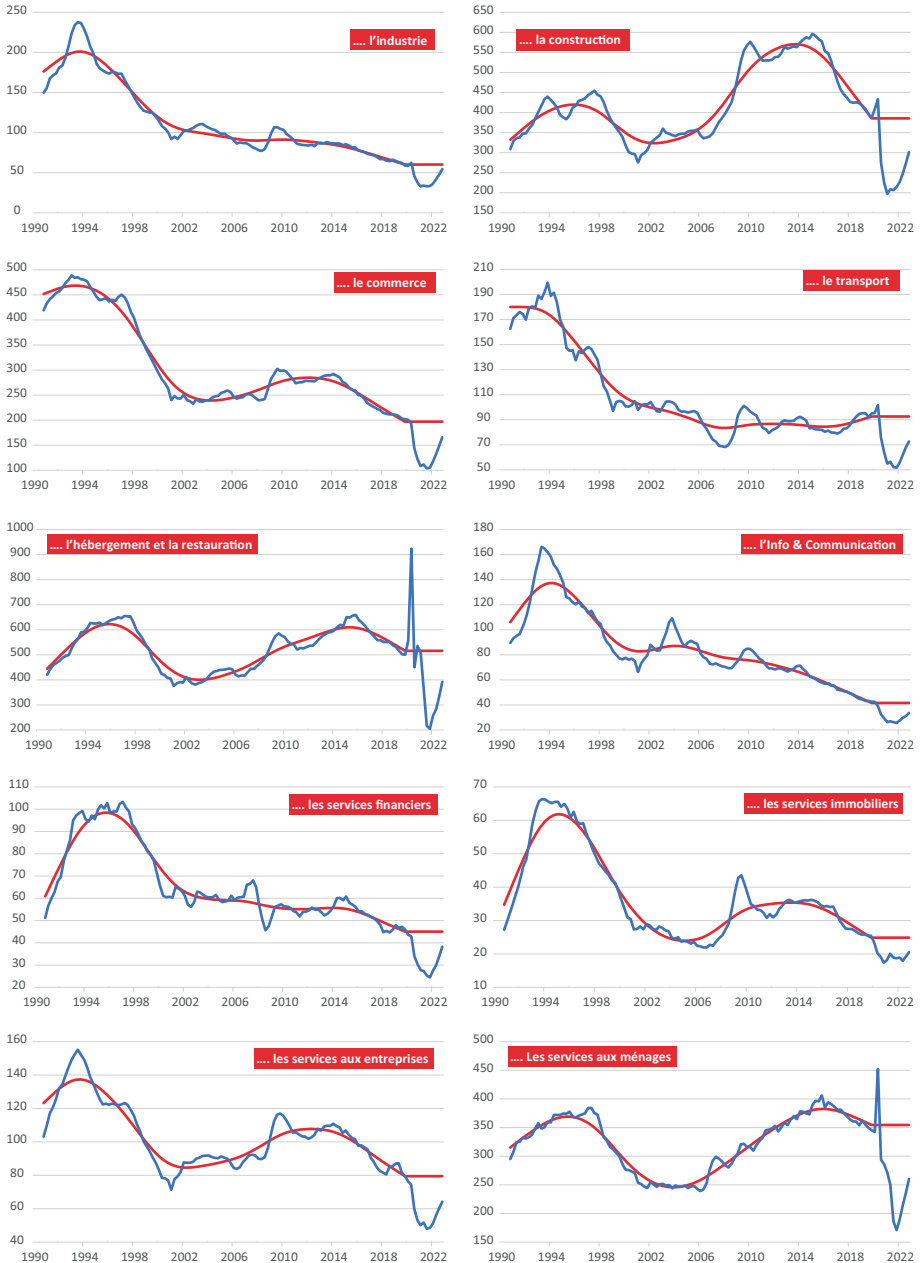


ANNEXE 2. Nouveaux contrats d'apprentissage dans ...



INSEE, Comptes trimestriels, calculs de l'auteur.

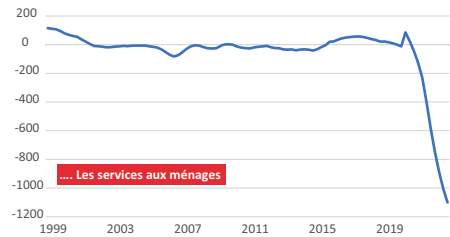
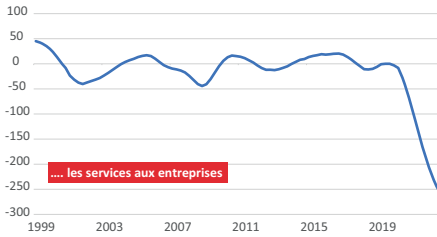
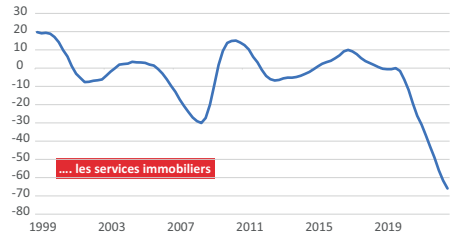
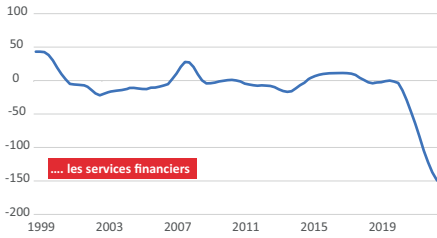
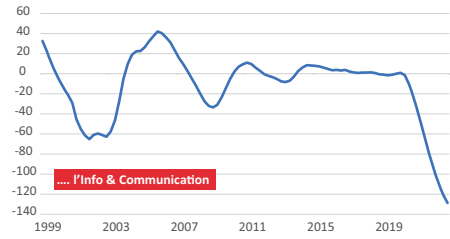
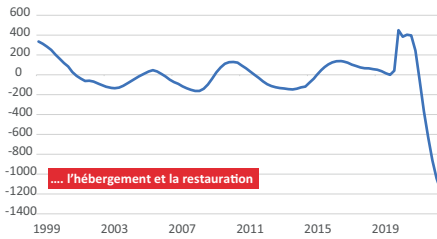
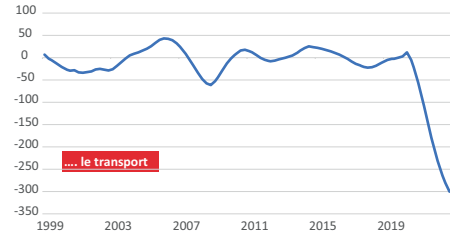
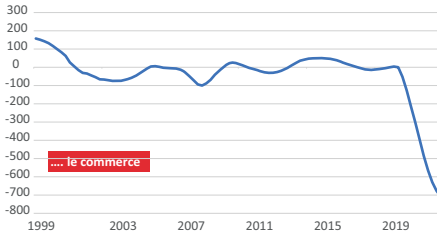
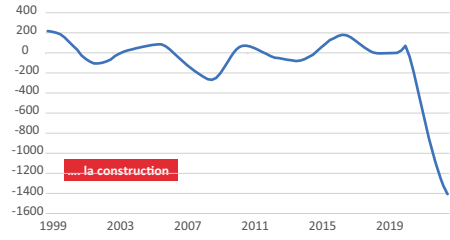
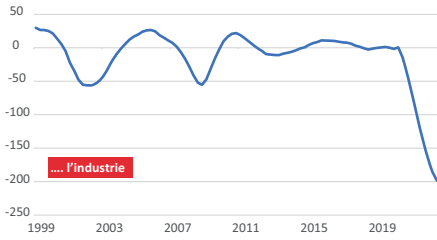
ANNEXE 3. Taux de défaillances des entreprises (trait bleu) et sa tendance (trait rouge) dans ...



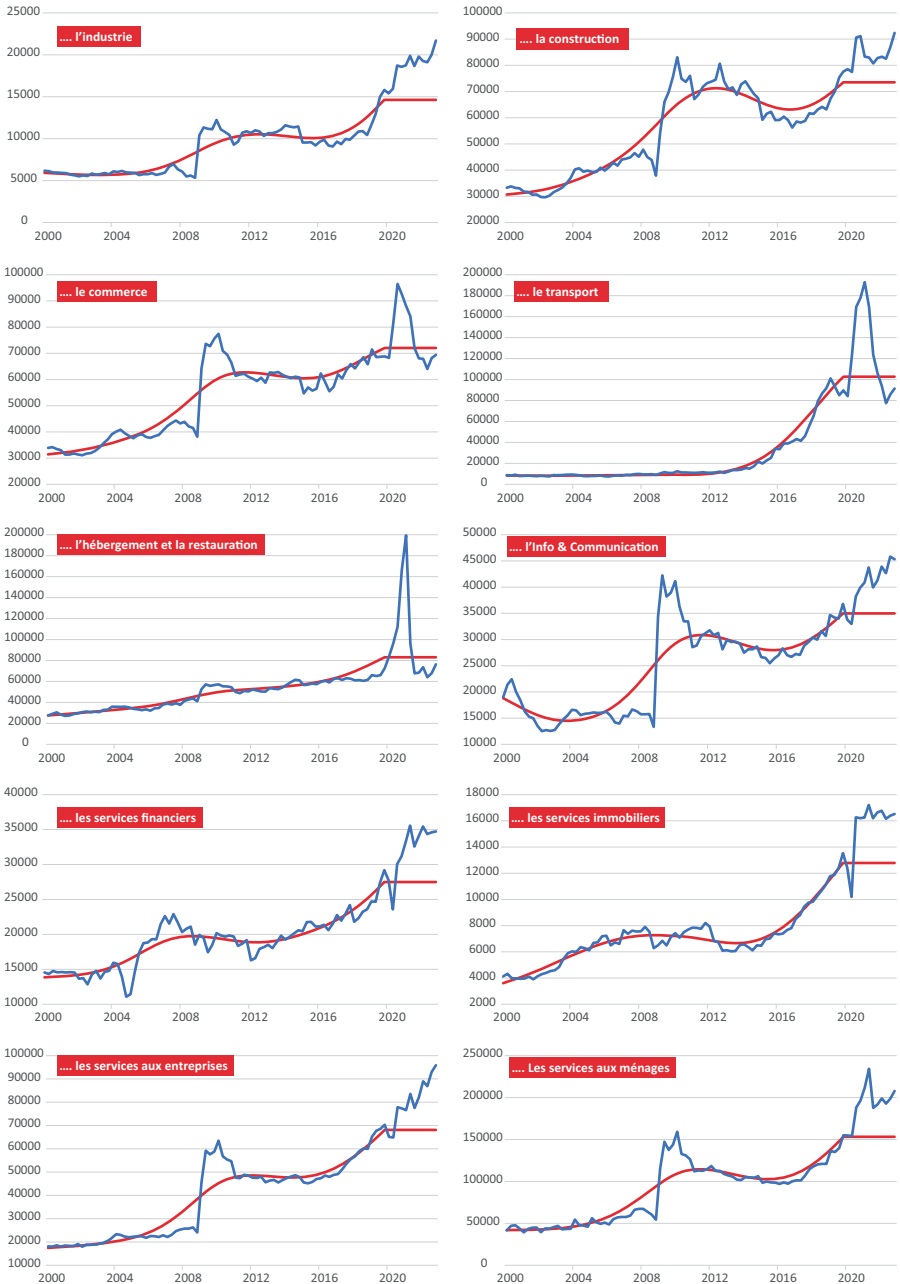
Banque de France, INSEE, calculs de l'auteur.

Note de lecture : le taux de défaillance, trait bleu, rapporte les défaillances d'entreprises du secteur à la valeur ajoutée de ce secteur. Le trait rouge représente la tendance issue d'un filtre HP sur l'ensemble de la période et stabilisée à la valeur du quatrième trimestre 2019 sur la période 2020-2022.

ANNEXE 4. Écart cumulé du taux de défaillance d'entreprises dans ...



ANNEXE 5. Taux de créations d'entreprises (trait bleu) et sa tendance (trait rouge) dans ...



INSEE, calculs de l'auteur.

Note de lecture : le taux de créations, trait bleu, rapporte les créations d'entreprises du secteur à la valeur ajoutée de ce secteur. Le trait rouge représente la tendance issue d'un filtre HP sur l'ensemble de la période et stabilisée à la valeur du quatrième trimestre 2019 sur la période 2020-2022.

ANNEXE 6. Écart cumulé du taux de créations d'entreprises dans ...

