

# Les délocalisations jouent-elles encore un rôle dans le déclin de l'emploi industriel ?

## *Does Offshoring Still Play a Role in the Decline in Manufacturing Employment?*

Camille Beaurepaire\* et Victor Laviolle\*\*

---

**Résumé** – Les délocalisations suscitent régulièrement un fort intérêt des pouvoirs publics et des médias, notamment en raison de leur rôle dans le déclin de l'emploi industriel. Elles restent cependant difficiles à quantifier, du fait de la multiplicité des définitions possibles. Cet article actualise les travaux déjà effectués dans la littérature, tout en proposant un cadre méthodologique rénové plus performant d'identification des délocalisations, à partir de méthodes de *machine learning* appliquées à l'enquête Chaînes d'activité mondiales (CAM) de l'Insee. Notre analyse sur la période 1995-2018 met en évidence une légère baisse du nombre d'entreprises ayant délocalisé depuis la crise de 2009. Nous montrons que ces délocalisations sont procycliques et décrivons les caractéristiques des emplois et des entreprises concernées. Une estimation économétrique causale du nombre moyen d'emplois délocalisés chaque année permet de conclure à la persistance du rôle macroéconomique des délocalisations dans la dynamique de l'emploi industriel français.

**Abstract** – Government authorities and the media regularly show great interest in offshoring due to its role in manufacturing employment's decline, in particular. However, it remains difficult to quantify company offshoring given that it can be defined in multiple ways. This article updates the literature's previous research while proposing a new and improved methodological framework for identifying offshoring, based on machine learning methods applied to INSEE's Chaînes d'activité mondiales (CAM) survey. Our analysis, which covers 1995–2018, shows that the number of offshoring companies has decreased slightly following the global financial crisis of 2009. We show that offshoring is procyclical and describe the characteristics of the offshored jobs and offshoring companies. A causal econometric estimate of the annual average number of jobs offshored indicates offshoring's continuing macroeconomic influence on the dynamics of French manufacturing employment.

---

JEL : F23, F66

Mots-clés : délocalisations, industrie, chaînes de valeur globales, apprentissage supervisé

Keywords: offshoring, industry, global value chains, supervised learning

\*Insee, CMH ; \*\*DGE. Correspondance : [camille.beaurepaire@insee.fr](mailto:camille.beaurepaire@insee.fr)

Nous tenons à remercier Ange Mucchielli et Lise Gerbaud pour leur travail de revue de littérature et de compilation des sources existantes sur le sujet des délocalisations et relocalisations en France, ainsi qu'Abdel Khiati et Vincent Dortet-Bernadet pour leur travail sur l'identification des changements économiques de Siren et Siret à partir des DADS. Merci à Vincent Lapègue, Christophe Meilhac et Alexis Loublier pour leurs conseils ; ainsi qu'à Lionel Fontagné, Sébastien Roux, Dominique Goux, François-Xavier Dussud et tous les membres des séminaires au cours desquels ce travail a été présenté, pour leurs commentaires sur notre travail en cours. Merci également aux deux rapporteurs anonymes de la revue.

Reçu en août 2022, accepté en avril 2023.

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: Beaurepaire, C. & Laviolle, V. (2023). Does Offshoring Still Play a Role in the Decline in Manufacturing Employment? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 540, 21–42. doi: 10.24187/ecostat.2023.540.2101

Depuis 1974, le poids de l'industrie dans l'économie a très largement reculé en France : elle ne représente plus que 3.2 millions d'emplois en 2018, contre 5.8 millions en 1974. Une partie de ce recul peut être attribuée au phénomène de délocalisation : le transfert par des entreprises de capitaux ou d'emplois dans des régions offrant un avantage compétitif. Dans le secteur tertiaire, moins touché que l'industrie par les délocalisations, certaines activités de services, telles que les centres d'appels, sont également concernées.

Depuis le début des années 1990 et l'affaire « Hoover »<sup>1</sup> (Chanteau, 2003), le phénomène des délocalisations est l'enjeu de débats récurrents, faisant de lui un « problème public » au sens de Gusfield (2009). Pour autant, le phénomène reste difficile à quantifier. De nombreux travaux ont cependant déjà démontré le caractère limité des suppressions d'emploi dues aux délocalisations : de l'ordre de quelques dizaines de milliers par an, variant selon les estimations. Elles sont donc loin d'expliquer à elles seules la désindustrialisation des emplois français (Demmou, 2010), également due aux gains de productivité ou à l'externalisation d'une partie des activités vers le secteur des services.

Leur impact sur l'économie peut cependant excéder les destructions d'emploi directes qu'elles induisent. Jennequin *et al.* (2017) montrent qu'à l'échelon local, elles peuvent engendrer des chocs asymétriques déstabilisant l'économie territoriale. Le fractionnement induit des chaînes de valeur peut également constituer une fragilité pour l'ensemble des secteurs en aval, comme l'ont montré Gerschel *et al.* (2020) avec l'exemple du choc de la pandémie de Covid-19 en Chine.

Quantifier l'ampleur des délocalisations reste donc un enjeu scientifique pour la compréhension de nos économies, dont la pandémie de Covid-19 a révélé la dépendance aux chaînes de valeur internationales. C'est néanmoins une tâche complexe et dépendante des méthodes et des définitions adoptées. Et les études existantes n'ont pas adopté les mêmes, rendant délicates les comparaisons géographiques, sectorielles ou temporelles. L'objet de cet article est de contribuer à cette littérature en quantifiant le poids économique des délocalisations en France entre 1995 et 2018, avec une méthodologie renouvelée et unifiée.

La première section de l'article présente la littérature sur les délocalisations et l'estimation de leur contribution au déclin de l'emploi industriel. La seconde section présente les données : nous

avons recours à l'enquête Chaînes d'activité mondiales (CAM) de l'Insee. Celle-ci interroge un échantillon d'entreprises sur les éventuelles délocalisations qu'elles ont opérées entre 2009 et 2011. Nous mobilisons également des données comptables et douanières. Nous construisons un modèle de détection des délocalisations et l'estimons sur les données de l'enquête CAM, pour la période triennale 2009-2011. Nous l'utilisons ensuite pour quantifier le nombre de délocalisations chaque année sur la période 1995-2018 – en faisant l'hypothèse d'une invariabilité des prédicteurs de la délocalisation (section 3). La section 4 présente les résultats : l'évolution du phénomène des délocalisations, les secteurs et tailles d'entreprises les plus concernés, ainsi que les destinations géographiques les plus fréquentes. La section 5 est dédiée à l'estimation du contenu en emploi des délocalisations et à la description des caractéristiques de ces emplois.

## 1. Revue de littérature

### 1.1. Enjeux de définition

La diversité des approches adoptées pour appréhender le phénomène des délocalisations tient tant à la multiplicité des définitions retenues qu'à celle des méthodologies employées.

Le concept de délocalisation peut être entendu de manière plus ou moins large. Ainsi, Fontagné & Lorenzi (2005) se fondent sur une définition stricte de la délocalisation entendue comme « la fermeture d'une unité de production en France, suivie de sa réouverture à l'étranger, en vue de réimporter sur le territoire national les biens produits à moindre coût, et/ou de continuer à fournir les marchés d'exportation à partir de cette nouvelle implantation ». Dans cette acception, une délocalisation se manifeste par la fermeture d'un établissement, la réduction des effectifs employés en France et par la création ou le renforcement d'une filiale à l'étranger.

Cependant, une définition plus large est nécessaire à la prise en compte du mouvement d'externalisation, caractérisant certaines stratégies d'entreprise depuis plusieurs décennies, et qui consiste pour un producteur à transférer et confier certaines activités à un fournisseur ou un sous-traitant. Cette dimension est intégrée par Aubert & Sillard (2005), qui définissent une délocalisation comme la « substitution de production étrangère à une production française,

1. En 1993, Hoover, une filiale du groupe américain Maytag, transfère les activités de son établissement situé en France dans une usine en Écosse, entraînant la suppression 600 emplois. Ce cas, fortement médiatisé, se trouve fixé comme l'archétype de la délocalisation (Chanteau, 2003).

résultant de l'arbitrage d'un producteur qui renonce à produire en France pour produire ou sous-traiter à l'étranger ». C'est cette définition qui est explicitement mobilisée dans le questionnaire de l'enquête CAM de l'Insee. La délocalisation d'une activité y est définie comme le « transfert total ou partiel de cette activité de la France vers l'étranger, cette activité étant auparavant réalisée par l'entreprise elle-même ou par une autre entreprise (sous-traitant par exemple) ». À des fins pratiques, c'est donc cette définition qui sera retenue dans cet article.

## 1.2. Enjeux de méthode

Demmou (2010) propose une quantification des délocalisations à partir de la mesure de l'impact des échanges commerciaux sur l'emploi industriel : il s'agit d'estimer les effets des variations du solde de la balance commerciale sur le contenu en emplois industriels de ces échanges. Toutefois, elle obtient des résultats relativement différents selon qu'elle applique une approche comptable, qui constitue selon elle un minorant (le commerce extérieur expliquerait 13 % des destructions d'emplois dans l'industrie entre 1980 et 2007 ; représentant 9 000 pertes d'emplois industriels par an), ou une approche économétrique (l'évolution des échanges extérieurs expliquerait 39 % des destructions d'emplois dans l'industrie), soit, selon l'auteure, une « estimation [...] assez peu précise ».

D'autres approches économétriques utilisent des données macroéconomiques ou sectorielles pour quantifier l'effet des délocalisations : Malgouyres (2018) mesure les effets du commerce international sur l'emploi et montre qu'entre 2001 et 2007, 13 % des pertes d'emplois manufacturiers

s'expliqueraient par la concurrence des importations chinoises, ce qui représente une perte de 90 000 emplois dans le secteur manufacturier et de 190 000 emplois dans les autres secteurs.

Aubert & Sillard (2005) identifient quant à eux les délocalisations à partir de données individuelles d'établissements : ils détectent les délocalisations quand l'emploi de l'établissement diminue ou disparaît et que les importations du groupe auquel il appartient augmentent pour les biens auparavant produits en France. De façon similaire, la méthode retenue dans cet article consiste à repérer des « présomptions de délocalisation ». Nous répliquons la méthode proposée par Aubert & Sillard (2005), à des fins de comparaison. D'autres méthodes de quantification indirecte ont également été mises en œuvre : à partir de l'analyse de l'évolution des importations (De Gimel, 2005), ou encore de l'évolution des effectifs des filiales à l'étranger (Drumetz, 2004).

Malgré la diversité des approches adoptées, les différents auteurs concluent à un impact relativement faible des délocalisations à l'échelle macroéconomique, tant en termes d'opérations que d'emplois concernés. Selon Aubert & Sillard (2005), environ 95 000 emplois industriels auraient été supprimés en France, entre 1995 et 2001, suite à des délocalisations à l'étranger, soit en moyenne 13 600 chaque année (ou jusqu'à 19 300 selon leur paramétrage le plus pessimiste). Avec une définition plus stricte de la délocalisation, Fontagné & D'Isanto (2013) n'en dénombrent que 6 600 par an.

Les principales estimations disponibles pour la France évaluent les destructions d'emplois

Tableau 1 – Principales études estimant le nombre de délocalisations pour la France

Étude	Méthode	Champ et période	Résultats
Aubert & Sillard (2005)	Présomptions de délocalisations à partir des réductions d'effectifs et de l'accroissement des importations	Industrie (1995-2001)	13 600 emplois par an
Demmou (2010)	Approche macroéconomique		9 000 emplois par an
Bonnal & Bouba-Olga (2011)	Analyse des opérations d'investissement et de désinvestissement en France	2009-2010	7 250 emplois par an
J. Arthuis (2005)	Estimations à partir d'entretiens individuels extrapolés à l'aide des importations sectorielles	2006	8 000 emplois
Fontagné & D'Isanto (2013)	Exploitation de l'enquête statistique CAM	2009-2011, entreprises de plus de 50 salariés	6 600 emplois par an
Lécrivain & Morénillas (2019)	Exploitation de l'enquête statistique CAM-PME	PME de plus de 50 salariés, 2014-2016	300 emplois par an
Chanteau (2008)	Veille documentaire (Bref Rhône-Alpes, Bodacc, enquêtes hebdomadaires)	Rhône-Alpes, 1993/1997/2003	0.15 % des établissements par an

causées par les délocalisations entre 6 000 et 13 500 par an (tableau 1), soit un impact macro-économique qui peut paraître limité. Cependant, celles-ci sont susceptibles d'affecter spécifiquement une région ou une branche d'activité, et ainsi de provoquer des chocs asymétriques, perturbant d'autant plus les chaînes de valeur globales que celles-ci ont tendance à se complexifier.

On peut déplorer l'absence de reproduction régulière d'une même méthode, qui permettrait de suivre l'évolution des délocalisations dans le temps. La multiplicité des méthodes, de même que des périmètres sur lesquels portent les estimations, limite les possibilités de comparaison. De même, le faible nombre de comparaisons de méthodes à périmètre donné ne permet pas de les étalonner selon leur tendance à sur- ou sous-estimer le phénomène.

## 2. Données

### 2.1. L'enquête CAM et la mesure de la délocalisation

L'enquête Chaînes d'activité mondiales (CAM) 2011 de l'Insee a interrogé un échantillon d'environ 6 500 entreprises sur leurs éventuelles délocalisations opérées entre le 1<sup>er</sup> janvier 2009 et le 31 décembre 2011<sup>2</sup>. Le champ couvert est celui des unités légales actives, marchandes et exploitantes au 31 décembre 2012, employant 50 salariés ou plus fin 2008, implantées en France et dont l'activité principale est classée dans les secteurs correspondant aux sections B à N (hors K) de la nomenclature Nace Rév.2, soit l'ensemble de l'industrie, de la construction et du commerce, ainsi que la plupart des autres activités de services, hormis la finance et l'assurance.

La délocalisation est définie comme un « transfert de production nationale vers l'étranger [pouvant] prendre différentes formes : transfert vers une filiale implantée à l'étranger ; transfert vers une société appartenant à un autre groupe, non filiale et sise à l'étranger ; transfert vers une société implantée à l'étranger et n'appartenant pas au groupe dont relève la société qui délocalise ; abandon d'un sous-traitant national au profit d'un sous-traitant étranger ». Cette définition est plutôt large, prenant en compte la sous-traitance, contrairement à Fontagné & Lorenzi (2005), mais cependant moins extensive que celle de certains auteurs, comme Arthuis (1993), qui inclut la « non-localisation ».

Des statistiques descriptives sur les délocalisations d'activités entre 2009-2011 telles que mesurées par l'enquête CAM sont présentées dans Fontagné & D'Isanto (2013) : 4.2 % des

unités légales du champ ont délocalisé entre 2009 et 2011. Selon ces auteurs, les grandes entreprises, les entreprises exportatrices, celles des secteurs industriels ou de l'information et de la communication, et celles possédant des filiales à l'étranger délocalisent plus souvent que les autres.

### 2.2. Données complémentaires

En complément, et afin de disposer d'informations sur les caractéristiques des entreprises année par année, nous mobilisons trois autres sources de données : le Fichier approché des résultats d'Esane (Fare) de l'Insee, qui contient les informations comptables issues des liasses fiscales des entreprises françaises, mises en cohérence avec des informations provenant de l'enquête sectorielle annuelle ; des données douanières relatives aux importations des entreprises françaises<sup>3</sup> ; et des données de l'ILO (International Labor Office) sur les salaires moyens dans différents pays.

En s'inspirant en cela du travail d'Aubert & Sillard (2005), nous calculons des taux d'évolution des différentes caractéristiques des entreprises sur la période triennale 2009-2011.

Nous retenons in fine quatre groupes de variables explicatives :

- des ratios d'évolution de variables comptables et le taux d'évolution de l'emploi (sur la triennale) ;
- des ratios d'évolution de variables douanières (sur la triennale) ;
- des indicatrices de taille (3 modalités) et de secteur (5 modalités)<sup>4</sup> (ex ante de la triennale) ;
- des ratios salariaux (ex ante) comparant le salaire moyen en France avec le salaire moyen du pays depuis lequel l'unité légale importe le plus de biens (totaux ou spécifiques) ex post de la triennale.

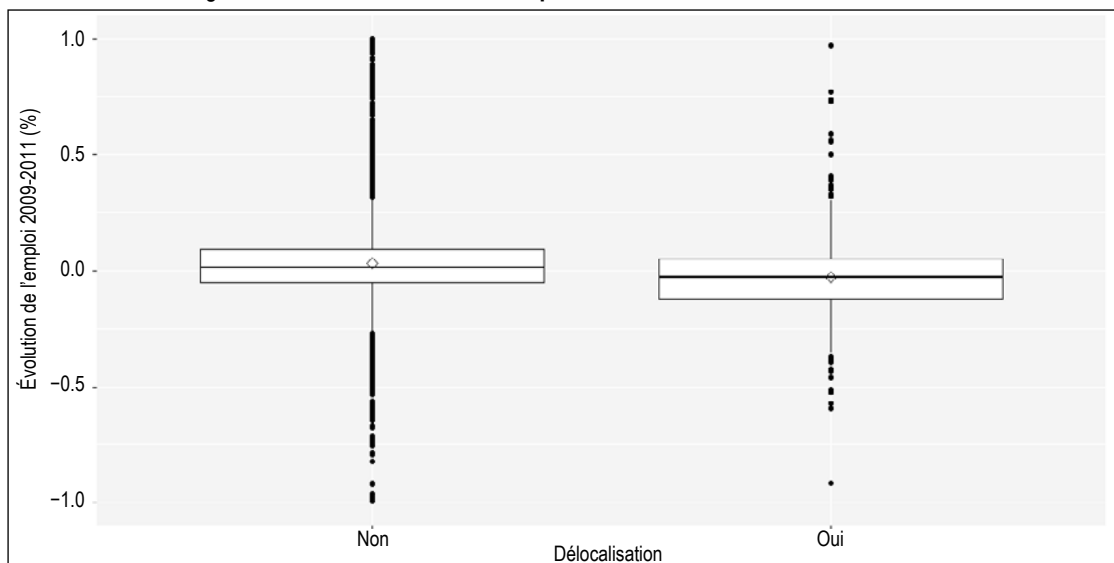
Les figures I à III représentent la distribution des trois variables explicatives présentant le plus fort pouvoir explicatif dans les modèles estimés dans la section 3.

2. Question S2Q3. Nous regroupons les modalités de délocalisation envisagée mais non réalisée et d'absence de délocalisation.

3. Ces données sont par nature imparfaites pour étudier les délocalisations : malgré les divers redressements, un certain nombre de flux intra-européens ne sont pas correctement comptabilisés. Le pari méthodologique de cet article est de contourner cette limite en combinant les variables douanières à d'autres variables explicatives : c'est leur combinaison qui permettra de mieux prédire les délocalisations. Pour les variables douanières, on distingue les importations de biens spécifiques des importations totales de biens : les biens spécifiques sont définis comme les biens correspondant à l'activité principale exercée par l'unité légale.

4. BE (industrie) / FZ (construction) / GI (commerce, transport, hôtellerie et restauration) / JKL (information et communication, finance, immobilier) / MN (activités spécialisées, techniques, scientifiques, soutien administratif).

Figure I – Taux d'évolution de l'emploi selon le recours à la délocalisation



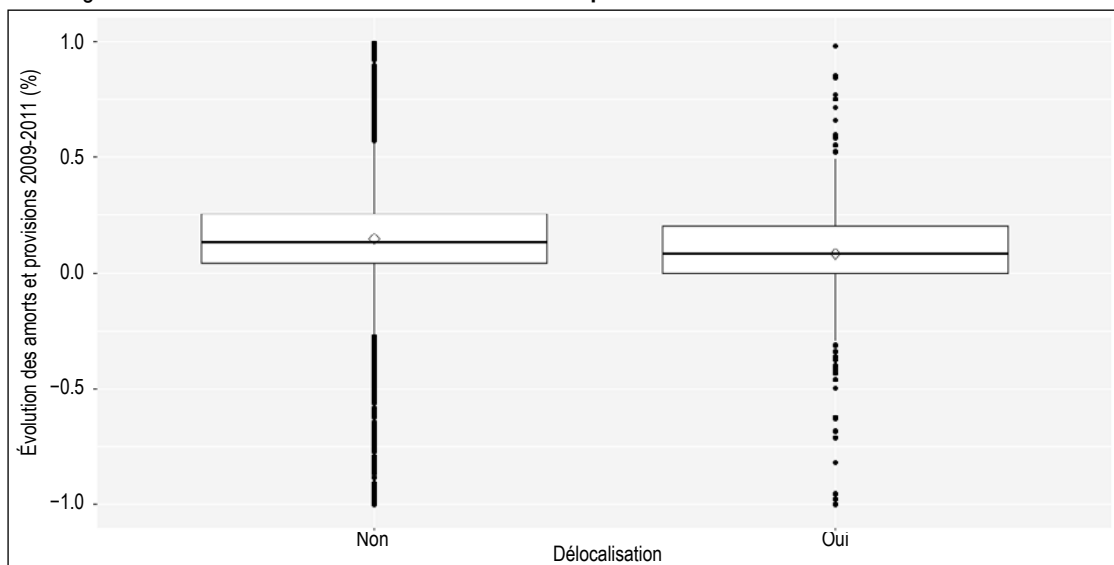
Lecture : les figures I, II et III représentent graphiquement la distribution des variables explicatives sous forme de diagrammes en boîte. Un rectangle est tracé entre le premier et le troisième quartile et coupé par la médiane. La « boîte » ainsi tracée est complétée d'un segment représentant, à ses extrémités, les valeurs adjacentes supérieure et inférieure de la distribution.  
Source : enquête CAM, Fare, Insee.

La figure I montre que, conformément à l'intuition d'Aubert & Sillard (2005), les entreprises ayant délocalisé ont en moyenne une évolution de l'emploi négative, tandis que la moyenne pour les entreprises n'ayant pas délocalisé est légèrement positive. De la même façon, les premier et troisième quartiles et la médiane de la distribution de l'évolution d'emploi sont plus élevés pour les entreprises n'ayant pas délocalisé que pour celles ayant délocalisé, même si les deux distributions se chevauchent.

En moyenne, les entreprises ayant délocalisé une partie de leurs activités sur la période 2009-2011

voient leurs amortissements et provisions augmenter dans une moindre mesure que les autres (figure II). En comptabilité, un amortissement permet de prendre en compte l'usure, le vieillissement et le rythme d'utilisation d'un bien (machine, ou véhicule par exemple). Afin de faciliter son éventuel renouvellement, une déduction correspondant à cette usure est comptabilisée chaque année sur la valeur du bien. Similairement, les provisions constatent la dépréciation d'un matériel comptabilisé en inventaire et sont déduites du compte de résultat. Le fait que les amortissements et provisions

Figure II – Taux d'évolution des amortissements et provisions selon le recours à la délocalisation



Source : enquête CAM, FARE, Insee.

augmentent moins pour les entreprises délocalisant peut s'interpréter par exemple comme un moindre investissement dans des biens matériels en prévision de la délocalisation de certaines activités.

De même, les impôts et taxes payés en France diminuent en moyenne pour les entreprises ayant délocalisé, alors qu'ils augmentent légèrement pour les autres (figure III). Ceci peut s'expliquer par la diminution du volume de la production sur le territoire national suite à une délocalisation.

Le tableau 2 présente les corrélations conditionnelles (calculées par régression logistique) entre l'existence d'une délocalisation et certaines variables explicatives retenues dans les modèles présentés en section 3. La prise en compte de possibles effets non linéaires par les modèles d'apprentissage explique la non-significativité des coefficients de régression logistique pour certaines variables de prédiction.

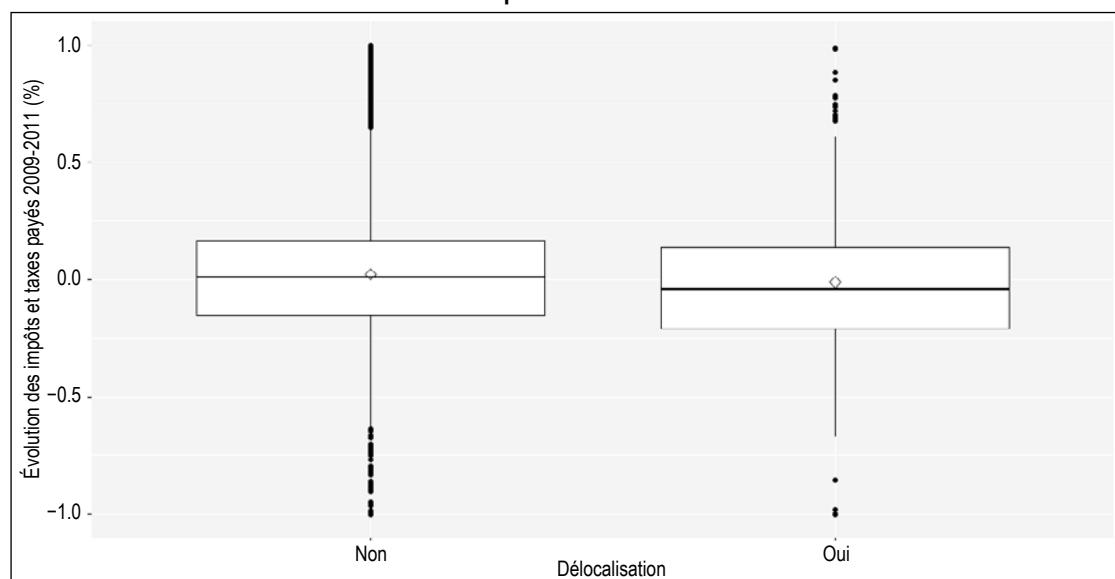
La régression logistique ne nous sert ainsi pas comme outil de repérage de potentiels effets

causaux, mais permet de bien décrire les entreprises qui délocalisent dans l'échantillon de l'enquête CAM : ce sont plutôt des entreprises pour lesquelles on observe *ceteris paribus* une augmentation de la production, de l'investissement financier et des effectifs ; ainsi qu'une diminution des importations, des impôts de production et des immobilisations corporelles. Les corrélations positives entre le fait d'avoir délocalisé et l'évolution des effectifs salariés et de la production vendue, qui pourraient sembler contre-intuitives, peuvent s'expliquer par le fait que les entreprises ayant délocalisé sont en moyenne des structures en croissance avec les moyens d'investir. Cette idée est développée dans la section 4.2.

### 3. Modèle et stratégie de détection des délocalisations

Nous proposons ici une stratégie consistant à calibrer un modèle permettant de prédire les délocalisations à partir de données de délocalisations effectivement observées. Une fois calibré, le modèle est utilisé pour prédire des

Figure III – Distribution de l'évolution des impôts et taxes payés en France (%) en fonction de la présence d'une délocalisation



Source : enquête CAM, Insee.

Tableau 2 – Modèle logistique : corrélations conditionnelles avec l'existence d'une délocalisation

Variable	Sens de la corrélation	p-valeur
Évolution de la production vendue	+	<0.0001
Évolution de l'investissement financier	+	0.0007
Évolution des effectifs salariés (personnes physiques)	+	0.0022
Évolution de la valeur ajoutée	-	0.044
Évolution des importations spécifiques	-	0.43
Évolution des impôts de production	-	0.81
Évolution des immobilisations corporelles	-	0.96

délocalisations sur les périodes où on ne les observe pas. Nous comparons les performances de différents modèles afin de retenir le plus précis.

### 3.1. Au-delà d'Aubert & Sillard

Par son approche microéconomique et son ampleur, le travail d'Aubert & Sillard (2005) est aujourd'hui une référence pour la quantification des délocalisations en France. Leur modèle permet aux auteurs de repérer une « présomption de délocalisation » dès lors qu'une unité légale voit son emploi baisser de plus de 25 % et, de façon concomitante, ses importations de biens spécifiques augmenter (proportionnellement à l'arrêt de production en France).

Nous pouvons tester la pertinence de leur modèle d'identification des délocalisations sur les unités légales répondant à l'enquête CAM. Sur la figure IV, chaque point correspond à une unité légale de l'enquête CAM : celles en gris foncé délocalisent, celles en gris clair non. Les axes correspondent aux deux variables explicatives d'Aubert & Sillard (2005) : leurs présomptions de délocalisations se trouvent ainsi dans le quadrant bas-droite.

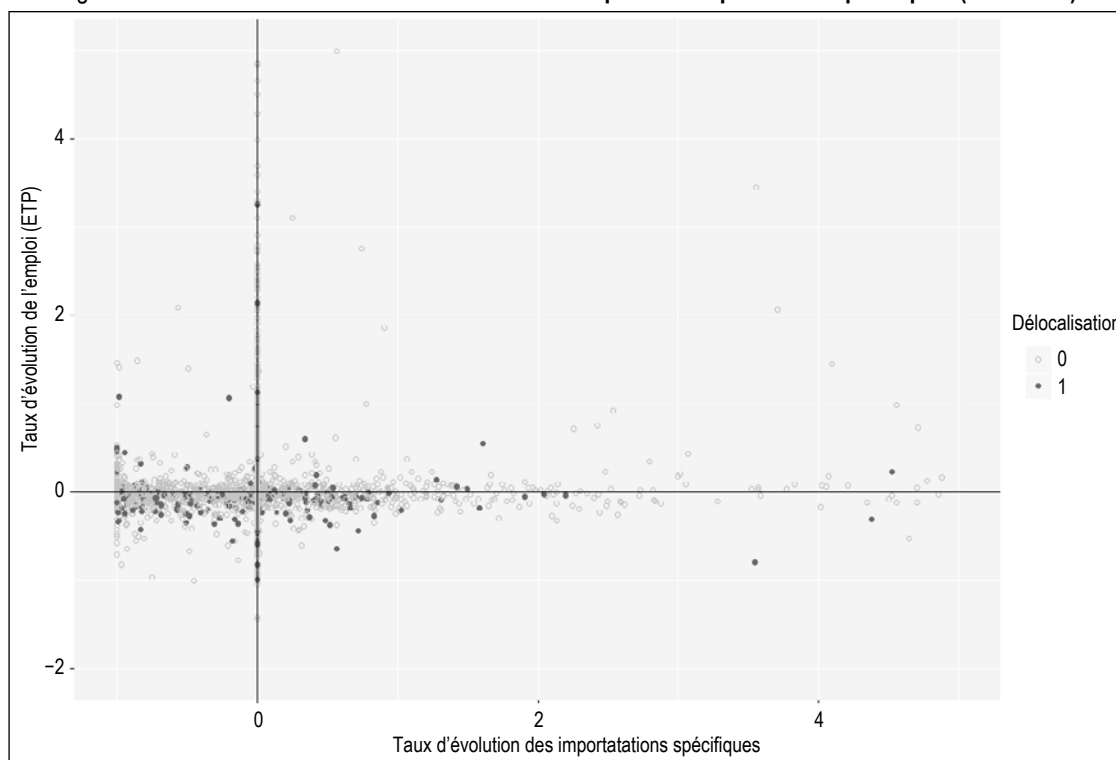
Dans les faits, contrairement aux hypothèses retenues par Aubert & Sillard (2005), de nombreuses unités légales ont eu recours à la délocalisation,

sans avoir connu une baisse de leur emploi et une augmentation de leurs importations spécifiques. Plusieurs raisons peuvent expliquer cela :

- nous raisonnons au niveau des unités légales et les délocalisations sont le plus souvent le fait d'unités multi-établissements. Une unité légale peut tout à fait avoir délocalisé un établissement et embauché dans d'autres établissements, conduisant à une évolution positive de l'emploi total ;
- le contexte macroéconomique déprimé des années 2009-2011 est sans doute un facteur en lui-même de baisse de l'emploi, y compris pour des entreprises n'ayant pas délocalisé ;
- les importations spécifiques peuvent ne pas augmenter après une délocalisation, si cette dernière correspond à un chaînon de production qui n'entre pas dans l'activité principale de l'unité légale ; ou si ces importations spécifiques transitent désormais par un sous-traitant français dont les flux avec l'unité légale délocalisant n'apparaissent pas dans les données des douanes.

Si cette représentation graphique n'invalide pas pour autant la méthode retenue par Aubert & Sillard (2005), le développement des modèles statistiques détaillés ci-après permet une analyse plus fine et une meilleure prédiction des délocalisations.

Figure IV – Délocalisations selon les évolutions d'emploi et d'importations spécifiques (2009-2011)



Champ : sociétés des secteurs principalement marchands hors agriculture et finance, dont l'effectif employé était supérieur ou égale à 50 à la fin de l'année 2008.  
Source : enquête CAM, Insee.

### 3.2. Choix du modèle

Les données sur les délocalisations effectives disponibles dans l'enquête CAM permettent d'étendre la méthodologie d'Aubert & Sillard (2005) à d'autres variables explicatives (présentées en section 2.2).

La variable de délocalisation de l'enquête CAM est ici utilisée en tant que variable expliquée pour entraîner les modèles de prédiction. Ces modèles permettent d'étendre les résultats de la triennale 2009-2011 à une plus grande période temporelle. Le plan de sondage de l'enquête CAM, construit pour être représentatif du champ couvert<sup>5</sup>, justifie en partie une telle généralisation.

Nous construisons ainsi un modèle de détection des délocalisations à partir d'un grand nombre de variables explicatives potentielles, dont l'influence sur les délocalisations sera estimée à partir de différents modèles de prédiction. Nous avons retenu les modèles suivants :

- régression logistique, avec fonction de lien log-logistique complémentaire (permettant de capturer des effets d'asymétrie) et sélection *stepwise* AIC des variables explicatives ;
- forêt aléatoire, avec 1 000 arbres et 20 variables retenues aléatoirement pour le choix de chaque nœud (sur 30 variables explicatives) ;
- modèle de forêt XGBoost (*boosting* sur arbres CART, taux d'apprentissage de 1, prise en compte de l'inégale composition de l'échantillon en termes de délocalisations, profondeur maximale des arbres de 20, 1 seule itération de *boosting*, *subsample* de 0.63 ; et 3 000 arbres lancés en parallèle) ;
- implémentation de la méthode d'Aubert & Sillard (2005), en multipliant les seuils (plutôt que d'en retenir un arbitrairement comme leur méthodologie initiale) – ce qui permet d'estimer les seuils optimaux.

Le paramétrage de ces algorithmes a été réalisé par comparaison des performances de prédiction – nous n'avons retenu par simplicité que l'algorithme le plus performant au sein de chaque famille de modèles.

Pour estimer chacun de ces modèles, nous séparons l'échantillon de l'enquête CAM en

deux-sous échantillons. Le premier, constitué de 90 % des unités légales répondantes, sert à la sélection du modèle. Il est lui-même partagé en deux échantillons (un échantillon dit d'apprentissage, regroupant 80 % de ces unités légales, et un échantillon-test, regroupant les 20 % restants), de sorte que chacun des deux ait la même proportion d'unités légales délocalisant. Les modèles sont estimés ou « entraînés » sur l'échantillon d'apprentissage, et leurs performances de prédiction comparées sur l'échantillon-test. Le second échantillon, dit de validation (10 % des unités légales répondantes), est réservé pour l'estimation non biaisée des scores de prédiction du modèle finalement retenu. Pour chaque modèle, l'ensemble des variables explicatives présentées en section 2.2 sont mobilisées comme *inputs*.

La figure V présente les performances relatives de ces modèles au moyen de courbes ROC<sup>6</sup>, et le tableau 3 détaille les aires sous la courbe (AUC) associées.

Le modèle de forêt aléatoire affiche la plus importante aire sous la courbe ROC (AUC – *area under the curve*), et compose la majeure partie de l'enveloppe convexe des courbes ROC : c'est le modèle présentant les meilleures performances de prédiction. C'est donc celui que nous retenons dans la suite de l'article<sup>7</sup>. Par ailleurs, une

5. Il s'agit d'un sondage stratifié : 213 strates obtenues par croisement du secteur et de la classe d'effectifs salariés, avec tirage aléatoire « systématique » dans chaque strate. Les unités légales de plus de 250 salariés ont été interrogées exhaustivement du fait de leur poids économique (elles représentent 61.3 % des unités de l'échantillon).

6. Les courbes ROC (pour receiver operating characteristic) sont un outil graphique permettant de comparer les performances de prédiction de différents modèles. Sur la figure V, chaque modèle est représenté par une courbe. À ce stade, pour chaque unité légale de l'échantillon-test, chaque modèle renvoie une probabilité de délocalisation. Selon le seuil discriminant retenu (au-delà duquel on décide d'une délocalisation, en deçà on décide de son absence), le modèle aura de plus ou moins bonnes spécificité et sensibilité (respectivement : taux de vrais négatifs sur vrais négatifs et faux positifs ; taux de vrais positifs sur vrais positifs et faux négatifs). En bas à gauche, la spécificité est maximale et la sensibilité nulle : le seuil discriminant est fixé à 1, il n'y a donc pas de positifs (donc pas de faux positifs, donc une spécificité valant 1). En haut à droite, la sensibilité vaut 1 et la spécificité est nulle : le seuil discriminant est fixé à 0. L'enjeu est alors de choisir à la fois un seuil discriminant et un modèle qui permettent d'obtenir un bon arbitrage entre spécificité et sensibilité. C'est la courbe qui s'approche le plus du coin haut-gauche qui présente les meilleurs résultats de prédiction. L'aire sous la courbe ROC (AUC) est un score variant entre 0 et 1 quantifiant cette performance de prédiction : on la veut supérieure à 0.5 (la première bissectrice correspond au modèle du strict hasard).

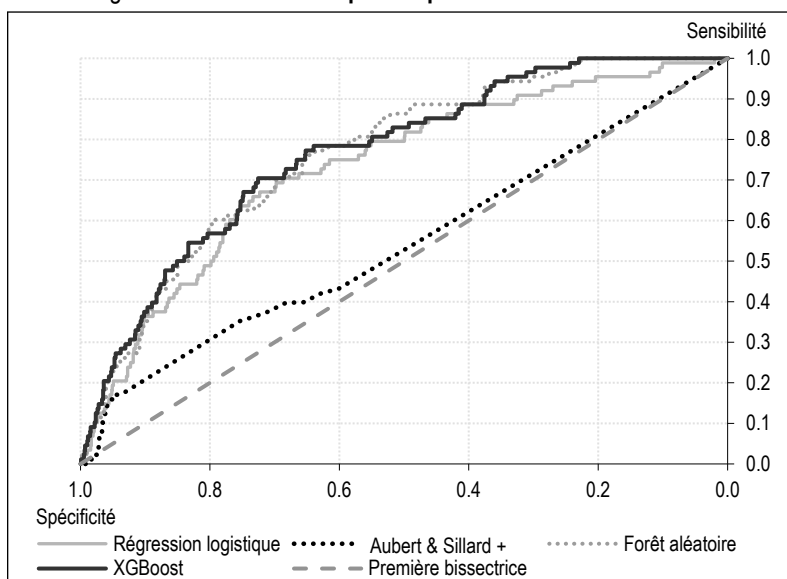
7. Par la suite, certains des résultats exploiteront des intervalles de confiance des pourcentages de prédiction, construits selon la méthode de l'infinésimal jackknife : voir Wager et al. (2014) et Mentch & Hooker (2016).

Tableau 3 – Performance prédictive des modèles (aires sous la courbe ROC)

	Aire AUC	Aire AUC (modèle 2008)
Régression logistique (cloglog, <i>stepwise</i> )	0.73	0.73
Forêt aléatoire	0.80	0.78
XGBoost	0.78	0.77
Méthode d'Aubert & Sillard	0.54	0.54



Figure V – Courbes ROC pour la prédiction de délocalisation



Lecture : pour une spécificité de 0.8 le modèle de régression logistique prédit les délocalisations avec une sensibilité de 0.5.  
 Source : Insee, Fare et CAM – DGDDI, Douanes.

spécificité sur les données du millésime 2008 de Fare oblige à construire une forêt aléatoire avec quelques variables en moins pour les triennales 2008-2010 et 2006-2008, mais son aire sous la courbe ROC ne baisse que de quelques points de pourcentage (voir la deuxième colonne du tableau 3).

Sur la figure V, on vérifie que le modèle proposé par Aubert & Sillard (2005) était fondé, mais que l'on peut l'améliorer. La courbe en pointillés associée à leur modèle est en effet supérieure à la première bissectrice (score AUC de 0.54), mais ses performances de prédiction sont inférieures à des modèles intégrant plus de variables explicatives et permettant de les combiner librement. Le modèle que nous retenons assure donc une qualité de prédiction des délocalisations meilleure que le leur.

### 3.3. Tests de validité externe

Notre modèle est donc sélectionné à partir de délocalisations observées entre 2009 et 2011. Son utilisation pour prédire les délocalisations sur toute la période 1995-2018 repose sur une hypothèse forte d'invariabilité temporelle des prédicteurs de la délocalisation. Or le contexte macroéconomique de la période 2009-2011 est particulier, c'est celui d'une récession, au cours de laquelle les comportements de délocalisation risquent d'être singuliers. Cependant, au moment de la réalisation de ce travail, il n'existait pas de données comparables portant sur d'autres périodes : l'enquête CAM 2020, qui portera sur les délocalisations de 2018-2020, n'était pas encore disponible. Nous sommes donc

contraints de nous en tenir à nos modèles de prédiction estimés dans un contexte macroéconomique de dépression, qui expose à un risque d'extrapolation abusive de caractéristiques singulières de l'échantillon d'apprentissage (ce que la littérature en *machine learning* dénomme « surapprentissage »). La validité à d'autres dates (validité externe) du modèle de forêt aléatoire que nous retenons peut en partie être testée.

Premièrement, nous confrontons l'échantillon d'unités légales délocalisant déduit de notre modèle à la base de données sur les délocalisations effectives de la société de veille Trendeo : cette base est construite par veille documentaire dans la presse quotidienne et régionale, et est à ce titre très largement incomplète. Cependant, à l'inverse, on peut faire l'hypothèse que les délocalisations recensées dans cette base sont des délocalisations avérées (même si subsistent des enjeux de définition), et vérifier combien de ces délocalisations sont prédites par notre modèle. Sur la période 2009-2018 (socle commun entre notre période d'étude et la base Trendeo), 78 % des délocalisations identifiées par Trendeo sont bien comptabilisées comme des délocalisations par notre modèle de forêt aléatoire. Ce résultat est rassurant quant au calcul des flux macroéconomiques associés aux délocalisations (section 4), car les grandes entreprises comptent mécaniquement comme une part importante des valeurs agrégées.

Deuxièmement, nous mobilisons l'enquête CAM-PME 2016, un millésime particulier de l'enquête CAM dont le champ est restreint aux

seules PME de plus de 50 salariés. En estimant notre modèle de forêt aléatoire sur cet échantillon, nous prédisons uniquement 20 % des délocalisations effectives (contre un maximum de 42 % sur les données CAM 2011, voir la section 3.4). Le score AUC calculé sur cet échantillon CAM-PME est uniquement de 0.58.

Ces deux tests fournissent donc des résultats ambivalents : notre modèle présente de bonnes performances de prédiction sur la base Trendeo et n'est que médiocre sur la base CAM-PME. Comment l'interpréter ? Une partie des différences de performance est probablement lié à la taille des entreprises : notre modèle reconnaît correctement les cas les plus évidents de délocalisations de gros sites industriels, recensés par la presse et apparaissant donc dans la base Trendeo ; mais il détecte moins facilement les délocalisations de PME, recensées par CAM-PME. À cet effet lié à la taille s'ajoute

certainement un effet conjoncturel, lié à la modification du contexte macroéconomique entre 2009-2011 et 2014-2016 (périodes sur lesquelles les entreprises étaient interrogées respectivement dans CAM et dans CAM-PME), sans qu'il soit possible de démêler l'un de l'autre<sup>8</sup>.

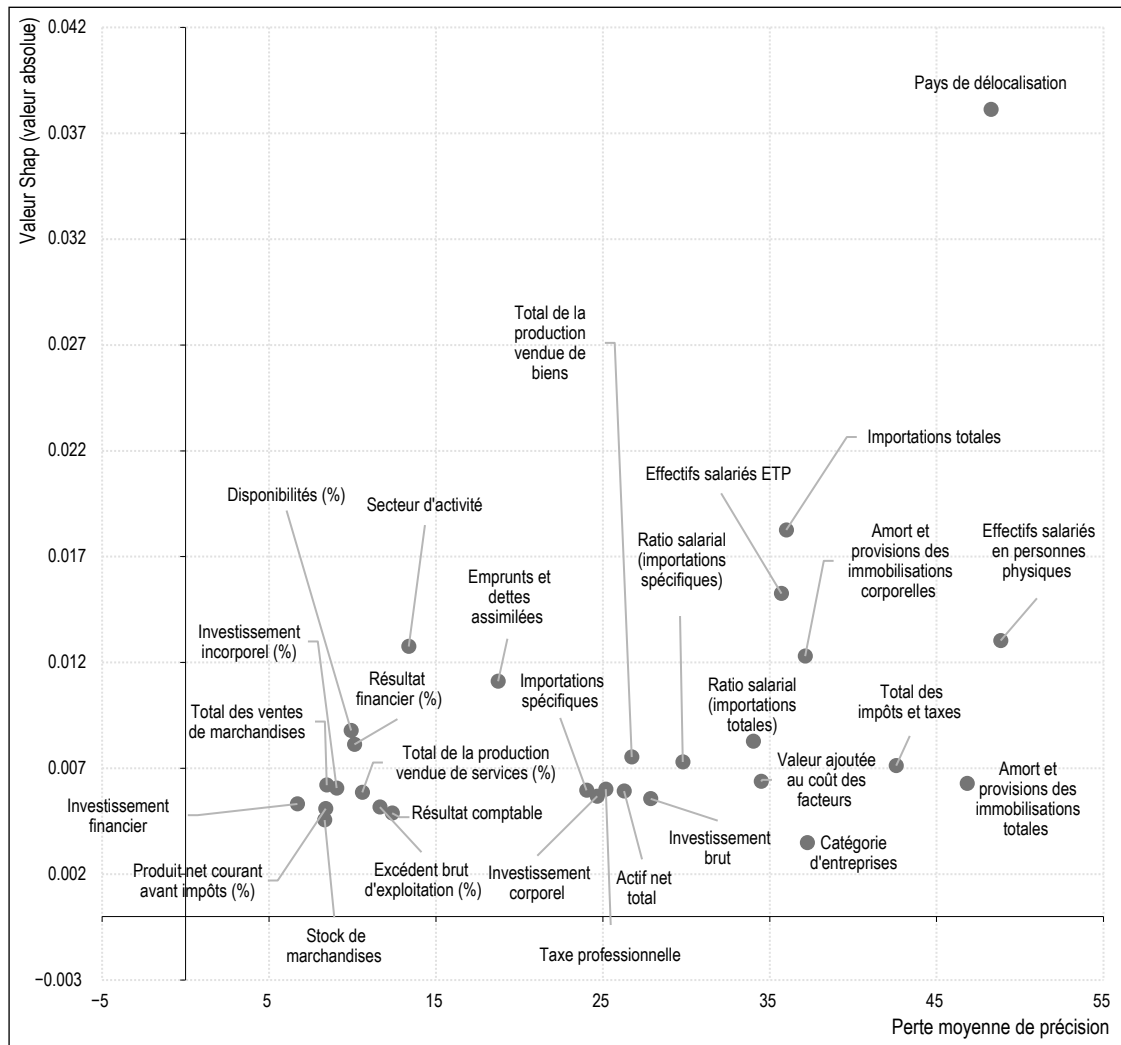
### 3.4. Le modèle de forêt aléatoire retenu

La figure VI présente deux scores d'importance des différentes variables explicatives dans la forêt aléatoire<sup>9</sup>. Plus leur valeur est élevée, plus

8. À ce titre, les méthodes prédictives de machine learning ne peuvent se substituer à la réalisation récurrente d'enquêtes de statistique publique. C'était en partie le pari de cet article : faire fi du manque d'enquête annuelle sur les délocalisations en extrapolant les résultats d'une enquête ponctuelle (CAM). Les tests de validité externe réalisés sur Trendeo et surtout CAM-PME témoignent des difficultés d'une telle entreprise.

9. Le score représenté en abscisses donne une indication de la perte de qualité de prédiction si l'on retirait la variable de l'ensemble des variables explicatives. Le score représenté en ordonnées est la valeur Shap, qui donne une indication sur la contribution de chaque variable au résultat de prédiction.

Figure VI – Importance des variables explicatives dans la forêt aléatoire



Lecture : la variable de l'évolution des ETP a le plus d'importance dans le modèle au sens de la perte moyenne de précision, puisque sa suppression comme variable explicative fait diminuer la précision moyenne de 48.8.  
Source : Insee, Fare et CAM – DGDDI, Douanes.

la variable contribue à la détermination de la délocalisation. Les variables jouant le plus sont ainsi dans l'ordre : l'évolution d'emploi (en personnes physiques), le pays depuis lequel sont issues les importations de bien spécifique ex post, l'évolution des amortissements et provisions, l'évolution des impôts et taxes payés en France, la catégorie d'entreprise.

Le modèle de forêt aléatoire peine cependant à prédire avec certitude une délocalisation (aucune des probabilités estimées de délocaliser ne dépasse 0.6) et prédit, sur l'échantillon-test, beaucoup de délocalisations pour des entreprises n'ayant dans les faits pas délocalisé (faux positifs).

On considère donc les trois scénarios suivants pour déterminer si une entreprise a délocalisé. Le scénario central fixe le seuil de probabilité au-delà duquel une entreprise sera considérée comme délocalisant de façon à estimer le bon nombre de délocalisations (soit 6.1 % des unités légales de l'échantillon-test). Ce scénario est donc plausible en termes de nombre de délocalisations prédites, mais soumis au risque d'une forme de surapprentissage. Deux scénarios supplémentaires sont implémentés, de façon à prédire respectivement 50 % moins (scénario bas) et 50 % plus (scénario haut) de délocalisations sur l'échantillon-test. Les seuils de probabilité au-delà desquels on considère qu'il y a délocalisation sont ainsi de 0.154 pour le scénario bas, 0.217 pour le scénario central et 0.285 pour le scénario haut<sup>10</sup>.

Les pourcentages de bonnes prédictions parmi les délocalisations prédites sont plus élevés dans le scénario bas (tableau 4). C'est donc

celui-ci que nous retiendrons lorsqu'il s'agira d'obtenir des informations plus précises sur les caractéristiques des délocalisations (en termes de secteur, de taille d'entreprise, etc.), sans chercher à estimer le nombre précis de délocalisations.

Le tableau 5 présente différents scores de qualité de prédiction des trois scénarios : le scénario haut retrouve 42.0 % des vraies délocalisations, au prix d'une perte de spécificité ; le scénario bas permet quant à lui d'avoir une bonne spécificité (97.5 %), mais retrouve moins de vraies délocalisations (17.0 %).

#### 4. Résultats sur les délocalisations prédites

##### 4.1. Des délocalisations industrielles, majoritairement à destination de l'Europe

À partir des variables retenues dans le modèle, chaque unité légale se voit attribuer une probabilité de délocalisation sur les triennales<sup>11</sup> de 1995-1997 à 2016-2018 grâce au modèle de forêt aléatoire ; puis une présomption de délocalisation ou non selon les scénarios (bas/central/haut) et leurs intervalles de confiance, qui ont des seuils de prédiction de délocalisation différents.

Le nombre de délocalisations une année donnée est calculé comme la moyenne des délocalisations présumées sur les trois triennales qui l'incluent.

10. Pour le modèle des triennales 2006-2008 et 2008-2010, les seuils sont 0.225 (scénario central) ; 0.294 (scénario bas) ; 0.150 (scénario haut).

11. Le raisonnement est fait en triennales car c'est ainsi qu'est construite l'enquête CAM : la question exploitée dans son questionnaire (et sur laquelle sont entraînés les modèles de prédiction) interroge sur la présence d'une délocalisation au cours des trois années passées.

Tableau 4 – Matrice de confusion des modèles de prédiction (en pourcentages globaux)

	Absence d'une délocalisation dans les faits	Vraie délocalisation dans les faits
Estimation d'une non-délocalisation par le scénario bas	90.7	2.1
Estimation d'une délocalisation par le scénario bas	6.0	1.1
Estimation d'une non-délocalisation par le scénario central	88.7	4.0
Estimation d'une délocalisation par le scénario central	5.4	1.8
Estimation d'une non-délocalisation par le scénario haut	85.9	6.9
Estimation d'une délocalisation par le scénario haut	5.0	2.1

Tableau 5 – Scores de qualité de prédiction des modèles (en pourcentages)

	Scénario bas	Scénario central	Scénario haut
Sensibilité	93.8	94.3	94.5
Spécificité	35.0	30.5	23.2
Précision moyenne	91.8	90.5	88.0
Score Kappa	18.2	22.5	19.5
Score F1	95.7	95.0	93.4

Sur la période 1995-2018, chaque année en moyenne dans le scénario central, on estime à environ un millier le nombre des unités légales ayant délocalisé – soit en fermant un de leur site de production pour lui préférer une production étrangère, soit en substituant une production étrangère à un sous-traitant domestique (figure VII). Les scénarios bas et haut encadrent cette estimation (environ 500 unités légales délocalisant par an dans le scénario bas, 1 750 dans le scénario haut). On observe par ailleurs une baisse du volume annuel de délocalisations (-25 %) depuis la crise de 2009 (la moyenne annuelle est de 980 sur la période 1995-2005, et de 730 sur la période 2010-2018).

Parmi ces unités légales, les trois quarts sont des PME, environ un quart des entreprises de taille intermédiaire (ETI), et les grandes entreprises (GE) comptent pour moins de 1 % des unités légales prédites comme délocalisant. Si l'on pondère chaque unité légale par son effectif salarié, chaque catégorie (PME, ETI, GE) compte pour un tiers, en moyenne sur 1995-2018.

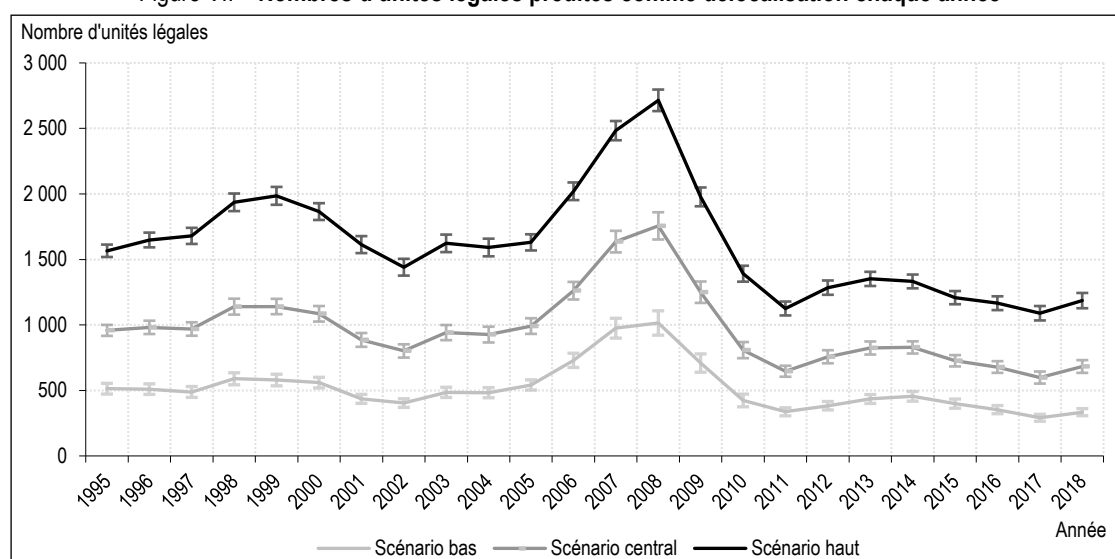
La figure VIII présente la répartition par secteur des entreprises prédites comme ayant délocalisé, pour le scénario bas<sup>12</sup>. Sans surprise, l'industrie représente une grande partie des prédictions de délocalisation. C'est en effet le secteur qui a le plus été impacté par l'extension des chaînes de valeur globales. Hanson (2017) montre qu'au sein de l'industrie manufacturière le phénomène de délocalisations concerne un faible nombre de secteurs : l'industrie automobile, par exemple, qui s'est engagée depuis la fin des années 1990 dans un processus d'adaptation à un marché

international en rapide évolution. Ce processus s'est notamment traduit par une internationalisation des chaînes de valeur entre différents pôles situés en Amérique du Nord, en Europe et en Asie de l'Est. La production combine alors la manufacture de pièces et composants dans des pays à bas salaires et l'assemblage dans des pays à salaires élevés. Malgré l'augmentation tendancielle des délocalisations dans le secteur entre 2000 et 2016, une grande partie des délocalisations vers des pays à faible coût de production sont effectuées par un petit nombre de groupes industriels. Head & Mayer (2019) montrent ainsi que les cinq groupes ayant le plus délocalisé comptent pour la moitié des délocalisations sur la période.

Outre ce poids de l'industrie, reflétant en partie l'internationalisation des chaînes de valeur, un certain nombre de délocalisations concernent des secteurs qui ne sont pas traditionnellement associés aux délocalisations : activités spécialisées (telles que les services de conseil) et de soutien administratif, information et communication. Ce résultat peut en partie être expliqué par la définition large d'une délocalisation retenue dans l'enquête CAM. Depuis le début des années 2000, les délocalisations de services ont connu une expansion rapide. Pisani & Ricart (2016) identifient un total de 79 études académiques portant sur ce sujet, publiées entre 1990 et 2014. Ce type de délocalisation peut présenter des caractéristiques spécifiques, différentes des

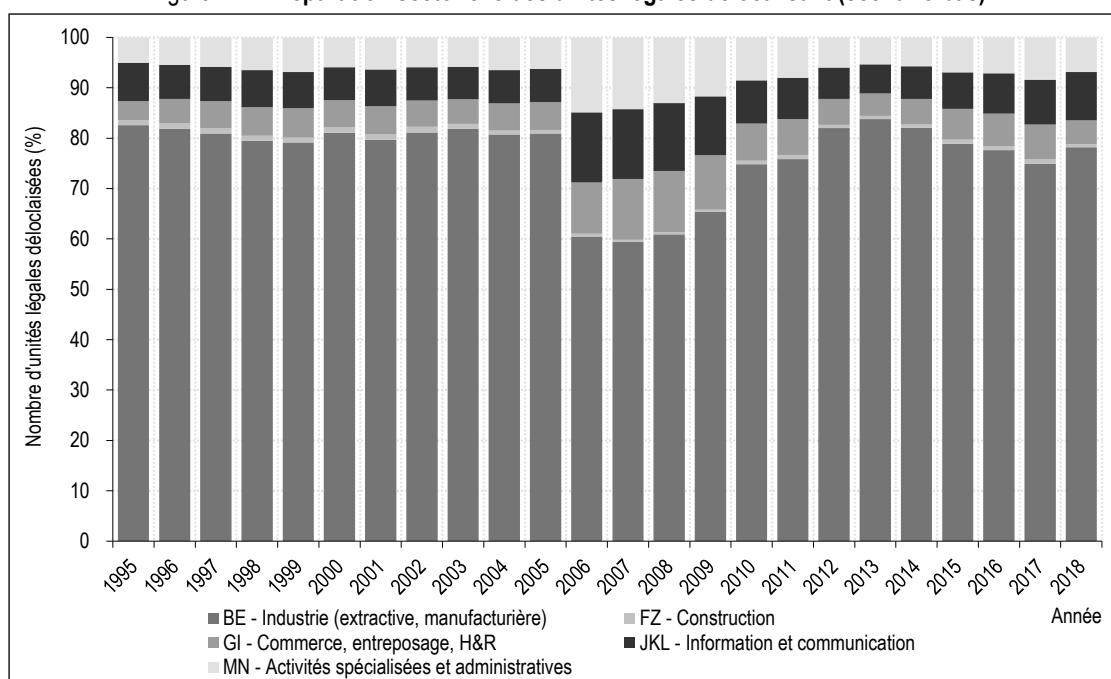
12. Dans ce scénario, la probabilité que l'entreprise prédite comme délocalisant ait véritablement délocalisé est plus élevée que dans les deux autres scénarios, ce qui assure une plus grande fiabilité de la répartition sectorielle.

Figure VII – Nombres d'unités légales prédites comme délocalisation chaque année



Source : Insee, Fare et CAM – DGDDI, Douanes.

Figure VIII – Répartition sectorielle des unités légales délocalisant (scénario bas)



Source : Insee, Fare et CAM – DGDDI, Douanes.

délocalisations industrielles. Doh *et al.* (2009) montrent, sur données américaines, que contrairement à ce qui pourrait être attendu, un pays a plus de chances de constituer une destination pour une délocalisation de services si son salaire moyen est élevé. Le niveau d'éducation, ainsi que les similarités culturelles entre le pays d'origine et de destination sont également des déterminants significatifs de la décision de délocalisation.

Une minorité de délocalisations sont recensées dans des secteurs a priori contre-intuitifs : la construction, le commerce, l'entreposage, l'hébergement et restauration. Si un risque d'erreur dans la prédiction du modèle n'est pas à exclure, il faut cependant noter que parmi les entreprises déclarant avoir délocalisé entre 2009 et 2011 dans l'enquête CAM, 1 % appartiennent au secteur de la construction et 16 % au commerce, à l'entreposage ou à l'hébergement et restauration. Ces cas peuvent se comprendre par la définition large des délocalisations retenue dans l'enquête, intégrant une partie des effets de l'économie transfrontalière ainsi que des changements de sous-traitants (au profit de producteurs étrangers).

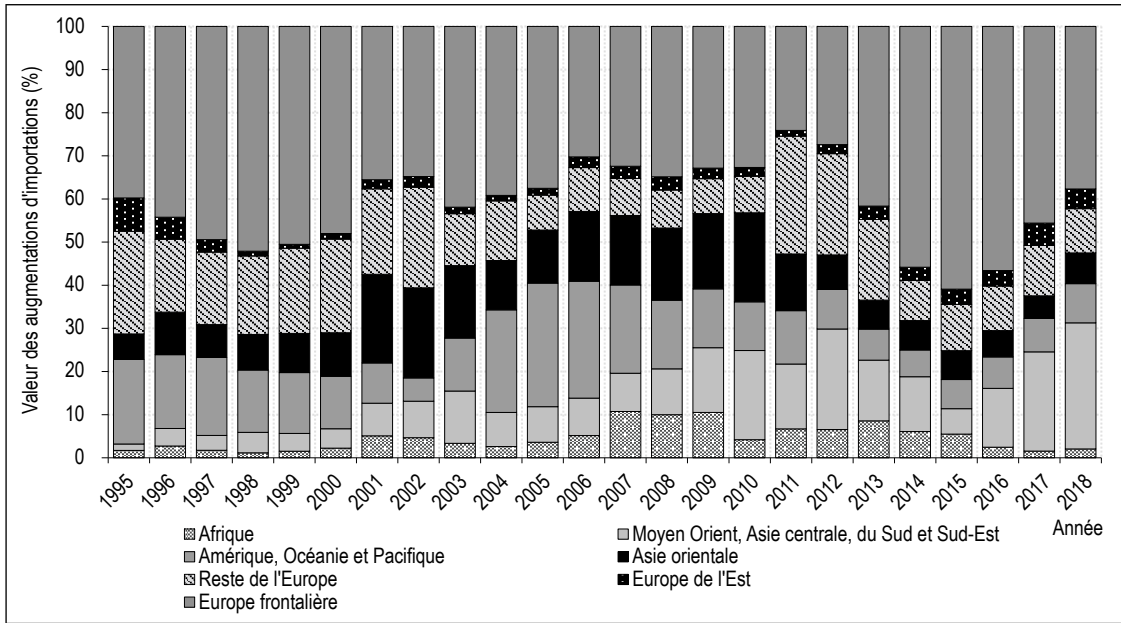
Si le modèle ne permet pas de connaître directement les pays destinataires des délocalisations, il est possible de le déduire de l'observation de l'évolution des flux d'importations des entreprises délocalisant. On fera l'hypothèse que l'entreprise a délocalisé dans le pays pour

lequel ses importations spécifiques ont augmenté le plus sur la période d'étude (importations dites maximales). La figure IX représente l'importance de chaque zone géographique dans le total des délocalisations prédites sur la période, en normalisant par la valeur des flux d'importation constatés.

Une grande partie des délocalisations s'effectuent vers les pays frontaliers : Allemagne, Belgique, Italie. À l'inverse, les pays de l'Europe de l'Est représentent une part faible des délocalisations – l'adhésion de ces pays à l'UE en 2004 ou 2007 ne semble pas avoir augmenté le rythme des délocalisations sur la période étudiée. L'Europe représente la destination majoritaire des délocalisations, toutes périodes confondues : en 2018, plus de la moitié des délocalisations étaient européennes. Ce poids de l'Europe est en partie expliqué par la définition large retenue dans l'enquête CAM pour les délocalisations : celle-ci capte probablement les effets de l'économie transfrontalière. Ce résultat relativise donc le poids des pays à faible coût de production dans les délocalisations, notamment dans l'industrie.

Les délocalisations vers l'Afrique (Maghreb compris) sont peu nombreuses en proportion. Celles vers le Moyen Orient, l'Asie centrale, du Sud ou du Sud-Est ont tendance à augmenter régulièrement sur la période, représentant près d'un cinquième des délocalisations en valeur en 2018.

Figure IX – Répartition des zones géographiques depuis lesquelles les importations spécifiques maximales ont augmenté pour les unités légales délocalisant (scénario bas)



Note : les modalités se lisent de bas en haut pour chaque année (de l'Afrique en bas jusqu'à l'Europe frontalière en haut).  
 Source : Insee, Fare et CAM – DGDDI, Douanes.

Pierce & Schott (2016) attribuent une grande partie du déclin de l'industrie manufacturière américaine à la délocalisation d'activités vers la Chine. Aubert & Sillard (2005) montraient que sur la période 1995-2001, la Chine correspondait en moyenne à 14.1 % des délocalisations industrielles, contre 6.9 % pour les États-Unis. Sur un champ plus large que le leur, nos ordres de grandeur sont similaires sur la période, mais on observe que les parts de l'Asie orientale (où la Chine est majoritaire), ainsi que de l'Amérique (où les

États-Unis sont majoritaires) sont en décroissance tendancielle, pour ne plus représenter qu'une petite minorité des délocalisations en 2018.

La figure X représente la même information au niveau des pays (au lieu de zones géographiques agrégées), en sommant tous les flux de délocalisation sur la période 1995-2018. États-Unis, Chine, mais aussi Allemagne et Belgique, apparaissent en tête des destinations de délocalisation sur cette période.

Figure X – Ampleur économique des délocalisations (via les importations spécifiques maximales), sur la période 1995-2018



Source : Insee, Fare et CAM – DGDDI, Douanes.

#### 4.2. Les délocalisations : un phénomène procyclique ?

Les délocalisations (dont le pouls est donné figure VII) augmentent entre 1998 et 2000 (années de forte croissance), ainsi qu'entre 2006 et 2008 (forte croissance du PIB jusqu'au troisième trimestre de 2008). Les périodes de ralentissement du PIB sont à l'inverse des périodes de reflux des délocalisations : 2002 et 2009-2010. Ces deux éléments pointent donc vers la possible procyclicité du phénomène des délocalisations.

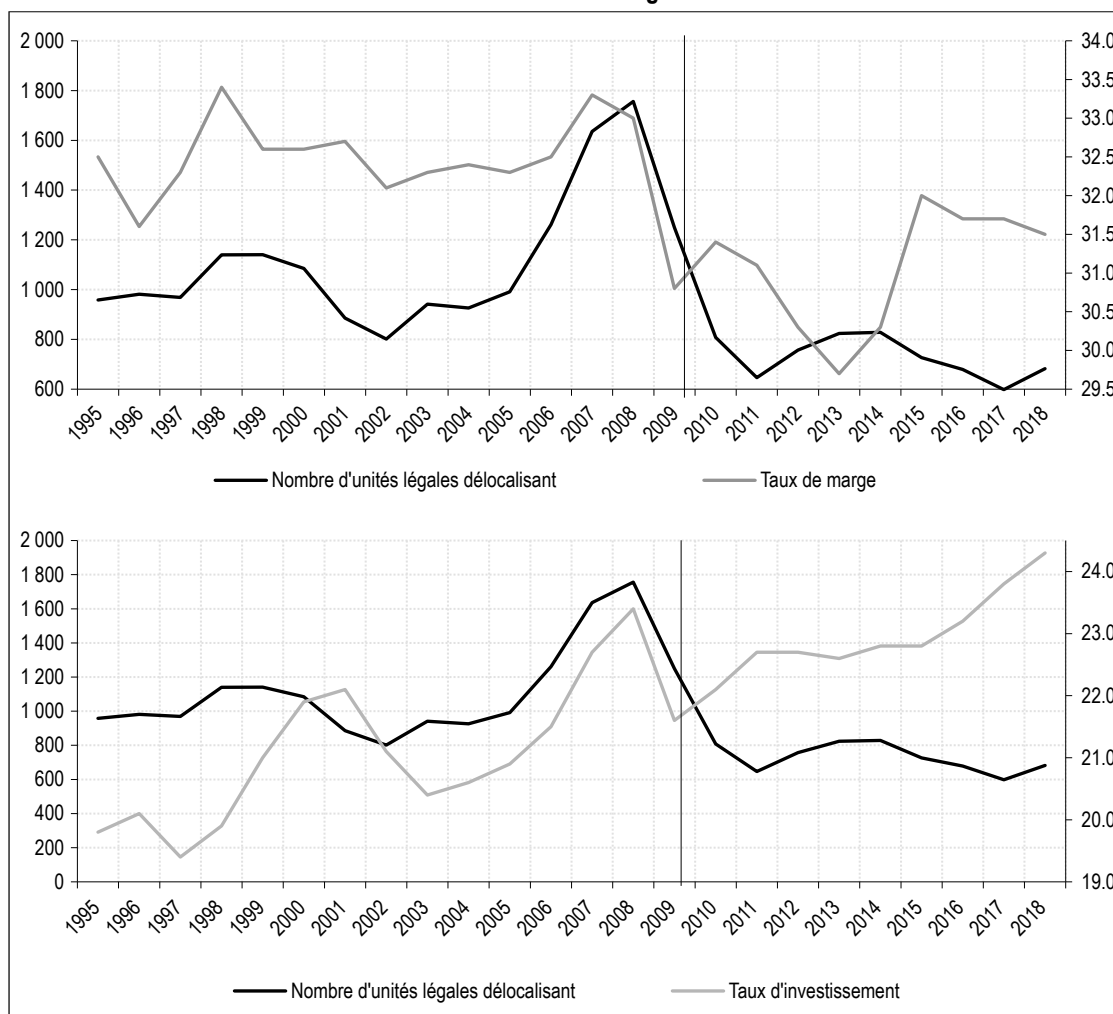
Des pistes de procyclicité des délocalisations sont d'ailleurs avancées par la littérature. Zlate (2016) montre ainsi que la production et la valeur ajoutée des *maquiladoras* mexicaines (usines mexicaines) sont fortement corrélées au cycle de l'industrie manufacturière américaine, sur la période 1990-2007.

Pour tester la procyclicité des délocalisations, nous comparons l'évolution des délocalisations

(scénario central) à celle des taux de marge et d'investissement (figure XI). Sur la période 1995-2009, la corrélation de notre série des délocalisations est de 0.70 avec le taux d'investissement et de 0.35 avec le taux de marge, validant l'hypothèse de procyclicité des délocalisations sur cette période.

Ces corrélations changent suite à la période de crise en 2008-2009 : le taux d'investissement repart et le taux de marge se restaure, mais les délocalisations stagnent. Les corrélations s'inversent ( $-0.35$  et  $-0.66$  respectivement), témoignant d'un changement dans le comportement des entreprises. Plusieurs pistes d'explication sont possibles : une phase durable de désendettement des entreprises, accentuant la frilosité vis-à-vis des investissements à l'étranger ; ou bien le renforcement de la compétitivité-prix française sur la période (modération salariale, politiques de compétitivité comme le CICE).

Figure XI – Comparaison des séries temporelles des délocalisations, du taux d'investissement et du taux de marge



Source : Insee, Fare et CAM – DGDDI, Douanes.

Les délocalisations nécessitent une trésorerie importante dédiée à l'investissement dans une nouvelle « combinaison productive », au sens de Schumpeter (1911) : construire un nouveau site de production à l'étranger demande du temps, des fonds et une capacité de projection dans l'avenir. Trois facteurs qui viennent à manquer dans une période de retournement du cycle, caractérisée de plus par une incertitude radicale<sup>13</sup> dans le cas de la crise de 2008. Une interprétation contraire pourrait être qu'en période de crise, les entreprises ont tendance à se défaire de leurs sous-traitants nationaux pour se tourner vers des sous-traitants étrangers. C'est ce qu'avance Chilimoniuk-Przedziecka (2011). Durant les périodes d'expansion économique, les entreprises préféreraient des opérations de restructuration interne à la restructuration externe (dont la délocalisation).

Au vu de nos résultats, ce comportement est plus que contrebalancé par les arrêts de délocalisations nécessitant un minimum d'investissement. Par ailleurs, il n'est pas certain que ce comportement d'optimisation vis-à-vis des coûts de sous-traitance soit accentué en période de crise : le recours aux sous-traitants étrangers peut tout à fait être justifié en période de forte activité économique, pour les mêmes raisons de coûts.

## 5. Quel contenu en emploi des délocalisations ?

### 5.1. Observer les pertes d'emploi concomitantes de la délocalisation

Raisonnement au niveau des unités légales<sup>14</sup> comme nous venons de la faire est une étape nécessaire, mais insuffisante : nécessaire, car c'est à ce niveau que l'on collecte l'information dans l'enquête CAM, il fallait donc partir de ce niveau pour construire les modèles de prédiction des délocalisations ; insuffisante, car certaines grandes entreprises ont pu ne délocaliser qu'un seul de leurs établissements, ou qu'une partie de leur activité. L'enjeu de cette section est de descendre au niveau de l'établissement ainsi que des emplois pour quantifier plus finement le nombre d'emplois concernés par les délocalisations (en s'inspirant à nouveau d'Aubert & Sillard (2005)).

Pour cela, nous nous appuyons sur les DADS (déclarations annuelles de données sociales). Cette base permet de repérer l'ensemble des établissements et des postes<sup>15</sup> constituant chaque unité légale que notre modèle identifie comme ayant délocalisé. Pour tous les établissements concernés, en s'inspirant d'Aubert & Sillard

(2005), on décide d'une présomption de délocalisation de l'établissement si :

- l'établissement existait en  $t$  et n'existe plus en  $t+2$  ;
- l'établissement a perdu plus de 25 % de ses emplois mesurés en équivalent temps-plein (ETP)<sup>16</sup> entre  $t$  et  $t+2$  (seuil retenu par Aubert & Sillard (2005), car celui-ci était en-dessous d'un écart-type de la moyenne de variation d'emploi).

Ces établissements sont identifiés en prenant en compte d'éventuels changements de Siren et le phénomène de « continuité économique » (reprise d'un établissement et de ses effectifs par une autre unité légale, au sens que lui donne Picart (2008)).

Pour les établissements qui disparaissent, tous leurs emplois sont considérés délocalisés. Pour les établissements ayant perdu plus de 25 % de leurs ETP<sup>17</sup>, chacun des emplois existants en  $t$  est considéré délocalisé à  $x$  % (où  $x$  est le pourcentage d'emplois détruits entre  $t$  et  $t+2$ ).  $x$  fonctionne ainsi comme une pondération. Cette méthode assure que le nombre d'emplois délocalisés correspond exactement au nombre d'emplois perdus entre  $t$  et  $t+2$  (plutôt qu'un calcul par emploi non retrouvé en  $t+2$ , puisque des emplois ont pu entre temps être remplacés).

La figure XII représente l'évolution du nombre d'emplois supprimés suite aux délocalisations entre 2001 et 2018, suivant nos trois scénarios<sup>18</sup>.

13. Knight, 1921 introduit une distinction entre le risque, lorsque la probabilité de chaque événement possible est mesurable, et l'incertitude, lorsqu'une telle quantification des probabilités est impossible. Cette dernière est qualifiée de radicale lorsqu'il est impossible d'établir la liste des événements possibles liés à un aléa.

14. Une unité légale est une entité juridique de droit public ou privé. Cette entité est identifiée par un numéro Siren. Un établissement, identifié par un numéro Siret, est une unité de production géographiquement individualisée, mais juridiquement dépendante de l'unité légale. Une même unité légale peut regrouper plusieurs établissements.

15. La base des DADS permet de distinguer les postes « annexes » des postes « non annexes » : nous n'avons retenu dans cet article que les seconds. Les postes non annexes correspondent aux postes dépassant un certain seuil annuel en matière de rémunération et de volume de travail.

16. Pour ce calcul des ETP, nous procédons de manière standard dans les DADS, en supprimant les postes qualifiés d'annexes, et le secteur de l'intérim.

17. Le nombre d'emplois délocalisés est en fait peu sensible au seuil de 25 % : la plupart des établissements identifiés comme délocalisations ont perdu la totalité de leurs effectifs.

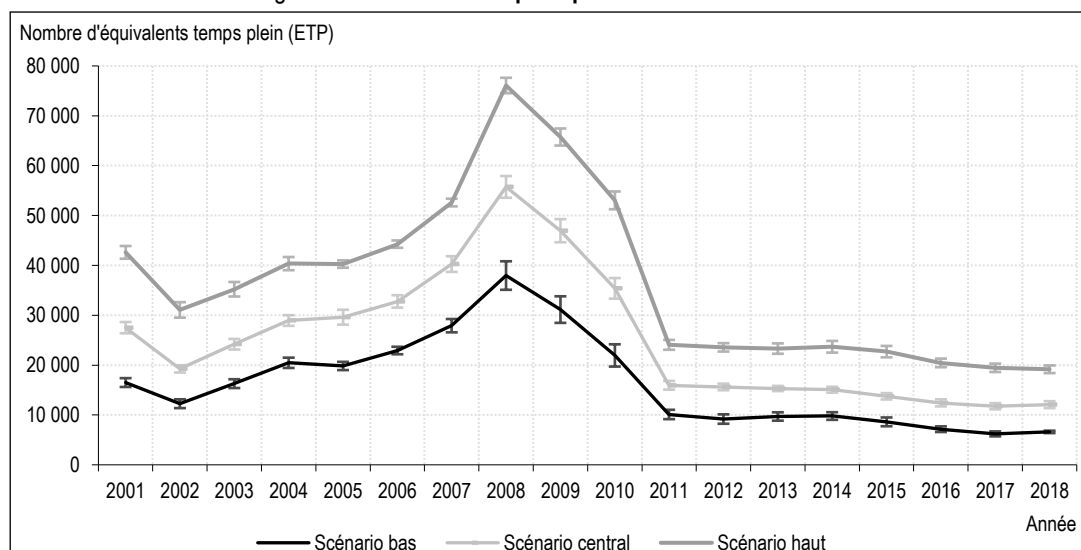
18. Plusieurs ruptures potentielles de série existent, compliquant l'étude des évolutions de la courbe :

- en 2008 : passage de Ficus à Fare. Avant, on constate des approximations comptables sur quelques variables (comme l'investissement financier). Passage également de Naf\_rev1 à Naf\_rev2 (plus détaillée, notamment dans les douanes) : on identifie moins bien les importations spécifiques (surestimation, car on garde tous les codes potentiels de Naf\_rev2) ;
- en 2003 : passage de la nomenclature Naf1993 à Naf\_rev1 (même souci d'approximation dans les codes activité/produit, quoique le changement soit plus mineur) ;

- en 2001 : changement de calcul des ETP dans les DADS. Approximation de l'identifiant salarié dans les DADS : on repère moins bien les continuités d'activité, et on compte moins d'emplois par établissement (les deux effets jouent en sens contraire). Cette rupture majeure justifie qu'on ne remonte pas au delà de 2001 dans nos estimations rétrospectives.



Figure XII – Nombre d'emplois prédits comme délocalisés



Source : Insee, Fare et CAM – DGDDI, Douanes.

Dans le scénario central, l'emploi délocalisé décroît tendanciellement sur la dernière décennie : alors qu'en moyenne sur 2001-2018 25 000 postes ont été supprimés chaque année, seulement 12 000 l'ont été en 2018. Ce chiffre ne prend cependant pas en compte les éventuelles créations d'emploi simultanées, et ne présume pas de la capacité des personnes ayant vu leur emploi délocalisé à retrouver un autre emploi. Ce chiffre reflète en outre uniquement les pertes d'emploi dans l'unité légale concernée (et ne compte pas celles éventuelles chez ses fournisseurs, clients ou sous-traitants).

Dans l'industrie, Aubert & Sillard (2005) identifiaient 13 600 emplois délocalisés par an en moyenne entre 1995 et 2001 (voire jusqu'à 19 400 en faisant varier les paramètres de leur modèle). Nos résultats sont d'un ordre de grandeur similaire, bien que sur un champ légèrement plus large.

## 5.2. Estimer les pertes d'emploi causales par appariement sur score de propension

L'avantage de la méthode précédente réside dans l'identification de postes précis ayant été délocalisés (voir 5.3. pour une étude de leurs caractéristiques). Elle présente néanmoins deux risques de biais. D'une part, un risque de surestimation, car elle attribue toutes les pertes d'emploi observées sur la période à la délocalisation, ce qui n'est pas nécessairement le cas de tous. D'autre part, un risque de sous-estimation, car le nombre des emplois ex post a peut-être recommencé à augmenter suite à la délocalisation intervenue pendant la période.

Une première autre façon d'estimer le nombre d'emplois délocalisés consiste à exploiter

une autre question de l'enquête CAM, où les employeurs ayant déclaré avoir délocalisé indiquent le nombre de postes qu'ils estiment avoir délocalisés<sup>19</sup>. Cette approche permet à Fontagné & d'Isanto (2013) de conclure à la délocalisation d'environ 20 000 emplois en France sur la triennale 2009-2011, tout en mettant en garde contre une surinterprétation de ce résultat s'appuyant sur des déclarations. Cela correspond à une moyenne de 20.1 emplois supprimés par unité légale délocalisant.

Une seconde autre façon consiste à adopter un cadre de raisonnement économétrique causal, en s'inspirant de Hijzen *et al.* (2011). Ces auteurs comparent des entreprises ayant investi à l'étranger à des entreprises comparables (identifiées par une méthode d'appariement), mais n'ayant pas investi à l'étranger, par une méthode de doubles différences. L'une des difficultés est de trouver des entreprises que l'on puisse considérer comme « comparables ». Or l'enquête CAM permet d'identifier, outre les entreprises qui ont délocalisé, celles qui l'ont envisagé sans le faire. Interrogées sur une éventuelle délocalisation entre 2009 et 2011, 4.2 % des unités légales (données pondérées) répondent « oui », 3.1 % « non, mais cela a été envisagé » et 92.7 % « non, et cela n'a pas été envisagé ».

Notre stratégie d'identification consiste ainsi à comparer les entreprises ayant délocalisé à celles ayant envisagé de le faire sans aller jusqu'au bout. Une partie des caractéristiques inobservées

19. La question porte sur le nombre de postes et non le nombre d'ETP.

est ainsi contrôlée (le fait d'avoir été en situation de vouloir délocaliser)<sup>20</sup>. Une fois ces inobservées contrôlées, le fait d'avoir délocalisé reste corrélé à des caractéristiques observées structurelles (secteur d'activité, taille) et à d'autres caractéristiques, plus circonstancielles, liées à la perception des obstacles à surmonter pour délocaliser<sup>21</sup> (informations disponibles dans l'enquête CAM).

Afin de rendre les deux échantillons, d'entreprises ayant délocalisé et d'entreprises ayant envisagé de le faire, plus comparables, nous procédons à un appariement sur le score de propension. Plusieurs méthodes d'appariement seront examinées, afin de vérifier la robustesse de résultats. Dans les 6 méthodes proposées, nous appariions des entreprises présentant les mêmes caractéristiques structurelles et/ou ayant accordé la même importance à trois obstacles dans leur projet de délocalisation (voir note 21). On corrige ainsi strictement les déséquilibres de secteur et de taille (surreprésentation des entreprises industrielles et des GE ou ETI parmi les entreprises délocalisant), ainsi que ceux liés aux différences de perception des obstacles liés à la délocalisation. Le tableau 6 présente pour ces différentes méthodes d'appariement la somme des gains en différences standardisées de proportions entre échantillons initiaux et échantillons appariés (plus ce gain est élevé, plus les échantillons comparés ex post sont semblables sur les caractéristiques contrôlées).

L'estimation en double différence sans appariement estime une perte moyenne de 38 emplois par délocalisation. La surreprésentation des grandes entreprises et de l'industrie parmi les entreprises ayant délocalisé n'est donc pas contrôlée. Or les

grandes entreprises de même que les entreprises industrielles ont tendance à avoir de plus fortes baisses d'emploi sur la période. Quelle que soit la méthode retenue, l'appariement conduit à une estimation moindre de la perte d'emplois par délocalisation. Plus l'appariement est exact sur les variables de contrôle, plus cette estimation diminue : un appariement exact conclut à une perte moyenne de 16 emplois par délocalisation.

Le choix de la méthode à retenir résulte d'un arbitrage entre validité interne et externe. Plus l'appariement est exact, plus la validité interne de l'estimation est forte. Mais plus l'appariement est exact, plus l'échantillon contrefactuel est composé des mêmes unités légales, tirées à de multiples reprises, ce qui expose à un risque dit de surapprentissage.

Selon l'arbitrage désiré entre validité interne et externe, une fourchette de valeurs peut être construite pour la perte moyenne d'emplois par unité légale délocalisant (entre 16 par appariement exact et 34 pour l'appariement 1:3 avec remise). Cette fourchette permet de valider ex post la méthodologie détaillée en 5.1, qui estime à 29 la perte moyenne d'emplois par délocalisation (valeur contenue dans la fourchette).

20. Une partie résiduelle de ce qui n'est pas observé subsiste (par exemple l'environnement macroéconomique ou réglementaire du pays de délocalisation envisagé, qui peut influencer sur la capacité finale à délocaliser ou non).

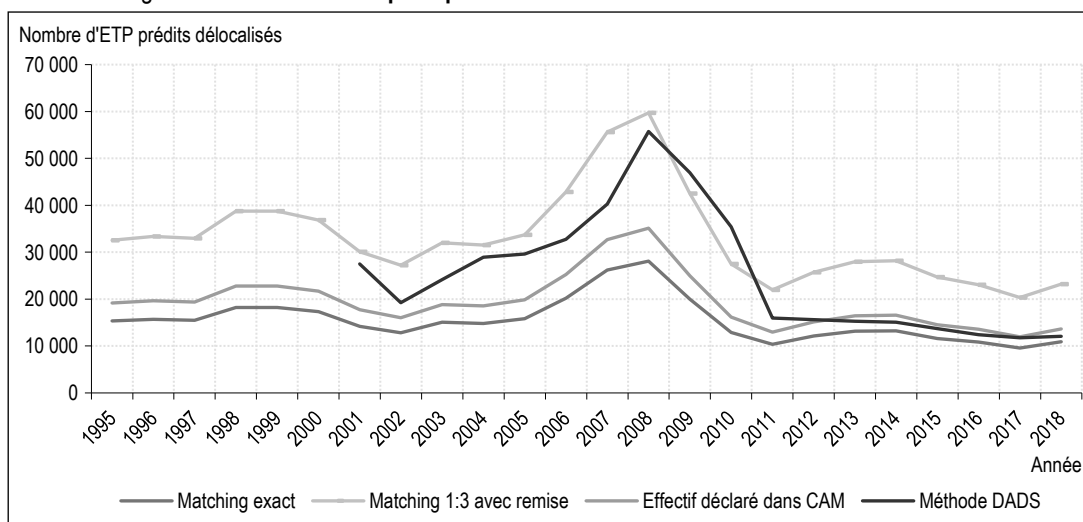
21. Quatorze obstacles différents sont listés dans la question 2.10 du questionnaire de l'enquête CAM. Trois en particulier retiendront notre attention, car ils concernent de façon significativement différente les entreprises délocalisant et celles envisageant de le faire sans l'avoir fait : le « risque sur la violation des brevets et/ou non-respect de la propriété intellectuelle », le « besoin d'une proximité avec les clients actuels », les « difficultés d'ensemble élevées par rapport aux gains attendus ». Les entreprises n'ayant finalement pas délocalisé répondent ainsi plus souvent avoir fait face à ces contraintes que celles ayant délocalisé : d'où l'inclusion de ces variables dans le calcul du score de propension.

Tableau 6 – Comparaison des différentes méthodes d'estimation de la perte d'emploi associée à la délocalisation

Méthode	Perte d'emploi moyenne estimée, par unité légale délocalisant (ATT)	Somme des gains en différences standardisées de proportions (qualité de l'appariement)
Appariement 1:1 sans remise (doubles différences)	-27 ***	< 0
Appariement 1:1 avec remise (doubles différences)	-25 ***	+26
Appariement 1:2 avec remise (doubles différences)	-29 ***	+28
Appariement 1:3 avec remise (doubles différences)	-34 ***	+29
Appariement exact sur la taille et le secteur (doubles différences)	-24 ***	+35
Appariement exact intégral (doubles différences)	-16 *	+41
Doubles différences sans appariement	-38 ***	/
Réponse déclarative dans CAM (nombre de postes délocalisés)	-20	/
Estimation via les DADS (voir partie 5.1)	-29	/

Note : un appariement 1:N signifie que l'on tire N unités légales dans l'échantillon de contrôle (les unités légales n'ayant pas délocalisé mais ayant exprimé le souhait de le faire) pour chaque unité légale de l'échantillon de traitement (les unités légales ayant délocalisé).

Figure XIII – Nombre d'emplois prédits délocalisés suivant la méthode d'estimation



Source : Insee, Fare et CAM – DGDDI, Douanes.

En rapportant cette fourchette au nombre d'unités légales prédites comme délocalisant en partie 4.1, le nombre d'emplois délocalisés en 2018 serait compris entre 11 000 et 23 000 selon la méthode d'appariement retenue (on en prédisait 12 000 à partir des DADS). La figure XIII représente les différentes séries possibles d'emplois délocalisés, selon la méthode retenue.

### 5.3. Emplois délocalisés : des victimes surreprésentées parmi les plus stables

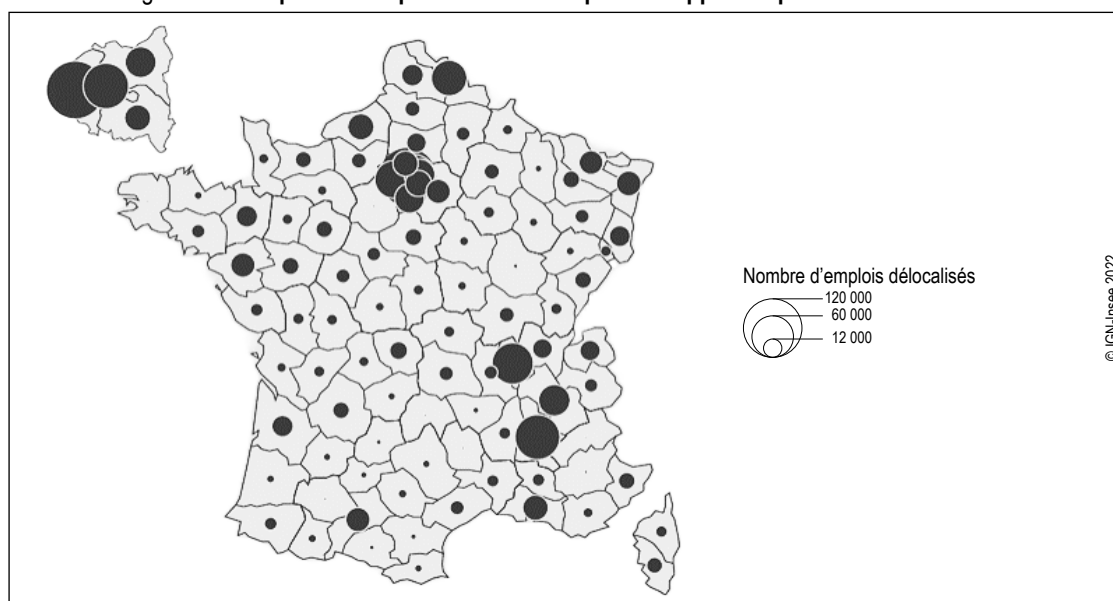
Au-delà de l'estimation du nombre d'emplois concernés par la délocalisation, l'identification précise des emplois concernés via les DADS

(voir la méthode décrite en 5.1) permet d'étudier leurs caractéristiques et leur localisation.

Les départements les plus exposés aux délocalisations sont ceux abritant de grandes villes – en partie parce que ce sont eux qui abritent en proportion le plus d'emplois industriels (figure XIV). Les délocalisations dues à l'économie transfrontalière sont visibles dans les départements frontaliers du nord et de l'est.

Les emplois stables sont légèrement surreprésentés parmi les emplois délocalisés (tableau 7). Les CDI représentent 91 % des emplois délocalisés, contre 87 % du champ général (i.e. le champ de l'enquête CAM). Les emplois

Figure XIV – Répartition départementale des postes supprimés par les délocalisations



Source : Insee, Fare et CAM – DGDDI, Douanes.

Tableau 7 – Caractéristiques des salariés ayant perdu un emploi suite à une délocalisation (%)

Variables	Modalités	Champ général	Postes délocalisés
Catégorie socioprofessionnelle	37 – Cadres commerciaux et administratifs d'entreprise	8	9
	38 – Ingénieurs et cadres techniques d'entreprise	10	13
	46 – Professions intermédiaires administratives et commerciales des entreprises	8	9
	47 – Techniciens	7	10
	48 – Contremaîtres, agents de maîtrise	4	4
	54 – Employés administratifs d'entreprise	9	8
	55 – Employés de commerce	8	4
	56 – Personnels des services directs aux particuliers	2	1
	62 – Ouvriers qualifiés de type industriel	13	19
	63 – Ouvriers qualifiés de type artisanal	4	2
	64 – Chauffeurs	5	2
	65 – Ouvriers qualifiés de la manutention, du magasinage et du transport	4	3
	67 – Ouvriers non qualifiés de type industriel	6	9
	68 – Ouvriers non qualifiés de type artisanal	4	1
	Autre PCS	9	10
Classe d'âge	0-25 ans	11	7
	26-35 ans	28	26
	36-45 ans	29	30
	46-55 ans	24	29
	56 ans et plus	8	8
Statut	Temps complet	87	92
	Temps partiel	13	8
Contrat de travail	CDI	86	91
	CDD	7	5
	Autre type de contrat	6	5
Genre	Homme	67	67
	Femme	33	33

Lecture : les ouvriers qualifiés de type industriel représentent 19 % des postes délocalisés, contre 13 % des postes du champ général.  
Source : Insee, Fare et CAM – DGDDI, Douanes.

à temps complet sont également un peu plus souvent l'objet de délocalisation (92 %, contre 87 % en population générale). Les ingénieurs et cadres techniques d'entreprises sont légèrement surreprésentés dans les emplois délocalisés (13 %, contre 10 % en population générale), de même que les ouvriers qualifiés de l'industrie (19 %, contre 13 % en population générale). Ces surreprésentations s'expliquent en partie par le caractère très industriel des délocalisations et les caractéristiques des entreprises qui décident de délocaliser leur production.

\* \*  
\*

Les délocalisations sont encore aujourd'hui un phénomène économique structurant l'évolution de l'emploi industriel en France. Si elles semblent avoir baissé depuis la crise de 2009 (baisse de 25 % entre les périodes 1995-2005 et 2010-2018), la réindustrialisation observée

en 2017-2018 n'a pas enrayer leur rythme. Présentées comme un enjeu fort et toujours actuel dans le débat public, leur quantification est un enjeu scientifique important.

Dans cet article, nous proposons une méthodologie nouvelle, inspirée de la littérature existante, pour quantifier les délocalisations. Les données de l'enquête CAM de l'Insee, permettant d'identifier des délocalisations effectives au tournant des années 2010, combinées à des données douanières et fiscales, sont utilisées pour construire des modèles prédictifs des délocalisations. L'estimation de ces modèles permet d'estimer un nombre d'entreprises ayant délocalisé chaque année sur la période 2001-2018, dont l'ordre de grandeur confirme les résultats de la littérature.

L'impact des délocalisations sur le déclin de l'emploi industriel est sans doute moins quantitatif que qualitatif, ce qui justifie, par ailleurs, son inscription à l'agenda politique. Le chiffre d'une ou plusieurs dizaines de milliers d'emplois délocalisés annuellement est à apprécier au

regard du nombre des emplois industriels – et toute comparaison ne peut faire l'économie d'une réflexion sur le contrefactuel pertinent (l'absence de délocalisations aurait-elle entraîné la défaillance d'entreprises ?). L'impact qualitatif quant à lui peut s'appréhender en examinant les caractéristiques des salariés dont l'emploi a été délocalisé : ce sont tendanciellement les plus stables qui sont touchés. Les délocalisations participent ainsi du mouvement de « déstabilisation des stables » décrit par Castel (2013). Comme elles concernent prioritairement l'industrie, elles pénalisent une certaine norme d'emploi industriel salarié : plus souvent en CDI, plus souvent en temps complet, plus souvent qualifié.

Les différents tests de validité externe (en comparant nos résultats aux bases Trendeo ou CAM-PME) mettent en garde contre une généralisation trop rapide des résultats, surtout ceux concernant les PME de notre champ d'étude (de plus de 50 salariés). L'utilisation d'un seul

millésime de l'enquête CAM expose ainsi à un risque de surapprentissage du contexte macroéconomique des années 2009-2011 : l'analyse, en correspondant trop précisément à ce contexte, pourrait s'adapter incorrectement sur les autres années. Les futurs millésimes de l'enquête CAM, prévue tous les trois ans à partir de 2020, permettront un calibrage plus précis et à jour des modèles de prédiction des délocalisations.

La construction de séries longues de délocalisations reste un outil intéressant dans une perspective d'aide à la décision. Si cela ne permet pas de prédire à très court terme l'évolution du phénomène (les informations comptables de la base Fare étant mises à disposition plusieurs années après la période qu'elles concernent), elles permettent de raisonner ex post sur l'évaluation de politiques de soutien à la compétitivité. Elles ouvrent également la voie à un approfondissement de la question des déterminants microéconomiques comme macroéconomiques des délocalisations. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Arthuis, J. (2005).** La globalisation de l'économie et les délocalisations d'activité et d'emplois. Rapport d'information N° 416 (2004-2005), tome I, Sénat. <https://www.senat.fr/rap/r04-416-1/r04-416-10.html>
- Arthuis, J. (1993).** *Les délocalisations et l'emploi : mieux comprendre les mécanismes des délocalisations industrielles et des services*. Paris: Éditions d'Organisation.
- Aubert, P. & Sillard, P. (2005).** Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française. In: Insee, coll. Références, *L'économie française : comptes et dossiers édition 2005-2006*, pp. 57–92. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1371891?sommaire=1371896>
- Bonnal, L. & Bouba-Olga, O. (2011).** *Délocalisations et désinvestissements : une analyse empirique des régions « à risque »*. <https://shs.hal.science/hal-00613019/>
- Castel, R. (2013).** *La Montée des incertitudes. Travail, protections, statut de l'individu : Travail, protections, statut de l'individu*. Édition SEUIL.
- Chanteau, J.-P. (2003).** *L'économie, une science de gouvernement ? La construction des délocalisations comme référent des politiques économiques*. [https://www.researchgate.net/publication/5087790\\_L%27economie\\_une\\_sciences\\_de\\_gouvernement\\_La\\_construction\\_des\\_delocalisations\\_comme\\_referent\\_des\\_politiques\\_economiques](https://www.researchgate.net/publication/5087790_L%27economie_une_sciences_de_gouvernement_La_construction_des_delocalisations_comme_referent_des_politiques_economiques)
- Chanteau, J.-P. (2008).** Quantification et analyse stratégique des délocalisations. Une étude empirique sur données d'entreprises. *Revue d'économie industrielle*, 124, 23–50. <https://journals.openedition.org/rei/3936>
- Chilimoniuk-Przedziecka, E. (2011).** Offshoring in Business Services Sector over the Business Cycle: A Case of Growth of the International Cooperation. *Folia Oeconomica Stetinensia*, 10(1), 7–19. [https://www.researchgate.net/publication/227640266\\_Offshoring\\_in\\_Business\\_Services\\_Sector\\_Over\\_the\\_Business\\_Cycle\\_A\\_Case\\_of\\_Growth\\_of\\_the\\_International\\_Cooperation](https://www.researchgate.net/publication/227640266_Offshoring_in_Business_Services_Sector_Over_the_Business_Cycle_A_Case_of_Growth_of_the_International_Cooperation)
- De Gimel, L. (2005).** Repères quantitatifs sur les délocalisations industrielles à partir des relations extérieures avec les pays émergents ou à bas salaires. *Désindustrialisation, délocalisations, rapport du CAE*, 163–187. <https://www.cae-eco.fr/Desindustrialisation-delocalisations>
- Demmou, L. (2010).** Le recul de l'emploi industriel en France entre 1980 et 2007. Ampleur et principaux déterminants : un état des lieux. *Économie et Statistique*, 438, 273–296. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377172?sommaire=1377175>

- Doh, J. P., Bunyaratavej, K. & Hahn, E. D. (2009).** Separable but not equal: The location determinants of discrete services offshoring activities. *Journal of International Business Studies*, 40, 926–943. <http://doi.org/10.1057/jibs.2008.89>
- Drumetz, F. (2004).** La délocalisation. *Bulletin de la Banque de France* 132, 27–42. <https://core.ac.uk/download/pdf/6389559.pdf>
- Fontagné, L. & D’Isanto, A. (2013).** Chaînes d’activité mondiales : des délocalisations d’abord vers l’Union européenne. *Insee Première* N° 1451. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1281310>
- Fontagné, L. & Lorenzi, J.-H. (2005).** Désindustrialisation, délocalisations. *Rapport du CAE*. <https://www.cae-eco.fr/Desindustrialisation-delocalisations>
- Gerschel, E., Martinez, A. & Mejean, I. (2020).** Propagation des chocs dans les chaînes de valeur internationales : le cas du coronavirus. *Notes IPP* N° 53. <https://www.ipp.eu/publication/mars-2020-propagation-chocs-chaines-de-valeur-internationales-coronavirus-covid19/>
- Gusfield, J. (2009).** La culture des problèmes publics. L’alcool au volant : la production d’un ordre symbolique. *Lectures, Les rééditions*.
- Hanson, G. H. (2017).** What Do We Really Know about Offshoring? Industries and Countries in Global Production Sharing. Centro Studi Luca d’Agliano Development Studies *Working Paper* N° 416. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2980947](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2980947)
- Head, K. & Mayer, T. (2019).** Misfits in the car industry: Offshore assembly decisions at the variety level. *Journal of the Japanese and International Economies*, 52, 90–105. [https://www.nber.org/system/files/working\\_papers/w25614/w25614.pdf](https://www.nber.org/system/files/working_papers/w25614/w25614.pdf)
- Hijzen, A., Jean, S. & Mayer, T. (2011).** The effects at home of initiating production abroad: Evidence from matched French firms. *Review of World Economics*, 147, 457–483. [https://hal.science/hal-00680707/file/PEER\\_stage2\\_10.1007%252Fs10290-011-0094-x.pdf](https://hal.science/hal-00680707/file/PEER_stage2_10.1007%252Fs10290-011-0094-x.pdf)
- Jennequin, H., Miotti, L. & Mouhoud, E. M. (2017).** Measurement and anticipation of territorial vulnerability to offshoring risks : An analysis on sectoral data for France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 497-498, 123–144. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2017.497d.1934>
- Knight, F. (1921).** Risk, Uncertainty and Profit. *University of Illinois at Urbana-Champaign’s Academy for Entrepreneurial Leadership Historical Research Reference in Entrepreneurship*. <https://ssrn.com/abstract=1496192>
- Lécrivain, F. & Morénillas, N. (2019).** Les PME de 50 salariés ou plus qui délocalisent : principalement vers l’UE et via leurs filiale. *Insee Première* N° 1760. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/4179307>
- Malgouyres, C. (2018).** The impact of Chinese import competition on the local structure of employment and wages in France. *Rue de la Banque*, 57. <https://ideas.repec.org/a/bfr/rueban/201857.html>
- Mentch, L. & Giles, H. (2016).** Quantifying uncertainty in random forests via confidence intervals and hypothesis tests. *The Journal of Machine Learning Research* 17(1), 841–881. <https://www.jmlr.org/papers/volume17/14-168/14-168.pdf?ref=https://githubhelp.com>
- Picart, C. (2008).** Flux d’emploi et de main-d’oeuvre en France : un réexamen. *Économie et Statistique*, 412, 27–56. [https://www.persee.fr/doc/estat\\_0336-1454\\_2008\\_num\\_412\\_1\\_7041](https://www.persee.fr/doc/estat_0336-1454_2008_num_412_1_7041)
- Pierce, J. R. & Schott, P. K. (2016).** The Surprisingly Swift Decline of US Manufacturing Employment. *American Economic Review* 106(7), 1632–1662. <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.20131578>
- Pisani, N. & Ricart, J. E. (2016).** Offshoring of Services: A Review of the Literature and Organizing Framework. *Management International Review* 56(3), 385–424. <https://link.springer.com/article/10.1007/s11575-015-0270-7>
- Schumpeter, J. (1911).** *Theorie der wirtschaftlichen Entwicklung*. Vienna: Kyklos.
- Wager, S., Hastie, T. & Efron, B. (2014).** Confidence intervals for random forests: The jackknife and the infinitesimal jackknife. *The Journal of Machine Learning Research* 15(1), 1625–1651. <https://www.jmlr.org/papers/volume15/wager14a/wager14a.pdf>
- Zlate, A. (2016).** Offshore production and business cycle dynamics with heterogeneous firms. *Journal of International Economics*, 100, 34–49. <https://www.bostonfed.org/-/media/Documents/Workingpapers/PDF/economic/qau1601.pdf>