

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Mobilité intergénérationnelle

Délocalisations et déclin de l'emploi industriel

Aides publiques et performances
des entreprises nées mondiales

Brexit et exportations agricoles
et alimentaires bretonnes



Intergenerational Mobility

Offshoring and Manufacturing Employment

Public Aid and the Performance of Born Globals

Brexit and Breton Agricultural and Food Exports

Economie Statistique ^{ET}

Economics AND Statistics

La revue est en accès libre sur le site www.insee.fr.
Il est possible de s'abonner aux avis de parution sur le site. La revue peut être achetée sur le site www.insee.fr, rubrique « Services / Acheter nos publications ».

The journal is available in open access on the Insee website www.insee.fr. Publication alerts can be subscribed online. The printed version of the journal (in French) can be purchased on the Insee website www.insee.fr.

Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)
Frédérique BEC (Thema, CY Cergy Paris Université et CREST-ENSAE)
Flora BELLONE (Université Côte d'Azur et GREDEG-CNRS)
Céline BESSIERE (Université Paris-Dauphine, IRISSO, PSL Research University)
Jérôme BOURDIEU (École d'Économie de Paris)
Pierre CAHUC (Sciences Po)
Sandrine CAZES (OCDE)
Gilbert CETTE (NEOMA Business School)
Dominique GOUX (Insee)
Yannick L'HORTY (Université Gustave Eiffel - Erudite, TEPP)
Daniel OESCH (LINES et Institut des sciences sociales-Université de Lausanne)
Katheline SCHUBERT (École d'Économie de Paris, Université Paris D)
Louis-André VALLET (CNRS & Sorbonne Université - GEMASS)
François-Charles WOLFF (Université de Nantes)

Comité éditorial / Editorial Advisory Board

Luc ARRONDEL (École d'Économie de Paris)
Lucio BACCARO (Max Planck Institute for the Study of Societies et Département de Sociologie-Université de Genève)
Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'Économie de Paris)
Clément CARBONNIER (Université Paris 8 Vincennes-Saint-Denis et LIEPP-Sciences Po)
Erwan GAUTIER (Banque de France)
Pauline GIVORD (Insee et CREST)
Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)
François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)
Claire LOUPIAS (Université d'Evry Val d'Essonne)
Pierre PORA (Insee)
Ariell RESHEF (École d'Économie de Paris, Centre d'Économie de la Sorbonne et CEPII)
Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

Rédactrice en chef / Editor in Chief:

Dominique GOUX

Responsable éditorial / Editorial Manager: Vincent TARDIF

Assistante éditoriale / Editorial Assistant: Véronique EGLOFF

Traductions / Translations: RWS Language Solutions
Chiltern Park, Chalfont St. Peter, Bucks, SL9 9FG, Royaume-Uni

Maquette PAO / CAP: LUMINESS

1, rue du Docteur-Sauvé, BP3, 53101 Mayenne, France

Impression / Printing: DUPLIPRINT

733 rue Saint Léonard, CS 3001, 53101 Mayenne, France

Economie et Statistique / Economics and Statistics
Numéro 540 – 2023

- 3** **Qui est mieux classé que ses parents dans l'échelle des revenus ? Une analyse de la mobilité intergénérationnelle en France**
Michaël Sicsic
- 21** **Les délocalisations jouent-elles encore un rôle dans le déclin de l'emploi industriel ?**
Camille Beaurepaire et Victor Lavalie
- 43** **Aides publiques et performances des entreprises nées mondiales**
Flora Bellone, Catherine Laffineur et Sophie Pommet
- 63** **Brexit et exportations agricoles et alimentaires bretonnes**
Angela Cheptea, Marilyne Huchet et Lucile Henry

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.

Qui est mieux classé que ses parents dans l'échelle des revenus ? Une analyse de la mobilité intergénérationnelle en France

Who Climbs Up the Income Ladder? An Analysis of Intergenerational Income Mobility in France

Michaël Sicsic*

Résumé – Nous étudions la mobilité intergénérationnelle des individus dans l'échelle des revenus, en comparant pour la première fois directement la position relative de jeunes adultes de 27 à 30 ans à celle de leurs parents, à partir des données fiscales de l'Échantillon Démographique Permanent. La corrélation entre le rang des jeunes de 29 ans dans la distribution des revenus et celui de leurs parents est de 0.25. Parmi les 20 % de jeunes dont les parents étaient les plus pauvres, 12 % sont parmi les 20 % les plus aisés : ce taux serait plus élevé en France qu'aux États-Unis et en Italie, mais plus faible que dans les pays nordiques. La mobilité ascendante est d'autant plus forte que les parents ont des revenus du capital élevés, sont diplômés du supérieur, immigrés, mobiles géographiquement, ou résident en Île-de-France à la majorité de leur enfant ; et elle est d'autant plus faible pour les femmes, dans les familles monoparentales, avec des parents ouvriers ou employés, ou vivant dans les Hauts-de-France.

Abstract – We study the intergenerational income mobility of individuals by directly comparing, for the first time in France, the rank of young adults between the ages of 27 and 30 on the income ladder with that of their parents, based on administrative data from the Échantillon démographique permanent (EDP, INSEE's demographic panel sample). The rank-rank correlation is 0.25 at age 29. Twelve per cent of the young people born to the poorest 20% of parents climb up the income ladder to the top 20%: this upward mobility rate is higher in France than in the United States and Italy, but lower than in the Nordic countries. Upward mobility is stronger the higher the parents' capital incomes and diploma, when parents are immigrants, are geographically mobile, or were living in Île-de-France when their offspring reached the age of majority. Conversely, being female, having lived in a single-parent family or in the Hauts-de-France region, or having parents who are manual worker has a negative impact on upward mobility.

JEL : J62, J61, D31, H0, R1

Mots-clés : mobilité intergénérationnelle, revenus, inégalités, variations géographiques

Keywords: intergenerational mobility, income, inequality, geographical variations

* Insee au moment de l'étude, et CRED, Université Paris 2 Panthéon-Assas. Correspondance : sicsic.michael@gmail.com

L'auteur remercie tout spécialement Hicham Abbas pour son travail exceptionnel sur la base de données de cette étude. Il remercie Céline Dennevault et Pierre Lamarche pour leur aide sur les données de l'EDP et de Fidéli, ainsi qu'Olivier Guin pour son aide précieuse sur les méthodes de calage et de sondage. Il remercie également Aliocha Accardo, Valérie Albouy, Christel Colin, Gustave Kenedi, Julie Labarthe, Raphaël Lardeux, Isabelle Robert-Bobée, Alain Trannoy et deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires sur des versions précédentes de cet article. Il remercie enfin Clément Dherbécourt, Lino Galiana, Bertrand Garbinti, Sébastien Grobon, Stéphane Legleye, Louis Sirugue et les participants aux séminaires de la DSDS d'octobre 2021, de l'OFCE en juin 2022, et de l'Université de Bordeaux de février 2023 pour des discussions stimulantes sur ce travail.

Reçu en juin 2022, accepté en février 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: Sicsic, M. (2023). Who Climbs Up the Income Ladder? An Analysis of Intergenerational Income Mobility in France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 540, 3–20 (First published online: August 2023). doi: 10.24187/ecostat.2023.540.2100

Diminuer la reproduction des inégalités entre générations est devenu un objectif important des politiques publiques ainsi qu'un consensus de politique économique. La mobilité intergénérationnelle permet une croissance plus inclusive, où chacun a les mêmes chances de prospérer (OCDE, 2018), et peut stimuler l'innovation (Aghion *et al.*, 2019). À l'inverse, des positions figées d'une génération à l'autre, de la même façon qu'un sous-investissement en capital humain, conduisent à des pertes d'efficacité (Becker & Tomes, 1979¹). Une faible mobilité dans le bas de la distribution des revenus conduit en outre à la perte de nombreux talents et entrepreneurs potentiels (Bell *et al.*, 2019). Diminuer la reproduction des inégalités d'une génération à l'autre permet de tendre vers une égalité des opportunités (Roemer & Trannoy, 2016). Pourtant, s'il y a consensus sur l'objectif d'encourager la mobilité d'une génération à l'autre, les diagnostics sur la mobilité intergénérationnelle des individus dans l'échelle des revenus en France divergent (Dherbécourt, 2020). L'ampleur de la mobilité intergénérationnelle de revenus est peu documentée en France, à l'inverse de la mobilité intergénérationnelle de position sociale ou de catégorie socioprofessionnelle, car il n'existait pas jusqu'à récemment de bases de données permettant de lier directement les revenus d'une personne à ceux de ses parents.

Dans cet article, nous étudions la mobilité intergénérationnelle de revenus en reliant pour la première fois en France les revenus de jeunes adultes à ceux de leurs parents, à partir d'un très grand échantillon de paires enfants-parents. Nous mobilisons pour cela l'échantillon démographique permanent (EDP), en particulier sa partie panel de données fiscales et sociales sur la période 2010-2019. Ces données permettent de comparer les revenus individuels du travail de 2019 de jeunes adultes de 29 ans à ceux de leurs parents en 2010, lorsque parents et jeunes vivaient dans le même foyer fiscal. Les revenus des jeunes et des parents n'étant pas mesurés au même âge, c'est la position relative des parents en 2010 (dans la distribution des revenus des parents) qui est comparée à celle des jeunes en 2019 (dans la distribution des revenus des jeunes). La corrélation, dite « rang-rang », entre ces positions fournit une mesure de la mobilité sociale de revenus des jeunes adultes, à l'instar de Chetty *et al.* (2014). L'approche par les rangs est beaucoup plus robuste que la comparaison traditionnelle des revenus ou logarithmes des revenus, comme l'ont montré les récentes études sur la mobilité (voir notamment Chetty *et al.*,

2014 et Nybom & Stuhler, 2017). La contrainte des données conduisant à mesurer le revenu des enfants à 29 ans conduit à sous-estimer la corrélation par rapport à une situation idéale où on pourrait mesurer le revenu des enfants au même âge que celui des parents, notamment du fait que certains font de longues études. Cependant, nos résultats ne souffrent que légèrement d'un biais de cycle de vie, étant donné qu'à 29 ans, presque tous les jeunes sont sur le marché du travail (seuls 0.8 % sont en études initiales, selon Bernard, 2021). Enfin, 29 ans est un âge très proche de celui retenu dans Chetty *et al.* (2011) (27 ans) ou Chetty *et al.* (2014) (30 ans) pour des études similaires.

Nous analysons ensuite les mobilités ascendantes et descendantes selon les caractéristiques sociodémographiques et la localisation géographique à partir de régressions de Poisson. L'EDP incorporant également des données fiscales, nous étudions la mobilité intergénérationnelle sous l'angle des revenus du capital, ce qui n'a encore jamais été fait à notre connaissance. Théoriquement, le patrimoine joue de façon ambiguë sur la mobilité intergénérationnelle : d'une part, un patrimoine important des parents peut réduire les incitations des enfants à entreprendre de longues études ou à travailler ; d'autre part, un patrimoine important permet d'accéder à des formations onéreuses et coïncide en outre souvent avec un capital social plus important. Nous étudions également la mobilité intergénérationnelle des revenus des descendants d'immigrés, ce qui n'a jamais été fait en France. Le fait d'être descendant d'immigré peut également jouer de façons contraires sur la mobilité : d'un côté, les enfants d'immigrés peuvent souffrir de discriminations et vivent plus souvent que les autres dans des territoires pauvres, ce qui peut réduire leur mobilité ascendante. D'un autre côté, le fait que les immigrés vivent plus souvent dans des grands centres urbains avec plus d'opportunités d'emploi, et des facteurs liés à l'éducation, peuvent jouer dans le sens inverse. Pour produire des estimations robustes selon l'ensemble des caractéristiques ci-dessus, nous étendons notre champ d'étude aux jeunes de 27 à 30 ans, soit un échantillon d'environ 60 000 paires enfants-parents.

Nous estimons la corrélation entre le rang des jeunes et celui de leurs parents, qui mesure la persistance intergénérationnelle des revenus, à 0.25. Cette corrélation est un peu plus élevée (0.26) si l'on considère les niveaux de vie de

1. Dans leur modèle fondateur, ces économistes intègrent l'investissement en capital humain des parents pour leur enfant dans l'analyse des inégalités.

la famille et non les revenus individuels, ou le revenu du parent aux revenus les plus élevés et non le revenu moyen des deux parents. Cependant, cette corrélation moyenne masque une forte hétérogénéité : la position des enfants varie beaucoup à revenu des parents fixé.

L'étude de la mobilité entre cinquièmes de revenus complète notre état des lieux de la mobilité intergénérationnelle en France. Elle confirme d'abord que les inégalités se transmettent entre générations : les jeunes des familles aux revenus parmi les 20 % plus élevés ont trois fois plus de chances d'être classés parmi les 20 % les plus aisés que ceux issus des familles parmi les 20 % les plus modestes. Cependant cette analyse fait aussi apparaître une mobilité certaine : 73 % des jeunes adultes appartiennent à un cinquième de revenus différent de celui de leurs parents, et parmi les jeunes adultes de 29 ans dont les parents appartiennent aux 20 % les plus modestes, 12 % sont en mobilité très ascendante en faisant partie des 20 % les plus aisés de leur génération. Cette mobilité très ascendante est supérieure à celle observée aux États-Unis et en Italie, et inférieure à celle du Canada et de la Suède.

À partir de régressions de Poisson, nous montrons que la mobilité ascendante est d'autant plus forte que les parents ont des revenus du capital élevés ; que le parent au plus haut revenu a au moins le baccalauréat ; qu'il est immigré ; que la famille a été mobile géographiquement pendant l'enfance de l'individu et que le jeune réside en Île-de-France à sa majorité. À l'inverse, être une femme, avoir vécu dans une famille monoparentale ou dans une famille dans laquelle la personne de référence est ouvrier ou employée et vivre dans les Hauts-de-France influent négativement sur la mobilité ascendante.

Revue de littérature et contributions

Notre travail s'inscrit dans le prolongement des études antérieures sur la mobilité intergénérationnelle. Si la mobilité sociale intergénérationnelle en termes de catégories sociales a fait l'objet de nombreuses études en France (voir par exemple Vallet, 2014) grâce aux enquêtes Formation et qualification professionnelle (FQP), la mobilité en termes de revenus a été peu abordée jusqu'à présent, du fait du manque de données permettant de l'étudier. Deux catégories de travaux ont cependant été menées. D'une part, des travaux reliant les revenus à la catégorie socioprofessionnelle des parents, méthode « mixte » mise en œuvre par Lefranc *et al.* (2004), Dherbécourt (2018) et Dherbécourt & Kenedi (2020). D'autre part, des travaux imputant le revenu des parents

à partir d'autres informations : ainsi, Lefranc & Trannoy (2005), dans un article pionnier sur données françaises, puis Lefranc (2018), OCDE (2018) et Alesina *et al.* (2018), imputent le revenu moyen des pères par des méthodes d'inférence par variables instrumentales (popularisées par Björklund & Jäntti, 1997) à partir des enquêtes FQP ou SRCV, et estiment une élasticité intergénérationnelle des revenus (IGE). Kenedi & Sirugue (2021) mettent également en œuvre cette méthode pour calculer différents indicateurs de mobilité, aux niveaux national et départemental, en ayant cette fois-ci recours à l'EDP². Par rapport à ces études, notre principale contribution consiste à comparer directement les revenus observés aux revenus observés des parents, permettant de ne pas être tributaire d'hypothèses d'imputation³. Notre étude permet également de couvrir tous les secteurs d'activité des individus et de leurs parents, y compris le secteur public et les indépendants.

Notre étude se rapproche de récents travaux menés sur données non françaises. Elle suit pour une large part le travail de Chetty *et al.* (2014). Celui-ci se fonde lui-même sur les travaux de Solon (1999) et de Black & Devereux (2011), qui s'intéressent à la mobilité intergénérationnelle de revenus aux États-Unis, à partir des revenus effectivement observés des parents et de leurs enfants. Corak & Heisz (1999), Schnitzlein (2016), Boserup *et al.* (2014), Nybom & Stuhler (2017), Muray *et al.* (2018), Helsø (2021) et Acciari *et al.* (2022) mettent en œuvre des méthodologies similaires sur des données canadiennes, allemandes, danoises, suédoises, australiennes et italiennes. Par rapport à ces articles, l'une des contributions originales de notre étude consiste à décrire la mobilité intergénérationnelle de revenus pour un nouveau pays, la France. Nous trouvons que la mobilité positionnelle serait plus élevée qu'aux États-Unis et qu'en Italie, mais proche de celle observée en Australie, à âge similaire. Elle serait cependant plus faible qu'en Suisse, Suède, Danemark et Canada. Nos données permettent également de décrire la mobilité intergénérationnelle selon de nombreuses caractéristiques sociodémographiques et géographiques. C'est notamment la première fois, à notre connaissance, que la

2. Et en particulier aux données fiscales pour les enfants et aux DADS pour les parents. Les indépendants et les fonctionnaires ne sont donc pas couverts (car absents des données DADS). Nos estimations de la corrélation rang-rang au niveau individuel, obtenues à partir d'un échantillon d'enfants d'âges comparables, sont très proches des leurs, et sont logiquement plus faibles par rapport à celles des auteurs ayant considéré les revenus au niveau du ménage (du fait des effets d'homogamie).

3. La méthode d'imputation aurait par exemple tendance à biaiser à la hausse l'IGE, de 0.1 point ou plus (Björklund & Jäntti, 1997, Acciari *et al.*, 2022, Kenedi & Sirugue, 2021).

mobilité est décrite en fonction des revenus du capital des parents, ce qui permet d'étudier la manière dont la détention de capital influence la mobilité.

La suite de l'article est organisée comme suit. La première partie décrit les données utilisées, la construction de la base d'étude, la méthode utilisée et fournit des statistiques descriptives. La deuxième partie présente les résultats au niveau agrégé et propose des tests de robustesse. Enfin, la troisième partie décrit la mobilité selon les caractéristiques sociodémographiques et géographiques sur la population élargie aux 27-30 ans.

1. Données, champ et statistiques descriptives

1.1. Données

L'échantillon démographique permanent (EDP) est un panel d'individus mis en place par l'Insee depuis 1968. Jusqu'en 2007, il recueillait des informations statistiques sur l'ensemble des personnes nées les 2, 3, 4 ou 5 octobre et, depuis 2008, sur l'ensemble des personnes nées les 2, 3, 4 ou 5 janvier ou l'un des quatre premiers jours des trois derniers trimestres de l'année (appelés « seize jours EDP »). Cela représente un peu plus de 4 % de la population française chaque année depuis 2008 (environ 1 % auparavant). Si l'EDP rassemblait historiquement uniquement des données de l'état civil et du recensement de la population, il rassemble également des données issues des déclarations annuelles de données sociales (DADS), du fichier électoral et, depuis 2015, des données fiscales et sociales (Fidéli et Filosofi) (Robert-Bobée & Gualbert, 2021). Les données fiscales du millésime 2020 de l'EDP couvrent l'ensemble des revenus des années 2010 à 2019 (années fiscales 2011 à 2020⁴) : elles permettent de disposer de données annuelles sur tous les « individus EDP ».

L'EDP offre de nombreuses informations de nature fiscale qui permettent de suivre l'évolution des revenus individuels détaillés de « l'individu EDP », mais aussi de l'ensemble des individus apparaissant sur sa déclaration fiscale. L'EDP intègre également les données des recensements exhaustifs de 1968 à 1999 et des enquêtes annuelles de recensement depuis 2004. Enfin, l'EDP inclut des informations annuelles sur l'emploi du seul « individu EDP » issues des DADS, mais elles ne concernent que les salariés et ne sont disponibles que jusqu'en 2018.

Les différents traitements réalisés sur les données (notamment les repondérations) sont présentés dans l'encadré 1.

1.2. Champ

Nous nous intéressons aux personnes nées entre 1989 et 1992, repérées dans les données fiscales comme vivant dans le foyer fiscal de leurs parents (ou de l'un de leurs parents) en 2010, 2011 ou 2012, qui ont des revenus positifs ou nuls en 2019 (quand elles ont entre 27 et 30 ans), et dont les parents perçoivent également des revenus positifs ou nuls en 2010. Nous restreignons le champ à la France métropolitaine. Les effets des différentes restrictions sont indiqués dans l'Annexe en ligne S2 (lien de l'Annexe en ligne à la fin de l'article). Les personnes nées après 1992 sont exclues, car ces générations sont encore en partie en études initiales en 2019 (elles ont au plus 26 ans), et celles nées avant 1989 le sont également, car elles sont trop peu nombreuses à être dans le foyer fiscal de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012 (quand elles ont 22 ans ou plus) et trop affectées par l'effet de sélection (voir partie 2.2 et voir l'Annexe en ligne). Les analyses de la corrélation entre le rang dans l'échelle des revenus et le rang des parents ainsi que les matrices de mobilité intergénérationnelle (encadré 2) se restreignent à la génération née en 1990 (ayant 29 ans en 2019), afin de minimiser les biais de cycle de vie⁵ et de sélection⁶.

Bien que nous ne retenions que des personnes de 29 ans (ou de 27 à 30 ans, dans la dernière partie), certaines sont potentiellement encore étudiantes : leur niveau de vie observé a de grandes chances de ne pas correspondre à celui dont elles bénéficieront une fois entrées sur le marché du travail. Ce problème ne paraît pas en mesure de biaiser notre analyse car seuls 0.8 % des personnes de 29 ans sont encore en études initiales (Bernard, 2021). De plus, nous utilisons également l'enquête annuelle de recensement de 2019 pour repérer et enlever de notre échantillon les étudiants ainsi repérés. Cette correction ne permet cependant pas de tenir compte de l'existence d'individus en chômage d'insertion.

1.3. Définition des variables de revenus

Nous décrivons dans cette section les principales variables de revenus utilisées, les autres variables

4. Dans la suite, nous mentionnerons seulement les années de revenus et pas les années fiscales.

5. Ce biais correspond au fait que les enfants sont observés à un âge inférieur à celui de leur parent, et à un moment où ils n'ont pas une situation complètement stabilisée sur le marché du travail, ce qui peut conduire à surestimer les indicateurs de mobilité intergénérationnelle. Chetty et al. (2014) montrent que ce biais devient très faible à partir de 29-30 ans (cf. partie 2.2 pour plus de détails).

6. À partir de 30 ans, les individus ont été rattachés à leurs parents jusque relativement tard (22 ans), ce qui peut entraîner un biais de sélection (voir infra).

ENCADRÉ 1 – Traitements effectués pour construire la base de données

Afin de pouvoir relier leurs revenus à ceux de leurs parents, nous sélectionnons les personnes de l'EDP nées entre 1989 et 1992 qui, en 2010, sont dans le foyer fiscal au sens de l'impôt sur le revenu de leurs parents. Nous disposons ainsi des revenus de leurs parents en 2010. Nous disposons par ailleurs des revenus de ces personnes quand elles ont entre 27 et 30 ans, en 2019, l'année la plus récente de disponibilité des données fiscales dans l'EDP. Nous pouvons ainsi comparer les revenus des parents en 2010 avec ceux de leur enfant à l'entrée sur le marché du travail en 2019.

Les informations fiscales concernant les parents des « individus EDP » ne sont cependant pas disponibles directement dans l'EDP : pour l'année 2010, l'EDP fournit seulement les revenus du déclarant et de l'éventuel conjoint du déclarant dans les déclarations fiscales dans lesquelles figure l'individu EDP. Nous comparons alors les informations individuelles des parents, issues de la table générale de la source fiscale dans l'EDP, à celles des déclarants et conjoints de déclarants issues de la table détaillée des revenus de cette même source, pour pouvoir déterminer qui du déclarant et du conjoint du déclarant sont respectivement le père et la mère de l'individu EDP. Dans les déclarations fiscales sur lesquelles l'individu EDP est déclaré, le « déclarant » et le « conjoint du déclarant » constituent les parents potentiels de ces individus. Il peut s'agir parfois de beaux-parents, en cas de séparation antérieure des parents de l'individu EDP et de remise en couple de l'un des deux parents (voir Abbas & Sicsic, 2022 pour plus de détails). Cette approche reste pertinente : d'une part, les familles recomposées restent peu nombreuses (en 2018, 11 % des 15-17 ans vivent avec un parent et un beau-parent), et, d'autre part, nous cherchons davantage à mesurer la reproduction des inégalités liées au niveau de vie pendant l'enfance qu'à identifier précisément la situation des parents biologiques.

Comme les informations des données fiscales sont de moins bonne qualité pour les mineurs que pour les adultes, le nombre de personnes nées entre 1989 et 1992 retrouvées dans les données fiscales augmente après 2010, à mesure que ces personnes deviennent adultes. Pour pallier le défaut de repérage dans les données fiscales et augmenter la taille de nos cohortes, nous ajoutons à notre échantillon de personnes retrouvées dans les données fiscales concernant l'année 2010 celles que l'on ne retrouve pas en 2010 mais seulement en 2011 ou en 2012. Pour ces dernières, on considère ainsi que leur situation familiale et les revenus de leurs parents observés en 2011 ou en 2012 correspondent à ceux de l'année 2010 (en corrigeant les revenus de l'inflation) dès lors qu'ils apparaissent encore comme enfants à charge dans la déclaration fiscale de leurs parents. Cette approche permet de reconstituer en grande partie, mais pas totalement, les différentes cohortes étudiées dans le cadre de cet article (Abbas & Sicsic, 2022). Aussi, afin de constituer un échantillon d'enfants représentatif de la population française, les données sont pondérées. La pondération disponible dans les données fiscales de l'EDP ne permettant pas de reconstituer avec une grande précision les effectifs de la population française par âge et par sexe, nous la corrigeons à partir des données fiscales et en utilisant les fichiers détaillés de l'Insee des effectifs de la population française par âge, par sexe et par état matrimonial à partir d'une méthode en deux étapes (voir l'Annexe en ligne S2). Des pondérations alternatives sont également testées.

Nous ajoutons également à notre base de données des informations de nature sociodémographique disponibles dans l'EDP. Cependant, ces informations (issues du recensement de la population de 1999) ne portent que sur des personnes EDP nées l'un des quatre jours historiques de l'EDP (et non l'un des seize jours EDP, comme c'est le cas depuis 2008). Nous complétons donc la base en utilisant les enquêtes annuelles de recensement de 2008 à 2019. Au total, le taux de couverture de notre échantillon par les données du recensement de 1999 et les enquêtes annuelles de recensement est de plus de 70 % en moyenne par génération (contre 25 % si on utilisait uniquement le recensement de 1999). Ce taux de couverture étant différent selon la génération, une repondération a été mise en œuvre. L'ensemble de ces traitements est détaillé dans l'Annexe en ligne S1.

ENCADRÉ 2 – Les indicateurs de mobilité intergénérationnelle des revenus

1. La corrélation rang-rang

Une première façon d'étudier la mobilité intergénérationnelle consiste à comparer le rang des jeunes avec celui de leurs parents dans leurs distributions respectives de revenus. Soit R_{ei} le rang (en centième) de i dans la distribution des revenus de sa génération et le rang R_{pi} (en centième) du parent de i dans la distribution des revenus des parents de cette génération. On peut régresser le rang des jeunes sur le rang de leurs parents, suivant :

$$R_{ei} = C + \beta R_{pi} + \varepsilon \quad (1)$$

où C est une constante. Le coefficient β est égal au coefficient de corrélation entre R_{ei} et R_{pi} , car les distributions du rang des parents et du rang des enfants suivent une loi uniforme dont les écarts-types sont identiques par construction. Ce coefficient est donc appelé dans la suite « corrélation rang-rang » (*rank-rank correlation* ou RRC en anglais, et parfois *rank-rank slope* en référence à la pente de la droite de régression). Si la corrélation est égale à zéro, la position d'un adulte dans la distribution des revenus d'activité est sans aucun rapport avec la position qu'occupaient ses parents, et la mobilité relative des revenus est très forte. La corrélation rang-rang constitue donc une mesure de la persistance des revenus entre générations. Nous utiliserons parfois ce terme par la suite pour désigner cet indicateur.

La corrélation rang-rang est liée à l'élasticité intergénérationnelle des revenus (*Intergenerational income elasticity* – IGE), souvent étudiée dans la littérature et estimée généralement en régressant le logarithme du revenu sur le



ENCADRÉ 2 – (suite)

logarithme du revenu des parents. L'IGE correspond donc au coefficient de corrélation ρ_{ep} entre le log des revenus et le log des revenus des parents multiplié par le rapport de leurs écarts-types. Le corrélation rang-rang β et la corrélation des log des revenus ρ_{ep} sont très proches^(a). La différence entre la corrélation rang-rang et l'IGE est donc le rapport des écarts-types de revenus : l'IGE prend en compte le niveau des inégalités (une augmentation des revenus des parents ayant un effet plus important sur le niveau des revenus des enfants lorsque l'inégalité est plus grande entre les enfants qu'entre les parents). Cela est notamment important lorsqu'on compare des pays ayant des niveaux d'inégalités très différents comme la France et les États-Unis.

La comparaison des rangs est beaucoup plus robuste que la comparaison traditionnelle des logarithmes des revenus, comme l'ont montré les récentes études sur la mobilité (voir notamment Chetty *et al.*, 2014, Nybom & Stuhler, 2017 et Acciari *et al.*, 2022). En effet, l'IGE est très sensible : (i) au traitement des revenus nuls ou négatifs (du fait de l'utilisation des logarithmes) ; (ii) aux biais d'atténuation et de cycle de vie (date à laquelle le revenu des enfants est observé), davantage que la corrélation rang-rang ; (iii) à la façon dont sont estimés les revenus des parents (observés ou imputés). En outre, la relation entre les revenus de l'individu et ceux de ses parents est très non linéaire, contrairement à l'approche en termes de rang.

2. Matrice de mobilité intergénérationnelle et mobilité ascendante

Une deuxième façon d'étudier la mobilité intergénérationnelle consiste à s'intéresser plus spécifiquement aux mobilités ascendantes. On retient comme indicateur la probabilité, pour une personne dont les parents appartiennent au premier (c'est-à-dire le plus bas) cinquième de la distribution des revenus des parents, d'appartenir au plus haut cinquième de la distribution des revenus. On l'appelle « mobilité très ascendante » ou « ratio B20/T20 » (*Bottom 20 %/Top 20 %*). On peut également mesurer la probabilité, pour une personne dont les parents appartiennent aux 40 % les plus modestes, d'appartenir aux 40 % les plus aisés. On appellera cet indicateur « mobilité ascendante élargie » (ou ratio B40/T40). Cet indicateur permet d'intégrer davantage d'individus dans les analyses économétriques (le double). Ces deux indicateurs ont l'avantage d'offrir des représentations graphiques simples et lisibles. Il faut cependant noter que des précautions doivent être prises dans l'interprétation des résultats, car les intervalles regroupent le même nombre d'individus mais ne couvrent pas la même amplitude en euros. Les intervalles extrêmes sont ainsi plus larges qu'au milieu de la distribution, ce qui implique une mobilité plus forte dans les cinquièmes du milieu qu'au niveau de ses extrémités.

^(a) Selon le degré de dépendance des revenus de l'enfant aux revenus des parents.

de revenus et les variables sociodémographiques sont décrites dans l'Annexe en ligne S3.

Le revenu individuel des parents est tiré des informations déclarées à l'administration fiscale (pré-remplies pour une grande partie de la population et donc très fiables), en mobilisant la base Fidéli. Le revenu individuel du père (resp. de la mère) est la somme de ses revenus du travail, allocations chômage et pensions de retraites, tels que reportés dans la déclaration d'impôts sur le revenu, i.e. nets de cotisations et de CSG déductible. Le revenu des parents est défini soit comme la moyenne des revenus individuels des deux parents (lorsque l'enfant est rattaché fiscalement à ses deux parents mariés ou pacsés), soit comme le revenu individuel du seul parent auquel il est rattaché. Ce revenu est ensuite rapporté à la taille du ménage, ce qui est fait en le rapportant au nombre d'adultes du ménage, et en test de robustesse en le rapportant au nombre d'unités de consommation (UC). Ce revenu est observé en 2010.

Le revenu individuel d'activité des enfants est également tiré de la base Fidéli intégrée à l'EDP et calculé en sommant les revenus du travail et les revenus du chômage. Il est observé en 2019.

Mesure alternative des revenus. Le niveau de vie des parents⁷, issu de la base Filosofi, est utilisé pour établir des résultats complémentaires, cette variable n'étant pas disponible pour les enfants. En effet, s'il est possible, avec neuf années de données fiscales, de distinguer clairement les revenus individuels des parents de ceux des enfants, il est difficile de séparer le niveau de vie des enfants de celui des parents car les enfants peuvent vivre chez leurs parents longtemps après la majorité. Dans ce cas, le niveau de vie des parents et celui des enfants sont les mêmes : il s'agit en effet dans les deux cas du niveau de vie de toute la famille, car celui-ci tient compte à la fois des revenus des parents et de ceux des enfants. D'après Pouliquen (2018), 20 % des jeunes âgés de 25 à 29 ans vivent tout ou partie de l'année chez leurs parents. Si ce taux décroît avec l'âge, il reste néanmoins encore supérieur à 6 % entre 30 et 35 ans. Cependant, malgré ces

7. Le niveau de vie des parents correspond au niveau de vie du ménage auquel était rattaché le jeune en 2010. Le niveau de vie est calculé comme le revenu disponible (i.e. revenus du travail et du capital, diminués des impôts, auxquels on ajoute les prestations sociales monétaires) rapporté au nombre d'unités de consommation du ménage. Il prend également en compte les pensions alimentaires versées en cas de séparation. Il est issu de la base Filosofi. On retranche les éventuels revenus du jeune pour calculer le niveau de vie des parents.

contraintes, une analyse restreinte aux enfants qui ont changé de logement entre 2010 et 2019 (et disposent donc de niveaux de vie distincts de ceux de leurs parents) sera proposée dans la partie présentant des tests de robustesse.

L'échelle des revenus. Les jeunes d'une même génération sont classés selon leur revenu, sur une échelle de 1 à 100 : du 1^{er} centième pour les 1 % de revenus les plus faibles de la génération jusqu'au 100^e centième pour les 1 % de revenus les plus élevés de la génération. De la même façon, les parents des jeunes d'une même génération sont classés en fonction de leurs revenus (de 1 à 100). Cette stratégie permet de corriger du fait que le revenu des parents est observé à un âge différent – plus élevé – de celui des jeunes (ce qui est classique dans la littérature, Chetty *et al.*, 2014) et de prendre en compte les âges différents des enfants.

1.4. Statistiques descriptives

En cumulant les générations 1989 à 1992, nous disposons d'environ 60 000 paires jeune-parents qui représentent 3.1 millions de jeunes après les traitements et les restrictions de champ (cf. *supra*). Chaque génération comprend entre 10 000 et 18 000 paires jeune-parents (tableau 1), un nombre croissant avec l'année de naissance (en raison du fait que ces personnes doivent figurer sur la déclaration de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012).

Les filles représentent environ la moitié de notre échantillon (tableau 1). Les parents sont en moyenne âgés d'environ 50 ans et environ 90 % d'entre eux ont un âge compris entre 40 et 60 ans en 2010. Environ la moitié des individus vivaient en 2010 dans un logement avec leurs deux parents et éventuellement un frère ou une sœur, et environ un quart dans un logement avec plusieurs frères et sœurs.

La figure I représente le revenu individuel moyen des jeunes âgés de 27 à 30 ans en 2019 en fonction

du centième de revenu auquel ils appartiennent : la courbe a une forme de tilde, avec une quasi droite entre le 20^e et le 80^e centième. En bas de la distribution, 6 % des jeunes ont des revenus nuls ou quasi nuls, puis les revenus augmentent significativement pour atteindre 12 000 euros au niveau du 20^e centième de revenu. La médiane est de près de 20 000 euros (elle varie entre 17 000 et 22 000 euros selon les générations, voir le tableau S2-2 de l'Annexe en ligne S2), et le 80^e centième est de 29 500 euros. La hausse est ensuite exponentielle à partir du 80^e centième : le revenu moyen est de près de 36 000 euros au 90^e centième, 61 000 euros au 99^e centième et 93 000 euros au dernier centième. La forme de la courbe est globalement la même si l'on représente le revenu moyen des parents pour chaque centième de la distribution de leurs revenus, mais on observe logiquement moins de revenus nuls et les revenus sont plus élevés, notamment dans le haut de la distribution (le 90^e centième est de 41 000 euros et le 99^e centième est de plus de 160 000 euros). L'écart entre le seuil des 20 % les plus aisés et celui des 20 % les plus modestes est de 17 500 euros annuels. Ce même écart interquintile est plus élevé pour les parents, de près de 20 000 euros. Il faut noter que l'exclusion des individus qui déclarent seuls leurs revenus à l'âge de 18 ans conduit à des revenus des jeunes un peu plus élevés (5 %) dans notre échantillon que dans l'ensemble de leur génération, et également à une proportion un peu plus élevée de parents aisés (davantage de cadres et de diplômés du supérieur) que dans la population totale (Abbas & Sicsic, 2022). Corriger cela par repondération ne modifie cependant pas les résultats (voir partie 2.2).

2. Résultats au niveau national

2.1. Analyse des indicateurs de mobilité intergénérationnelle

Nous commentons d'abord les résultats relatifs à la corrélation rang-rang, puis ceux qui concernent

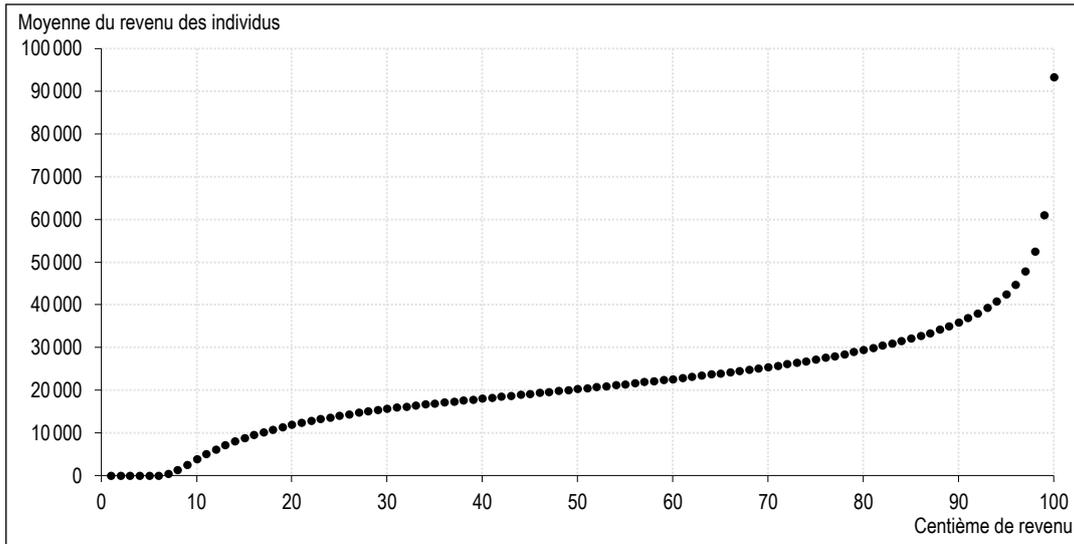
Tableau 1 – Statistiques descriptives

Génération (âge en 2019)	Effectif		Proportion de filles (en %)	Âge des parents en 2010		Composition familiale en 2010 (en %)		
	Non pondéré	Pondéré		Père	Mère	Couple 1 ou 2 enfants	Couple 3 enfants ou +	Famille monoparentale
1989 (30 ans)	9 644	780 866	50	53	50	51	24	21
1990 (29 ans)	13 791	792 576	49	52	49	50	24	21
1991 (28 ans)	17 926	789 443	48	51	48	49	25	22
1992 (27 ans)	18 803	784 897	48	50	47	48	26	21
89-90-91-92 (27-30 ans)	60 164	3 147 782	49	51	49	49	25	21

Note : la composition familiale correspond à la composition de la famille de l'individu en 2010. La part des ménages complexes n'est pas indiquée (relativement faible, de l'ordre de 5 %).

Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019.

Figure I – Revenus moyens des jeunes adultes en fonction de leur centième de revenu en 2019



Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2019. France métropolitaine. Individus nés entre 1989 et 1992, rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019.

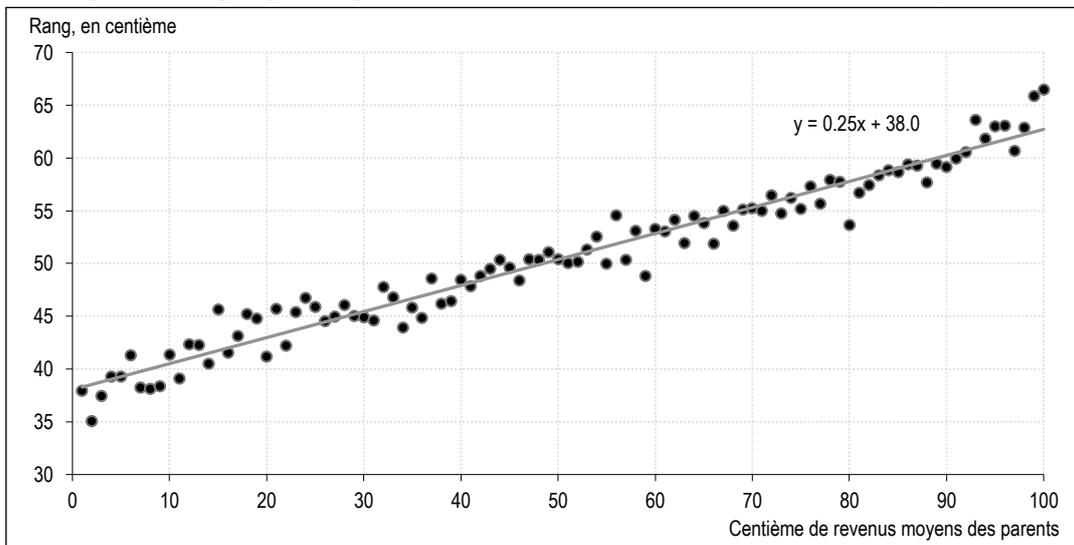
les matrices de transition (cf. encadré 2 pour les concepts).

La figure II représente le centième de revenus individuels entre 27 et 30 ans en fonction du centième de revenus moyens des parents. La relation est positive et remarquablement quasi linéaire (un peu plus pentue au début et à la toute fin de la distribution). La corrélation est très légèrement plus forte si l'on considère le revenu le plus élevé des parents plutôt que leur revenu moyen⁸. La relation est proche en considérant les revenus du père et moins forte avec ceux de la mère (voir la figure S4-2 de l'Annexe en ligne S4).

L'estimation de l'équation (1) par les moindres carrés ordinaires (cf. encadré 2) pour les jeunes de 29 ans donne une corrélation rang-rang de 0.25 : en d'autres termes, une personne dont les parents sont classés 10 centièmes de revenus plus haut que ceux d'une autre a en moyenne un classement plus élevé de 2.5 centièmes de revenus. Pour les jeunes de 30 ans, et plus généralement pour ceux entre 27 et 30 ans, la corrélation moyenne est également de 0.25 (figure II). Cette persistance des revenus entre générations peut s'expliquer en partie par une probabilité plus

8. La figure S4-1 reproduit la figure II en utilisant le revenu le plus élevé des parents au lieu de leur revenu moyen (voir l'Annexe en ligne S4).

Figure II – Rang moyen des jeunes adultes en fonction du centième de revenus des parents



Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus nés entre 1989 et 1992, rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et des revenus positifs ou nuls en 2019.

élevée de suivre des études supérieures pour les enfants de parents aisés, comme l'ont montré encore récemment Bonneau & Grobon (2022) pour la France ou Chetty *et al.* (2020) pour les États-Unis⁹. La corrélation de 0.25 estimée à partir de nos données est très proche de celle que Kenedi & Sirugue (2021) ont obtenue en imputant les revenus des parents pour la France en mesurant le revenu au niveau individuel et à l'âge de 29 ans. La comparaison avec d'autres pays n'est pas évidente, car la corrélation rang-rang diffère selon le type de revenu pris en compte et l'âge auquel on l'estime. Pour que la comparaison ait un sens, il faut que le concept de revenus retenu soit similaire au nôtre (un revenu individuel). En outre, il est nécessaire de comparer la mobilité au même âge : ainsi il faut ajouter environ 5 %¹⁰ à nos estimations portant sur les 29 ans pour estimer leur valeur pour les 35 ans (qui est en général l'âge de référence dans la littérature). Ainsi, la corrélation rang-rang de revenus individuels en France serait supérieure (et donc la mobilité inférieure) à celle obtenue en Suisse (0.14 selon Chuard-Keller & Grassi, 2021), en Suède (0.2 selon Heidrich, 2017 et même inférieure à 0.2 à l'âge de 28-29 ans selon Nybom & Stuhler, 2017), au Danemark (0.20 selon Boserup *et al.*, 2014 et 0.22 selon Helsø, 2021) et au Canada (0.17 selon Corak & Heisz, 1999)¹¹. La persistance des revenus serait à l'inverse plus faible (et donc la mobilité plus élevée) en France qu'aux États-Unis, selon les résultats de Chetty *et al.* (2014) qui obtiennent un coefficient de 0.29 sur les revenus individuels¹² et de 0.32 sur les revenus du ménage à l'âge de 29 ans. La persistance des revenus serait également plus faible qu'en Italie où Acciari *et al.* (2022) obtiennent une corrélation rang-rang de 0.30¹³ sur un échantillon d'enfants de 36 ans. La corrélation rang-rang serait relativement proche de celle obtenue au niveau individuel en Australie par Murray *et al.* (2018) (0.26), en rehaussant notre estimation de 5 %.

La constante de la régression (qui correspond à l'ordonnée à l'origine sur la figure III) est de 38.0. Ainsi, le rang moyen des jeunes dont les parents appartiennent au 25^e centième de la distribution est le 44^e centième ($38 + 0.25 * 25$). Notons aussi que le R^2 de la régression, qui mesure la part de la variabilité des rangs des jeunes expliquée par le rang des parents, est relativement faible, de 6 %.

La corrélation du revenu avec les revenus des parents est presque inchangée lorsqu'on classe les parents en fonction d'autres définitions du revenu que le revenu individuel moyen. Ainsi, la corrélation rang-rang est légèrement plus

élevée (0.26) lorsqu'on classe les parents selon leur revenu par unité de consommation ou selon leur niveau de vie (tableau 2). Elle est encore un peu plus élevée en prenant le revenu le plus élevé des parents plutôt que le revenu moyen, et un peu plus faible en prenant le revenu déclaré (aux impôts) moyen. La corrélation rang-rang est légèrement plus élevée quand on utilise le revenu du père (0.26), mais beaucoup plus faible avec le revenu de la mère (0.16). La corrélation est également systématiquement légèrement plus forte pour les filles (voir *infra*), tandis que celle entre le rang des mères et le rang des fils est négative, alors qu'elle est positive (mais faible) et significative pour les filles.

L'analyse précédente a été réalisée en exprimant la moyenne des rangs des jeunes adultes en fonction du rang de leurs parents. Cependant, ces rangs sont très variables à rang des parents donné. La figure III montre, outre la moyenne, les trois quartiles de centièmes de revenus des enfants pour chaque centième de revenus des parents. On observe que la pente de la médiane est plus forte que celle de la moyenne, notamment en haut de la distribution. Cette différence est liée au fait qu'il y a des mobilités ascendantes (respectivement descendantes) extrêmes qui font que le rang moyen des fils et filles du centième le plus faible (respectivement élevé) est plus élevé (respectivement faible) que la médiane. Ce résultat avait déjà été observé par Acciari *et al.* (2022) en Italie. En régressant la médiane des centièmes de rang des enfants sur les rangs des parents, on obtient une pente de 0.39 (voir le tableau S4-4 de l'Annexe en ligne), c'est-à-dire largement plus élevée qu'en régressant la moyenne des rangs.

L'étude des quartiles de rang montre une forte hétérogénéité des rangs des enfants à rang des parents fixés. L'écart interquartile de la distribution conditionnelle des rangs des enfants, à revenu des parents donné, est de 46 centièmes (figure III), très proche de celui obtenu par

9. Et le rendement du diplôme plus élevé aux États-Unis peut expliquer la persistance des revenus plus élevée aux États-Unis.

10. En France, Kenedi & Sirugue (2021) obtiennent un écart de 4 % entre les corrélations rang-rang à 29 ans et à 35 ans sur les revenus individuels (et de 12 % au niveau des revenus des ménages). Aux États-Unis, Chetty *et al.* (2014) observent un écart d'environ 5 % avec l'âge pour lequel la corrélation se stabilise (voire quasi nul en utilisant des données plus longues pour comparer avec le revenu à 40 ans).

11. Les corrélations observées dans ces pays sont estimées à partir d'un concept de revenu individuel similaire au nôtre. Mais celles-ci sont mesurées à des âges supérieurs à 30 ans, et seraient donc probablement plus faibles en-dessous de 30 ans.

12. Les auteurs ne présentent pas ces résultats par âge contrairement aux résultats en termes de revenu familial, mais en appliquant la correction de cycle de vie, la corrélation rang-rang resterait inférieure en France.

13. Dans leur estimation la plus fiable prenant en compte toutes les sources de biais. L'estimation sans correction est de 0.22. Les auteurs utilisent une définition des revenus similaire à la nôtre, en revenu individuel.

Tableau 2 – Régression rang-rang selon différentes mesures du revenu des parents

	Variable dépendante					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Revenu moyen des parents	0.249*** (0.008)					
Revenu des parents par UC		0.256*** (0.008)				
Niveau de vie des parents			0.255*** (0.008)			
Revenu maximum des parents				0.264*** (0.008)		
Revenu du père					0.257*** (0.008)	
Revenu de la mère						0.160*** (0.009)
Constante	37.918*** (0.481)	37.546*** (0.480)	37.629*** (0.480)	37.714*** (0.479)	38.916*** (0.501)	45.484*** (0.553)
Observations	13 707	13 707	13 707	13 707	12 761	10 825
R ²	0.062	0.066	0.065	0.070	0.057	0.016
R ² ajusté	0.062	0.066	0.065	0.070	0.057	0.016
Écart-type des résidus	211.753 (df= 13705)	211.332 (df= 13705)	211.428 (df= 13705)	210.899 (df= 13705)	215.094 (df= 13705)	218.646 (df= 13705)
Statistique F	906.760*** (df= 13705)	964.999*** (df= 13705)	951.751*** (df= 13705)	1025.328*** (df= 13705)	766.499*** (df= 1; 12759)	174.977*** (df= 1; 10823)

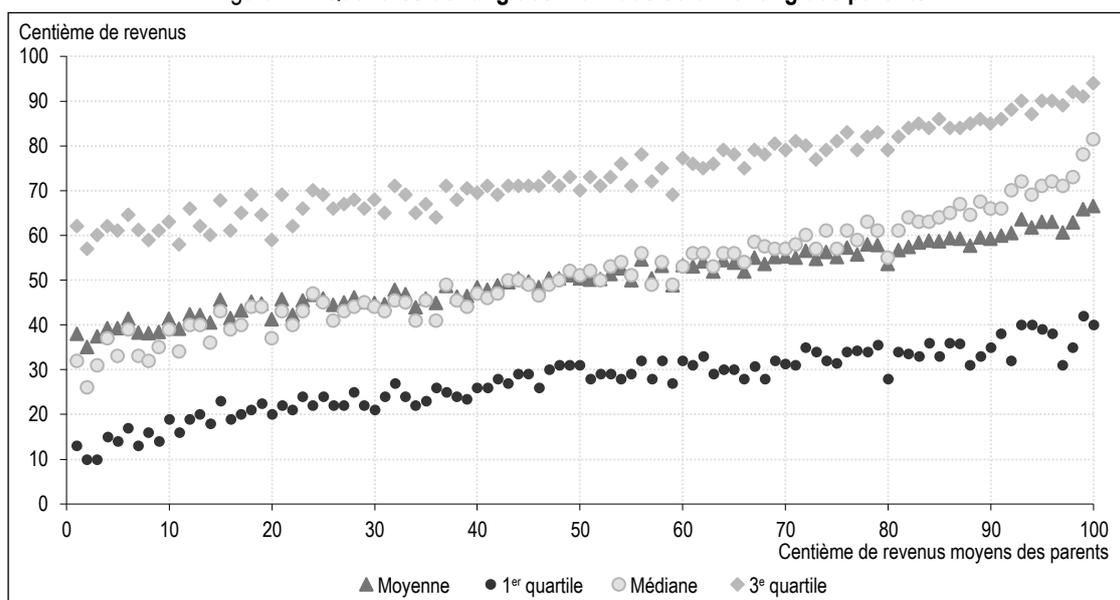
Note : estimation du coefficient β de l'équation (1). Les écarts-types sont entre parenthèses.

Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus observés à leurs 29 ans, nés en 1990, rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019 (à 29 ans).

Acciari *et al.* (2022), et l'écart interdécile de plus de 80 centièmes en haut de la distribution. Même dans le bas de la distribution des revenus des parents, un quart des individus dépassent le 60^e centième de revenus (et 10 % dépassent le 80^e), alors que tout en haut de la distribution des revenus des parents, un quart des enfants ont des revenus inférieurs à ceux du 30^e centième (et 10 % ont des

revenus inférieurs à ceux du 10^e centième). Cette variabilité des positions à revenu des parents donnés a déjà été observée à catégorie sociale des parents donnée par Lefranc *et al.* (2004). On constate donc de nombreuses situations de mobilité ascendante et de mobilité descendante, indiquant que le revenu des parents ne détermine pas entièrement le revenu des enfants.

Figure III – Quantiles de rang des individus selon le rang des parents



Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus nés entre 1989 et 1992, rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019.

Si l'on distingue maintenant non plus cent, mais cinq niveaux de revenus, on constate que 73 % des personnes de 29 ans appartiennent à un cinquième de revenus différent de celui auquel appartenaient leurs parents. Parmi celles dont les parents appartenaient au premier (plus bas) cinquième de la distribution des revenus individuels, 31 % sont également dans les 20 % les plus modestes (phénomène souvent appelé « plancher adhérent »), tandis qu'à l'opposé 12 % sont dans le dernier cinquième (figure IV). Ce dernier taux, de mobilité très ascendante, est un peu plus faible à 30 ans, égal à 11 %. Il est proche de ceux obtenus par Alesina *et al.* (2018) et Kenedi & Sirugue (2021) sur données françaises, qui l'évaluent à 11 % et 10 % respectivement, compte tenu des différences de méthode et de champ (ces études imputent les revenus des parents et utilisent des définitions de revenus différentes). Le taux de mobilité très ascendante ainsi défini est significativement plus élevé qu'aux États-Unis (7.5 % selon Chetty *et al.*, 2014, et 7.8 % selon Alesina *et al.*, 2018), en Italie (9.0 %, selon Acciari *et al.*, 2022 ; 10.4 % selon Alesina *et al.*, 2018) et en Allemagne¹⁴, mais moins élevé qu'au Canada (13.4 % selon Corak & Heisz, 1999) et qu'en Suède (15.7 % selon Heidrich, 2017)¹⁵. À l'inverse, 35 % des personnes de 29 ans dont les parents appartiennent aux 20 % les plus aisés sont eux aussi dans les 20 % les plus aisés (phénomène dit de « plafond adhérent »), contre une proportion qui serait de 20 % si la position dans l'échelle des revenus était le fait du hasard (égalité des chances parfaite). Ainsi, les

personnes des familles les 20 % les plus aisées ont trois fois plus de chances d'être elles aussi parmi les 20 % les plus aisées (de leur génération) que celles des familles les 20 % les plus pauvres. 15 % des enfants effectuent une mobilité descendante vers les 20 % les plus modestes. Ce pourcentage est plus faible si l'on utilise le revenu du ménage auquel la personne appartient plutôt que son revenu individuel, en partie en raison de l'arrêt temporaire de l'activité de l'un des deux conjoints au moment de la naissance d'un enfant au sein du couple¹⁶.

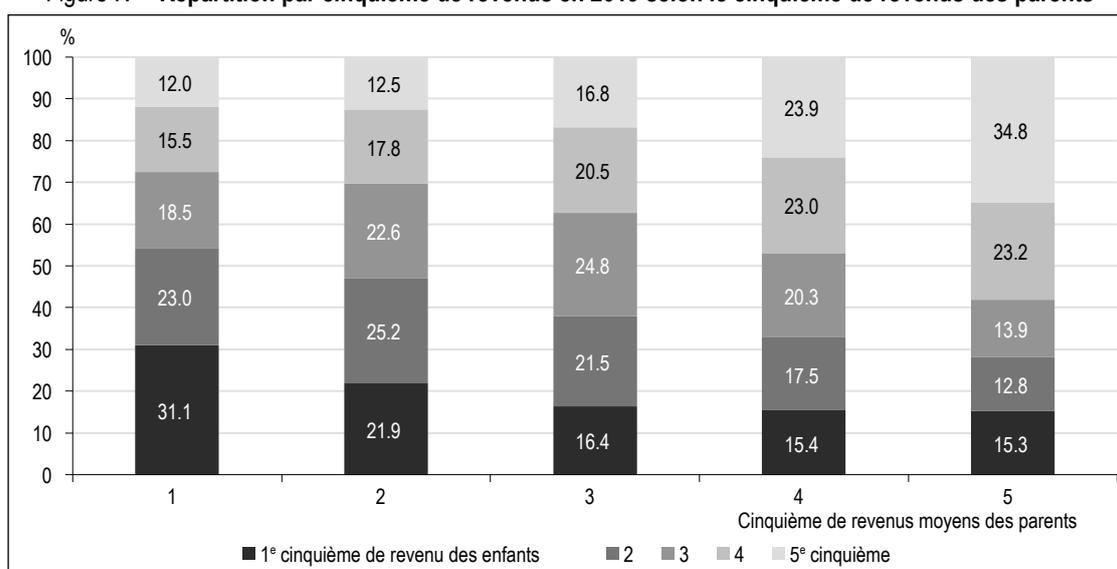
Enfin, si l'on définit de façon plus large la mobilité ascendante, comme la proportion de personnes issues des parents les 25 % (resp. 40 %) les plus modestes à se trouver parmi les 25 % (resp. 40 %) les plus aisés, le taux de mobilité est de 16.5 % (resp. 29 %). À l'inverse, la mobilité entre les 10 % les plus modestes et les 10 % les plus aisés est mécaniquement plus faible, mais reste significative : 4 % des personnes dont les parents sont parmi les 10 % les plus modestes sont parmi les 10 % les plus aisés (voir la figure S4-3 de l'Annexe en ligne S4).

14. Selon Schnitzlein (2016), le taux de mobilité ascendante entre quartiles extrêmes est de 15 % en Allemagne, il est de 17 % selon nos résultats pour la France. L'OCDE (2018) calcule également une mobilité très ascendante beaucoup plus faible en Allemagne qu'en France.

15. Le pourcentage de mobilité ascendante serait plus proche au Danemark (11.7 %, selon Boserup *et al.*, 2013) et en Suisse (Chuard-Keller & Grassi, 2021), mais ces résultats sont donnés à un âge plus avancé et donc la mobilité ascendante devrait être plus élevée dans ces pays. On compare ici seulement avec les pays dont l'estimation est réalisée au niveau individuel.

16. Le fait que la mobilité descendante soit plus forte pour les femmes va dans le sens de cette explication. Kenedi & Sirugue (2021) observent par exemple une mobilité descendante beaucoup plus faible en retenant une définition des revenus au niveau du ménage plutôt qu'au niveau individuel.

Figure IV – Répartition par cinquième de revenus en 2019 selon le cinquième de revenus des parents



Lecture : parmi les enfants dont les parents étaient dans le plus bas cinquième (colonne 1), 31.1 % sont dans le plus bas cinquième de la distribution de revenus de leur classe d'âge en 2019, et 12.0 % dans le plus haut cinquième.

Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus de 29 ans (nés en 1990), rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019.

Ces chiffres sont peu sensibles à la façon dont on mesure le revenu des parents, que l'on considère le revenu par unité de consommation, le niveau de vie, le revenu le plus élevé des deux parents ou le revenu

moyen (tableau 3). La mobilité ascendante est cependant légèrement plus faible (11 %) en utilisant le revenu maximum des parents et ou les niveaux de vie des parents pour les enfants âgés de 29 ans.

Tableau 3 – Transition entre cinquièmes de revenus selon la définition du revenu des parents retenue

	Plancher adhérent (B20/B20)	Mobilité très ascendante (B20/T20)	Plafond adhérent (T20/T20)	Mobilité très descendante (T20/B20)
Revenu moyen des parents (%)	31	12	35	15
Revenu des parents par UC (%)	31	12	35	15
Niveau de vie (%)	30	11	35	15
Revenu maximum des parents (%)	31	11	36	15

Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus de 29 ans (nés en 1990), rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019.

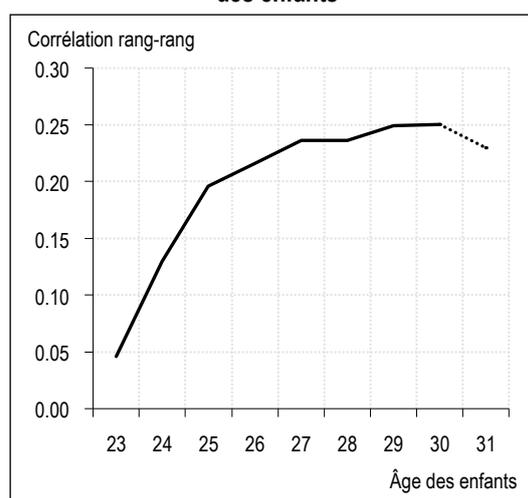
2.2. Tests de robustesse

Biais lié au cycle de vie. Il s'agit d'un potentiel biais lié au fait que l'on s'intéresse à des personnes encore jeunes (27 à 30 ans), donc à un moment où elles n'ont pas nécessairement une situation (et donc un revenu) complètement stabilisée sur le marché du travail. Pour évaluer l'ampleur de ce biais, nous commentons dans cette partie la relation entre la corrélation rang-rang et l'âge auquel on la mesure (figure V). La corrélation rang-rang augmente fortement entre 23 et 25 ans (elle est quasi nulle avant), puis un peu moins entre 25 ans et 27 ans, très faiblement à partir de 27 ans et se stabilise à 29 ans. Cela conforte notre choix de présenter des résultats uniquement sur les personnes ayant entre 27 et 30 ans et de focaliser notre analyse sur celles de 29 ans. Il faut noter que les résultats concernant les personnes de 31 ans sont affectés par des effets de sélection (liés au fait qu'on n'observe que celles qui étaient toujours dans le foyer fiscal de leur(s) parent(s) en 2010, à 23 ans) et doivent être interprétés avec précaution (probable sous-évaluation de la corrélation). Différentes études montrent qu'il peut y avoir un écart entre la corrélation rang-rang à 29-30 ans et celle à 35 ans, ce qui fournit un ordre de grandeur du biais de cycle de vie : Kenedi & Sirugue (2021) obtiennent un écart de 4 % (resp. 10 %) entre les corrélations rang-rang à 29 ans et à 35 ans (resp. 40 ans) sur les revenus individuels en France et Chetty *et al.* (2014) observent un écart très faible (voire nul selon les données mobilisées) entre 29 et 35-40 ans. Notons enfin que la mobilité au cours de la vie serait très faible en France selon une récente étude (Loisel & Sicsic, 2023)¹⁷, ce qui va dans le sens d'un faible biais lié au cycle de vie.

Le tableau S4-2 de l'Annexe en ligne fournit enfin les différentes statistiques issues des matrices de transition pour différents âges. Les

résultats concernant le « plancher adhérent », la mobilité très ascendante B20/T20 et le « plafond adhérent » sont proches mesurés à 27, 28, 29 ou 30 ans : 30 % à 32 % des personnes dont les parents appartiennent au premier cinquième de la distribution des revenus figurent eux aussi dans le premier cinquième, tandis que 11 % à 12 % appartiennent au plus haut cinquième. Kenedi & Sirugue (2021) montrent aussi que la mobilité ascendante est stable à partir de 27 ans. Ces chiffres restent quasi inchangés en considérant le niveau de vie plutôt que le revenu moyen des parents (voir le tableau S4-3 de l'Annexe en ligne).

Figure V – Corrélation rang-rang selon l'âge des enfants



Source et champ : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus de 23 à 31 ans en 2019, rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019.

17. La corrélation rang-rang serait d'environ 0.9 sur 10 ans, et la mobilité très ascendante de 1.5 %, (pour les individus entre 25 et 42 ans, et seulement très légèrement plus élevée, 2 %, pour les individus de 29 ans).

Les résultats de la partie 3 suivante qui concerne les enfants entre 27 ans et 30 ans utilisent principalement la mobilité ascendante (cf. encadré 2), indicateur le moins sensible au biais de cycle de vie.

Âge et cycle de vie des parents. Si nous étudions des personnes de même âge, elles ont en revanche des parents d'âges différents. Ces différences d'âge pourraient être la cause de différences de revenus qui ne sont pas des différences de revenu permanent. Nous vérifions qu'en contrôlant pour l'âge des parents dans la régression (1) les résultats sont très proches. Nous testons également des restrictions sur l'âge des parents. D'après nos données, seuls moins de 2 % des mères et 7 % des pères sont âgés de plus de 60 ans. Se restreindre aux personnes dont les parents ont entre 40 et 60 ans augmente très légèrement la corrélation rang-rang (0.254 contre 0.249, voir le tableau S4-4 de l'Annexe en ligne), étant donné que la corrélation entre l'âge des parents et leur rang en termes de revenus n'est pas significative.

Le revenu des enfants. On considère dans cette analyse le revenu individuel et non le niveau de vie, car une proportion significative des 29 ans vivent encore chez leurs parents et par définition leur niveau de vie à 29 ans est donc celui de leurs parents. On peut toutefois restreindre l'analyse aux personnes qui ne vivent plus dans le même logement qu'en 2010 (i.e. celui de leurs parents)¹⁸, ce qui conduit à supprimer environ 20 % des individus. Sur cette population restreinte, la corrélation rang-rang est de 0.26 en considérant le revenu individuel des enfants et des parents (voir le tableau S4-4 de l'Annexe en ligne), et de 0.29 en considérant le niveau de vie des parents et des enfants (elle resterait inférieure à celle obtenue aux États-Unis avec cette variable à 29 ans, qui serait de 0.32-0.33). La corrélation des niveaux de vie plus élevée que celle des revenus est liée à l'homogamie sociale.

Les pondérations. Les régressions sont pondérées (cf. *supra*), mais ne pas les pondérer change peu les résultats (voir le tableau S4-4 de l'Annexe en ligne). Nous avons également testé différents jeux de pondérations, permettant de mieux corriger de problèmes de représentation et de caler sur les revenus de la population générale (voir l'Annexe en ligne S2). La corrélation rang-rang varie de 0.23 à 0.26 selon la pondération utilisée, et la mobilité ascendante entre le plus bas et le plus haut cinquième est stable à 12 % (sauf dans un scénario à 13 %, voir le tableau S2-3 de l'Annexe en ligne). La pondération que nous avons utilisée dans les

résultats principaux donne des résultats centraux et a l'avantage de moins déformer les poids de départ disponibles dans l'EDP.

3. La mobilité selon les caractéristiques sociodémographiques et géographiques

Les tableaux S4-5 à S4-7 et les figures S4-4 et S4-5 de l'Annexe en ligne S4 déclinent les indicateurs de mobilité précédents selon différentes caractéristiques individuelles (sexe, année de naissance), du ménage (configuration familiale, revenus du capital, statut d'occupation du logement), de la personne de référence du ménage¹⁹ en 2010 (diplôme, CS, statut migratoire) ou géographiques (région, département ou taille d'unité urbaine). Pour aller plus loin, nous mettons en œuvre une régression de Poisson modifiée robuste à l'erreur de variance (suivant la procédure de Zou, 2004) expliquant la mobilité très ascendante B20/T20 (resp. la mobilité ascendante élargie B40/T40) par ces variables. Les possibilités de mobilité ascendante B40/T40 concernant deux fois plus de personnes que les possibilités de mobilité très ascendante B20/T20, les modèles concernant la mobilité B40/T40 aboutissent à des estimateurs plus précis.

3.1. Analyse de la mobilité ascendante

Le tableau 4 présente les risques relatifs (par rapport à une modalité de référence), appelés ici rapports de chances²⁰ de mobilité ascendante obtenus par régression et les intervalles de confiance associés. Les femmes ont 1.5 fois moins de chance de faire une mobilité ascendante élargie B40/T40 que les hommes (colonne 1) et 1.8 fois moins pour la mobilité B20/T20 (colonne 3)²¹. Cette différence est importante et cohérente avec l'existence d'un différentiel important de revenu selon le sexe. La probabilité de mobilité ascendante est plus faible dans les familles monoparentales et les ménages complexes (et dans une moindre mesure dans les

18. Cependant, cette approche ne permet pas d'exclure ceux qui ont déménagé avec leurs parents entre 2010 et 2019.

19. Définie comme celui des deux parents ayant le plus haut revenu.

20. Cela est plus simple à interpréter que les odds ratio issus de régressions logistiques dont l'interprétation peut être trompeuse. En effet, l'odds ratio est un rapport de cote, et la cote correspond déjà à une chance relative mesurée par un rapport de probabilités $r/(1-r)$ où r est la fréquence de l'événement). Cela donne des résultats différents d'un rapport de chances quand r n'est pas très petit, comme dans notre cas (voir la figure S4-9 de l'Annexe en ligne S4).

21. L'analyse univariée indique que les hommes ont une probabilité de 15 % (resp. 34 %) de réaliser une mobilité ascendante B20/T20 (resp. B40/T40), contre 8 % (resp. 24 %) pour les femmes (voir le tableau S4-7 de l'Annexe en ligne S4). Cela est aussi cohérent avec le fait que la corrélation rang-rang est plus élevée pour les filles que pour les garçons (d'environ 0.03 point).

familles nombreuses) que dans les couples avec un ou deux enfants. Cela peut être expliqué par les difficultés particulières auxquelles font face ces familles. À l'inverse, le fait que les parents disposent de revenus du capital élevés favorise la mobilité. Ainsi, empiriquement, les effets positifs du capital (accéder à des formations onéreuses ou à un capital social important) l'emportent sur les effets théoriquement négatifs (réduction des incitations à entreprendre de longues études ou à travailler). Ces effets sont moindres que ceux issus d'une analyse descriptive univariée²², mais restent très significatifs. De même, les enfants dont les parents sont propriétaires de leur logement ont une plus forte probabilité de réaliser une mobilité ascendante et une probabilité plus faible de rester en bas de la distribution et de réaliser une mobilité descendante.

Les personnes dont le parent au plus haut revenu est immigré ont significativement plus de chances de gravir l'échelle des revenus que ceux dont ce parent est non immigré²³. Cela est cohérent avec les résultats obtenus par Abramitzky *et al.* (2021) sur les États-Unis, montrant que la mobilité ascendante est plus forte pour les immigrés depuis plus d'un siècle. Cela est en partie lié au fait que les immigrés vivent plus souvent dans des grands centres urbains avec plus d'opportunités d'emploi, mais nous montrons que ce résultat est toujours vrai en contrôlant de la localisation. Abramitzky *et al.* (2021) mettent en évidence que cela est lié principalement au fait que les pères immigrés sont moins bien rémunérés que les pères non immigrés à compétences égales (notamment ceux qui ont émigré plus tardivement que dans la petite enfance, du fait d'une moins bonne maîtrise de la langue qui les empêche de trouver un travail adapté à leurs qualifications). Par ailleurs, parmi les descendants d'immigrés, la mobilité très ascendante est la plus élevée pour ceux dont les parents viennent d'Asie (30 %), puis pour ceux de parents venant d'Amérique et d'Europe (19 %). Elle est la plus faible pour l'Afrique subsaharienne (13 %), ce qui reste néanmoins plus élevé que pour les personnes qui ne sont pas issues de l'immigration (10 %). Il faut toutefois noter que cette mobilité ascendante plus fréquente pour les descendants d'immigrés s'accompagne d'un risque plus élevé de rester dans le bas de la distribution ou de faire une mobilité descendante (voir *infra*).

Les personnes dont le parent au plus haut revenu (souvent le père) est titulaire d'au moins le baccalauréat ont significativement plus de chances de réaliser une mobilité ascendante toutes choses égales par ailleurs (environ 1.3 fois).

Les différences de mobilité selon l'origine sociale (mesurée par la catégorie socioprofessionnelle) sont beaucoup plus faibles une fois estimées à autres caractéristiques données : le fait d'avoir un père cadre plutôt que profession intermédiaire n'est ainsi pas significativement associé à une mobilité ascendante B40/T40 plus élevée. À l'inverse, la mobilité ascendante est significativement plus faible pour les enfants d'ouvriers et d'employés que pour les enfants de parents exerçant des professions intermédiaires.

Enfin, les personnes dont la famille a été mobile géographiquement dans l'enfance ont également plus de chances de faire une mobilité ascendante, et la persistance des revenus est plus faible pour elles.

La probabilité de mobilité ascendante est significativement plus élevée quand on a grandi en Île-de-France plutôt qu'en Auvergne-Rhône-Alpes. Elle est significativement plus faible dans les Hauts-de-France qu'en Auvergne-Rhône-Alpes. Pour déterminer si les différences de mobilité selon la région sont liées à des différences de revenu moyen entre régions, on ajoute à la régression le cinquième de revenu médian de la commune ou de l'aire urbaine dans laquelle la personne résidait en 2010. En ajoutant cette variable, l'Île-de-France ne se distingue plus significativement de l'Auvergne-Rhône-Alpes, mais la probabilité de mobilité reste plus faible dans les Hauts-de-France (voir la figure S4-6 de l'Annexe en ligne). Les signes des coefficients des autres régions restent également proches de ceux obtenus sans contrôle du revenu de la zone d'habitation en 2010. Ainsi, l'effet propre des territoires demeure à niveau de richesse donné, sauf pour la région Île-de-France, dont les résultats positifs seraient uniquement liés à son niveau de richesse.

Enfin, nous regardons de façon directe si la mobilité ascendante dépend des caractéristiques du territoire d'origine. On constate que, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de mobilité ascendante est plus forte dans les territoires où le taux de diplômés et le PIB par habitant sont les plus élevés, mais qu'il n'y a pas de différence selon le type d'aire d'attraction des villes (voir la figure S4-7 de l'Annexe en ligne).

Il est également intéressant de noter que nous ne mettons en évidence aucune corrélation entre

22. On constate que 21 % (resp. 40 %) des individus dont les parents ont les 10 % des patrimoines les plus élevés font une mobilité ascendante B20/T20 (resp. B40/T40), contre 10 % (resp. 26 %) de ceux dont les parents perçoivent des revenus du patrimoine inférieurs à la médiane.

23. Les descendants d'immigrés ont aussi une corrélation rang-rang plus faible, et qui est encore plus faible (0.13) pour les descendants d'immigrés diplômés (voir la figure S4-5 de l'Annexe en ligne).

Tableau 4 – Caractérisation des personnes en mobilité ascendante B40/T40 ou B20/T20

Variables	Modalités	Variable d'intérêt et population					
		B40/T40		B40/T40 population entière		B20/T20 population entière	
		Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Sexe	Homme	<i>Référence</i>					
	Femme	0.68***	0.04	0.69***	0.00	0.55***	0.01
Revenus du capital des parents	Inférieurs à D5	<i>Référence</i>					
	D5-D9	1.24***	0.04	1.32***	0.00	1.40***	0.01
	Supérieurs à D9	1.25**	0.08	1.41***	0.01	1.85***	0.01
Type de ménage	Couple 1 ou 2 enfants	<i>Référence</i>					
	Couple 3 enfants ou plus	0.94	0.05	0.98***	0.00	1.01***	0.01
	Famille monoparentale	0.87*	0.07	0.84***	0.00	0.80***	0.01
	Ménage complexe	0.71***	0.10	0.75***	0.01	0.59***	0.02
Mobilité géographique	Non mobile	<i>Référence</i>					
	Mobile	1.10*	0.04	1.08***	0.00	1.29***	0.01
Diplôme des parents (personne de référence du ménage)	Sans diplôme	<i>Référence</i>					
	Diplôme inf. au bac.	1.15*	0.06	1.13***	0.01	0.99***	0.02
	Bac. ou équivalent	1.34***	0.07	1.34***	0.01	1.35***	0.02
	Diplôme sup. au bac.	1.30***	0.07	1.29***	0.01	1.13***	0.03
	Manquant			1.03***	0.04	0.94***	0.08
Ascendance migratoire (pers. de réf.)	Non immigré	<i>Référence</i>					
	Immigré	1.18**	0.06	1.24***	0.01	2.00***	0.02
	Manquant			1.14***	0.04	1.38***	0.07
Catégorie socioprofessionnelle des parents (pers. de réf.)	Profession intermédiaire	<i>Référence</i>					
	Agriculteur	0.83	0.11	0.82***	0.02	0.80***	0.03
	Artisan, commerçant, chef d'entreprise	1.06	0.07	1.11***	0.01	1.12***	0.03
	Cadre	1.11	0.08	1.13***	0.01	1.20***	0.03
	Employé	0.86*	0.06	0.88***	0.01	0.88***	0.03
	Ouvrier	0.82**	0.06	0.84***	0.01	0.70***	0.02
	Autre	0.99	0.10	0.94***	0.02	1.00***	0.03
Région d'origine	Auvergne-Rhône-Alpes	<i>Référence</i>					
	Bourgogne-Franche-Comté	0.98	0.11	0.95***	0.01	0.92***	0.02
	Bretagne	0.84	0.10	0.85***	0.01	0.88***	0.02
	Centre-Val de Loire	1.07	0.11	0.94***	0.01	1.050	0.03
	Corse	0.93	0.39	1.23***	0.04	1.64***	0.09
	Grand Est	0.96	0.09	0.84***	0.01	0.74***	0.02
	Hauts-de-France	0.79**	0.09	0.79***	0.01	0.65***	0.02
	Île-de-France	1.22*	0.08	1.19***	0.01	1.51***	0.02
	Normandie	0.96	0.10	0.91***	0.01	0.82***	0.02
	Nouvelle-Aquitaine	0.98	0.09	0.87***	0.01	0.81***	0.02
	Occitanie	0.93	0.09	0.85***	0.01	0.83***	0.02
	Pays de la Loire	0.96	0.09	0.91***	0.01	0.90***	0.02
	Provence-Alpes-Côte d'Azur	0.90	0.10	0.84***	0.01	1.06***	0.02
Années	1989	<i>Référence</i>					
	1990	1.085	0.06	1.01	0.00	1.17***	0.01
	1991	1.119	0.06	1.07***	0.00	1.22***	0.01
	1992	1.147	0.08	1.13***	0.01	1.33***	0.02
	Constante	0.30***	0.10	0.31***	0.01	0.10***	0.03
Observations		5 637		22 878		11 157	

Note : le tableau donne le rapport de risques (RR) ou de chances de réaliser une mobilité ascendante selon différents types d'indicateurs, entre une certaine modalité et la modalité de référence (1^{re} modalité de chaque variable), à partir d'une régression de Poisson modifiée à variance robuste. Le parent considéré est le parent au plus haut revenu pour l'ascendance migratoire, le diplôme et la CSP et ces variables sont observées entre 1999 et 2012. Les autres variables sont mesurées en 2010. Les résultats sur la « population entière » correspondent aux résultats avec toutes les observations, sans restriction aux données non manquantes.

Source : Insee-DGFIP-Cnaf-Cnav-CCMSA, échantillon démographique permanent 2020. France métropolitaine. Individus nés entre 1989 et 1992, rattachés à la déclaration fiscale de leurs parents en 2010, 2011 ou 2012, et ayant des revenus positifs ou nuls en 2019, présents dans les EAR ou le RP.

mobilité et inégalité de niveau de vie selon les découpages administratifs (au niveau des régions et des départements, ou même selon d'autres zonages), à l'inverse de ce qu'obtenaient Chetty *et al.* (2014) aux États-Unis. Une corrélation positive plus nette apparaît entre mobilité ascendante et revenu médian du territoire (voir Abbas & Sicsic, 2022 pour plus de détails). Cela peut être lié au fait que les territoires les plus riches sont les plus attractifs et offrent davantage d'opportunités d'emploi : la mobilité ascendante y trouverait donc un terrain favorable.

Différents tests de robustesse ont été effectués selon les variables d'intérêt prises en compte, le traitement des données manquantes, le type de régression effectué ou encore l'âge des parents considéré. On remarque que les effets sont beaucoup plus significatifs en considérant l'ensemble de la population²⁴ (tableau 4, colonne 2), tout en restant quasi-inchangés. Un résultat notable est que l'effet propre de l'Île-de-France devient beaucoup plus significatif en effectuant la régression sur la mobilité très ascendante (rapport de 1.5 contre 1.2 pour la mobilité élargie, tableau 4, colonne 2 et 3) (et dans une moindre mesure à partir d'une régression multinomiale – figure S4-8 de l'Annexe en ligne). L'effet de l'ascendance migratoire devient aussi plus élevé, ainsi que celui lié aux revenus du capital des parents. Pour les autres tests, voir l'Annexe en ligne S4 et Abbas & Sicsic (2022).

3.2. Analyse de la mobilité descendante

De la même façon que pour la mobilité ascendante, nous mettons en œuvre une régression de Poisson pour expliquer la mobilité descendante T40/B40 (probabilité d'appartenir aux 40 centiles les plus bas pour les 40 centiles les plus hauts). Les résultats (voir la figure S4-10 de l'Annexe en ligne) sont, en général, le reflet des résultats relatifs à la mobilité ascendante, à quelques différences près. Les femmes, les familles monoparentales et les ménages complexes, ainsi que les immigrés ont une probabilité plus élevée de réaliser une mobilité descendante. Ce dernier résultat sur les immigrés n'est donc pas le symétrique de celui sur la mobilité ascendante.

Le fait que les parents disposent de revenus du capital élevés ou soient titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur protège d'une mobilité descendante. Contrairement à la mobilité ascendante, une mobilité géographique pendant l'enfance et la catégorie socioprofessionnelle des parents n'affectent pas la mobilité descendante. Sur la population totale, les résultats sont

proches et plus significatifs : par exemple le fait d'avoir des revenus du capital ou d'être diplômé protège plus contre la mobilité descendante (voir la figure S4-11 de l'Annexe en ligne).

* *
*

Cet article donne pour la première fois une estimation directe de la mobilité intergénérationnelle de revenus en France, à partir de données appariant le revenu individuel en 2019 aux revenus des parents dix ans plus tôt. Ainsi mesurée, la mobilité intergénérationnelle de revenu individuel serait plus élevée qu'aux États-Unis et en Italie, et proche de celle observée en Australie en corrigeant le biais de cycle de vie. Elle serait cependant plus faible qu'en Suisse, en Suède, au Danemark et au Canada. La richesse des données utilisées nous permet de montrer que, toutes choses égales par ailleurs, la mobilité ascendante est d'autant plus forte que les parents ont des revenus du capital élevés, que le parent au plus haut revenu a au moins le baccalauréat, qu'il est immigré, que leur famille a été mobile géographiquement pendant leur enfance. À l'inverse, être une femme, avoir vécu dans une famille monoparentale ou dans une famille dans laquelle la personne de référence est ouvrier ou employée, et vivre dans les Hauts-de-France influent négativement sur la mobilité ascendante. Enfin, les personnes originaires d'Île-de-France et du plus bas cinquième de la distribution des revenus ont plus souvent que les autres une mobilité très ascendante, vers le plus haut cinquième de la distribution des revenus. Cet effet est lié à l'attractivité et aux opportunités d'études supérieures et d'emplois qu'offre l'Île-de-France. Le fait d'être immigré conduit également à un risque plus élevé de mobilité descendante.

Rappelons que ces résultats portent sur les personnes de 27 à 30 ans. Si la quasi-totalité de ces jeunes adultes sont en emploi, leur revenu à cet âge n'est pas leur revenu permanent, ce qui peut affecter (à la hausse) certains indicateurs de mobilité. La littérature existante nous pousse cependant à penser que cet effet serait faible sur les statistiques que nous retenons (mobilité intergénérationnelle très proche à 29 ans et 35 ans), en lien également avec la très faible mobilité en France (notamment par rapport aux États-Unis)

24. C'est-à-dire non restreinte aux individus qui figurent dans les données du recensement de la population : il faut donc ajouter une catégorie « manquant » pour les variables du RP.

tout au long de la vie (Loisel & Sicsic, 2023). Il sera intéressant de mettre à jour ces premiers résultats dans quelques années, dès lors que des données similaires sur des personnes plus âgées

(ayant entre 35 et 40 ans) seront disponibles. Cette nouvelle base de données pourra également permettre de mesurer l'inégalité des opportunités en France (Roemer & Trannoy, 2016). □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/7661153/ESpreprint_Sicsic_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Abbas, H. & Sicsic, M. (2022).** Qui gravit l'échelle des revenus par rapport à ses parents ? Insee, *Documents de travail* N° 2022-04. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/6444945>
- Acciari, P., Polo, A. & Violante, G. L. (2022).** 'And Yet It Moves': Intergenerational Mobility in Italy. *American Economic Journal: Applied Economics*, 14(3), 118–163. <https://doi.org/10.1257/app.20210151>
- Abramitzky, R., Boustan, L., Jacome, L. & Perez, S. (2021).** Intergenerational Mobility of Immigrants in the United States over Two Centuries. *American Economic Review*, 111 (2), 580–608. <https://doi.org/10.1257/aer.20191586>
- Aghion, P., Akcigit, U., Bergeaud, A., Blundell, R. & Hemous, D. (2019).** Innovation and Top Income Inequality. *The Review of Economic Studies*, 86(1), 1–45. <https://doi.org/10.1093/restud/rdy027>
- Alesina, A., Stantcheva, S. & Teso, E. (2018).** Intergenerational Mobility and Preferences for Redistribution. *American Economic Review*, 108(2), 521–554. <https://doi.org/10.1257/aer.20162015>
- Becker, G. S. & Tomes, N. (1979).** An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153–1189. <https://www.jstor.org/stable/1833328>
- Bell, B., Chetty, R., Jaravel, X., Petkova, N. & Van Reenen, J. (2019).** Who Becomes an Inventor in America? The Importance of Exposure to Innovation. *The Quarterly Journal of Economics*, 134 (2), 647–713. <https://doi.org/10.1093/qje/qjy028>
- Bernard, J. (2021).** Les jeunes ni en emploi, ni en études, ni en formation : jusqu'à 21 ans, moins nombreux parmi les femmes que parmi les hommes. *Insee Focus* N° 229. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/5346969>
- Björklund, A. & Jäntti, M. (1997).** Intergenerational Income Mobility in Sweden Compared to the United States. *American Economic Review*, 87(5), 1009–1018. https://econpapers.repec.org/article/aeaarec/v_3a87_3ay_3a1997_3ai_3a5_3ap_3a1009-18.htm
- Black, S. E. & Devereux, P. J. (2011).** Recent Developments in Intergenerational Mobility. In: *Handbook of Labor Economics*, 4, pp. 1487–1541. [https://doi.org/10.1016/S0169-7218\(11\)02414-2](https://doi.org/10.1016/S0169-7218(11)02414-2)
- Bonneau, C. & Grobon, S. (2022).** Unequal access to higher education based on parental income: evidence from France. *Wild World Working Paper* N° 2022/01. <https://wid.world/news-article/unequal-access-to-higher-education/>
- Boserup, S. H., Kopczuk, W. & Kreiner, C. T. (2014).** *Stability and persistence of intergenerational wealth formation: Evidence from Danish wealth records of three generations*. University of Copenhagen. <https://web.econ.ku.dk/ctk/Papers/WealthAcrossGen.pdf>
- Chetty, R., Friedman, J., Hilger, N., Saez, E., Schanzenbach, D. & Yagan, D. (2011).** How Does Your Kindergarten Classroom Affect Your Earnings? Evidence from Project STAR. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(4), 593–1660. <https://doi.org/10.1093/qje/qjr041>
- Chetty, R., Hendren, N., Kline, P. & Saez, E. (2014).** Where is the land of Opportunity? The Geography of Intergenerational Mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553–1623. <https://doi.org/10.1093/qje/qju022>
- Chetty, R., Friedman, J. N., Saez, E., Turner, N. & Yagan, D. (2020).** Income Segregation and Intergenerational Mobility Across Colleges in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(3), 1567–1633. <https://doi.org/10.1093/qje/qjaa005>
- Chuard-Keller, P & Grassi, V. (2021).** Switzer-Land of Opportunity: Intergenerational Income Mobility in the Land of Vocational Education. *Social Science Research Network*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3662560>

- Corak, M. & Heisz, A. (1999).** The Intergenerational Earnings and Income Mobility of Canadian Men: Evidence from Longitudinal Income Tax Data. *Journal of Human Resources*, 34(3), 504–533. <https://doi.org/10.2307/146378>
- Dherbécourt, C. & Kenedi, G. (2020).** Quelle influence du lieu d'origine sur le niveau de vie ? France Stratégie, *La Note d'analyse* N° 91. <https://www.strategie.gouv.fr/publications/influence-lieu-dorigine-niveau-de-vie>
- Dherbécourt, C. (2018).** Nés sous la même étoile ? Origine sociale et niveau de vie. France Stratégie, *La Note d'analyse* N° 68. <https://www.strategie.gouv.fr/publications/nes-meme-etoile-origine-sociale-niveau-de-vie>
- Dherbécourt, C. (2020).** La mobilité sociale en France : que sait-on vraiment ? *France Stratégie*. <https://www.strategie.gouv.fr/point-de-vue/mobilite-sociale-france-sait-vraiment>
- Heidrich, S. (2017).** Intergenerational Mobility in Sweden: A Regional Perspective. *Journal of Population Economics*, 30(4), 1241–1280. <https://doi.org/10.1007/s00148-017-0648-x>
- Helso, A.-L. (2021).** Intergenerational Income Mobility in Denmark and the United States. *Scand. J. of Economics*, 123, 508–531. <https://doi.org/10.1111/sjoe.12420>
- Kenedi, G. & Sirugue, L. (2021).** The Anatomy of Intergenerational Income Mobility in France and its Spatial Variations. *PSE Working Papers* N° 2021-59. <https://shs.hal.science/halshs-03455282/>
- Lefranc, A. (2018).** Intergenerational earnings persistence and economic inequality in the long-run : Evidence from French cohorts, 1931-75. *Economica*, 85(340), 808–845. <https://doi.org/10.1111/ecca.12269>
- Lefranc, A., Pistolesi, N. & Trannoy, A. (2004).** Le revenu selon l'origine sociale. *Économie et Statistique*, 371, 39–48. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376313?sommaire=1376317>
- Lefranc, A. & Trannoy, A. (2005).** Intergenerational Earnings Mobility in France: Is France More Mobile than the US? *Annales d'Économie et de Statistique*, 78, 57–77. <https://doi.org/10.2307/20079128>
- Loisel, T. & Sicsic, M. (2023).** La mobilité des individus le long de l'échelle des revenus en France sur la période 2003-2020. *Documents de travail*, Insee, à paraître.
- Murray, C., Clark, R. G., Mendolia, S. & Siminski, P. (2018).** Direct Measures of Intergenerational Income Mobility for Australia. *Economic Record*, 94, 445–468. <https://doi.org/10.1111/1475-4932.12445>
- Nybom, M. & Stuhler, J. (2017).** Biases in Standard Measures of Intergenerational Income Dependence. *Journal of Human Resources*, 52(3), 800–825. <https://doi.org/10.3368/jhr.52.3.0715-7290r>
- OCDE (2018).** A Broken Social Elevator? How to Promote Social Mobility. Paris: OCDE. <https://www.oecd.org/social/broken-elevator-how-to-promote-social-mobility-9789264301085-en.htm>
- Robert-Bobée, I. & Gualbert, N. (2021).** L'échantillon démographique permanent : en 50 ans, l'EDP a bien grandi ! *Courrier des statistiques* N° 6. <https://www.insee.fr/fr/information/5398685?sommaire=5398695>
- Roemer, J.-E. & Trannoy, A. (2016).** Equality of Opportunity: Theory and Measurement. *Journal of Economic Literature*, 54(4), 1288–1332. <https://doi.org/10.1257/jel.20151206>
- Schnitzlein, D. D. (2016).** A New Look at Intergenerational Mobility in Germany Compared to the U.S. *Review of Income and Wealth*, 62, 650–667. <https://doi.org/10.1111/roiw.12191>
- Solon, G. (1999).** Intergenerational Mobility in the Labor Market. *Handbook of Labor Economics*, 3, 1761–1800. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)03010-2](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)03010-2)
- Vallet, L.-A. (2014).** Mobilité observée et fluidité sociale en France de 1977 à 2003. *Idées économiques et sociales*, 2014/1 N° 175, 6–17. <https://www.cairn.info/revue-idees-economiques-et-sociales-2014-1-page-6.htm>
- Zou, G. (2004).** A Modified Poisson Regression Approach to Prospective Studies with Binary Data. *American Journal of Epidemiology*, 159(7), 702–706. <https://doi.org/10.1093/aje/kwh090>
-

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

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 Loublie 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 »¹ (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 rénovée 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^{er} janvier 2009 et le 31 décembre 2011². 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 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 françaises³ ; 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)⁴ (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.

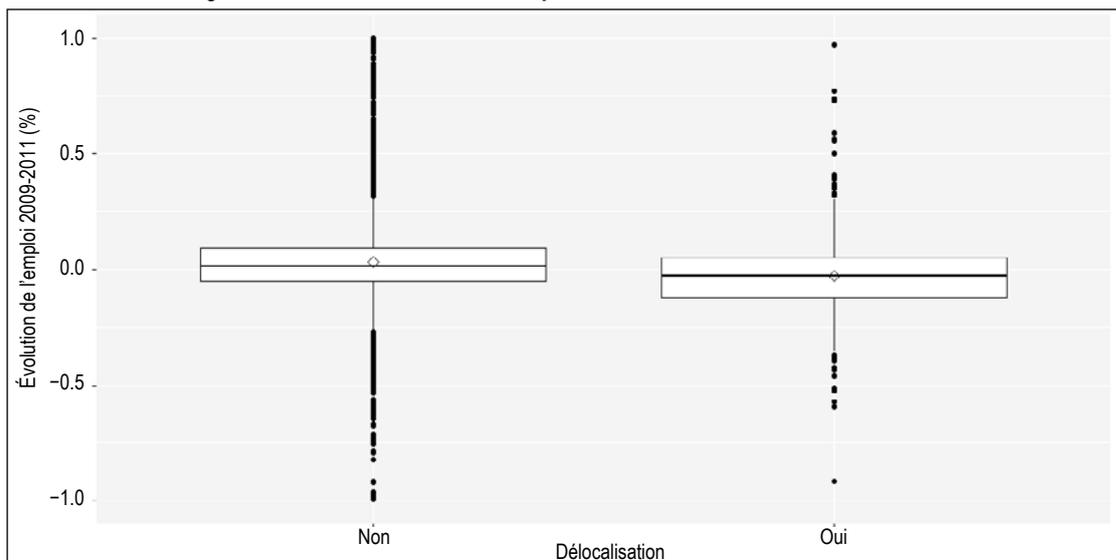
Les figures I à III représentent la distribution des trois variables explicatives présentant le plus fort pouvoir explicatif dans les modèles estimés dans la section 3.

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



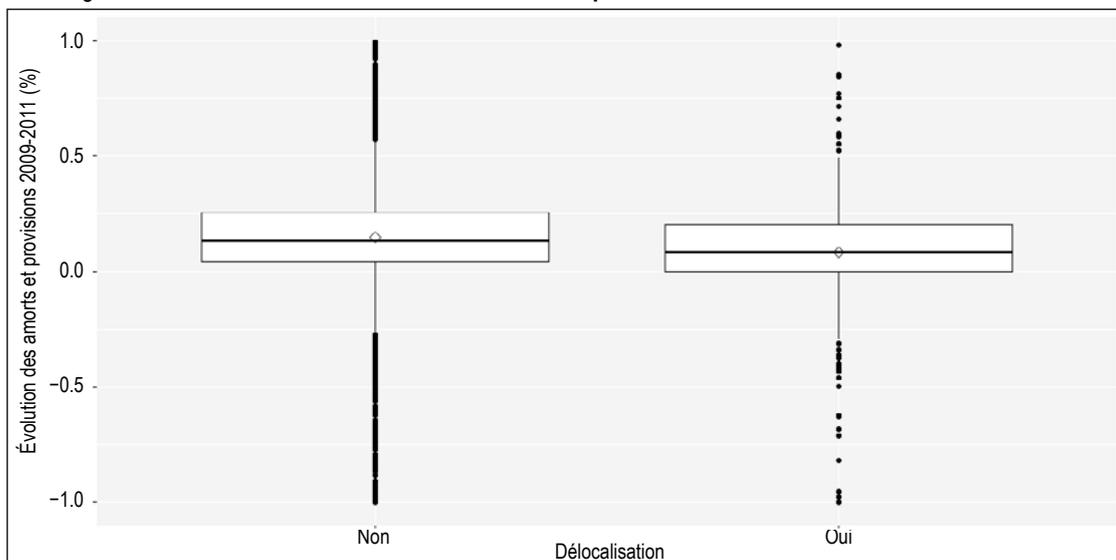
Lecture : les figures I, II et III représentent graphiquement la distribution des variables explicatives sous forme de diagrammes en boîte. Un rectangle est tracé entre le premier et le troisième quartile et coupé par la médiane. La « boîte » ainsi tracée est complétée d'un segment représentant, à ses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

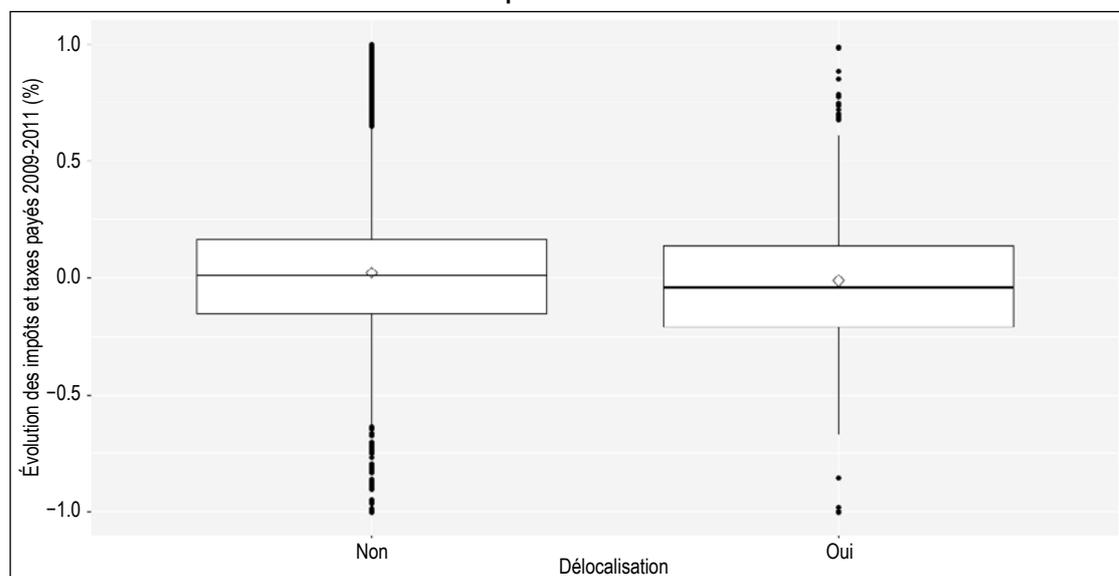
La régression logistique ne nous sert ainsi pas comme outil de repérage de potentiels effets

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.

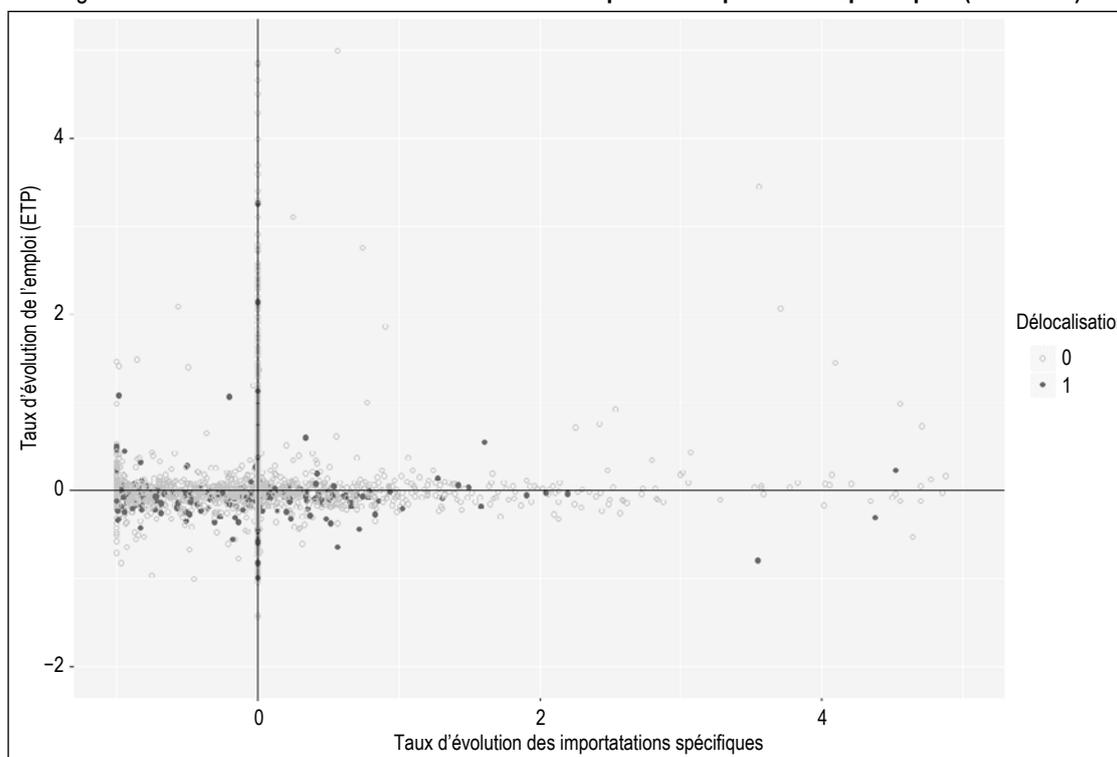
Dans les faits, contrairement aux hypothèses retenues par Aubert & Sillard (2005), de nombreuses unités légales ont eu recours à la délocalisation,

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 couvert⁵, 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 ROC⁶, 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 retons dans la suite de l'article⁷. 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).

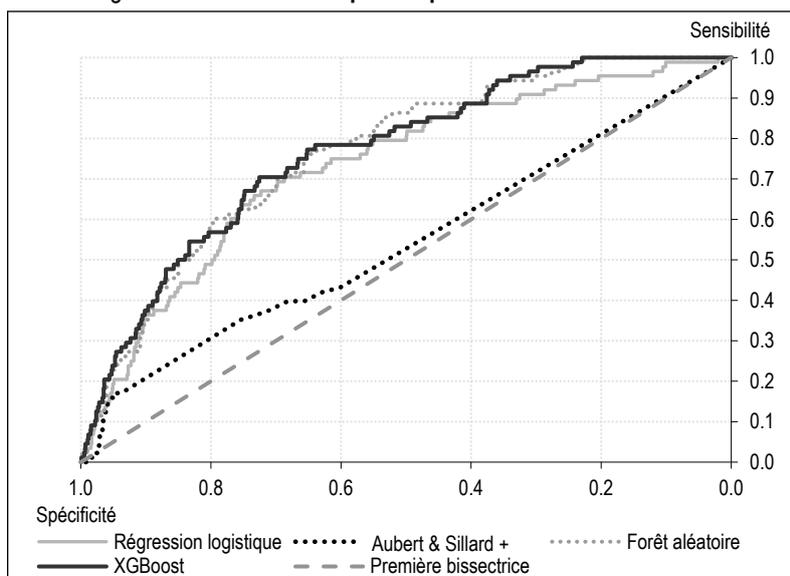
6. Les courbes ROC (pour receiver operating characteristic) sont un outil graphique permettant de comparer les performances de prédiction de différents modèles. Sur la figure V, chaque modèle est représenté par une courbe. À ce stade, pour chaque unité légale de l'échantillon-test, chaque modèle renvoie 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'infinitesimal 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'autre⁸.

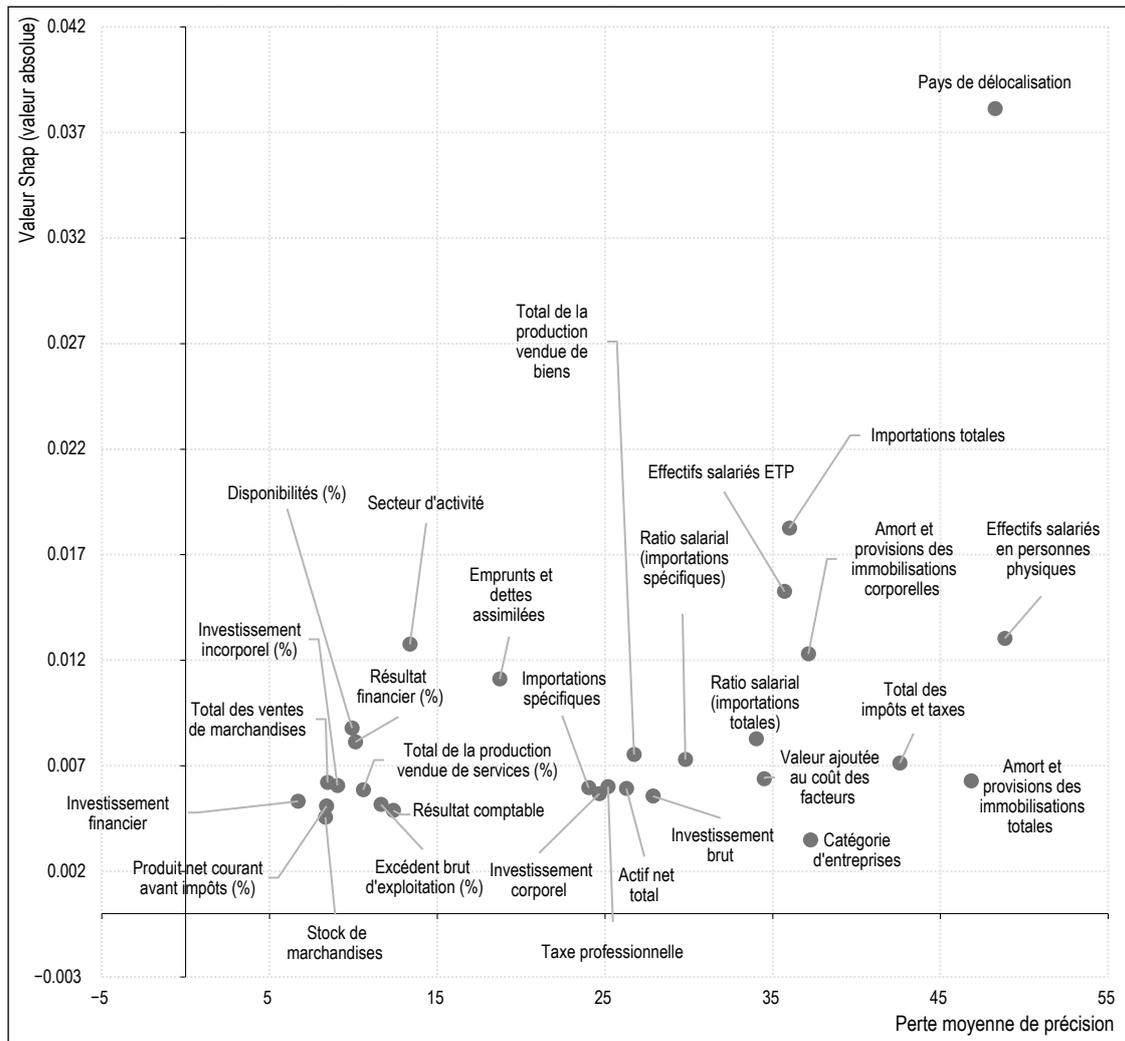
3.4. Le modèle de forêt aléatoire retenu

La figure VI présente deux scores d'importance des différentes variables explicatives dans la forêt aléatoire⁹. 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 haut¹⁰.

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 triennales¹¹ 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.

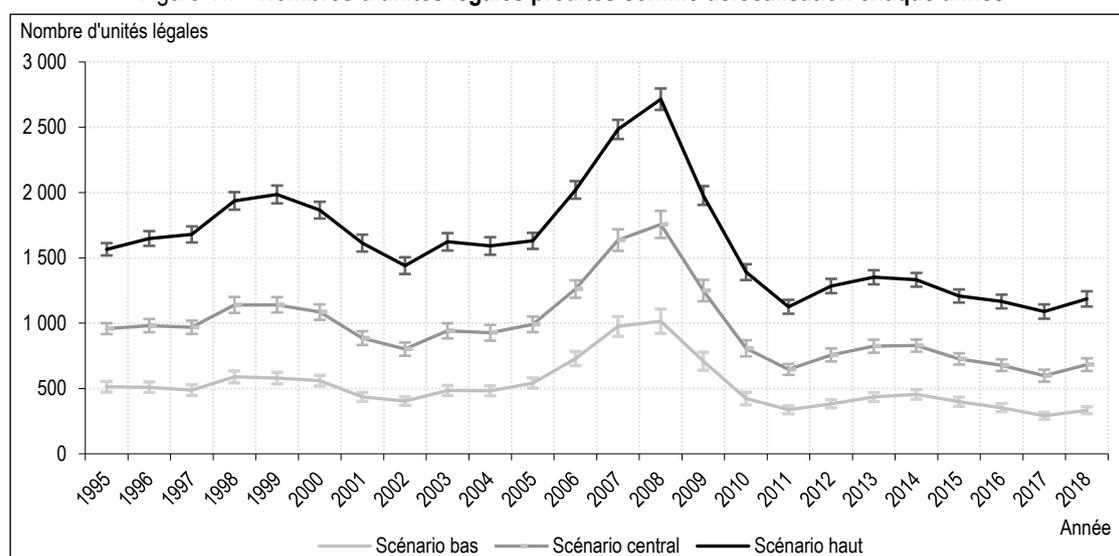
La figure VIII présente la répartition par secteur des entreprises prédites comme ayant délocalisé, pour le scénario bas¹². Sans surprise, l'industrie représente une grande partie des prédictions de délocalisation. C'est en effet le secteur qui a le plus été impacté par l'extension des chaînes de valeur 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

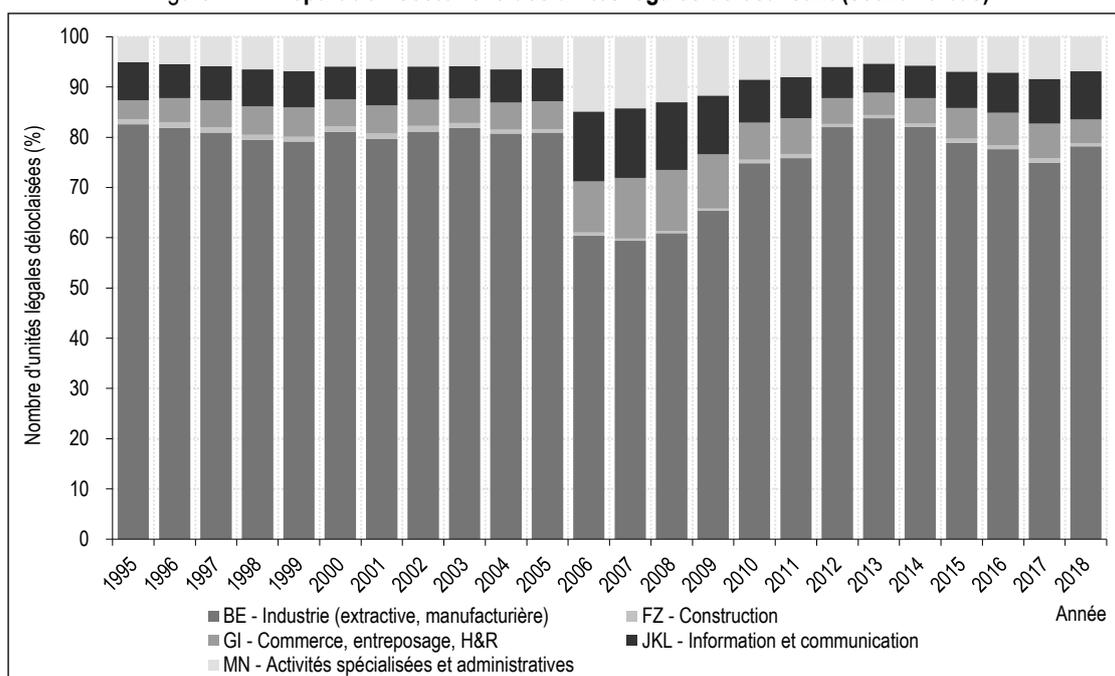
12. Dans ce scénario, la probabilité que l'entreprise prédite comme délocalisant ait véritablement délocalisé est plus élevée que dans les deux autres scénarios, ce qui assure une plus grande fiabilité de la répartition sectorielle.

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).

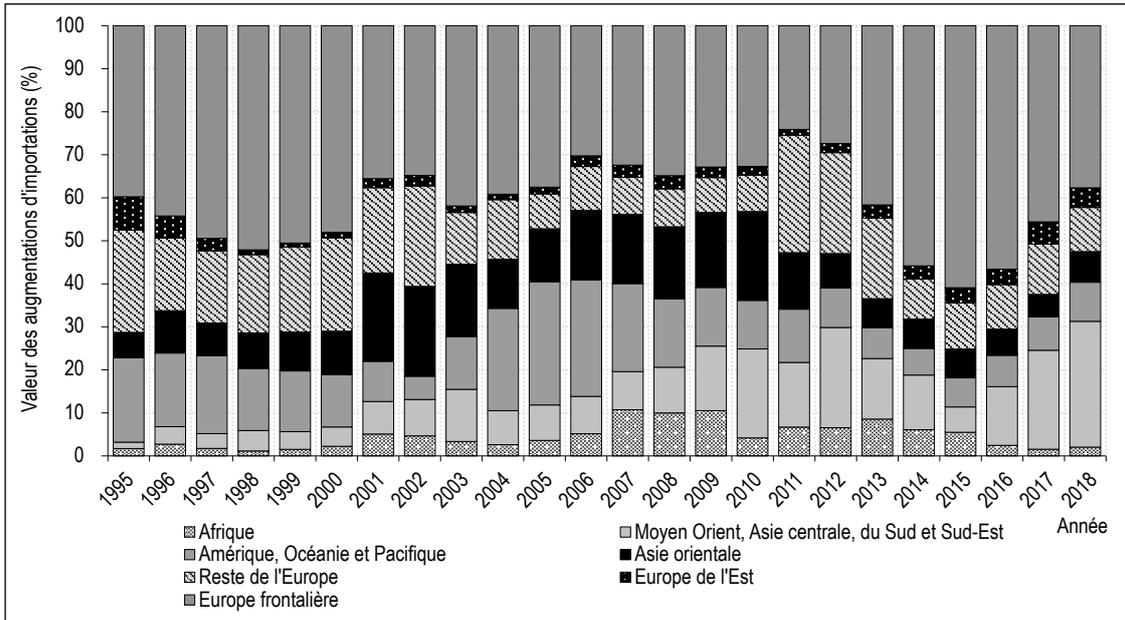
Si le modèle ne permet pas de connaître directement les pays destinataires des délocalisations, il est possible de le déduire de l'observation de l'évolution des flux d'importations des entreprises délocalisant. On fera l'hypothèse que l'entreprise a délocalisé dans le pays pour

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)



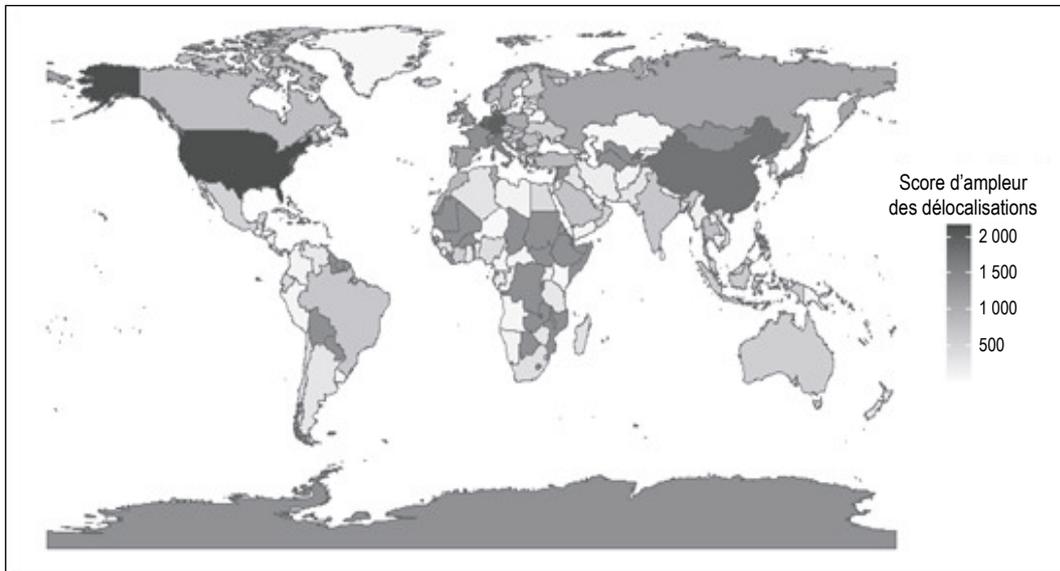
Note : les modalités se lisent de bas en haut pour chaque année (de l'Afrique en bas jusqu'à l'Europe frontalière en haut).
Source : Insee, Fare et CAM – DGDDI, Douanes.

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.

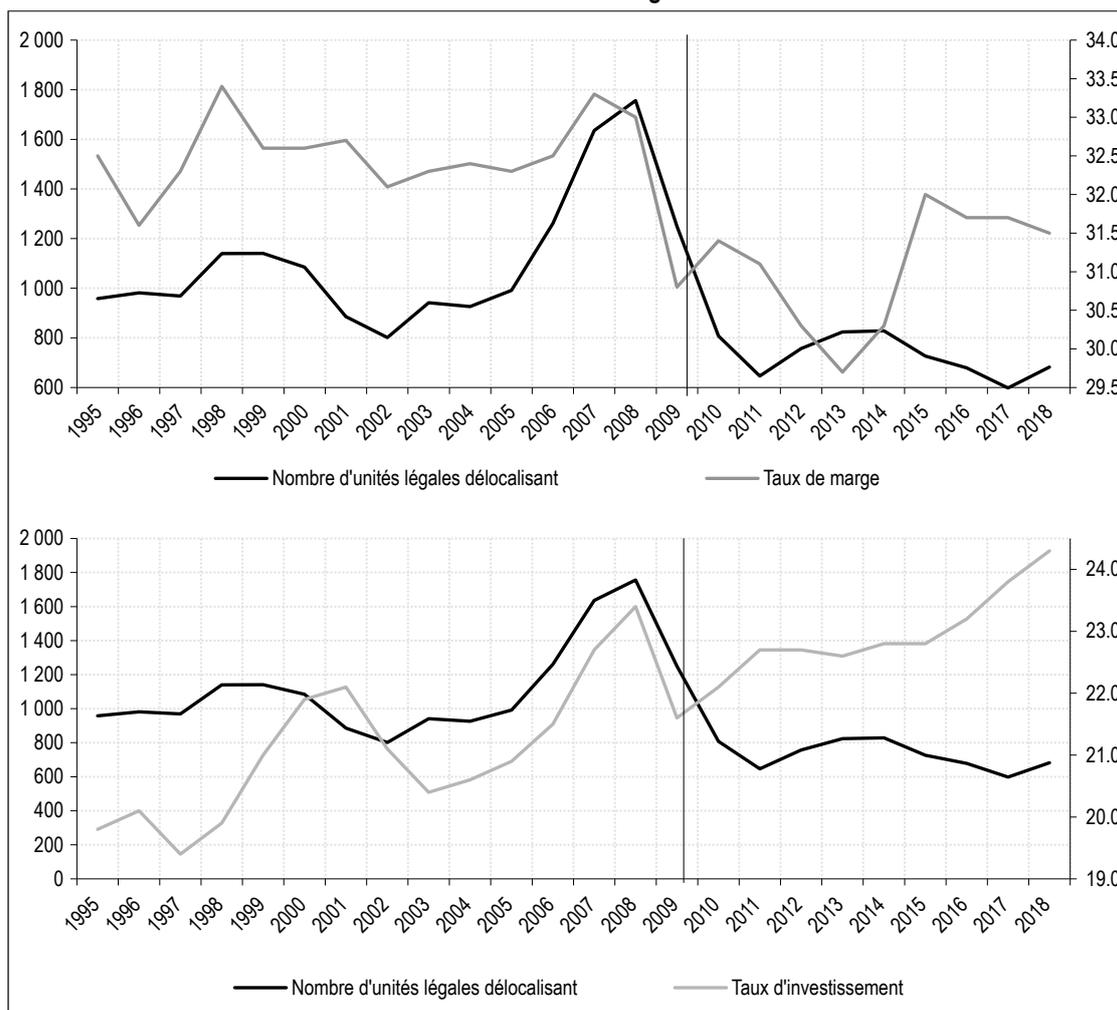
Des pistes de procyclicité des délocalisations sont d'ailleurs avancées par la littérature. Zlate (2016) montre ainsi que la production et la valeur ajoutée des *maquiladoras* mexicaines (usines mexicaines) sont fortement corrélées au cycle de l'industrie manufacturière américaine, sur la période 1990-2007.

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 radicale¹³ 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

Raisonné au niveau des unités légales¹⁴ 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 postes¹⁵ 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)¹⁶ 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 ETP¹⁷, 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 scénarios¹⁸.

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.

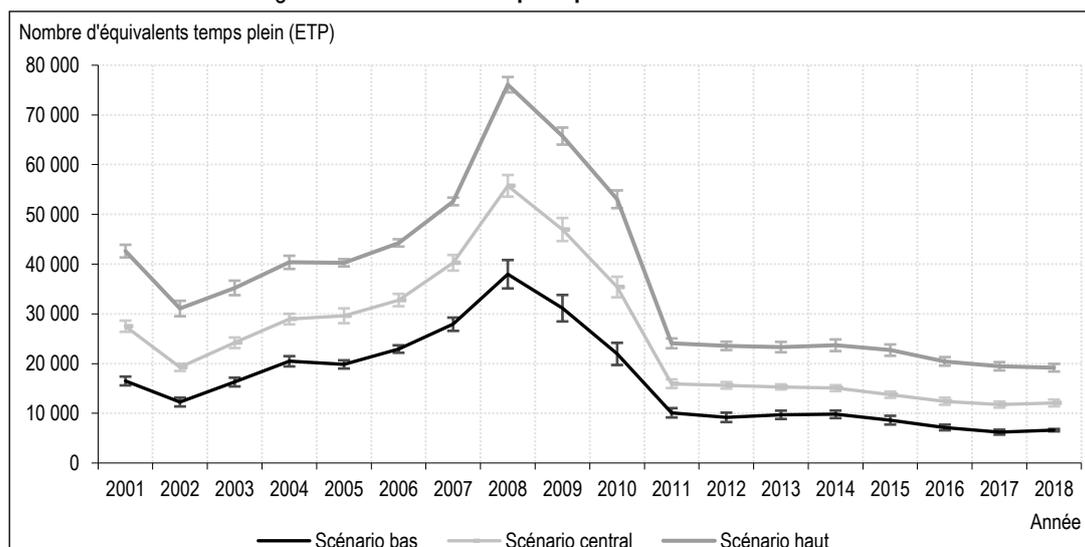
17. Le nombre d'emplois délocalisés est en fait peu sensible au seuil de 25 % : la plupart des établissements identifiés comme délocalisations ont perdu la totalité de leurs effectifs.

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 délocalisés¹⁹. 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)²⁰. 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 délocaliser²¹ (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).

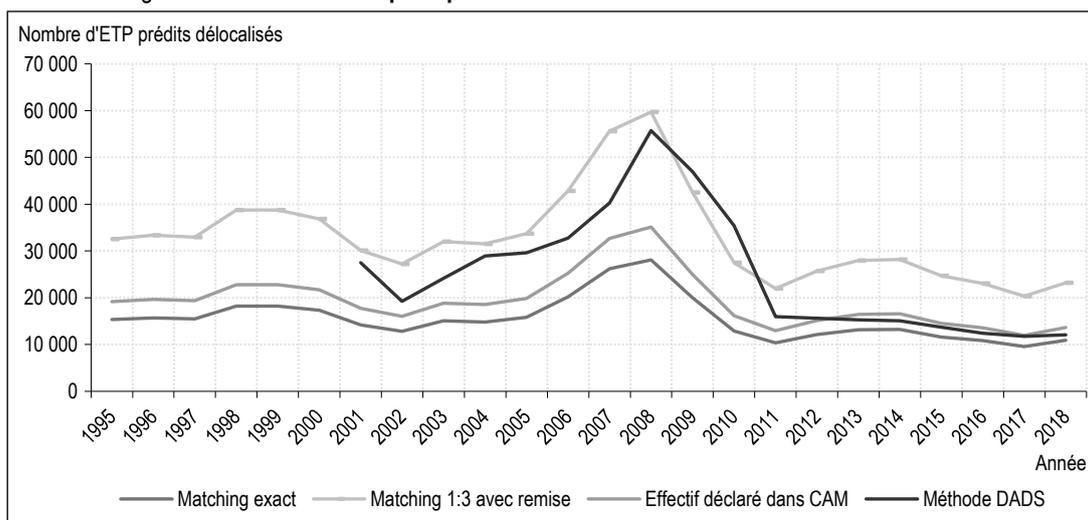
21. Quatorze obstacles différents sont listés dans la question 2.10 du questionnaire de l'enquête CAM. Trois en particulier retiendront notre attention, car ils concernent de façon significativement différente les entreprises délocalisant et celles envisageant de le faire sans l'avoir fait : le « risque 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

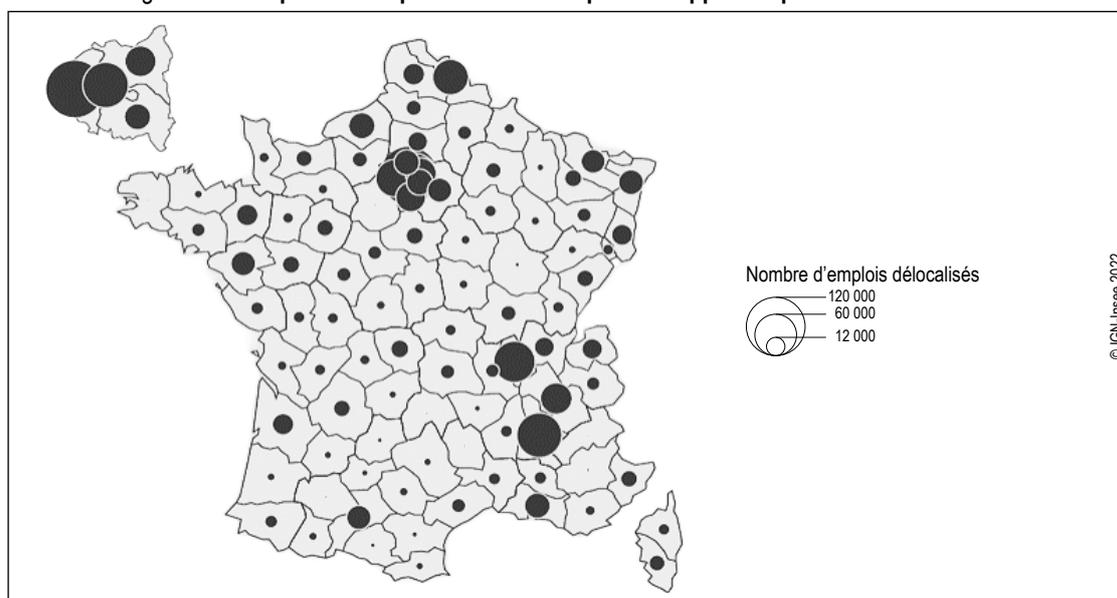
Au-delà de l'estimation du nombre d'emplois concernés par la délocalisation, l'identification précise des emplois concernés via les DADS

(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 enrayé 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
- 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
- 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
- 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
- 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
- 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
- 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>

Aides publiques et performances des entreprises nées mondiales

Public Aid and the Performance of Born Globals

Flora Bellone*, Catherine Laffineur** et Sophie Pommet**

Résumé – L'étude des entreprises à internationalisation précoce et intensive n'a pas encore permis de dresser un tableau complet du rôle joué par les aides publiques sur leur trajectoire. Pour combler ce manque, cet article utilise un ensemble original de données qui combine des informations détaillées sur les activités de production et d'exportation des entreprises manufacturières françaises récemment créées avec des données sur les aides publiques qui leur sont allouées par Bpifrance, la banque publique d'investissement française. Notre principal résultat est que les entreprises « nées mondiales » (*born global*) françaises sont moins susceptibles de recevoir une aide publique visant à soutenir leurs projets d'investissement que les jeunes entreprises exportatrices plus traditionnelles. En revanche, elles sont autant, voire plus, susceptibles de recevoir des aides publiques spécifiquement destinées à soutenir les projets d'innovation et d'internationalisation. Nous montrons également que le rendement des aides aux projets d'investissement est particulièrement élevé pour les entreprises nées mondiales. Nous concluons qu'il est possible d'améliorer l'efficacité de l'allocation des aides publiques à ces entreprises.

Abstract – *Analyses of born-global firms have not yet provided a comprehensive picture of the role of public aid in supporting those firms that specifically seek to internationalize early and intensively. To fill this gap, this paper uses a unique dataset that combines comprehensive information about both the production and export activities of newly established French manufacturing firms and a variety of public support instruments allocated to those firms by Bpifrance, the French public investment bank. Our key result is that French born globals are less likely than their more traditional exporting counterparts to receive public aid dedicated to generally support their investment projects. By contrast, they are as or more likely to receive public aids specifically dedicated to support their innovation and internationalization projects. We also show that the returns on aid dedicated to investment projects are especially high for born globals. We conclude that there is room to improve the allocative efficiency of public support towards born-global firms.*

JEL : F14, G24, L25, M13

Mots-clés : entreprises nées mondiales, aides financières publiques, données entreprises, primes à l'exportation, subventions, prêts

Keywords: *born-global firms, public financial aids, firm-level data, export premia, subsidies, loans*

*GREDEG, Université Côte d'Azur, CNRS et OFCE Science Po ; **GREDEG, Université Côte d'Azur, CNRS.

Correspondance : flora.bellone@univ-cotedazur.fr

Cette étude a été réalisée dans le cadre du projet « Entreprises à internationalisation rapide et précoce 2020 » entrepris au GREDEG dans le cadre d'un accord de partenariat avec Bpifrance Le Lab. Elle s'appuie sur les micro-données entreprises FICUS-FARE et « Liaisons financières entre sociétés » de l'Insee, sur des données relatives aux transactions au niveau des entreprises recueillies par les douanes françaises, ainsi que sur des informations au niveau des entreprises compilées par Bpifrance (la banque d'investissement publique française). Nous avons accédé à ces données par le biais du Centre d'Accès Sécurisé aux Données (CASD), une infrastructure de recherche publique développée dans le cadre du programme Investissements d'Avenir n° ANR-10-EQPX-17.

Reçu en mai 2022, accepté en décembre 2022. Traduit de « Public Aid and the Performance of Born Globals ».

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: Bellone, F., Laffineur, C. & Pommet, S. (2023). Public Aid and the Performance of Born Globals. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 540, 43–60 (First published online: August 2023). doi: 10.24187/ecostat.2023.540.2102

Dans la plupart des pays développés, les performances à l'exportation des entreprises manufacturières sont devenues une préoccupation majeure pour les décideurs politiques. Cette préoccupation répond à l'idée largement admise que ce sont principalement les petites et jeunes entreprises innovantes qui créent le plus de richesses et d'emplois à long terme. Aujourd'hui, les décideurs politiques reconnaissent qu'un certain nombre de nouvelles entreprises sont « nées mondiales », c'est-à-dire qu'elles s'internationalisent très tôt, si ce n'est dès leur création, et réalisent une part importante de leur chiffre d'affaires sur les marchés d'exportation dès le début de leur activité. Toutefois, dans la plupart des pays industrialisés, les entreprises nées mondiales représentent encore un faible pourcentage de toutes les start-ups. Une question politique est alors de savoir si davantage de start-ups doivent être encouragées à s'engager dans de telles stratégies et/ou bénéficier de programmes de soutien spécifiques les aidant à exploiter pleinement leur potentiel économique et innovant.

Dans la littérature, le lien entre aide publique et stratégies d'internationalisation précoce est rarement abordé, même si la question de l'entrepreneuriat international remonte aux premières contributions de Cavusgil (1980), McDougall (1989), Oviatt & McDougall (1994), Knight & Cavusgil (1996) et Madsen & Servais (1997), entre autres. Dans une étude de référence, Cavusgil & Knight (2015) soulignent le manque d'études s'intéressant aux politiques dans ce domaine. Aussi, les discussions publiques et politiques actuelles reposent en grande partie sur des résultats limités, basés sur des études de cas plutôt que sur des enquêtes statistiques ou des données longitudinales portant sur un grand nombre d'entreprises. De plus, les rares études récentes fournissant des résultats quantitatifs sur les caractéristiques relatives des entreprises nées mondiales, comme Choquette *et al.* (2017) sur le Danemark, ainsi que Braunerhjelm & Halldin (2019) et Ferguson *et al.* (2021) sur la Suède, n'abordent pas directement la question des politiques publiques.

Dans cet article, nous comblons cette lacune en examinant le lien entre aide publique et performances des entreprises nées mondiales (*born global*, en anglais) en France. Plus précisément, nous analysons le lien entre les caractéristiques clés et les performances relatives de celles-ci en France et leur probabilité d'obtenir deux types spécifiques de fonds publics : les subventions et les prêts publics. Pour cela, nous utilisons des données exhaustives sur

les entreprises manufacturières françaises, qui couvrent la période de 1998 à 2015. Cet ensemble de données unique présente deux avantages principaux par rapport à ceux utilisés dans la littérature antérieure. Premièrement, il fournit des informations riches et détaillées sur les activités de production et d'exportation d'un grand nombre d'entreprises manufacturières françaises, permettant ainsi de mesurer précisément les performances de ces entreprises. Deuxièmement, ces informations peuvent être associées à des informations exhaustives sur l'aide financière publique, notamment sur les subventions à l'innovation, ainsi que sur les prêts à l'innovation, à l'internationalisation et d'investissement accordés à ces entreprises nouvellement installées.

Nous pouvons ainsi, pour la première fois sur données françaises, définir dans quelle mesure les entreprises nées mondiales diffèrent des autres jeunes exportatrices en ce qui concerne leur dépendance aux aides publiques. Dans la mesure où celles-ci cherchent à s'internationaliser de façon rapide et précoce, et compte tenu de leurs ressources tangibles limitées, elles peuvent avoir des besoins plus importants en matière de financement externe. D'autre part, comme les entreprises nées mondiales sont par nature moins capables d'offrir des garanties nationales que les entreprises qui s'établissent d'abord localement avant de s'étendre à l'étranger, elles pourraient aussi être les moins aptes à accéder à des financements externes.

Nos principaux résultats sont les suivants. Pour une jeune entreprise, être née mondiale est corrélé positivement avec certaines aides proposées par Bpifrance, la banque publique d'investissement française, comme les subventions à l'innovation et les prêts internationaux, mais est corrélé négativement avec d'autres aides comme les prêts d'investissement. Une rationalisation du système d'aide aux entreprises nées mondiales pourrait donc être souhaitable. Tout d'abord, bien que nous constatons un effet positif des prêts d'investissement et des prêts internationaux sur leur chiffre d'affaires, nous n'observons aucun effet statistiquement significatif des prêts à l'innovation et des subventions sur les entreprises bénéficiaires jusqu'à 5 ans après leur octroi. Ensuite, les avantages en matière de performances des entreprises nées mondiales sont corrélés avec la diversité des exportations, mais pas avec leur qualité moyenne. Par conséquent, elles sont plus susceptibles d'avoir besoin de financement public soutenant leur expansion de marché, ce qui est plus le cas des prêts internationaux et d'investissement, que de subventions et de prêts à l'innovation.

La suite de l'article s'articule comme suit. La section 1 passe en revue la littérature pertinente et explique comment nous appuyons sur elle. La section 2 décrit les données et fournit des statistiques descriptives sur le phénomène des entreprises nées mondiales en France. Enfin, la section 3 présente l'analyse économétrique et ses résultats.

1. Revue de littérature

Notre étude se rapporte à trois branches importantes de la littérature. La première branche explore l'hétérogénéité des entreprises qui font du commerce international. La seconde s'intéresse à la stratégie d'internationalisation précoce et intensive. La troisième porte sur les actions publiques visant à soutenir l'internationalisation des petites et moyennes entreprises (PME), notamment les plus jeunes. Cette section présente les principaux éléments du contexte théorique et empirique de chacune de ces trois branches de la littérature et explique comment notre étude s'appuie sur leur interconnexion.

1.1. Sélection des entreprises et primes à l'exportation

À la fin des années 1990, est apparue, et s'est considérablement développée depuis, la littérature explorant le lien entre exportation et productivité au niveau de l'entreprise (voir les contributions majeures de Bernard & Jensen, 1995 ; 1999). L'existence d'importantes primes à l'exportation a été établie pour divers indicateurs de performance, notamment le chiffre d'affaires, l'emploi, les salaires, la productivité et la rentabilité (voir ISGEP (2008) pour des données comparatives entre les pays, et Bellone *et al.* (2008) pour des résultats détaillés concernant la France). En outre, cette littérature a montré que l'avantage productif des exportatrices par rapport à leurs homologues non exportatrices est habituellement observé *ex ante*, c'est-à-dire avant leur entrée sur les marchés d'exportation, soutenant ainsi la théorie selon laquelle les entreprises différentes font des choix stratégiques différents en matière d'exportation (Melitz, 2003 ; Bernard *et al.*, 2003). Ce mécanisme est connu dans la littérature sous le nom d'auto-sélection sur les marchés d'exportation, car il implique que seules les entreprises suffisamment productives pour supporter les coûts supplémentaires liés à l'exportation peuvent se permettre d'étendre leur activité à l'étranger¹.

À la fin des années 2000 et au début des années 2010, une deuxième vague de cette littérature a mobilisé des données plus riches

pour mieux rendre compte de la variété des stratégies d'exportation des entreprises et de leur lien avec les performances de ces entreprises. De ces travaux ont émergé d'autres conclusions consensuelles. La première est que le degré d'internationalisation est positivement lié à la performance des entreprises. Les entreprises qui exportent plus tôt, de manière plus intensive, et plus de produits vers plus de destinations, ont des rendements de leurs exportations plus élevés (Crozet *et al.*, 2011). La seconde est que l'efficacité productive n'est pas le seul facteur déterminant du fait d'exporter : des atouts managériaux spécifiques, tels qu'une expérience internationale antérieure, un capital social et de réseautage, ainsi que des chocs de demande spécifiques, jouent également un rôle important dans l'explication de la diversité des parcours d'internationalisation des entreprises (Albornoz *et al.*, 2012 ; Aw *et al.*, 2019).

Dans l'ensemble, la littérature axée sur les primes à l'exportation nous amène à penser que la stratégie d'internationalisation précoce et intensive pourrait effectivement être caractéristique des start-ups affichant des performances élevées. Par exemple, ces entreprises peuvent disposer d'atouts innovants spécifiques leur permettant d'adapter plus facilement leur production à l'échelle mondiale. Elles peuvent également posséder une expertise internationale préalable, des compétences managériales internationales spécifiques ou une efficacité productive plus élevée leur permettant de surmonter plus facilement les obstacles à l'exportation. Dans le cadre de notre recherche, nous fournissons de nouveaux résultats à l'appui de ces hypothèses et étendons la littérature sur les primes à l'exportation au lien encore inexploré entre les primes à l'exportation et l'aide publique aux entreprises.

1.2. La stratégie d'internationalisation précoce et intensive en détail

Au cours des dernières décennies, la recherche qualitative sur les entreprises nées mondiales s'est développée rapidement, mettant l'accent sur la description de leurs caractéristiques et la compréhension des évolutions sous-jacentes permettant la création de ce type d'entreprises (Moen & Servais, 2002). Ces études ont notamment révélé que ces entreprises innover énormément (Andersson & Wictor, 2003 ; Knight & Cavusgil, 2004), disposent d'un

1. La littérature fournit également des preuves de l'existence d'effets d'apprentissage par l'exportation impliquant une causalité opposée qui va de l'exportation à la productivité (De Loecker, 2013). Toutefois, cette constatation est moins répandue dans les pays, les industries et les entreprises, et plus sensible aux choix méthodologiques.

capital humain conséquent (McDougall *et al.*, 1994, 2003 ; Knight, 2001 ; Melén & Nordman, 2009 ; Del Sarto *et al.*, 2021) et se caractérisent par un procédé de production très facilement adaptable (Kudina *et al.*, 2008 ; Cannone & Ughetto, 2014).

Bien que la littérature relative aux entreprises nées mondiales se soit développée, il existe peu de travaux sur l'ampleur ou les conséquences de l'internationalisation précoce fondés sur des données d'entreprise exhaustives (Dabić *et al.*, 2020). Certains articles récents notables font toutefois exception, notamment ceux de Choquette *et al.* (2017), Braunerhjelm & Halldin (2019) et Ferguson *et al.* (2021). Ils fournissent en effet les premières analyses systématiques de la performance relative des entreprises nées mondiales pour le Danemark et la Suède. Cependant, une conclusion troublante de ces premiers articles quantitatifs est qu'elles ne sont pas si différentes de leurs homologues entrées plus progressivement sur les marchés d'exportation. Par exemple, l'article de Ferguson *et al.* (2021, p.12) conclut : « *Les résultats présentés ici suggèrent qu'il n'y a pas d'avantage clair en matière de taux d'emploi, de chiffre d'affaires ou de valeur ajoutée sur le long terme associé à une stratégie d'internationalisation rapide et intensive.* »

Notre étude s'appuie sur ces prémisses et contribue à pallier l'absence de travaux sur le phénomène d'internationalisation précoce et intensive s'appuyant sur de très grands échantillons d'entreprises. Tout d'abord, nous cherchons à savoir si les données françaises confirment le constat de la performance non exceptionnelle des entreprises nées mondiales ou si elles sont au contraire davantage en accord avec les prédictions théoriques selon lesquelles elles devraient surpasser leurs homologues qui exportent plus progressivement. Ensuite, nous poussons plus loin l'analyse des caractéristiques distinctives de la stratégie d'internationalisation précoce et intensive en mettant l'accent sur l'étendue et la qualité des portefeuilles d'exportation des entreprises. Enfin, nous cherchons à savoir si les entreprises nées mondiales tirent parti du soutien public en ayant une performance accrue suite à l'obtention d'une aide publique à l'innovation ou à l'investissement. Ainsi, nous offrons une nouvelle perspective sur des questions récentes d'ordre politique que nous allons brièvement passer en revue dans ce qui suit.

1.3. Les aides publiques

La nécessité d'une action publique en faveur des activités internationales des entreprises n'a

rien d'une évidence. Contrairement à l'aide publique à l'innovation, qui a fait l'objet d'une sorte de consensus parmi les universitaires et les praticiens dans les années 2000 (Aghion *et al.*, 2009), il n'existe pas encore de consensus pour les actions spécifiquement dédiées au soutien des stratégies d'exportation des entreprises. Par exemple, la littérature sur les primes à l'exportation aboutit à des conclusions variées. D'une part, en mettant l'accent sur les mécanismes d'auto-sélection, cette littérature a tendance à conclure que les politiques visant à promouvoir l'entrée des entreprises sur les marchés d'exportation seraient un gaspillage de ressources (Greenaway & Kneller, 2007). D'autre part, en révélant certaines imperfections du marché du crédit, constituant un obstacle à la participation aux exportations, d'autres études ont plaidé en faveur d'actions politiques visant à promouvoir l'entrée sur les marchés d'exportation des entreprises soumises à des contraintes financières (Máñez *et al.*, 2014).

La question de savoir si les politiques publiques doivent soutenir directement l'internationalisation des PME a également fait l'objet de nombreux débats dans la littérature sur les entreprises (Acs *et al.*, 1997). Aucun consensus n'a été trouvé sur cette question même si, dans les années 2000 et 2010, beaucoup ont affirmé la nécessité d'un soutien public adéquat aux entreprises nées mondiales. Par exemple, Wright *et al.* (2007) considèrent que les politiques publiques doivent être conçues de façon différente selon qu'elles s'adressent à des entreprises qui ne s'internationalisent pas et ne peuvent pas s'internationaliser, à un bout du spectre, ou à des entreprises qui s'internationalisent dès leur création. Dans le même esprit, les rapports d'Eurofound (2012) et de l'OCDE (2013 ; 2018) soulignent également que les politiques conçues pour soutenir les modes traditionnels d'internationalisation progressive des PME pourraient être inefficaces, voire contreproductives, lorsqu'elles ciblent d'autres types d'entreprises exportatrices telles que les entreprises nées mondiales. Eurofound (2012) précise notamment que les mesures d'aide publique visant à encourager les start-ups comprennent souvent des critères d'éligibilité qui en empêchent l'accès aux entreprises nées mondiales. Il peut s'agir, par exemple, de l'obligation de disposer d'un marché intérieur établi ou d'un produit ou service largement testé pour pouvoir bénéficier d'une aide financière à l'internationalisation, ou de la nécessité implicite de disposer de ressources financières suffisantes pour couvrir les coûts immédiats, dans la mesure où les remboursements n'interviendront que plus

tard. D'autre part, l'OCDE (2013) souligne que seuls quelques pays de l'OCDE disposent de programmes de soutien public spécifiquement dédiés aux entreprises nées mondiales et recommande que ces programmes spécifiques soient plus répandus dans les pays de l'OCDE.

Au-delà de ces politiques spécifiques, la littérature sur l'entrepreneuriat international souligne le rôle complémentaire d'autres mesures destinées à soutenir les activités d'investissement en général des entreprises nées mondiales (Cavusgil & Knight, 2015 ; Sui & Baum, 2014). Un des arguments clés est que celles-ci se développent généralement rapidement sur les marchés extérieurs, car elles exploitent des actifs intangibles spécifiques. Dans la mesure où les entreprises jeunes et innovantes sont généralement confrontées à des contraintes financières plus fortes que les autres entreprises (voir, entre autres, Meuleman & De Maeseneire, 2012), il est probable que les entreprises nées mondiales soient également confrontées à des contraintes financières plus importantes que les autres nouvelles entreprises qui suivent des voies d'internationalisation plus classiques. En effet, ces entreprises sont connues pour offrir moins de garanties nationales, car elles réalisent une grande partie de leur chiffre d'affaires sur les marchés étrangers dès le début de leur existence. Dans ce contexte, on peut se demander si les actions politiques visant à assouplir les contraintes financières qui pèsent sur les entreprises innovantes profitent particulièrement aux entreprises nées mondiales.

Dans le cas de la France, l'aide publique accordée aux jeunes entreprises innovantes date de la fin des années 1960, avec la création en 1967 de l'Agence nationale de valorisation de la recherche, dédiée à la valorisation industrielle de la recherche et à l'aide à l'innovation. Après plusieurs réorganisations, l'agence fait désormais partie de Bpifrance (voir ci-dessous). Toutefois, à la fin des années 2000, la dynamique de l'innovation était encore considérée comme trop faible en France (OCDE, 2014) et les entreprises désireuses d'innover déclaraient que leurs principaux obstacles étaient le manque de fonds externes et internes et le coût de l'innovation. C'est dans ce contexte, fin 2012, que le guichet unique Bpifrance a été créé², afin de mieux allouer les aides publiques aux entreprises françaises. Bpifrance utilise différents instruments, allant de la subvention aux prêts, pour soutenir des projets d'innovation, mais aussi des projets d'internationalisation et d'investissement³. Les entreprises nées mondiales, comme toutes les autres entreprises de France, peuvent profiter

de ce soutien sous réserve de respecter certains critères de taille, d'âge et de santé financière, variables selon le dispositif. Toutefois, aucun d'entre eux n'est spécifiquement conçu pour cibler les entreprises nées mondiales.

En ce qui concerne la probabilité de bénéficier d'une aide publique, Huergo & Moreno (2017) démontrent que les caractéristiques des entreprises impactent la probabilité que les entreprises espagnoles bénéficient de programmes d'aide à la recherche et au développement (R&D) et que cet impact varie selon les types d'aide – en particulier, selon qu'il s'agit de prêts ou de subventions. Il est intéressant de noter que le statut d'exportateur de l'entreprise est positivement lié à la probabilité de bénéficier d'un programme européen de soutien à la R&D, mais pas d'une subvention nationale. Notre étude s'inscrit dans cet axe de recherche en examinant dans quelle mesure le statut d'entreprise née mondiale est lié à son recours à différents types d'aide proposés par Bpifrance.

2. Données, définition des principales variables et statistiques descriptives

2.1. Sources de données

Nous utilisons trois sources principales de données microéconomiques. Tout d'abord, nous nous appuyons sur les bases de données FICUS-FARE et LIFI, constituées par l'Insee. La base FICUS-FARE couvre l'ensemble des entreprises françaises relevant des régimes fiscaux BRN et RSI et, depuis 2008, le régime micro-BIC⁴. Elle contient des renseignements comptables clés sur les entreprises, comme le chiffre d'affaires, la valeur ajoutée et le nombre de salariés. La base LIFI (Liaisons Financières) s'appuie quant à elle sur une enquête et permet de compléter les informations sur les entreprises par des renseignements sur la structure de propriété des entreprises. Plus précisément, elle nous permet de déterminer si les entreprises sont indépendantes ou s'il

2. Bpifrance est le résultat de la fusion de trois institutions publiques pré-existantes d'aide aux entreprises : OSEO, CDC Entreprises et le Fonds stratégique d'investissement (FSI).

3. La section 2 suivante donne plus de détails sur les différents instruments et leurs critères d'éligibilité.

4. Le régime BRN (Bénéfice réel normal) et le régime RSI (Régime simplifié d'imposition) sont les deux principaux régimes fiscaux pour toutes les entreprises à but lucratif. Le régime micro-BIC (Bénéfices industriels et commerciaux) est un régime simplifié qui s'applique aux très petites entreprises, dont le chiffre d'affaires annuel ne dépasse pas 170 000 euros (secteur immobilier ou commercial) ou 70 000 euros (autres secteurs).

s'agit de filiales au sein d'un groupe national ou étranger⁵.

Ensuite, nous nous appuyons sur des données détaillées sur les exportations au niveau de l'entreprise tirées des registres des douanes françaises. Ces données recensent les produits exportés par chaque entreprise et les pays de destination. Ces destinations correspondent à la destination finale de chaque flux d'exportation enregistré par les douanes. Les produits sont identifiés par un code de la nomenclature de produits SH comportant jusqu'à 10 chiffres, bien que dans le cadre de cette étude, nous utilisons des classifications de produits NC plus agrégées pour calculer nos indicateurs d'étendue et de qualité des produits⁶.

Enfin, nous apparions les données de l'Insee et des douanes sur les entreprises avec les données détaillées relatives aux aides publiques fournies par Bpifrance. Cette source de données unique nous fournit des informations exhaustives sur le type, le montant et le calendrier des aides publiques que Bpifrance (elle-même ou les institutions publiques dont elle a pris la suite) a attribuées aux entreprises françaises au cours de notre période d'observation. Les informations fournies dans la base de données Bpifrance nous permettent de faire la distinction entre plusieurs instruments, qui diffèrent soit au niveau du type (prêts ou subventions), soit au niveau de l'activité ciblée (investissement, internationalisation ou innovation).

Pour être plus précis, les « *prêts d'investissement* » visent à financer les investissements en actifs intangibles dont les entreprises ont besoin pour développer leur activité en général. Ces prêts peuvent couvrir les dépenses liées à la mise à niveau des produits ou à la protection de l'environnement, à la croissance externe, au recrutement et à la formation de l'équipe de vente, aux travaux de développement, à la prospection, à la publicité, à l'acquisition de matériel, au développement de logiciels, à l'achat d'équipements à faible valeur de revente, au maintien des besoins en fonds de roulement, etc. Les « *prêts internationaux* » visent quant à eux à soutenir spécifiquement la croissance externe sur les marchés étrangers. Ces prêts peuvent être utilisés pour financer l'augmentation du fonds de roulement généré par un projet d'internationalisation, des investissements dans des actifs intangibles ou des investissements dans des actifs tangibles à faible valeur. Enfin, les « *prêts à l'innovation* » visent à soutenir les entreprises dans le cadre du développement de produits, de services ou de procédés nouveaux

et innovants. Dans la mesure où il s'agit de prêts, chacune de ces trois aides financières est allouée selon les critères bancaires traditionnels basés sur la capacité de l'entreprise à effectuer des paiements mensuels, bien que ces critères puissent différer légèrement d'un dispositif à l'autre⁷.

Les deux derniers dispositifs que nous examinons dans le cadre de cette étude sont des subventions. Bpifrance accorde des « *avances remboursables* » afin de soutenir des projets d'innovation dans leur phase de développement⁸. Ces avances visent à financer la production et le développement de prototypes, de préséries, d'installations pilote ou de démonstration, les dépenses liées à la propriété intellectuelle, la mise à niveau des normes, la conception et les études de marché. Bpifrance accorde également des « *subventions à l'innovation* » afin de soutenir des projets innovants à un stade précoce. Celles-ci peuvent servir à financer les études de faisabilité d'un projet d'innovation, la création de partenariats technologiques, ainsi que les dépenses de R&D.

2.2. Construction de l'échantillon

Pour construire notre échantillon, nous avons apparié les trois ensembles de données ci-dessus sur la plus longue période possible, soit de 1998 à 2015, puis nous avons restreint le champ aux entreprises dont l'activité principale est dans l'industrie manufacturière (secteurs 10 à 33 de la NACE Rév. 2) à leur date d'entrée sur les marchés d'exportation⁹ et qui ont été créées

5. Contrairement à la base de données FICUS-FARE, LIFI n'est pas exhaustive, car seules les entreprises françaises du secteur privé disposant d'un portefeuille de titres de participation supérieur à 1,2 million d'euros, avec un chiffre d'affaires supérieur à 60 millions d'euros ou avec un effectif salarié de plus de 500 personnes, quel que soit le secteur d'activité, sont interrogées (en plus de toutes les sociétés-mères de l'année précédente et des entreprises directement détenues par une société étrangère). Par conséquent, si certaines entreprises sont détenues par des sociétés françaises en dessous des seuils susmentionnés, elles apparaîtront comme indépendantes et non comme filiales dans notre échantillon.

6. Pour être plus précis, nous calculons notre variable d'étendue en fonction de la classification des produits à 6 chiffres comme dans Choquette et al. (2017) et la variable de qualité en fonction de la classification des produits à 8 chiffres en accord avec Manova & Yu (2017), notre document méthodologique de référence pour cet indice.

7. Nous n'avons pas accès aux critères de sélection utilisés par Bpifrance pour déterminer la répartition de chaque type de prêt. Toutefois, nous savons que les critères d'admissibilité sont très semblables. Pour tous les types de prêts, toutes les PME et entreprises de taille intermédiaire (ETI) sont admissibles à condition que l'entreprise soit indépendante ou qu'elle soit détenue à moins de 25 %.

8. Les avances remboursables sont des subventions que l'entreprise doit rembourser à Bpifrance une fois que (et seulement si) le projet d'innovation est un succès.

9. Nous nous sommes restreints aux entreprises manufacturières principalement pour cause de limitations de données, car les exportations de services ne sont pas enregistrées dans les données de transactions des douanes françaises. Toutefois, cette restriction facilite la comparabilité, car les résultats empiriques disponibles dans la littérature se concentrent uniquement sur les entreprises manufacturières.

entre 1998 et 2010¹⁰. Au total, cet échantillon brut est composé de 317 095 entreprises. En moyenne, une entreprise de cet échantillon emploie 7.2 salariés et génère un chiffre d'affaires d'environ 1 583 000 euros (voir le tableau A1 de l'annexe).

Cet échantillon brut, comme tout échantillon d'entreprises de grande taille, comporte des valeurs extrêmes potentiellement aberrantes, qui risquent de brouter les résultats. Afin d'éviter que nos résultats ne soient portés par ces valeurs aberrantes, nous éliminons les observations pour lesquelles le chiffre d'affaires ou l'emploi est négatif ou nul, ou la valeur ajoutée et les actifs sont strictement négatifs, et l'intensité des exportations (définie comme le rapport entre la valeur totale des exportations et les ventes totales de l'entreprise) est supérieure à 1. L'échantillon ainsi « nettoyé » se compose de 101 470 entreprises, qui emploient en moyenne 18 salariés et génèrent en moyenne un chiffre d'affaires d'environ 3 524 000 euros. La principale cause de l'augmentation de la taille moyenne des entreprises de cet échantillon par rapport à l'échantillon brut est l'exclusion des entreprises sans salariés ou avec un chiffre d'affaires nul.

Sur cet échantillon nettoyé, nous avons effectué deux restrictions supplémentaires. Dans une double optique de comparabilité et de prudence, la première restriction a consisté à supprimer les entreprises ayant un emploi ou un chiffre d'affaires au moment de leur création parmi les 1 % les plus élevés de l'échantillon. Ce sont les mêmes critères de sélection que ceux adoptés par Choquette *et al.* (2017) et Ferguson *et al.* (2021), qui nous servent de référence (comparabilité). Cette stratégie nous permet de limiter le risque de confondre les entreprises créées par scission d'une plus grande (*spin-off*) et les entreprises nouvellement créées (prudence)¹¹. Après cette première sélection, l'échantillon est réduit à 96 434 entreprises. En moyenne dans cet échantillon, une entreprise emploie 7 salariés et génère un chiffre d'affaires d'environ 679 000 euros.

La deuxième restriction a consisté à éliminer les entreprises ayant survécu moins de six ans, car nous avons besoin de connaître la trajectoire des six premières années d'existence pour définir nos différents statuts d'entreprise (voir la section suivante). Après cette seconde sélection, notre échantillon final se compose de 244 061 observations, pour 24 399 entreprises. En moyenne, ces entreprises emploient 7.7 salariés et génèrent un chiffre d'affaires d'environ 970 000 euros. Pour des comparaisons plus détaillées entre les échantillons brut, nettoyé, intermédiaire et final,

voir le tableau A1 de l'annexe. Ces statistiques comparatives montrent que l'échantillon final est assez représentatif de l'échantillon brut, malgré des biais en termes de taille et de survie en faveur des entreprises exportatrices (plus grandes et survivant plus longtemps) par rapport aux entreprises non exportatrices¹².

2.3. Variables clés

2.3.1. Définition du statut d'entreprise née mondiale

Un défi important est de retenir une définition des entreprises nées mondiales qui soit facilement applicable à des échantillons statistiques de grande taille et qui permette de réaliser des analyses fructueuses et des comparaisons entre pays. Les définitions les plus courantes actuellement utilisées reposent à la fois sur une mesure arbitraire de « l'entrée précoce » sur les marchés d'exportation et sur une mesure arbitraire de « l'exposition élevée aux exportations ». La définition que nous avons retenue est très proche de celle initialement proposée par Choquette *et al.* (2017).

Précisément, nous définissons les *entreprises nées mondiales* comme les entreprises dont l'intensité d'exportation s'élève à au moins 20 % pendant au moins un an au cours des trois premières années de leur existence. De la même façon, nous définissons les *exportatrices précoces* comme les entreprises qui exportent dans les trois ans suivant leur création, mais dont l'intensité d'exportation est inférieure à 20 % chaque année au cours de cette période. Les *exportatrices tardives* sont quant à elles définies comme les entreprises qui exportent quatre ans après leur création ou plus tard encore. Enfin, les *non exportatrices* sont les entreprises qui n'ont jamais exporté au cours de notre période d'observation. Pour chaque catégorie, nous construisons une variable indicatrice valant 1 si

10. Nous avons exclu les entreprises qui déclaraient une date de création incohérente pendant la période d'observation ou dont la date de création autodéclarée était trop éloignée de leur première année d'observation dans notre ensemble de données. Plus précisément, nous avons éliminé les entreprises présentant un écart de plus de deux ans entre leur date de création déclarée et la première date d'observation.

11. La capacité à contrôler la propriété de l'entreprise grâce aux données LIFI ne suffit pas pour exclure ce risque. Ferguson *et al.* (2021) tirent en outre parti d'une caractéristique unique de l'ensemble de données suédois qui permet d'identifier précisément les entreprises dérivées, dans la mesure où il inclut le pourcentage de la main-d'œuvre initiale provenant d'un même ancien employeur.

12. Dans une Annexe en ligne supplémentaire, nous fournissons des éléments permettant de vérifier la fiabilité de nos principaux résultats en effectuant nos régressions sur les échantillons bruts, nettoyés et intermédiaires alternatifs.

l'entreprise appartient à la catégorie, 0 dans le cas contraire¹³.

2.3.2. Définition des autres variables clés

Nous utilisons principalement trois variables pour évaluer les performances économiques d'une entreprise : l'*emploi*, qui correspond au nombre de salariés en équivalent temps plein, le *chiffre d'affaires*, qui correspond au montant des ventes et la *productivité du travail*, qui correspond au rapport entre la valeur ajoutée et le nombre de salariés.

Nous décrivons la stratégie d'exportation de l'entreprise par l'étendue et de la qualité de ses exportations. L'étendue des exportations de l'entreprise i au cours de l'année t est mesurée par deux variables complémentaires : l'*étendue des produits*, qui correspond au nombre de produits différents exportés (les produits étant identifiés dans la nomenclature SH à 6 chiffres)¹⁴, et l'*étendue des destinations*, qui correspond au nombre de pays différents étant destination finale des produits exportés. La qualité des exportations est mesurée à l'aide d'une variable (*qualité des produits*) qui, suivant Manova & Yu (2017), est calculée comme la différence entre le logarithme du prix du produit exporté (pour une unité, le produit étant identifié dans la nomenclature SH à 8 chiffres) et le logarithme du prix moyen du même produit dans toutes les entreprises qui l'exportent. Pour les entreprises qui exportent plusieurs produits, la qualité des produits est égale à la moyenne de la qualité de tous les produits que l'entreprise exporte, pondérée par les montants exportés.

Enfin, pour déterminer l'aide publique accordée par Bpifrance à une entreprise i au cours de l'année t , nous construisons 4 variables indicatrices, prenant la valeur 1 si l'entreprise i a bénéficié au cours de l'année t respectivement d'un prêt d'investissement, d'un prêt international, d'un prêt à l'innovation ou d'une subvention à l'innovation, et 0 sinon. Cette dernière catégorie regroupe les avances remboursables et les subventions pures.

2.3.3. Variables de contrôle

Dans l'analyse empirique, nous contrôlons enfin pour plusieurs caractéristiques de l'entreprise qui pourraient jouer sur ses performances économiques, indépendamment de son statut d'entreprise née mondiale. Suivant la littérature sur les primes à l'exportation, nous utilisons deux contrôles supplémentaires : la *taille de l'entreprise*, correspondant à la somme des actifs

tangibles et intangibles (en milliers d'euros), et l'*appartenance à un groupe*, une variable qualitative prenant 3 valeurs, selon que l'entreprise est 1) identifiée dans LIFI comme appartenant à un groupe français, 2) identifiée dans LIFI comme appartenant à un groupe étranger, ou 3) n'est dans aucun de ces deux cas et donc considérée comme indépendante.

2.4. Statistiques descriptives

D'après nos données, les entreprises nées mondiales représentent une faible proportion des entreprises manufacturières en France. Dans notre échantillon, les entreprises non exportatrices représentent plus de 80 % des entreprises nouvellement créées, quelle que soit la cohorte de naissance, à l'exception de la dernière (tableau 1). Sur l'ensemble des cohortes 1998-2010, les entreprises nées mondiales représentent environ 3 % des nouvelles entreprises. Les entreprises exportatrices précoces et les entreprises nées mondiales représentent à elles deux environ 12 % de toutes les entreprises créées dans le secteur manufacturier français entre 1998 et 2010 et ayant survécu au moins 6 ans.

Le tableau 1 illustre également la tendance à la baisse du dynamisme des entreprises dans le secteur manufacturier entre 1998 et 2010. Toutefois, le phénomène des entreprises nées mondiales est resté relativement stable au cours de cette période. Si l'on exclut la valeur exceptionnellement élevée de 2010, la part des entreprises nées mondiales a représenté environ 2.8 % des entreprises manufacturières créées chaque année, une proportion plutôt cohérente, bien que légèrement inférieure, avec celles observées en Suède et au Danemark, respectivement de 3 et 4 % (voir Ferguson *et al.* (2021) et Choquette *et al.* (2017)).

Selon la littérature existante, les entreprises nées mondiales sont supposées présenter des caractéristiques distinctes de celles qui exportent

13. Nous avons testé la robustesse de nos résultats face aux changements de la définition des entreprises nées mondiales. Dans un premier temps, nous avons modifié les critères de persistance du comportement d'exportation au cours des premières années d'existence de l'entreprise en imposant que le seuil d'intensité d'exportation de base de 20 % prévale en moyenne sur les trois premières années d'activité au lieu d'« au moins une fois ». Cela permet de rapprocher notre définition de celle utilisée par Ferguson *et al.* (2021). Ensuite, nous avons fixé la limite inférieure du ratio exportations/chiffre d'affaires à un niveau plus élevé (25 %) et à un niveau plus faible (15 %). Enfin, nous avons modifié la durée après la création au cours de laquelle une entreprise doit commencer à exporter pour être qualifiée d'entreprise née mondiale en la réduisant à 2 ans ou en la prolongeant jusqu'à 4 ans par rapport à notre définition de référence. Cela ne change pas nos résultats.

14. Deux produits sont considérés comme différents s'ils ne sont pas classés dans la même rubrique du Système harmonisé de désignation et de codification des marchandises (SH) du COMTRADE de l'ONU au niveau à 6 chiffres. Le SH est la classification standard des produits utilisée pour les données de commerce.

Tableau 1 – Répartition des nouvelles entreprises selon le type et l'année de création

Année de création	Effectif	Nées mondiales (%)	Exportatrices précoces (%)	Exportatrices tardives (%)	Non exportatrices (%)
1998	2 893	3.08	10.37	6.19	80.37
1999	2 755	3.12	9.76	5.95	81.16
2000	2 754	2.40	8.50	6.86	82.24
2001	2 628	3.23	8.75	5.71	82.31
2002	2 487	2.69	8.12	6.47	82.71
2003	2 281	2.59	7.76	6.66	82.99
2004	2 142	3.08	7.19	5.37	84.36
2005	1 769	2.26	8.59	6.44	82.70
2006	1 554	2.90	9.33	5.15	82.63
2007	1 324	2.72	7.10	4.00	86.18
2008	520	2.50	8.46	3.08	85.96
2009	909	3.85	10.01	2.97	83.17
2010	383	6.79	10.97	3.92	78.33
Total	24 399	3.17	8.84	5.29	82.70

Échantillon : entreprises de l'industrie manufacturière, créées entre 1998 et 2010, et ayant survécu au moins 6 ans.

moins ou qui n'exportent pas¹⁵. Différents exercices d'estimation des primes à l'exportation confirment cette hypothèse. Pour être plus précis, nos résultats montrent que les entreprises nées mondiales génèrent un chiffre d'affaires plus élevé, emploient plus de salariés et sont plus productives que leurs homologues qui s'internationalisent plus tardivement ou moins intensivement (tableau 2)¹⁶.

Nous trouvons également que les meilleures performances des entreprises nées mondiales persistent dans le temps, bien que l'écart avec les performances des exportatrices tardives se réduise après trois ans d'existence. Le tableau 3 l'illustre, en présentant les primes en matière d'emploi de chaque catégorie d'entreprises exportatrices par rapport aux non exportatrices¹⁷. En revanche, l'écart entre la performance des entreprises exportatrices (toutes catégories confondues) et les non exportatrices augmente après 6 ans d'existence.

Enfin, nos estimations montrent que les entreprises nées mondiales se distinguent également des exportatrices plus traditionnelles au niveau de l'étendue et de la qualité de leurs exportations (tableau 4). En France, elles couvrent en effet en moyenne 101 % de destinations supplémentaires et exportent 85 % de produits de plus que les exportatrices tardives. Elles exportent également des produits en moyenne de qualité supérieure¹⁸. Ces constats ont guidé notre stratégie empirique, décrite dans la section suivante, et nous avons inclus les variables de la stratégie d'exportation comme facteurs explicatifs de la probabilité de bénéficier d'une aide publique, au même titre que le statut d'exportateur de l'entreprise.

3. Quelles entreprises bénéficient d'une aide publique et quel est l'impact sur leurs performances ?

3.1. Stratégie empirique

Afin d'étudier les liens entre le statut d'entreprise née mondiale, les performances économiques et les aides publiques accordées par Bpifrance, nous procédons en deux étapes. Dans un premier temps, nous estimons la probabilité de recevoir divers types d'aides publiques en fonction du

15. Dans le tableau A2 de l'annexe, nous présentons des statistiques récapitulatives sur nos variables d'intérêt pour différentes catégories d'entreprises : les entreprises nées mondiales, les exportatrices précoces, les exportatrices tardives et les non exportatrices. Ces statistiques montrent que les valeurs moyennes des variables de performance sont systématiquement plus élevées pour les entreprises nées mondiales que pour toute autre catégorie d'entreprises.

16. On entend par « homologues » les entreprises de taille et de statut de propriété similaires, appartenant au même secteur, créées la même année et observées au cours de la même année. On notera que nos résultats ne sont pas tous conformes aux données quantitatives antérieures sur les entreprises danoises et suédoises établies avec la même méthodologie. Premièrement, contrairement à Choquette et al. (2017), au Danemark, nous observons une prime de productivité pour les entreprises nées mondiales françaises. Deuxièmement, contrairement à l'étude de Ferguson et al. (2021) sur les entreprises suédoises, nous constatons que les primes accordées aux entreprises nées mondiales françaises ne diminuent pas après le contrôle de la propriété de l'entreprise. Elles sont toujours présentes même lorsque nous excluons les entreprises figurant dans les 1 % d'emploi le plus élevé à leur création afin de limiter le risque de considérer les entreprises dérivées comme des entreprises nouvellement créées.

17. Cette tendance à la convergence est également observée lorsque les primes à l'exportation sont calculées en fonction du chiffre d'affaires ou de la productivité du travail. Ces résultats supplémentaires sont présentés dans l'Annexe en ligne S1.

18. Dans l'Annexe en ligne (tableau S1-4), nous montrons en outre que chaque variable de la stratégie d'exportation est significativement associée aux performances économiques de l'entreprise. Concernant l'étendue d'exportation des entreprises nées mondiales, nous constatons qu'une étendue plus vaste (à la fois au niveau des destinations et des produits) est associée à de meilleures performances. De plus, les primes qui en découlent sont plus conséquentes pour les entreprises nées mondiales que pour les autres entreprises exportatrices. Nous constatons également que la qualité des produits est associée à de meilleures performances pour les entreprises, bien que les primes qui en découlent ne soient dans ce cas-là pas significativement plus élevées pour les entreprises nées mondiales que pour les autres entreprises exportatrices.

Tableau 2 – Performances économiques selon le type d'entreprise

	Chiffre d'affaires		Emploi		Productivité du travail	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Nées mondiales	1.551*** (0.046)	0.784*** (0.049)	0.742*** (0.035)	0.434*** (0.037)	0.146*** (0.021)	0.059** (0.023)
Exportatrices précoces	1.240*** (0.027)	0.463*** (0.034)	0.613*** (0.020)	0.285*** (0.025)	0.055*** (0.011)	-0.025* (0.015)
Exportatrices tardives	0.773*** (0.027)	Réf.	0.345*** (0.019)	Réf.	0.079*** (0.011)	Réf.
Non exportatrices	Réf.	-	-	-	-	-
Taille de l'entreprise (actifs)	86.30*** (20.29)	52.98*** (12.75)	68.90*** (16.18)	45.08*** (11.24)	16.80*** (3.387)	9.13*** (2.192)
Entreprise indépendante	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Détenue par un groupe français	0.196*** (0.007)	0.216*** (0.014)	0.126*** (0.006)	0.139*** (0.010)	0.005 (0.006)	0.015 (0.010)
Détenue par un groupe étranger	0.474*** (0.079)	0.536*** (0.092)	0.241*** (0.049)	0.262*** (0.056)	0.148** (0.074)	0.153* (0.083)
R ²	0.327	0.289	0.208	0.221	0.250	0.190
Nombre d'observations	244 061	42 433	238 103	42 249	238 103	42 249

Note : estimations MCO. Chaque modèle inclut des effets fixes de secteurs, années et années de création. ***, ** et * indiquent respectivement la signification statistique aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %. Les écarts-types clusterisés au niveau de l'entreprise sont entre parenthèses. Échantillon : entreprises qui survivent au moins 6 ans, hors entreprises non exportatrices pour les colonnes (2), (4) et (6).

Tableau 3 – Primes à l'exportation au cours du cycle de vie des entreprises, en matière d'emploi

	1 à 3 ans		Emploi 4 à 6 ans		7 ans et plus	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Nées mondiales	0.731*** (0.034)	0.509*** (0.039)	0.664*** (0.040)	0.397*** (0.039)	0.804*** (0.056)	0.411*** (0.048)
Exportatrices précoces	0.587*** (0.019)	0.343*** (0.026)	0.576*** (0.023)	0.272*** (0.026)	0.678*** (0.033)	0.266*** (0.030)
Exportatrices tardives	0.247*** (0.019)	Réf.	0.321*** (0.019)	Réf.	0.424*** (0.026)	Réf.
Non exportatrices	Réf.	-	Réf.	-	Réf.	-
R ²	0.192	0.221	0.232	0.221	0.203	0.221
Nombre d'observations	70 514	12 532	69 669	11 963	97 920	17 754

Note : chaque estimation MCO inclut les mêmes variables de contrôle que celles indiquées au tableau 2, mais les coefficients estimés correspondants ne sont pas reportés afin d'économiser de l'espace. ***, ** et * indiquent respectivement la signification statistique aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %. Les écarts-types clusterisés au niveau de l'entreprise sont entre parenthèses. Échantillon : entreprises qui survivent au moins 6 ans, hors entreprises non exportatrices pour les colonnes (2), (4) et (6).

Tableau 4 – Portée et qualité des exportations selon le type d'entreprise

	Étendue des destinations	Étendue des produits	Qualité des produits
	(1)	(2)	(3)
Nées mondiales	1.015*** (0.028)	0.851*** (0.028)	0.081* (0.046)
Exportatrices précoces	0.310*** (0.014)	0.308*** (0.015)	-0.005 (0.039)
Exportatrices tardives	Réf.	Réf.	Réf.
Taille de l'entreprise (actifs)	23.920*** (7.736)	26.930*** (4.235)	-8.125 (5.573)
Entreprise indépendante	Réf.	Réf.	Réf.
Détenue par un groupe français	0.123*** (0.012)	0.124*** (0.012)	-0.005 (0.019)
Détenue par un groupe étranger	0.157** (0.071)	0.158** (0.069)	0.063 (0.097)
R ²	0.280	0.214	0.061
Nombre d'observations	27 209	27 209	26 891

Note : les variables dépendantes des régressions MCO sont exprimées en log dans les colonnes (1) et (2), mais pas dans la colonne (3) (la qualité du produit peut être négative). Chaque régression inclut les mêmes variables de contrôle que celles du tableau 2. ***, ** et * indiquent respectivement la signification statistique aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %. Les écarts-types clusterisés au niveau de l'entreprise sont entre parenthèses. Échantillon : entreprises exportatrices survivant au moins 6 ans et pour lesquelles des données douanières sur les variables dépendantes sont disponibles.

type d'exportatrice qu'est l'entreprise, puis nous estimons l'impact de bénéficier d'une aide publique au cours de l'année t sur les performances de l'entreprise au cours des années suivantes.

Pour la première étape, nous estimons le modèle probit suivant sur le sous-échantillon d'entreprises exportatrices :

$$\Pr(y_{i,t} = 1 | Z_{i,t}) = \Pr(Z_{i,t}\theta + u_{i,t} \geq 0 | Z_{i,t}) \quad (1)$$

$$= \Pr(Z_{i,t}\theta \geq -u_{i,t} | Z_{i,t}) = F_{-u}(Z_{i,t}\theta).$$

où $y_{i,t}$ est une variable indicatrice qui prend la valeur 1 si l'entreprise i reçoit une aide publique au cours de l'année t . F est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite,

$$F(Z_{i,t}\theta) = \int_{-\infty}^{Z_{i,t}\theta} \frac{e^{-t^2/2}}{\sqrt{2\pi}} dt \quad \text{et} \quad u_{i,t} \sim N(0,1).$$

Z est un vecteur de variables de contrôle caractérisant l'entreprise, incluant le *type d'exportatrice* et la *taille de l'entreprise*, l'*appartenance à un groupe*, ainsi que nos trois variables décrivant les performances de l'entreprise, à savoir le *chiffre d'affaires*, l'*emploi* et la *productivité du travail*.

La deuxième étape concerne la relation entre les performances à $t+k$ et une aide publique reçue au cours de l'année t pour le sous-échantillon des entreprises nées mondiales. On compare ainsi les performances avant et après l'année t selon que l'entreprise a reçu ou pas un prêt ou une subvention de Bpifrance, suivant la méthode de la double différence. Plus précisément, nous estimons l'équation suivante, correspondant à une approche dite *event-study*, utilisant l'historique complet des performances des entreprises nées mondiales :

$$\text{Perf}_{i,t} = \sum_{k=-2}^5 \delta_k I(t = t^* + k) \text{Aide}_i + \alpha_i + \theta_i \quad (2)$$

$$+ X_{it}'\beta + u_{i,t}$$

où $\text{Perf}_{i,t}$ correspond à l'un de nos trois indicateurs de performance (*chiffre d'affaires*, *emploi* et *productivité du travail*) de l'entreprise i l'année t . $I(t = t^* + k)$ est une indicatrice permettant de savoir si t est éloignée de k années de l'année t^* de perception de l'aide publique, k variant entre 2 et 5. Notre variable explicative clé Aide_i représente successivement chaque type d'aide (*subvention à l'innovation*, *prêt d'investissement*, *prêt international* et *prêt à l'innovation*). X_{it} est une matrice de variables de contrôles variables dans le temps, incluant la *taille de l'entreprise* et l'*appartenance à un groupe*. Nous incluons également des effets fixes entreprise α_i afin de contrôler pour toutes les caractéristiques inobservables et invariables dans le temps de l'entreprise qui pourraient avoir un impact sur les performances de l'entreprise.

θ_i est un vecteur d'effets fixes année. Dans cette spécification, chaque coefficient δ_k mesure la variation de la performance entre $t-2$ et $t+k$ des entreprises nées mondiales ayant reçu une aide par rapport à celles qui n'en ont pas reçu.

3.2. Résultats relatifs à la probabilité de bénéficier d'une aide publique

Selon la littérature, le lien entre le statut d'entreprise née mondiale et la probabilité de bénéficier d'une aide publique est ambigu. D'un côté, les entreprises nées mondiales peuvent accéder plus facilement à l'aide publique, car elles sont plus à même d'assumer les coûts fixes liés à la préparation d'une candidature pour une aide. Elles en attendent également un bénéfice plus élevé et sont donc davantage incitées à présenter une demande. De plus, selon leurs critères de sélection, les banques publiques d'investissement peuvent être plus disposées à allouer une aide aux entreprises les plus performantes, et nous avons montré que les entreprises nées mondiales se portent en moyenne mieux que d'autres types d'entreprises. D'un autre côté, elles peuvent manquer de garanties nationales et être considérées comme des emprunteurs moins fiables ou plus risqués.

Les résultats de l'estimation de l'équation (1) mettent en évidence cette relation ambiguë de deux façons. Premièrement, la probabilité d'obtenir une subvention à l'innovation semble plus élevée (de 1 point de pourcentage) pour les entreprises nées mondiales que pour les exportatrices tardives (tableau 5). Ce résultat est conforme à l'idée qu'elles sont en moyenne plus innovantes que les autres entreprises nouvelles et sont par conséquent plus susceptibles d'obtenir des subventions à l'innovation de la part des organismes publics. Deuxièmement, les entreprises nées mondiales semblent également plus susceptibles que les exportatrices tardives de recevoir un prêt international, mais moins susceptibles de recevoir un prêt d'investissement. D'une part, ce résultat est compatible avec l'idée que ce type d'entreprises peut avoir des coûts fixes inférieurs ou s'attendre à des rendements plus élevés de leurs activités internationales que les exportatrices tardives. Cela les inciterait à chercher et/ou leur permettrait d'obtenir des prêts liés à ces activités. D'autre part, il soutient également l'idée que les prêts d'investissement accordés peuvent être plus sujets à des garanties nationales. Dans ce cas, les exportatrices tardives, qui sont par définition mieux établies au niveau national que leurs homologues nées mondiales, sont mieux placées pour demander et/ou obtenir ce type de prêt.

Un autre constat intéressant est que ce ne sont pas les entreprises les plus productives qui reçoivent une aide, quel que soit le type d'aide. Seuls le chiffre d'affaires et l'emploi distinguent les entreprises bénéficiaires de prêts de leurs homologues qui n'en bénéficient pas : les bénéficiaires ont un chiffre d'affaires et un emploi supérieurs. Ce constat suggère donc que l'attribution de prêts publics pourrait dépendre de la taille (par le biais des actifs) plus que de l'efficacité, ce qui pourrait être le signe d'une mauvaise allocation.

Nous constatons également que les entreprises appartenant à un groupe français sont beaucoup moins susceptibles d'obtenir des prêts internationaux et des prêts à l'innovation que les autres entreprises¹⁹. En pratique, aucune filiale de groupe étranger n'a obtenu de prêts d'investissement ou à l'innovation dans notre échantillon, ce qui explique le coefficient manquant dans les colonnes 3 et 4. Selon nous, la principale raison est qu'aucune de ces filiales ne répond aux critères d'éligibilité pour être indépendante ou détenue à moins de 25 %. Pour celles qui sont éligibles, mais qui ne déposent pas de demande, par exemple une entreprise détenue

à 20 %, cela peut s'expliquer par le fait que les nouvelles filiales d'une plus grande société étrangère peuvent servir de plateformes d'exportation délocalisées (Irrarazabal *et al.*, 2013 ; Tintelnot, 2017). Elles sont donc moins susceptibles de demander des prêts, dans la mesure où elles peuvent compter sur les ressources d'un propriétaire important et financièrement solide. Il est intéressant de noter que les nouvelles filiales d'une société étrangère sont également moins susceptibles d'obtenir une subvention à l'innovation que les entreprises indépendantes. Ceci peut être interprété de deux manières : soit Bpifrance a une certaine préférence nationale lorsqu'il s'agit d'allouer des subventions à l'innovation, soit les nouvelles filiales des sociétés étrangères sont en moyenne plus susceptibles d'être détenues à plus de 25 % de leur capital que leurs homologues détenues par des sociétés françaises, donc moins susceptibles de répondre aux critères d'admissibilité de Bpifrance.

19. Il convient de mentionner que l'identification de la filiale d'un groupe d'entreprises est soumise à d'importants seuils en matière de taille, comme indiqué dans la section consacrée aux données. Par conséquent, notre échantillon compte très peu de filiales (voir le tableau A1 en annexe pour plus de détails).

Tableau 5 – Probabilité de recevoir une aide publique selon le type d'entreprise

	Subvention à l'innovation (1)	Prêt international (2)	Prêt à l'innovation (3)	Prêt d'investissement (4)
Nées mondiales	0.0103*** (0.0017)	0.0025*** (0.0008)	0.0003 (0.0008)	-0.0026*** (0.0009)
Exportatrices précoces	0.0044*** (0.0014)	0.0018*** (0.0006)	0.0005 (0.0006)	-0.0027*** (0.0007)
Exportatrices tardives	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Taille de l'entreprise (actifs)	-0.150 (0.195)	0.038 (0.052)	-0.176** (0.084)	-0.043 (0.097)
Entreprises indépendantes	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Détenue par un groupe français	0.0018 (0.0015)	-0.0013** (0.0005)	-0.0013** (0.0006)	-0.0006 (0.0007)
Détenue par un groupe étranger	-0.038** (0.015)	-0.007 (0.006)	-	-
Chiffre d'affaires	-0.0014 (0.0014)	0.0017*** (0.0005)	0.0013*** (0.0004)	0.0013** (0.0005)
Emploi	0.0058*** (0.0015)	-0.0003 (0.0005)	0.0016*** (0.0005)	0.0037*** (0.0007)
Productivité du travail	0.0004 (0.0012)	-0.0010** (0.0004)	0.0000 (0.0006)	0.0000 (0.0007)
Moyenne de la variable dépendante	0.62	0.15	0.15	0.74
Nombre d'observations	38 252	22 702	27 596	38 645

Note : le nombre d'observations varie selon les régressions dans la mesure où la couverture temporelle de l'aide publique varie d'une aide publique à l'autre. Les colonnes (1) à (4) estiment respectivement la probabilité d'obtenir une subvention à l'innovation, un prêt international, un prêt à l'innovation et un prêt d'investissement. Par exemple, l'aide publique sous la forme de prêts à l'innovation est attribuée depuis 2005, tandis que les prêts internationaux sont attribués depuis 2007. Chaque modèle comprend des effets fixes liés au secteur, à l'année de création et à l'année d'observation. Les coefficients représentent les effets marginaux sur la moyenne. Les écarts-types robustes et clusterisés au niveau de l'entreprise sont entre parenthèses. ***, ** et * indiquent respectivement la signification statistique aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %. Échantillon : entreprises exportatrices qui survivent au moins 6 ans.

Dans un exercice exploratoire complémentaire (présenté dans l'Annexe en ligne S2, tableaux S2-4 à S2-6), nous avons également regardé si la probabilité d'obtenir un financement public variait en fonction de la stratégie d'exportation de l'entreprise, afin de mieux comprendre les facteurs qui influencent l'allocation des différents types d'aide financière. Les résultats nous ont d'abord permis de déterminer que les entreprises nées mondiales opérant vers un nombre de destinations, proposant un nombre de produits ou offrant une qualité de produits au-dessus de la médiane sont plus susceptibles de recevoir des prêts internationaux que les autres. Cela est cohérent avec le fait que les entreprises disposant d'une stratégie d'exportation plus offensive ont besoin d'un soutien financier pour leur stratégie d'internationalisation. Ensuite, nous avons constaté que les entreprises nées mondiales opérant dans un nombre de destinations au-dessus de la médiane et ceux proposant un nombre de produits en dessous de la médiane sont moins susceptibles d'obtenir des prêts d'investissement. Cela est cohérent avec l'idée que les entreprises innovantes, qui développent un petit nombre de produits hautement spécifiques pour le marché international, sont considérées comme plus risquées et doivent donc faire face à des obstacles plus importants pour obtenir des prêts d'investissement. Enfin, nous constatons que les entreprises dont l'étendue et la qualité des produits sont inférieures à la médiane sont plus susceptibles de recevoir une subvention à

l'innovation. Cela rejoint l'idée selon laquelle les entreprises confrontées à des défis compétitifs cherchent à innover afin de renforcer leur position.

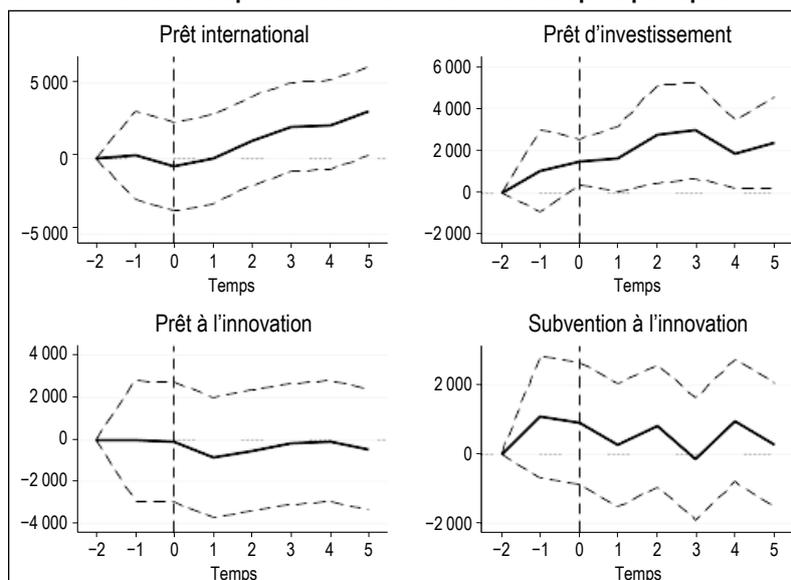
3.3. Les effets d'une aide publique sur les performances des entreprises nées mondiales

Nous étudions maintenant si les entreprises nées mondiales qui bénéficient d'une aide financière publique ont des performances économiques différentes *ex post*²⁰. Nous nous intéressons dans un premier temps à leur chiffre d'affaires, avant et après avoir reçu une aide de Bpifrance. La figure I montre les estimations des coefficients δ_k de l'équation (2) et les intervalles de confiance associés, pour $k = -2, \dots, 5$, alternativement pour chaque type d'aide.

L'effet des prêts internationaux sur le chiffre d'affaires des entreprises nées mondiales est relativement conséquent. Celles ayant bénéficié d'un prêt international en t^* ont un chiffre d'affaires en t^*+5 ans en moyenne de 4 000 000 € supérieur à celles n'ayant pas reçu ce type de prêt. Les entreprises nées mondiales ayant reçu un prêt d'investissement ont, elles aussi, un chiffre d'affaires plus élevé en t^*+5 (de 2 000 000 € en moyenne) que celles n'ayant pas

20. La même série de résultats est présentée pour les exportatrices précoces et les exportatrices tardives dans l'Annexe en ligne S2 (figures S2-1 à S2-VI).

Figure I – Chiffre d'affaires des entreprises nées mondiales avant et après perception d'une aide publique



Note : la figure montre les estimations du coefficient δ de l'équation (2) pour les prêts internationaux, les prêts d'investissement, les prêts à l'innovation et les subventions à l'innovation, de 2 ans avant à 5 ans après perception de l'aide, lorsque la variable dépendante est le chiffre d'affaires. Les courbes en pointillé correspondent aux intervalles de confiance à 95 %. La référence est l'année $t = -2$. Nous contrôlons pour la taille de l'entreprise et l'appartenance à un groupe. L'équation est estimée par les moindres carrés ordinaires (MCO) avec effet fixe sur l'échantillon des entreprises nées mondiales. Les écarts-types sont clusterisés au niveau de l'entreprise.

reçu cette aide. Toutefois, leur chiffre d'affaires est déjà nettement plus élevé au moment du prêt, ce qui contrevient à l'hypothèse de tendances communes avant le prêt. Nous restons donc prudents et n'interprétons pas ce résultat comme un effet causal du prêt d'investissement sur le chiffre d'affaires des entreprises nées mondiales, dans la mesure où nous ne pouvons pas exclure un biais de sélection de la part de Bpifrance à l'égard des plus grandes entreprises lors de l'attribution de leurs aides. D'autre part, nous n'observons aucun effet significatif des prêts d'investissement, des prêts à l'innovation ou des subventions à l'innovation.

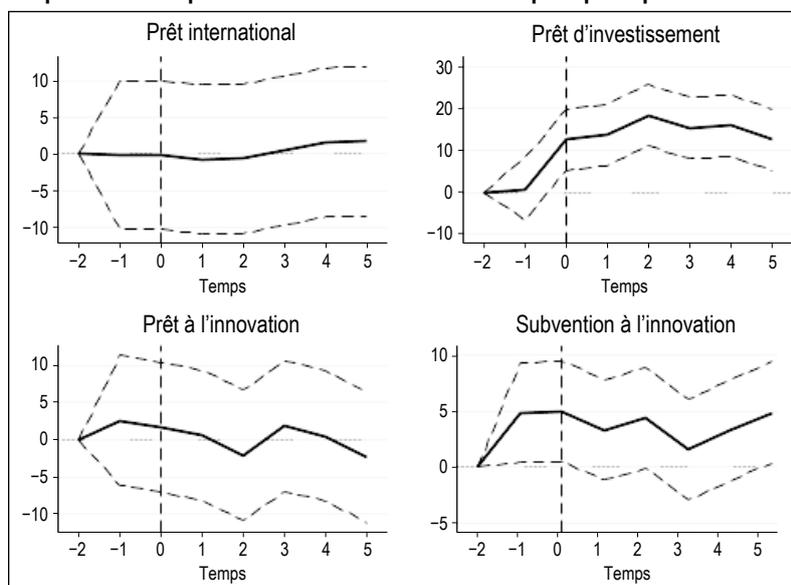
Nous avons ensuite effectué le même exercice en utilisant l'emploi total de l'entreprise comme variable dépendante au lieu du chiffre d'affaires (figure II). En moyenne, les entreprises nées mondiales ayant reçu un prêt d'investissement en t^* emploient 10 salariés de plus entre t^* et t^*+5 que leurs homologues n'ayant reçu aucune aide. Nous observons les mêmes résultats pour celles ayant reçu une subvention à l'innovation, avec un écart de 5 salariés. Cependant, comme pour les prêts d'investissement et le chiffre d'affaires, nous observons une différence significative d'emploi au moment où l'entreprise reçoit le prêt d'investissement (et même en t^*-1 pour les subventions à l'innovation). Les entreprises nées mondiales ayant reçu ces types d'aide financière comptaient donc probablement plus de salariés que leurs homologues dès t^* . Par conséquent, il est difficile de déterminer si les prêts d'investissement et les subventions à l'innovation ont un effet sur l'emploi des entreprises, compte tenu de leur différence de taille significative au

moment de l'attribution de la subvention. Nous ne trouvons enfin aucun effet significatif des prêts internationaux et des prêts à l'innovation sur l'emploi.

Enfin, le même exercice effectué sur la *productivité du travail* des entreprises nées mondiales (figure III) ne révèle aucune différence significative avant et après réception de l'aide publique, quelle qu'elle soit.

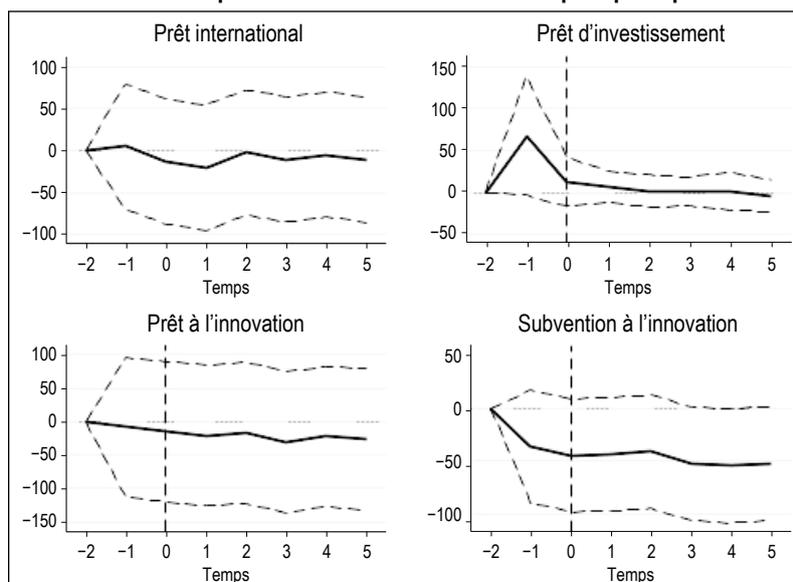
Afin de tester la robustesse de ces résultats et de tenir compte des différences de tendance, entre les entreprises nées mondiales ayant bénéficié d'une aide et celles n'en ayant pas bénéficié, préalablement à la perception de l'aide, nous présentons de nouveaux estimateurs pour l'attribution échelonnée de l'aide publique, comme proposé par Callaway & Sant'Anna (CS 2021 dans le tableau 6) et Borusyak *et al.* (BJS 2022 dans le tableau 6). Comme l'expliquent de Chaisemartin & D'Haultfoeuille (2022), la mise en œuvre de régressions à doubles effets fixes, comme proposé dans l'équation (2), nécessite que deux conditions soient satisfaites, ce qui, en pratique, est rarement le cas. La première condition est que l'hypothèse des tendances parallèles se vérifie et la seconde est que l'effet du traitement soit constant, entre les groupes et dans le temps, ce qui est souvent peu plausible, en particulier dans le contexte qui est le nôtre, où le moment de l'attribution de l'aide publique et le montant de cette aide varient d'une entreprise à l'autre. Nous utilisons donc deux estimateurs récents proposés par Callaway & Sant'Anna (2021) et Borusyak *et al.* (2022), pour tenir compte des limites de la méthode des doubles

Figure II – Emploi des entreprises nées mondiales avant et après perception d'une aide publique



Notes : voir les notes de la figure I, sauf que la variable dépendante est l'emploi de l'entreprise.

Figure III – Productivité des entreprises nées mondiales avant et après perception d'une aide publique



Notes : voir les notes de la figure I, sauf que la variable dépendante est la productivité du travail de l'entreprise.

effets fixes proposée dans l'équation (2). Dans le cadre de la mesure de l'effet moyen du traitement, les deux méthodes traitent des « comparaisons interdites » (de Chaisemartin & D'Haultfoeuille, 2022)²¹. Elles présentent chacune des avantages et des inconvénients, dans la mesure où elles s'appuient sur des hypothèses de tendances parallèles différentes. Borusyak *et al.* (2022) s'appuient sur une tendance parallèle « forte » pour chaque groupe et chaque période. À l'inverse, Callaway & Sant'Anna (2021) imposent une tendance parallèle « plus faible » seulement une période avant le traitement, conditionnellement aux co-variables. Selon l'hypothèse des tendances parallèles propre à chaque méthode, l'estimateur proposé par Borusyak *et al.* (2022) offre une plus grande précision que celui de Callaway & Sant'Anna (2021). Toutefois, si les tendances ne sont pas exactement parallèles, l'estimateur de Borusyak *et al.* (2022) peut être plus biaisé que celui de Callaway & Sant'Anna (2021).

Comme le montrent clairement les figures I à III, il est difficile de se prémunir contre les différences de tendance pré-traitement dans tous les cas. De fait, on observe des différences significatives entre les entreprises nées mondiales ayant bénéficié d'une aide et celles n'en ayant pas bénéficié sur la période qui précède la perception de l'aide (par exemple, les subventions à l'innovation dans la figure II). Par conséquent, comme il est d'usage dans la littérature, nous n'interprétons les coefficients de Borusyak *et al.* (2022) et Callaway & Sant'Anna (2021) dans le tableau 6 que lorsqu'ils sont proches, car toute différence significative entre les deux estimateurs implique

que la version forte de l'hypothèse de tendance parallèle n'est pas respectée (Roth *et al.*, 2022).

Le tableau 6 montre l'effet important des subventions à l'innovation sur l'emploi. Les entreprises nées mondiales qui reçoivent des subventions à l'innovation comptent en moyenne 6 à 8 salariés de plus que celles qui n'en reçoivent pas. Nous constatons également que les prêts d'investissement ont un effet positif sur leur emploi et leur chiffre d'affaires²². Pour l'ensemble des autres résultats, les estimateurs de Borusyak *et al.* (2022) et Callaway & Sant'Anna (2021) sont de signe et/ou d'ampleur différente, c'est pourquoi nous préférons rester prudents quant à leur interprétation, puisque l'hypothèse de tendances parallèles fortes pour toutes les dates précédant l'aide n'est pas respectée.

Dans l'ensemble, nos résultats montrent que les entreprises nées mondiales qui reçoivent des prêts d'investissement affichent un chiffre d'affaires ou un emploi plus élevé après avoir reçu une aide. Cependant, nous ne décelons aucun effet des différents types d'aides financières sur la productivité du travail.

21. Dans le cas d'un déploiement échelonné, comme dans notre recherche, l'équation (2) s'appuie sur des comparaisons entre les entreprises qui ont reçu une aide publique et les groupes de référence qui en ont reçu une plus tôt. Il s'agit d'une « comparaison interdite », car elle peut fausser considérablement les poids que l'estimateur attribue aux effets du traitement, dans la mesure où ceux-ci sont décroissants en t.

22. Nous accordons du crédit à ces résultats, car ils restent inchangés lorsque nous retenons des spécifications plus détaillées ou moins détaillées. Pour être plus précis, nous avons estimé l'effet d'une aide publique sur les entreprises nées mondiales en utilisant alternativement un simple estimateur à effet fixe et l'estimateur d'Arellano-Bond (1991) pour une équation dynamique. Les résultats sont présentés dans l'Annexe en ligne S2.

Tableau 6 – Estimation par doubles effets fixes associée à des effets de traitement hétérogènes

	Chiffre d'affaires		Emploi		Productivité du travail	
	BJS (2022)	CS (2021)	BJS (2022)	CS (2021)	BJS (2022)	CS (2021)
Subventions à l'innovation	818.1* (470.70)	2 178.70 (2 408.90)	8.66*** (2.75)	6.08* (3.64)	-4.34 (7.93)	0.99 (7.10)
Prêts à l'innovation	946.16 (741.21)	287.10 (755.23)	6.61** (3.00)	1.75 (2.16)	-14.56 (10.76)	-5.71 (4.82)
Prêts internationaux	1 066.28 (690.23)	351.58 (736.30)	5.37*** (1.53)	1.31 (1.28)	-8.73 (10.42)	-1.54 (10.77)
Prêts d'investissement	2 040.28*** (398.61)	1 492.34* (906.90)	15.33*** (1.59)	9.61** (4.43)	-22.34** (9.52)	-33.83 (25.10)

Note : les coefficients reportés représentent l'effet moyen du traitement sur les entreprises concernées selon la méthodologie de Callaway & Sant'Anna (2021) (colonnes « CS (2021) ») et celle de Borysyak *et al.* (2022) (colonnes « BJS (2022) »). Les estimations tiennent compte de la taille de l'entreprise (actifs), ainsi que de sa détention par un groupe sur l'échantillon des entreprises nées mondiales. Les écarts-types robustes et clusterisés au niveau de l'entreprise sont entre parenthèses. ***, ** et * indiquent respectivement la signification statistique aux seuils de 1 %, 5 % et 10 %.

* *
*

Dans cette étude, nous utilisons une base de données originale, combinant des informations détaillées sur la production et les exportations avec des informations sur les aides accordées par Bpifrance aux jeunes entreprises françaises du secteur manufacturier. Ces données nous permettent d'éclairer le phénomène des entreprises nées mondiales dans le secteur manufacturier et d'apporter des éléments au débat sur la meilleure manière de soutenir ces entreprises particulières.

Nous avons décrit les différences de probabilité de recevoir les différents types d'aides publiques accordées par Bpifrance selon le type d'exportatrices que sont les entreprises. Nous avons également fourni une première quantification de l'impact des aides publiques financières sur les performances économiques relatives des entreprises nées mondiales. Notre principal résultat est que les entreprises nées mondiales sont en moyenne plus susceptibles de recevoir une aide publique pour leurs stratégies en matière d'innovation et d'internationalisation et moins susceptibles d'en recevoir pour leurs projets d'investissement, par rapport aux entreprises qui exportent plus progressivement. En revanche,

le rendement global des prêts d'investissement accordés par Bpifrance aux entreprises nées mondiales est élevé, tant en matière de chiffre d'affaires que d'emploi. Ces résultats suggèrent qu'il est possible d'améliorer l'efficacité de l'allocation des prêts accordés par Bpifrance, notamment ceux qui ciblent les projets d'investissement des entreprises nées mondiales.

Une piste de recherche d'avenir serait d'étudier les sources d'inefficacité de l'allocation des aides financières publiques en France. Pour cela, il faudrait surmonter les limites liées aux données et accéder à des informations supplémentaires sur les entreprises dont les demandes de subventions ont été rejetées. Une autre piste de recherche fructueuse consisterait à étudier davantage dans quelle mesure la relation positive entre l'aide publique et les performances des entreprises nées mondiales est conditionnée par le montant de l'aide financière et par l'utilisation complémentaire de différents dispositifs. Les effets complémentaires entre les prêts d'investissement et les subventions à l'innovation visant à soutenir la stratégie de développement des start-ups ont été récemment démontrés par Hottenrott & Richstein (2020) dans le cas de l'Allemagne. Il serait donc intéressant d'explorer davantage ces liens complémentaires dans le cas des entreprises nées mondiales françaises. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/7661148/ESpreprint_Bellone-et-al_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

- Acs, Z. J., Morck, R., Shaver, J. M. & Yeung, B. (1997).** The internationalization of small and medium-sized enterprises: A policy perspective. *Small Business Economics*, 9(1), 7–20. <https://doi.org/10.1023/A:1007991428526>
- Aghion, P., David, P. & Foray, D. (2009).** Science, technology and innovation for economic growth: Linking policy research and practice in 'STIG Systems'. *Research Policy*, 38(4), 681–693. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2009.01.016>
- Albornoz, F., Calvo Pardo, H. F., Corcos, G. & Ornelas, E. (2012).** Sequential exporting. *Journal of International Economics*, 88(1), 17–31. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.02.007>
- Andersson, S. & Victor, I. (2003).** Innovative Internationalisation in New firms: Born Globals—the Swedish Case. *Journal of International Entrepreneurship*, 1, 249–275 (2003). <https://doi.org/10.1023/A:1024110806241>
- Arellano, M. & Bond, S. (1991).** Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297. <https://doi.org/10.2307/2297968>
- Aw, B. Y., Lee, Y. & Vandenbussche, H. (2019).** How Important is Consumer Taste in Trade? *CEPR Discussion Paper* N° 13614. <https://cepr.org/publications/dp13614>
- Bellone, F., Musso, P., Nesta, L. & Quéré, M. (2008).** The U-shaped Productivity pattern of French Exporter. *Review of World Economics*, 144(4), 636–659. <https://doi.org/10.1007/s10290-008-0164-x>
- Bernard, A. B. & Jensen, J. B. (1995).** Exporters, jobs, and wages in U.S. Manufacturing: 1976–1987. *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 67–119. <https://doi.org/10.2307/2534772>
- Bernard, A. B. & Jensen, J. B. (1999).** Exceptional exporter performance: cause, effect, or both? *Journal of International Economics*, 47(1), 1–25. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(98\)00027-0](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(98)00027-0)
- Bernard, A., Eaton, B. J., Jensen, J. B. & Kortum, S. (2003).** Plants and Productivity in International Trade. *American Economic Review*, 93(4), 1268–1290. <https://doi.org/10.1257/000282803769206296>
- Borusyak, K., Jaravel, X. & Spiess, J. (2022).** Revisiting event study designs: Robust and efficient estimation. *Preprint arXiv*. <https://doi.org/10.48550/arXiv.2108.12419>
- Braunerhjelm, P. & Halldin, T. (2019).** Born globals – presence, performance and prospects. *International Business Review*, 28(1), 60–73. <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2018.07.004>
- Callaway, B. & Sant'Anna, P. H. (2021).** Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200–230. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2020.12.001>
- Cannone, G. & Ughetto, E. (2014).** Born globals: A cross-country survey on high-tech start-ups. *International Business Review*, 23(1), 272–283. <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2013.05.003>
- Cavusgil, S. T. (1980).** On the internationalization process of firms. *European Research*, 8(6), 273–281. https://www.researchgate.net/publication/302560081_On_the_internationalization_process_of_firms
- Cavusgil, S. T. & Knight, G. (2015).** The born global firm: an entrepreneurial and capabilities perspective on early and rapid internationalization. *Journal of International Business Studies*, 46(1), 3–16. <https://doi.org/10.1057/jibs.2014.62>
- Choquette, E., Rask, M., Sala, D. & Schröder, P. (2017).** Born globals – is there fire behind the smoke? *International Business Review*, 26(3), 448–460. <https://doi.org/10.1016/j.ibusrev.2016.10.005>
- Crozet, M., Mejean, I. & Zignago, S. (2011).** Bigger, Stronger, Farther Away... The Performance of French Exporting Firms. *Revue économique*, 62(4), 717–736. <https://doi.org/10.3917/reco.624.0717>
- Dabić, M., Maley, J., Dana, L. P., Novak, I., Pellegrini, M. M. & Caputo, A. (2020).** Pathways of SME internationalization: a bibliometric and systematic review. *Small Business Economics*, 55, 705–725. <https://doi.org/10.1007/s11187-019-00181-6>
- de Chaisemartin, C. & D'Haultfoeulle, X. (2022).** Two-Way Fixed Effects and Differences-in-Differences with Heterogeneous Treatment Effects : A Survey. *NBER Working Paper* N° 29691. <https://doi.org/10.3386/w29691>
- Del Sarto, N., Di Minin, A., Ferrigno, G. & Piccaluga, A. (2021).** Born global and well educated: start-up survival through fuzzy set analysis. *Small Business Economics*, 56(4), 1405–1423. <https://doi.org/10.1007/s11187-019-00238-6>
- De Loecker, J. (2013).** Detecting Learning by Exporting. *American Economic Journal: Microeconomics*, 5(3), 1–21. <https://doi.org/10.1257/mic.5.3.1>
- Eurofound (2012).** *Born global: The Potential of Job Creation in New International Businesses*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Ferguson, S., Henrekson, M. & Johannesson, L. (2021).** Getting the Facts Right on Born Globals. *Small Business Economics*, 56, 259–276. <https://doi.org/10.1007/s11187-019-00216-y>
- Irrazabal, A., Moxnes, A. & Opromolla, L. D. (2013).** The margins of multinational production and the role of intrafirm trade. *Journal of Political Economy*, 121(1), 74–126. <https://doi.org/10.1086/669877>

- Greenaway, D. & Kneller, R. (2007).** Firm Heterogeneity, Exporting and Foreign Direct Investment. *The Economic Journal*, 117(517), 134–161. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02018.x>
- Hottenrott, H. & Richstein, R. (2020).** Start-up subsidies: Does the policy instrument matter? *Research Policy*, 49(1), 103888. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2019.103888>
- Huergo, E. & Moreno, L. (2017).** Subsidies or loans? Evaluating the impact of R&D support programmes. *Research Policy*, 46(7), 1198–1214. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2017.05.006>
- ISGEP (2008).** Understanding Cross-Country Differences in Exporter Premia: Comparable Evidence for 14 Countries. *Review of World Economics*, 144, 596–635. <https://doi.org/10.1007/s10290-008-0163-y>
- Knight, G. A. (2001).** Entrepreneurship and strategy in the international SME. *Journal of International Management*, 7(3), 155–171. [https://doi.org/10.1016/S1075-4253\(01\)00042-4](https://doi.org/10.1016/S1075-4253(01)00042-4)
- Knight, G. A. & Cavusgil, S. T. (1996).** The born-global firm: A challenge to traditional internationalization theory. *Advances in International Marketing*, 8, 11–26. https://www.researchgate.net/publication/301840778_The_born_global_rm_A_challenge_to_traditional_internationalization_theory
- Knight, G. A. & Cavusgil, S. T. (2004).** Innovation, organizational capabilities, and the born-global firm. *Journal of International Business Studies*, 35(2), 124–141. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8400071>
- Kudina, A., Yip, G. S. & Barkema, H. G. (2008).** Born Global. *Business Strategy Review*, 19(4), 38–44. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8616.2008.00562.x>
- Madsen, T. K. & Servais, P. (1997).** The internationalization of Born Globals: An evolutionary process? *International Business Review*, 6(6), 561–583. [https://doi.org/10.1016/S0969-5931\(97\)00032-2](https://doi.org/10.1016/S0969-5931(97)00032-2)
- Máñez, J. A., Rochina-Barrachina, M. E., Sanchis-Llopis, J. A. & Vicente, O. (2014).** Financial constraints and R&D and exporting strategies for Spanish manufacturing firms. *Industrial and Corporate Change*, 23(6), 1563–1594. <https://doi.org/10.1093/icc/dtu034>
- Manova, K. & Yu, Z. (2017).** Multi-product firms and product quality. *Journal of International Economics*, 109, 116–137. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2017.08.006>
- Melitz, M. J. (2003).** The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, 71(6), 1695–1725. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00467>
- McDougall, P. P., Oviatt, B. M. & Shrader, R. C. (2003).** A Comparison of International and Domestic New Ventures. *Journal of International Entrepreneurship*, 1(1), 59–82. <https://doi.org/10.1023/A:1023246622972>
- McDougall, P. P. (1989).** International versus domestic entrepreneurship: new venture strategic behavior and industry structure. *Journal of Business Venturing*, 4(6), 387–400. [https://doi.org/10.1016/0883-9026\(89\)90009-8](https://doi.org/10.1016/0883-9026(89)90009-8)
- McDougall, P. P., Shane, S. & Oviatt, B. M. (1994).** Explaining the formation of international new ventures: the limits of theories from international business research. *Journal of Business Venturing*, 9(6), 469–487. [https://doi.org/10.1016/0883-9026\(94\)90017-5](https://doi.org/10.1016/0883-9026(94)90017-5)
- Melén, S. & Nordman, E. R. (2009).** The Internationalisation Modes of Born Globals: A Longitudinal Study. *European Management Journal*, 27(4), 243–254. <https://doi.org/10.1016/j.emj.2008.11.004>
- Meuleman, M. & De Maeseire, W. (2012).** Do R&D subsidies affect SMEs' access to external financing? *Research Policy*, 41(3), 580–591. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2012.01.001>
- Moen, O. & Servais, P. (2002).** Born Global or Gradual Global? Examining the Export Behavior of SMEs. *Journal of International Marketing*, 10(3), 49–72. <https://doi.org/10.1509/jimk.10.3.49.19540>
- OECD (2013).** *Fostering SMEs' Participation in Global Markets: Final Report*. Paris: OCDE.
- OECD (2014).** *OECD Reviews of Innovation Policy: France 2014, OECD Reviews of Innovation Policy*. Paris: OCDE. <https://doi.org/10.1787/9789264214026-en>
- OECD (2018).** *Fostering greater SME participation in a globally integrated economy*. Discussion Paper prepared for the SME Ministerial Conference 22-23 February 2018 Mexico City. Paris: OCDE
- Oviatt, B. M. & McDougall, P. P. (1994).** Toward a theory of international new ventures. *Journal of International Business Studies*, 25, 45–64. <https://doi.org/10.1057/palgrave.jibs.8490193>
- Roth, J., Sant'Anna, P. H., Bilinski, A. & Poe, J. (2022).** What's Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature. *arXiv preprint arXiv:2201.01194*.
- Sui, S. & Baum, M. (2014).** Internationalization strategy, firm resources and the survival of SMEs in the export market. *Journal of International Business Studies*, 45, 821–841. <https://doi.org/10.1057/jibs.2014.11>
- Tintelnot, F. (2017).** Global production with export platforms. *The Quarterly Journal of Economics*, 132(1), 157–209. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw037>
- Wright, M., Westhead, P. & Ucbasaran, D. (2007).** The Internationalization of SMEs and International Entrepreneurship: A Critique and Policy Implications. *Regional Studies*, 41(7), 1013–1029. <https://doi.org/10.1080/00343400601120288>

ANNEXE

Tableau A1 – Statistiques récapitulatives de nos variables d'intérêt clés selon l'échantillon alternatif

	Échantillon brut		Échantillon nettoyé		Échantillon intermédiaire		Échantillon final	
<i>Type d'entreprise</i>	% d'obs.		% d'obs.		% d'obs.		% d'obs.	
Non exportatrices	89.26		83.03		88.46		82.61	
Nées mondiales	2.49		4.43		1.89		2.77	
Exportatrices précoces	5.41		8.84		5.93		8.14	
Exportatrices tardives	2.84		3.70		3.72		6.47	
<i>Variables comptables</i>	Moyenne	Dév. standard	Moyenne	Dév. standard	Moyenne	Dév. standard	Moyenne	Dév. standard
Chiffre d'affaires (en milliers d'euros)	1 583.40	66 450	3 523.80	89 633	678.60	2 194	970.07	2 516.1
Emploi	7.19	87.72	18.01	148.44	7.00	10.68	7.71	11.21
Productivité du travail (en milliers d'euros)	52.12	208.50	55.37	179.26	52.88	63.48	53.52	57.30
Actifs tangibles (en milliers d'euros)	579.00	27 812.0	1 239.40	37 783.0	157.93	879.6	229.50	971.3
Actifs intangibles (en milliers d'euros)	126.81	5 854.2	269.17	7 549.2	63.47	423.4	80.60	270.3
<i>Variables d'exportation</i>	Moyenne	Dév. standard	Moyenne	Dév. standard	Moyenne	Dév. standard	Moyenne	Dév. standard
Intensité d'exportation (%)	9.99	29.30	12.38	21.01	7.76	16.84	7.94	17.01
Étendue des destinations	5.14	9.66	6.15	10.72	6.05	10.58	8.15	11.66
Étendue des produits	7.55	31.10	9.12	35.45	9.07	35.65	12.23	40.18
Étendue des marchés	20.44	153.95	25.64	177.17	25.33	178.04	35.69	202.02
Qualité des produits	-0.69	1.18	-0.71	1.15	-0.71	1.15	-0.68	1.07
<i>Variables d'aide publique</i>	% d'obs.	Montant (€)	% d'obs.	Montant (€)	% d'obs.	Montant (€)	% d'obs.	Montant (€)
Subvention à l'innovation	0.68	134 833	0.80	135 095	0.80	134 919	0.62	197 666
Prêts à l'innovation	0.13	299 819	0.15	306 988	0.15	305 027	0.15	318 989
Prêts d'investissement	1.20	692 945	1.44	718 567	1.46	718 239	0.74	699 519
Prêts internationaux	0.10	434 549	0.13	441 595	0.13	439 731	0.15	408 585
<i>Autres caractéristiques de l'entreprise</i>	% d'obs.		% d'obs.		% d'obs.		% d'obs.	
Opère dans une industrie MHT/HT	16.66		17.79		16.60		16.94	
Détenue par un groupe étranger	0.04		0.04		0.02		0.02	
Détenue par un groupe français	2.25		2.43		1.57		2.16	
Nombre d'observations	1 570 869		500 933		475 931		244 061	
Nombre d'entreprises	317 095		101 470		96 434		24 399	

Note : l'échantillon brut inclut les observations relatives aux entreprises manufacturières nouvellement créées au cours de notre période d'observation. L'échantillon nettoyé exclut les valeurs aberrantes définies comme des valeurs négatives pour l'emploi ou le chiffre d'affaires, des valeurs strictement négatives pour la valeur ajoutée ou les actifs, ainsi que des valeurs de ratio d'exportations sur les ventes supérieures à 1. L'échantillon intermédiaire exclut en outre les entreprises figurant à leur création parmi les 1 % à l'emploi ou au chiffre d'affaires le plus élevé de la distribution. Enfin, l'échantillon final exclut également les entreprises qui survivent moins de 6 ans. Les industries MHT/HT correspondent aux industries de moyenne-haute technologie et de haute technologie, conformément à la définition de l'OCDE. L'étendue des marchés correspond au nombre de paires produit-destination distinctes

Tableau A2 – **Statistiques récapitulatives sur les variables d'intérêt clés selon le type d'entreprise, échantillon final**

<i>Variables comptables</i>	Née mondiale		Exportatrice précoce		Exportatrice tardive		Non exportatrice	
	Moyenne	Dév. standard	Moyenne	Dév. standard	Moyenne	Dév. standard	Moyenne	Dév. standard
Chiffre d'affaires (en milliers d'euros)	4 195.3	7 761.1	2 864.9	5 904.3	1 731.1	3 812.9	615.5	1 010.4
Emploi	20.1	31.8	16.2	21.9	10.8	16.9	6.2	6.9
Productivité du travail (en milliers d'euros)	73.7	137.2	61.3	64.4	61.2	59.1	51.4	47.1
Actifs tangibles (en milliers d'euros)	1 078.8	2 819.1	635.3	2 338.5	446.0	2 297.7	143.9	414.9
Actifs intangibles (en milliers d'euros)	224.5	799.6	139.7	615.5	69.6	333.9	70.8	162.1
<i>Variables internationales</i>	Moyenne	Dév. standard	Moyenne	Dév. standard	Moyenne	Dév. standard	Moyenne	Dév. standard
Intensité d'exportation (%)	33.40	26.6	4.50	9.3	1.40	6.3	-	-
Etendue des destinations	9.94	11.6	3.70	4.8	1.90	3.6	-	-
Etendue des produits	8.83	12.4	4.30	6.7	2.40	3.4	-	-
Qualité des produits	-0.75	1.2	-0.75	1.2	-0.72	1.4	-	-
<i>Variables d'aide publique</i>	% d'obs.	Montant (€)	% d'obs.	Montant (€)	% d'obs.	Montant (€)	% d'obs.	Montant (€)
Subvention à l'innovation	1.64	81 262	0.83	57 337	0.58	35 054	0.05	42 281
Prêts à l'innovation	0.38	263 461	0.35	244 554	0.22	237 169	0.02	188 164
Prêts d'investissement	0.75	344 941	0.62	370 092	0.76	326 574	0.10	178 179
Prêts internationaux	0.61	205 865	0.32	259 976	0.11	162 777	0.00	107 600
<i>Autres caractéristiques de l'entreprise</i>	% d'obs.		% d'obs.		% d'obs.		% d'obs.	
Opère dans une industrie MHT/HT	41.17		32.75		28.68		13.63	
Détenue par un groupe étranger	1.40		0.43		0.08		0.02	
Détenue par un groupe français	39.90		34.00		20.10		6.58	

Note : les catégories d'entreprise sont définies comme dans le tableau 1. L'emploi correspond au nombre moyen de salariés en équivalent temps plein. L'étendue des produits est le nombre de produits différents exportés (les produits étant identifiés dans la nomenclature SH à 6 chiffres) et l'étendue des destinations est le nombre de pays différents desservis par l'entreprise. Une valeur inférieure (plus négative) de l'indicateur de qualité des produits indique une qualité moyenne plus élevée du portefeuille d'exportation de l'entreprise.

Brexit et exportations agricoles et alimentaires bretonnes

Brexit and Breton Agricultural and Food Exports

Angela Cheptea*, Marilyne Huchet* et Lucile Henry*

Résumé – Les britanniques ont quitté l’Union européenne le 31 janvier 2020. Sur le long terme, le Brexit va perturber les échanges entre le Royaume-Uni et ses partenaires via l’augmentation des différents coûts commerciaux. Pilier du secteur agricole et alimentaire en France, en termes de production et de commerce, la Bretagne est également un partenaire commercial majeur du Royaume-Uni dans ce secteur. Nous quantifions les impacts potentiels du Brexit sur les exportations bretonnes à l’aide d’un modèle de gravité structurelle en équilibre général et proposons une méthodologie pour reconstituer les données commerciales intra- et inter-régionales non disponibles. Les pertes attendues sont particulièrement élevées pour les produits phares des exportations bretonnes, en particulier les viandes et produits carnés. Les pertes sur le marché britannique seraient reportées principalement vers les marchés non européens. Toutefois, l’accord conclu entre l’Union européenne et le Royaume-Uni a permis d’éviter des baisses plus fortes que celles que l’on aurait pu observer sans cet accord.

Abstract – *The UK left the European Union on 31 January 2020. In the long run, Brexit disrupts trade between the UK and its partners because it alters bilateral trade costs. A stronghold of the French agricultural and food sector in terms of both production and trade, the Brittany region is also an important trade partner of the United Kingdom in this sector. We quantify the potential impacts of Brexit on Brittany’s exports using a general-equilibrium structural gravity model, and propose a methodology for reconstructing unavailable trade data between and within a country’s regions. Expected losses are particularly high for the flagship products exported by Brittany, in particular for meat and meat products. The lower sales on the UK market are compensated by larger exports to mainly non-European partners. The new trade agreement between the European Union and the United Kingdom permitted to avoid the more significant export losses associated with no-deal scenarios.*

JEL : F14, F17, F13, Q17

Mots-clés : Brexit, commerce agricole et alimentaire, gravité structurelle, analyse infra-régionale, Bretagne
Keywords: Brexit, agricultural and food trade, structural gravity, infra-regional analysis, Brittany

*SMART, INRAE, Institut Agro. Correspondance : marilyne.huchet@institut-agro.fr

Ce travail de recherche a été soutenu par la Région Bretagne. Les auteurs remercient les éditrices de la revue et les deux rapporteurs anonymes pour les remarques et suggestions. Les éventuelles erreurs sont imputées aux auteurs.

Reçu en juillet 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: Cheptea, A., Huchet, M. & Henry, L. (2023). Brexit and Breton Agricultural and Food Exports. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 540, 61–80. doi: 10.24187/ecostat.2023.540.2103

La Bretagne est liée historiquement au Royaume-Uni. Ainsi, dès 1828 les producteurs d'oignons de la région de Roscoff ont exporté une grande partie de leur production en Angleterre. Par ailleurs, depuis les années 1960, l'économie de la Bretagne est fortement tournée vers l'agriculture et les industries agro-alimentaires. Ces dernières demeurent un des principaux piliers du modèle industriel breton, à côté de la fabrication d'appareils électriques et électroniques, de l'industrie automobile et de la construction navale. Même si la Bretagne est avant tout une région d'élevage, elle est aussi la première région légumière de France. Ainsi, en 2019, la Bretagne a produit 34 900 tonnes de veaux de boucherie (20 % de la production française), 204 158 tonnes de choux fleurs (80 % de la production française) et 179 164 tonnes de tomates (27 % de la production française) (Agreste-Draaf Bretagne, 2020).

Cependant, la sortie des britanniques de l'Union européenne soulève de nombreuses interrogations sur l'avenir de leurs relations commerciales avec la Bretagne, mais aussi avec la France en général. Le Royaume-Uni est en effet un partenaire historiquement privilégié de la Bretagne dans le commerce agricole et alimentaire. D'après les données des douanes régionales, la Bretagne dégageait en 2019 un excédent commercial agricole et alimentaire avec le Royaume-Uni de 120 millions d'euros¹.

Les britanniques ont pris la décision par référendum de sortir de l'Union européenne (UE) le 23 juin 2016. Après de multiples rebondissements et reports, cette sortie a concrètement eu lieu le 31 janvier 2020. Le droit de l'Union a continué de s'appliquer transitoirement au Royaume-Uni du 1^{er} février au 31 décembre 2020. La Présidente de la Commission européenne, le Président du Conseil européen et le Premier ministre britannique ont signé un accord de commerce et de coopération le 30 décembre 2020, accord approuvé par le Parlement britannique. Depuis le 1^{er} janvier 2021, cet accord détermine les règles applicables aux relations entre le Royaume-Uni et l'UE. Le point principal des discussions portait sur le commerce et l'accord repose sur le principe du libre-échange : absence de droits de douane et de quotas dans les échanges de marchandises. Néanmoins, la sortie de l'UE implique le rétablissement des contrôles et formalités douaniers aux frontières. Les coûts d'accès au marché britannique sont ainsi susceptibles d'augmenter pour les produits bretons exportés. Les entreprises qui veulent exporter vers le Royaume-Uni doivent se conformer aux formalités sanitaires et phytosanitaires mises

en place progressivement depuis le 1^{er} janvier 2021 à l'entrée du Royaume-Uni. Cela inclut les certificats sanitaires pour les produits d'origine animale, les estampilles et autres informations nécessaires sur les produits et les emballages. De même, des contrôles douaniers ont été introduits dans les ports nord-irlandais sur les produits provenant du sol britannique. Les exigences (phyto)sanitaires et formalités prévues par le Royaume-Uni sont décrites dans le guide britannique de la frontière avec l'UE « *Border Operating Model* »².

Les coûts de dédouanement pourraient ainsi augmenter pour certains produits alimentaires, en raison de la nécessité de contrôles frontaliers supplémentaires pour garantir le respect des réglementations de l'importateur (UE ou Royaume-Uni) en matière de sécurité alimentaire et de santé animale et végétale. Le dédouanement est source de deux types de surcoûts : les frais de dédouanement en tant que tels et le temps nécessaire au dédouanement des marchandises. Ces surcoûts pourront être minimisés, mais difficilement évités (cf. détails dans Matthews, 2017). Cette augmentation des coûts à l'échange va entraîner des modifications des flux commerciaux, non seulement entre le Royaume-Uni et ses partenaires, mais également de façon indirecte entre les partenaires, via par exemple le report des flux à destination du Royaume-Uni vers d'autres marchés. Par ailleurs, les nouveaux accords qui seront conclus par le Royaume-Uni avec des partenaires non européens pourraient réduire les coûts d'accès au marché britannique et renforcer ce détournement de commerce.

Les conséquences du Brexit sur les flux commerciaux entre le Royaume-Uni et les pays de l'UE ont été abondamment étudiées ces dernières années (par exemple Dhingra *et al.* (2017) pour le Royaume-Uni, Lawless & Morgenroth (2019) et Chepeta & Huchet (2019) pour l'UE). Peu d'études se concentrent sur le secteur agricole (Bellora *et al.*, 2017 ; Choi *et al.*, 2021). Toutes ces études constatent un fort impact négatif sur l'économie britannique et des effets moindres sur l'UE, mais inégalement répartis entre les pays membres. Graziano *et al.* (2021) ont aussi mis en évidence que l'incertitude sur la politique commerciale du Royaume-Uni avec ses partenaires pendant les phases de négociation et de transition a été néfaste pour son commerce avec l'UE. Cette incertitude s'est répercutée sur les pays tiers non européens et

1. Source : les douanes. Statistique du commerce extérieur. La Draaf Bretagne. <https://draaf.bretagne.agriculture.gouv.fr/Commerce-exterieur,571>
2. <https://www.gov.uk/government/publications/the-border-operating-model>

les accords commerciaux préférentiels futurs du Royaume-Uni (Graziano *et al.*, 2020). La littérature recense davantage d'études mesurant les impacts sur le commerce agricole et alimentaire pour le Royaume-Uni comparativement aux autres pays européens dont la France.

Nous proposons ici de mesurer les impacts sur le commerce breton. D'une part, la Bretagne est l'une des principales régions françaises en termes de production agricole (même après la réforme territoriale de 2015) et la première en termes de chiffre d'affaires de l'industrie agro-alimentaire. D'autre part, le Royaume-Uni est un client privilégié de la Bretagne (8 % des exportations agro-alimentaires bretonnes, 5^e place derrière l'Italie, l'Espagne, la Chine et la Belgique en 2015). En outre, la conclusion de nouveaux accords entre le Royaume-Uni et des pays tiers réduirait les barrières commerciales entre ces pays et le Royaume-Uni. Cette ouverture du marché britannique vers des pays tiers pourrait priver les produits français et bretons de l'accès préférentiel dont ils jouissaient avant Brexit, menant à l'érosion des parts de marché et à la nécessité de trouver de nouveaux débouchés. Seules deux études ont évalué à ce jour les impacts du Brexit sur la Bretagne, CESER (2017) et CESER (2016), très descriptives et offrant une vue générale sur l'économie bretonne sans s'intéresser aux potentielles différences entre secteurs.

Le présent article vise à quantifier les effets de cinq scénarios différents de politique commerciale sur les principaux groupes de produits agricoles et alimentaires exportés par la Bretagne. Les études régionales sont rares et généralement ne différencient pas les effets selon le secteur ou le type de produits. Par exemple, Chen *et al.* (2018) proposent un indice d'exposition pour quantifier la vulnérabilité des régions et des pays de l'UE face au Brexit, et Capello *et al.* (2018) mesurent les pertes en termes de PIB qu'engendrerait une réintroduction de barrières légales et administratives, au niveau des différentes régions d'Europe. L'apport de l'article est également méthodologique : nous présentons une méthodologie pour chiffrer les flux commerciaux intra- et inter-régionaux, dont la connaissance est nécessaire pour estimer les effets du Brexit au niveau de la Bretagne, palliant ainsi l'absence de données régionales adaptées.

L'article est organisé de la façon suivante. La section 1 discute les principaux faits stylisés dans le secteur agricole et alimentaire. Nous identifions les produits phares de la Bretagne, autant en matière de production que d'exportation. Dans la section 2, nous présentons la méthode

utilisée ainsi que les scénarios envisagés. La section 3 résume les données disponibles ainsi que les résultats de la reconstitution des données manquantes. La section 4 présente les résultats de la simulation des scénarios en termes de variation de flux commerciaux, puis nous concluons.

1. La Bretagne agricole et alimentaire : produits phares et partenaires commerciaux privilégiés

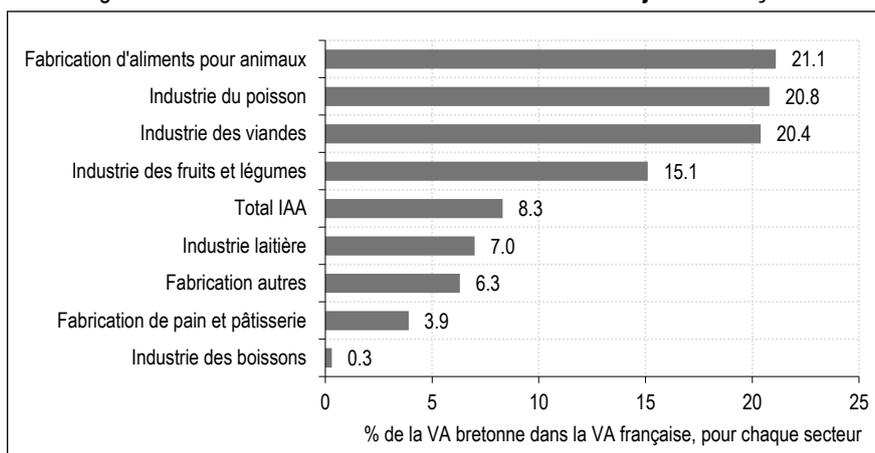
Cette section s'appuie majoritairement sur des données de l'année 2015, qui précède le référendum de juin 2016 en vue de la sortie du Royaume-Uni de l'Union européenne, autrement dit le Brexit. Par la suite, le terme *alimentaire* englobera l'agriculture, la pêche et les industries agro-alimentaires (IAA).

La Bretagne est une région française de premier plan en termes de production agricole et de chiffre d'affaires des industries agro-alimentaires. Elle est la première région française d'élevage. C'est aussi une région légumière de premier plan : selon Agreste (2016), les fruits et légumes phares de la production bretonne sont les tomates (240 063 tonnes en 2015) et les choux fleurs (236 805 t). Elle produit aussi des échalotes (36 607 t), des artichauts (26 136 t), des laitues (13 802 t), des poireaux (8 734 t), des endives (7 301 t), des choux-pommés (7 168 t), des fraises (4 281 t) et des oignons de couleur (3 613 t). Au total, elle a produit 19 % des légumes frais français en 2015. La Bretagne a également produit 49 % des œufs, 26 % des porcins, 27 % des volailles, 21 % du lait de vache et 20 % des veaux frais français en 2015. Une grande partie de ces produits agricoles de base est transformée localement. Ainsi, les industries agro-alimentaires bretonnes contribuent à hauteur de 8 % au total de la valeur ajoutée (VA) des industries agro-alimentaires françaises³. Le poids de la Bretagne est particulièrement important dans la production des aliments pour animaux et l'industrie du poisson (21 % de la VA française dans chaque cas), l'industrie des viandes (20 %) et la transformation des fruits et légumes (15 %) – figure I.

Les IAA représentent 6.6 % de la VA bretonne alors qu'elles comptent pour seulement 2.4 % de la VA française (figure II). Pour l'agriculture et la pêche, ces proportions sont respectivement 3.3 % et 1.7 %. Selon l'Insee (Institut national de la statistique et des études économiques), la part de l'agriculture et des IAA dans l'emploi salarié breton est plus importante que la moyenne

3. Source : données Draaf et Insee, année 2015.

Figure I – Contribution des IAA bretonnes à la valeur ajoutée française



Source : données ESANE 2015, Insee, calcul des auteurs.

française : en 2014, l'agriculture comptait pour 2 % des emplois salariés en Bretagne, contre 1 % en France métropolitaine. Celle des IAA s'élevait à 6 % en Bretagne contre 2 % en France métropolitaine.

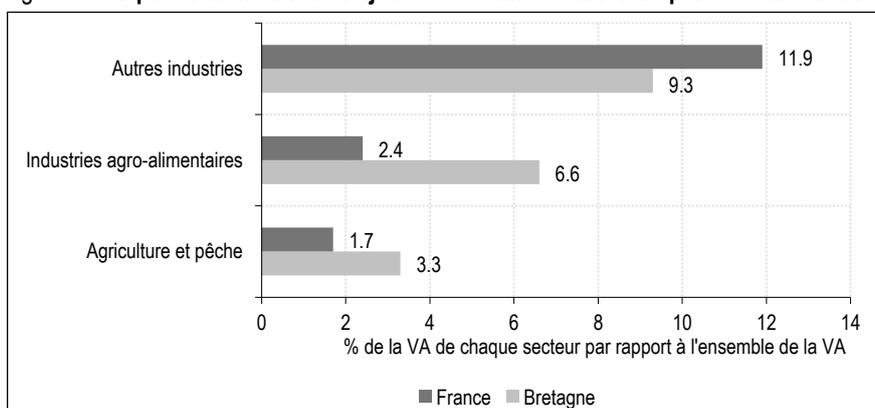
L'industrie des viandes constitue le pilier principal de l'IAA bretonne, avec 40 % de la valeur ajoutée des IAA bretonnes, suivie par les produits laitiers et les aliments pour animaux (figure III). L'industrie des boissons est en revanche bien plus importante au niveau national qu'en Bretagne, notamment grâce aux vins. Sans surprise, l'industrie du poisson et produits de la mer est nettement plus importante en Bretagne. Rappelons que chacun des quatre départements bretons a une façade maritime et que la Bretagne est la région française avec la plus longue côte.

Les figures A1 et A2 en annexe indiquent que, en termes de valeur ou de part dans les exportations nationales, les viandes et produits carnés sont le groupe de produits le plus exporté par la Bretagne (près de 1.4 milliard d'euros en 2015,

représentant près de 25 % des exportations nationales de la même catégorie), suivie des produits laitiers (601 millions d'euros en 2015 représentant 8.1 % des exportations nationales de la même catégorie). Près de 12.5 % des produits de la mer exportés par la France le sont par la Bretagne (234 millions d'euros en 2015). En revanche, la Bretagne ne produit et n'exporte que très peu de vin, alors qu'au niveau national, les vins sont le premier produit d'exportation (9.5 milliards d'euros en 2015), principalement vers le Royaume-Uni et les États-Unis.

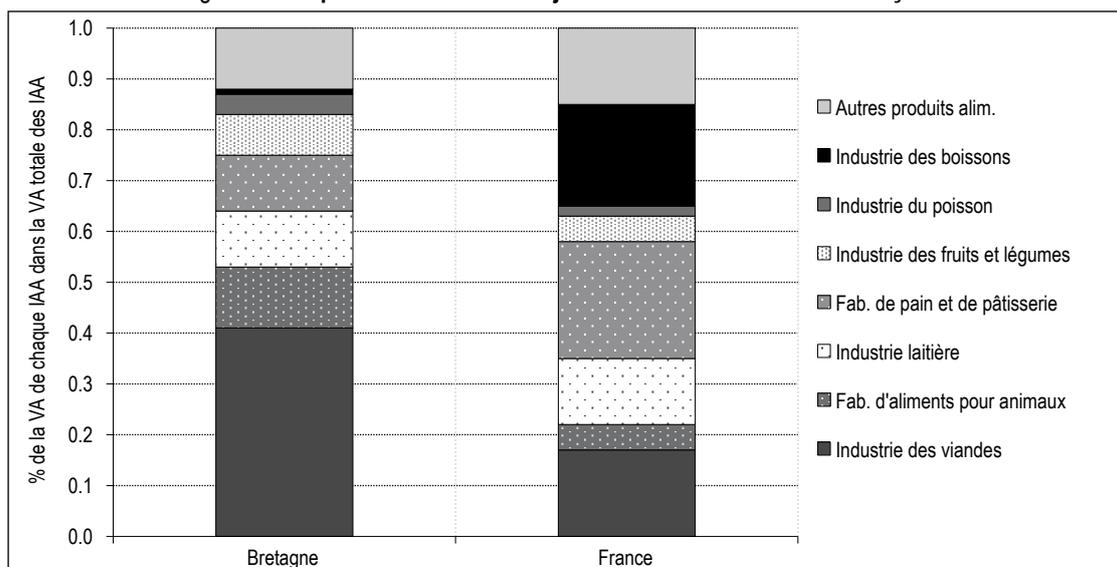
Au-delà de la seule Bretagne, le Royaume-Uni est un partenaire important pour la France. Avec une part de 9.4 % des exportations agro-alimentaires françaises, celui-ci est le 3^e destinataire de la France, comparable à l'Allemagne (10.7 %) et à la Belgique (10.5 %). Les principaux produits exportés de la France vers le Royaume-Uni sont les boissons (1.8 milliard d'euros, principalement les vins), suivies des produits laitiers (0.6 milliard d'euros) et les préparations à base de céréales (0.3 milliard d'euros). Nous nous

Figure II – Répartition de la valeur ajoutée bretonne et nationale par secteur d'activité



Source : données ESANE 2015, Insee, calcul des auteurs.

Figure III – Répartition de la valeur ajoutée des IAA bretonnes et françaises



Source : données ESANE 2015, Insee, calcul des auteurs.

attendons donc à une vulnérabilité plus élevée de ces produits suite au Brexit.

Enfin, la Bretagne est largement excédentaire dans le commerce de produits agricoles et alimentaires, y compris avec le Royaume-Uni, qui est pourtant un fournisseur important de la Bretagne pour plusieurs catégories de produits (notamment les poissons et produits de la mer, les céréales et les viandes). Le commerce alimentaire de la Bretagne avec le Royaume-Uni dégageait en 2015 un excédent commercial de 99 millions d'euros.

Les cinq premières destinations des exportations alimentaires bretonnes sont européennes. Avec 326 millions d'euros en 2015, le Royaume-Uni en fait partie : il représente ainsi 9.3 % des exportations alimentaires de la Bretagne (voir la figure A3 en annexe). La position du Royaume-Uni dans ce palmarès est stable, la part du Royaume-Uni dans les exportations bretonnes sur la période 2014-2018 restant aux alentours de 8 %. Pour le reste de la France, les principales destinations sont aussi européennes, mais leur ordre de prédominance est légèrement différent (voir la figure A3 en annexe). Les exportations de la Bretagne vers le Royaume-Uni sont dominées par les produits à base de viande et les produits à base de céréales (voir la figure A4 en annexe). Au niveau national, les vins sont le produit le plus exporté vers le marché britannique, suivis par les produits laitiers et les produits à base de céréales.

2. Méthodologie et scénarios

Ce travail vise à quantifier les effets de différents scénarios de politique commerciale sur

les exportations alimentaires de la Bretagne. Compte tenu du délai de signature de l'accord et de l'incertitude qui a régné pendant plusieurs années, nous estimons les effets du Brexit selon cinq scénarios de politique commerciale en utilisant un modèle de gravité structurelle en équilibre général similaire à celui de Anderson *et al.* (2018). Nous considérons la Bretagne et le reste de la France (hors Bretagne) comme deux partenaires distincts.

2.1. Modèle de gravité structurelle

Nous estimons les effets du Brexit sur les flux commerciaux entre la Bretagne et ses partenaires ainsi qu'entre le reste de la France et les différents partenaires pour comparaison. En plus des effets directs, liés au changement des coûts à l'échange avec le Royaume-Uni après le Brexit, le modèle permet de prendre en compte les impacts indirects de ces changements sur les autres flux via les ajustements en termes de prix, de niveaux de dépense et de production. Comme Anderson *et al.* (2018), notre modèle est basé sur la demande d'un consommateur représentatif avec des préférences homothétiques, qui maximise une fonction d'utilité à élasticité de substitution constante (CES) sous la contrainte budgétaire et sous l'hypothèse de marchés équilibrés entre l'offre et la demande. La solution de ce programme d'optimisation aboutit à :

$$X_{ijt} = Y_{it} E_{jt} \left(\frac{\tau_{ijt}}{\Pi_{it} P_{jt}} \right)^{1-\sigma} \epsilon_{ijt} \quad (1)$$

où X_{ijt} représente la valeur des produits originaires du pays ou partenaire i exportés vers la destination j l'année t , mesurée par le prix payé

par les consommateurs. Cette équation s'applique pour chaque groupe de produits échangés. Pour simplifier l'exposé, nous avons omis l'indice groupe de produits. E_{jt} est la dépense au cours de l'année t des consommateurs du pays j pour les produits de toutes origines, Y_{it} est la valeur de la production du pays i de l'année t du pays i , $\sigma > 1$ est l'élasticité de substitution entre biens de différents pays d'origine, et ϵ_{ijt} est un terme d'erreur à espérance nulle. Le terme $(\tau_{ijt} / \Pi_{it} P_{jt})$ reflète les coûts aux échanges entre i et j relatifs aux coûts de i et j avec l'ensemble des partenaires. Celui-ci est composé de trois éléments : les coûts bilatéraux, τ_{ijt} , liés à l'acheminement des biens de i vers j et à la politique commerciale (droits de douane et mesures non tarifaires), et deux termes de résistance multilatérale à la sortie du marché exportateur et à l'entrée du marché importateur, Π_{it} et P_{jt} , introduits par Anderson & van Wincoop (2003)⁴. Π_{it} représente l'accès des consommateurs mondiaux (de toutes destinations, i comprise) aux produits originaires de i ; P_{jt} représente l'accès au marché mondial (aux produits de toutes les origines, j comprise) pour les consommateurs du pays j . Ces termes sont obtenus comme des indices de prix à l'export (à l'import) pondérés par les dépenses (les productions) et reflètent la répercussion des coûts aux échanges sur les consommateurs (les producteurs) de chaque pays⁵. Pour évaluer l'effet d'un changement de politique commerciale, il est donc important de prendre en compte non seulement les effets directs pour la relation bilatérale concernée, mais aussi les effets indirects sur les autres marchés.

Dans ce modèle, le choc lié au Brexit se traduira par la variation des coûts aux échanges. En conformité avec la littérature sur le commerce international, nous adoptons une spécification des coûts à l'échange qui inclut la distance géographique $dist_{ij}$ (permettant de capter les coûts de transport et assimilés, qui sont en général proportionnels à la distance), la présence d'une frontière terrestre commune $contig_{ij}$, une langue officielle commune $langcom_{ij}$, un passé colonial commun $comcol_{ij}$, le niveau des droits de douane imposés par le pays importateur sur les produits en provenance du pays source $tarif_{ijt}$ et l'écart entre le nombre de mesures non tarifaires (MNT) du même type m dans les deux pays $dist_MNT_{ijt}^m$ (distances réglementaires) :

$$\tau_{ijt}^{1-\sigma} = dist_{ij}^{\beta_1} \exp(contig_{ij})^{\beta_2} \exp(langcom_{ij})^{\beta_3} \exp(comcol_{ij})^{\beta_4} \cdot (1 + tarif_{ijt})^{1-\sigma} \prod_m \exp(dist_MNT_{ijt}^m)^{\delta_m} \quad (2)$$

En injectant ces coûts à l'échange dans l'équation (1) et en regroupant les termes spécifiques aux pays exportateur et importateur, nous obtenons :

$$X_{ijt} = dist_{ij}^{\beta_1} \exp(contig_{ij})^{\beta_2} \exp(langcom_{ij})^{\beta_3} \exp(comcol_{ij})^{\beta_4} \cdot (1 + tarif_{ijt})^{1-\sigma} \prod_m \exp(dist_MNT_{ijt}^m)^{\delta_m} \psi_{it} \chi_{jt} \epsilon_{ijt} \quad (3)$$

L'utilisation du modèle de gravité structurelle implique un raisonnement en termes d'équilibre général et nécessite par conséquent une matrice complète de données sur toutes les variables expliquées et explicatives du modèle, y compris pour les flux domestiques (les achats des consommateurs du pays i de biens produits en i). Les pays collectent peu, voire pas, de données sur les flux commerciaux à l'intérieur du pays. Nous utilisons la structure du modèle et la valeur estimée des paramètres pour reconstituer ces flux⁶.

2.2. Stratégie d'estimation et scénarios

Nous estimons les effets du Brexit à partir des données sur la période 2012-2015. Notre échantillon débute en 2012 pour nous assurer que les effets de la crise économique de 2008-2009 aient été absorbés pour la plupart des pays, et termine en 2015, l'année précédant le vote du Brexit. La stratégie d'estimation présentée dans cette section utilise des données observées ainsi que des données estimées pour les flux domestiques et les flux entre la Bretagne et le reste de la France, dont le calcul est explicité dans l'Annexe en ligne (lien à la fin de l'article).

Pour quantifier correctement l'effet du Brexit, la valeur contrefactuelle des échanges est comparée non pas à la valeur observée avant Brexit, mais à la valeur des échanges prédite par le modèle avec les coûts avant Brexit⁷. Nous calculons d'abord ce niveau de référence pour l'ensemble des variables du modèle. Nous estimons l'équation (3) sur l'ensemble des flux commerciaux (internationaux et domestiques) et utilisons les valeurs estimées des paramètres $\hat{\beta}_1$ à $\hat{\beta}_4$, $\hat{\sigma}$ et $\hat{\delta}_m$ et des effets fixes importateur-année et exportateur-année, $\hat{\psi}_{it}$ et $\hat{\chi}_{jt}$, pour obtenir les valeurs de référence pour tous des flux

4. En effet, Anderson & van Wincoop (2003) montrent que ce n'est pas le niveau absolu des coûts bilatéraux aux échanges qui détermine le niveau des flux commerciaux, mais plutôt leur niveau par rapport aux prix moyens des pays source et destinataire.

5. $\Pi_{it}^{1-\sigma} = \sum_j \left(\frac{\tau_{ij}}{P_i} \right)^{1-\sigma} E_{jt}$; $P_{jt}^{1-\sigma} = \sum_i \left(\frac{\tau_{ij}}{\Pi_{it}} \right)^{1-\sigma} Y_{it}$.

6. Voir l'Annexe en ligne pour plus de détails.

7. Tout modèle économique prédit la valeur des variables d'intérêt avec un certain niveau d'erreur. Pour cette raison, comparer les valeurs contrefactuelles à des valeurs observées peut générer des résultats biaisés car toute erreur statistique du modèle serait assimilée à l'effet du Brexit.

commerciaux. À partir de ces résultats on peut calculer le niveau de référence des dépenses et des revenus annuels (en appliquant les contraintes budgétaires et l'égalité de l'offre et de la demande) et des termes de résistance multilatérale⁸.

Nous définissons cinq scénarios de coûts aux échanges (selon le niveau des droits de douane et des MNT) entre le Royaume-Uni et ses partenaires (tableau 1). Quatre scénarios hypothétiques reflètent un large éventail des politiques commerciales envisageables après Brexit et un cinquième scénario reflète la politique commerciale réellement adoptée par le Royaume-Uni. Les quatre premiers scénarios sont obtenus en croisant deux types de politique commerciale entre le Royaume-Uni et les pays de l'UE – un accord de libre-échange proche du statu quo ou un retour aux règles de l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC) avec l'introduction des droits de douane et des mesures non tarifaires égaux à ceux imposés aux partenaires du régime de la nation la plus favorisée (NPF) – et deux types de politique commerciale du Royaume-Uni avec les pays hors UE – une réplique des accords actuels de l'UE (encadré 1) ou des accords commerciaux préférentiels avec les principaux partenaires extra-européens et un retour aux règles de l'OMC pour les autres pays.

Le cinquième scénario reflète le nouvel accord de commerce et de coopération UE – Royaume-Uni (ACC UE–RU), appliqué depuis le 1^{er} janvier 2021⁹, les nouveaux accords commerciaux préférentiels du Royaume-Uni avec des pays tiers, ainsi que le nouveau Tarif Douanier post-Brexit du Royaume-Uni (TDRU) qui remplace depuis le 1^{er} janvier 2021 le Tarif Extérieur Commun

(TEC) de l'UE pour les importations britanniques en provenance de tous les pays avec lesquels le Royaume-Uni n'a pas conclu d'accord commercial¹⁰. Les exportations du Royaume-Uni vers ce dernier groupe de pays sont pourtant soumises aux règles de l'OMC (droits de douane NPF). Pour ce scénario nous supposons que les mesures non tarifaires restent inchangées pour l'ensemble des relations commerciales.

Chaque scénario est caractérisé par un niveau contrefactuel des coûts aux échanges τ_{ijt}^{CFL} détaillé dans le tableau A1 en annexe. Suivant Anderson *et al.* (2018), nous calculons l'effet du Brexit sur les flux commerciaux directement concernés (i.e. dont les coûts aux échanges sont modifiés) en remplaçant τ_{ijt} par τ_{ijt}^{CFL} dans l'équation (3). Ensuite, nous utilisons la structure du modèle pour calculer les ajustements des dépenses, revenus et termes de résistance multilatérale au nouvel environnement commercial. Les nouvelles valeurs des variables sont injectées dans l'équation (3) et la procédure est répétée jusqu'à ce que le prix sortie d'usine¹¹ de chaque

$$8. E_t^R = \sum_i \hat{X}_{it}^R; Y_t^R = \sum_j \hat{X}_{jt}^R; (P_t^R)^{1-\sigma} = E_t^R / \hat{\chi}_{it}^R; (\Pi_t^R)^{1-\sigma} = Y_t^R / \hat{\psi}_{it}^R.$$

9. En accord avec les données récentes sur le taux d'utilisation des préférences commerciales par pays de l'UE et par catégorie de produits (Nilsson & Preillon, 2018), nous supposons que 84 % du commerce agro-alimentaire du Royaume-Uni avec l'UE (à l'intérieur de chaque ligne de produits) se conformera aux règles d'origine et sera soumis à des droits de douane nuls, alors que les 16 % restant seront soumis aux droits de douane NPF.

10. Le TDRU favorise surtout les partenaires non-UE en leur offrant un meilleur accès au marché britannique qu'avant Brexit, ainsi que par rapport à leur accès au marché de l'UE. À l'exception d'un nombre réduit de produits sensibles, le TDRU ramène à zéro les droits de douane qui étaient inférieurs à 2 % dans le TEC, conduisant à une hausse de la part des produits importés par le Royaume-Uni avec des droits de douane nuls de 27 % (dans le TEC) à 47 % (dans le TDRU).

11. C'est-à-dire le prix hors coûts aux échanges, $p_{it} = p_{it} / \tau_{ijt}$, également appelé prix du producteur.

Tableau 1 – Scénarios proposés

Scénario	Relations commerciales du Royaume-Uni avec :	
	UE à 27	Pays non UE
(S1) Quasi statu quo	Accord de libre-échange	Réplique des accords de l'UE ^(a) Règles de l'OMC avec les autres pays
(S2) Forteresse Royaume-Uni	Règles de l'OMC	Réplique des accords de l'UE ^(a) Règles de l'OMC avec les autres pays
(S3) Commerce libéralisé avec l'UE et les principaux partenaires non-UE	Accord de libre-échange	Accords commerciaux préférentiels avec les principaux pays développés ^(b) Règles de l'OMC avec les autres pays
(S4) Commerce libéralisé avec seulement les principaux partenaires non-UE	Règles de l'OMC	Accords commerciaux préférentiels avec les principaux pays développés ^(b) Règles de l'OMC avec les autres pays
(S5) Politique actuelle	ACC UE-RU ^(c)	Nouveau TDRU ^(d) Nouveaux accords préférentiels (ACP)

Notes : ^(a) Les pays avec lesquels l'UE a un accord de libre-échange.

^(b) États-Unis, Australie, Nouvelle-Zélande, Suisse, Chili et Israël.

^(c) Accord de commerce et de coopération entre l'UE et le Royaume-Uni (ACC UE-RU).

^(d) Nouveau Tarif Douanier post-Brexit du Royaume-Uni (TDRU).

ENCADRÉ 1 – Les règles aux échanges commerciaux post-Brexit

Le non aboutissement à un accord commercial entre le Royaume-Uni et l'UE impose la soumission du commerce bilatéral aux mêmes règles que les deux parties appliquent aux partenaires avec lesquels elles n'ont pas de relations commerciales préférentielles. Ces règles correspondent aux engagements pris dans le cadre des négociations multilatérales sous l'égide de l'Accord général sur les tarifs douaniers et le commerce (GATT) et de l'OMC. Elles sont connues comme le régime de la nation la plus favorisée, ce nom traduisant le principe fondamental de non-discrimination entre partenaires du GATT et de l'OMC. Toutefois, comme exception à ce principe, les pays membres peuvent formuler des règles commerciales plus avantageuses avec un ou plusieurs partenaires dans le cadre d'un accord commercial sous réserve de notification auprès de l'OMC. Le libre-échange entre les pays de l'UE est une de ces exceptions.

Pour les pays membres de l'OMC, le régime de la nation la plus favorisée correspond au plus haut niveau de protection commerciale qu'un pays impose à ses partenaires commerciaux. Les partenaires avec lesquels le pays a négocié un accord commercial ou partage une zone de libre-échange, une union douanière ou un niveau plus élevé d'intégration économique jouissent d'un meilleur niveau d'accès à son marché, traduit par des droits de douane plus bas, voire nuls, et des mesures non tarifaires plus similaires, voire identiques, à celles imposées par le pays partenaire. Ainsi, le retour aux règles de l'OMC implique une hausse importante des coûts bilatéraux pour les échanges entre le Royaume-Uni et l'UE.

En tant que membre de l'UE, le Royaume-Uni ne pouvait pas négocier et signer indépendamment des accords commerciaux. La sortie de l'UE permet au pays de définir indépendamment sa politique commerciale avec tous ses partenaires. Cela ne l'empêche pas de continuer l'application de certains des 40 accords de libre-échange de l'UE, de renégocier les termes de ces accords et de conclure des nouveaux accords avec d'autres pays. Depuis sa sortie le 31 janvier 2020, le Royaume-Uni a signé 20 accords de *continuité* couvrant 50 pays ou territoires, et environ 8 % du commerce britannique total. Les accords signés avec les États-Unis, l'Australie et la Nouvelle Zélande sont des *accords de reconnaissance mutuelle* et non des accords de libre-échange. La reconnaissance mutuelle permet d'améliorer les débouchés commerciaux et de fluidifier le commerce entre les signataires. Ce type d'accord engendre également d'importantes économies grâce aux contrôles accélérés et des formalités administratives allégées au moment du dédouanement. Des opportunités commerciales semblent se développer entre le Royaume-Uni et les États-Unis, mais aussi avec les 53 nations du Commonwealth qui représentent 2.7 milliards d'habitants et un PIB similaire à celui de l'UE, selon le Fonds Monétaire International (FMI).

pays converge vers un niveau d'équilibre¹². Nous obtenons ainsi les flux commerciaux contrefactuels en équilibre général. Finalement, pour chaque scénario nous calculons l'amplitude des effets du Brexit en rapportant les valeurs obtenues aux valeurs de référence des mêmes flux.

3. Données

La base de données finale utilisée pour les simulations est obtenue en combinant plusieurs sources. Les flux commerciaux internationaux proviennent de la Base pour l'Analyse du Commerce International (BACI) du Centre d'études prospectives et d'informations internationales (CEPII – Gaulier & Zignago, 2010). Nous sélectionnons les flux des 57 plus grands exportateurs et importateurs de produits alimentaires au cours de la période 2012-2015, couvrant 76 % du commerce mondial dans ce secteur¹³. Nous scindons la France en deux régions : la Bretagne et le reste de la France (hors Bretagne), et obtenons ainsi un panel de 58 partenaires commerciaux. Les importations et les exportations de la Bretagne et de la France hors Bretagne sont obtenues à partir des douanes françaises (Le Kiosque, DGDDI). Les données BACI sont désagrégées par produits, décrits dans la classification Système Harmonisé à 6 chiffres (SH6), alors que les données de douane sont désagrégées dans une nomenclature moins

fine, la Classification des Produits Française à 4 chiffres (CPF4). Pour réconcilier les deux sources de données, nous agrégeons les flux au niveau de 16 groupes de produits, en utilisant le tableau officiel de correspondance entre les nomenclatures SH6 et CPF4. Le tableau 2 présente les 16 groupes et indique pour chaque groupe le niveau de protection commerciale entre l'UE et le Royaume-Uni pour chacun des cinq scénarios retenus. Les flux domestiques, entre la Bretagne et le reste de la France, ainsi qu'à l'intérieur de chacune de ces deux régions, ne sont pas recensés¹⁴. Nous prédisons ces flux en résolvant le modèle de gravité structurelle avec les valeurs observées des flux commerciaux et des différentes composantes des coûts aux échanges. La procédure utilisée est détaillée dans la section S1 de l'Annexe en ligne.

12. Le tableau S3-2 de l'Annexe en ligne résume les valeurs estimées des paramètres du modèle. La valeur estimée de l'élasticité de substitution σ n'est pas toujours statistiquement significative et conduit à la convergence du modèle seulement pour dix des groupes de produits analysés. Pour les autres six groupes nous fixons σ à la valeur estimée par Raimondi & Olper (2011), qui varie entre 2.8 pour les vins et 9.2 pour les poissons et produits de la mer.

13. Ce choix est imposé par la disponibilité des données sur les mesures non tarifaires.

14. On ne peut pas utiliser les données d'enquêtes sur le transport de marchandises à l'intérieur de la France, car celles-ci ne sont pas représentatives (elles ne couvrent qu'un faible nombre de secteurs et de régions). On ne peut pas non plus reconstituer les données sur les flux inter- et intra-régionaux à partir des données régionales sur la production. Les niveaux de production des biens agricoles sont collectés seulement en quantité et sans distinguer entre la partie commercialisée à l'état brut et la partie utilisée dans la transformation en autres produits agricoles ou en produits alimentaires.

Tableau 2 – Protection commerciale entre Bretagne/France/UE et le Royaume-Uni par scénario et groupe de produits

Groupe de produits	S1		S2		S3		S4		S5	
	Tarif	MNT	Tarif	MNT	Tarif	MNT	Tarif	MNT	Tarif	MNT
Animaux vivants	0.00	0.19	11.18	0.19	0.00	0.19	11.18	0.19	0.76	0.19
Viande et produits carnés	0.00	0.17	21.22	0.17	0.00	0.17	21.22	0.17	5.73	0.17
Produits laitiers	0.00	0.19	31.97	0.19	0.00	0.19	31.97	0.19	6.05	0.19
Poisson et produits de la mer	0.00	0.21	8.55	0.21	0.00	0.21	8.55	0.21	1.79	0.21
Céréales et produits céréaliers	0.00	0.00	12.33	0.00	0.00	0.00	12.33	0.00	1.22	0.00
Produits du travail du grain	0.00	0.02	29.74	0.02	0.00	0.02	29.74	0.02	4.67	0.02
Huile et graisses	0.00	0.00	6.95	0.00	0.00	0.00	6.95	0.00	1.16	0.00
Fruits et légumes	0.00	0.00	10.92	0.00	0.00	0.00	10.92	0.00	1.61	0.00
Préparations fruits et légumes	0.00	0.00	14.44	0.00	0.00	0.00	14.44	0.00	2.05	0.00
Café, épices, cacao, sucre	0.00	0.02	11.25	0.02	0.00	0.02	11.25	0.02	1.34	0.02
Tabac	0.00	0.06	22.97	0.06	0.00	0.06	22.97	0.06	8.01	0.06
Boissons non alcoolisées	0.00	0.00	13.31	0.00	0.00	0.00	13.31	0.00	1.25	0.00
Vins	0.00	0.00	7.61	0.00	0.00	0.00	7.61	0.00	0.81	0.00
Autres boissons alcoolisées	0.00	0.00	4.54	0.00	0.00	0.00	4.54	0.00	1.04	0.00
Autres préparations	0.00	0.01	14.61	0.01	0.00	0.01	14.61	0.01	1.37	0.01
Autres produits	0.00	0.09	3.32	0.09	0.00	0.09	3.32	0.09	0.69	0.09
<i>Total</i>	<i>0.00</i>	<i>0.06</i>	<i>14.13</i>	<i>0.06</i>	<i>0.00</i>	<i>0.06</i>	<i>14.13</i>	<i>0.06</i>	<i>2.50</i>	<i>0.06</i>

Note : les colonnes "tarif" et "MNT" indiquent respectivement le niveau moyen des droits de douane (en %) et la distance des mesures non tarifaires de type C (contrôles et formalités avant expédition) contrefactuels dans les cinq scénarios. Ce sont les seuls éléments des coûts aux échanges qui varient après Brexit.

Nous utilisons une structure de coûts aux échanges combinant les droits de douane, les mesures non tarifaires et les variables standards sur les liens bilatéraux (distance géographique, frontière commune, langue commune, passé colonial commun). Les données sur ces variables standards proviennent de la base GeoDist du CEPII (Mayer & Zignago, 2011). Celles sur les droits de douane et les mesures non tarifaires proviennent de la base de données TRAINS (*Trade Analysis Information System*) de la Conférence des Nations unies sur le commerce et le développement (CNUCED), avec une désagrégation par produits au niveau SH6¹⁵. Pour les mesures non tarifaires, nous suivons la méthodologie introduite par Cadot *et al.* (2015) (encadré 2). Les droits de douane observés et les distances réglementaires des MNT calculées au niveau SH6 sont ensuite agrégés au niveau des 16 groupes de produits alimentaires. Les valeurs de ces variables obtenues pour la France entière sont appliquées pour la Bretagne et le reste de la France¹⁶.

Nous obtenons les coûts aux échanges contrefactuels correspondants à chaque scénario en remplaçant dans l'équation (2) les droits de douane et les distances réglementaires réels (avant Brexit) par leurs valeurs hypothétiques. Nous supposons que la signature d'accords commerciaux entre différents partenaires se traduit par une réduction des droits de douane et des distances réglementaires des MNT de type contrôles et formalités avant expédition.

De manière similaire, nous modélisons le retour aux règles de l'OMC par une hausse de ces variables (voir le tableau A1 de l'annexe pour plus de détails).

4. La vulnérabilité de la Bretagne face au Brexit

Nous utilisons la méthodologie détaillée précédemment pour estimer les effets du changement des coûts aux échanges dans le cadre du Brexit pour les cinq scénarios définis. Le tableau 3 (resp. A2) reporte l'évolution des exportations de la Bretagne et du reste de la France vers différents partenaires par groupes de produits en valeur relative (resp. absolue). Examiner les effets relatifs (en %) permet de tenir compte de la différence de taille entre les deux zones géographiques. Pour comparer les impacts sur les groupes de produits, il est important de prendre en compte leurs poids respectifs dans les exportations des deux régions. Les résultats permettent d'identifier les produits les plus vulnérables face au Brexit et de quantifier les pertes et les gains d'exportations pour ces deux régions.

15. <https://unctad.org/topic/trade-analysis/non-tariff-measures/NTMs-data-dissemination>

16. Nous différencions seulement les distances des deux régions par rapport aux plus proches voisins : Allemagne, Suisse, Italie, Belgique, Royaume-Uni et Irlande. Pour la Bretagne, nous prenons la moyenne des distances entre les principales villes de ces pays et Rennes ; pour le reste de la France nous prenons la moyenne des distances jusqu'aux principales 22 villes françaises situées hors Bretagne.

Tableau 3 – Évolution des exportations et ventes de la Bretagne et du reste de la France (%)

Groupe de produits	σ	Bretagne					Reste de la France				
		Exportations + ventes domestiques					Exportations + ventes domestiques				
		S1	S2	S3	S4	S5	S1	S2	S3	S4	S5
Animaux vivants	3.50	0.52	-0.15	-0.05	-1.00	0.09	-0.08	-0.21	-0.63	-1.11	-0.49
Viande et produits carnés	5.00	-0.74	-7.01	-1.37	-10.06	-3.99	-0.43	-6.18	-0.98	-9.18	-3.59
Produits laitiers	4.57	-0.09	-1.52	0.02	-2.47	-0.22	-0.02	-1.03	0.10	-2.01	-0.14
Poisson et produits de la mer	9.20	-0.37	-1.61	-0.30	-1.56	-0.34	-0.25	-1.12	-0.19	-1.08	-0.23
Céréales et produits céréaliers	4.40	0.00	-2.00	-0.16	-2.28	-0.28	0.00	-1.76	-0.13	-2.03	-0.26
Produits du travail du grain	6.51	-0.02	-1.98	-0.12	-2.68	-0.43	-0.01	-1.68	-0.07	-2.32	-0.40
Huile et graisses	4.80	0.00	-0.36	-0.16	-0.52	-0.11	0.00	-0.19	-0.12	-0.31	-0.09
Fruits et légumes	5.02	0.00	-1.36	-0.02	-1.38	-0.41	0.00	-1.19	-0.02	-1.20	-0.36
Préparations fruits et légumes	6.53	0.00	-1.97	0.22	-1.67	-0.37	0.00	-1.55	0.18	-1.30	-0.31
Café, épices, cacao, sucre	5.56	0.02	-1.20	0.20	-0.97	-0.41	0.01	-0.66	0.19	-0.44	-0.32
Tabac	3.39	0.23	0.00	0.27	0.04	0.66	0.28	-0.11	0.32	-0.07	0.74
Boissons non alcoolisées	3.60	0.00	-0.75	0.00	-0.75	-0.09	0.00	-0.33	0.02	-0.31	-0.06
Vins	2.80	0.00	0.09	0.63	0.66	0.01	0.00	0.10	0.63	0.67	0.01
Autres boissons alcoolisées	5.00	0.00	-0.49	-3.00	-3.38	0.01	0.00	-0.32	-2.81	-3.02	0.01
Autres préparations	2.65	0.04	-0.37	0.09	-0.31	-0.11	0.02	-0.26	0.08	-0.20	-0.13
Autres produits	5.94	-0.31	-0.49	-0.47	-0.65	-0.29	-0.30	-0.46	-0.45	-0.62	-0.27
<i>Total</i>		-0.32	-3.54	-0.56	-4.97	-1.73	-0.03	-1.07	-0.25	-1.58	-0.35
Exportations vers le Royaume-Uni											
Groupe de produits	σ	S1	S2	S3	S4	S5	S1	S2	S3	S4	S5
Animaux vivants	3.50	12.59	-0.37	13.83	0.07	9.82	12.74	-0.31	13.97	0.00	9.94
Viande et produits carnés	5.00	-9.30	-38.59	-16.04	-48.66	-17.29	-9.35	-38.70	-16.08	-48.76	-17.34
Produits laitiers	4.57	-2.19	-23.55	-2.36	-28.32	-3.99	-2.21	-23.62	-2.37	-28.46	-4.03
Poisson et produits de la mer	9.20	-12.27	-51.95	-9.20	-49.43	-10.80	-12.33	-52.07	-9.24	-49.55	-10.85
Céréales et produits céréaliers	4.40	0.00	-22.39	-2.33	-24.56	-4.21	0.00	-22.46	-2.34	-24.64	-4.23
Produits du travail du grain	6.51	-0.44	-49.50	-4.35	-59.56	-11.24	-0.45	-49.69	-4.36	-59.73	-11.31
Huile et graisses	4.80	0.00	-16.50	-3.10	-19.21	-2.37	0.00	-16.58	-3.10	-19.29	-2.38
Fruits et légumes	5.02	0.00	-18.26	0.03	-18.26	-5.06	0.00	-18.47	0.03	-18.47	-5.13
Préparations fruits et légumes	6.53	0.00	-28.98	2.28	-26.31	-4.66	0.00	-29.05	2.30	-26.37	-4.68
Café, épices, cacao, sucre	5.56	0.47	-24.62	1.58	-23.43	-6.28	0.47	-24.78	1.60	-23.59	-6.33
Tabac	3.39	6.36	-15.25	5.95	-15.73	12.29	6.37	-15.24	5.96	-15.73	12.29
Boissons non alcoolisées	3.60	0.00	-9.33	0.02	-9.35	-0.74	0.00	-9.50	0.02	-9.52	-0.76
Vins	2.80	0.00	-3.06	1.32	-1.41	-0.32	0.00	-3.06	1.32	-1.40	-0.32
Autres boissons alcoolisées	5.00	0.00	-11.32	10.04	-0.98	0.95	0.00	-11.45	9.97	-1.17	0.95
Autres préparations	2.65	0.96	-9.10	0.08	-10.05	-1.68	0.96	-9.11	0.08	-10.06	-1.68
Autres produits	5.94	-4.95	-7.88	-6.11	-9.13	-4.59	-4.99	-7.95	-6.15	-9.19	-4.63
<i>Total</i>		-3.75	-27.69	-6.58	-32.16	-8.77	-0.56	-16.42	-0.04	-16.57	-3.22
Exportations vers l'UE (hors Royaume-Uni et hors France)											
Groupe de produits	σ	S1	S2	S3	S4	S5	S1	S2	S3	S4	S5
Animaux vivants	3.50	-0.83	-0.40	-1.27	-1.04	-1.21	-0.64	-0.32	-1.12	-1.11	-1.03
Viande et produits carnés	5.00	0.66	-3.24	0.42	-6.04	-2.34	0.58	-3.50	0.33	-6.30	-2.42
Produits laitiers	4.57	0.21	0.53	0.41	-0.23	0.09	0.19	0.33	0.38	-0.52	0.06
Poisson et produits de la mer	9.20	0.91	3.59	0.78	3.47	0.76	0.85	3.33	0.73	3.22	0.71
Céréales et produits céréaliers	4.40	0.00	0.44	0.10	0.39	0.01	0.00	0.33	0.09	0.27	-0.01
Produits du travail du grain	6.51	0.04	0.98	0.19	0.42	-0.25	0.03	0.08	0.12	-0.53	-0.38
Huile et graisses	4.80	0.00	0.69	0.07	0.74	0.00	0.00	0.60	0.06	0.64	0.00
Fruits et légumes	5.02	0.00	1.10	-0.05	1.05	0.23	0.00	0.84	-0.04	0.79	0.16
Préparations fruits et légumes	6.53	0.00	1.94	-0.19	1.67	0.11	0.00	1.80	-0.17	1.55	0.08
Café, épices, cacao, sucre	5.56	-0.04	2.08	0.10	2.25	0.12	-0.04	1.81	0.12	2.00	0.07
Tabac	3.39	-0.03	0.60	0.01	0.65	0.30	-0.02	0.60	0.02	0.65	0.30
Boissons non alcoolisées	3.60	0.00	1.94	0.08	2.00	-0.05	0.00	1.31	0.05	1.34	-0.06
Vins	2.80	0.00	0.53	0.59	1.15	0.00	0.00	0.53	0.59	1.15	-0.01
Autres boissons alcoolisées	5.00	0.00	3.54	0.26	3.58	0.04	0.00	3.37	0.17	3.33	0.04
Autres préparations	2.65	-0.07	0.37	-0.01	0.43	-0.26	-0.06	0.36	-0.01	0.42	-0.27
Autres produits	5.94	0.08	0.17	-0.05	0.03	0.10	0.05	0.12	-0.08	-0.02	0.07
<i>Total</i>		0.35	-0.61	0.28	-1.89	-0.87	0.05	0.52	0.12	0.22	-0.19

Tableau 3 – (suite)

Groupe de produits	σ	Bretagne					Reste de la France				
		Exportations vers le reste du monde									
		S1	S2	S3	S4	S5	S1	S2	S3	S4	S5
Animaux vivants	3.50	-0.17	0.73	-1.90	-1.29	0.19	-0.07	0.73	-1.92	-1.53	0.24
Viande et produits carnés	5.00	2.00	9.62	6.10	12.95	2.71	1.90	9.00	5.53	11.82	2.53
Produits laitiers	4.57	0.03	2.95	0.04	3.28	0.67	0.02	2.86	-0.03	3.05	0.72
Poisson et produits de la mer	9.20	0.96	4.74	0.28	4.22	0.94	0.88	4.42	0.23	3.92	0.88
Céréales et produits céréaliers	4.40	0.00	0.93	0.17	0.93	1.03	0.00	0.82	0.15	0.79	1.00
Produits du travail du grain	6.51	0.04	8.69	0.79	10.69	2.66	0.03	7.77	0.70	9.68	2.62
Huile et graisses	4.80	0.00	1.43	0.01	1.38	0.25	0.00	1.32	-0.03	1.24	0.24
Fruits et légumes	5.02	0.00	4.69	0.10	4.88	1.49	0.00	4.25	0.08	4.41	1.39
Préparations fruits et légumes	6.53	0.00	6.89	-0.11	7.07	1.47	0.00	6.63	-0.13	6.79	1.44
Café, épices, cacao, sucre	5.56	-0.05	2.92	-0.25	2.77	1.32	-0.05	2.52	-0.21	2.41	1.18
Tabac	3.39	0.06	0.58	0.14	0.68	-0.11	0.06	0.59	0.15	0.69	-0.11
Boissons non alcoolisées	3.60	0.00	0.92	-0.10	0.86	0.23	0.00	0.89	-0.03	0.91	0.26
Vins	2.80	0.00	1.06	0.37	1.12	0.17	0.00	1.05	0.37	1.12	0.17
Autres boissons alcoolisées	5.00	0.00	-1.10	-7.79	-8.59	-0.20	0.00	-1.23	-7.78	-8.67	-0.20
Autres préparations	2.65	-0.08	0.98	0.26	1.34	0.57	-0.07	0.95	0.24	1.28	0.54
Autres produits	5.94	0.83	1.26	1.10	1.57	0.73	0.71	1.08	0.93	1.33	0.64
<i>Total</i>		<i>0.87</i>	<i>5.40</i>	<i>2.57</i>	<i>6.84</i>	<i>1.56</i>	<i>0.09</i>	<i>1.36</i>	<i>-1.43</i>	<i>-0.16</i>	<i>0.49</i>
Ventes en Bretagne											
Groupe de produits	σ	S1	S2	S3	S4	S5	S1	S2	S3	S4	S5
Animaux vivants	3.50	-0.83	-0.40	-1.23	-1.04	-1.24	-0.70	-0.33	-1.11	-1.11	-1.13
Viande et produits carnés	5.00	0.69	-3.21	0.42	-6.07	-2.31	0.64	-3.39	0.36	-6.25	-2.37
Produits laitiers	4.57	0.21	0.47	0.40	-0.33	0.09	0.19	0.38	0.39	-0.53	0.05
Poisson et produits de la mer	9.20	1.01	3.97	0.93	3.90	0.86	0.94	3.71	0.89	3.65	0.81
Céréales et produits céréaliers	4.40	0.00	0.35	0.09	0.28	-0.02	0.00	0.26	0.08	0.18	-0.04
Produits du travail du grain	6.51	0.04	0.40	0.14	-0.18	-0.32	0.03	0.00	0.13	-0.60	-0.41
Huile et graisses	4.80	0.00	0.76	0.12	0.86	0.02	0.00	0.66	0.11	0.76	0.01
Fruits et légumes	5.02	0.00	1.12	-0.04	1.07	0.23	0.00	0.86	-0.03	0.82	0.16
Préparations fruits et légumes	6.53	0.00	2.15	-0.18	1.89	0.12	0.00	2.05	-0.16	1.81	0.10
Café, épices, cacao, sucre	5.56	-0.05	2.32	0.13	2.53	0.12	-0.04	2.10	0.14	2.31	0.07
Tabac	3.39	-0.06	0.68	-0.01	0.74	0.27	-0.05	0.68	-0.01	0.74	0.27
Boissons non alcoolisées	3.60	0.00	1.25	0.06	1.29	-0.02	0.00	1.06	0.05	1.10	-0.04
Vins	2.80	0.00	0.33	0.61	0.96	-0.01	0.00	0.33	0.61	0.96	-0.01
Autres boissons alcoolisées	5.00	0.00	3.95	0.89	4.60	0.05	0.00	3.80	0.83	4.41	0.05
Autres préparations	2.65	-0.06	0.34	-0.02	0.38	-0.27	-0.06	0.33	-0.02	0.38	-0.28
Autres produits	5.94	0.24	0.42	0.14	0.32	0.25	0.20	0.35	0.10	0.25	0.21
<i>Total</i>		<i>0.30</i>	<i>-0.39</i>	<i>0.25</i>	<i>-1.57</i>	<i>-0.70</i>	<i>0.12</i>	<i>0.21</i>	<i>0.17</i>	<i>-0.43</i>	<i>-0.33</i>
Ventes dans le reste de la France											
Groupe de produits	σ	S1	S2	S3	S4	S5	S1	S2	S3	S4	S5
Animaux vivants	3.50	-0.93	-0.42	-1.33	-1.00	-1.32	-0.80	-0.35	-1.20	-1.07	-1.22
Viande et produits carnés	5.00	0.58	-3.60	0.26	-6.45	-2.44	0.53	-3.77	0.21	-6.64	-2.50
Produits laitiers	4.57	0.21	0.53	0.41	-0.21	0.13	0.20	0.44	0.40	-0.41	0.09
Poisson et produits de la mer	9.20	0.98	3.85	0.90	3.78	0.84	0.92	3.59	0.86	3.53	0.78
Céréales et produits céréaliers	4.40	0.00	0.35	0.09	0.28	-0.02	0.00	0.25	0.08	0.17	-0.04
Produits du travail du grain	6.51	0.04	0.34	0.13	-0.24	-0.31	0.03	-0.06	0.12	-0.66	-0.40
Huile et graisses	4.80	0.00	0.69	0.08	0.76	0.01	0.00	0.60	0.07	0.66	0.00
Fruits et légumes	5.02	0.00	0.96	-0.04	0.91	0.20	0.00	0.69	-0.04	0.66	0.13
Préparations fruits et légumes	6.53	0.00	1.95	-0.17	1.72	0.11	0.00	1.85	-0.15	1.64	0.08
Café, épices, cacao, sucre	5.56	-0.04	2.13	0.14	2.35	0.14	-0.04	1.90	0.16	2.14	0.09
Tabac	3.39	-0.07	0.71	-0.03	0.76	0.25	-0.07	0.71	-0.03	0.77	0.25
Boissons non alcoolisées	3.60	0.00	1.27	0.08	1.35	0.03	0.00	1.08	0.08	1.16	0.02
Vins	2.80	0.00	0.40	0.60	1.01	-0.01	0.00	0.40	0.60	1.01	-0.01
Autres boissons alcoolisées	5.00	0.00	3.84	0.77	4.37	0.05	0.00	3.69	0.70	4.17	0.05
Autres préparations	2.65	-0.07	0.41	-0.02	0.46	-0.25	-0.07	0.40	-0.02	0.45	-0.26
Autres produits	5.94	0.22	0.39	0.12	0.28	0.23	0.18	0.32	0.08	0.21	0.19
<i>Total</i>		<i>0.34</i>	<i>-1.36</i>	<i>0.21</i>	<i>-2.96</i>	<i>-1.21</i>	<i>0.05</i>	<i>0.94</i>	<i>0.23</i>	<i>0.81</i>	<i>-0.10</i>

Note : effets des cinq scénarios de politique commerciale du Royaume-Uni décrits dans le tableau 1. Dans le scénario S1, les exportations d'animaux vivants de Bretagne vers le Royaume-Uni auraient augmenté de 12.59 %.

ENCADRÉ 2 – L'impact des mesures non tarifaires

Nous mesurons l'impact des mesures non tarifaires (MNT) sur les échanges à travers une distance réglementaire de Cadot *et al.* (2015) qui capte la différence entre les mesures imposées par l'exportateur et l'importateur. Ce choix diffère de l'usage habituel de la littérature d'évaluer les mesures non tarifaires par leur équivalent ad valorem, taux de fréquence ou couverture. Les équivalents ad valorem des MNT sont le plus souvent calculés séparément avec des hypothèses différentes voire contradictoires au modèle analysant leurs effets, et sur des données très différentes en termes de période, panel de pays, niveau d'analyse, etc. Nous n'utilisons pas non plus les taux de fréquence ou couverture des MNT à cause de leur colinéarité avec les effets fixes pays du modèle de gravité structurelle. Par ailleurs, les études précédentes intègrent les MNT dans leurs scénarios de politique commerciale en supposant des variations ad hoc, pas toujours explicites du niveau des MNT (par exemple, une hausse de 25 %, 50 % ou 75 % du niveau de MNT suite au Brexit). Pour la présente analyse, il est plus pertinent d'utiliser comme référentiel le régime de la nation la plus favorisée. Nous considérons que l'hétérogénéité des MNT est très (la plus) forte dans ce cas, vu l'absence d'instrument/initiative pour uniformiser les MNT entre partenaires (en l'absence d'accord commercial).

La distance réglementaire est la différence entre le nombre de MNT d'une catégorie donnée appliquées par le pays exportateur et le pays importateur sur un produit donné, normalisée pour prendre des valeurs entre 0 et 1. Une distance égale à 1 correspond au cas où les deux pays appliquent des MNT totalement différentes, alors qu'une valeur de 0 indique que les pays appliquent exactement le même nombre de MNT de la même catégorie. Nous calculons cette distance pour chaque catégorie de MNT définie au niveau le plus fin de la classification CNUCED et agrégeons les résultats au niveau de quelques grandes classes (types) de MNT les plus fréquemment utilisées dans le commerce international des produits alimentaires.

Nous intégrons quatre types de MNT dans la spécification des coûts aux échanges : les mesures sanitaires et phytosanitaires (SPS), les obstacles techniques au commerce (OTC), les contrôles et autres formalités avant expédition et les mesures qui agissent directement sur la quantité des produits importés (licences d'importation, quotas, restrictions à l'importation, etc.). Les SPS et les OTC sont utilisées souvent sur les mêmes produits et avec une intensité similaire. Pour cette raison, les distances réglementaires correspondant à ces deux types de MNT sont fortement corrélées, mais l'omission d'une des deux engendrerait un biais de variable omise. Pour pallier cette difficulté, nous utilisons la moyenne des deux distances réglementaires.

Rappelons que les scénarios font varier les niveaux de tarif et la distance réglementaire des MNT de type contrôles et formalités avant expédition. Cela signifie que les groupes pour lesquels ces deux variables ne sont pas significatives seront peu voire pas impactés. En particulier, il est possible que la variation soit la même d'un scénario à l'autre, si les variables clés sont non significatives. Pour certains groupes (tabac, autres préparations, vins et animaux vivants), la distance réglementaire des MNT de type contrôles et formalités avant expédition a un effet positif sur le commerce, ce qui peut amener à des résultats contre-intuitifs.

4.1. Effet sur le total des exportations

Globalement ce sont les scénarios S2 et S4 (sans accord UE-RU) qui pénalisent le plus les exportations de la Bretagne et du reste de la France, quel que soit le groupe de produits. La baisse des exportations totales bretonnes est estimée à 3.54 % (soit 123.51 millions d'euros) et 4.97 % respectivement (soit 173.38 millions d'euros). Pour le reste de la France, les baisses estimées sont beaucoup plus faibles en termes relatifs (-1.07 % et -1.58 %), mais plus fortes en valeur (673.61 millions d'euros et 1.24 milliard d'euros) compte tenu de son poids économique plus important. En outre, quel que soit le scénario, les produits phares de la Bretagne

– viande et produits carnés et dans une moindre mesure les produits laitiers – sont très sensibles au Brexit¹⁷. À l'inverse, les produits les plus exportés par le reste de la France sont faiblement impactés (vins et autres boissons alcoolisées) ou moyennement impactés (céréales et produits céréaliers, produits laitiers) en termes relatifs. Toutefois, hormis les vins, les exportations de ces produits subissent des baisses importantes en valeurs.

Concernant la politique commerciale actuelle, représentée par le scénario S5, les viandes et produits carnés sont les plus affectés, avec une baisse de 3.99 % (soit 55.49 millions d'euros) pour la Bretagne et de 3.59 % (soit 124.36 millions d'euros) pour le reste de la France. L'effet relatif est généralement plus fort sur les exportations bretonnes que sur celles du reste de la France. Les écarts sont notamment marqués pour les poissons et produits de la mer, produits laitiers, les fruits et légumes, les autres préparations de fruits et légumes et le groupe café, épices, cacao, sucre. Notons le cas particulier des animaux vivants dont les exportations augmentent légèrement pour la Bretagne, alors qu'elles diminuent pour le reste de la France.

17. Ce résultat est en phase avec les conclusions du CESER (2016) qui identifie pour la Bretagne les viandes comme étant les produits les plus sensibles au Brexit.

4.2. Effet sur les exportations vers les différents partenaires

Sans surprise, quel que soit le scénario, ce sont les exportations vers le Royaume-Uni qui sont les plus affectées, pour la Bretagne comme pour le reste de la France. Au sein de chaque groupe de produits, les variations en termes relatifs sont similaires entre les deux régions.

Dans le scénario S5, les ventes des deux régions vers le marché britannique baissent d'environ 17 % pour les viandes et produits carnés, 11 % pour les produits du travail du grain et le poisson et produits de la mer, de 6 % pour le groupe café, épices, cacao, sucre, et de 5 % pour les fruits et légumes. Les impacts positifs pour les animaux vivants (10 %) et le tabac (12 %) s'expliquent par l'effet positif de la distance réglementaire des MNT de type contrôles et formalités avant expédition pour ces catégories, qui dépasse l'effet de la légère hausse des droits de douane¹⁸. Néanmoins, ces deux groupes représentent un volume faible, voire très faible, des exportations bretonnes (voir figure A1 de l'annexe). Quand on prend en compte les poids des groupes de produits, des impacts différenciés apparaissent entre les deux zones. Ce sont les exportations de viandes et produits carnés qui diminuent de loin le plus en Bretagne, alors que les baisses importantes se répartissent entre cinq groupes pour le reste de la France (voir tableau A2 de l'annexe). Pour le reste de la France, contrairement à la Bretagne, la catégorie la plus exportée (les vins) est très peu affectée. Les producteurs viticoles sont peu pénalisés par le Brexit à la différence des producteurs de céréales et de produits laitiers.

Selon les groupes de produits, l'impact négatif sur les échanges avec le Royaume-Uni se reporte de manière différente vers les autres partenaires. Par exemple, pour le poisson et les produits de la mer, les pertes sur le marché britannique sont compensées par des hausses homogènes en pourcentage vers les autres partenaires (France, Europe, reste du monde), qui se traduisent par des réallocations en valeur proportionnelles aux poids de ces marchés. Pour les fruits et légumes et les produits laitiers, c'est le reste du monde qui capte majoritairement ce détournement de commerce, suivi des pays européens et de la France, en pourcentage comme en valeur. De même, pour les céréales et produits céréaliers seuls les marchés non-européens bénéficient de ce report, les exportations vers l'UE restant quasiment inchangées. On retrouve des effets de signe opposé pour les viandes et produits carnés, ainsi que les produits du travail du grain, à savoir

une baisse des ventes sur le marché européen et français, mais une hausse des exportations vers le reste du monde. Les principaux bénéficiaires de ce report sont la Chine, le Japon et les États-Unis, caractérisés par une tendance croissante de la consommation de viande.

4.3. Comparaison des scénarios

Les scénarios S1 et S3, basés seulement sur l'introduction de mesures non tarifaires, notamment sous forme de contrôles et formalités avant expédition, avec ou sans la signature d'accords commerciaux préférentiels avec des partenaires non-européens, génèrent dans l'ensemble des effets faibles sur les exportations de la Bretagne et du reste de la France. Le seul impact élevé est identifié sous le scénario S3 pour les exportations en valeur du reste de la France vers le reste du monde, dû à la catégorie autres boissons alcoolisées. De manière générale, l'amplitude des effets sur les exportations bretonnes et françaises est plus élevée pour les scénarios S2 et S4, qui associent l'introduction des droits de douane et des contrôles et formalités aux frontières, en l'absence d'un accord entre l'UE et le Royaume-Uni. À titre d'exemple, les exportations vers le Royaume-Uni auraient pu être pénalisées d'environ 50 % sous ces scénarios pour les groupes viande et produits carnés et poisson et produits de la mer. Les effets de l'accord commercial signé par les deux parties – scénario S5 – démontrent que celui-ci peut être considéré comme une alternative aboutissant à des impacts intermédiaires. Il semble être un compromis adopté par les parties.

Comparer les résultats des scénarios S1 et S3 permet d'apprécier l'impact des modifications de la politique commerciale britannique vis-à-vis des pays tiers sur les exportations bretonnes et françaises. La mise en place d'accords commerciaux préférentiels entre le Royaume-Uni et ses principaux partenaires non européens amplifie les pertes d'exportations totales de la Bretagne (de 11.11 millions d'euros sous S1 à 19.70 millions d'euros sous S3) et du reste de la France (de 20.42 millions d'euros sous S1 à 156.32 millions d'euros sous S3). Pour la Bretagne, ces pertes sont réalisées principalement sur le marché britannique, alors que pour le reste de la France, elles concernent les exportations vers des partenaires non-européens. Toutefois, pour certains groupes de produits, les accords préférentiels susnommés réduisent la compétition sur les marchés non-européens,

18. Dans le scénario S5, 16 % des flux entre la France et le Royaume-Uni sont soumis à des droits de douane non-nuls du fait du respect des règles d'origine.

permettant aux producteurs bretons et français d'augmenter leurs parts de marché.

La comparaison des scénarios S1 et S2, tout comme celle des scénarios S3 et S4, donne une mesure de la contribution du maintien à zéro des tarifs douaniers entre l'UE et le Royaume-Uni. L'abandon du libre-échange entre ces deux partenaires (scénarios S2 et S4) conduit à une perte de compétitivité des produits bretons et français sur le marché britannique et à une baisse des exportations dans tous les groupes de produits. La forte contraction des échanges, d'environ un tiers pour la Bretagne et 16 % pour le reste de la France, s'explique par le retour aux droits de douane particulièrement élevés de l'UE en régime NPF (cf. tableau 2). Elle atteint 60 % pour les produits du travail du grain et environ 50 % pour les poissons et produits de la mer, ainsi que les viandes et produits carnés. La perte de l'accès préférentiel au marché britannique a des répercussions sur la performance des exportations bretonnes et françaises sur d'autres marchés. La Bretagne diminue sa présence sur le marché européen (-13.42 millions d'euros sous S2 et -41.3 millions d'euros sous S4) suite à un fort effet concurrentiel sur les viandes et produits carnés. En effet, tous les producteurs européens de ces biens se réorientent principalement vers le marché intra-UE, ce qui renforce la concurrence et conduit à une baisse de prix¹⁹. Dans le cas du reste de la France, ces pertes sont compensées par la hausse des exportations pour d'autres groupes de produits. L'introduction de droits de douane sur le commerce avec le Royaume-Uni améliore la performance des deux régions sur les marchés extra-UE. Cela témoigne d'un plus fort détournement des exportations de la Bretagne et du reste de la France vers ces destinations.

4.4. Robustesse des résultats

L'ampleur des effets décrits ci-dessus dépend de l'élasticité de substitution, qui dans ce modèle est égale à l'élasticité prix de la demande. Une élasticité plus élevée conduit à des effets plus forts, surtout dans le cas des scénarios S2, S3 et S4 qui prévoient une hausse importante des droits de douane sur les échanges du Royaume-Uni avec l'UE et/ou avec certains pays tiers²⁰. Néanmoins le classement des scénarios selon leurs impacts et la façon dont les exportations sont réorientées entre destinations reste globalement inchangé²¹.

Par ailleurs, une modification du niveau des MNT retenus dans les différents scénarios ne modifie que légèrement les résultats sans affecter qualitativement nos conclusions. Par exemple, nous trouvons des impacts légèrement

plus importants en supposant une baisse des MNT entre le Royaume-Uni et ses principaux partenaires non UE avec lesquels il négocie des ACP à 25 % de leur niveau avant Brexit (au lieu de 50 %)²². En diminuant non seulement les MNT, mais aussi les droits de douane entre le Royaume-Uni et ces pays (à 25 % de leur niveau avant Brexit), nous obtenons des effets plus prononcés²³. Cela montre que les exportations bretonnes et françaises sont plus sensibles aux variations des droits de douane qu'aux variations des MNT.

Si on exclut les MNT du modèle et que seule l'évolution des droits de douane est prise en compte, les effets du Brexit diminuent de manière plus importante quel que soit le scénario²⁴. Nous constatons ainsi que même si l'essentiel des effets du Brexit décrits plus haut est généré par les modifications de droits de douane sur les flux du Royaume-Uni et ses partenaires européens et non européens, les MNT jouent aussi un rôle important. Avec toutes ces modifications des scénarios, les conclusions formulées dans cette section en comparant les effets par marchés de destination, groupes de produits et scénarios restent confirmées.

Enfin, dans l'Annexe en ligne, nous testons la robustesse des résultats pour le scénario de politique commerciale actuelle (S5) en corrigeant par l'« effet frontière », c'est-à-dire une intensité

19. Nous retrouvons un effet similaire sur le marché domestique (les ventes vers la Bretagne et le reste de la France).

20. La hausse est d'autant plus importante que la valeur de l'élasticité de départ est élevée.

21. Pour la majorité des groupes de produits, dont les produits phares des exportations bretonnes (viandes et produits carnés et produits laitiers), les élasticités utilisées dans cet article sont proches des valeurs estimées par Fontagné et al. (2022). Pour les principales catégories exportées par le reste de la France (céréales et produits céréaliers et vins), les élasticités de Fontagné et al. (2022) amplifient légèrement les pertes d'exportations vers le Royaume-Uni, ainsi que les reports vers les autres marchés, avec peu de variation de l'effet sur les exportations totales. Toutefois, les quelques produits avec des élasticités de Fontagné et al. (2022) plus élevées comptent pour une faible part des exportations des deux régions. Ainsi, notre choix des élasticités n'affecte pas la robustesse des résultats.

22. Cette modification du scénario S3 conduit à une baisse plus forte des exportations bretonnes vers le Royaume-Uni (de 7.12 % au lieu de 6.58 %) et un report moins important vers l'UE (0.26 % au lieu de 0.28 %) et plus vers le reste du monde (2.94 % au lieu de 2.57 %). L'effet net sur les exportations vers tous les partenaires est légèrement plus faible que dans le scénario non modifié (-0.61 % au lieu de -0.56 %). Nous retrouvons des effets similaires en modifiant de la même façon le scénario S4. Les impacts sur les exportations du reste de la France changent marginalement dans les deux cas.

23. Avec cette variante du scénario S3, les exportations bretonnes vers toutes destinations diminuent de 2.35 % (contre 0.56 % dans le scénario non modifié). La variante du scénario S4 prédit une baisse plus forte des exportations vers le Royaume-Uni, mais des reports plus forts vers autres marchés, avec un effet net sur les exportations totales plus faible que précédemment (-2.66 % contre -4.97 %).

24. Dans ce cas les exportations agro-alimentaires bretonnes vers tous partenaires baissent de 2.95 % sous scénario S2 (contre 3.54 %), de 0.20 % sous scénario S3 (contre 0.56 %), de 4.80 % sous scénario S4 (contre 4.97 %), et de 0.81 % sous scénario S5 (contre 1.73 %). Le scénario S1 devient obsolète car suppose le maintien des droits de douane à leur niveau avant Brexit.

plus élevée des échanges à l'intérieur des pays, révélé dans la littérature. Dans ce cas, il n'y a plus de report vers les marchés européens et français au profit de la hausse des ventes vers les marchés tiers.

* *
*

Le secteur alimentaire breton est résolument tourné vers le commerce extérieur. Le Royaume-Uni représente une destination majeure pour la Bretagne. Définir et quantifier les risques potentiels liés au Brexit, ainsi que les défis associés, est donc crucial pour cette région.

Cet article s'intéresse à l'évolution des exportations agricoles et alimentaires bretonnes suite à la sortie du Royaume-Uni de l'UE. À partir d'un modèle de gravité structurelle et de données portant sur 2012-2015, nous estimons les effets du Brexit pour seize groupes de produits. Nous considérons quatre scénarios de politique commerciale extrêmes, reflétant un large éventail de politiques commerciales envisageables, ainsi qu'un scénario décrivant la politique réellement appliquée depuis le 1^{er} janvier 2021 suite au nouvel accord de commerce et coopération entre l'UE et le Royaume-Uni. Nous apportons une réponse originale au manque de données sur les échanges intra- et inter-régionaux en proposant une méthode de prédiction de ces données. Nous utilisons la structure du modèle et la valeur estimée des paramètres sur les flux observés pour reconstituer les flux manquants.

La structure des exportations par produit étant très différente aux niveaux breton et français, nous évaluons les impacts de ces cinq scénarios sur les exportations agricoles à la fois en pourcentage et en montant. De manière globale le scénario correspondant à la politique commerciale actuelle semble être un compromis

conduisant à des impacts intermédiaires dans la fourchette définie par les scénarios extrêmes : les pertes d'exportations du secteur agricole et alimentaire engendrées par le Brexit sont estimées à 60 millions d'euros pour la Bretagne, et dans la fourchette 11-173 millions d'euros dans le cas des autres scénarios. Même si le reste de la France subit des pertes en valeur plus fortes du fait de son poids économique, l'impact en pourcentage est nettement plus faible que celui estimé pour la Bretagne.

La viande et les produits carnés ressortent comme les plus sévèrement impactés en Bretagne pour l'ensemble des scénarios. Ces produits sont ceux les plus exportés par la Bretagne (40 % de la valeur ajoutée des IAA bretonnes en 2015), la Bretagne fournissant à elle seule un quart des exportations françaises de viande et produits carnés. Sans surprise, ce sont les exportations vers le marché britannique qui sont les plus pénalisées. Le modèle prédit une réduction de 17 % (soit 21 millions d'euros) des exportations bretonnes de viande et produits carnés avec la politique actuelle. Cette réduction aurait pu atteindre 50 % (soit 60 millions d'euros) si d'autres politiques avaient été adoptées. D'autres catégories de produits, tels que les poissons et les produits du travail du grain, auraient aussi subi une forte perte en pourcentage, mais les pertes en valeur sont bien moindres que pour les viandes du fait de leur faible poids dans les exportations. De manière générale, hormis les catégories viande et animaux vivants, le Brexit entraîne une réorientation des exportations vers les marchés européen et français, et de manière plus prononcée vers des pays non européens. Pour la viande et les produits carnés, les exportations bretonnes sont réorientées uniquement vers les marchés non européens. La sortie de l'UE du Royaume-Uni nécessite que les décideurs publics accompagnent les producteurs de viande bretons pour saisir ces nouvelles perspectives commerciales. □

Lien vers l'Annexe en ligne :

www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/7713590/ES540_Cheptea-et-al_Annexe-en-ligne.pdf

BIBLIOGRAPHIE

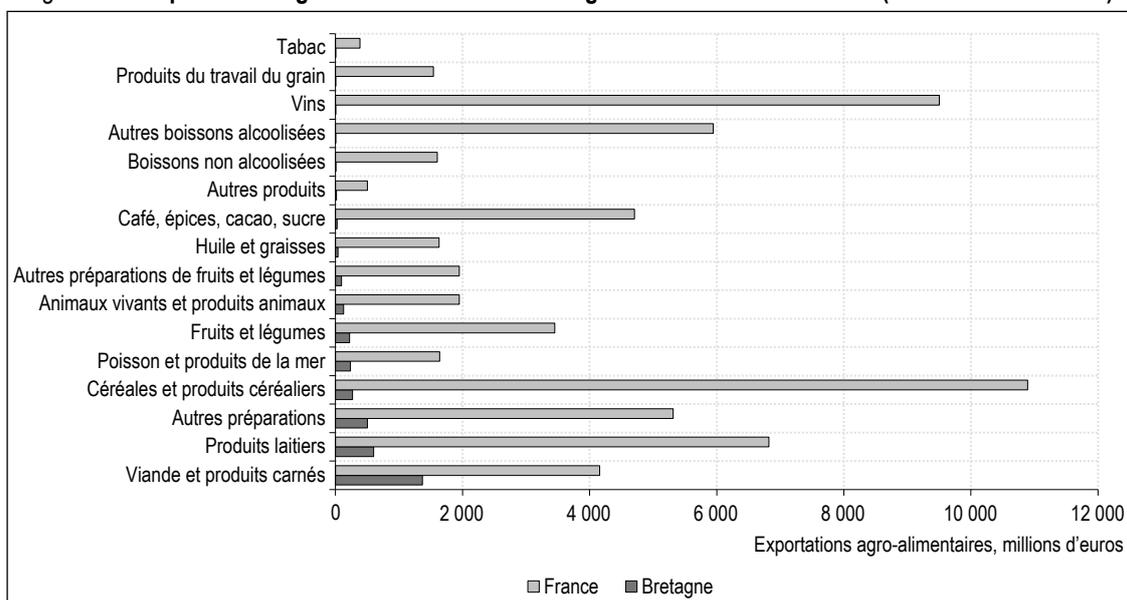
Agreste (2016). Comptes provisoires 2015 de l'agriculture en Bretagne. Draaf, *Agreste Bretagne*, novembre 2016 – 6. https://draaf.bretagne.agriculture.gouv.fr/IMG/pdf/Comptes_2015_cle01a919.pdf

Agreste – Draaf Bretagne (2020). *Mémento 2020*. Septembre 2020, Ministère de l'Agriculture et de l'Alimentation. https://draaf.bretagne.agriculture.gouv.fr/IMG/pdf/Memento_A5_2020_completb_cle8d7497.pdf

- Anderson, J. E., Larch, M. & Yotov, Y. V. (2018).** GEPPML: General Equilibrium Analysis with PPML. *The World Economy*, 41(10), 2750–2782. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/twec.12664>
- Anderson, J. E. & van Wincoop, E. (2003).** Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle. *American Economic Review*, 93(1), 170–192. <https://doi.org/10.1257/000282803321455214>
- Bellora, C., Emlinger, C., Fouré, J. & Guimbard, H. (2017).** Research for AGRI committee: EU–UK agricultural trade: State of play and possible impacts of Brexit. *Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales* (CEPII). <https://doi.org/10.2861/927200>
- Cadot, O., Asprilla, A., Gourdon, J., Knebel, C. & Peters, R. (2015).** Deep Regional Integration and Non-Tariff Measures: A Methodology for Data Analysis. UNCTAD, *Blue Series Papers* 69. https://unctad.org/system/files/official-document/itcdtab71_en.pdf
- Capello, R., Caragliu, A. & Fratesi, U. (2018).** The regional costs of market size losses in a EU dismembering process. *Papers in Regional Science*, 97(1), 73–90. <https://doi.org/10.1111/pirs.12347>
- CESER (2016).** *Et après ? Les enjeux du Brexit pour la Bretagne*. Rapport technique. https://www.bretagne.bzh/app/uploads/sites/8/2022/04/rapport_brexit_ceser_vf_6-12-2016.pdf
- CESER (2017).** *Les conséquences socio-économiques potentielles du Brexit dans les régions de la façade atlantique française*. Rapport technique. https://www.bretagne.bzh/app/uploads/sites/8/2022/04/ceser_de_latlantique_contribution_brexit.pdf
- Chen, W., Los, B., McCann, P., Ortega-Argilés, R., Thissen, M. & van Oort, F. (2018).** The continental divide? Economic exposure to Brexit in regions and countries on both sides of The Channel. *Papers in Regional Science*, 97(1), 25–54. <https://doi.org/10.1111/pirs.12334>
- Cheptea, A. & Huchet, M. (2019).** Will a No-deal Brexit Disturb the EU-UK Agri-food Trade? *EuroChoices*, 18(2), 28–36. <https://doi.org/10.1111/1746-692X.12237>
- Choi, H.S., Jansson, T., Matthews, A. & Mittenzwei, K. (2021).** European Agriculture after Brexit: Does Anyone Benefit from the Divorce? *Journal of Agricultural Economics*, 72(1), 3–24. <https://doi.org/10.1111/1477-9552.12396>
- Dhingra, S., Huang, H., Ottaviano, G., Paulo Pessoa, J., Sampson, T. & Van Reenen, J. (2017).** The costs and benefits of leaving the EU: Trade effects. *Economic Policy*, 32(92), 651–705. <https://doi.org/10.1093/epolic/eix015>
- Fontagné, L., Guimbard, H. & Orefice, G. (2022).** Tariff-based Product-level Trade Elasticities. *Journal of International Economics*, 137, 103593. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2022.103593>
- Gaulier, G. & Zignago, S. (2010).** BACI: International Trade Database at the Product-Level. The 1994-2007 Version. CEPII, *Working Papers 2010-23*. http://www.cepii.fr/pdf_pub/wp/2010/wp2010-23.pdf
- Graziano, A. G., Handley, K. & Limaõ, N. (2020).** Brexit Uncertainty: Trade Externalities beyond Europe. *AEA Papers and Proceedings*, 110, 552–556. <https://doi.org/10.1257/pandp.20201021>
- Graziano, A. G., Handley, K. & Limaõ, N. (2021).** Brexit Uncertainty and Trade Disintegration. *The Economic Journal*, 131(635), 1150–1185. <https://doi.org/10.1093/ej/ueaa113>
- Lawless, M. & Morgenroth, E. L. (2019).** The Product and Sector Level Impact of a Hard Brexit Across the EU. *Contemporary Social Science*, 14(2), 189–207. <https://doi.org/10.1080/21582041.2018.1558276>
- Matthews, A. (2017).** *Research for AGRI Committee-Possible Transitional Arrangements Related to Agriculture in the Light of the Future EU-UK Relationship: Institutional Issues: Study*. European Parliament. [https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/STUD/2017/602009/IPOL_STU\(2017\)602009_EN.pdf](https://www.europarl.europa.eu/RegData/etudes/STUD/2017/602009/IPOL_STU(2017)602009_EN.pdf)
- Mayer, T. & Zignago, S. (2011).** Notes on CEPII's distances measures: The GeoDist database. *Working Papers 2011-25, CEPII*. http://www.cepii.fr/pdf_pub/wp/2011/wp2011-25.pdf
- Nilsson, L. & Preillon, N. (2018).** EU exports, preferences utilisation and duty savings by Member State, sector and partner country. *DG Trade Chief Economist Notes* 2018–2, Directorate General for Trade, European Commission. https://econpapers.repec.org/paper/risdgtcen/2018_5f002.htm
- Raimondi, V. & Olper, A. (2011).** Trade Elasticity, Gravity and Trade Liberalisation: Evidence from the Food Industry. *Journal of Agricultural Economics*, 62(3), 525–550. <https://doi.org/10.1111/j.1477-9552.2011.00303.x>

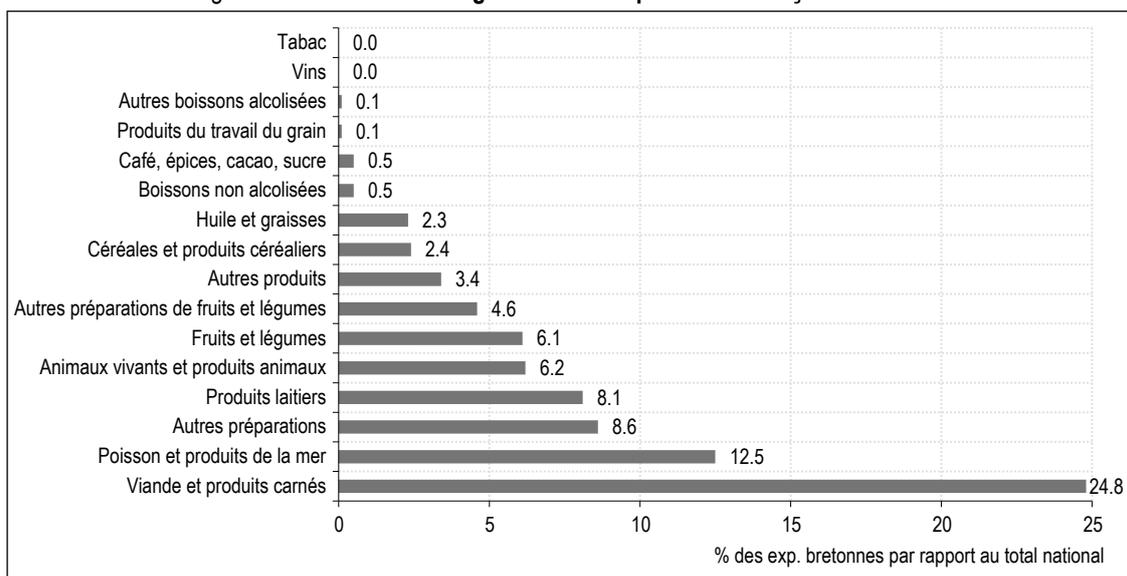
ANNEXE

Figure A1 – Exportations agro-alimentaires de la Bretagne et du reste de la France (millions euros - 2015)



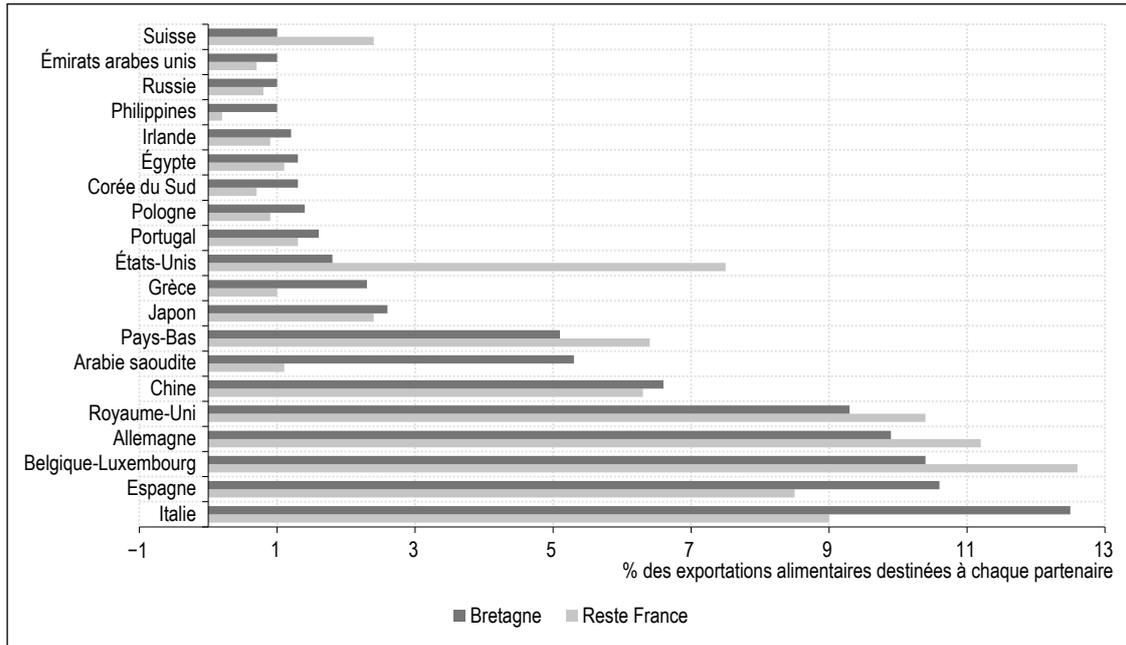
Source : douanes régionales et BACI.

Figure A2 – Part de la Bretagne dans les exportations françaises en 2015



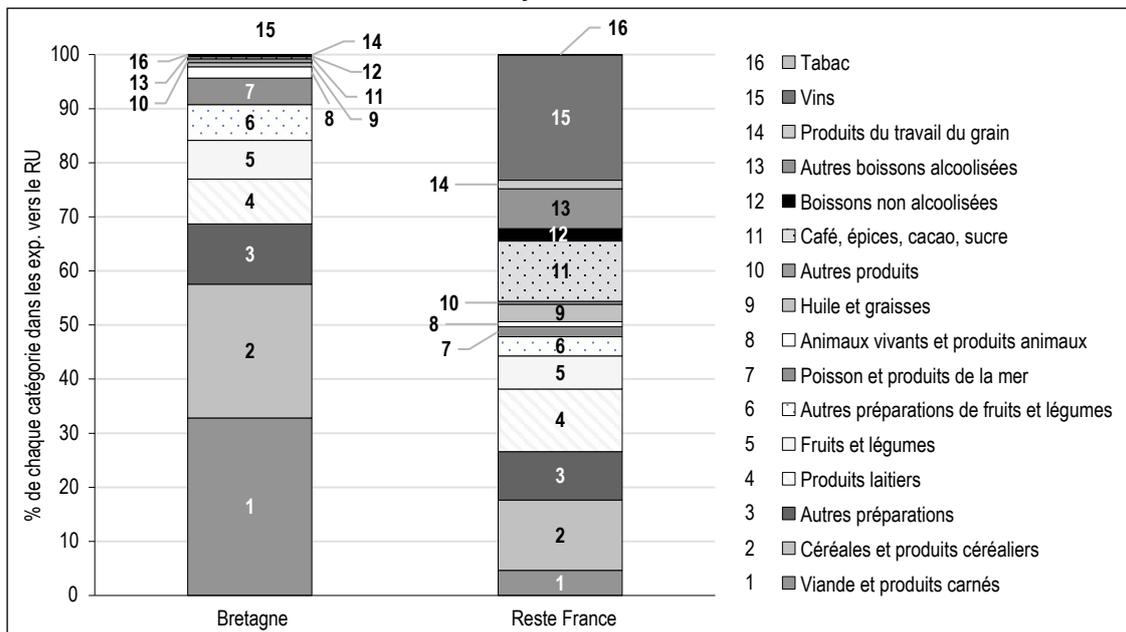
Source : douanes régionales et BACI.

Figure A3 – Poids de chaque destination dans les exportations agro-alimentaires de la Bretagne et du reste de la France en 2015



Source : douanes régionales et BACI.

Figure A4 – Structure des exportations de la Bretagne et du reste de la France vers le Royaume-Uni en 2015



Source : douanes régionales.

Tableau A1 – Les coûts aux échanges dans les scénarios

Scénario	Relations commerciales du Royaume-Uni avec :	
	l'UE à 27	Pays non UE
(S1) Quasi statu quo	<i>tarif</i> = 0 MNT régime NPF	<i>tarif</i> inchangé MNT inchangées
(S2) Forteresse Royaume-Uni	<i>tarif</i> NPF MNT régime NPF	<i>tarif</i> inchangé MNT inchangées
(S3) Commerce libéralisé avec l'UE et les principaux partenaires non-UE	<i>tarif</i> = 0 MNT régime NPF	Avec les principaux pays développés ^(a) : $\frac{1}{2}$ <i>tarif</i> NPF ; $\frac{1}{2}$ MNT régime NPF
		Avec les autres pays : <i>tarif</i> inchangé ; MNT régime NPF
(S4) Commerce libéralisé avec seulement les principaux partenaires non-UE	<i>tarif</i> NPF MNT régime NPF	Avec les principaux pays développés ^(a) : $\frac{1}{2}$ <i>tarif</i> NPF ; $\frac{1}{2}$ MNT régime NPF
		Avec les autres pays : <i>tarif</i> inchangé ; MNT régime NPF
(S5) Politique actuelle	84 % cas : <i>tarif</i> = 0 16 % cas : <i>tarif</i> NPF MNT inchangées ^(c)	ACP ^(b) : <i>tarif</i> préférentiel Autres imports du RU : <i>tarif</i> TRDU ^(c) Autres imports de l'UE : <i>tarif</i> NPF MNT inchangées

Notes : ^(a) États-Unis, Australie, Nouvelle-Zélande, Suisse, Chili et Israël.

^(b) nouveaux accords commerciaux préférentiels (ACP) négociés par le Royaume-Uni.

^(c) nouveau Tarif Douanier post-Brexit du Royaume-Uni (TDRU).

Dans les scénarios S1 à S4, MNT régime NPF signifie que la distance entre les mesures non tarifaires du RU et de l'UE27 est égale au niveau moyen observé entre le RU (UE) et les pays avec lesquels il (elle) n'a pas d'accord commercial préférentiel (pays avec lesquels le commerce est en régime NPF). Dans le scénario S5, nous considérons les distances entre le RU et l'UE à 27 inchangées par rapport à la période avant Brexit (2012-2015) pour capter l'annonce de souplesses accordées en termes de déclarations douanières pour les entreprises ainsi que l'effort de digitalisation de ces formalités.

Tableau A2 – Évolution des exportations de la Bretagne et du reste de la France (million €)

Groupe de produits	Bretagne						Reste de la France					
	Poids	Exportations/ventes vers tous les partenaires					Poids	Exportations/ventes vers le Royaume-Uni				
		S1	S2	S3	S4	S5		S1	S2	S3	S4	S5
Animaux vivants	3.1	0.57	-0.16	-0.05	-1.10	0.10	3.2	-1.64	-4.29	-12.88	-22.69	-10.02
Viande et produits carnés	39.9	-10.29	-97.49	-19.05	-139.90	-55.49	5.5	-14.90	-214.09	-33.95	-318.01	-124.36
Produits laitiers	19.2	-0.60	-10.19	0.13	-16.56	-1.48	11.0	-1.39	-71.67	6.96	-139.87	-9.74
Poisson et prod. de la mer	7.0	-0.90	-3.93	-0.73	-3.81	-0.83	2.4	-3.72	-16.65	-2.82	-16.06	-3.42
Céréales et prod. céréaliers	6.8	0.00	-4.74	-0.38	-5.41	-0.66	17.7	0.00	-196.90	-14.54	-227.11	-29.09
Produits du travail du grain	0.0	0.00	-0.03	0.00	-0.04	-0.01	2.9	-0.18	-30.60	-1.27	-42.25	-7.29
Huile et graisses	1.0	0.00	-0.13	-0.06	-0.18	-0.04	3.0	0.00	-3.65	-2.31	-5.95	-1.73
Fruits et légumes	6.2	0.00	-2.92	-0.04	-2.96	-0.88	5.6	0.00	-42.47	-0.71	-42.82	-12.85
Prép. fruits et légumes	2.9	0.00	-1.96	0.22	-1.66	-0.37	3.1	0.00	-30.86	3.58	-25.88	-6.17
Café, épices, cacao, sucre	0.4	0.00	-0.17	0.03	-0.14	-0.06	7.5	0.47	-31.29	9.01	-20.86	-15.17
Tabac	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.8	1.43	-0.56	1.63	-0.36	3.78
Boissons non alcoolisées	0.2	0.00	-0.05	0.00	-0.05	-0.01	2.5	0.00	-5.32	0.32	-5.00	-0.97
Vins	0.1	0.00	0.00	0.01	0.01	0.00	16.0	0.00	10.14	63.85	67.91	1.01
Autres boissons alcoolisées	0.1	0.00	-0.01	-0.08	-0.10	0.00	9.8	0.00	-19.92	-174.96	-188.03	0.62
Autres préparations	12.6	0.18	-1.62	0.40	-1.36	-0.48	8.0	1.01	-13.14	4.04	-10.11	-6.57
Autres produits	0.6	-0.06	-0.10	-0.09	-0.13	-0.06	0.8	-1.52	-2.32	-2.27	-3.13	-1.36
Total	100	-11.11	-123.51	-19.70	-173.38	-60.25	100	-20.42	-673.61	-156.32	-1 000.24	-223.32
Groupe de produits	Exportations/ventes vers le Royaume-Uni											
	Poids	S1	S2	S3	S4	S5	Poids	S1	S2	S3	S4	S5
		S1	S2	S3	S4	S5		S1	S2	S3	S4	S5
Animaux vivants	2.1	0.89	-0.03	0.98	0.00	0.69	0.9	7.41	-0.18	8.13	0.00	5.79
Viande et produits carnés	36.9	-11.50	-47.71	-19.83	-60.15	-21.37	3.2	-19.69	-81.49	-33.86	-102.68	-36.51
Produits laitiers	9.2	-0.68	-7.27	-0.73	-8.74	-1.23	12.2	-17.79	-190.14	-19.08	-229.10	-32.44
Poisson et prod. de la mer	3.6	-1.49	-6.32	-1.12	-6.01	-1.31	1.6	-12.67	-53.52	-9.50	-50.93	-11.15
Céréales et prod. céréaliers	21.3	0.00	-15.99	-1.66	-17.54	-3.01	12.7	0.00	-187.53	-19.54	-205.73	-35.32
Produits du travail du grain	0.0	0.00	-0.08	-0.01	-0.09	-0.02	2.0	-0.59	-64.70	-5.68	-77.77	-14.73
Huile et graisses	1.4	0.00	-0.75	-0.14	-0.87	-0.11	4.0	0.00	-43.87	-8.20	-51.03	-6.30
Fruits et légumes	7.7	0.00	-4.69	0.01	-4.69	-1.30	6.4	0.00	-78.27	0.13	-78.27	-21.74
Prép. fruits et légumes	6.7	0.00	-6.54	0.51	-5.94	-1.05	3.0	0.00	-56.88	4.50	-51.64	-9.16
Café, épices, cacao, sucre	0.2	0.00	-0.15	0.01	-0.14	-0.04	9.1	2.81	-148.30	9.58	-141.18	-37.88
Tabac	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.0	0.17	-0.40	0.16	-0.41	0.32
Boissons non alcoolisées	0.2	0.00	-0.06	0.00	-0.06	0.00	2.2	0.00	-13.57	0.03	-13.59	-1.09
Vins	0.1	0.00	-0.01	0.00	0.00	0.00	26.2	0.00	-52.78	22.77	-24.15	-5.52
Autres boissons alcoolisées	0.1	0.00	-0.04	0.04	0.00	0.00	7.5	0.00	-56.76	49.42	-5.80	4.71
Autres préparations	9.9	0.32	-3.01	0.03	-3.32	-0.55	8.6	5.47	-51.94	0.46	-57.36	-9.58
Autres produits	0.7	-0.11	-0.18	-0.14	-0.21	-0.11	0.5	-1.77	-2.82	-2.18	-3.26	-1.64
Total	100	-12.57	-92.80	-22.06	-107.77	-29.41	100	-36.64	-1 083.14	-2.87	-1 092.90	-212.24
Groupe de produits	Exportations/ventes vers l'UE (hors Royaume-Uni et hors France)											
	Poids	S1	S2	S3	S4	S5	Poids	S1	S2	S3	S4	S5
		S1	S2	S3	S4	S5		S1	S2	S3	S4	S5
Animaux vivants	2.8	-0.51	-0.24	-0.77	-0.63	-0.74	4.7	-11.56	-5.78	-20.23	-20.05	-18.61
Viande et produits carnés	39.2	5.65	-27.75	3.60	-51.74	-20.04	6.7	14.85	-89.62	8.45	-161.31	-61.96
Produits laitiers	18.9	0.87	2.18	1.69	-0.95	0.37	12.3	9.02	15.67	18.05	-24.69	2.85
Poisson et prod. de la mer	9.4	1.87	7.36	1.60	7.11	1.56	2.9	9.52	37.31	8.18	36.08	7.96
Céréales et prod. céréaliers	5.4	0.00	0.51	0.12	0.46	0.01	22.4	0.00	28.42	7.75	23.26	-0.86
Produits du travail du grain	0.0	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	3.4	0.40	1.06	1.58	-6.99	-5.01
Huile et graisses	1.2	0.00	0.18	0.02	0.19	0.00	3.8	0.00	8.84	0.88	9.43	0.00
Fruits et légumes	7.6	0.00	1.82	-0.08	1.73	0.38	7.0	0.00	22.73	-1.08	21.38	4.33
Prép. fruits et légumes	2.8	0.00	1.18	-0.12	1.02	0.07	3.7	0.00	25.81	-2.44	22.23	1.15
Café, épices, cacao, sucre	0.5	0.00	0.25	0.01	0.27	0.01	9.0	-1.38	62.49	4.14	69.05	2.42
Tabac	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.9	-0.07	2.04	0.07	2.22	1.02
Boissons non alcoolisées	0.2	0.00	0.09	0.00	0.10	0.00	2.4	0.00	11.94	0.46	12.21	-0.55
Vins	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	8.2	0.00	16.67	18.55	36.17	-0.31
Autres boissons alcoolisées	0.0	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	4.1	0.00	52.81	2.66	52.18	0.63
Autres préparations	11.8	-0.18	0.95	-0.03	1.11	-0.67	7.8	-1.80	10.77	-0.30	12.57	-8.08
Autres produits	0.3	0.00	0.01	0.00	0.00	0.01	0.7	0.14	0.35	-0.23	-0.06	0.20
Total	100	7.70	-13.42	6.04	-41.30	-19.05	100	19.13	201.51	46.50	83.65	-74.84

Tableau A2 – (suite)

Groupe de produits	Bretagne						Reste de la France					
	Poids	Exportations/ventes vers le reste du monde					Poids	Exportations/ventes vers la Bretagne				
		S1	S2	S3	S4	S5		S1	S2	S3	S4	S5
Animaux vivants	4.3	-0.07	0.30	-0.79	-0.54	0.08	1.0	-0.13	1.31	-3.45	-2.75	0.43
Viande et produits carnés	42.4	8.21	39.49	25.04	53.16	11.12	3.8	13.17	62.38	38.33	81.93	17.54
Produits laitiers	23.5	0.07	6.71	0.09	7.47	1.52	7.7	0.28	40.18	-0.42	42.85	10.11
Poisson et prod. de la mer	2.8	0.26	1.28	0.08	1.14	0.25	1.5	2.32	11.64	0.61	10.33	2.32
Céréales et prod. céréaliers	5.0	0.00	0.45	0.08	0.45	0.50	9.6	0.00	14.27	2.61	13.74	17.40
Produits du travail du grain	0.0	0.00	0.03	0.00	0.04	0.01	2.0	0.11	28.88	2.60	35.99	9.74
Huile et graisses	0.5	0.00	0.06	0.00	0.06	0.01	1.0	0.00	2.42	-0.06	2.28	0.44
Fruits et légumes	2.4	0.00	1.11	0.02	1.16	0.35	2.4	0.00	18.66	0.35	19.36	6.10
Préparations fruits et légumes	1.7	0.00	1.11	-0.02	1.14	0.24	2.0	0.00	23.95	-0.47	24.52	5.20
Café, épices, cacao, sucre	0.2	0.00	0.06	0.00	0.05	0.03	3.8	-0.35	17.41	-1.45	16.65	8.15
Tabac	0.1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.9	0.10	0.99	0.25	1.15	-0.18
Boissons non alcoolisées	0.1	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	3.1	0.00	4.96	-0.17	5.07	1.45
Vins	0.2	0.00	0.02	0.01	0.02	0.00	29.0	0.00	55.29	19.48	58.98	8.95
Autres boissons alcoolisées	0.2	0.00	-0.02	-0.14	-0.16	0.00	22.9	0.00	-51.21	-323.92	-360.97	-8.33
Autres préparations	15.4	-0.12	1.46	0.39	1.99	0.85	8.2	-1.04	14.17	3.58	19.10	8.06
Autres produits	1.2	0.09	0.14	0.12	0.18	0.08	1.0	1.29	1.97	1.69	2.42	1.17
Total	100	8.44	52.22	24.88	66.17	15.05	100	15.76	247.27	-260.42	-29.36	88.55
Groupe de produits	Bretagne						Reste de la France					
	Poids	Exportations/ventes vers le reste du monde					Poids	Exportations/ventes vers la Bretagne				
		S1	S2	S3	S4	S5		S1	S2	S3	S4	S5
Animaux vivants	6.6	-0.08	-0.04	-0.12	-0.10	-0.13	5.5	-0.32	-0.15	-0.50	-0.50	-0.51
Viande et produits carnés	30.5	0.32	-1.51	0.20	-2.85	-1.08	11.7	0.61	-3.23	0.34	-5.95	-2.26
Produits laitiers	31.5	0.10	0.23	0.19	-0.16	0.04	26.4	0.41	0.82	0.84	-1.14	0.11
Poisson et prod. de la mer	7.9	0.12	0.48	0.11	0.47	0.10	4.5	0.35	1.37	0.33	1.34	0.30
Céréales et prod. céréaliers	9.3	0.00	0.05	0.01	0.04	0.00	20.7	0.00	0.44	0.14	0.30	-0.07
Produits du travail du grain	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.7	0.01	0.00	0.04	-0.18	-0.13
Huile et graisses	0.8	0.00	0.01	0.00	0.01	0.00	5.2	0.00	0.28	0.05	0.32	0.00
Fruits et légumes	2.9	0.00	0.05	0.00	0.05	0.01	1.7	0.00	0.12	0.00	0.12	0.02
Préparations fruits et légumes	2.7	0.00	0.09	-0.01	0.08	0.00	3.8	0.00	0.64	-0.05	0.56	0.03
Café, épices, cacao, sucre	0.1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.0	-0.01	0.52	0.03	0.57	0.02
Tabac	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
Boissons non alcoolisées	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.6	0.00	0.05	0.00	0.06	0.00
Vins	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.7	0.00	0.02	0.04	0.06	0.00
Autres boissons alcoolisées	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.8	0.00	0.55	0.12	0.64	0.01
Autres préparations	7.3	-0.01	0.04	0.00	0.04	-0.03	10.3	-0.05	0.28	-0.02	0.32	-0.23
Autres produits	0.4	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.4	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01
Total	100	0.46	-0.59	0.38	-2.41	-1.08	100	1.01	1.72	1.36	-3.48	-2.70
Groupe de produits	Bretagne						Reste de la France					
	Poids	Exportations/ventes vers le reste du monde					Poids	Exportations/ventes vers la Bretagne				
		S1	S2	S3	S4	S5		S1	S2	S3	S4	S5
Animaux vivants	3.0	-0.37	-0.17	-0.52	-0.39	-0.52	1.2	-0.91	-0.40	-1.36	-1.21	-1.38
Viande et produits carnés	50.0	3.78	-23.47	1.69	-42.05	-15.91	4.7	2.32	-16.53	0.92	-29.11	-10.96
Produits laitiers	19.9	0.54	1.37	1.06	-0.54	0.34	10.2	1.91	4.20	3.82	-3.92	0.86
Poisson et prod. de la mer	4.7	0.61	2.38	0.56	2.33	0.52	2.6	2.21	8.61	2.06	8.47	1.87
Céréales et prod. céréaliers	4.0	0.00	0.18	0.05	0.15	-0.01	22.7	0.00	5.32	1.70	3.62	-0.85
Produits du travail du grain	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.0	0.06	-0.12	0.23	-1.27	-0.77
Huile et graisses	0.7	0.00	0.06	0.01	0.07	0.00	2.0	0.00	1.12	0.13	1.23	0.00
Fruits et légumes	3.4	0.00	0.43	-0.02	0.41	0.09	7.7	0.00	4.99	-0.29	4.77	0.94
Préparations fruits et légumes	2.7	0.00	0.69	-0.06	0.60	0.04	5.1	0.00	8.88	-0.72	7.87	0.38
Café, épices, cacao, sucre	0.4	0.00	0.10	0.01	0.11	0.01	7.7	-0.29	13.66	1.15	15.39	0.65
Tabac	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.0	-0.13	1.34	-0.06	1.45	0.47
Boissons non alcoolisées	0.1	0.00	0.02	0.00	0.02	0.00	2.1	0.00	2.10	0.16	2.25	0.04
Vins	0.0	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	7.8	0.00	2.91	4.37	7.36	-0.07
Autres boissons alcoolisées	0.0	0.00	0.02	0.00	0.03	0.00	14.3	0.00	49.49	9.39	55.93	0.67
Autres préparations	10.6	-0.10	0.57	-0.03	0.64	-0.35	6.8	-0.44	2.54	-0.13	2.86	-1.65
Autres produits	0.3	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	1.4	0.24	0.42	0.11	0.28	0.25
Total	100	4.48	-17.79	2.76	-38.61	-15.78	100	4.96	88.56	21.49	75.97	-9.55

Note : effets des cinq scénarios de politique commerciale du Royaume-Uni décrits dans le tableau 1. Dans le scénario S1, les exportations d'animaux vivants de Bretagne vers le Royaume-Uni auraient augmenté de 0.89 million d'euros.

N° 539 (2023)

- Au-delà du PIB : une évaluation de la croissance du bien-être monétaire dans 14 pays européens et aux États-Unis / *Beyond GDP: A Welfare-Based Estimate of Growth for 14 European Countries and the USA Over Past Decades* – Jean-Marc Germain
- Produits numériques gratuits et mesures agrégées de l'activité économique / *Free Digital Products and Aggregate Economic Measurement* – Diane Coyle & David Nguyen

TÉLÉTRAVAIL ET PRODUCTIVITÉ / TELEWORK AND PRODUCTIVITY

- Les liens entre télétravail et productivité pendant et après la pandémie de Covid-19 / *The Role of Telework for Productivity During and Post COVID-19* – Chiara Criscuolo, Peter Gal, Timo Leidecker, Francesco Losma & Giuseppe Nicoletti
- Télétravail et productivité avant, pendant et après la pandémie de Covid-19 / *Telework and Productivity Before, During and After the COVID-19 Crisis* – Antonin Bergeaud, Gilbert Cette & Simon Drapala
- Commentaire – Télétravail et productivité trois ans après les débuts de la pandémie / *Comment – Telework and Productivity Three Years After the Start of the Pandemic* – Pierre Pora

N° 538 (2023)

VIELLISSEMENT ET RETRAITE / AGEING AND RETIREMENT

- Vieillesse, retraites et dépendance – Introduction / *Ageing, Pensions and Dependency – Introduction* – Didier Blanchet
- Dynamique du processus de perte d'autonomie dans les populations vieillissantes / *Dynamic of the Disabling Process in Ageing Populations* – Mahdi Ben Jelloul, Antoine Bozio, Elsa Perdrix, Audrey Rain & Léa Toulemon
- Le recours aux établissements pour personnes âgées en France (2008-2015) : le rôle de l'entourage familial / *Institutional Long-Term Care Use in France (2008-2015): The Role of Family Resources* – Amélie Carrère, Emmanuelle Cambois & Roméo Fontaine
- Effets sur la consommation de soins d'un report de l'âge de départ à la retraite annoncé en fin de carrière / *The Health-Consumption Effects of Increasing Retirement Age Late in the Game* – Eve Caroli, Catherine Pollak & Muriel Roger
- Le droit à l'information sur la retraite introduit par la réforme de 2003 rend-il les Français mieux informés et moins inquiets quant à leur future retraite ? / *Does the Right to Information on their Pension Introduced by the 2003 Reform Make the French Better Informed and Less Concerned about their Future Pension?* – Luc Arrondel, Loïc Gautier, Aurélie Lemonnier & Laurent Soulat
- Les perspectives financières du système de retraite et du niveau de vie des retraités à l'horizon 2070 / *Financial Outlook for the Pension System and the Standard of Living of Pensioners by 2070* – Frédérique Nortier-Ribordy

N° 536-37 (2022)

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Travail domestique et parental au fil des confinements en France : comment ont évolué les inégalités socio-économiques et de sexe ? / *Housework and Parenting during the Lockdowns in France: How Have Socio-Economic and Gender Inequalities Changed?* – Ariane Pailhé, Anne Solaz, Lionel Wilner & l'équipe EpiCov
- Les couples pendant le confinement : « La vie en rose » ? / *Couples in Lockdown: "La vie en rose"?* – Hugues Champeaux & Francesca Marchetta
- *Commentaire* – La crise du Covid-19 a-t-elle contribué à modifier la division du travail selon le genre au sein des familles ? / *Comment – Did the COVID-19 Crisis Contribute to a Change in the Gender-Based Division of Work within Families?* – Hélène Couprie
- Migrations résidentielles et crise de la Covid-19 : vers un exode urbain en France ? / *Residential Migration and the COVID-19 Crisis: Towards an Urban Exodus in France?* – Marie-Laure Breuillé, Julie Le Gallo & Alexandra Verlhac
- Covid-19 et dynamique des marchés de l'immobilier résidentiel en France : une exploration / *COVID-19 and Dynamics of Residential Property Markets in France: An Exploration* – Sylvain Chareyron, Camille Régnier & Florent Sari
- Une analyse territoriale de l'impact de la crise sanitaire de 2020 sur la masse salariale du secteur privé : effets structurels et effets locaux / *Regional Analysis of the Impact of the 2020 Health Crisis on the Private-Sector Wage Bill: Structural and Local Effects* – Mallory Bedel-Mattmuller, Fadia El Kadiri & Lorraine Felder Zentz

ARTICLE

- Le déficit protéique français – Une analyse prospective / *Protein Deficit in France – A Prospective Analysis* – Alexandre Gohin & Alice Issanchou

N° 534-35 (2022) – VARIA

- Les anticipations d'inflation des ménages en France : leçons d'une nouvelle enquête et de la crise du Covid-19 / *Household Inflation Expectations in France: Lessons from a New Survey and the COVID-19 Crisis* – Erwan Gautier & Jérémie Montornès
- Crise sanitaire et situation financière des ménages en France – Une étude sur données bancaires mensuelles / *The Health Crisis and the Financial Situation of Households in France – A Study on Monthly Bank Data* – Odran Bonnet, Simon Boutin, Tristan Loisel & Tom Olivia
- Difficultés de recrutement et caractéristiques des entreprises : une analyse sur données d'entreprises françaises / *Recruitment Difficulties and Firms' Characteristics: An Analysis of French Company Data* – Antonin Bergeaud, Gilbert Cette & Joffrey Stary
- Les critères de sélection du candidat : un résumé du processus de recrutement / *Candidate Selection Criteria: A Summary of the Recruitment Process* – Bertrand Lhommeau & Véronique Rémy
- Le programme hexagonal de développement rural : quelle contribution à l'attractivité des territoires ? / *The National Rural Development Programme in France: How Does It Contribute to the Attractiveness of Regions?* – Marielle Berriet-Sollic, Abdoul Diallo, Cédric Gendre, Vincent Larnet, Denis Lépicier & Lionel Védrine
- Impact sur la pollution de l'air des restrictions d'activité liées à la Covid-19 : apports méthodologiques dans l'évaluation économique des effets de long terme sur la mortalité / *Impact of COVID-19 Activity Restrictions on Air Pollution: Methodological Considerations in the Economic Valuation of the Long-Term Effects on Mortality* – Olivier Chanel

N° 532-33 (2022)

DOSSIER THEMATIQUE / THEMATIC SECTION

- Un an de crise Covid : comment évaluer l'impact de la pandémie sur l'activité économique des entreprises françaises ? Construction de contrefactuels individuels et diagnostics de l'année 2020 / *One Year of COVID: What Impact Did the Pandemic Have on the Economic Activity of French Companies? Construction of Individual Counterfactuals and Diagnoses for 2020* – Benjamin Bureau, Anne Duquerroy, Julien Giorgi, Mathias Lé, Suzanne Scott & Frédéric Vinas
- Un examen au microscope de l'impact de la crise sanitaire et des mesures de soutien public sur la situation financière des entreprises / *A Granular Examination of the Impact of the Health Crisis and the Public Support Measures on French Companies' Financial Situation* – Benjamin Bureau, Anne Duquerroy, Julien Giorgi, Mathias Lé, Suzanne Scott & Frédéric Vinas
- Difficultés financières des entreprises pendant l'épidémie de Covid-19 et réponses des politiques publiques : une évaluation / *Liquidity Shortfalls during the COVID-19 Outbreak: Assessment and Policy Responses* – Lilas Demmou, Guido Franco, Sara Calligaris & Dennis Dlugosch
- Commentaire – Aider les entreprises en période crise : l'intérêt des microsimulations sur données d'entreprises / *Comment – Public Support to Companies in Times of Crisis: The Value of Microsimulations based on Company Data* – Xavier Ragot

ARTICLES

- Valeurs, volumes et partages volume-prix : sur quelques questions (re)soulevées par la crise sanitaire / *Values, Volumes, and Price-Volume Decompositions: On Some Issues Raised (Again) by the Health Crisis* – Didier Blanchet & Marc Fleurbaey
- La sous-traitance des travaux agricoles en France : une perspective statistique sur un phénomène émergent / *Agricultural Outsourcing in France: A Statistical Perspective on an Emerging Phenomenon* – Geneviève Nguyen, François Purseigle, Julien Brailly & Melvin Marre
- Apprentissages informels en entreprise et sécurisation des mobilités professionnelles / *Informal Learning at Work and the Securing of Professional Mobility* – Olivier Baguelin & Anne Fretel
- Une nouvelle nomenclature, la PCS Ménage / *A New Nomenclature for French Statistics: The Household PCS* – Thomas Amossé & Joanie Cayouette-Remblière

N° 530-31 (2022) – VARIA

- Droits connexes et aides sociales locales : un nouvel état des lieux / *Social Benefits, Related Entitlements and Local Social Support: A New Assessment* – Denis Anne & Yannick L'Horty
- Effets des réformes 2018 de la fiscalité du capital des ménages sur les inégalités de niveau de vie en France : une évaluation par microsimulation / *Impacts of the 2018 Household Capital Tax Reforms on Inequalities in France: A Microsimulation Evaluation* – Félix Paquier & Michaël Sicsic
- Quel déflateur pour les services de télécommunications ? Une question de pondération / *Telecoms Deflators: A Story of Volume and Revenue Weights* – Mo Abdirahman, Diane Coyle, Richard Heys & Will Stewart
- Filières du baccalauréat et emploi à la fin des études : contribution des parcours scolaires et analyse des écarts entre femmes et hommes / *Baccalaureate Tracks and Employment at the End of Education: Contribution of the Educational Pathway and Analysis of Gender Gaps* – Estelle Herbaut, Carlo Barone & Louis-André Vallet
- Formes d'organisation du travail et mobilité quotidienne des actifs franciliens / *Forms of Work Organisation and Daily Mobility of Workers in Île-de-France* – Laurent Proulhac

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Objectifs généraux de la revue

Economie et Statistique / Economics and Statistics publie des articles traitant de tous les phénomènes économiques et sociaux, au niveau micro ou macro, s'appuyant sur les données de la statistique publique ou d'autres sources. Une attention particulière est portée à la qualité de la démarche statistique et à la rigueur des concepts mobilisés dans l'analyse. Pour répondre aux objectifs de la revue, les principaux messages des articles et leurs limites éventuelles doivent être formulés dans des termes accessibles à un public qui n'est pas nécessairement spécialiste du sujet de l'article.

Soumissions

Les manuscrits doivent être adressés au secrétariat de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), de préférence en format MS-Word. Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Les articles peuvent être soumis en français ou en anglais. Le texte d'un article standard fait environ 11 000 mots en français (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris d'éventuelles annexes en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots (11 500 mots pour les soumissions en anglais) ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; les prénom, nom, affiliations (maximum deux) et adresses e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (140 mots pour les soumissions en anglais) qui doit présenter très brièvement la problématique, indiquer la source et donner les principaux axes et conclusions de la recherche ; les codes JEL et quelques mots-clés ; d'éventuels remerciements.
- Un fichier anonymisé du manuscrit complet (texte, illustrations, bibliographie, éventuelles annexes) indiquant en première page uniquement le titre, le résumé, les codes JEL et les mots-clés.

Les propositions retenues sont évaluées par deux à trois rapporteurs (procédure en « double-aveugle »). Les articles acceptés pour publication devront être mis en forme suivant les consignes aux auteurs (accessibles sur <https://www.insee.fr/fr/information/2410168>). Ils pourront faire l'objet d'un travail éditorial visant à améliorer leur lisibilité et leur présentation formelle.

Publication

Les articles sont publiés en français dans l'édition papier et simultanément en français et en anglais dans l'édition électronique. Celle-ci est disponible, en accès libre, sur le site de l'Insee, le jour même de la publication ; cette mise en ligne immédiate et gratuite donne aux articles une grande visibilité. La revue est par ailleurs accessible sur le portail francophone Persée, et référencée sur le site international Repec et dans la base EconLit.

Main objectives of the journal

Economie et Statistique / Economics and Statistics publishes articles covering any micro- or macro- economic or sociological topic, either using data from public statistics or other sources. Particular attention is paid to rigor in the statistical approach and clarity in the concepts and analyses. In order to meet the journal aims, the main conclusions of the articles, as well as possible limitations, should be written to be accessible to an audience not necessarily specialist of the topic.

Submissions

Manuscripts should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), preferably in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. It can be submitted either in French or in English. The standard length of an article is of about 10,000 words (including boxes if any, tables, figures, appendices, bibliography, but not counting online appendices if any). Manuscripts of more than 11,500 words will not be considered. Submissions must include two separate files:

- A one-page file providing: the title of the article; the first name, name, affiliation-s (at most two), e-mail et postal addresses of each author; an abstract of maximum 140 words, briefly presenting the research question, data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements if any.
- An anonymised manuscript (including the main text, illustrations, bibliography and appendices if any), mentioning only the title, abstract, JEL codes and keywords on the front page.

Proposals that meet the journal objectives are reviewed by two to three referees ("double-blind" review). The articles accepted for publication will have to be presented according to the guidelines for authors (available at <https://www.insee.fr/en/information/2591257>). They may be subject to editorial work aimed at improving their readability and formal presentation.

Publication

The articles are published in French in the printed edition, and simultaneously in French and in English in the online edition. The online issue is available, in open access, on the Insee website the day of its publication; this immediate and free online availability gives the articles a high visibility. The journal is also available online on the French portal Persée, and indexed in Repec and EconLit.

N° 540 - 2023

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

ISBN 978-2-11-162405-4 - ISSN 0336-1454 - ECO 540
Parution novembre 2023 - PRIX : 22 €

