

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Mélanges

Varia

Economie Statistique ^{ET}

Economics AND Statistics

OÙ SE PROCURER

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Les numéros sont 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 via la rubrique « Acheter nos publications ». La revue est également en vente dans 200 librairies à Paris et en province.

WHERE TO GET

Economie et Statistique / Economics and Statistics

All the issues and articles are available in open access on the Insee website www.insee.fr. Publication alerts can be subscribed on-line.

The printed version of the journal (in French) can be purchased on the Insee website www.insee.fr and in 200 bookshops in Paris and province.

Directeur de la publication / Director of Publication:

Jean-Luc TAVERNIER

Rédaction en chef / Editor in Chief:

Sophie PONTHEUX (interim)

Rédacteur associé / Associate Editor: Clément CARBONNIER

Assistant éditorial / Editorial Assistant: Étienne de LATUDE

Traductions / Translations: UBIQUS

Tour PB5, 1 avenue du Général-de-Gaulle, 92074 Paris La Défense Cedex

Maquette PAO et impression / CAP and printing: JOUVE

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

Conseil scientifique / Scientific Committee

Jacques LE CACHEUX, président (Université de Pau et des pays de l'Adour)

Jérôme BOURDIEU (École d'économie de Paris)

Pierre CAHUC (Sciences Po)

Gilbert CETTE (Banque de France et École d'économie d'Aix-Marseille)

Yannick L'HORTY (Université de Paris-Est - Marne la Vallée)

Daniel OESCH (Life Course and Inequality Research (LINES) et Institut des sciences sociales - Université de Lausanne)

Katheline SCHUBERT (École d'économie de Paris, Université Paris I)

Claudia SENIK (Université Paris-Sorbonne et École d'économie de Paris)

Louis-André VALLET (Observatoire sociologique du changement-Sciences Po/CNRS)

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-Cologne et Département de Sociologie-Université de Genève)

Antoine BOZIO (Institut des politiques publiques/École d'économie de Paris)

Clément CARBONNIER (Théma/Université de Cergy-Pontoise et LIEPP-Sciences Po)

Erwan GAUTIER (Banque de France et Université de Nantes)

Pauline GIVORD (Oce et Crest)

Florence JUSOT (Université Paris-Dauphine, Leda-Legos et Irdes)

François LEGENDRE (Erudite/Université Paris-Est)

Claire LELARGE (Université de Paris-Sud, Paris-Saclay et Crest)

Claire LOUPIAS (Direction générale du Trésor)

Sophie PONTHEUX (Insee)

Ariell RESHEF (École d'économie de Paris, Centre d'économie de la Sorbonne et CEPII)

Thepthida SOPRASEUTH (Théma/Université de Cergy-Pontoise)

Economie
Statistique **ET**

Economics
AND Statistics

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.

Economie et Statistique / Economics and Statistics

Numéro 503-504 – 2018

MÉLANGES

INCITATIONS À L'EMPLOI

5 Introduction – Incitations socio-fiscales et retour en emploi : un point d'étape

Olivier Bargain

13 Les incitations monétaires au travail en France entre 1998 et 2014

En France, les incitations monétaires au travail ont augmenté depuis 20 ans dans le bas de la distribution des revenus du fait des réformes des années 2000, mais restent très hétérogènes à niveau de vie donné. Elles sont plus faibles pour les personnes seules que pour les couples, et pour les femmes mariées dans le haut de la distribution.

Michaël Sicsic

37 Allocations logement et incitations financières au travail : simulations pour la France

L'impact des allocations logement sur les incitations monétaires à l'emploi en France est analysé à partir du taux d'impôt marginal effectif et du taux de prélèvement sur la participation à l'emploi. La condition de ressources en matière d'allocation logement a un effet désincitatif important, tant en termes de marge intensive que de marge extensive.

Antoine Ferey

61 L'extinction des droits à l'indemnisation chômage : quelle incidence sur la satisfaction pour les emplois retrouvés ?

Retrouver un emploi juste avant ou juste après la fin de droits à l'indemnisation chômage ne débouche pas sur la même satisfaction de l'emploi retrouvé : celle-ci est moindre pour les emplois retrouvés après la fin de droits que pour ceux retrouvés juste avant.

Damien Euzénat

NOUVEAUX IMPACTS DE LA GLOBALISATION

*Sélection de contributions présentées au 66^e Congrès
de l'Association française de science économique (AFSE)*

79 Introduction – Nouveaux effets de la mondialisation

Flora Bellone

87 L'évolution de l'emploi dans les secteurs exposés et non exposés : le cas de la France

L'emploi exposé à la concurrence internationale est minoritaire et en recul : il est passé en France de 27.5 % à 23.6 % de l'emploi total entre 1999 et 2015. Les emplois de services exposés représentent désormais près d'un emploi exposé sur deux. L'emploi exposé exerce localement un effet multiplicateur sur l'emploi abrité.

Philippe Frocrain et Pierre-Noël Giraud

109 Incidence de la législation protectrice de l'emploi sur la composition du capital et des qualifications

Un renforcement de la législation protectrice de l'emploi aboutit à une substitution capital-travail en faveur du capital à faible contenu technologique et au détriment de l'emploi, en particulier l'emploi non qualifié. Cet effet est atténué dans les secteurs très exposés à la concurrence internationale.

Gilbert Cette, Jimmy Lopez et Jacques Mairesse

125 Transferts de fonds des migrants et croissance économique : le rôle du développement financier et de la qualité institutionnelle

Les transferts de fonds des migrants vers leur pays d'origine sont devenus une source importante de financement extérieur pour les pays en développement, mais il n'y a pas de consensus clair sur leur impact sur la croissance économique. Des facteurs contextuels, tels que le degré de développement financier et la qualité institutionnelle, pourraient jouer un rôle.

Imad El Hamma

145 Les facteurs de l'endettement du secteur privé non financier dans les pays émergents

La dynamique de l'endettement du secteur privé non-financier est due à des facteurs nationaux et globaux. Il est essentiel d'évaluer leur contribution afin d'apporter les réponses appropriées aux risques posés par un endettement élevé pour le secteur financier et l'économie dans son ensemble.

Ramona Jimborean

Introduction – Incitations socio-fiscales et retour en emploi : un point d'étape

Introduction – Socio-Fiscal Incentives to Work: Taking Stock and New Research

Olivier Bargain*

Résumé – La fiscalité des revenus et les aides sous conditions de ressources ont considérablement évolué en France depuis une quinzaine d'années, avec des implications potentiellement fortes sur les incitations au travail et les inégalités. Dans la moitié supérieure de la distribution, la hausse de la CSG – en termes absolus et relatifs par rapport à l'impôt progressif sur le revenu – oriente de plus en plus notre système vers un profil « *flat tax* ». Dans le bas, on assiste à un déplacement des taux marginaux effectifs de prélèvement élevés – la distribution des taux passe d'une forme en U à une forme en tilde – du fait de la montée en puissance des aides en emploi (PPE, RSA activité puis Prime d'Activité). La réforme à venir des allocations chômage va également modifier les incitations à la reprise d'activité. Cette introduction présente trois articles originaux qui caractérisent ces changements et leurs implications, et tente de situer leurs contributions à la lumière des débats politiques actuels et de l'évolution de nos connaissances empiriques sur la question des incitations au travail.

Abstract – *Income taxation and means-tested transfers have considerably changed in France over the past fifteen years, with potentially strong implications for work incentives and inequality. In the upper half of the distribution, the rise of the CSG – in absolute terms and relatively to the progressive income tax – is increasingly leading our system towards a flat tax profile. At the bottom, high effective marginal tax rates have shifted – their distribution has changed from a U-shape to a tilde-shape – due to the expansion of in-work transfers (PPE, RSA activité, then Prime d'Activité). The upcoming reform of unemployment benefits will also change the incentives to return to work. This introduction presents three original articles that characterize these changes and their implications, and attempts to assess their contributions in the light of current policy debates and the evolution of our empirical knowledge on the issue of work incentives.*

Codes JEL / JEL Classification : D31, H20, H21, H22, H23, H31, I38, J64, J65

Mots-clés : incitations au travail, système socio-fiscal, assurance chômage

Keywords: *work incentives, tax-benefit system, unemployment insurance*

Rappel :

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.

* Université de Bordeaux, CAE et IUF (olivier.bargain@u-bordeaux.fr)

Reçu le 21 novembre 2018

Pour citer cet article : Bargain, O. (2018). Introduction – Socio-Fiscal Incentives to Work: Taking Stock and New Research. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 503-504, 5-12. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.503d.1954>

La fiscalité du travail – et son impact sur les incitations au travail – a considérablement évolué en France depuis une quinzaine d’année. Ce mini-dossier propose trois contributions intéressantes qui apportent chacune un éclairage neuf sur cette question. C’est également l’occasion de replacer ces travaux dans une problématique d’ensemble, en soulignant les grands enjeux politiques et l’état des lieux scientifique.

Le premier article de **Michaël Sicsic** propose une analyse des incitations concernant la durée du travail (marge intensive) et le choix de travailler ou non (marge extensive). La marge intensive dépend des taux marginaux effectifs de prélèvements (TMPE) tandis que la marge extensive dépend des taux non-marginaux (taux effectifs de prélèvement du retour à l’emploi, TEPE). De façon originale, cette analyse établit un bilan de l’évolution de long-terme des incitations financières au travail en France. Elle s’appuie sur le modèle de microsimulation INES (modèle de l’Insee et de la DREES), qui reproduit le système socio-fiscal entre 1998 et 2014, et les données ERFS (l’appariement de l’enquête *Emploi* et des fichiers fiscaux de la direction générale des Finances publiques). Cette étude revisite ainsi le calcul des incitations financières y compris sur des périodes plus anciennes pour lesquelles nous n’avons pas accès aux données administratives sur les revenus.

Les résultats portent tout d’abord sur une photographie étonnante du système socio-fiscal récent (figure III). On voit que la part prépondérante des cotisations sociales et de la CSG-CRDS fait que sur une large portion de la distribution des revenus bruts (entre le 45^e et 75^e percentile), notre système devient un quasi *flat tax* d’environ 32 %. La progressivité de l’impôt sur le revenu ne conduit qu’à une surtaxe modeste pour le quart supérieur : les TMEP ne dépassent 40 % que pour les 5 % supérieurs. Il est par contre plus habituel d’observer des taux marginaux élevés dans le bas de la distribution : les TMEP sont supérieurs à 40 % entre 0.3 et 1.2 fois le Smic. Non seulement ces bas revenus paient le même niveau de cotisation et de CSG-CRDS (environ 20 % en moyenne) que les plus riches – et pour certains un peu d’impôt sur le revenu – mais surtout, ils subissent la dégressivité des aides sous condition de ressources, notamment le RSA et les AL.

Ces résultats rappellent l’urgence de rendre notre système fiscal plus progressif. Une piste intéressante est de rendre la CSG progressive (ou de la fondre dans le barème de l’impôt sur le revenu, cf. Landais *et al.*, 2011, Bargain, 2015), même si, nous le verrons, cela joue assez peu pour les plus modestes.

Le travail de Michaël Sicsic est riche d’enseignement sur l’évolution très marquée dans le bas de la distribution. Le gain à une reprise d’emploi augmente – donc les TEPE diminuent – dans le quart inférieur de la distribution grâce à la mise en place des aides en emploi (mesure d’intéressement, PPE puis RSA activité en 2009). En revanche, les TMEP moyens augmentent fortement dans la tranche 0.3-1.2 Smic du fait de la dégressivité de ces aides qui s’opère à des niveaux de revenus plus élevés qu’avant (la dégressivité du RMI, en 1998, ne concernait que les très faibles revenus du travail). La courbe des TMEP passe donc d’un U à un tilde, plus similaire à ce qu’on trouve au Royaume-Uni (Bourguignon, 1998, p. 42) ou dans d’autres pays associant minima sociaux et aides en emploi¹.

1. De futures recherches pourront étudier la fonction de bien-être implicite (Bourguignon & Spadaro, 2010) qui découle de la situation en 2014 ou même de la configuration actuelle avec la Prime d’Activité remplaçant la PPE et le RSA activité. Il est probable que le poids social anormalement bas sur les travailleurs pauvres, tel qu’obtenu pour la France et d’autres pays caractérisés par des minima sociaux généreux au début des années 2000 (Bargain *et al.*, 2013), soit maintenant rehaussé avec la montée en puissance des aides en emploi.

À la fin des années 1990, la motivation pour mettre en place ces aides était de lutter contre de potentielles trappes à inactivité. La réalité de ces trappes n'a jamais été complètement démontrée, et certains travaux indiquent au contraire leur relative faiblesse (Bargain & Vicard, 2014). La genèse de la PPE et du RSA est liée à une certaine influence internationale, voire anglo-saxonne, avec l'idée du « *make work pay* » (Banks *et al.*, 2005), et probablement d'une révision des préférences sociales en faveur des transferts vers les pauvres « méritants » (ceux en activité) par rapport aux pauvres « oisifs » (cf. Immervoll *et al.*, 2007, Bargain *et al.*, 2013). À ces facteurs, il faut ajouter la prise de conscience des décideurs publics concernant de probables réactions comportementales – et la consolidation des résultats empiriques montrant que les élasticités d'offre de travail sont souvent plus élevées à la marge extensive et chez les peu qualifiés (voir la récente revue de littérature de Lundberg & Norell, 2018).

Il conviendra cependant d'évaluer dans de futurs travaux le risque de désincitation à la marge intensive dans la configuration nouvelle : des TMEP moyens plus élevés au niveau du Smic pourront contribuer à maintenir les individus peu diplômés dans des emplois faiblement rémunérateurs. Une contribution intéressante de l'article est d'ailleurs de montrer la forte hétérogénéité de situations, notamment la forte variation de TMEP en dessous de 1.3 Smic (figure II). La mise en place des aides en emploi (en particulier celle du RSA activité) semble avoir eu un effet bénéfique dans ce sens, en réduisant la fréquence des TMEP très élevés (tableau 3).

L'analyse de Michaël Sicsic est très riche car elle décompose les TMEP également selon le statut marital et le genre. Un mot de prudence cependant : les TMEP ne sont pas très différents pour les hommes et les femmes mais ces calculs ne font aucune hypothèse sur la nature du premier ou second apporteur de revenu en cas de hausse d'activité (et cette question se pose avec encore plus d'acuité pour les TEPE). Il ne faut donc pas lire cette relative symétrie comme la fin d'un déséquilibre de genre en termes d'incitation au travail. Rappelons que l'argument économique principal en faveur de l'individualisation du système redistributif est bien celui d'une désincitation plus forte envers le second apporteur de revenu (Landais *et al.*, 2011), qu'il soit d'ailleurs femme ou homme.

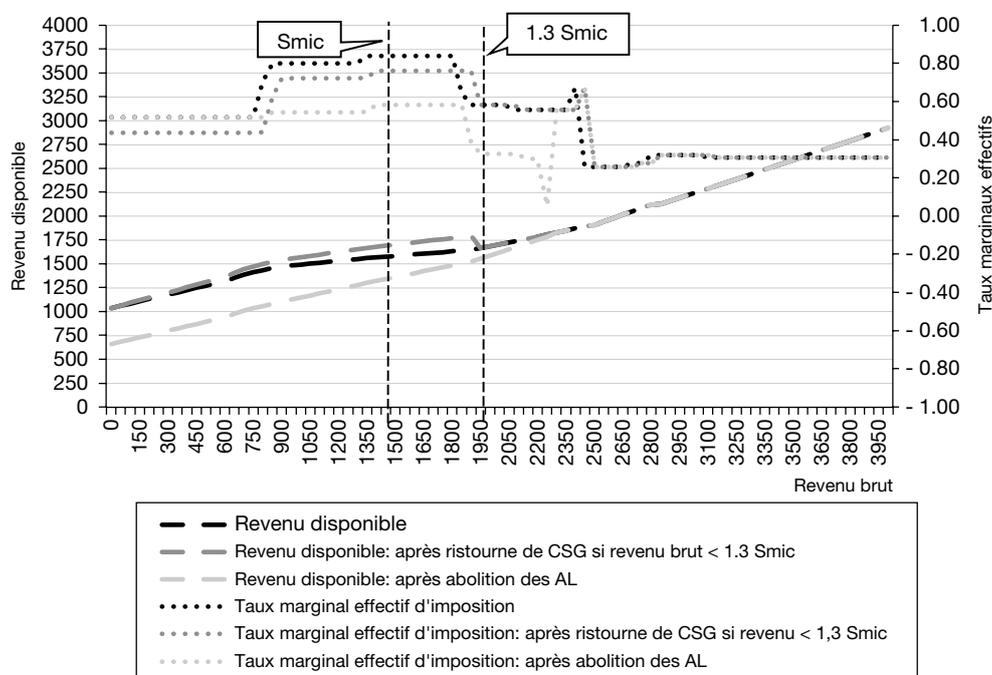
L'article d'**Antoine Ferey** porte également sur la question des incitations – à la marge intensive et extensive – et s'intéresse plus spécifiquement au rôle des aides au logement (AL). Il utilise lui aussi les ERFS mais un modèle de microsimulation différent, celui de l'IPP(TAXIPP), et se concentre sur l'année 2011 et les célibataires sans enfant. L'auteur confirme la forme en tilde de la courbe des TMEP moyens et un possible gain d'optimalité social par rapport à une courbe en U (qui n'est optimale que lorsqu'on ignore les réponses comportementales à la marge extensive, i.e. dans le modèle de Mirrlees). Il rappelle cependant que l'optimalité des formes en tilde avec des modèles de type Saez (2002) n'est pas une conclusion définitive : ces modèles ignorent l'hétérogénéité individuelle et la présence de TMEP très élevés pour certains.

Un aspect intéressant est justement le lien établi par l'auteur entre une caractérisation des TMEP en cas-type (i.e. en faisant varier le revenu brut pour une configuration familiale donnée, ici les personnes seules, comme représenté en figure II) et celle, plus originale, à partir des données (et donc de l'hétérogénéité des TMEP du fait des situations individuelles, pour chaque niveau de revenu brut, comme représenté en figure III). Avec cette comparaison, on voit bien que les cas-type capturent

la borne haute de la distribution réelle des TMEP², alors que les TMEP moyens varient entre 46 % (sommet du tilde) et 30 % (plus haut dans la distribution des revenus). L'auteur propose aussi une décomposition des TMEP (et de leur dispersion) selon la contribution des différents instruments socio-fiscaux. Il montre que le sommet du tilde est tiré par la dégressivité des AL, qui contribuent très fortement à l'hétérogénéité des TMEP (selon que les individus sont éligibles ou non aux AL). Pour la borne haute des TMEP, d'environ 80 %, le taux de sortie des AL (respectivement des autres aides sous condition de ressources) contribue à hauteur de 27 (respectivement 30) points de pourcentage.

Cette très forte contribution des AL aux TMEP élevés est validée par des simulations similaires obtenues avec d'autres outils, notamment avec le modèle INES pour l'année 2011 (Bargain, 2015, graphiques 13 et 14). Qualitativement, les résultats d'Antoine Ferey s'étendent à d'autres configurations familiales que les individus seuls de 25-55 ans. La figure ci-dessous représente par exemple les courbes de budget et niveaux de TMEP pour des parents isolés avec un enfant : du fait de l'échelle d'équivalence des aides sociales, les TMEP élevés vont plus loin (jusqu'à 1.3 Smic environ, contre 1 Smic pour les personnes seules). La contrainte de budget devient presque linéaire en cas d'abolition des AL : le système ainsi raboté est proche d'un impôt négatif « *basic income-flat tax* » ! On voit que les TMEP diminuent d'environ 26 points dans ce cas, un résultat conforme à ce que trouve Antoine Ferey pour les célibataires sans enfant. La figure ci-dessous montre aussi que l'impact des AL est beaucoup plus important qu'une réforme alternative qui consisterait à rendre la CSG progressive avec une ristourne complète de CSG pour les revenus inférieurs à 1.3 Smic.

Figure
Contrainte de budget et TMEP pour un ménage monoparental avec un enfant



Champ : ménages monoparentaux, France métropolitaine.
 Source : calculs de l'auteur basés sur le modèle Ines 2011 (Insee-DREES).

2. Le premier article montre également en figure 11a que les TMEP autour de 70-80 %, pour des ménages autour du Smic, correspondent au décile supérieur des TMEP à ces niveaux de revenus.

Notons que la forte dégressivité des AL n'est que le pendant de leur contribution au revenu disponible des ménages modestes. Établir la possible sous-optimalité fiscale liées aux TMEP élevés n'est qu'un type de caractérisation du système socio-fiscal : des objectifs non-Rawlsiens comme la baisse de la pauvreté ne peuvent que reconnaître le rôle majeur des AL.

Sur ce point, un aspect ambigu demeure : la question de l'incidence. Le modèle TAXIPP utilisé par Antoine Ferey – tout comme les simulations proposées dans l'article de Michaël Sicsic – intègre différents scénarios concernant l'incidence des cotisations sociales et apporte ainsi un degré de réalisme supplémentaire. Le problème spécifique qui se pose ici concerne l'incidence des AL. L'auteur rappelle qu'une large part des hausses d'AL est captée par les propriétaires (Fack, 2006). Il reste cependant à déterminer dans quelle mesure cet effet joue à la marge ou sur l'intégralité des AL versées, i.e. dans quelle mesure l'incidence limite effectivement leur effet redistributif. De futurs travaux de microsimulation pourraient peut-être définir un concept de revenu disponible net d'un coût moyen (local) de location. En termes de recommandation politique, le problème d'incidence des AL a conduit plusieurs commentateurs à proposer un versement des AL directement aux locataires modestes sous forme d'un supplément de RSA ou de Prime d'Activité (Bozio *et al.*, 2015 ; Bargain *et al.*, 2017) : une telle mesure réduirait (sans forcément le résoudre complètement) le biais d'incidence. Elle simplifierait également le système d'aides sociales et affirmerait le rôle des AL comme instrument de lutte contre la pauvreté.

Les deux premiers articles caractérisent aussi les taux effectif d'imposition du retour à l'emploi (TEPE, ou *effective participation tax rates* dans la terminologie anglaise habituelle). Ils simulent pour cela le revenu disponible de ceux en emploi en cas de retrait du marché du travail. La distribution des TEPE est donc spécifique aux individus en emploi dans l'échantillon sélectionné. Une analyse plus complète pourrait ajouter les TEPE des individus inactifs en calculant leur revenu disponible en emploi après prédiction du revenu brut obtenu en cas d'activité (par exemple avec un modèle d'Heckman simple appliqué aux revenus plutôt qu'aux salaires horaires). En revanche, l'article d'Antoine Ferey propose une analyse de sensibilité intéressante sur le type de revenu obtenu en cas de non-emploi. Alors que les modèles d'offre de travail considèrent généralement les incitations dans le long-terme (inactivité avec RSA), une approche de court-terme plus réaliste nécessite la simulation des allocations chômage qu'obtiendrait la personne en cas de retrait involontaire du marché du travail – l'article propose une imputation simple (60 % du dernier revenu). Il montre alors que les AL génèrent des TEPE moins élevés pour les chômeurs indemnisés – et sont donc moins désincitatives à la reprise d'emploi – puisque les allocations chômage entrent dans la condition de ressources des AL.

Enfin, l'article de **Damien Euzéat** étudie l'attractivité d'une reprise d'emploi de façon un peu différente : il s'intéresse à des mesures de satisfaction concernant l'emploi obtenu selon qu'il est retrouvé avant ou après la fin des droits à l'indemnisation chômage. L'auteur utilise pour cela une enquête déclarative menée en 2013 par Pôle emploi et adossée au Fichier National des Allocataires. Tout comme des aides sociales généreuses, des allocations chômage élevées sont suspectées d'allonger la durée du chômage – un indice informel est l'accélération de sortie du chômage aux alentours de la période d'épuisement des droits. Il peut s'agir aussi d'une forme de résignation à accepter des emplois par défaut avant que ne cessent les revenus de remplacement. La littérature n'a jamais tranché cette question et l'étude propose une

approche innovante pour suggérer certains éléments de réponse. Elle complète les indicateurs objectifs (rémunération et stabilité de l'emploi occupé), généralement utilisés dans les études sur l'assurance chômage, par des mesures subjectives (intérêt pour l'emploi, sentiment de déclassement, jugement sur les conditions de travail, etc.). La littérature sur le bien-être subjectif avait jusqu'alors regardé un autre aspect, à savoir le lien entre la chute de satisfaction pendant un épisode de chômage et la vitesse de retour en emploi (Clark, 2003 ; Gielen & van Ours, 2012). Étudier le lien entre satisfaction en emploi selon le timing du retour est donc original, et l'application sur données française bienvenue dans le débat national, alors que la réforme de l'assurance chômage est imminente.

L'analyse économétrique montre que l'emploi retrouvé après ou à l'approche de la fin de droits est moins bien rémunéré, de plus courte durée (CDD plutôt que CDI) et moins bien noté que l'emploi retrouvé suffisamment tôt avant la fin de droits. Pour la note de satisfaction en emploi, la différence est significative pour un retour en emploi après la fin de droit ou jusqu'à 3 mois avant. L'auteur obtient un effet négatif qui va de 10 % (2-3 mois avant la fin de droits) à 18 % (après la fin de droits) par rapport à la moyenne de satisfaction. Cet effet contrôle pour l'évolution du salaire et du type de contrat de travail : le jugement négatif sur les emplois retrouvés autour de la fin de droits porte donc également sur des aspects non-matérielles (conditions de travail et inadéquation du poste en termes d'expérience et de qualification). Une difficulté en termes normatifs est la question de ce qui importe le plus, pour l'individu et la société. Au-delà des problèmes d'appariement et de dépréciation du capital humain, le faisceau de critères objectifs et subjectifs pourrait éventuellement – dans de futurs travaux – être synthétisé en équivalents monétaires qui respectent les préférences individuelles sur la façon de pondérer les différentes dimensions (cf. Schokkaert *et al.*, 2009).

Plusieurs mécanismes peuvent expliquer les résultats de cette étude, selon la croyance que l'on a dans divers déterminants principaux du chômage français : facteurs classiques (salaire de réserve et effort) ou facteurs keynésiens/frictionnels (demande de travail et fluidité du marché du travail). Un discours extrême serait : les moins motivés (ou les plus démotivés) traînent à reprendre un emploi et en même temps ne se donnent pas les moyens de trouver un job adapté. Celui opposé : les moins employables peinent à trouver un emploi adapté et se résignent sous la pression financière à accepter un autre type de poste. L'auteur propose une analyse très fine qui suggère que la reprise d'emploi à l'épuisement des droits est essentiellement motivée par des besoins financiers. La comparaison juste avant et juste après la fin de droits permet de contrôler pour l'effet de conjoncture (demande de travail). L'interaction entre date de reprise et réduction des dépenses de consommation subie pendant l'épisode de chômage montre que ceux indemnisés mais dont la consommation a fortement baissé pendant le chômage sont finalement très similaires à ceux ayant épuisé leurs droits.

Comme le reconnaît l'auteur, les recommandations de politiques publiques ne sont pas évidentes. Il n'est pas possible de déduire de ces résultats qu'une augmentation de la durée maximale d'indemnisation – ou une hausse de l'indemnisation – conduirait à une hausse de la satisfaction pour les emplois retrouvés. Mais il semble néanmoins qu'une assurance chômage plus progressive – au regard des revenus ou compétences ou même du taux de chômage espéré par catégorie d'individu (en fonction du diplôme, de l'âge, etc.) – permettrait d'améliorer l'efficacité du système (en réduisant le poids budgétaire) tout en ciblant des taux de remplacement plus

élevés chez ceux ayant moins de possibilité de retour vers un emploi satisfaisant. Pour aller au bout de ce raisonnement, il conviendrait d'ajouter une touche normative à l'analyse de Damien Euzénat en prenant en compte l'hétérogénéité en termes de niveau de vie : dans quelle mesure le sentiment d'inadéquation et de déqualification obtenu dans ses résultats touche-t-il plus fortement les plus bas salaires, les moins qualifiés, etc. ?

La comparaison entre les deux premiers articles et le dernier interpelle sur un dernier point : la dichotomie qui existe dans la littérature entre, d'une part, l'analyse fine des contraintes budgétaires impactées par les instruments socio-fiscaux (avec une vision de long-terme, i.e. hors assurance chômage, de l'inactivité), et d'autre part, une analyse de la durée du chômage (modèles d'appariement, où l'horizon temporel est la durée maximale de l'indemnisation). La première littérature s'intéresse aux minima sociaux et la seconde aux paramètres de l'assurance chômage. Mais comment ignorer que le RSA prend le relais de l'allocation chômage, et que la Prime d'Activité augmente le gain à la reprise d'un emploi également par rapport à un chômage indemnisé ? Cette dualité de la littérature économique illustre bien l'extrême spécialisation de notre profession – et l'aspect incrémental de la recherche, dénoncé récemment par Heckman et Moktan (2018). Sur le sujet qui nous occupe, la littérature récente sur les choix dynamiques commence à intégrer ces différents aspects, mais elle est rarement opérationnelle pour les analystes de la décision publique. L'article d'Antoine Ferey établit un pont dans cette direction, dans la mesure où il considère les incitations au travail non seulement à partir d'une situation d'inactivité au RSA mais également d'une situation de chômage. Ces changements d'horizon temporel sont intéressants et devraient plus systématiquement composer la gamme d'indicateurs à notre disposition pour évaluer les incitations socio-fiscales à la reprise d'emploi.

BIBLIOGRAPHIE

Banks, J., Disney, R., Duncan, A., & Van Reenen, J. (2005). The Internationalisation of Public Welfare Policy. *The Economic Journal*, 115(502), C62–C81.
<https://doi.org/10.1111/j.0013-0133.2005.00980.x>

Bargain, O. (2015). Les enjeux budgétaires et économiques de la réforme de l'imposition des revenus des ménages. Conseil des Prélèvements Obligatoires, *Rapport Particulier*.
<https://www.ccomptes.fr/sites/default/files/EzPublish/20150204-rapport-particulier-Bargain.pdf>

Bargain, O., Dolls, M., Peichl, A. Neumann, D. & Siegloch, S. (2013). Tax-Benefit Revealed Social Preferences in Europe and the US. *Annales of Economics and Statistics*, 113-114, 257–289.
<https://doi.org/10.15609/annaeconstat2009.113-114.257>

Bargain, O. & Vicard, A. (2014). Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans. *Économie et Statistique*, 467-468, 61–89.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1521320>

Bargain, O., Carcillo, S., Lehmann, E. & L'Horty, Y. (2017). Mieux lutter contre la pauvreté par des aides monétaires. *Note du Conseil d'analyse économique* N° 41.
<http://www.cae-eco.fr/Mieux-lutter-contre-la-pauvrete-par-des-aides-monetaires>

Bozio, A., Fack, G. & Grenet, J. (Eds.) (2015a). Les allocations logement, comment les réformer ? *Opuscule CEPREMAP/IPP* N° 38.

Clark, A. E. (2003). Unemployment as Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data. *Journal of Labor Economics*, 21(2), 323–351
<https://doi.org/10.1086/345560>

Fack, G. (2006). Are housing benefit an effective way to redistribute income? Evidence from a natural experiment in France. *Labour Economics*, 13(6), 747–771.
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2006.01.001>

Gielen, A.C & van Ours, J. C. (2012). Unhappiness and Job Finding. *IZA DP* N° 6320.
<https://www.iza.org/de/publications/dp/6320/unhappiness-and-job-finding>

Immervoll, H., Kleven, H. J., Kreiner, C. T. & Saez, E. (2007). Welfare reform in European countries: A microsimulation analysis. *Economic Journal*, 117(516), 1–44.
<https://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02000.x>

Heckman, J. J. & Moktan, S. (2018). Publishing and Promotion in Economics: The Tyranny of the Top Five. *IZA DP* N° 11868.
<https://www.iza.org/publications/dp/11868/publishing-and-promotion-in-economics-the-tyranny-of-the-top-five>

Landais, C., Piketty, T. & Saez, E. (2011). *Pour une révolution fiscale*. Paris : Le Seuil.

Lundberg, J. & Norell, J. (2018). Taxes, benefits and labour force participation: A survey of the quasi-experimental literature. Ratio Institute, *Working paper* N° 313.
<http://ratio.se/publikationer/working-paper-no-313-taxes-benefits-and-labour-force-participation-a-survey-of-the-quasi-experimental-literature/>

Les incitations monétaires au travail en France entre 1998 et 2014

Financial Incentives to Work in France between 1998 and 2014

Michaël Sicsic*

Résumé – Cette étude s'intéresse aux incitations à travailler en France, mesurées par les taux marginaux effectifs de prélèvements (sur la marge intensive) et les taux effectifs de prélèvements de retour à l'emploi (sur la marge extensive). Ils indiquent la proportion d'une hausse des revenus du travail captée par le système socio-fiscal, soit parce que les prélèvements augmentent, soit parce les prestations diminuent. Leur calcul est effectué par microsimulation à partir de l'enquête Revenus fiscaux et sociaux. Entre 1998 et 2014, les incitations au travail sur la marge intensive ont augmenté pour les très bas revenus mais diminué dans la suite de la distribution. Les incitations sur la marge extensive ont augmenté dans le premier tiers de la distribution. Le profil des taux marginaux a évolué d'une forme en U à une forme en tilde. Les incitations au travail sont plus faibles pour les personnes sans conjoint que les couples, tandis que la différence d'incitation au travail entre hommes et femmes est très faible, sauf dans le haut de distribution en défaveur des femmes mariées.

Abstract – *This study looks at incentives to work in France, measured using effective marginal tax rates (at the intensive margin) and effective participation tax rates (at the extensive margin). These show the proportion of an increase in earned income captured by the tax benefit system, either because the taxes increase or because the benefits decrease. They are calculated using microsimulation based on the Insee survey Revenus fiscaux et sociaux. Between 1998 and 2014, incentives to work at the intensive margin rose for very low incomes, and then decrease as incomes rise. Incentives at the extensive margin rose in the first third of the distribution. The profile of the marginal rates changed from a U to a tilde shape. Incentives to work are lower for single people than for couples, but there is very little difference in incentive to work between men and women, except at the top of the distribution to the detriment of married women.*

Codes JEL / JEL Classification: D31, H20, H23, H31, I38

Mots-clés : incitations au travail, taux marginaux effectifs de prélèvements, fiscalité, microsimulation

Keywords: *incentives to work, effective marginal tax rates, taxation, micro-simulation*

Rappel :

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.

* Insee et Cred, Université Paris 2 Panthéon-Assas (michael.sicsic@insee.fr)

L'auteur remercie tout particulièrement Alexis Eidelman, Juliette Fourcot et Edith Darin pour leurs contributions au début de ce projet, ainsi que Laurence Rioux pour ses relectures attentives à chaque étape de ce travail et ses nombreux conseils. Il remercie aussi Olivier Bargain, Pierre Boyer, Antoine Ferey, Etienne Lehmann, Marie Reynaud, deux rapporteurs anonymes, ainsi que les participants au séminaire DSDS de l'Insee (juillet 2016), aux 16^e journées LAGV (juin 2017), à la 18^e conférence d'économie publique théorique (PET, juillet 2017) et au séminaire OFCE (juillet 2017) pour leurs commentaires sur des versions antérieures de ce travail.

Reçu le 5 juillet 2017, accepté après révisions le 25 mai 2018

Pour citer cet article : Sicsic, M. (2018). Financial Incentives to Work in France between 1998 and 2014. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 503-504, 13-35. https://doi.org/10.24187/ecostat2018_503d.1955

Le système socio-fiscal français permet une réduction des inégalités de niveau de vie, par l'impôt sur le revenu et les prestations monétaires¹. Or, les différents dispositifs socio-fiscaux assurant cette redistribution ont des effets sur les incitations au travail via leurs taux de prélèvements. Ces derniers correspondent à la proportion d'une hausse des revenus du travail qui revient au système socio-fiscal, soit parce qu'un prélèvement augmente, soit parce qu'une prestation sous conditions de ressources diminue. En général, plus les transferts sont redistributifs, plus ils produisent des taux de prélèvements marginaux (liés à une hausse marginale de revenu) et sur le retour à l'emploi (liés à une transition entre non emploi et emploi) élevés, susceptibles de réduire les incitations au travail et d'engendrer des distorsions dans les comportements des agents, notamment leur offre de travail. Par exemple, une hausse du taux marginal supérieur de l'impôt sur le revenu, en rendant le travail moins rémunérateur, peut conduire les individus à réduire leur revenu imposable², diminuant l'efficacité du système socio-fiscal.

Outre l'impôt sur le revenu, les autres prélèvements (cotisations et contribution sociales) et les prestations sous conditions de ressources (minima sociaux, allocations logement, prestations familiales, etc.) modifient les incitations à travailler (et potentiellement l'offre de travail). En effet, les prestations monétaires engendrent des taux marginaux élevés, leur montant diminuant avec une hausse de revenu après un certain seuil (taux marginal pouvant atteindre 100 % dans le cas de minima sociaux diminuant du même montant que la hausse de revenu). Cette dégressivité des prestations sociales diminue les gains de retour à l'emploi pour les inactifs, qui sont moins incités à retrouver un emploi. L'existence de trappe à inactivité et pauvreté liée à ces mécanismes a été dénoncée dans de nombreux rapports à la fin des années 1990 en France (CSERC, 1997 ; Bourguignon, 1998 ; Pisany-Ferry, 2000) et dans d'autres pays³. Par la suite, un ensemble de mesures visant à revaloriser le travail a été mis en œuvre dans les années 2000 (notamment la création de la prime pour l'emploi et du RSA). Du côté de la demande de travail, la fiscalité a été réformée pour augmenter l'emploi des bas salaires via les politiques de baisses de cotisations sociales et le CICE. Ainsi, la fiscalité et la redistribution ont été largement réformées pour inciter à l'emploi et lutter contre le chômage (L'Horty, 2007).

L'effet de ces dispositifs sur les incitations et sur l'offre de travail a été évalué par de nombreuses

études mais le plus souvent pour un dispositif spécifique (IR, RSA⁴, PPE⁵, aide à la garde d'enfants, etc.), alors que peu d'études ont étudié les incitations au travail et leurs modifications dans leur ensemble. C'est ce que nous proposons de faire dans cette étude.

Une mesure synthétique exhaustive des incitations monétaires au travail sur la marge intensive est donnée par le taux marginal effectif de prélèvements (TMEP)⁶, le terme « effectif » rendant compte de l'analyse intégrée de l'ensemble des dispositifs sociaux et fiscaux. Cet article a pour but de présenter un état des lieux détaillé des TMEP auxquels font face les personnes en emploi en France métropolitaine, suite à une petite augmentation de leur revenu d'activité. Selon Bourguignon (1998), « la distribution statistique des taux marginaux de prélèvements dans la population renseigne sur les coûts d'efficacité issus de la redistribution. Il est surprenant que cette information ne soit pas plus systématiquement élaborée, utilisée et diffusée ». Nous complétons cette analyse des incitations sur la marge intensive par celle sur la marge extensive en décrivant les taux effectifs de prélèvements de retour à l'emploi (TEPE). Le TEPE est le pendant du TMEP sur la marge extensive : il mesure non pas l'effet d'une variation marginale du revenu mais de la transition non emploi-emploi. Les TEPE dépendent directement des TMEP : une hausse des taux marginaux ponctuelle à un certain revenu augmente les TEPE pour les revenus supérieurs. La prise en compte de l'ensemble des transferts par les TMEP et TEPE offre une vue d'ensemble de la complexité du système socio-fiscal.

Les TMEP et TEPE sont ici calculés pour les années 1998, 2008 et 2014 à partir du modèle de microsimulation Ines. Ce modèle est adossé à l'enquête *Revenus fiscaux et sociaux* (comprenant environ 130 000 individus) et ne prend en compte d'éventuelles réactions comportementales. Nous prenons en compte dans l'analyse l'ensemble des cotisations et contributions

1. Le rapport interdécile des niveaux de vie est divisé par 4 après redistribution, pour les 2/3 du fait des prestations (Insee, 2018).

2. Voir la revue de littérature de Saez et al. (2012) sur le sujet.

3. Débat autour du « Making work pay » initié par l'OCDE (OCDE, 1997) et mise en place de système de prime pour l'emploi aux États-Unis et au Royaume-Uni (respectivement EITC et WFTC).

4. Voir les dossiers sur le RMI et RSA dans les numéros 346-347 et 467-468 de la revue *Economie et Statistique*, ou encore Gurgand et Margolis (2008).

5. Voir par exemple Bargain et Terraz (2003) et Lehmann et al. (2013).

6. On peut aussi parler de taux marginaux effectifs nets de prélèvements comme Bourguignon (1998) ou encore de taux marginaux effectifs de prélèvements nets comme Legendre et al. (2003). Pour plus de commodité, on pourra par la suite parler de taux marginal.

sociales, l'IR et les prestations sociales nationales⁷. Deux variantes sont présentées sur l'incidence fiscale des cotisations patronales. Nous prenons par ailleurs en compte dans l'analyse les dispositifs d'intéressement infra annuels permettant un cumul partiel ou intégral des prestations et des revenus d'activité.

Cette étude s'inscrit dans une lignée d'analyses des TMEP par microsimulation sur données représentatives. En France, ces travaux ont été initiés par Bourguignon (1998) qui calcule des TMEP à partir de l'enquête *Budget de familles* 1994. Il trouve un profil des TMEP en U aplati avec néanmoins des pics à certains déciles. Laroque et Salanié (1999) et Legendre *et al.* (2003) ont calculé des TMEP sur la fin des années 1990 et obtenu des conclusions proches de celles de Bourguignon (profil en U plus ou moins marqué) ; ils calculent aussi des indicateurs d'incitation à la reprise d'un emploi⁸. Chanchole et Lalanne (2012) font un panorama des TMEP en 2009, calculés à partir des revenus nets d'activité mais aussi des revenus de remplacement et du capital, mais sans prendre en compte les cotisations. Ferey (2018) simule des TMEP et TEPE selon plusieurs scénarios et montre que le profil des TMEP est en tilde en 2011 en se restreignant aux célibataires sans enfants. Enfin, Immervol (2002), Immervol *et al.* (2007), Jara et Tumino (2013) et Leventi et Vujackov (2016) simulent des TMEP (et TEPE pour Immervol *et al.*, 2007) pour plusieurs pays européens dont la France.

Par rapport aux précédentes études sur la France, la contribution de notre travail est de plusieurs ordres. Premièrement, l'analyse est conduite au niveau individu et non au niveau ménage, ce qui permet d'étudier finement les TMEP et TEPE par sexe et configuration familiale. Deuxièmement, nous présentons des quantiles de TMEP par centiles de revenu. Ensuite, une décomposition des TMEP par transfert permet d'identifier l'effet de chaque transfert sur le niveau et l'évolution des TMEP. Enfin, l'analyse en évolution entre 1998 et 2014 permet de déterminer l'effet de la mise en place de dispositifs favorisant le retour à l'emploi dans les années 2000, ce qui n'avait jamais été fait auparavant sur données représentatives⁹.

L'article est organisé comme suit. La première partie décrit les principaux dispositifs socio-fiscaux et leurs effets sur les taux marginaux faciaux à partir de la législation en vigueur en 2014. La deuxième partie détaille la méthode de calcul des TMEP et TEPE, le champ et les données. Enfin la troisième partie présente

les résultats sur la distribution des TMEP, leur variabilité, leur décomposition par transfert et par structure familiale et genre en 2014, ainsi que les résultats sur les TEPE en 2014 et la comparaison des profils des TMEP et TEPE avec ceux des années 1998 et 2008. Une discussion des résultats, notamment par rapport aux préconisations de la littérature théorique, est proposée pour finir.

Le système socio-fiscal en France et les principaux taux marginaux induits

Dans cette partie, nous décrivons les principaux dispositifs socio-fiscaux en France en 2014 pris en compte dans l'analyse et les taux marginaux faciaux auxquels ils conduisent (c'est-à-dire pour une hausse de 100 euros, de quel montant les prélèvements augmentent ou les prestations diminuent). Pour plus de détails sur les paramètres de la législation, les seuils très locaux provoquant des taux marginaux infinis, et des représentations des taux marginaux liés à chaque dispositif sur des cas-types, se reporter au complément en ligne C1.

L'impôt sur le revenu

Les deux principales caractéristiques de l'impôt sur le revenu (IR) français sont qu'il est progressif (avec des taux marginaux croissants par tranche de revenu) et familiarisé (le barème s'applique au revenu net imposable du foyer fiscal divisé par le nombre de parts fiscales¹⁰ du foyer, ce qui aboutit au quotient familial). Le montant d'impôt dû est d'abord calculé comme la somme des montants d'impôt obtenus pour chaque tranche de quotient familial après application des taux marginaux, multipliée par le nombre de parts. En 2014, l'impôt sur les revenus de 2013 est constitué de 5 tranches d'imposition (tableau 1).

Divers dispositifs viennent ensuite compléter ce calcul (plafonnement des effets du quotient

7. Les taxes locales (taxes d'habitation et foncière) et les aides locales ne sont pas prises en compte.

8. Mais avec une méthode différente de la nôtre (cf. partie méthodologie).

9. Cela a été effectué à partir de cas-types par Hagneré et Trannoy (2001) et Barnaud et Ricroch (2005) qui montrent qu'il existe des cas où les TMEP sont à 100 % dans le bas de la distribution à la fin des années 1990, mais que ces cas sont beaucoup moins nombreux dans les années 2000.

10. Pour un couple marié, les deux conjoints représentent deux parts, les deux premières personnes à charge, 0,5 part chacune et les personnes à charge supplémentaires, une part chacune. Ces nombres de parts sont différents selon la configuration familiale (couple en déclaration séparée, célibataire ou veuf/ve).

familial, réductions et crédits d'impôt, etc.), dont trois d'entre eux modifient significativement les taux marginaux¹¹ par rapport au barème en 2014 : la décote, la réduction exceptionnelle d'impôt et le seuil de recouvrement.

En premier lieu, la décote modifie sensiblement les taux marginaux pour le bas du barème. Il s'agit d'une réduction d'impôt pour des revenus entre le seuil d'entrée dans l'IR et un plafond, compensée par une hausse du taux marginal. Ce mécanisme de décote fait *de facto* disparaître la tranche à 5.5 % en 2014, et crée une nouvelle tranche à 21 % au lieu de 14 % en début de barème pour une personne célibataire¹² (voir Pacifico & Trannoy, 2015, et complément en ligne C1 pour plus de détails). Ensuite, une réduction exceptionnelle d'impôt a eu lieu en 2014 pour le bas du barème : ce mécanisme fait ainsi passer le taux marginal après décote à 121 % dans la zone différentielle (voir figure C1-I du complément en ligne C1). Enfin, le seuil de recouvrement de 61 euros crée un taux marginal infini très localement.

Les cotisations et contributions sociales

Les cotisations sociales sont des prélèvements assis sur les salaires, qu'on peut séparer en deux catégories : les cotisations sociales *salariales*, calculées à partir du salaire brut, et les cotisations sociales *employeurs* (ou patronales), calculées à partir du salaire « super-brut ».

Les cotisations sociales ont des taux marginaux constants par tranches de revenu brut (définies à partir du plafond annuel de sécurité social – PASS – et dépendant du type d'emploi, voir tableaux C1.2 et C1.3 du complément en ligne C1). Si les taux marginaux sont ainsi en général constants, des plafonnements rendent les cotisations sociales dégressives pour les hauts

revenus (notamment après 3 et 4 PASS) et se traduisent par une baisse du taux marginal.

Du côté des cotisations et prélèvements nets à la charge de l'employeur, deux dispositifs en 2014 les rendent non proportionnels mais au contraire en partie progressifs :

- les allègements de cotisations patronales sur les bas salaires, dits « allègements Fillon » conduisent à une baisse des taux de cotisations de sécurité sociale au sens strict au niveau du Smic horaire, et sont dégressifs jusqu'à 1.6 Smic horaire. Du fait de la dégressivité de l'allègement, le taux marginal est plus élevé entre 1 et 1.6 Smic horaire (voir figure C1-III du complément en ligne C1) ;
- le CICE est un crédit d'impôt basé sur la masse salariale, créé en 2013. Il s'apparente à une subvention à l'employeur réduisant les cotisations patronales¹³. Tous les salaires inférieurs à 2.5 Smic horaire ouvrent droit à ce crédit d'impôt, d'un montant égal à 6 % de la rémunération brute en 2014. Lors du franchissement de ce seuil, le coût du travail augmente fortement, conduisant à un taux marginal très élevé localement (voir tableau C1-6 du complément en ligne C1).

La CSG et la CRDS sont des prélèvements à la source sur les revenus individuels d'activité, de remplacement et de placement. La proportionnalité des deux dispositifs implique que le taux marginal sur le revenu d'activité est de 8 %, même si cette proportionnalité est atténuée par l'existence d'exonération complète ou partielle pour les revenus de remplacement.

11. La PPE est prise en compte plus bas. Legendre et Thibaut (2007) montre que l'IR en 2006 comprend en réalité 16 tranches de taux marginaux pour un célibataire.

12. La décote multiplie le taux marginal de la 1^{ère} tranche par 3/2 en 2014. À noter qu'en 2015, le mécanisme de la décote est renforcé : le plafond applicable pour le calcul est relevé de 1 016 à 1 135 euros pour un célibataire, et conjugalisé (1 870 euros pour un couple marié ou pacsé), et le montant diminuant l'impôt payé est également doublé. Ainsi, en 2015, la décote multiplie le taux marginal de tranche par 2.

13. Et est traité comme telle dans le modèle Ines.

Tableau 1
Barème de l'impôt 2014 sur les revenus de 2013.

Tranche de quotient familial (en €)	Taux marginal (en %)
0 - 6 011	0
6 011 - 11 991	5.5
11 991 - 26 631	14
26 631 - 71 397	30
71 397 - 151 200	41
151 200 -	45

Source : Code général des impôts.

Les prestations sociales

Les prestations sociales regroupent les minima sociaux, les allocations logement et les allocations familiales. Seules les prestations sous conditions de ressources génèrent des taux marginaux non nuls : à partir d'un certain seuil de revenu la prestation diminue, souvent de façon différentielle (lorsque le revenu augmente d'un euro, la prestation baisse d'autant), ce qui induit un taux marginal de 100 % rapporté aux ressources prises en compte. C'est le cas des minima sociaux pour lesquels la zone différentielle s'étend jusqu'au montant de l'allocation (voir complément en ligne C1 pour les montants). Certaines prestations sont forfaitaires jusqu'à un certain niveau de ressources puis différentielles : c'est le cas de l'allocation spéciale d'invalidité (ASI), du complément familial ou encore de l'allocation de rentrée scolaire (ARS).

Dans le cas du revenu de solidarité active (RSA, créé en 2009) et de l'allocation adulte handicapé (AAH), les effets sur les taux marginaux sont modérés par des dispositifs d'intéressement lors de la reprise d'activité. Le RSA socle est complété par le RSA activité et devient donc dégressif et non plus différentiel (cf. infra). Pour l'AAH, les revenus d'activité sont pris en compte à hauteur de 20 % pour la partie inférieure à 0.3 Smic brut, 60 % pour la partie supérieure ; cela induit un taux marginal de 20 % puis de 60 % jusqu'à la sortie du dispositif. Ces dispositifs d'incitation à l'emploi (dits de cumul partiel) permettent une baisse des taux marginaux dans le bas de la distribution. Des dispositifs de cumul intégral permettent en outre de neutraliser l'ensemble des revenus d'activité pendant un trimestre en cas de reprise d'activité pour le RSA et l'AAH.

Le calcul des aides au logement (AL) est complexe car dépend de nombreux paramètres (Trannoy & Wasmer, 2013 ; Bozio *et al.*, 2015 ; Ferey, 2018). Il engendre un taux marginal en fonction du revenu net nul jusqu'à un certain seuil, puis d'environ 30 % dans la zone de dégressivité des AL. Enfin, certaines prestations peuvent conduire à des taux marginaux infinis (négatifs ou positifs) ponctuellement (voir tableau C1.6 du complément en ligne C1).

Les dispositifs d'incitation au travail : la prime pour l'emploi et le RSA activité

Deux dispositifs ont été créés dans les années 2000 pour diminuer les désincitations au travail pour les personnes sans emploi ou les

travailleurs pauvres¹⁴ : la prime pour l'emploi (PPE) en 2001 et le RSA activité en 2009. Nous regroupons ces deux dispositifs dans l'étude car d'une part, ils ont le même but d'incitation au travail¹⁵ (et ont été ainsi fusionnés en 2016 pour former la prime d'activité) et d'autre part sont étroitement imbriqués (en pratique la PPE est calculée nette du RSA activité¹⁶ et il est donc plus logique de raisonner sur la somme des deux).

La PPE est une aide au retour à l'emploi et au maintien de l'activité professionnelle, sous forme d'un crédit d'impôt, ayant pour but de creuser l'écart entre les revenus d'inactivité et d'activité. La prime comporte deux phases : une phase progressive et une dégressive. La première partie implique des taux marginaux négatifs (de - 7.7 %), tandis que la deuxième implique des taux marginaux positifs (+ 19.3 %) car une hausse de revenu réduit la zone sur laquelle s'applique la PPE et donc son montant.

Le RSA activité complète le RSA socle qui a remplacé le RMI en 2009. Il s'adresse aux personnes ayant de faibles revenus d'activité et dont les ressources sont inférieures à un plafond. Le RSA activité permet ainsi d'atteindre un revenu garanti (montant forfaitaire plus 62 % des revenus d'activité) et conduit à un taux marginal de - 62 % (rapporté à un revenu déclaré, net de cotisations sociales et de CSG déductible). Ainsi, le taux marginal lié au RSA total est de 38 % (100 % pour le RSA socle moins 62 % pour le RSA activité).

Méthode de calcul des TMPEP et TEPE

La méthode classique pour calculer des TMPEP et TEPE est de simuler sur barème les prestations sociales et les prélèvements de chaque ménage, dans une situation fictive dans laquelle les revenus sont augmentés ou diminués par rapport à la situation observée. Ce calcul des TMPEP peut se faire soit sur cas-types soit sur population représentative. Toutefois, les analyses de cas-types donnent seulement des taux marginaux ou de retour à l'emploi selon le revenu à caractéristiques données et ne permettent donc pas d'avoir un panorama représentatif

14. Le motif de redistribution a aussi été un objectif lors de leur mise en place.

15. Bien qu'ils n'aient pas le même ciblage : le RSA activité est plus généreux que la PPE pour les emplois au Smic à temps partiel, à peu près identique au niveau du Smic et un peu moins généreux au-delà.

16. La PPE étant versée un an après les revenus pris en compte, les montants de RSA activité reçus sont connus et sont donc déduits.

de la diversité des configurations familiales et des situations sur le marché du travail : seule la microsimulation sur données réelles permet de mettre en évidence l'hétérogénéité des TMEP des individus à revenu identique. En effet, outre le revenu, le TMEP dépend des caractéristiques des personnes et de la composition de leur ménage. On détaille dans cette section la méthode mise en œuvre.

Méthodologie du calcul

Le calcul des taux de prélèvements marginaux et de retour à l'emploi (TMEP et TEPE) est détaillé dans l'encadré 1.

Étant donné la relation entre le revenu d'activité individuel et le revenu disponible, il est

possible de décomposer les TMEP et TEPE de chaque individu en une somme de taux associés aux différents prélèvements et prestations. Cette décomposition permet d'obtenir la contribution de chaque groupe de transferts au TMEP et TEPE moyen d'un groupe d'individus.

L'estimation du TMEP nécessite de choisir l'augmentation de revenu, relative ou absolue, et l'ampleur de celle-ci. Le choix a été fait d'une augmentation relative des revenus déclarés des personnes en emploi de 3 %¹⁷, comme Immervol (2002, 2004) et Immervol *et al.* (2007). Ce pourcentage est médian par rapport à la littérature sur le sujet et correspond environ

17. Les modifications des heures travaillées induites, qui pourraient affecter les allègements Fillon, le CICE et la PPE, ne sont pas prises en compte dans cette analyse.

ENCADRÉ 1 – Calcul des TMEP et TEPE

Le revenu disponible du ménage m auquel appartient l'individu i s'écrit :

$$R_m = W_i + W_{-i} - \sum_{j=1}^n T^j(W_i, W_{-i}, Z_m) + \sum_{j=1}^o P^j(W_i, W_{-i}, Z_m) \quad (1)$$

avec :

- R_m le revenu disponible du ménage m ;
- W_i le revenu d'activité de i (coût du travail ou revenu brut) ;
- W_{-i} les revenus du ménage autres que le revenu d'activité de i (revenu des autres personnes du ménage + revenu du capital) ;
- $T^j(W_i, W_{-i}, Z_m)$ les taxes/prélèvements acquittés par le ménage (numérotés de $j = 1$ à n) ;
- $P^j(W_i, W_{-i}, Z_m)$ les prestations et transferts versés au ménage (numérotés de $j = 1$ à o) ;
- Z_m les caractéristiques des individus appartenant au ménage.

En dérivant l'équation (1) par rapport à W_i , sans s'intéresser aux réactions comportementales à l'intérieur du ménage ($\frac{\partial W_{-i}}{\partial W_i} = 0$), on obtient^(a) :

$$\frac{\partial R_m}{\partial W_i} = 1 - \sum_{j=1}^n \frac{\partial T^j(W_i, W_{-i}, Z_m)}{\partial W_i} + \sum_{j=1}^o \frac{\partial P^j(W_i, W_{-i}, Z_m)}{\partial W_i}$$

On en déduit le TMEP de l'individu i , qui mesure la proportion de la variation de revenu captée par le système socio-fiscal :

$$\text{TMEP}_i = 1 - \frac{\partial R_m}{\partial W_i} = \sum_{j=1}^n \frac{\partial T^j(W_i, W_{-i}, Z_m)}{\partial W_i} - \sum_{j=1}^o \frac{\partial P^j(W_i, W_{-i}, Z_m)}{\partial W_i} = \sum_{j=1}^{n+o} \text{TMP}_i^j \quad (2)$$

avec TMP_i^j le taux marginal du dispositif j .

Ce TMEP est positif si la variation de revenu ∂W_i entraîne une hausse des prélèvements nets de prestations, et est négatif dans le cas contraire (les prestations augmentent plus que les prélèvements).

Les TEPE sont calculés selon les formules suivantes :

$$\text{TEPE}_i = 1 - \frac{(R_m - R0_m)}{W_i}$$

avec $R0_m$ le revenu disponible du ménage si $W_i = 0$.

$$\text{TEPE}_i = \sum_{j=1}^n \frac{T^j(W_i, W_{-i}, Z_m) - T^j(0, W_{-i}, Z_m)}{W_i} - \sum_{j=1}^o \frac{P^j(W_i, W_{-i}, Z_m) - P^j(0, W_{-i}, Z_m)}{W_i}$$

$$\text{TEPE}_i = \sum_{j=1}^{n+o} \text{TPE}_i^j$$

avec TPE_i^j le taux de prélèvements de retour à l'emploi du dispositif j .

(a) On retrouve le même résultat en écrivant la condition de premier ordre dans un modèle de choix de l'offre de travail (où l'utilité dépend du revenu disponible du ménage et des différents revenus à l'intérieur du ménage dont le revenu individuel du travail de l'individu i).

à l'augmentation annuelle moyenne de la rémunération d'une année sur l'autre pour des salariés présents les deux années. Les résultats sont proches si on considère une hausse de 1 % ou 5 % (les principales différences sont visibles au niveau des seuils).

Le TEPE est calculé en annulant le revenu du travail de l'individu, sans simuler d'allocations chômage¹⁸ (encadré 1). On mesure ainsi l'effet d'une démission ou d'une perte d'emploi d'une personne non éligible aux allocations chômage, et de façon symétrique le gain à l'emploi d'un individu inactif. Contrairement à un indicateur classique de gain à l'emploi¹⁹, le calcul du TEPE permet de ne pas choisir quel revenu imputer à un non actif et d'afficher une distribution selon le revenu.

Transferts pris en compte : une question d'hypothèses d'incidence fiscale

Pour choisir le revenu initial et les transferts à prendre en compte, il est nécessaire de faire des hypothèses d'incidence des prélèvements et prestations. Ces questions d'incidences se posent dans notre étude surtout pour les AL et les cotisations sociales employeurs, pour lesquelles le payeur/receveur formel n'est pas forcément celui sur qui pèse/qui reçoit *in fine* la taxe ou la prestation (locataires ou propriétaires pour les AL et employés ou employeurs pour les cotisations employeurs). Nous choisissons de prendre en compte les AL dans l'analyse en faisant l'hypothèse que, dans le cas d'une baisse des AL consécutive à une hausse du revenu d'activité, le propriétaire ne diminue pas le loyer.

Concernant les cotisations sociales, d'un point de vue théorique les cotisations salariales et patronales ont une action parfaitement équivalente sur l'équilibre de marché et elles pèsent *in fine* sur les salariés si l'élasticité de l'offre de travail est plus faible que celle de la demande de travail (Fullerton & Metcalf, 2002), ce qui semble validé par les estimations empiriques (Blundell & MaCurdy, 1999). Cependant, les études empiriques les plus récentes (Saez *et al.*, 2012, en Grèce ; Lehmann *et al.*, 2013, et Bozio *et al.*, 2017, en France) remettent en cause ce résultat et montrent que l'incidence des cotisations employeurs est majoritairement sur les employeurs à court terme²⁰.

Nous faisons ainsi deux scénarios pour la suite de l'étude : le premier où l'incidence des cotisations employeurs repose sur les employeurs et

ne sont donc pas prises en compte, et le second où elles sont prises en compte. Dans le premier cas, le revenu initial qui nous intéresse est le revenu brut, et dans le deuxième, le coût du travail. Le « vrai » taux marginal auquel font face les ménages se situe probablement entre les deux, comme le faisait remarquer Bourguignon (1998, p. 41).

Un choix important de notre étude est de ne pas distinguer les cotisations selon qu'elles soient contributives et ouvrent des droits à un revenu de remplacement ou non. Ainsi, on suppose implicitement que les agents sont myopes et perçoivent les cotisations salariales comme une taxe et non comme un revenu de remplacement futur (retraite) ou une assurance (chômage). Cette étude se concentre ainsi sur les incitations à court terme, ne prenant pas en compte les incitations à long terme (retraites ou allocations chômage plus avantageuses).

Finalement, les transferts socio-fiscaux pris en compte dans cette étude sont tous ceux permettant de passer du coût du travail (ou du revenu brut selon le scénario) de l'individu au revenu disponible publié par l'Insee (voir l'encadré 2 pour les dispositifs en détail), à l'exception des revenus de remplacement et de la taxe d'habitation (en raison de la difficulté à la simuler). Les prestations nationales non incluses dans le revenu disponible (Complément Mode de Garde, CMUC, bourses, etc.), les aides sociales locales et extra-légales (crèches, cantines, avantage HLM, droits connexes au RSA, etc.), les tarifs sociaux et les taxes sur le patrimoine ne sont pas pris en compte.

Enfin, il faut noter que notre étude se distingue des précédentes menées sur le sujet en France par la prise en compte²¹ des dispositifs temporaires de cumul intégral et partiel des minima sociaux et des revenus d'activités, souvent infra annuels.

18. Cette imputation est en effet impossible à partir de l'ERFS car le statut d'activité des deux dernières années, nécessaire au calcul des allocations chômage, n'est pas connu. Des TEPE alternatifs calculés en diminuant les revenus d'activité de 40 % (la moyenne des allocations chômage étant de 60 % du revenu net selon l'Unedic) pour tous les individus sont présentés en complément en ligne C7 : les principales conclusions sont les mêmes mais la forme dans le bas de la distribution diffère légèrement.

19. Une description par microsimulation des gains au retour à l'emploi auxquels font face les individus qui reprennent un emploi peut être trouvée pour le cas français chez Legendre *et al.* (2003), Laroque et Salanié (1999), Gurgand et Margolis (2008), ou en comparaison internationale en cas-types dans OCDE (2017).

20. Du fait de la rigidité du revenu brut, liée aux négociations collectives et au Smic selon Lehmann *et al.* (2013).

21. Grâce aux informations mensuelles sur le calendrier d'activité des individus de l'enquête emploi.

Mise en œuvre du calcul à partir du modèle de microsimulation Ines

La stratégie mise en œuvre pour analyser les TMEP et TEPE est une approche par microsimulation à partir du modèle Ines (encadré 3) sur un échantillon représentatif de la population (cf. infra). On simule les prestations sociales et les prélèvements de chaque ménage, d'abord

dans une situation contrefactuelle, puis dans une situation fictive dans laquelle les revenus²² sont

22. En pratique, on fait varier la rémunération du travail reportée dans les déclarations fiscales (hors indemnités journalières de maladie et maternité, identifiées et soustraites grâce à l'enquête emploi). Les cotisations sociales étant simulées, il est possible d'obtenir pour une variation du revenu déclaré de 3 % la variation du revenu brut et du coût du travail et d'en déduire un taux marginal d'imposition.

ENCADRÉ 2 – Transferts pris en compte dans l'analyse

Les transferts pris en compte dans l'analyse sont les suivants :

- l'impôt sur le revenu (IR), net de crédits d'impôt et de PFL (prélèvement forfaitaire libérateur) mais brut de prime pour l'emploi (PPE) ;
- la PPE et le RSA activité que l'on regroupe et l'on distingue respectivement de l'impôt sur le revenu et des minima du fait leur logique d'incitation à l'activité (cf. infra) ;
- les prestations familiales sous conditions de ressources : la prime de naissance et l'allocation de base de la PAJE (prestation d'accueil du jeune enfant), le complément familial, l'allocation de rentrée scolaire ; et le Complément Libre Choix d'Activité (CLCA, qui dépend de la PAJE et donc des revenus indirectement) ;
- les allocations logement locataires et accédants, regroupées sous le terme « aides au logement » (AL) ;
- les minima sociaux : principalement le RSA (socle et prime de Noël) et l'allocation adulte handicapé (AAH), l'allocation supplémentaire d'invalidité (ASI) et l'allocation de solidarité aux personnes âgées (ASPA) ;

- les contributions sociales (CSG, CRDS, contribution exceptionnelle de solidarité des fonctionnaires et autres contributions sociales sur les revenus du capital) ;
- les cotisations sociales salariales et les cotisations sociales obligatoires des indépendants (qu'on regroupera sous le terme de « cotisations salariales » pour plus de simplicité par la suite) ;
- les cotisations et prélèvements nets à la charge de l'employeur, composées des :
 - cotisations patronales chômage, allocations familiales, maladie, accident du travail, retraite de base et complémentaire (dont Agirc et Arrco) ; dans le cas des fonctionnaires, il s'agit uniquement des cotisations effectives, les cotisations imputées (vieillesse) n'étant pas prises en compte ;
 - autres prélèvements et subventions assis sur la masse salariale : la taxe sur les salaires, le crédit d'impôt compétitivité-emploi, le versement transport, la contribution au fond national d'aide au logement, la taxe de prévoyance (dont le forfait social), la taxe d'apprentissage et la contribution au développement de l'apprentissage, la contribution à la formation professionnelle, la participation des employeurs à l'effort de construction.

ENCADRÉ 3 – Le modèle de microsimulation Ines

Le modèle de microsimulation Ines est cogéré par l'Insee et la Drees et libre d'accès depuis juin 2016. Il permet de simuler les prestations monétaires et les prélèvements sur une population représentative des ménages de France métropolitaine, basée sur l'enquête *Revenus fiscaux et sociaux* (ERFS).

À partir de l'ERFS de l'année N , les revenus $N + 1$ et $N + 2$ perçus par un ensemble de ménages représentatif de la population en $N + 2$ sont extrapolés en se fondant sur des évolutions agrégées par catégories de revenus et de la structure socio-démographique. En appliquant la législation de $N + 2$, le modèle de microsimulation permet de calculer les prélèvements qu'ils acquittent cette année-là ainsi que les prestations dont ils bénéficient, pour en déduire le niveau de vie après redistribution.

Les principales carences concernent les taxes et aides locales ainsi que l'impôt de solidarité sur la fortune (ISF).

Les pensions de retraite, les allocations chômage et la taxe d'habitation ne sont pas simulées mais sont présentes dans les données en amont.

Le modèle Ines simule relativement bien les prestations et prélèvements pris en compte : la grande majorité sont simulés avec moins de 10 % d'erreurs, et les plus importants en termes de masse avec moins de 5 % (par exemple l'impôt sur le revenu, la CSG et la CRDS ou encore les allocations familiales). En effet, au-delà de la simulation des barèmes, le modèle Ines reconstitue pour chaque taxe ou transfert l'unité appropriée pour les calculer (individu, foyer au sens fiscal, famille au sens de la CAF). Enfin, le modèle prend en compte différentes temporalités pour les ressources.

Une description détaillée du modèle ainsi que son code source sont disponibles au lien <https://adullact.net/projects/ines-libre>.

modifiés par rapport à la situation contrefactuelle, pour pouvoir calculer des TMEP et TEPE.

Si plusieurs personnes sont actives dans un ménage, les TMEP et TEPE sont calculés pour chaque individu actif (en faisant augmenter le coût du travail de cette seule personne dans le ménage et en recalculant le revenu disponible du ménage à chaque fois). C'est une différence avec plusieurs autres études qui calculent un TMEP seulement au niveau du ménage (Immervol, 2002 ; Bourguignon, 1998) ou sur une des personnes du ménage (souvent le principal apporteur de ressources ou par exemple le chef de famille pour Duclos *et al.*, 2009).

Comme c'est le cas dans la quasi-totalité des études sur les TMEP, aucune réaction comportementale (variation de l'offre de travail de l'individu ou de son conjoint) n'est prise en compte ici. Enfin le calcul des taux marginaux est consolidé et ne prend pas en compte le décalage temporel des revenus qui existe pour certains transferts (par exemple un an pour l'IR). Cela permet d'obtenir les contributions de chaque transfert pour une même année (l'année de législation à laquelle on s'intéresse).

Méthode de comparaison de différentes années de législation

On souhaite dans cette étude décrire les TMEP et TEPE sur l'année 2014, mais aussi pouvoir les comparer à des années antérieures : 1998 et 2008. Dans ce but, nous adoptons la démarche d'Eidelman *et al.* (2013) en raisonnant à population constante (celle de 2014), afin de commenter l'évolution de la législation et non de la situation socio-démographique. Cependant, pour pouvoir être appliqués à la population de 2014, les barèmes des législations de 1998 et

2008 doivent être revalorisés : nous les faisons évoluer en fonction de l'inflation (car ils sont en général revalorisés selon des critères liés à l'inflation). Il faut néanmoins noter que la simulation est d'autant plus fragile que la période de législation est lointaine.

Données et champ

L'enquête *Revenus fiscaux et sociaux* (ERFS) à laquelle est adossé le modèle Ines réunit les informations socio-démographiques de l'enquête *Emploi*, les informations administratives des Caisses nationales d'allocations familiales (Cnaf) et d'assurance vieillesse (Cnav) et de la Caisse centrale de la mutualité sociale agricole (CCMSA) sur les prestations versées aux ménages, ainsi que le détail des revenus déclarés à l'administration fiscale pour le calcul de l'impôt sur le revenu fourni par la direction générale des finances publiques (DGFiP). On utilise dans cette étude l'ERFS 2012 (qui comprend environ 56 000 ménages de France métropolitaine et 134 000 individus), qu'on fait vieillir de deux ans à l'aide du modèle Ines pour être représentatif de la situation de 2014.

Notre analyse porte exclusivement sur les individus percevant des revenus d'activité positifs en 2014, qu'il s'agisse de salariés ou d'indépendants, et quelle que soit leur quotité de travail ou la durée de leur période d'activité sur l'année. De plus, elle se restreint au champ des ménages ordinaires (c'est-à-dire hors logements collectifs) de France métropolitaine. Au final, notre échantillon contient 56 712 individus (28.8 millions avec pondération) et 35 921 ménages (18.5 millions avec pondération).

La médiane du coût du travail vaut 32 800 euros et celle du niveau de vie 22 300 euros (tableau 2).

Tableau 2
Distribution des revenus et transfert des individus de l'échantillon

(En €)

	Coût du travail individuel	Revenu brut	Revenu net	Cotisations	Prestations	Impôts (y compris PPE)	Niveau de vie
P10	5 871	4 985	3 726	4 398	0	- 454	12 915
Q1	17 407	14 071	11 128	10 862	0	0	17 012
Médiane	32 794	24 660	20 096	20 026	0	1 171	22 349
Q3	48 119	35 069	28 668	31 502	2 729	3 073	29 594
D90	71 547	50 923	41 451	45 546	6 692	7 334	39 996
Moyenne	38 874	29 011	23 558	23 672	2 132	3 379	25 695

Source : Insee, enquête *Revenus fiscaux et sociaux* 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

La distribution des revenus des individus de l'échantillon est légèrement décalée vers la droite par rapport à celle de l'ensemble de la population, notamment en ce qui concerne les niveaux de vie (médiane de 22 300 euros dans notre échantillon contre 20 200 euros, voir Argouarc'h & Boiron, 2016). Ceci est lié au fait que nous prenons seulement en compte les actifs, dont les revenus sont supérieurs en moyenne aux retraités et aux chômeurs.

Résultats

Analyse des TMEP sur l'année 2014

Distribution des TMEP

Le taux marginal effectif de prélèvements médian auquel font face les personnes en emploi atteint 33 % dans le 1^{er} scénario d'incidence²³ (sans prise en compte des cotisations employeurs) et 57 % dans le deuxième. La distribution des TMEP fait apparaître principalement 3 modes à 21 %, 31 % et 42 % (figure I), qui correspondent aux taux marginaux des cotisations salariales et de la CSG/CRDS (21 %²⁴), ajoutés aux taux de l'IR (à 0 %, 10 % et 21 %²⁵). Dans le 2^e scénario il faut ajouter les cotisations, taxes et subventions employeurs, ce qui ajoute deux pics (selon l'éligibilité aux allègements Fillon et au CICE) et les décale tous vers la

droite : la distribution fait apparaître 5 modes à 50 %, 57 %, 59 %, 62 % et 65 %.

Dans les deux scénarios, l'écart entre le premier et le dernier décile est d'environ 30 points (entre 22 % et 53 % et entre 44 % et 73 % respectivement) et la distribution comporte peu de valeurs extrêmes : seuls 1.5 % des individus font face à des taux supérieurs à 100 % (dont l'essentiel entre 100 % et 120 %), et 0.2 % à des taux négatifs (dont plus des 2/3 entre 0 % et - 20 %). Ces taux très atypiques peuvent s'expliquer par les effets de seuils et les mécanismes d'allocations différentielles présentés dans la partie précédente.

Variabilité des TMEP en fonction du revenu individuel

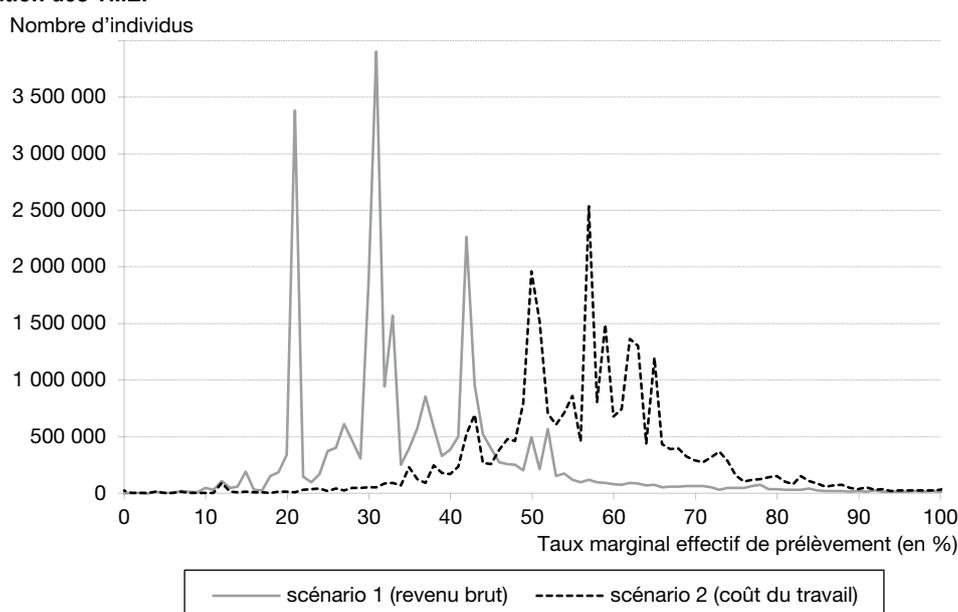
La figure II présente plusieurs quantiles de TMEP en fonction des centiles de revenu individuel annuel. Dans les deux scénarios, le taux marginal médian a une forme en tilde en fonction du revenu. Dans le premier scénario, il augmente

23. Leventi et Vujackov (2016) obtiennent le même niveau médian de TMEP à partir du modèle Euromod.

24. Égal à la somme des taux des cotisations salariales (entre 12 et 14 %) et de la CSG/CRDS (8 %).

25. Par rapport aux taux nominaux du barème, ces modes sont décalés, car on rapporte ici le taux au revenu brut et non au revenu net imposable. Le taux à 14 % est translaté autour de 10 %, celui à 21 % (décote sur la tranche à 14 %) à 15 % (moins visible), et celui à 30 % à 21-22 %. On ne voit qu'à peine les traces des taux à 41 % et à 45 %, peu de foyers étant marginalement taxés à ces niveaux-là.

Figure I
Distribution des TMEP



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine (28.8 millions d'individus).
Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

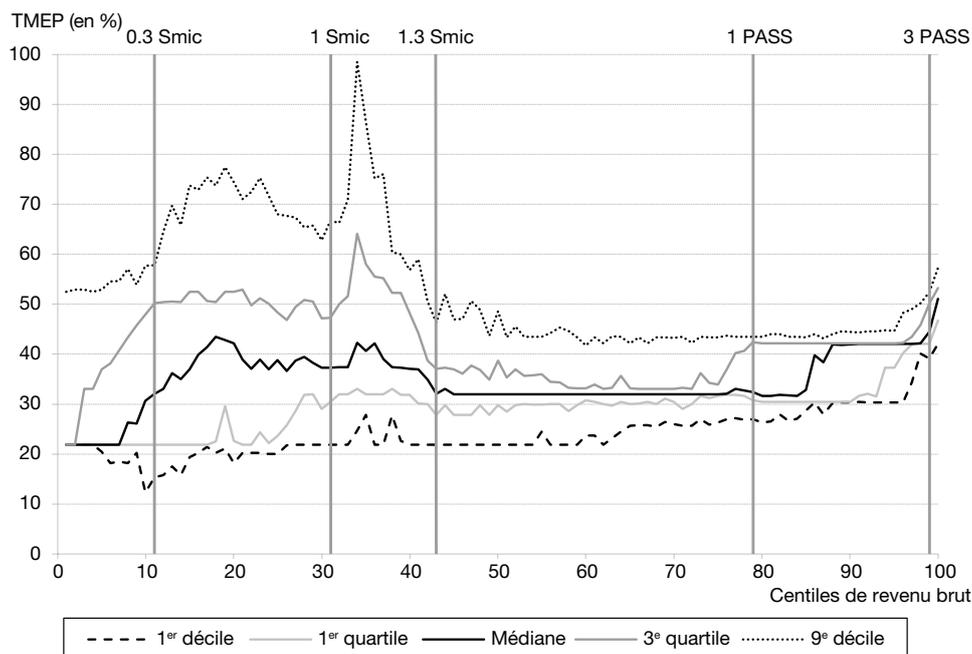
dans les 2 premiers déciles pour atteindre 42 %, puis baisse à partir du tiers de la distribution, est stable entre 1.3 Smic et 2.5 Smic à 32 %, puis augmente. Dans le deuxième scénario, il est stable en dessous de 0.3 Smic à 57 % puis augmente progressivement jusque juste au-dessus de 1 Smic pour atteindre 66 %, avant de redescendre

jusqu'à 1.7 Smic, stagner à 52 % et enfin augmenter à nouveau à partir de 1 PASS environ²⁶.

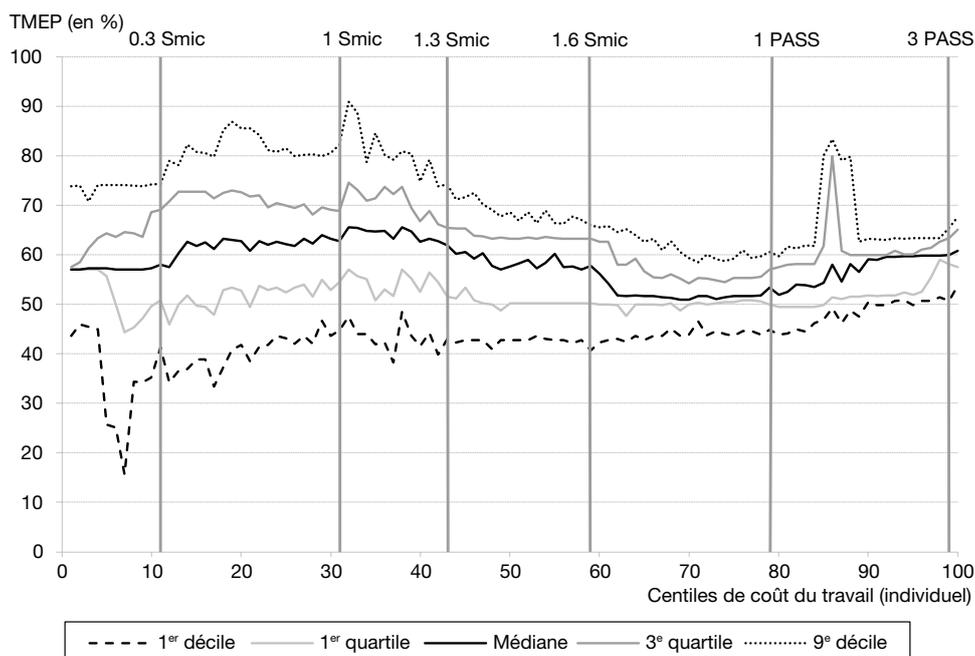
26. L'essentiel de la différence entre les deux scénarios est lié aux allègements de cotisations patronales qui jouent à la hausse sur les taux marginaux dans le bas de la distribution et à la baisse à leur extinction à 1.6 Smic (cf. infra).

Figure II
Distribution des TMEP par centile de revenu

A – Scénario 1 (revenu brut, hors cotisations patronales)



B – Scénario 2 (coût du travail)



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine.
Source : Insee, enquête Revenus fiscaux et sociaux 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Les taux marginaux médians sont compris entre 22 % et 51 % (soit un écart de 29 points) dans le premier scénario et entre 51 % et 66 % (soit 15 points d'écart) dans le deuxième. Cette moindre hétérogénéité dans le 2^e scénario est liée à la prise en compte des cotisations patronales qui fait diminuer la variabilité des TMEP du fait de leur niveau important (35/40 % du coût du travail) et de la relative constance des taux marginaux liés aux cotisations patronales.

Variabilité des TMEP à revenu donné

Les TMEP ne dépendent pas seulement du niveau de revenu individuel mais aussi du nombre de personnes à charge, du statut matrimonial, de la situation d'emploi (statut juridique de l'employeur, quotité de temps de travail), du loyer (pour l'éligibilité aux AL) et des revenus des autres personnes du ménage. La variabilité joue ainsi selon le niveau du revenu : elle est forte dans le bas de la distribution et diminue globalement au fur et à mesure que le revenu augmente. Les rapports interdéciles sont d'environ 3 à 4 points dans le bas de distribution et de 1 à 2 points dans le haut. Par exemple, au niveau du Smic, 80 % des individus ont un taux marginal dans une fourchette de 45 points, contre une fourchette de 17/15 points (selon les scénarios) à 2 Smic. Le pic de variabilité intervient à un peu plus d'un Smic et correspond au seuil de l'entrée dans l'IR, tandis que le pic à 2.5 Smic dans le scénario 2 correspond au seuil de sortie du CICE.

Une représentation alternative des taux marginaux en fonction du niveau de vie du ménage montre que l'hétérogénéité à niveau de revenu donné est plus faible (voir complément en ligne C5), confirmant qu'elle est liée au fait que le niveau des transferts dépend souvent de la structure et des ressources du ménage.

Décomposition du TMEP moyen par catégorie de transferts

L'analyse de la contribution de chaque catégorie de transferts au taux marginal moyen²⁷ par centile de revenu annuel permet de comprendre l'origine du profil en tilde du TMEP (figure III). En bas de la distribution des revenus, ce sont surtout les mécanismes d'incitation à l'emploi (RSA activité et PPE) qui guident l'évolution des TMEP : ils ont une contribution négative au début de la distribution, puis celle-ci devient progressivement positive entre 0.3 et 1.2 Smic dans leur phase dégressive.

La dégressivité des aides au logement (AL) au-delà d'un plafond de revenu et la progressivité de l'IR amplifient cette hausse des TMEP entre 0 et 1 Smic, qui est cependant légèrement compensée par l'arrêt du bénéfice des minima sociaux au fur et à mesure que le revenu augmente, ce qui annule progressivement leur contribution. L'arrêt de la PPE a pour effet une baisse des TMEP à partir de 1.2 Smic. Entre 1.2 Smic et 1 PASS, la hausse de la contribution de l'IR est compensée par l'extinction progressive des AL, conduisant à une stabilité des TMEP. Dans le scénario 2, les cotisations patronales contribuent à la baisse du TMEP à 1.6 Smic du fait de l'arrêt des allègements Fillon. Dans le dernier tiers de la distribution, le TMEP augmente du fait de la progressivité de l'IR ; hausse légèrement compensée à la toute fin de la distribution par le moindre taux de cotisation sociale sur la part des revenus dépassant 3 PASS. À noter que les mécanismes d'abaissement du coût du travail pour les entreprises ayant pour but de favoriser l'emploi ont pour effet d'augmenter le niveau des taux marginaux lors de la phase dégressive (entre 1 et 1.6 Smic pour les allègements Fillon) ou ponctuellement à la sortie (à 2.5 Smic pour le CICE) de ces dispositifs (figure III.b).

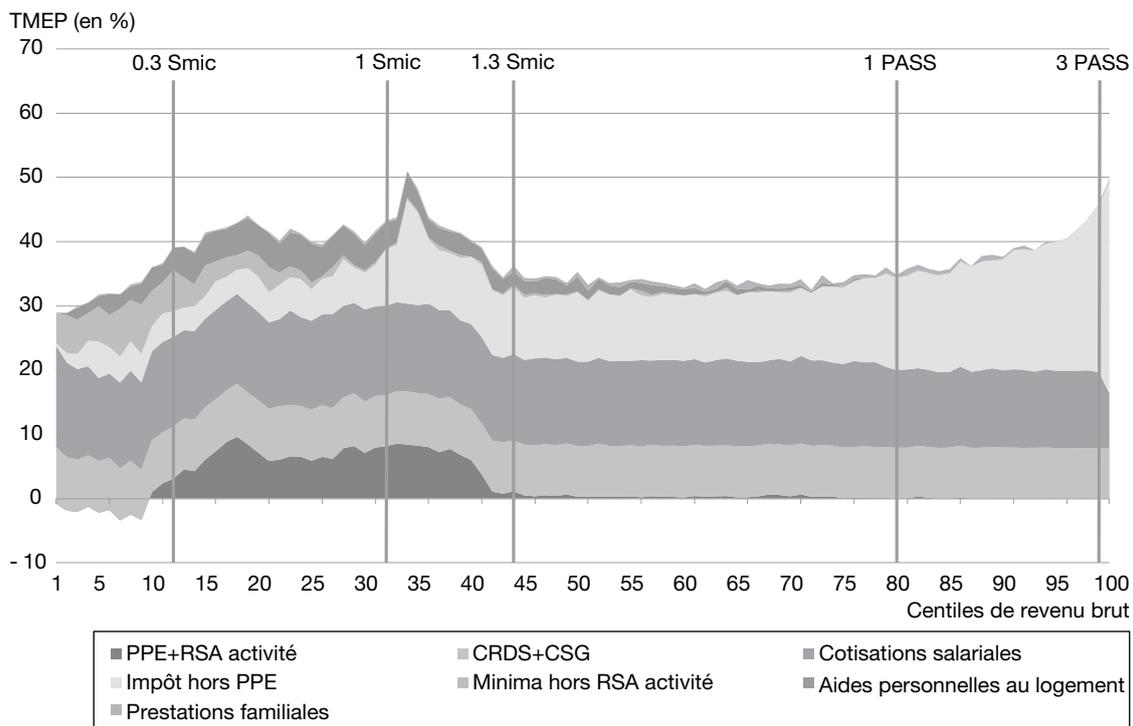
Décomposition par configuration familiale

La composition familiale est un élément important dans la détermination des droits aux prestations sociales et du montant d'impôt sur le revenu, et a fortiori du TMEP. Les TMEP moyens sont relativement proches selon la configuration familiale, ils varient entre 37 % et 41 % dans le premier scénario et 57 % et 61 % dans le deuxième. Ce sont les individus des familles monoparentales qui font face au TMEP moyen le plus élevé (41 % dans le premier scénario et 61 % dans le deuxième). Ceci est principalement lié à une contribution plus importante des taux marginaux associés aux aides au logement et aux minima sociaux (11 % cumulé contre moins de 5 % dans les autres configurations, voir figure C2-I du complément en ligne C2). En effet, les parents de familles monoparentales à faibles revenus reçoivent souvent davantage d'AL (barème plus favorable) et de minima sociaux (RSA majoré pour les parents isolés) ; ils en perdent donc d'autant plus en cas d'augmentation de leurs revenus d'activité. À l'inverse,

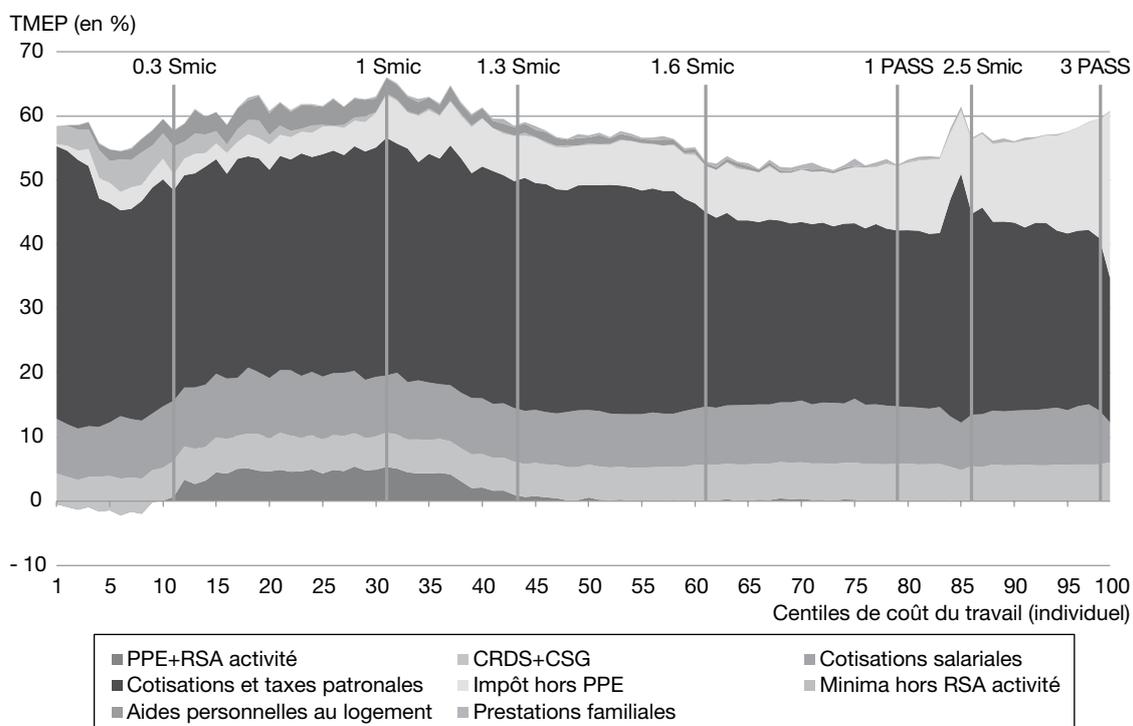
27. En effet, l'équation (2) (cf. encadré 2) reste vraie pour toute opération linéaire sur le TMEP, en particulier sur la moyenne. Étant donné la sensibilité de la moyenne aux valeurs extrêmes, nous restreignons ici le champ d'analyse aux individus dont le TMEP est entre - 20 % et 150 % (qui représentent 99.7 % des individus).

Figure III
Décomposition des TMEP moyens par type de transfert

A – Scénario 1



B – Scénario 2



Note : la contribution négative au début de la distribution est liée à la PPE et au RSA activité.
 Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine.
 Source : Insee, enquête *Revenus fiscaux et sociaux* 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

la contribution de l'impôt sur le revenu est plus faible pour les familles monoparentales que pour les autres configurations familiales car d'une part elles sont plus pauvres en général et d'autre part le premier enfant à charge compte pour une part complète contre une demi-part pour un couple.

Les personnes seules sans enfant ont un taux marginal moyen plus élevé (40 % dans le 1^{er} scénario et 60 % dans le 2^e) que les couples avec et sans enfants (respectivement 37 % dans le 1^{er} scénario et 57 % dans le 2^e). En effet, les personnes seules sans enfant perdent plus rapidement les AL et ont donc une contribution au TMEP plus importante des aides au logement que les couples.

La figure IV présente les TMEP moyens par vingtile de coût du travail pour les quatre configurations familiales. On retrouve à chaque fois la forme en tilde observée sur l'ensemble de la population, mais avec deux principales différences : pour les personnes sans conjoints, la hausse dans le bas de la distribution puis la baisse sont plus marquées que pour celles avec conjoint (et donc le niveau est plus élevé dans la première moitié de la distribution) ; pour les parents de famille monoparentale, le niveau est plus élevé que pour les personnes seules sans enfant dans le milieu de la distribution. La forte augmentation pour les personnes seules sans enfant est liée à une contribution du taux marginal de l'IR qui augmente plus abruptement du fait de l'entrée dans le barème.

Décomposition par sexe et statut marital

Les TMEP auxquels font face les femmes sont légèrement plus élevés que ceux des hommes en moyenne (d'environ 1 point dans les deux scénarios). Ils sont légèrement plus faibles au milieu de la distribution et plus élevés dans le haut (voir figure C2-II du complément en ligne C2). Ce résultat est cohérent avec Immervol (2002) qui obtient pour la France des taux marginaux plus élevés pour les femmes pour le dernier tiers de la distribution. Ce résultat s'observe pour les femmes mariées ou pacées, qui ont un taux marginal médian de 1 à 2 points supérieur (selon le scénario) à celui des hommes mariés ou pacés, notamment dans le haut de la distribution. En revanche, les femmes et les hommes seuls (célibataires, veufs ou divorcés) présentent des taux très proches (figure V). Une décomposition du TMEP moyen montre que ces différences pour les couples mariés ou

pacés sont liées principalement à l'impôt sur le revenu dans le haut de la distribution (et à la PPE dans le bas de la distribution dans une moindre mesure).

Analyse des TEPE sur l'année 2014

Dans cette section, nous complétons l'analyse précédente sur la marge intensive par la marge extensive en donnant des informations sur les taux à l'emploi effectif de prélèvements (TEPE) en 2014. Seuls les points saillants et qui se différencient de l'analyse précédente sont présentés ; pour plus de détails, voir les figures du complément en ligne C3.

Les TEPE médians sont de 33 % dans le scénario 1 et de 50 % dans le scénario 2, avec une distribution lisse, sans pics. Seuls 1.2 % des individus font face à des TEPE supérieurs à 100 %. La forme des TEPE moyens en fonction des centiles de revenu est légèrement décroissante dans le scénario 1, et relativement stable et légèrement croissante à la fin de la distribution dans le scénario 2 (voir figure C3-I). Ces évolutions sont liées à plusieurs phénomènes qui se compensent : la contribution des minima sociaux est relativement importante dans le bas de la distribution puis diminue, tandis que la contribution de l'IR et des cotisations patronales augmente (voir figure C3-II). Cette augmentation des cotisations patronales conduit à la différence de tendance observée entre les scénarios 1 et 2. À noter que contrairement au cas des TMEP, la contribution de la PPE et du RSA activité est toujours négative (et nulle à partir d'environ 1.3 Smic quand les dispositifs prennent fin) car même dans leur partie dégressive, il y a toujours un gain par rapport à une situation d'inactivité.

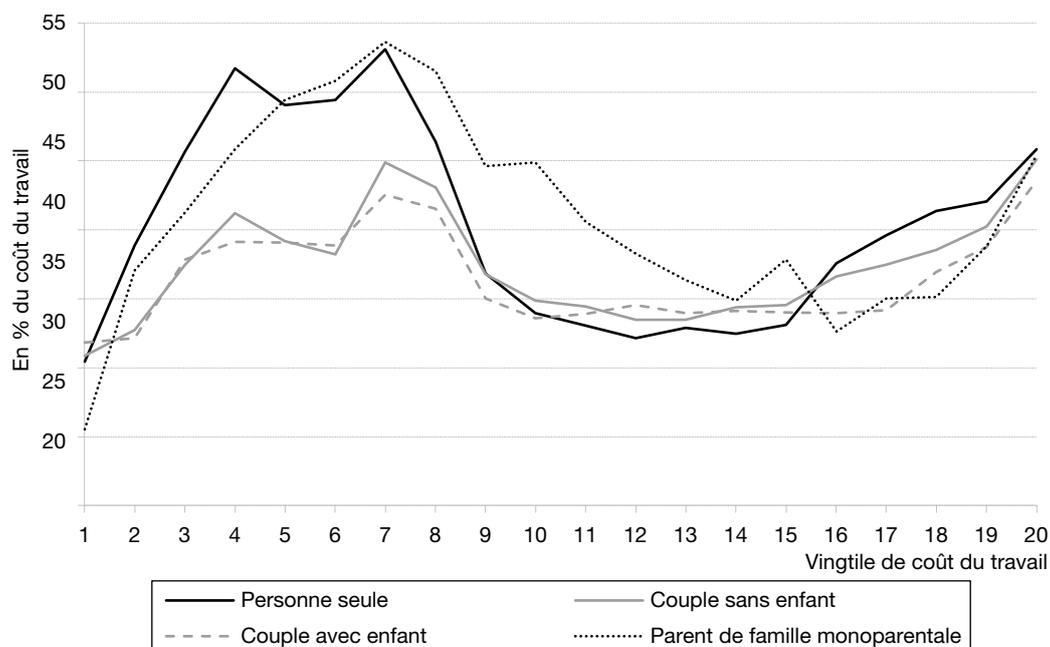
Une autre particularité des TEPE par rapport aux TMEP est qu'ils sont beaucoup plus variables selon la configuration familiale. Les couples ont des TEPE beaucoup plus faibles que les autres, quel que soit le nombre d'enfant (figure VI). Cela est lié au fait que les prestations sociales et l'IR sont familiarisés en France : la prise en compte du revenu du conjoint diminue fortement le montant de prestations d'une personne sans emploi (voir l'en prive). Ainsi, une personne sans emploi en couple avec un conjoint actif ne perd que peu de prestations en reprenant un emploi, à l'inverse d'une personne seule dont le bénéfice des minima sociaux est annulé.

Enfin, les TEPE des hommes et des femmes sont proches, ils sont légèrement plus élevés pour les hommes en moyenne, notamment dans le bas de la distribution, alors qu'ils sont légèrement plus élevés pour les femmes dans le haut de la distribution (voir

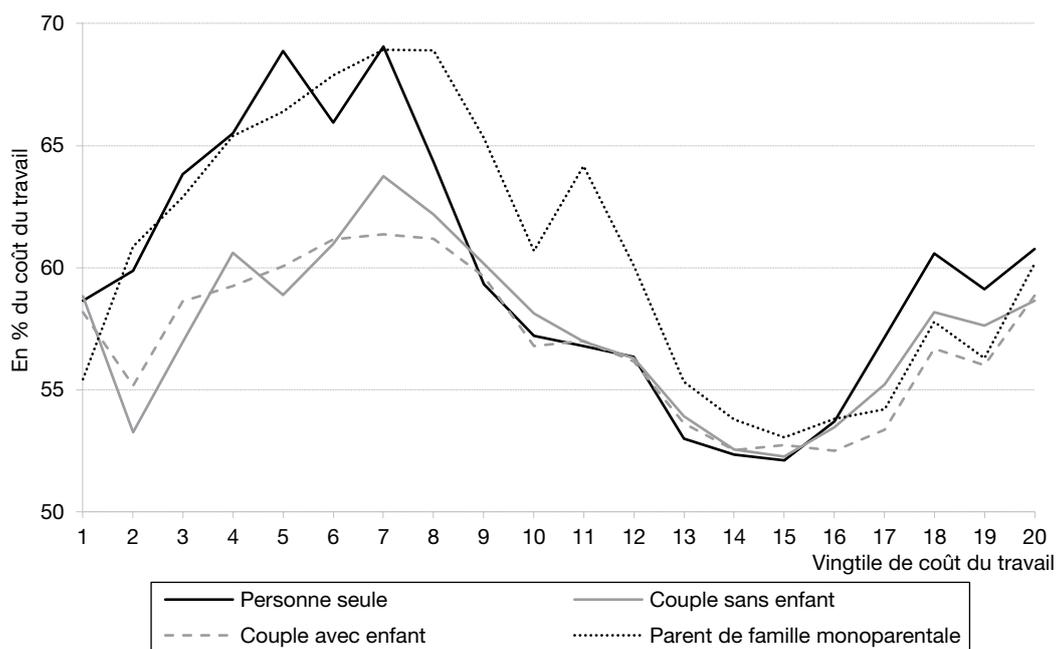
figure C3-III). Cela est cohérent avec Immervol *et al.* (2009) qui montre que le TEPE des premiers apporteurs de ressources en France est supérieur à celui des seconds apporteurs de ressources (mais moins significativement que dans d'autres pays).

Figure IV
TMEP moyens en fonction du coût du travail selon la configuration familiale

A – Scénario 1

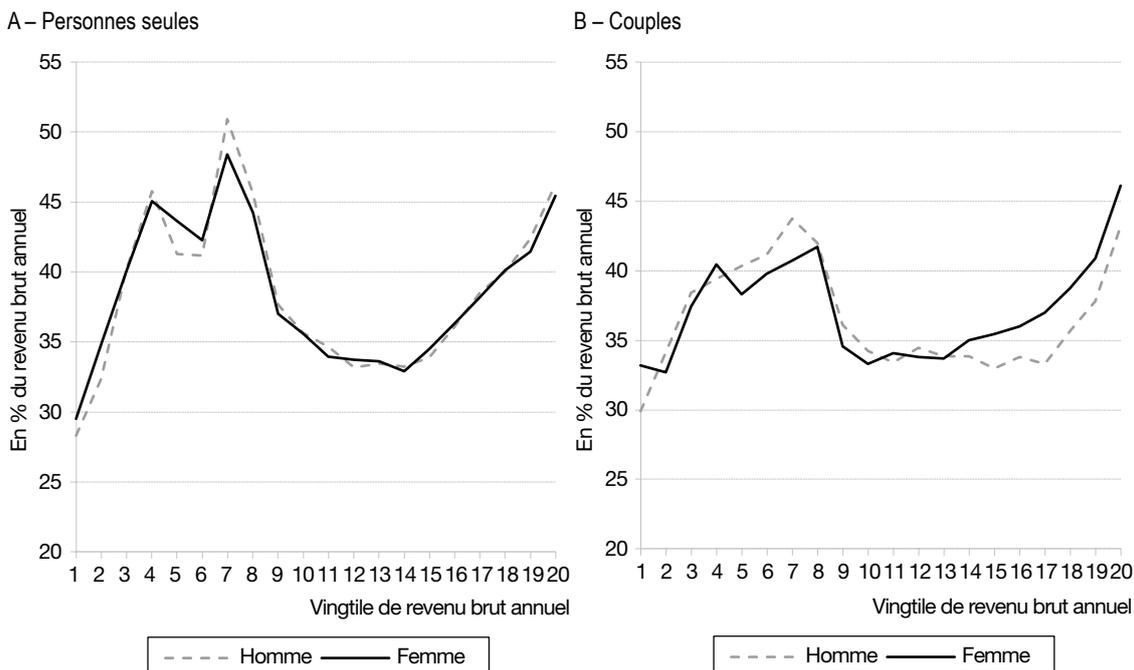


B – Scénario 2



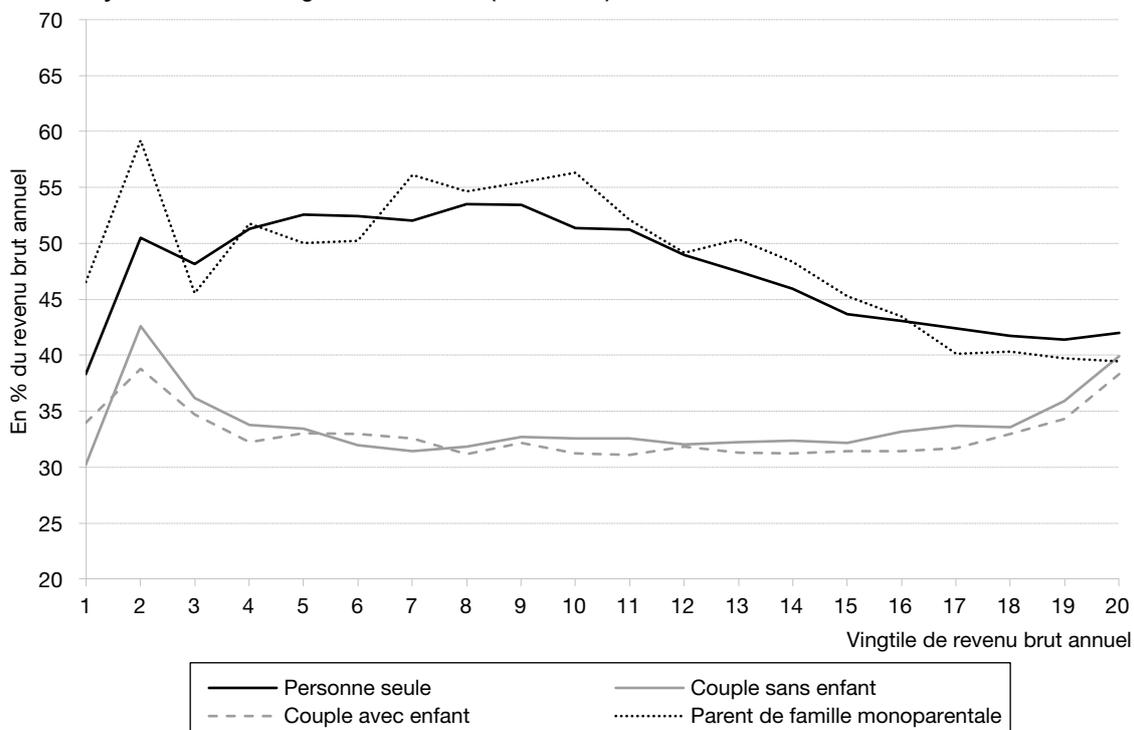
Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine.
Source : Insee, enquête *Revenus fiscaux et sociaux* 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Figure V
TMEP moyens selon le genre et le statut marital (scénario 1)



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine.
Source : Insee, enquête *Revenus fiscaux et sociaux* 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Figure VI
TÉPE moyens selon la configuration familiale (scénario 1)



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine
Source : Insee, enquête *Revenus fiscaux et sociaux* 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

Évolutions des TMEP et TEPE entre 1998, 2008 et 2014

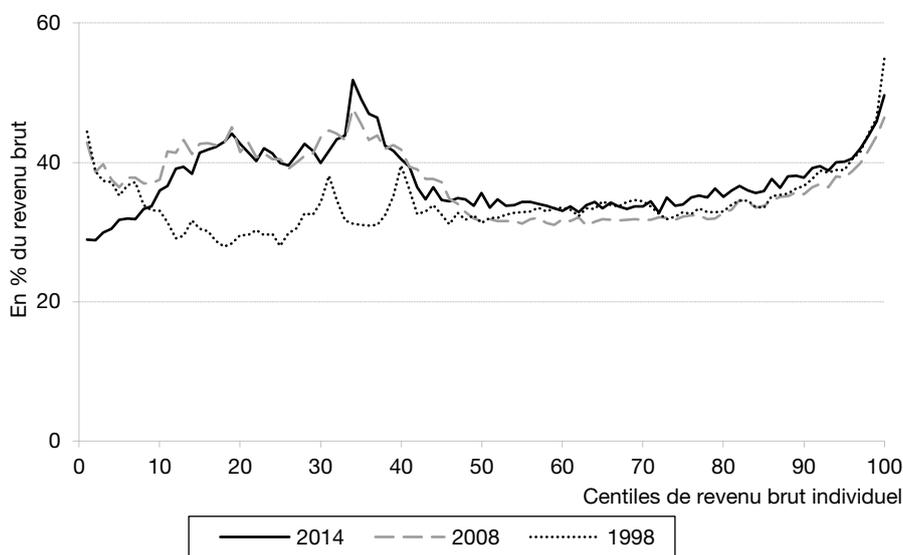
Dans cette partie, nous évaluons l'effet des modifications législatives sur les TMEP et les TEPE entre 1998, 2008 et 2014. Nous nous intéressons en particulier à l'effet des mesures d'incitation au travail mises en place au début des années 2000 (voir complément en ligne C4 pour leur détail).

En 2008, la forme des TMEP et TEPE en fonction des centiles de revenu est proche de celle

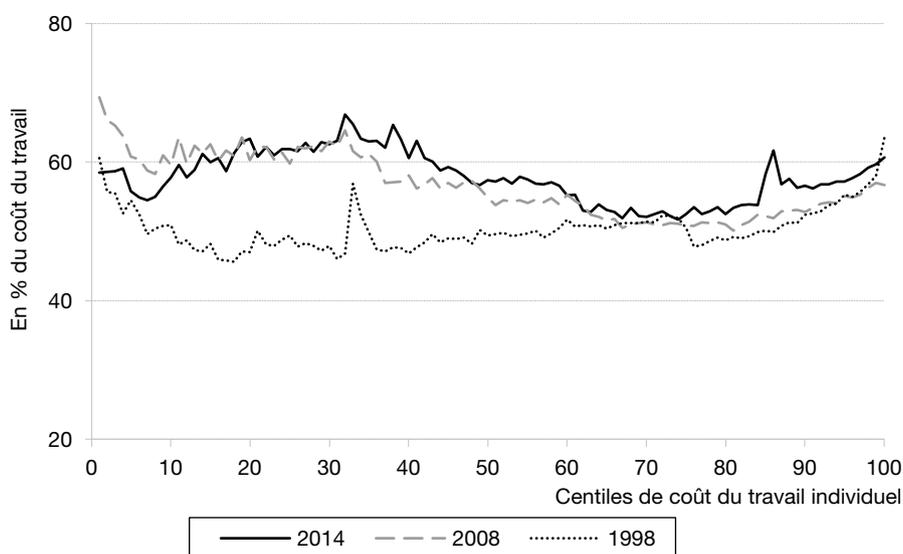
de 2014 sauf au tout début de la distribution (1^{er} dixième de la population) : les TMEP et TEPE sont élevés mais décroissants en 2008 sur cette partie de la distribution alors qu'ils sont plus faibles mais croissants en 2014 (figure VII). Cette modification s'explique par la mise en place du RSA activité qui a modéré les taux marginaux de 100 % liés à la partie différentielle du RMI mais aussi par les autres dispositifs d'intéressement qui ont été créés ou renforcés, pour l'AAH notamment (la contribution des minima sociaux hors RSA activité

Figure VII
TMEP et TEPE selon l'année de législation et le scénario d'incidence

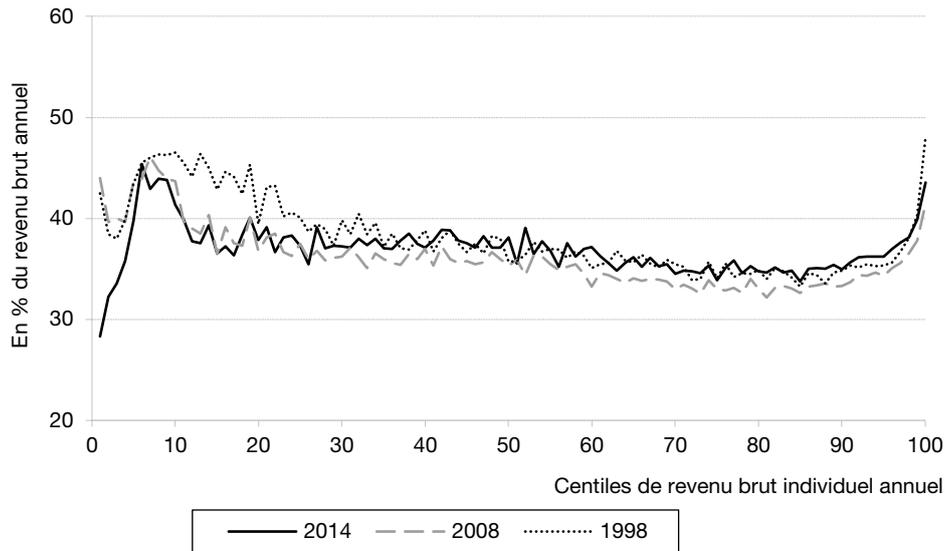
A – TMEP - Scénario 1



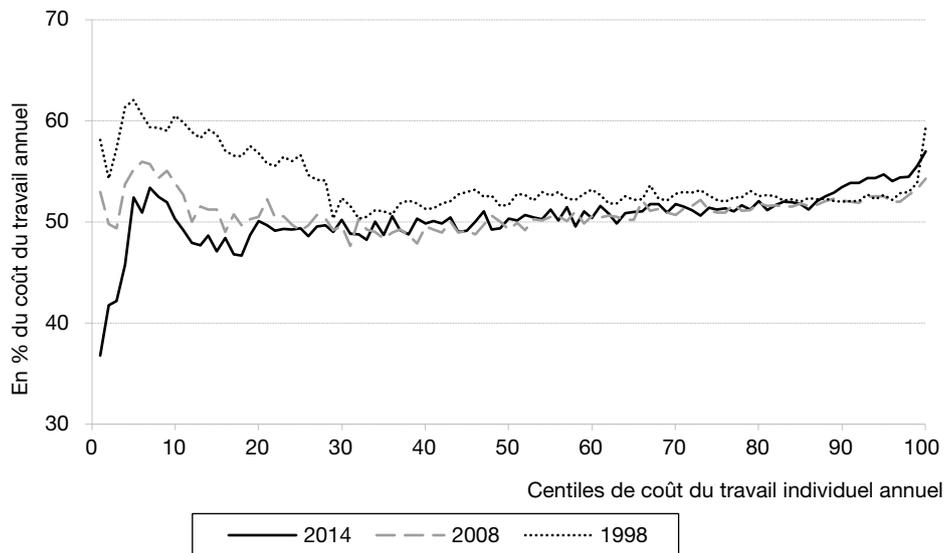
B – TMEP - Scénario 2



C – TEPE - Scénario 1



D – TEPE - Scénario 2



Champ : individus percevant des revenus d'activité positifs et appartenant à un ménage ordinaire de France métropolitaine.
 Source : Insee, enquête *Revenus fiscaux et sociaux* 2012 (actualisée 2014) ; Drees et Insee, modèle Ines.

diminue ainsi entre 2008 et 2014²⁸). Dans toute la 2^e partie de la distribution, les TMEP et TEPE sont légèrement plus faibles en 2008 qu'en 2014 mais ont la même forme.

En 1998, les TMEP ont une forme en U²⁹ en fonction du revenu brut, contrairement à la forme en tilde de 2014. Comme en 2008, les TMEP baissent en tout début de distribution mais cette baisse se poursuit après le 1^{er} décile et les TMEP sont significativement plus faibles entre le 1^{er} et 4^e décile en 1998 qu'en 2008 et 2014. Les TMEP plus élevés en 2008 et 2014 sur cette plage de revenus sont liés aux taux

marginiaux positifs de la PPE dans sa partie dégressive (complément C4, figure C4-II)³⁰. Pour les TEPE, le diagnostic est différent. Ils sont plus élevés en 1998 dans tout le premier

28. Elle était en moyenne de 7 points pour le premier décile en 2008 contre 4 points en 2014 (complément en ligne C4).

29. Ce qui est cohérent avec les études précédentes faites sur cette période : Laroque et Salanié (1999) sur l'année 1997 et Legendre et al. (2003) sur l'année 2000 obtiennent une distribution des TMEP en U, tandis que Bourguignon (1998) obtient une courbe sous forme de deux U accolés. À noter que dans ces études les TMEP sont illustrés en général selon le niveau de vie du ménage et doivent donc être comparées à nos graphiques du complément en ligne C5.

30. Et dans une moindre mesure, à l'augmentation de la contribution des AL (+ 3 points sur la période) du fait de la réforme de 2001/2002 qui a diminué les taux très élevés mais les a augmentés en moyenne.

tiers de la distribution par rapport à 2014. En effet, même dans la partie dégressive de la PPE, celle-ci reste un gain par rapport à une situation de non emploi et donc la PPE augmente bien les gains de retour à l'emploi sur tout le début de la distribution (sauf au tout début, avant le seuil d'éligibilité à la PPE).

Au final, l'évolution entre 1998 et 2014 du profil des TMEP (de U à tilde) et des TEPE (baisse du niveau dans le premier tiers de la distribution) s'explique surtout par la mise en place de mécanismes d'incitation à l'emploi, et en particulier de la PPE en 2001 et du RSA activité en 2009. Ces réformes ont diminué la proportion de TMEP et TEPE très élevés par rapport à 1998 d'environ de moitié (voir tableaux C4-1 et C4-2 du complément en ligne C4). Cette diminution a été compensée par des taux marginaux en moyenne plus élevés au milieu-haut de la distribution, comme en témoigne la hausse de la moyenne des TMEP entre 1998 et 2014³¹, et la hausse de la proportion des taux marginaux se situant entre 60 % et 100 % (voir tableau C4-1). Contrairement aux TMEP, les niveaux moyens des TEPE ont peu évolué entre 1998 et 2014 (voir tableau C4-2), l'effet des réformes d'incitation au travail ayant compensé les hausses de taux de cotisations.

Discussion

Nous discutons maintenant quelques-uns de nos résultats sur les incitations au travail à l'aune des objectifs de politique publique, des préconisations normatives de la théorie économique, et des comparaisons internationales, avant de présenter deux limites de l'étude.

Nous avons montré qu'entre 1998 et 2014 les situations de désincitations au travail (TMEP et TEPE supérieurs à 100 %) ont diminué du fait de la mise en place de mécanismes d'incitation à l'emploi pour les bas salaires (RSA activité et PPE). Ces réformes ont été relativement efficaces dans une optique de réduction des trappes à inactivité, mais ont-elles été optimales³² du point de vue de la justice sociale ? Diamond et Saez (2011) concluent sur cette question que les réformes entreprises ces dernières décennies dans les pays développés pour inciter au travail sont cohérentes avec la logique de la taxation optimale car elle augmente la redistribution vers les travailleurs pauvres tout en encourageant la participation au marché du travail. En effet, Saez (2002) montre qu'un système d'incitation au

travail (de type PPE) est préférable à un système d'impôt négatif³³ si les réponses dans la marge extensive sont importantes relativement à celles dans la marge intensive³⁴, ce qui est confirmé par les études empiriques (Blundell & MaCurdy, 1999). Dans un modèle intégrant le marché du travail, Immervol *et al.* (2007) montrent qu'en France (et en général dans les pays européens), une réforme de l'incitation au travail concentrée sur les travailleurs pauvres est beaucoup plus désirable qu'une mesure de type impôt négatif.

Nous avons montré que les incitations au travail (TMEP et TEPE) sont relativement similaires pour les femmes et pour les hommes en France sur les marges intensive et extensive. Or, selon un critère théorique d'efficacité (dit « règle de Ramsey »), les femmes devraient être moins taxées car leur offre de travail est plus élastique³⁵. Cela a donné lieu à de nombreux débats de recherche académique sur la « *gender based taxation* » (par exemple Alesina *et al.*, 2011), d'autres auteurs contestant cette taxation différenciée car elle ne serait pas neutre sur les décisions de mariage et ne satisfait pas le critère d'équité entre familles (Saint-Paul, 2008). En France, le débat se focalise sur l'individualisation des transferts et notamment de l'impôt sur le revenu. Certains économistes prônent une individualisation des prélèvements (Landais *et al.*, 2011) avec pour avantage un gain d'efficacité économique du fait d'une amélioration des mécanismes d'incitation à l'activité pour le conjoint le moins rémunéré, dont l'élasticité à la participation serait particulièrement élevée en France (Carbonnier, 2014).

Nous avons aussi vu que les personnes seules ont des incitations au travail beaucoup moins élevées que les autres configurations familiales (surtout dans la première moitié de la distribution). Pour juger de l'efficacité de cette situation à la lumière de la règle de Ramsey, il faut connaître

31. Liée aussi aux hausses des taux de cotisations vieillesse patronales.
32. Les modèles classiques de fiscalité optimale indiquent que la forme optimale des taux marginaux est en U (Saez, 2001) mais ces analyses prennent mal en compte les marchés du travail incomplet dans le bas de la distribution (présence du Smic, temps partiel, etc.) et peuvent donc mieux se comparer avec nos graphiques à partir du Smic (qui ont bien une forme en U), sans donner d'indications claires sur la forme dans l'extrême bas de la distribution.

33. Un impôt négatif consiste en un revenu garanti par l'état associé à un taux marginal de moins de 100 % (le RSA socle s'en approche en France).

34. A noter que ce résultat dépend du poids que le gouvernement donne aux différents groupes de la distribution des revenus et ne tient plus lorsque le gouvernement se soucie seulement du bien-être des individus ne disposant pas de revenu (cas rawlsien), ou lorsque le gouvernement ne cherche pas à redistribuer les revenus (Saez, 2002, p. 1050).

35. Voir Blundell et MaCurdy (1999). C'est particulièrement le cas des femmes mariées avec des enfants en bas âge.

les élasticités de l'offre de travail selon la configuration familiale, qui sont peu connues³⁶.

Enfin, les TMEP médians français sont dans la fourchette haute des TMEP en Europe, notamment supérieurs à ceux du Royaume-Uni, de l'Espagne ou de la Suède, inférieurs à ceux de l'Allemagne, l'Italie ou de la Belgique (Leventi & Vujackov, 2016) et se distinguent par la contribution importante des prestations sociales (notamment dans les deux premiers déciles selon Jara & Tumino, 2013), contrepartie de leur niveau élevé. Concernant les incitations sur la marge extensive, seules des comparaisons sur cas-type sont disponibles sur la période récente. Elles indiquent que les TEPE seraient dans la moyenne des pays européens (Commission européenne, 2013, p. 44).

* *
*

L'analyse des taux marginaux et de retour à l'emploi a permis de faire un panorama des incitations au travail en France selon le niveau de revenu, par configuration familiale et par sexe. Nous montrons que la différence d'incitation au travail entre homme et femme est très faible voire nulle en moyenne (sauf dans le haut de la distribution à la défaveur des femmes mariées) et les incitations au travail sont beaucoup plus faibles pour les personnes sans conjoint que celles avec conjoint (dans la première moitié de la distribution sur la marge intensive et sur l'ensemble sur la marge extensive). L'analyse permet aussi de mettre en évidence l'évolution de la forme TMEP par centiles de revenu, passé d'une forme en U à celle d'un tilde entre 1998 et 2014 et la baisse des TEPE dans le premier tiers de la distribution, notamment avec la mise en place du RSA activité et de la PPE.

Deux limites à cette analyse doivent néanmoins être soulignées. Premièrement, plusieurs dispositifs conduisant à des taux marginaux non nuls existent mais ne sont pas pris en compte dans cette étude, notamment les aides et taxes locales. Leur inclusion augmenterait les TMEP dans le bas de distribution du fait des droits connexes aux minima sociaux, des dégrèvements partiels de taxe d'habitation, des tarifs sociaux, bourses, cantines, etc. L'unique effet de l'ajout de la taxe d'habitation sur les TMEP et TEPE serait cependant relativement faible pour un célibataire : il augmenterait de 2 à 3 points le TMEP (selon le scénario) entre 0.4 Smic et 1 Smic et de 1 à 2 points le TEPE (voir cas-type dans le complément en ligne C6). Selon Anne et L'Horty (2002, 2009), l'impact de l'ensemble des prestations locales sur les gains de retour à l'emploi (mesurés par la durée de réservation pour un emploi au Smic, par rapport au revenu net³⁷) serait de plus de 50 % pour certaines configurations familiales. Deuxièmement, les incitations au travail ne dépendent pas seulement des incitations monétaires à court terme mesurées par les TMEP et TEPE. Des aspects dynamiques de l'offre de travail à moyen/long terme peuvent avoir un impact sur les incitations. En effet, même avec des taux marginaux élevés, il peut être bénéfique de travailler plus (en quotité ou intensité) en termes de gain et productivité future (promotion, retraite ou allocations chômage plus avantageuses, impact positif sur la productivité et l'employabilité, etc.).

Malgré ces limites, il serait important que de tels indicateurs soient plus régulièrement et systématiquement présentés et diffusés afin de suivre dans le temps l'évolution des incitations au travail. □

36. Les estimations de Sicsic (2018) indiquent que les personnes seules auraient des élasticités plus élevées en France, ce qui indiquerait que l'état des incitations au travail selon la configuration familiale ne serait pas efficace.

37. Ce chiffre serait donc plus faible rapporté au revenu brut ou au coût du travail.

BIBLIOGRAPHIE

- Alesina, A., Ichino, A. & Karabarbounis, L. (2011).** Gender-Based Taxation and the Division of Family Chores. *American Economic Journal: Economic Policy*, 3(2), 1–40.
<https://doi.org/10.1257/pol.3.2.1>
- Anne, D. & L'Horty, Y. (2002).** Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi. *Économie et statistique*, 357-358, 49–78.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1375832/es357d.pdf>
- Anne, D. & L'Horty, Y. (2009).** Aides sociales locales, revenu de Solidarité active (RSA) et gains du retour à l'emploi. *Économie et statistique*, 429-430, 129–157.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1377400/es429f.pdf>
- Argouarc'h, J. & Boiron, A. (2016).** Les niveaux de vie en 2014. *Insee Première* N° 1614.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2121597>
- Bargain, O. & Terraz, I. (2003).** Évaluation et mise en perspective des effets incitatifs et redistributifs de la Prime pour l'emploi. *Économie & prévision*, 160-161, 121–147
https://www.persee.fr/doc/ecop_0249-4744_2003_num_160_4_6924
- Barnaud, L. & Ricroch, L. (2005).** Les taux marginaux d'imposition : quelles évolutions depuis 1998 ? *Diagnostics Prévisions et Analyses Économiques* N° 63.
<https://www.tresor.economie.gouv.fr/file/326763>
- Blundell, R. W. & MaCurdy, T. (1999).** Labor supply: a review of alternative approaches. In: Ashenfelter, O. & Card, D. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, pp. 1559–1695. Amsterdam: North Holland.
[https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(99\)03008-4](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(99)03008-4)
- Bourguignon, F. (1998).** Fiscalité et redistribution. *Conseil d'Analyse Économique – Rapport* N° 11. Paris : *La Documentation française*.
www.ladocumentationfrancaise.fr/var/storage/rapports-publics/994000130.pdf
- Bozio, A., Breda, T. & Grenet, J. (2017).** Incidence of Social Security Contributions: Evidence from France. *Document de travail*.
http://www.parisschoolofeconomics.com/breda-thomas/working_papers/Bozio_Breda_Grenet_2017b.pdf
- Bozio, A., Fack, G. & Grenet, J. (Eds.) (2015).** Les allocations logement, comment les réformer ? CEPREMAP/IPP, *Opuscule* N° 38.
www.cepremap.fr/depot/opus/OPUS38.pdf
- Carbonnier, C. (2014).** The influence of taxes on employment of married women, evidence from the French joint income tax system. *LIEPP Working Paper* 23.
<https://spire.sciencespo.fr/hdl:/2441/71fmtcll678th91dbi6o2t0onk>
- Chanchole, M. & Lalanne, G. (2012).** Photographie du système socio-fiscal et de sa progressivité. *Économie & prévision*, 200-201(2), 19–40.
<https://doi.org/10.3406/ecop.2012.8105>
- Commission européenne (2013).** Tax reforms in EU Member States 2013. *Taxation Paper* N° 38.
http://ec.europa.eu/taxation_customs/sites/taxation/files/resources/documents/taxation/gen_info/economic_analysis/tax_papers/taxation_paper_38.pdf
- CSERC (1997).** *Minima sociaux, entre protection et insertion*. Paris : La Documentation française.
<https://www.ladocumentationfrancaise.fr/rapports-publics/024000309/index.shtml>
- Diamond, P. & Saez, E. (2011).** The Case for a Progressive Tax: From Basic Research to Policy Recommendations. *Journal of Economic Perspectives*, 25(4), 165–190.
<https://doi.org/10.1257/jep.25.4.165>
- Duclos, J.-Y., Fortin, B. & Fournier, A.-A. (2009).** An Analysis of Effective Marginal Tax Rates in Quebec. *Canadian Public Policy / Analyse de Politiques*, 35(3), 343–371.
<https://www.jstor.org/stable/40345328>
- Eidelman, A., Langumier, F. & Vicard, A. (2013).** Prélèvements et transferts aux ménages : des canaux redistributifs différents en 1990 et 2010. *Économie et Statistique*, 459, 5–26.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1377610/ES459A.pdf>
- Ferey, A. (2018).** Housing Benefits and Monetary Incentives to Work: Simulations for France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, ce numéro.
- Fourcot, J. & Sicsic, M. (2017).** Les taux marginaux effectifs de prélèvement pour les personnes en emploi en France en 2014. Insee DSDS, *Document de travail* N° F1701.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/2581807/F1701.pdf>

- Fullerton, D. & Metcalf, G. E. (2002).** Tax incidence. In: Auerbach, A. J. & Feldstein, M. (Eds.), *Handbook of Public Economics*, vol. 4, 1787–1872. Amsterdam, London: North Holland.
[https://doi.org/10.1016/S1573-4420\(02\)80005-2](https://doi.org/10.1016/S1573-4420(02)80005-2)
- Gurgand, M. & Margolis, D. (2008).** Does Work Pay in France? Monetary Incentives, Hours Constraints and the Guaranteed Minimum Income. *Journal of Public Economics*, 92(7), 1669–1697.
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2007.10.008>
- Hagneré, C. & Trannoy, A. (2001).** L'impact conjugué de trois ans de réformes sur les trappes à inactivité. *Économie et statistique*, 346-347, 161–179.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1376083/es346h1.pdf>
- Immervoll, H. (2002).** The distribution of average and marginal effective tax rates in European Union Member States. *EUROMOD Working Papers* N° EM2/02.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:ese:emodwp:em2-02>
- Immervoll, H. (2004).** Average and Marginal Effective Tax Rates Facing Workers in the EU: A Micro-Level Analysis of Levels, Distributions and Driving Factors. *Documents de travail de l'OCDE sur les questions sociales, l'emploi et les migrations* N° 19.
<https://doi.org/10.1787/652730151886>
- Immervoll, H., Kleven, H. J., Kreiner, C. T. & Saez, E. (2007).** Welfare Reform in European Countries: A Microsimulation Analysis. *The Economic Journal*, 117(516), 1–44.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02000.x>
- Immervoll, H., Kleven, H. J., Kreiner, C. T. & Verdellin, N. (2009).** An Evaluation of the Tax-Transfer Treatment of Married Couples in European Countries. *IZA Discussion Paper* N° 3965.
<https://ssrn.com/abstract=1336082>
- Insee (2018).** Fiche Redistribution monétaire. Insee, France Portrait Social, édition 2018.
https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/3646132/FPORSOC18m4_F4.4.pdf
- Jara, X. & Tumino, A. (2013).** Tax-benefit systems, income distribution and work incentives in the European Union. *International journal of microsimulation*, 6(1), 27–62.
http://www.microsimulation.org/IJM/V6_1/3_IJM_6_1_Jara_Tumino.pdf
- Landais, C., Piketty, T. & Saez E. (2011).** Pour une révolution fiscale. Paris : *Seuil / La République des idées*.
<http://www.seuil.com/ouvrage/pour-une-revolution-fiscale-thomas-piketty/9782021039412>
- Laroque, G. & Salanié, B. (1999).** Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail. *Économie et Statistique*, 328, 3–19.
http://www.epsilon.insee.fr/jspui/bitstream/1/21630/1/estat_1999_328_1.pdf
- Legendre, F., Lorgnet, J.-P. & Thibault, F. (2003).** La distribution des incitations financières au travail en France : l'évaluation du modèle Myriade. *Économie & prévision*, 160-161, 23–48.
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2003-4-page-23.html>
- Legendre, F. & Thibault, F. (2007).** Les concubins et l'impôt sur le revenu en France. *Économie et Statistique*, 401, 3–21.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/fichier/1377070/es401a.pdf>
- Lehmann, E., Marical, F. & Rioux, L. (2013).** Labor income responds differently to income-tax and payroll-tax reforms. *Journal of Public Economics*, 99, 66–84.
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2013.01.004>
- L'Horty, Y. (2007).** Fiscalité des bas salaires : La révolution silencieuse. *Regards croisés sur l'économie*, 1(1), 151–156.
<https://doi.org/10.3917/rce.001.0151>
- Leventi, C. & Vujackov, S. (2016).** Baseline results from the EU28 EUROMOD (2011-2015). *EUROMOD Working Paper* EM 3/16.
<https://www.euromod.ac.uk/sites/default/files/working-papers/em3-16.pdf>
- OCDE (1997).** *The OECD Jobs Strategy. Making Work Pay: Taxation, Benefits, Employment*. Paris : Éditions OCDE.
- Pacifico, A. & Trannoy, A. (2015).** Abandonner la décote, cette congère fiscale. *IDEP Analyses* N° 7.
https://www.idep-fr.org/sites/default/files/idep/idep_analyses_n7.pdf
- Pisani-Ferry, J. (2000).** Plein emploi. Conseil d'Analyse Économique, Rapport N° 30. Paris : *La Documentation française*.
<https://www.ladocumentationfrancaise.fr/rapports-publics/014000051/index.shtml>
- Saez, E. (2001).** Using Elasticities to Derive Optimal Income Tax Rates. *Review of Economic Studies*, 68(1), 205–229.
<https://doi.org/10.1111/1467-937X.00166>
- Saez, E. (2002).** Optimal Income Transfer Programs: Intensive versus Extensive Labor Supply Responses.

The Quarterly Journal of Economics, 117(3), 1039–1073.

<https://doi.org/10.1162/003355302760193959>

Saez, E., Matsaganis, M. & Tsakloglou, P. (2012). Earnings determination and taxes: Evidence from a cohort-based payroll tax reform in Greece. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(1), 493–533.

<https://doi.org/10.1093/qje/qjr052>

Saez, E., Slemrod, J. & Giertz, S. (2012). The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, 50(1), 3-50.

<https://doi.org/10.1257/jel.50.1.3>

Saint-Paul, G. (2008). Against “Gender-Based Taxation”. CEPR Discussion Paper N° DP6582.

https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1140512

Sicsic, M. (2018). The elasticity of labor income: evidence from French tax and benefit reforms, 2006-2015. *Mimeo*.

https://www.researchgate.net/publication/325818615_The_elasticity_of_labor_income_evidence_from_French_tax_and_benefit_reforms_2006-2015

Trannoy, A. & Wasmer, E. (2013). La politique du logement locatif. *Note du CAE* N° 10.

<http://www.cae-eco.fr/La-politique-du-logement-locatif>

Allocations logement et incitations financières au travail : simulations pour la France

Housing Benefits and Monetary Incentives to Work: Simulations for France

Antoine Ferey*

Résumé – Cet article caractérise l'impact des allocations logement sur les incitations financières au travail en France. Le taux marginal effectif de prélèvements et le taux effectif de prélèvements à l'emploi sont estimés, pour les célibataires sans enfants et en emploi, à partir de l'enquête *Revenus fiscaux et sociaux* (ERFS, Insee) à l'aide modèle de microsimulation TAXIPP. Ils sont décomposés par instruments fiscaux et prestations sociales. La modulation des allocations logement en fonction des ressources du foyer a un effet désincitatif important sur le travail. À la marge intensive, une augmentation de 1 euro du salaire brut réduit les allocations logement de 27 centimes en moyenne. Combinée avec la baisse des autres prestations sociales sous condition de ressources (30 centimes) et le paiement des cotisations sociales (21 centimes), le taux marginal effectif de prélèvements est proche de 80 %. À la marge extensive, la réduction de l'allocation logement lors de l'accès à un emploi agit comme une taxe sur la participation à l'emploi. Du fait de la substituabilité des allocations chômage et des prestations sous conditions de ressources, l'importance de cette taxe varie selon que les individus reçoivent ou non des allocations chômage en l'absence d'emploi.

Abstract – *This paper characterizes the impact of housing benefits on monetary incentives to work in France both at the intensive and extensive margins. Effective marginal and participation tax rates are estimated using the 2011 enquête Revenus fiscaux et sociaux (ERFS, Insee) for employed childless singles with the TAXIPP microsimulation model and decomposed by tax and transfer instruments. Means-testing implies that a 1 euro increase in gross labor earnings reduces housing benefits by 27 cents on average. Combined with reductions in other means-tested transfers (30 cents) and the payment of social contributions (21 cents) this translates into effective marginal tax rates close to 80%. Means-testing also induces a reduction in housing benefits upon taking a job which acts as a participation tax. Its magnitude depends on whether individuals receive unemployment benefits when out-of-work. Unemployment benefits increase overall participation tax rates by providing higher replacement earnings but decrease the participation tax linked to housing benefits by reducing the amounts of housing benefits received.*

Codes JEL / JEL Classification : H21, H42

Mots-clés : allocations logement, incitations à l'emploi, microsimulation

Keywords: *housing benefits, labor supply incentives, microsimulation*

Rappel :

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.

* CREST – École polytechnique (antoine.ferey@polytechnique.edu)

Je souhaite exprimer ma gratitude à Antoine Bozio pour nos nombreuses et utiles discussions aux premiers stades de ce travail. Je souhaite également remercier deux rapporteurs anonymes, ainsi que Jérémie Boccanfuso, Pierre Boyer, Étienne Lehmann, Jean-Baptiste Michau, Thomas Piketty, Anasuya Raj, Michael Sicsic, Clémence Tricaud et les membres du séminaire CRED sur la fiscalité pour leurs précieux commentaires.

Reçu le 9 juin 2017, accepté après révisions le 26 mars 2018
L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

Pour citer cet article : Ferey, A. (2018). Housing Benefits and Monetary Incentives to Work: Simulations for France. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 503-504, 37-59. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.503d.1956>

Le système des allocations logement vise à aider les foyers à faibles revenus à couvrir leurs dépenses de logement. En France, cela prend principalement la forme d'indemnités versées aux locataires. Ces indemnités augmentent avec le loyer (lien entre prestations et loyer) et diminuent avec les revenus du foyer (conditions de ressources). Des études antérieures (Laferrère & Le Blanc, 2004 ; Fack, 2005, 2006) montrent que le lien entre le montant des indemnités reçues et le loyer permet aux propriétaires de logements de capturer 50 à 80 % des allocations logement versées, via l'augmentation des loyers. Ce constat a suscité des propositions de réforme, notamment de Trannoy et Wasmer (2013), Bozio *et al.* (2015a) et Bargain *et al.* (2017), visant à atténuer ce lien et le phénomène de capture induit.

Un autre point soulevé par ces propositions de réforme a trait à la désincitation au travail associée à la forte modulation des allocations logement en fonction des ressources disponibles des ménages. En effet, une augmentation des revenus du travail se traduisant par une diminution des indemnités reçues, ce contrôle des ressources réduit automatiquement les incitations financières au travail. Cette situation peut amener les personnes à moins travailler¹ et donc avoir des conséquences importantes pour la conception d'un système de prestations sociales sous condition de ressources (Saez, 2002 ; Brewer *et al.*, 2010). Un système d'allocations logement mal conçu, dans lequel les allocations sont capturées par les propriétaires et qui, pour les locataires à faibles revenus, a un fort effet dissuasif vis-à-vis de l'emploi, peut contribuer à créer une trappe à pauvreté (*poverty trap*).

Cet article a pour objectif d'aider les futures réformes du régime d'allocation logement en fournissant une analyse détaillée des incitations financières à l'emploi en France. Suivant la littérature sur l'offre de travail (par exemple, Heckman, 1993), l'analyse distingue les incitations à augmenter son offre de travail en emploi (marge intensive) et les incitations à prendre un emploi en cas de chômage ou d'inactivité (marge extensive). Les incitations financières au travail sont donc mesurées par le taux marginal effectif de prélèvements et le taux effectif de prélèvements sur la participation à l'emploi – ou « taxe sur la participation ».

Ces mesures sont estimées au niveau individuel pour un échantillon représentatif de salariés célibataires sans enfant, âgés de 25 à 54 ans, issus de l'édition 2011 de l'enquête *Revenus*

fiscaux et sociaux (ERFS, Insee). Les impôts et les prestations sociales sont calculés à l'aide du modèle de microsimulation TAXIPP et comprennent les cotisations sociales, l'impôt sur le revenu et les prestations sociales sous condition de ressources. La décomposition des désincitations au travail entre les différents instruments du système socio-fiscal clarifie la façon dont ces instruments sont articulés. De plus, cette décomposition permet de caractériser avec précision les effets désincitatifs des allocations logement vis-à-vis du travail, ainsi que leur contribution à l'ensemble des désincitations induites par le système socio-fiscal.

Le présent article commence par un bref examen des études associées et une discussion de l'approche adoptée ici. Les données, l'outil de microsimulation et la méthodologie sont ensuite précisément décrits, de même que les principales caractéristiques du système socio-fiscal français à prendre en compte pour l'analyse des incitations financières au travail. Les résultats montrent que les allocations logement ont un fort effet dissuasif vis-à-vis du travail. En particulier, le retrait combiné des allocations logement et d'autres prestations sous conditions de ressources induit un effet dissuasif probablement trop important et à même de décourager les individus à travailler davantage. Nous montrons ensuite que ces résultats sont qualitativement robustes à une modification des hypothèses d'analyse, telles que le traitement des cotisations de chômage et de retraite comme de l'épargne et non comme des taxes, ou l'hypothèse selon laquelle les cotisations patronales sont en pratique payées par les employés et non pas par les employeurs.

Analyse des incitations financières au travail

En France, des études antérieures ont analysé les incitations au travail soit à la marge intensive (Bourguignon, 1998 ; Chanchole & Lalanne, 2012 ; Fourcot & Sicsic, 2017), soit à la marge extensive (Legendre *et al.*, 2003 ; Gurgand & Margolis, 2008). Les deux marges

1. L'étude des effets des incitations financières au travail sur l'offre d'emploi des ménages est un sujet important en économie du travail, même s'il existe relativement peu de travaux sur données françaises. Les études existantes (Laroque & Salanié, 2002 ; Lehmann *et al.*, 2013 ; Cabannes *et al.*, 2014 ; Bargain *et al.*, 2014) suggèrent que les élasticités de l'offre de travail sont d'environ 0.05 pour la marge intensive et se situent entre 0.15 et 0.35 pour la marge extensive. Ces élasticités modestes – en comparaison avec d'autres estimations de la littérature (voir les revues de Saez *et al.*, 2012 ; Meghir & Phillips, 2010) – peuvent néanmoins être attribuées à des frictions d'ajustement et les paramètres d'élasticité sous-jacents pourraient être plus importants (Chetty, 2012).

sont analysées par Laroque et Salanié (1999), par Immervoll *et al.* (2007) qui réalisent une analyse comparative des incitations financières au travail dans 15 pays de l'Union européenne, et plus récemment par Sicsic (2018) qui étudie l'évolution des incitations financières au travail en France, au cours du temps, en fonction de la composition des foyers.

À la marge intensive, les études antérieures ont porté sur la redistribution opérée par le système socio-fiscal dans son ensemble et sur les désincitations au travail induite par le système à un niveau agrégé. Les résultats montrent que la distribution des taux marginaux effectifs de prélèvements en fonction du niveau de revenus a une forme en U (par exemple, Chanchole et Lalanne, 2012). *A contrario*, la présente analyse montre que cette distribution a une forme en tilde qui est cohérente avec des travaux plus récents (Fourcot & Sicsic, 2017) et qui peut s'expliquer en France par la récente transition vers des politiques plus incitatives destinées à « rendre le travail rémunérateur » (Sicsic, 2018).

À la marge extensive, Legendre *et al.* (2003) et Gurgand et Margolis (2008) estiment les gains financiers de la participation à l'emploi pour les chômeurs ou les inactifs, en utilisant des caractéristiques individuelles telles que l'éducation ou l'expérience professionnelle pour simuler des transitions plausibles vers l'emploi. Ils concluent que les chômeurs ou les inactifs sont en moyenne très peu (ou pas) incités à retrouver un emploi et plaident pour une transition vers des politiques incitatives destinées à rendre le travail plus rémunérateur à l'image de celle récemment observée en France.

Comme Fourcot et Sicsic (2017) et Sicsic (2018), la présente étude offre une perspective plus récente sur les incitations financières au travail en France après cet important changement de politique publique. Au-delà des informations précieuses apportées par cet exercice, la contribution de cet article à la littérature est triple.

Premièrement, la décomposition du taux marginal effectif de prélèvements et du taux effectif de prélèvements sur la participation à l'emploi entre les différents instruments du système socio-fiscal clarifie le rôle de ces instruments ainsi que la façon dont ils s'articulent². En particulier, alterner entre les résultats de simulation pour des individus types et les résultats de simulation pour un échantillon représentatif permet de relier directement le barème des instruments aux incitations financières au travail.

Deuxièmement, cette étude est la première à présenter des résultats au niveau individuel qui permettent de mieux représenter et comprendre l'hétérogénéité des incitations au travail. Les sources importantes d'hétérogénéité entre les employés célibataires sans enfant sont liées au statut de leur logement (car celui-ci détermine l'éligibilité potentielle à l'allocation logement) ainsi qu'à la composition du revenu des célibataires sans enfant (s'ils ont d'autres revenus en plus de leur salaire).

Troisièmement, cet article est le premier, à ma connaissance, à examiner et caractériser la façon dont les incitations financières au travail sont affectées par le fait que : a) les personnes sans emploi peuvent ou non recevoir des allocations chômage, b) l'incidence des cotisations patronales peut retomber sur l'employeur ou sur les employés, et c) les cotisations sociales contributives (chômage et retraite) peuvent être traitées comme des prélèvements ou comme de l'épargne. En pratique, le bon ensemble d'hypothèses est probablement spécifique à chaque individu et se situe entre les cas polaires analysés ici. Les résultats peuvent donc être interprétés comme des bornes pour les véritables taux marginaux effectifs de prélèvements et taux effectifs de prélèvements à l'emploi.

La restriction aux célibataires sans enfant est la principale limite de ce travail, étant donné que le barème de la plupart des taxes et prestations sociales a tendance à être modulé en fonction de la composition du foyer. Toutefois, cette restriction permet de relier de manière transparente le barème des instruments socio-fiscaux et les incitations au travail ainsi que de comprendre l'hétérogénéité des incitations à l'emploi à l'aide de représentations graphiques au niveau individuel. De plus, l'analyse de Sicsic (2018) suggère qu'au-delà de certaines variations, les résultats obtenus pour les célibataires sans enfant s'étendent, au moins qualitativement, à d'autres groupes démographiques. On peut donc en déduire que l'analyse présentée ici fournit des informations utiles sur les incitations au travail en France.

Méthodologie

Les incitations financières au travail sont caractérisées ici par l'écart entre salaire brut et revenu disponible. Le système socio-fiscal correspond à tous les instruments fiscaux

2. Une décomposition similaire apparaît également dans Fourcot et Sicsic (2017) et Sicsic (2018).

et les prestations sociales opérant entre les deux³. D'abord, le paiement des cotisations sociales, réparties légalement entre cotisations patronales et salariales, détermine le salaire net. Le salaire net est ensuite soumis à l'impôt sur le revenu (voir le détail des cotisations et de l'impôt sur le revenu dans l'encadré 1). Enfin, des prestations sous conditions de ressources et en particulier les allocations logement peuvent être perçues si le revenu restant est inférieur aux seuils déterminant l'éligibilité aux prestations.

Le barème des allocations logement consiste en une allocation fixe versée aux foyers à très faibles revenus, qui devient ensuite dégressive pour les foyers à faibles revenus : les montants reçus diminuent avec les revenus. À cet égard, le barème des allocations logements ressemble au barème standard d'une prestation sociale destinée à assurer un revenu minimum aux foyers les plus pauvres. Les allocations logement diffèrent toutefois par deux aspects : elles ne peuvent être demandées que par des locataires, et les montants d'allocation varient en fonction des zones géographiques afin de tenir compte des variations locales des loyers (le détail des allocations logement et des autres prestations sous condition de ressources est présenté plus bas dans l'encadré 2).

Simulation des taxes et des prestations avec l'outil de microsimulation TAXIPP

Les taxes et les prestations sociales sont ici simulées au niveau individuel à l'aide du modèle de microsimulation TAXIPP. TAXIPP est le modèle de microsimulation de l'Institut des Politiques Publiques. Il vise à simuler l'ensemble du système socio-fiscal français et regroupe plusieurs modules simulant différentes parties de la législation. Bozio *et al.* (2015b) offrent une présentation générale du modèle avec une description des modules « cotisations sociales » et « impôt sur le revenu » ; une description du module « prestations sociales sous condition de ressources » est fournie dans Bozio *et al.* (2012).

Comme il est courant dans la littérature sur les incitations financières au travail, les simulations ne tiennent pas compte des problèmes de fraudes et de non-recours. Il est donc supposé que les personnes ayant droit à des prestations sociales en bénéficient et que celles qui n'y ont pas droit n'en reçoivent pas. L'hypothèse de plein recours semble acceptable pour les allocations logement et pour la prime pour l'emploi (PPE) pour laquelle les taux de non-recours sont extrêmement faibles, mais peut poser problème

pour le dispositif de revenu de solidarité active (RSA), car son taux de non-recours est plus élevé (Lalanne, 2011). Étant donné que le montant de PPE reçu dépend fortement du montant de RSA reçu, ces deux prestations sont traitées comme un système de prestations unifié tout au long de la présente analyse⁴ bien que la PPE corresponde à un impôt sur le revenu négatif, impliquant un contrôle des ressources à partir d'un autre concept de revenu.

Des hypothèses simplificatrices sont également adoptées concernant la temporalité des taxes et des prestations. En particulier, bien que les allocations logement soient soumises à condition de ressources par rapport aux revenus perçus deux ans en arrière, elles sont ici calculées sur la base du revenu courant⁵. Cette hypothèse est appropriée lorsque les revenus sont relativement lisses au fil des ans et, en cas de changements importants de situation, elle reflète la législation qui stipule qu'une évaluation actualisée des ressources doit dans ce cas être effectuée. De plus, avec des données annuelles, il n'est pas possible de suivre les individus sur une base mensuelle. Les montants des prestations sont donc simulés ici sur la base des revenus mensuels moyens, ce qui peut entraîner des erreurs dues à la non-linéarité des barèmes. Par exemple, le calcul du RSA est en pratique basé sur les ressources perçues lors des 3 derniers mois alors que le calcul est basé ici sur une moyenne des ressources annuelles.

Une autre source importante de non-linéarité dans le barème des allocations logement est une règle d'arrondi particulière, qui impose d'arrondir le revenu du foyer à la centaine supérieure. Pour donner un exemple concret, un foyer avec un revenu de 1 002 euros et un autre avec un revenu de 1 098 euros se verront tous deux assignés le même revenu $y_h = 1 100$ euros dans le calcul (encadré 2). Afin de se concentrer uniquement sur les incitations structurelles à l'emploi et pour faciliter l'interprétation des résultats, il n'est pas tenu compte ici de cette règle d'arrondi.

3. Il est à noter que les taxes sur la consommation, les taxes locales et les prestations en nature sont ici écartées pour des raisons de simplicité.

4. Cette convention est également conforme à la récente réforme de 2016 qui a introduit un système unique de prestations incitant à l'emploi appelé prime d'activité et destiné à remplacer la PPE et la composante incitative du RSA (voir en annexe).

5. La notion de rémunération utilisée pour déterminer le montant des allocations logement correspond au revenu imposable net de l'année $N - 2$, sauf dans quelques cas décrits dans l'annexe de Bozio *et al.* (2015a). En particulier, la perte d'emploi induit un contrôle des ressources au cours de l'année N et accorde aux individus un abattement de 30 % sur les allocations chômage. De même, bien que l'impôt sur le revenu soit en pratique payé avec un décalage d'un an, il est ici supposé payé pendant l'année en cours.

ENCADRÉ 1 – Cotisations de sécurité sociale et impôts sur le revenu en France

Cotisations patronales et salariales

Les cotisations patronales et salariales peuvent être décomposées en cotisations pour des régimes contributifs (programmes d'assurance sociale ouvrant droit à des allocations futures) et cotisations pour des régimes non contributifs (fiscalité pure). Dans la classification de Landais *et al.* (2011), les cotisations de chômage et de retraite sont traitées comme des cotisations à des régimes contributifs, tandis que les cotisations maladie, les cotisations familiales et toutes les autres cotisations sont traitées comme des cotisations à des régimes non contributifs (voir les détails dans le complément en ligne C1). Bien que standard, cette décomposition entre assurance et redistribution peut être contestée car les instruments peuvent en pratique répondre aux deux motifs.

Les cotisations maladie entrent dans la catégorie des éléments non contributifs car elles ont un rôle redistributif

important (Rochet, 1996), mais une petite partie de ces cotisations maladie sert également à financer les congés maladie, ce qui correspond à un régime d'assurance pur. De même, le système de retraite français répond principalement à un motif d'assurance mais il a également été démontré qu'il a un rôle modéré en matière de redistribution (Dubois & Marino, 2015).

Le barème des cotisations patronales et salariales peut être exprimé en taux de cotisations s'appliquant au salaire brut. Les taux de cotisations dépendent de plusieurs facteurs, tels que le salaire horaire, le statut du salarié (cadre/non cadre) ou la taille de l'entreprise. En supposant que les individus travaillent dans des entreprises de 20 à 249 salariés, ne sont pas cadres et ont un salaire horaire inférieur au premier plafond de sécurité sociale (SST), fixé à 22 euros brut par heure en 2011 et auquel les cotisations sont plafonnées, les taux de cotisations peuvent être résumés simplement (tableau A).

Tableau A
Taux nominaux de cotisation (tranche de salaires de 0 à 1 SST)

Type de cotisation	Taux employeur (en %)	Taux employé (en %)
Régimes contributifs	20.0	13.0
Régime d'assurance chômage	4.4	2.4
Régime de retraite	15.6	10.6
Régimes non contributifs	24.5	8.6
Total	44.5	21.6

Lecture : le taux nominal de cotisation des employés aux régimes non contributifs est de 8.6 % du salaire brut.

Champ : employés non cadres dont le salaire est inférieur au plafond de la sécurité sociale (SST) travaillant dans des entreprises de taille moyenne (20 à 249 employés).

Source : Barèmes IPP, *LégiSocial* (législation de 2011).

Les taux effectifs de cotisations patronales sont néanmoins nettement inférieurs à ces taux nominaux pour les bas salaires en raison des dispositifs de réduction de cotisations visant à diminuer le coût du travail. Le régime général de réduction de 2011 (*réduction Fillon*) exonère les employeurs de certaines cotisations pour les salaires inférieurs à 1.6 fois le salaire minimum (voir les détails dans le complément en ligne C1). Le taux effectif des cotisations patronales est environ de 18 % au salaire minimum, de 30 % à 1.2 fois le salaire minimum et de 38 % à 1.4 fois le salaire minimum. Par conséquent, les taux effectifs des cotisations patronales sont progressifs et, dans la pratique, égaux aux taux nominaux uniquement pour les salariés dont le salaire est supérieur à 1.6 fois le salaire minimum.

Impôts sur le revenu

Le barème de l'impôt sur le revenu en France est extrêmement complexe car il comporte plusieurs mécanismes de

réduction et d'exonération. En supposant que le travail est la seule source de revenu et en ignorant les réductions non standard, une formule relativement simple peut être utilisée pour les célibataires sans enfant :

$$T_{IR} = \phi_{IR} \left(0.9 \left[y_{gross} - \text{cotisations déductibles} \right] \right) - D_{IR} \geq 0$$

En effet, avec uniquement le salaire comme revenu, le revenu net imposable est égal au salaire brut y_{gross} moins les cotisations déductibles avec un abattement standard de 10 %. De manière générale, tous revenus supplémentaires, tels que des revenus financiers ou des allocations chômage, augmenteraient le revenu net imposable et, de là, le montant final de l'impôt sur le revenu à payer. La principale étape du calcul de l'impôt sur le revenu réside alors dans l'application de la fonction ϕ_{IR} , qui correspond au barème des taux marginaux d'imposition par tranches

Tableau B
Tranches du barème de l'impôt sur le revenu et taux marginaux associés

Tranche (en euros)	0 - 5 963	5 963 - 11 896	11 896 - 26 420	26 420 - 70 830	+ de 70 830
Taux d'imposition marginal (en %)	0	5.5	14	30	41

Lecture : les ménages dont le revenu imposable est compris entre 5 963 et 11 896 sont assujettis à un taux d'imposition marginal de 5.5 %.
Source : Barèmes IPP, *LégiSocial* (barème de l'impôt de 2012 sur les revenus de 2011). →

ENCADRÉ 1 (suite)

de revenus. Dans la législation de 2011, il existe cinq tranches d'imposition, décrites ici (tableau B).

Ce calcul donne généralement un impôt sur le revenu net, c'est-à-dire ce qui est effectivement payé par le foyer. Une exception importante concerne les foyers bénéficiant du système de la *décote*, qui prévoit une exonération partielle ou totale pour les foyers dont l'impôt sur le revenu est faible. Pour 2011, le montant déductible D_{IR} et l'impôt sur le revenu net T_{IR} sont calculés avec l'équation suivante :

$$D_{IR} = \left(439 - \frac{1}{2} T_{IR}^{gross} \right) \mathbb{I} \{ T_{IR}^{gross} \leq 2 \times 439 \}$$

$$T_{IR} = \max [T_{IR}^{gross} - D_{IR}; 0]$$

En d'autres termes, le système prévoit une exonération totale pour les foyers dont l'impôt sur le revenu brut est inférieur à 293 euros et une exonération partielle pour les foyers fiscaux dont l'impôt sur le revenu brut est compris entre 293 et 878 euros. Par conséquent, cette *décote* réduit simultanément la charge fiscale des foyers à faible revenu et augmente les taux d'imposition marginaux effectifs au-dessus des taux nominaux. La progressivité globale du barème de l'impôt sur le revenu est donc non monotone.

ENCADRÉ 2 – Allocations logement et autres prestations sous condition de ressources

Dans la législation de 2011, les adultes célibataires sans enfant sont potentiellement éligibles aux prestations sociales sous condition de ressources suivantes : un dispositif de soutien des revenus appelé Revenu de solidarité active (RSA), un crédit d'impôt sur le revenu appelé prime pour l'emploi (PPE) et des allocations logement (AL).

Le régime des allocations logement en France est très complexe et cette description se concentre sur ses principales caractéristiques en mettant l'accent sur les aspects pertinents pour l'analyse des incitations au travail. L'éligibilité aux allocations logement pour les célibataires sans enfant est uniquement déterminée par le statut de logement et par les revenus. Bien que le régime général soit divisé en plusieurs sous-régimes spécifiques à des statuts de logement particuliers, l'analyse se concentre sur le barème des bénéficiaires qui louent un logement, car les locataires correspondent à 85 % des bénéficiaires des allocations logement. (*Minima sociaux et prestations sociales*, Drees 2015).

La location d'un logement détermine donc l'*éligibilité potentielle* au régime d'allocations logement et les personnes deviennent *éligibles* si leurs revenus satisfont au contrôle des ressources. C'est le cas si leur droit à l'allocation logement, *AL*, s'avère positif. Formellement, *AL* est calculé comme suit :

$$AL = \min [L ; L_0] - T_p \max [y_h - y_0 ; 0] \geq 0$$

où L est le loyer, L_0 est une valeur de référence qui dépend de la localisation géographique afin de refléter les variations locales des prix des logements ainsi que de la composition

du foyer. Le lien allocations-loyer concerne ce premier terme car une augmentation d'un euro du loyer en dessous de L_0 s'accompagne d'une augmentation d'un euro des allocations. Toutefois, dans la pratique, comme 87 % des loyers sont supérieurs à L_0 (Bozio *et al.*, 2015a), le montant des allocations logement perçues ne dépend pas du loyer. Les allocations logement s'apparentent donc à un système de prestation sous condition de ressources en fonction de la situation géographique. Le contrôle des ressources concerne le second terme avec $T_p = 33.23$ %, un paramètre qui régit la vitesse à laquelle le montant de la prestation diminue lorsque le revenu net imposable y , dépasse le revenu de référence y_0 (voir *Éléments de calcul des aides personnelles au logement*, Ministère du Logement, 2012).

Les barèmes du RSA et de la PPE peuvent quant à eux être résumés ainsi : Le RSA garantit un revenu mensuel minimum et ce montant de base est taxé au taux de 38 % sur les revenus d'activité du foyer. Le crédit d'impôt sur le revenu d'activité (PPE) concerne des revenus plus élevés. Il augmente progressivement avec les revenus d'activité au taux de 7.7 % pour atteindre un pic et être ensuite retiré au taux de 19.9 % à mesure que les revenus continuent de croître. D'avantage de détails sont fournis dans le complément en ligne C2.

Les autres prestations sociales sont soit destinées aux ménages avec enfants à charge (allocations familiales) généralement sans condition de ressources soit destinées à des catégories très spécifiques telles que les handicapés (allocation aux adultes handicapés) ou les personnes âgées (minimum vieillesse).

Ce travail se concentrant sur les incitations financières à l'emploi, les caractéristiques du logement (statut du logement, loyer, localisation géographique) sont considérées comme données. L'incidence d'une modification du montant des allocations logement découlant d'une variation de la rémunération est par conséquent supposée être supportée par le foyer et non par le propriétaire. Cette dernière hypothèse peut paraître contradictoire avec Fack (2005, 2006),

qui montre que les propriétaires s'approprient une large part des allocations logement par le biais d'augmentations de loyer. Toutefois, cet effet inflationniste s'exerce par le biais des prix du marché, dont les variations sont sans doute très différentes de celles affectant la rémunération d'un individu spécifique. En d'autres termes, il est supposé ici que les variations des montants d'allocations logement induites par des variations de rémunération ne sont pas associées à des

variations de loyer et sont donc effectivement supportées par les individus.

Un échantillon représentatif de salariés célibataires sans enfants

Cet article utilise les données de l'ERFS (enquête *Revenus fiscaux et sociaux*, Insee) qui apparie les données de l'enquête *Emploi* et de différentes sources fiscales telles que les déclarations d'impôts sur le revenu. Les données ERFS fournissent l'ensemble des variables nécessaires à la simulation des taxes et des prestations sociales, et en particulier des informations détaillées sur les revenus (revenus salariaux, revenus non salariaux, revenus de remplacement, revenus d'investissements et revenus financiers) et les heures travaillées au niveau annuel. Les loyers ne sont pas inclus dans les données, mais dans la mesure où 87 % des loyers dépassent le seuil de référence du régime des allocations logement (Bozio *et al.*, 2015a), les loyers n'affectent pas le montant des allocations logement reçues dans la pratique et ne sont donc pas nécessaires pour cette analyse. Une autre préoccupation potentielle liée à l'utilisation des données de l'ERFS pour l'étude des bas revenus a trait au fait que les foyers à très faibles revenus sont sous-représentés dans cette enquête (Lalanne, 2011). Ce biais d'échantillonnage pose typiquement un problème pour le calcul du budget consacré aux prestations sous condition de ressources au niveau national, car la sous-représentation entraîne une sous-estimation du nombre de bénéficiaires. En revanche, il n'est pas de nature à affecter l'analyse des incitations financières au travail au niveau individuel.

Les simulations sont basées sur la vague 2011 de l'ERFS – la version la plus récente disponible au début de ce projet – et les taxes et les prestations sont simulées en conséquence en utilisant la législation de 2011. Compte-tenu de la stabilité relative de la distribution des revenus en France, l'utilisation de données plus récentes ne devrait pas modifier outre mesure les résultats. En revanche, la législation a tendance à être beaucoup plus volatile et les résultats de simulations présentés ici représentent fidèlement les incitations financières au travail pour la période 2009-2015. Du fait des réformes récentes, elles peuvent être considérées comme illustratives pour les années postérieures⁶.

Les poids d'échantillonnage dans les données de l'ERFS sont définis au niveau du ménage et utilisés tout au long de l'analyse. L'échantillon

initial comprend 56 486 observations représentant les 28 millions de ménages vivant en France en 2011. L'analyse est centrée sur un groupe démographique homogène : les célibataires sans enfant âgés de 25 à 54 ans. Cette restriction simplifie l'analyse et permet de relier le barème des différents instruments du système socio-fiscal aux incitations financières au travail. Elle permet aussi de comprendre les sources d'hétérogénéité des incitations au travail qui ne sont pas liées à la composition du foyer. L'échantillon est en outre restreint aux personnes salariées, définies selon deux conditions de rémunération :

- la rémunération brute annuelle dépasse 1 365 euros (ce qui correspond au salaire minimum d'un mois à temps plein) ;
- la rémunération brute annuelle multipliée par le taux de remplacement de 60 % est supérieure au montant brut des allocations chômage reçues.

En d'autres termes, les personnes sont considérées comme ayant un emploi si elles ont une rémunération minimum au cours de l'année et, dans le cas des bénéficiaires de l'allocation chômage, si elles ont passé plus de temps en étant salariées qu'en étant au chômage. Avec cette définition, le taux d'emploi des célibataires de 25 à 54 ans sans enfant en France est de 81.1 %⁸. Enfin, les fonctionnaires (variable secteur public) et les travailleurs indépendants (définis par un revenu non salarié supérieur au revenu salarié), deux catégories soumises à des régimes de cotisations sociales spécifiques, sont exclus de l'échantillon. En outre, par rapport aux salariés du secteur privé, les travailleurs indépendants ont des incitations au travail plus fortes et sont moins protégés (pas d'assurance-chômage et des variations de revenus potentiellement importantes) alors que les employés du secteur public ont généralement des incitations au travail plus faibles et sont mieux protégés (sécurité de l'emploi pour les fonctionnaires et grilles de salaires

6. Du côté des prestations sociales, une réforme importante des prestations sous condition de ressources a eu lieu en 2009 avec l'introduction du RSA. En outre, en 2016, la partie du RSA appelée RSA activité et la PPE ont été fusionnées en une prestation incitative unifiée appelée prime d'activité tout en maintenant la partie du RSA garantissant un revenu minimum appelée RSA socle. Du côté des prélèvements, des réformes du barème de l'impôt sur le revenu ont été mises en œuvre en 2012 (ajout d'une tranche supérieure) et en 2015 (suppression de la première tranche et modification des seuils d'entrée). À partir de 2011, les cotisations sociales employeurs ont été progressivement réduites pour les bas salaires avec en 2013 l'introduction du CICE (- 4 %) et son extension en 2014 (- 6 %) et en 2017 (- 7 %).

7. Il s'agit d'une approximation des règles de l'assurance chômage en France. Une simulation précise des allocations chômage nécessiterait des informations sur les rémunérations antérieures, informations qui ne sont pas disponibles dans les données.

8. Le taux d'emploi en 2011 parmi les personnes âgées de 25 à 54 ans en France est de 81.4 % (Insee).

du secteur public). L'échantillon d'analyse final comprend 3 745 observations représentant les 2.2 millions de ménages de célibataires sans enfants en France.

Bien que l'étude des incitations financières au travail à la marge intensive (augmentation de l'intensité du travail pour les personnes en emploi) nécessite l'utilisation d'un échantillon de personnes salariées, l'analyse des incitations à l'emploi à la marge extensive (retour à l'emploi pour les personnes sans emploi) implique de faire un choix : il est possible d'utiliser soit les données sur les personnes salariées et de simuler leur situation en l'absence d'emploi (Immervoll *et al.*, 2007 ; Sicsic, 2018), ou d'utiliser les données de personnes sans emploi et de simuler leur situation si elles étaient en emploi (Gurgand & Margolis, 2008). Cette étude utilise la première méthode afin de caractériser les incitations à l'emploi pour les deux marges sur le même échantillon de personnes.

Les statistiques descriptives (tableau 1) montrent que le travail est la principale source de revenu pour tous les individus de l'échantillon⁹. Néanmoins, certaines personnes perçoivent des revenus supplémentaires, qui s'avèrent être une source essentielle d'hétérogénéité des incitations financières au travail. L'autre source principale d'hétérogénéité a trait au statut du logement, qui détermine l'éligibilité potentielle aux allocations logement. Plus de 80 % des personnes sont potentiellement éligibles aux allocations logement dans le premier quartile de revenu et plus de 70 % dans le second. Le barème des allocations logement affecte donc les incitations au travail d'une grande partie des personnes ayant de bas revenu. Il est par conséquent important de les prendre en compte lors de l'analyse des incitations au travail.

Définition et estimation des taux marginaux effectifs de prélèvements et de la taxe sur la participation à l'emploi

Les incitations financières au travail sont mesurées par l'écart entre la rémunération brute y et le revenu disponible c . Compte tenu de la relation $c = y - T(y)$, la caractérisation des incitations au travail revient donc à une caractérisation de l'impôt et des prestations $T(y)$. Afin de refléter la dichotomie entre les décisions d'offre de travail à la marge intensive et à la marge extensive (Heckman, 1993), cette caractérisation est effectuée par estimation des taux marginaux de prélèvements et des taux de taxe sur la participation.

Cette estimation nécessite des définitions précises du revenu y et des composantes de la fonction d'imposition $T(y)$. À titre de référence, considérons d'abord un scénario dans lequel l'incidence réelle des prélèvements coïncide avec leur incidence légale. Dans ce cas, les cotisations patronales sont effectivement payées par les employeurs, ce qui signifie que la rémunération y correspond au *salaire brut* et non au coût du travail. La fonction d'imposition correspond alors aux cotisations salariales $T_w(y)$ et à l'impôt sur le revenu $T_{IR}(y)$ nets des prestations sociales $B(y)$:

$$T(y) = T_w(y) + T_{IR}(y) - B(y)$$

Dans ce scénario de référence, considérons également que les cotisations de retraite et de chômage constituent des prélèvements. C'est l'hypothèse pertinente pour les personnes qui n'internalisent pas les bénéfices futures liés aux contributions chomages et retraites dans leurs décisions d'offre de travail. Cette hypothèse peut par ailleurs être interprétée comme fournissant

9. La distribution des rémunérations annuelles brutes de l'échantillon d'analyse est fournie en annexe.

Tableau 1
Statistiques descriptives pour l'ensemble de l'échantillon et par quartiles de salaires

Ressources	Échantillon	Q1	Q2	Q3	Q4
Salaire brut (euros/an)	28 173	11 846	21 252	27 776	51 842
Heures travaillées (heures/an)	1 855	1 516	1 877	1 902	2 130
Allocations chômage (euros/an)	374	883	228	197	173
Revenu financier (euros/an)	1 298	413	682	857	3 219
Sexe (% d'hommes)	61.7	52.2	60.9	65.9	68.1
Age (en années)	38.9	38.7	38.5	38.9	39.7
Éligibilité potentielle aux allocations logement (%)	65.8	81.4	72.3	58.1	50.8

Lecture : en moyenne, les individus du premier quartile de la distribution des revenus travaillent 1 516 heures par an.

Champ : célibataires sans enfant et en emploi salarié.

Source : Insee, *ERFS* 2011 ; calcul de l'auteur.

une borne supérieure pour la mesure des désincitations au travail¹⁰.

Les incitations au travail à la marge intensive sont les incitations à augmenter son offre de travail (par exemple, les heures travaillées) pour les personnes en emploi. La mesure standard associée aux incitations à l'emploi à la marge intensive est le taux marginal de prélèvements défini comme $dT(y)/dy$. Après une augmentation marginale de la rémunération, le taux marginal de prélèvements mesure la fraction de la rémunération supplémentaire qui sera payée en impôts. En d'autres termes, le taux marginal de prélèvements mesure, pour une augmentation d'un euro, le montant prélevé sous forme de cotisations, d'impôt ou de réductions de prestations sous condition de ressources.

Sa contrepartie empirique, le taux marginal effectif de prélèvements (*effective marginal tax rate*, EMTR), est calculé dans TAXIPP en utilisant une augmentation de 2 %¹¹ de la rémunération brute y , puis en simulant $T(y)$ pour le nouveau niveau de rémunération afin de calculer les différences effectives $\Delta T(y)$ et Δy . Pour être cohérent avec la littérature, cette augmentation de la rémunération est associée à une augmentation des heures travaillées plutôt qu'à une augmentation du salaire horaire¹². Une exception concerne les heures supplémentaires qui, conformément à la législation, sont supposées être payées à un taux horaire supérieur de 25 % au salaire horaire normal¹³. En outre, les taux d'imposition marginaux effectifs sont décomposés, pour l'analyse, par instruments du système socio-fiscal :

$$\begin{aligned} \text{EMTR}(y) &= \frac{\Delta T(y)}{\Delta y} \\ &= \frac{\Delta T_w(y)}{\Delta y} + \frac{\Delta T_{IR}(y)}{\Delta y} + \frac{\Delta[-B(y)]}{\Delta y} \\ \text{EMTR}(y) &= \text{EMTR}_w(y) + \text{EMTR}_{IR}(y) + \text{EMTR}_B(y) \end{aligned}$$

Les incitations financières au travail à la marge extensive sont les incitations financières à retrouver un emploi pour les individus sans emploi. La mesure standard associée aux incitations au travail à la marge extensive est le taux de prélèvements associé à la participation à l'emploi, ou taxe sur la participation, défini comme $[T(y) - T(0)]/y$. Lorsqu'ils retrouvent un emploi, les individus passent d'un revenu d'activité nul à un revenu d'activité $y > 0$ et le taux de taxe sur la participation mesure la variation des prélèvements net de la variation des prestations rapportées au salaire en emploi y . Il est important de noter que cette mesure reflète la

réduction des prestations sous condition de ressources induite par le retour à l'emploi, réduction qui agit comme une taxe et réduit donc les incitations financières à l'emploi.

Le calcul des taux de taxe sur la participation (*effective participation tax rate*, EPTR) nécessite donc des informations sur les revenus, les prélèvements et les prestations sociales en emploi (respectivement y et $T(y)$) et sur les prestations sociales perçues sans emploi $T(0)$. Les revenus y sont issus des données et les taxes et prestations $T(y)$ sont simulées à l'aide du modèle de microsimulation TAXIPP. Enfin, le montant des prestations sociales reçues sans emploi $T(0)$ est quant à lui imputé comme le montant qu'ils auraient reçu s'il n'avait pas été en emploi.

La procédure d'imputation pour $T(0) = B(0)$ diffère selon que les personnes reçoivent ou non des allocations chômage lorsqu'elles sont sans emploi. En adoptant l'hypothèse que les individus ne reçoivent pas d'allocations chômage, les prestations sont simulées en supposant la rémunération liée au travail nulle et en maintenant constantes toutes les autres caractéristiques individuelles. Laroque et Salanié (1999) et Sicsic (2018) ont recours à une procédure d'imputation similaire. Ils interprètent leurs résultats comme reflétant les incitations de retour à l'emploi de long terme, au sens où les individus ne peuvent recevoir des allocations chômage que pendant une période limitée. En supposant que les individus reçoivent des allocations chômage, l'imputation se fait en trois étapes : 1) attribuer des allocations chômage brutes égales à 60 % des rémunérations annuelles brutes observées¹⁴ ; 2) fixer à zéro la rémunération liée au travail ; 3) simuler les prestations sociales. Une procédure similaire est utilisée par Immervoll *et al.* (2007) et les résultats peuvent être interprétés comme reflétant les incitations à court terme à retrouver un emploi.

10. Ces deux hypothèses ainsi que leur impact sur les incitations financières au travail sont examinés dans la section suivante.

11. Des augmentations de revenus de 1 % à 5 % sont courantes dans la littérature. Des valeurs différentes n'affectent pas les résultats, sauf aux seuils d'entrée et de sortie des différents instruments du système socio-fiscal, où des augmentations plus faibles des revenus tendent à amplifier les discontinuités associées à ces seuils (le cas échéant).

12. Ce choix n'affecte pas les résultats du scénario de référence car il a uniquement une incidence sur le taux de cotisations patronales via l'indexation des réductions de cotisations pour les bas salaires sur le salaire horaire.

13. Le taux légal de majoration des heures supplémentaires est de 25 %, sauf si un accord spécifique est en vigueur dans l'entreprise. Puisque cette information ne figure pas dans les données, le taux de 25 % est appliqué ici à tous les individus.

14. Il s'agit d'une approximation des règles de l'assurance chômage en France. Une simulation précise des allocations chômage requiert des informations détaillées sur les rémunérations antérieures, informations qui ne figurent pas dans les données.

Le calcul des taux effectifs de taxe sur la participation est alors immédiat ainsi que leur décomposition par instruments du système socio-fiscal :

$$\begin{aligned} \text{EPTR}(y) &= \frac{T(y) - T(0)}{y} \\ &= \frac{T_w(y)}{y} + \frac{T_{IR}(y)}{y} + \frac{-[B(y) - B(0)]}{y} \end{aligned}$$

$$\text{EPTR}(y) = \text{EPTR}_w(y) + \text{EPTR}_{IR}(y) + \text{EPTR}_B(y)$$

Incitations au travail dans le scénario de référence

Cette section décrit les incitations financières au travail dans le scénario de référence en mettant l'accent sur le rôle joué par les allocations logement. Le budget des célibataires sans enfant est tout d'abord représenté afin de donner une idée de l'importance des allocations logement dans le budget des individus ayant de bas revenus. Les résultats de l'estimation des taux marginaux effectifs de prélèvement et des taux effectifs de taxe sur la participation sont ensuite présentés, à la fois pour des cas-types (individus fictifs aux caractéristiques fixes chez qui l'on fait varier les revenus du travail) et pour les personnes issues de l'échantillon représentatif. Alternier entre les résultats de simulation pour des cas-types et pour des individus de l'échantillon représentatif permet de relier directement le barème des instruments aux incitations financières à l'emploi et aide à comprendre l'hétérogénéité des incitations au travail.

Les allocations logement sont importantes dans le budget des salariés à faibles revenus

Le budget des salariés célibataires et sans enfant (figure I) montre que les allocations logement peuvent représenter une fraction importante du budget des salariés à faibles revenus. Par exemple, les personnes travaillant à mi-temps et rémunérées au salaire minimum gagnent 6 432 euros net par an, reçoivent 3 548 euros en RSA et 2 515 euros supplémentaires en allocations logement. Les allocations logement représentent donc 20 % du revenu total disponible de 12 495 euros par an. En revanche, une personne non éligible aux allocations logement ne bénéficierait que du RSA et aurait un revenu disponible total de 9 980 euros.

Les allocations logement ont donc deux effets sur les incitations au travail : premièrement, la dégressivité des allocations a un effet de désincitation

au travail pour les personnes éligibles. Deuxièmement, les allocations logement créent une hétérogénéité considérable dans les incitations au travail entre les personnes éligibles aux allocations logements et celles qui ne le sont pas.

Dégressivité et incitations au travail à la marge intensive

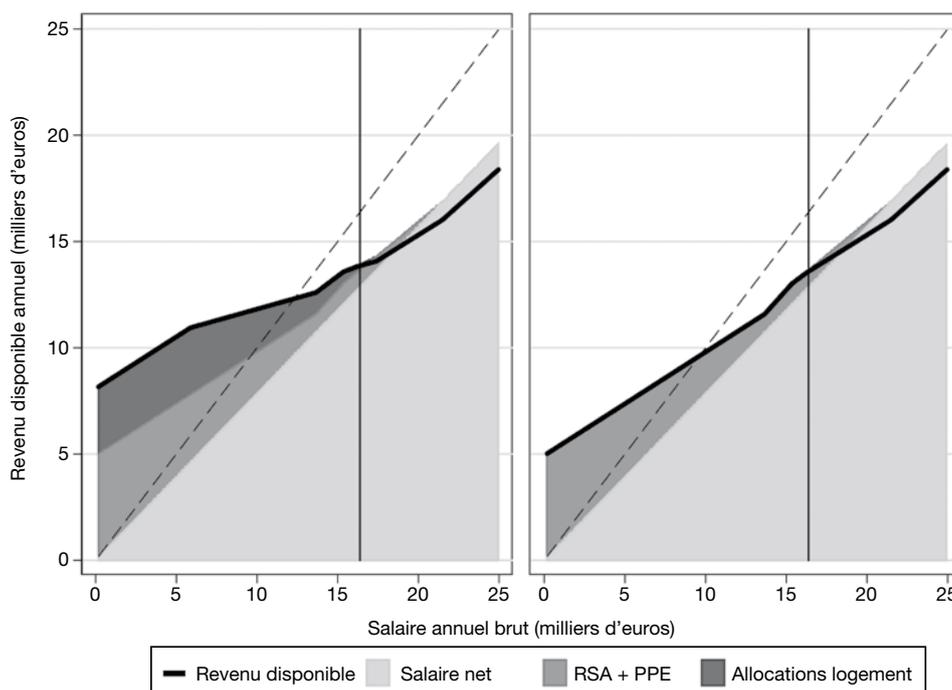
À la marge intensive, les allocations logement ont un fort effet désincitatif sur le travail dans la zone de dégressivité du barème. Pour un célibataire sans enfant qui reçoit des allocations logement, la dégressivité est telle qu'une augmentation de 1 euro de sa rémunération réduit le montant de ses allocations de 27 centimes en moyenne (panneau gauche de la figure 2). Combinés à la réduction du montant de RSA-PPE reçu (30 centimes) et au paiement des cotisations salariales (21 centimes), ces personnes sont donc soumises à un taux marginal de prélèvements extrême de 78 %. En d'autres termes, une augmentation de la rémunération de 1 euro se traduit par une augmentation de seulement 22 centimes du revenu disponible. En revanche, les personnes non éligibles au régime sont soumises à un taux marginal de prélèvements de 51 % pour la même tranche de revenus, ce qui signifie qu'une augmentation de la rémunération de 1 euro entraîne une augmentation de 49 centimes du revenu disponible (panneau de droite de la figure II).

Ces valeurs extrêmes pour les taux marginaux de prélèvements doivent être comparées au taux marginal de prélèvements moyen, estimé à 43 %, pour les personnes issues de l'échantillon représentatif. Les résultats de la simulation sur l'échantillon représentatif montrent que ces valeurs extrêmes correspondent au sommet de la distribution des taux marginaux effectifs de prélèvements en fonction du revenu (figure III). En effet, la moyenne locale des taux marginaux de prélèvements en fonction du revenu (courbe en pointillé) a une forme en tilde, le haut du tilde étant situé dans la zone de dégressivité des allocations logement¹⁵. Ce résultat, également visible dans l'étude de Sicsic (2018), reflète l'évolution récente vers des politiques d'incitation au travail (RSA activité, PPE)¹⁶.

15. Les trois taux d'imposition marginaux différents associés à la dégressivité des allocations logement correspondent à la répartition géographique en trois zones et à leur barème spécifique.

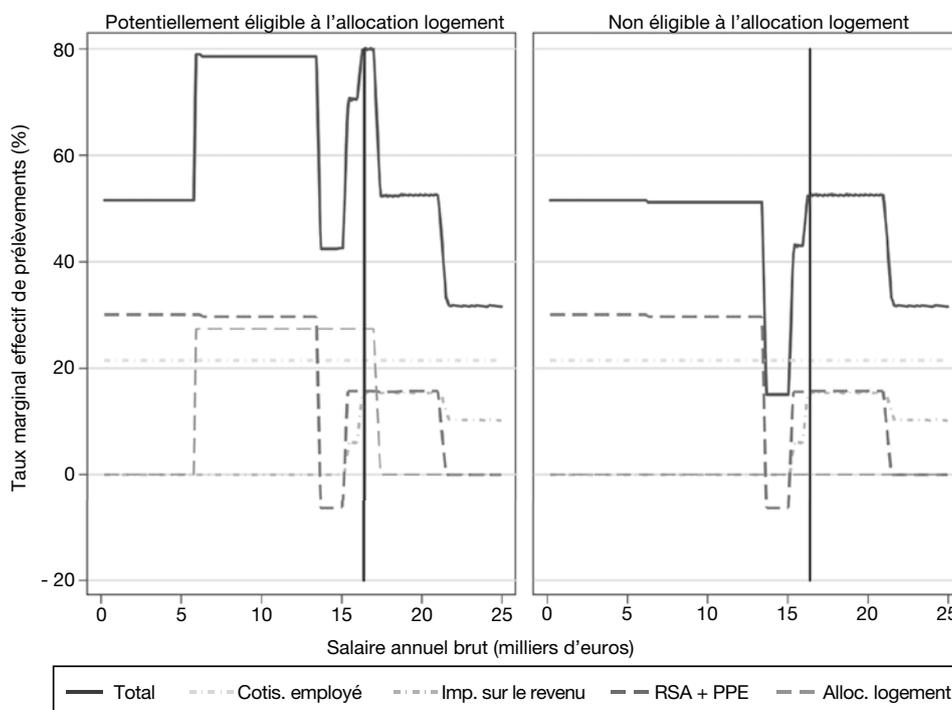
16. Immervoll et al. (2007) montrent également que la répartition des taux d'imposition marginaux est pratiquement en forme de U, bien que leur étude précède l'introduction des politiques « make-work-pay ». Cependant, leur échantillon comprend des foyers aux caractéristiques démographiques différentes et ils expliquent que la « bosse » de leur profil pratiquement en forme de U est due aux taux d'imposition marginaux élevés imposés au deuxième salaire pour les couples.

Figure I
Budget des salariés à bas revenus



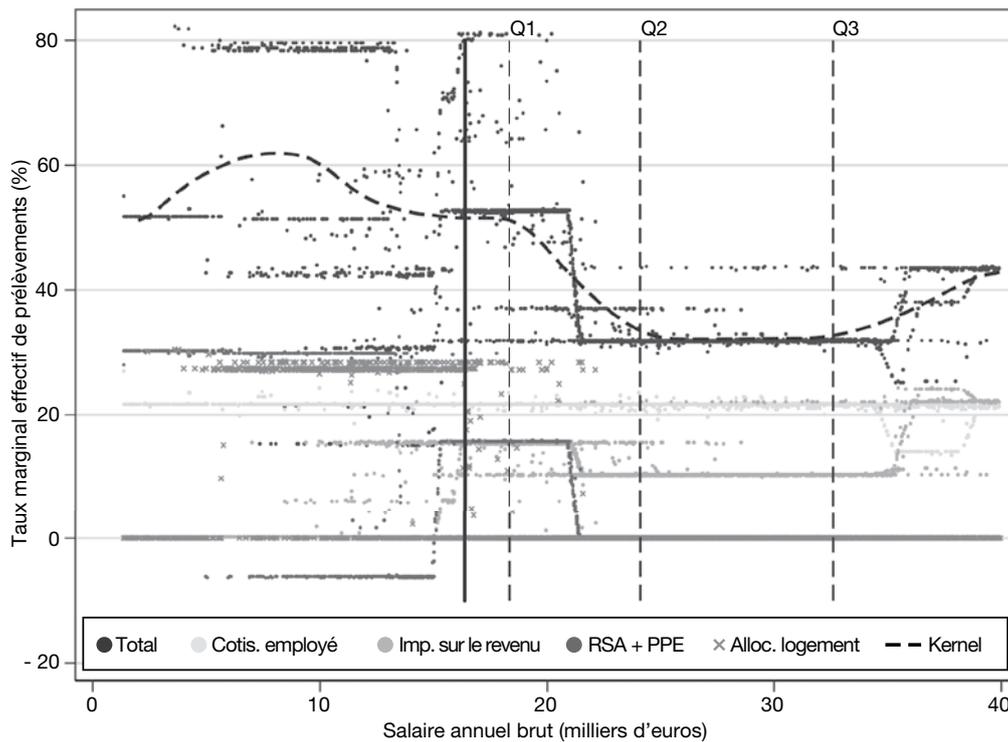
Note : les individus des panneaux de gauche et de droite ne diffèrent que par leur éligibilité potentielle aux allocations logement (barème zone II). Le scénario de référence considère les cotisations sociales contributives comme des impôts et suppose que les cotisations patronales sont payées par les employeurs. La ligne verticale indique un emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum. Champ : cas-types de célibataires sans enfants pour qui le travail est supposé être la seule source de revenus, législation 2011. Source : modèle de microsimulation TAXIPP.

Figure II
Allocations logement et taux marginaux de prélèvements



Note : les individus des panneaux de gauche et de droite ne diffèrent que par leur éligibilité potentielle aux allocations logement (barème zone II). Le scénario de référence considère les cotisations sociales contributives comme des impôts et suppose que les cotisations patronales sont payées par les employeurs. La ligne verticale indique un emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum. Champ : cas-types de célibataires sans enfants pour qui le travail est supposé être la seule source de revenus, législation 2011. Source : modèle de microsimulation TAXIPP.

Figure III
Distribution des taux marginaux effectifs de prélèvements



Note : le scénario de référence considère les cotisations sociales contributives comme des impôts et suppose que les cotisations patronales sont payées par les employeurs. La courbe en pointillé représente une estimation par noyau de la moyenne locale du taux marginal effectif de prélèvements (fenêtre de 4 000 euros). La ligne verticale indique un emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum et les lignes verticales en pointillé indiquent les quartiles de la distribution des revenus.

Champ : célibataires sans enfant et en emploi salarié.

Source : Insee, *ERFS* 2011 ; modèle de microsimulation TAXIPP.

Les mécanismes à l'œuvre derrière cette forme en tilde deviennent évidents si l'on décompose les différents éléments. Les taux marginaux de prélèvements augmentent au bas de la distribution des revenus en raison de la dégressivité des prestations. Ils sont ensuite minimales autour du revenu médian et augmentent enfin avec les revenus, à mesure que les individus passent dans des tranches d'imposition plus élevées. Les cotisations salariales ont un impact uniforme sur l'ensemble des individus qui reflète l'absence de progressivité de ce dispositif (cotisations proportionnelles au revenu).

Néanmoins, ce schéma en forme de tilde masque l'hétérogénéité importante entre les individus ayant des rémunérations similaires. L'éligibilité au régime d'allocation logement est un facteur important d'hétérogénéité, de même que les différences de revenus annexes (allocations chômage, revenus financiers, par exemple). Par exemple, les personnes ayant les taux d'imposition marginaux les plus faibles du premier quartile de revenu sont celles qui n'ont droit ni aux allocations logement, ni au RSA, une fois l'ensemble des revenus non-salariaux pris en compte.

Contrôle des ressources et incitations au travail à la marge extensive

Supposons d'abord que les individus ne reçoivent pas d'allocations chômage en cas de non emploi, comme dans Laroque et Salanié (1999) et Sicsic (2018). Cette hypothèse peut être interprétée comme une perspective de long terme, en ce sens qu'elle rend compte des incitations à l'emploi des chômeurs de longue durée dont les droits à l'assurance-chômage ont expiré. Elle rend également compte des incitations à l'emploi des personnes qui n'ont pas droit aux allocations chômage (première entrée sur le marché du travail, démission).

En cas de retour à l'emploi, le contrôle des ressources pour les allocations logement entraîne une diminution de ces allocations pour les personnes éligibles. La perte de l'allocation logement agit dès lors comme une taxe sur le retour à l'emploi pouvant aller jusqu'à 18 % en cas d'emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum (panneau de gauche de la figure IV). La taxe totale sur la participation correspond alors à 64 % du

salaires des personnes éligibles alors qu'elle est de 46 % pour les personnes non éligibles (panneau de droite de la figure IV). En outre, l'éligibilité aux allocations logement génère un profil de taux de prélèvements à l'emploi qui augmente avec les revenus compte tenu des taux d'imposition marginaux extrêmes imposés dans la zone de dégressivité des allocations logement.

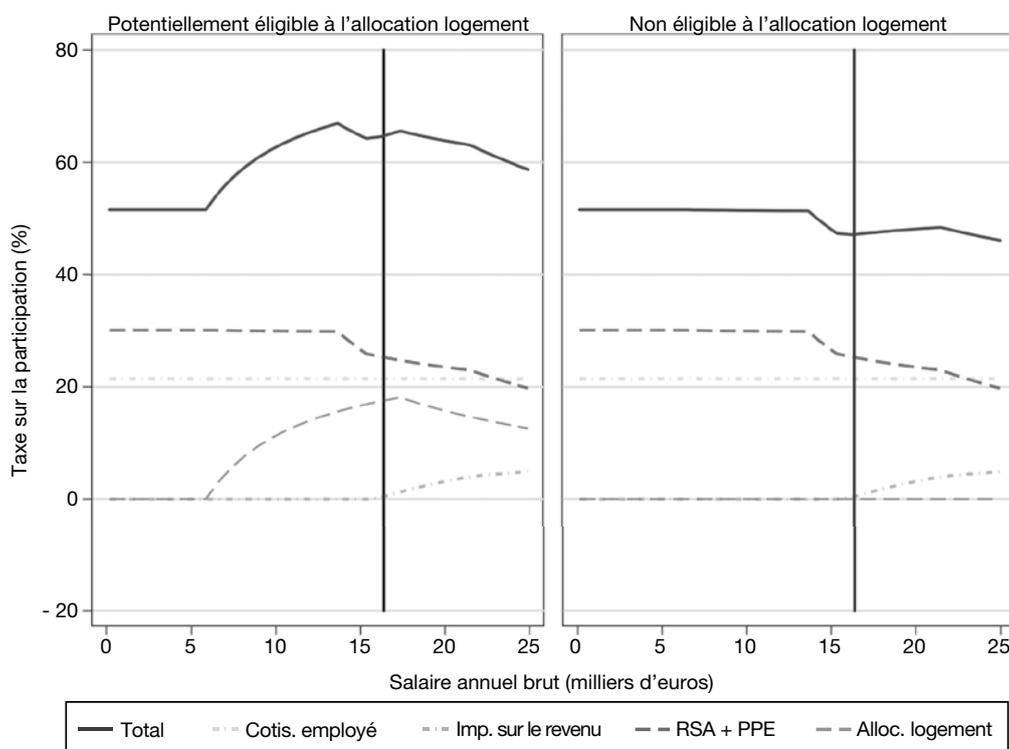
Étant donné la proportion importante de personnes potentiellement éligibles au régime des allocations logement, la distribution des taux effectifs de taxe sur la participation à l'emploi en fonction du revenu, estimée à l'aide de l'échantillon représentatif ressemble davantage à la distribution obtenue pour les cas-types éligibles (figure V). Le taux moyen de taxe sur la participation est de 51 % avec des taux moyens locaux qui augmentent avec les revenus dans le bas de la distribution et diminuent avec les revenus dans le haut de la distribution. L'augmentation initiale des taux de taxe sur la participation à l'emploi reflète l'augmentation du montant des prestations perdues du fait du contrôle des ressources

lors du retour à l'emploi. La diminution observée par la suite reflète l'importance décroissante de cette perte à mesure que le salaire augmente.

Ces résultats sont considérablement affectés si les individus reçoivent des allocations chômage lorsqu'ils sont sans emploi. Supposer, comme dans Immervoll *et al.* (2007), que les individus sans emploi reçoivent des allocations chômage peut être interprétée comme une perspective de court terme dans la mesure où les droits à l'assurance-chômage sont limités dans le temps. Les allocations chômage ont deux effets sur le revenu disponible en l'absence d'emploi. Premièrement, le revenu disponible augmente car les allocations chômage constituent une nouvelle source de revenus. Toutefois, les allocations chômage et les prestations sociales sous condition de ressources étant substitués, les droits aux prestations sous condition de ressources diminuent. Par conséquent, au-delà de l'augmentation globale du revenu disponible, la composition du revenu disponible en l'absence d'emploi change radicalement.

Figure IV

Allocations logement et taxe sur la participation à l'emploi (sans allocation chômage)



Note : les individus des panneaux de gauche et de droite ne diffèrent que par leur éligibilité potentielle aux allocations logement (barème zone II). Le scénario de référence considère les cotisations sociales contributives comme des impôts et suppose que les cotisations patronales sont payées par les employeurs. On suppose ici que les personnes ne reçoivent pas d'allocations chômage lorsqu'elles sont sans emploi. La ligne verticale indique un emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum.

Champ : cas-types de célibataires sans enfants pour qui le travail est supposé être la seule source de revenus, législation 2011.

Source : modèle de microsimulation TAXIPP.

L'impact des allocations logement sur les incitations à occuper un emploi est donc fortement atténué par la présence d'allocations chômage (figure VI). Les allocations chômage augmentant avec les salaires, les salaires plus élevés impliquent des indemnités de chômage plus élevées et, par effet de substitution, des droits réduits aux allocations logement. Une augmentation du salaire diminue donc le droit aux allocations logement en emploi, mais diminue également le droit aux allocations logement en l'absence d'emploi. La taxe sur la participation associée à la perte des allocations logement est donc réduite et plafonnée à un plateau de 8 %.

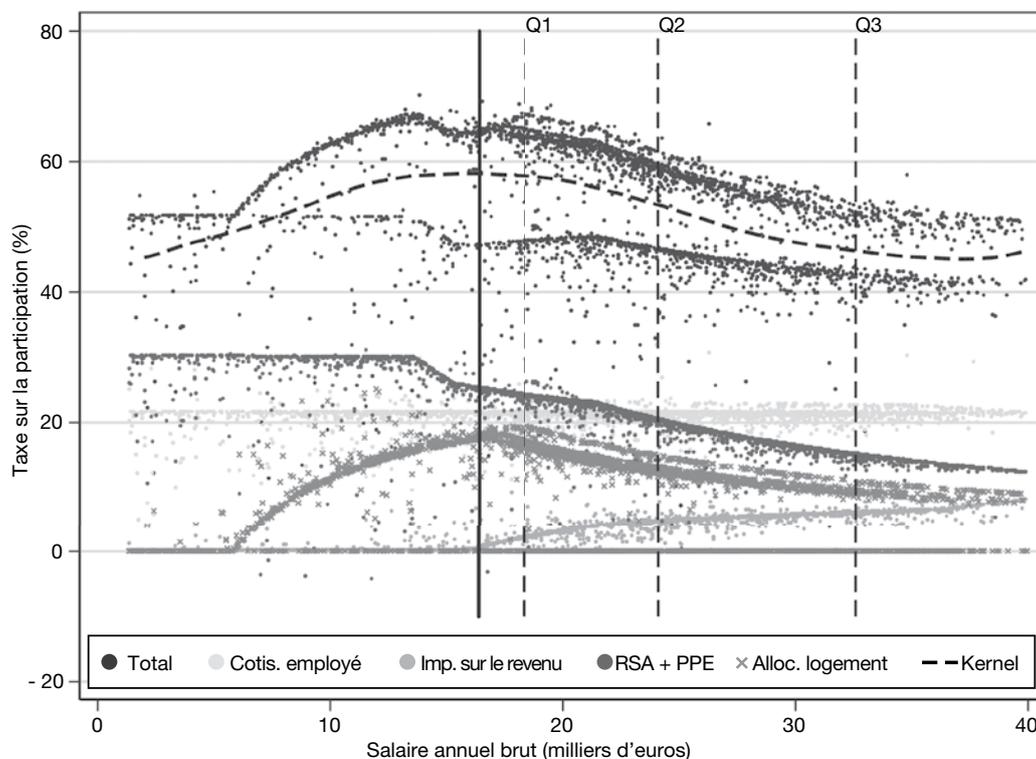
En outre, la présence des allocations chômage renverse l'impact des autres prestations sous condition de ressources sur les incitations à l'emploi. En l'absence d'allocations chômage, le taux de taxe sur la participation spécifique aux régimes du RSA et de la PPE est importante et positive (environ 30 % sur les bas revenus), car les prestations sociales sous condition de ressources diminuent en cas d'emploi. Avec des

allocations chômage, la taxe sur la participation spécifique aux régimes du RSA et de la PPE reste importante mais est cette fois négative (environ - 27 % pour les bas salaires). En effet, les prestations en cas d'emploi (RSA activité et prime pour l'emploi) sont désormais plus importantes que les prestations en l'absence d'emploi (RSA socle) : les politiques d'incitations au travail incitent alors littéralement au travail.

En ce qui concerne la distribution des taux de taxe sur la participation en fonction du revenu (figure VII), les allocations chômage portent à 77 % le taux moyen pour l'échantillon. Cette augmentation des taux reflète l'augmentation du total des prestations reçues en l'absence d'emploi. En outre, la perte des allocations chômage en cas d'embauche devient la principale source de taxe sur la participation.

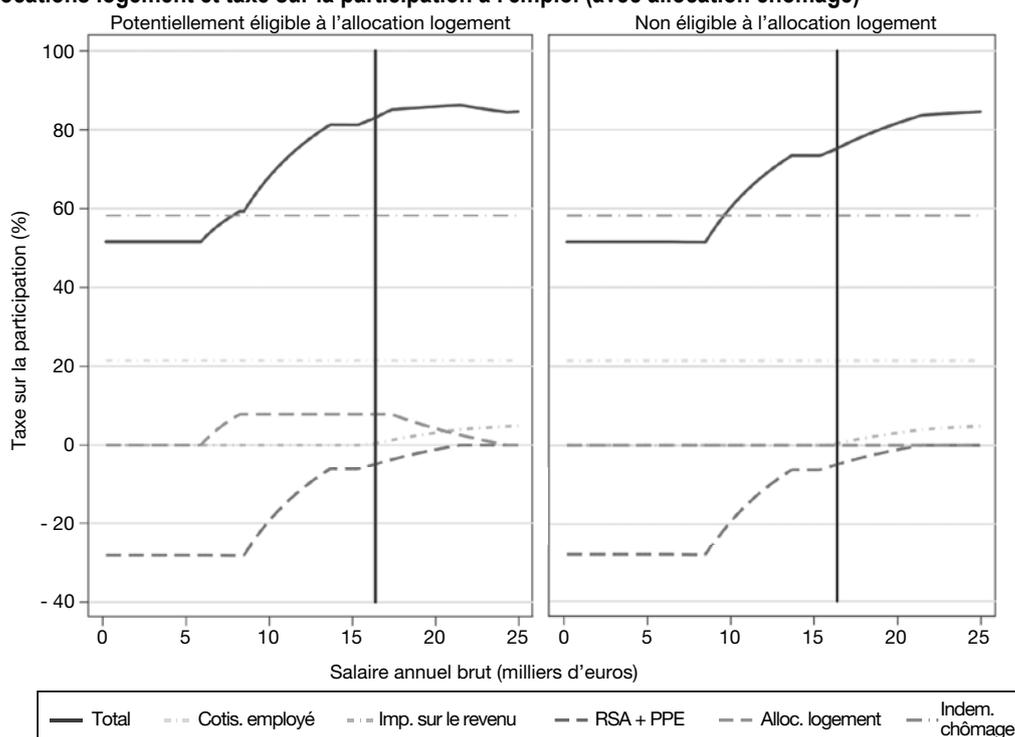
Les taux de la taxe sur la participation augmentent maintenant fortement avec le revenu dans le bas de la distribution et modérément avec le revenu aux niveaux de revenus plus élevés.

Figure V
Distribution de la taxe sur la participation à l'emploi (sans allocation chômage)



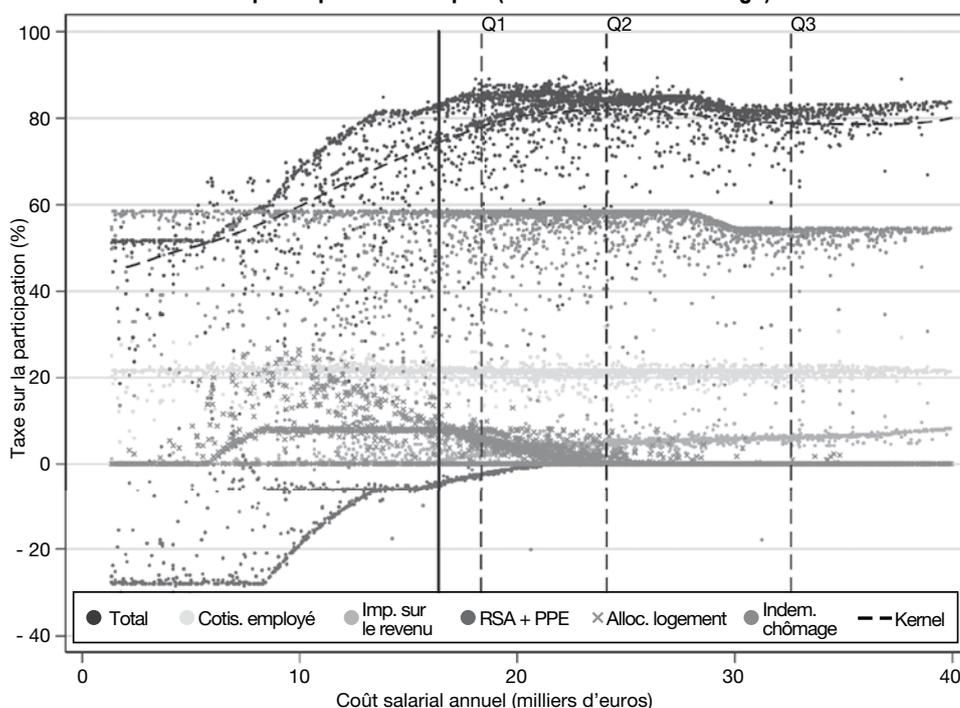
Note : le scénario de référence considère les cotisations sociales contributives comme des impôts et suppose que les cotisations patronales sont payées par les employeurs. On suppose ici que les personnes ne reçoivent pas d'allocations chômage lorsqu'elles sont sans emploi. La courbe en pointillé représente une estimation par noyau de la moyenne locale du taux effectif de prélèvements à l'emploi (fenêtre de 4 000 euros). La ligne verticale indique un emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum et les lignes verticales en pointillé indiquent les quartiles de la distribution des revenus.
Champ : célibataires sans enfant et en emploi salarié.
Source : Insee, *ERFS* 2011 ; modèle de microsimulation TAXIPP.

Figure VI
Allocations logement et taxe sur la participation à l'emploi (avec allocation chômage)



Note : les individus des panneaux de gauche et de droite ne diffèrent que par leur éligibilité potentielle aux allocations logement (barème zone II). Le scénario de référence considère les cotisations sociales contributives comme des impôts et suppose que les cotisations patronales sont payées par les employeurs. On suppose ici que les personnes reçoivent des allocations chômage lorsqu'elles sont sans emploi. La ligne verticale indique un emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum.
Champ: cas-types de célibataires sans enfants pour qui le travail est supposé être la seule source de revenus, législation 2011.
Source : modèle de microsimulation TAXIPP.

Figure VII
Distribution de la taxe sur la participation à l'emploi (avec allocation chômage)



Note : le scénario de référence considère les cotisations sociales contributives comme des impôts et suppose que les cotisations patronales sont payées par les employeurs. On suppose ici que les personnes reçoivent des allocations chômage lorsqu'elles sont sans emploi. La courbe en pointillé représente une estimation par noyau de la moyenne locale du taux effectif de prélèvements à l'emploi (fenêtre de 4 000 euros). La ligne verticale indique un emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum et les lignes verticales en pointillé indiquent les quartiles de la distribution des revenus.
Champ: célibataires sans enfant et en emploi salarié.
Source : Insee, ERFIS 2011 ; modèle de microsimulation TAXIPP.

Cette forte augmentation au bas de l'échelle est induite conjointement par les politiques d'incitation au travail (RSA activité et PPE) et par l'effet de substitution entre les allocations chômage et les prestations sous condition de ressources. En effet, comme indiqué précédemment, ces deux caractéristiques impliquent que le montant de prestations sous condition de ressources reçu en emploi est supérieur au montant reçu en l'absence d'emploi. Cette différence se traduit par des taux de taxe sur la participation négatifs relativement aux régimes du RSA et de la PPE. La forte augmentation des taux à mesure que les revenus augmentent peut donc s'expliquer par la disparition progressive de ces subventions à l'emploi. En revanche, aux niveaux de revenu plus élevés, l'augmentation modérée des taux de la taxe sur la participation est liée à l'augmentation de l'impôt sur le revenu.

Ces résultats sont difficiles à comparer avec les résultats antérieurs de la littérature, en particulier parce que Legendre *et al.* (2003) et Gurgand et Margolis (2008) ne reportent pas la distribution des taux de prélèvements à l'emploi induite par leurs simulations. Le seul point de comparaison est Immervoll *et al.* (2007), qui obtiennent une distribution des taux de prélèvements à l'emploi qui augmente avec le revenu dans le bas de la distribution et diminue avec le revenu dans le haut de la distribution. Ils obtiennent également un taux moyen d'imposition sur la participation à l'emploi proche de 70 %. Cependant, en plus des célibataires sans enfant, leur échantillon comprend des couples et des familles avec enfants dont les traitements socio-fiscaux diffèrent. En outre, ils attribuent de façon aléatoire des allocations chômage à une partie de leur échantillon afin de refléter le fait que certaines personnes, mais pas toutes, perçoivent des allocations chômage lorsqu'elles sont sans emploi. Enfin, leur étude précède l'introduction en France des politiques d'incitations au travail. Par conséquent, les comparaisons entre les deux ensembles de résultats impliquent trop de différences pour être réellement informatives.

Incitations au travail dans d'autres scénarios

La caractérisation précédente des incitations financières au travail a été obtenue en partant du principe que les cotisations patronales sont effectivement payées par l'employeur et que les cotisations aux régimes d'assurance sociale (retraite et chômage) sont des impôts, bien qu'elles

aient principalement une fonction assurantielle et puissent donc être interprétées comme une épargne plutôt qu'un impôt.

Incidence des cotisations patronales sur les salariés

L'hypothèse selon laquelle l'incidence réelle des taxes coïncide avec leur incidence légale est une hypothèse simplificatrice standard couramment utilisée (voir par exemple les données de l'OCDE utilisées pour les comparaisons internationales). En outre, des études récentes montrent que l'incidence légale des taxes peut avoir un impact sur l'incidence réelle (Chetty *et al.*, 2009). Cependant, il n'existe en principe aucune raison pour que les incidences légale et réelle coïncident. Un résultat standard de la théorie économique due à Harberger (1964) indique qu'une taxe sur un marché est partagée à la fois par la demande (les employeurs) et par l'offre (les salariés) sur ce marché dans des proportions relatives qui dépendent du ratio des élasticités. Plus un côté du marché est élastique, plus la taxe est transférée à et payée par l'autre côté du marché.

Les résultats empiriques sur cette question sont cependant mitigés. À court terme, Lehmann *et al.* (2013) montrent que les salaires sont fixes et qu'une augmentation des cotisations patronales est supportée par les employeurs. Étudiant les effets à moyen terme des réformes portant sur les cotisations de sécurité sociale en France, Bozio *et al.* (2017) identifient un transfert partiel des cotisations patronales vers les salariés¹⁷. Cependant, l'existence d'un salaire minimum relativement élevé en France crée une importante rigidité dans le processus d'ajustement des salaires¹⁸. Cette rigidité suggère fortement que, du moins pour les salaires proches du salaire minimum, l'incidence réelle des cotisations patronales devrait incomber aux employeurs. Par conséquent, le scénario de référence semble pertinent pour l'étude des incitations financières au travail des personnes ayant de faibles revenus et qui sont les principales bénéficiaires des allocations logement. Il est néanmoins intéressant de comprendre comment les incitations financières à l'emploi sont affectées lorsque les cotisations

17. Bozio *et al.* (2017) fournissent des résultats au niveau individuel pour des individus en emploi. Néanmoins, ils soulignent que des ajustements pourraient également avoir lieu par d'autres canaux (par exemple, création et suppression d'emplois).

18. Cette rigidité semble être comprise et exploitée par les décideurs publics dans la mesure où les réductions des cotisations patronales ont tendance à se concentrer autour du salaire minimum afin d'obtenir l'effet le plus large sur l'emploi (Lehmann & L'Horty, 2014).

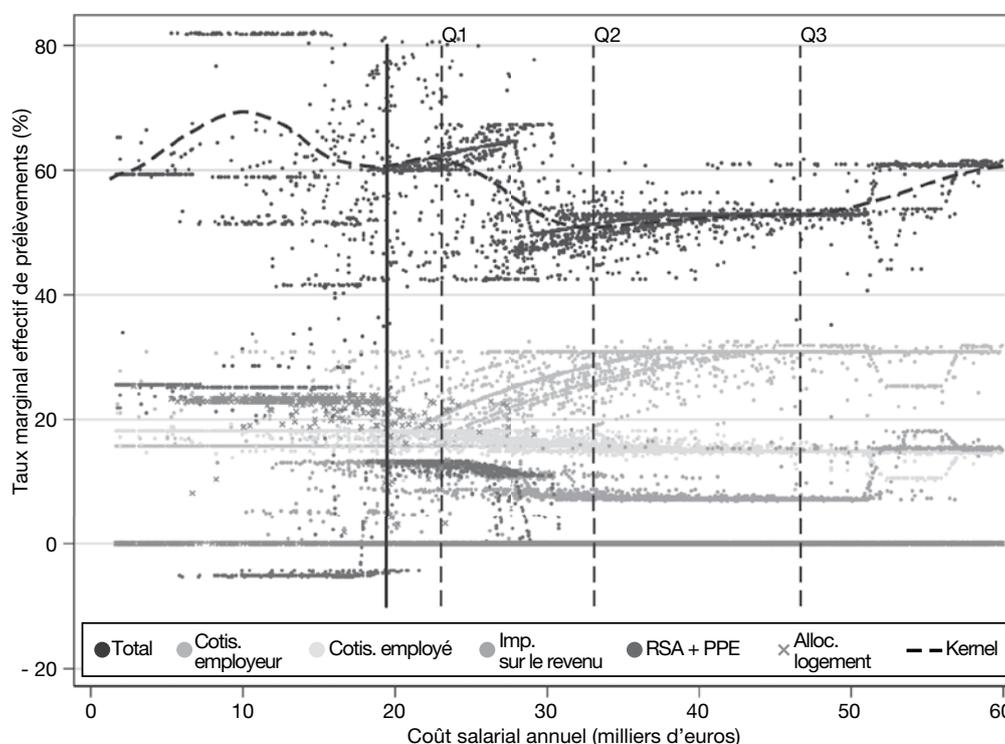
patronales sont supposées transférées aux employés. Dans ce scénario, le salaire y correspond au coût du travail et les taxes et prestations sociales $T(y)$ incluent les cotisations patronales.

À la marge intensive, le taux marginal de prélèvements moyen passe à 57 %, contre 43 % dans le scénario de référence. De plus, l'hypothèse du transfert des cotisations patronales vers les salariés a pour effet de comprimer la distribution des taux marginaux effectifs de prélèvements vers un taux uniforme relativement à la distribution obtenue dans le scénario de référence (figure VIII). En effet, la progressivité des cotisations patronales découlant des réductions de cotisations sur les bas salaires augmente considérablement les taux d'imposition marginaux au milieu et au sommet de la distribution des revenus. Le schéma en tilde des taux d'imposition marginaux s'en trouve largement atténué. L'impact des allocations logement sur les incitations au travail est qualitativement le même que dans le scénario de référence. Le seul changement est que la dégressivité des allocations

logement est maintenant associée à un taux de prélèvement de 23 % sur le coût du travail, contre 27 % pour les salaires bruts.

À la marge extensive, l'hypothèse selon laquelle les cotisations patronales sont transférées aux employés, a pour effet d'augmenter les taux de prélèvements à l'emploi. En l'absence d'allocations chômage, le taux moyen de prélèvements à l'emploi est de 63 %, contre 51 % dans le scénario de référence. Avec les allocations chômage, le taux moyen de prélèvements à l'emploi grimpe à 82 %, contre 77 % dans le scénario de référence. Toutefois, cette augmentation n'affecte pas fortement la structure des taux d'imposition (figure non reportée). La raison intuitive est que l'incidence des contributions patronales n'affecte pas le montant des prestations sociales reçues en l'absence d'emploi mais affecte uniquement les prélèvements payés en emploi. En conséquence, les allocations logement ont encore une fois le même impact qualitatif sur les incitations au retour à l'emploi, tandis que leur ampleur est légèrement réduite.

Figure VIII
Distribution des taux marginaux effectifs de prélèvements (incidence sur les employés)



Note : les cotisations sociales sont ici traitées comme des impôts, tandis que l'incidence des cotisations patronales est supposée retomber sur les employés. La courbe en pointillé représente une estimation par noyau de la moyenne locale du taux marginal effectif de prélèvements (fenêtre de 4 000 euros). La ligne verticale indique un emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum et les lignes verticales en pointillé indiquent les quartiles de la répartition des revenus.

Champ : célibataires sans enfant et en emploi salarié.

Source : Insee, ERFS 2011 ; modèle de microsimulation TAXIPP.

Cotisations d'assurance sociale en tant qu'épargne

Les contributions aux programmes d'assurance sociale (cotisations de retraite et de chômage) ont jusqu'à présent été traitées comme des taxes. Cependant, ces contributions ne sont pas des taxes à proprement parler car elles répondent à un motif assurantiel : elles visent à transférer une partie des ressources d'un individu en emploi à ce même individu dans le futur, qu'il soit au chômage ou à la retraite. L'hypothèse fiscale retenue dans le scénario de référence s'applique donc aux personnes qui n'intègrent pas les prestations futures dans leurs décisions d'offre de travail (phénomène dit de « myopie des agents ») ou qui prévoient de ne pas bénéficier de l'assurance chômage (absence de période de chômage) ou du système de retraite (décès prématuré).

En règle générale, la désincitation au travail associée aux cotisations d'assurance sociale est équivalente aux coûts des cotisations, nets des bénéfices escomptés (Disney *et al.*, 2004). Comme les bénéfices futurs ont jusqu'à présent été écartés (hypothèse d'imposition), les taux marginaux de prélèvements et les taux de la taxe sur la participation précédemment estimés peuvent être interprétés comme des bornes supérieures pour leurs valeurs réelles. L'évaluation des bénéfices escomptés associés aux cotisations de retraite ou de chômage dépassant le cadre de cette étude, on suppose ici que les bénéfices escomptés sont exactement égaux au coût des cotisations (hypothèse d'épargne). Cette hypothèse correspond au cas où les programmes sont purement assurantiel et n'opèrent pas de redistribution entre les individus. En d'autres termes, les cotisations de retraite et de chômage s'apparentent à de l'épargne et sont perçues comme telles¹⁹.

On dispose de peu de résultats sur la redistribution opérée par le système français d'assurance chômage ; une littérature restreinte caractérise la redistribution opérée par le système de retraites en distinguant 1) la redistribution opérée au sein des générations et 2) la redistribution opérée entre les générations. Paul-Delvaux (2015) montre qu'au sein de chaque génération, le taux de rendement des cotisations de retraite du régime général diminue légèrement avec les revenus. En d'autres termes, les prestations futures escomptées sont relativement subventionnées pour les bas salaires et taxées pour les plus hauts revenus. Dubois et Marino (2015) caractérisent la redistribution entre les différentes générations et montrent que le taux de rendement des cotisations de

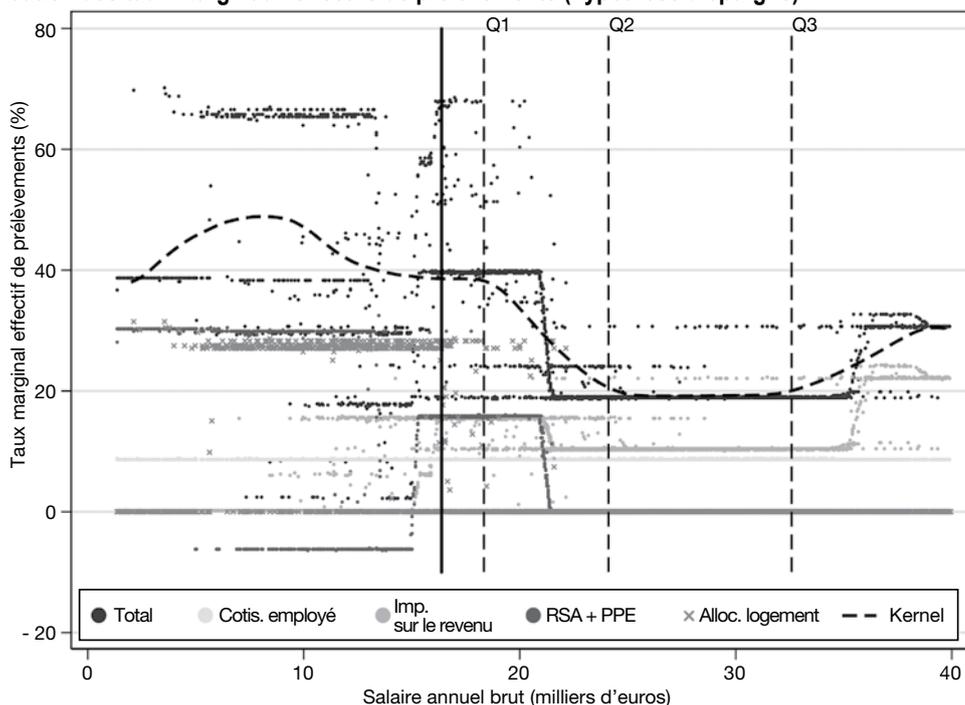
retraite décroît régulièrement sur l'ensemble des cohortes. Ce constat reflète l'impact du vieillissement de la population sur un système de retraite par répartition et tend à suggérer que les salariés actuels sont taxés pour financer les pensions des retraités. S'appuyant sur ces contributions, la redistribution au sein de chaque génération et sur l'ensemble des générations opère en sens inverse pour les individus ayant de bas salaires, c'est-à-dire que les taux marginaux de prélèvements et les taux de prélèvements à l'emploi calculés selon l'hypothèse d'épargne pourraient être proches de leurs valeurs réelles. En revanche, cette redistribution opère dans le même sens pour les individus ayant de hauts salaires, ce qui suggère que les taux marginaux de prélèvements et les taux de taxe sur la participation calculés selon l'hypothèse d'épargne devraient plutôt être interprétés comme des bornes inférieures.

Dans l'hypothèse d'épargne, en supposant que les cotisations patronales sont payées par les employeurs, le salaire y correspond au salaire brut tandis que les taxes et les prestations $T(y)$ n'incluent dorénavant plus les cotisations salariales de retraite et de chômage²⁰. À la marge intensive, traiter les cotisations chomages et retraites comme une épargne diminue les taux marginaux de prélèvements de 13 points de pourcentage pour l'ensemble des individus (figure IX). Le taux marginal de prélèvement moyen est alors égal à 30 %, contre 43 % dans le scénario de référence. L'impact des allocations logement sur les incitations financières à l'emploi n'est pas affecté.

À la marge extensive, l'impact de l'hypothèse d'épargne dépend en grande partie du traitement des allocations chômage en l'absence d'emploi. Si les personnes sans emploi ne reçoivent pas d'allocation chômage, les taux effectifs de prélèvements à l'emploi diminuent dans la mesure où le revenu disponible est plus élevé lorsque la personne a un emploi (figure non reportée). Le taux moyen de prélèvements à l'emploi est alors égal à 39 % contre 51 % dans le scénario de référence. En revanche, si les personnes sans emploi reçoivent des allocations chômage (perspective

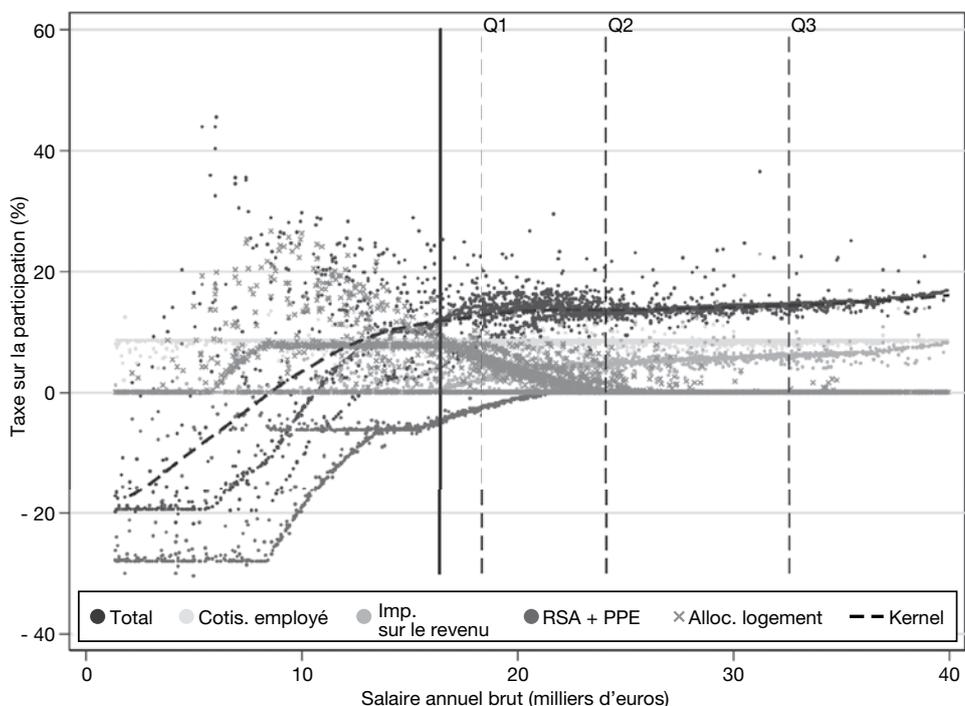
19. En utilisant des données d'enquête, Dominitz et al. (2003) évaluent le rendement attendu par les américains sur leurs cotisations de retraite et montrent qu'il existe une hétérogénéité importante des anticipations. Aux deux extrêmes, certaines personnes ne s'attendent pas à la survie du système de retraite tandis que d'autres surestiment leurs prestations futures.
20. Supposer simultanément que les cotisations patronales sont payées par les employés et que les cotisations de retraite et de chômage sont considérées comme de l'épargne, rend difficile l'interprétation des résultats, car les réductions de cotisations patronales pour les bas salaires réduisent les taux de cotisations sans réduire les prestations futures. Les prestations futures escomptées sont alors de fait plus importantes que les cotisations ce qui n'est pas compatible avec l'hypothèse d'épargne.

Figure IX
Distribution des taux marginaux effectifs de prélèvements (hypothèse d'épargne)



Note : l'hypothèse d'épargne traite les cotisations sociales contributives comme de l'épargne tandis que les cotisations patronales sont à nouveau supposées payées par les employeurs. La courbe en pointillé représente une estimation par noyau de la moyenne locale du taux marginal effectif de prélèvements (fenêtre de 4 000 euros). La ligne verticale indique un emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum et les lignes verticales en pointillé indiquent les quartiles de la répartition des revenus.
Champ : célibataires sans enfant et en emploi salarié.
Source : Insee, *ERFS* 2011 ; modèle de microsimulation TAXIPP.

Figure X
Distribution de la taxe sur la participation à l'emploi (hypothèse d'épargne)



Note : l'hypothèse d'épargne traite les cotisations sociales contributives comme de l'épargne tandis que les cotisations patronales sont à nouveau supposées payées par les employeurs. On suppose ici que les individus perçoivent des allocations chômage lorsqu'ils sont sans emploi. Toutefois, les allocations chômage sont considérées ici comme une utilisation de l'épargne passée et ne sont donc pas traitées comme des prestations. La courbe en pointillé représente une estimation par noyau de la moyenne locale du taux effectif de prélèvements à l'emploi (fenêtre de 4 000 euros). La ligne verticale indique un emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum et les lignes verticales en pointillé indiquent les quartiles de la distribution des revenus.
Champ : célibataires sans enfant et en emploi salarié.
Source : Insee, *ERFS* 2011 ; modèle de microsimulation TAXIPP.

de court terme), l'hypothèse d'épargne a un impact plus important sur les taux de taxe sur la participation. En effet, si les cotisations de chômage sont traitées comme de l'épargne, les indemnités de chômage correspondent à l'utilisation de l'épargne réalisée. Les allocations chômage ne doivent donc pas être traitées comme des prestations sociales. En conséquence, les taux effectifs de taxe sur la participation chutent et prennent des valeurs extrêmement faibles (figure X).

Ces valeurs extrêmement faibles ne reflètent pas seulement l'importance des allocations chômage dans le revenu disponible en l'absence d'emploi, elles soulignent une fois encore l'important effet de substitution entre les allocations chômage et les prestations sous condition de ressources. En effet, les taux effectifs de prélèvements à la reprise d'un emploi sont proches de zéro car les prestations sous condition de ressources sont considérablement réduites en présence d'allocations chômage. Par conséquent, exclure les allocations chômage des prestations sous condition de ressources fausse l'analyse des incitations à l'emploi, car les allocations chômage remplacent précisément les prestations sous condition de ressources. En d'autres termes, l'hypothèse d'épargne semble avoir une pertinence limitée pour l'analyse des incitations à l'emploi, du moins dans le type de cadre statique considéré ici.

* *
*

Cet article a analysé les incitations financières au travail en France et a proposé une décomposition de ces incitations par instrument du système socio-fiscal. La décomposition révèle les interactions entre les différents instruments et permet d'identifier l'impact de chaque instrument sur les incitations au travail. L'analyse montre que les allocations logement ont des conséquences négatives importantes sur les incitations financières au travail des individus ayant de faibles revenus.

À la marge intensive, une augmentation de 1 euro de la rémunération brute réduit les allocations logement de 27 centimes en moyenne dans la zone de dégressivité du régime. La dégressivité d'autres prestations sociales sous condition de ressources (30 centimes) ainsi que le paiement des cotisations sociales (21 centimes) impliquent que, dans cette zone, une augmentation de 1 euro

de la rémunération brute se traduit par une augmentation de 22 centimes seulement du revenu disponible. Ce résultat correspond à un taux d'imposition marginal de près de 80 % et coïncide avec le sommet de la distribution en tilde des taux marginaux effectifs de prélèvements en fonction du revenu. En comparaison, le taux d'imposition marginal moyen est de 43 %.

À la marge extensive, les incitations financières à l'emploi dépendent en grande partie du fait que les personnes sans emploi reçoivent ou non des allocations chômage. En l'absence d'allocations chômage, le montant des allocations logement perdues lors de l'obtention d'un emploi peut représenter jusqu'à 18 % de la rémunération brute perçue en emploi. Associées à la perte d'autres prestations sous condition de ressources (30 %) et au paiement des cotisations sociales en cas d'emploi (21 %), la perte de prestations sociales et le paiement des impôts peuvent représenter jusqu'à 70 % de la rémunération brute. Ces taux élevés de taxe sur la participation à l'emploi sont atteints pour un emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum ; à titre de comparaison, le taux moyen est de 51 %. Avec les allocations chômage, le taux moyen de taxe sur la participation peut atteindre 77 % à mesure que les gains financiers associés au retour à l'emploi diminuent. Toutefois, les allocations chômage et les prestations sous condition de ressources étant substitués, le montant des allocations logement perçues en l'absence d'emploi devient relativement faible et la taxe sur la participation associée à la perte de l'allocation logement ne dépasse pas 8 % de la rémunération perçue en emploi.

La substituabilité des allocations chômage (assurance) et des prestations sous condition de ressources (redistribution) identifiée ici peut avoir des conséquences importantes sur le barème optimal de ces deux régimes. Bien que standard dans les systèmes socio-fiscaux modernes, cette interaction entre ces instruments d'assurance sociale et de redistribution semble, étonnamment, avoir peu retenu l'attention de la littérature normative.

Ces résultats sont obtenus en supposant que la part « employé » des cotisations salariales chômage et retraites sont traitées comme des impôts et payées par les employés, tandis que les cotisations patronales sont payées par les employeurs. Traiter les cotisations de retraite et de chômage des employés comme de l'épargne et non comme une imposition diminue les taux d'imposition marginaux (- 13 points de pourcentage) et les taux de prélèvements à l'emploi (- 12 points de pourcentage). En revanche, supposer que les

cotisations patronales sont effectivement payées par les employés augmente les taux marginaux de prélèvements et les taux de la taxe sur la participation de manière non uniforme et comprime la forme en tilde de la distribution des taux d'imposition marginaux vers un taux fixe en raison de la progressivité des cotisations patronales. L'impact des allocations logement sur les incitations financières au travail reste relativement stable et conforme aux résultats obtenus dans le scénario de référence.

Enfin, les allocations logement génèrent une importante hétérogénéité des incitations au travail en fonction du statut du logement, lequel détermine l'éligibilité potentielle au dispositif. Bien que la forme en tilde de la distribution des taux marginaux effectifs de prélèvements semble globalement conforme aux recommandations de la littérature sur la fiscalité optimale (Saez, 2002), il semble probable que les taux d'imposition marginaux les plus élevés auxquels sont

confrontés les individus éligibles à l'allocation logement soient trop élevés pour être optimaux.

Dans l'ensemble, les effets pervers des allocations logement sur les incitations au travail doivent être mis en perspective avec le phénomène de capture identifié dans la littérature. Étant donné que les allocations logement sont capturées par les propriétaires par le biais de hausses de loyers (Laferrère & Le Blanc, 2004 ; Fack, 2005, 2006), les personnes ayant de bas revenus peuvent ne pas bénéficier réellement de ces aides alors même qu'elles sont effectivement désincitées au travail. Les allocations logement peuvent ainsi contribuer à créer une trappe à pauvreté. Une réforme structurelle du régime – par exemple via son intégration aux prestations soumises à conditions de ressources comme le proposent Bozio *et al.* (2015a) ou Bargain *et al.* (2017) – pourrait donc s'avérer bénéfique à la fois pour les personnes ayant de bas salaires et pour l'économie française. □

BIBLIOGRAPHIE

Bargain, O., Orsini, K. & Peichl, A. (2014). Comparing Labor Supply Elasticities in Europe and the United States: New results. *Journal of Human Resources*, 49(3), 723–838.
<https://doi.org/10.3368/jhr.49.3.723>

Bargain, O., Carcillo, S., Lehmann, É. & L'Horty, Y. (2017). Mieux lutter contre la pauvreté par des aides monétaires. *Notes du Conseil d'analyse économique*, 5(41), 1–12.
<https://doi.org/10.3917/ncae.041.0001>

Bourguignon, F. (1998). Fiscalité et redistribution. *Conseil d'Analyse Économique*. Paris : La Documentation française.
<http://www.ladocumentationfrancaise.fr/var/storage/rapports-publics/994000130.pdf>

Bozio, A., Breda, T. & Grenet, J. (2017). Incidence of Social Security Contributions: Evidence from France. *PSE Working paper*.
http://www.parisschoolofeconomics.com/breda-thomas/working_papers/Bozio_Breda_Grenet_2017b.pdf

Bozio, A., Fack, G. & Grenet, J. (2015a). Les allocations logement, comment les réformer? *Opuscule CEPREMAP/IPP*, 38. Paris : Éditions Rue d'Ulm / Presses de l'École normale supérieure.
<http://www.cepremap.fr/depot/opus/OPUS38.pdf>

Bozio, A., Guillot, M. & Lafféter, Q. (2015b). Portée et limites du modèle TAXIPP pour l'analyse redistributive des prélèvements obligatoires. *Economie et statistique*, 481-482, 31–52.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1305189?sommaire=1305205>

Bozio, A., Guillot, M., Lafféter, Q. & Tenand, M. (2012). Le modèle de micro-simulation TAXIPP – Version 0.3. *Guide méthodologique IPP*.
<https://www.ipp.eu/wp-content/uploads/2012/01/guide-methodIPP-avril2014-taxipp03.pdf>

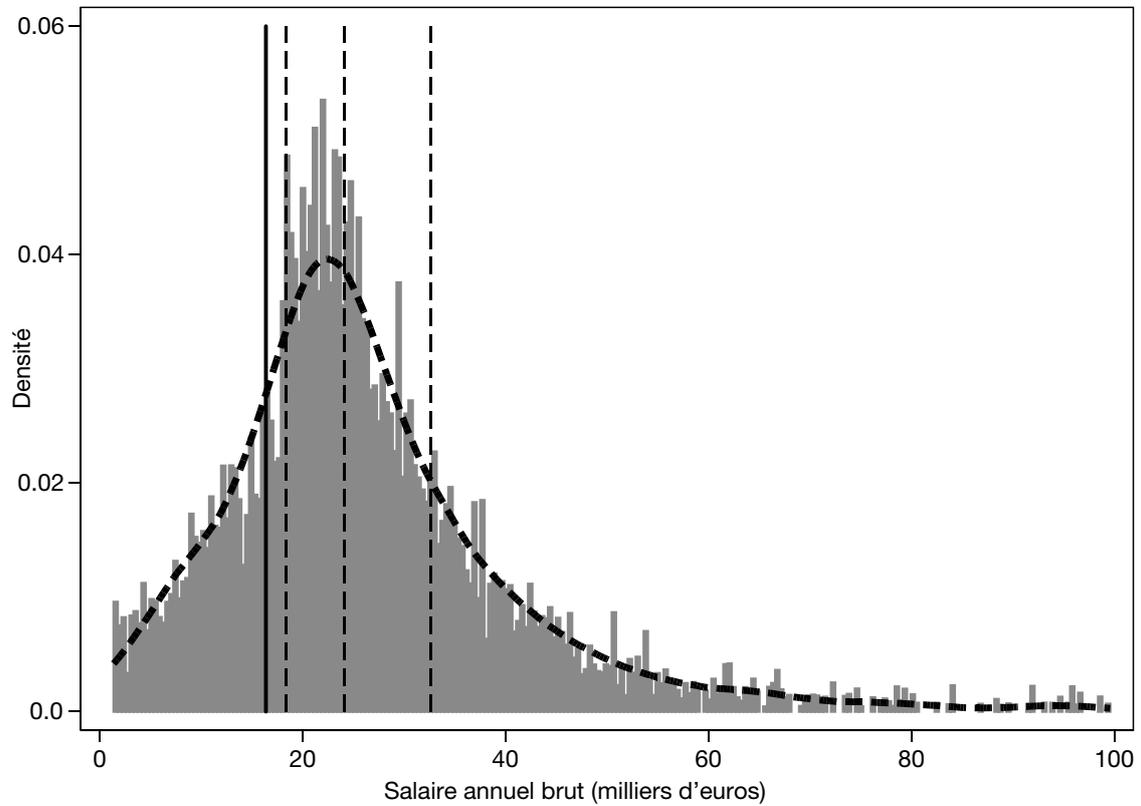
Brewer, M., Saez, E. & Shephard, A. (2010). Means-testing and tax rates on earnings. In: Mirrlees, J., Adam, S., Besley, T., Blundell, R., Bond, S., Chote, R., Gammie, M., Johnson, P., Myles, G. & Poterba,

- J. (Eds.), *Dimensions of Tax Design: the Mirrlees Review*, pp. 90–173. Oxford: Oxford University Press.
- Cabannes, P.-Y., Houdré, C. & Landais, C. (2014).** Comment le revenu imposable des ménages réagit-il à sa taxation ? Une estimation sur la période 1997-2004. *Économie et Statistique*, 467-468, 141–162.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2122577?sommaire=1377956>
- Chanchole, M. & Lalanne, G. (2012).** Photographie du système socio-fiscal et de sa progressivité. *Economie & prévision*, 200-201, 19–40.
<https://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2012-2-page-19.htm>
- Chetty, R. (2012).** Bounds on Elasticities With Optimization Frictions: A Synthesis of Micro and Macro Evidence on Labor Supply. *Econometrica*, 80(3), 969–1018.
<https://doi.org/10.3982/ECTA9043>
- Chetty, R., Looney, A. & Kroft, K. (2009).** Saliency and Taxation: Theory and Evidence. *American Economic Review*, 99(4), 1145–1177.
<https://doi.org/10.1257/aer.99.4.1145>
- Disney, R., Boeri, T. & Jappelli, T. (2004).** Are Contributions to Public Pension Programmes a Tax on Employment? *Economic Policy*, 19(39), 269–311.
<https://www.jstor.org/stable/1344637>
- Dominitz, J., Manski, C. F. & Heinz, J. (2003).** “Will Social Security Be There For You?” How Americans Perceive Their Benefits. National Bureau of Economic Research, *Working Paper 9798*.
<https://doi.org/10.3386/w9798>
- Dubois, Y. & Marino, A. (2015).** Le taux de rendement interne du système de retraite français: quelle redistribution au sein d’une génération et quelle évolution entre générations? *Economie et Statistique*, 481(1), 77–95.
<https://doi.org/10.3406/estat.2015.10630>
- Fack, G. (2005).** Pourquoi les ménages pauvres paient-ils des loyers de plus en plus élevés ? *Économie et Statistique*, 381-382, 17–40.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376573?sommaire=1376587>
- Fack, G. (2006).** Are housing benefit an effective way to redistribute income? Evidence from a natural experiment in France. *Labour Economics*, 13(6), 747–771.
<https://doi.org/10.1016/j.labeco.2006.01.001>
- Fourcot, J. & Sicsic, M. (2017).** Les taux marginaux effectifs de prélèvement pour les personnes en emploi en France en 2014. Insee, *Document de travail* N° F1701.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/2581807>
- Gurgand, M. & Margolis, D. N. (2008).** Does Work Pay in France? Monetary Incentives, Hours Constraints, and the Guaranteed Minimum Income. *Journal of Public Economics*, 92(7), 1669–1697.
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2007.10.008>
- Harberger, A. C. (1964).** The Measurement of Waste. *American Economic Review*, 54(3), 58–76.
<http://www.jstor.org/stable/1818490>
- Heckman, J. J. (1993).** What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years? *American Economic Review*, 83(2), 116–121.
<https://www.jstor.org/stable/2117650>
- Immervoll, H., Kleven, H. J., Kreiner, C. T. & Saez, E. (2007).** Welfare reform in European countries: a microsimulation analysis. *Economic Journal*, 117(516), 1–44.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02000.x>
- Laferrère, A. & Le Blanc, D. (2004).** How do housing allowances affect rents? An empirical analysis of the French case. *Journal of Housing Economics*, 13(1), 36–67.
<https://doi.org/10.1016/j.jhe.2004.02.001>
- Lalanne, G. (2011).** Le non-recours au rSa : effet sur le revenu disponible des ménages modestes. *Comité national d’évaluation du rSa*.
https://solidarites-sante.gouv.fr/IMG/pdf/3_Le_non-recours_au_rSa_effet_sur_le_revenu_disponible_des_menages_modestes.pdf
- Landais, C., Piketty, T. & Saez, E. (2011).** *Pour une révolution fiscale. Un impôt sur le revenu pour le XXI^e siècle*. Paris : Le Seuil - La République des idées.
- Laroque, G., & Salanié, B. (1999).** Prélèvements et transferts sociaux: une analyse descriptive des incitations financières au travail. *Economie et statistique*, 328, 3–19.
<https://doi.org/10.3406/estat.1999.6341>
- Laroque, G. & Salanié, B. (2002).** Labour market institutions and employment in France. *Journal of Applied Econometrics*, 17(1), 25–48.
<https://doi.org/10.1002/jae.656>
- Legendre, F., Lorgnet, J.-P. & Thibault, F. (2003).** La distribution des incitations financières au travail en France : l’évaluation du modèle *Myriade*. *Economie & prévision*, (4), 23–48.
<https://doi.org/10.3406/ecop.2003.6920>
- Lehmann, E., & L’Horty, Y. (2014).** Renforcer la progressivité des prélèvements sociaux. *Revue française d’économie*, 29(1), 25–61.
<https://doi.org/10.3917/rfe.141.0025>

- Lehmann, E., Marical, F. & Rioux, L. (2013).** Labor income responds differently to income-tax and payroll-tax reforms. *Journal of Public Economics*, 99, 66–84. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2013.01.004>
- Meghir, C. & Phillips, D. (2010).** Labour supply and taxes. In: Mirrlees, J., Adam, S., Besley, T., Blundell, R., Bond, S., Chote, R., Gammie, M., Johnson, P., Myles, G. & Poterba, J. (Eds.), *Dimensions of Tax Design: the Mirrlees Review*, pp. 202–274. Oxford: Oxford University Press.
- Paul-Delvaux, L. (2015).** Marginal return on pension contributions: The case of French pension public schemes. *PSE Master Thesis*.
- Rochet, J.-C. (1996).** Les atouts et les limites des systèmes publics d'assurance-maladie. *Revue française d'économie*, 11(1), 183–189. https://www.persee.fr/doc/rfec0_0769-0479_1996_num_11_1_1000
- Saez, E. (2002).** Optimal income transfer programs: Intensive versus extensive labor supply responses. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(3), 1039–1073. <https://doi.org/10.1162/003355302760193959>
- Saez, E., Slemrod, J. & Giertz, S. H. (2012).** The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review. *Journal of economic literature*, 50(1), 3–50. <https://doi.org/10.1257/jel.50.1.3>
- Sicsic, M. (2018).** Les incitations monétaires au travail en France entre 1998 et 2014. *Economie et Statistique / Economics and Statistics* (this issue), 13–35.
- Trannoy, A. & Wasmer, E. (2013).** La politique du logement locatif. *Notes du conseil d'analyse économique*, (10), 1–12. <https://doi.org/10.3917/ncae.010.0001>
-

DISTRIBUTION DES REVENUS DU TRAVAIL DANS L'ÉCHANTILLON

Figure A-I
Distribution des salaires des adultes célibataires sans enfant de l'échantillon



Note : la ligne verticale indique un emploi à temps plein rémunéré au salaire minimum et les lignes verticales en pointillé indiquent les quartiles de la distribution des revenus.

Champ : célibataires sans enfant et en emploi salarié.

Source : Insee, *ERFS* 2011.

L'extinction des droits à l'indemnisation chômage : quelle incidence sur la satisfaction pour les emplois retrouvés ?

Expiry of Unemployment Benefits: What Impact on Post-Unemployment Job Satisfaction?

Damien Euzénat*

Résumé – Cet article propose des éléments statistiques sur la satisfaction des chômeurs ayant retrouvé un emploi pour les emplois qui encadrent leur période de chômage. Au moyen d'une enquête *ad hoc* – *Parcours des demandeurs d'emploi indemnisés* (2013) – il étudie si la satisfaction sur l'emploi occupé est différente suivant que l'emploi est retrouvé à l'approche ou au contraire après la fin de droits à l'indemnisation chômage. L'analyse montre tout d'abord que des éléments autres que la rémunération ou la stabilité concourent à la satisfaction sur l'emploi, notamment son intérêt intrinsèque. Ensuite, les chômeurs qui retrouvent un emploi après la fin de droits en sont moins satisfaits que ceux qui le retrouvent à l'approche de la fin de droits (dans le mois et demi la précédant). Enfin, la satisfaction pour un emploi retrouvé à l'approche de la fin de droits tend à être plus faible que lorsqu'il est retrouvé bien avant cette période, si le chômeur a réduit de façon importante ses dépenses de consommation durant sa période de chômage.

Abstract – *This paper provides statistical information on job-seekers' satisfaction with jobs found either side of a period of unemployment. Based on an ad hoc survey on the paths of unemployed people on benefit (Parcours des demandeurs d'emploi indemnisés, 2013) – it examines whether job satisfaction differs when a job is found just before or after the expiry of benefit entitlements. The analysis first shows that elements other than remuneration and stability contribute to satisfaction with a job, and particularly its intrinsic value. Secondly, job-seekers finding a job after the expiry of entitlements are less satisfied than those who find one in the period near before the expiry of entitlements (during the month-and-a-half preceding it). Lastly, for job-seekers who had significantly reduced their consumption expenditure during their period of unemployment satisfaction with jobs found nearing the expiry of entitlements tends to be lower than with those found well before this period.*

Codes JEL / JEL Classification : J64, J65

Mots-clés : indemnisation chômage, fin de droits, emploi, qualité de l'emploi, économie du bonheur

Keywords: *unemployment benefits, expiry of entitlement, employment, quality of employment, economics of happiness*

Rappel :

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.

* DGFIP (damien.euzenat@dgfip.finances.gouv.fr)

L'auteur travaillait à Pôle emploi à la date de réalisation de cet article. Il remercie Yaëlle Bouaziz, Thomas Le Barbançon, Nicolas Prokovas, les participants aux « Journées du Longitudinal » 2014, organisées par le Céreq, et deux relecteurs anonymes. Il reste seul responsable des erreurs qui subsisteraient.

Reçu le 18 juillet 2016, accepté après révisions le 5 juillet 2018

Pour citer cet article : Euzénat, D. (2018). Expiry of Unemployment Benefits: What Impact on Post-Unemployment Job Satisfaction? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 503-504, 61-78. <https://doi.org/10.24187/ecostat2018.503d.1957>

Selon différents travaux empiriques, le taux de reprise d'emploi des chômeurs s'élève aux alentours de la fin de leurs droits à l'indemnisation (Meyer, 1990 ; Dormont *et al.*, 2001). Cet article apporte des éléments statistiques sur ce sujet. Il exploite notamment le fait que l'extinction des droits à l'assurance chômage opère une discontinuité dans la période de chômage (l'encadré 1 décrit brièvement le régime de l'indemnisation du chômage en France). En effet, les chômeurs sortis du chômage juste avant ou juste après la fin de droits connaissent des durées de chômage similaires, mais ne sont pas affectés de la même façon par la fin de droits. L'article se propose de comparer la satisfaction des ex-chômeurs pour l'emploi qu'ils retrouvent, suivant que l'emploi a été trouvé juste avant ou juste après la fin de droits à l'indemnisation chômage.

Ce travail s'appuie sur une enquête menée en 2013 par Pôle emploi, visant à comparer le niveau de satisfaction (selon plusieurs critères) des demandeurs d'emploi pour les emplois encadrant leur période de chômage. La satisfaction est appréhendée à la fois par des éléments objectifs (rémunération et stabilité de l'emploi retrouvé), mais aussi subjectifs. Par exemple, l'emploi retrouvé est-il bien celui que les demandeurs d'emploi recherchaient, ou au contraire un emploi trouvé à défaut d'autre chose ? Leur plaît-il (selon de multiples critères) ou non ? Est-il plus satisfaisant à leurs yeux que l'emploi occupé avant le chômage ? Cet angle d'approche s'inscrit dans la lignée du champ foisonnant de « l'économie du bonheur » (Frey & Stutzer, 2002 ; pour une application au marché du travail, D'Addio *et al.*, 2007).

Que savons-nous du lien entre indemnisation et durée de chômage ? Une brève revue de littérature théorique et empirique

L'indemnisation du chômage vise généralement à assurer les chômeurs contre la perte involontaire de leur emploi. Mais, et ceci dès sa création, elle a été suspectée d'exercer un effet dissuasif sur le retour à l'emploi. Les modèles micro-économiques de type « *job-search* » (Pissarides, 2000) analysent le chômage comme un problème d'appariement entre l'offre et la demande de travail (du fait des coûts de collecte d'information sur la nature et la qualité des emplois proposés et des candidats, les disparités géographiques entre offre et demande de travail, etc.). Ils montrent qu'un chômeur recherche un emploi tant que

le salaire qui lui est proposé est inférieur à son salaire de réservation, salaire minimal en dessous duquel il refuse une offre d'emploi.

Dans ces modèles, l'indemnisation exerce un double effet sur la durée de chômage et la qualité de l'emploi retrouvé. Tout d'abord, elle donne aux demandeurs d'emploi les moyens d'une meilleure prospection sur le marché du travail et améliore l'appariement entre offre et demande de travail, par exemple, en laissant aux chômeurs le temps de trouver l'emploi qu'ils préfèrent et pour lequel ils sont les plus productifs, ce qui, d'ailleurs, profite à la collectivité (Marimon & Zilibotti, 1999). Mais, elle relève dans le même temps le niveau du salaire de réservation, et ce d'autant plus qu'elle est généreuse, suscitant un phénomène d'aléa moral, susceptible d'inciter le chômeur à retarder le retour à l'emploi pour accroître sa consommation de loisirs (Lalive *et al.*, 2011). Par ailleurs, en prolongeant la durée de chômage, l'indemnisation peut entraîner des effets pervers et handicaper les chances des chômeurs de retrouver un emploi, en réduisant leur capital humain et en renvoyant un signal négatif d'employabilité auprès des employeurs. Ces modèles rendent bien compte de la hausse du taux de sortie du chômage aux alentours de la fin de droits, qui diminue fortement le salaire de réservation (Mortensen, 1986).

La littérature empirique apporte de nombreux éléments accréditant l'existence d'un regain de sortie du chômage aux alentours de la période d'épuisement des droits à l'assurance chômage. De tels pics ont été observés, par exemple, aux États-Unis (Meyer, 1990), en Europe (Røed & Zhang, 2003) ou en France (Dormont *et al.*, 2001, qui étudient l'effet du système d'allocations dégressives, en vigueur à l'époque, sur la durée de chômage, à partir de données administratives aussi mobilisées dans la présente étude). Ces pics sont sans doute surestimés lorsqu'ils sont établis sur données administratives, car une partie des demandeurs d'emploi semblent se désinscrire des listes une fois que leurs droits à l'indemnisation cessent, soit parce qu'ils deviennent effectivement inactifs (ils ne cherchent plus activement un emploi), soit parce qu'ils ne voient plus d'intérêt à maintenir leur inscription (Card *et al.*, 2007b). De tels pics sont parfois interprétés comme la preuve que les demandeurs d'emploi haussent l'intensité de leur recherche d'emploi à l'approche de la fin de droits. Ils peuvent aussi être le signe que les demandeurs d'emploi se résignent à accepter des emplois par défaut sur lesquels ils n'auraient pas jeté leur dévolu pendant leur période d'indemnisation.

ENCADRÉ 1 – Le système d'assurance chômage en France

En 2013, le régime d'indemnisation du chômage est régi par deux logiques :

- une logique d'assurance, qui indemnise, à partir des contributions obligatoires des employeurs et des salariés, les personnes salariées involontairement privées d'emploi qui ont travaillé, et donc cotisé, suffisamment longtemps pour bénéficier des droits. L'ARE (Allocation de retour à l'emploi) constitue la principale allocation versée dans cette logique ;

- une logique de solidarité, qui prend le relais du régime d'assurance lorsque celui-ci est épuisé, et qui, financée par l'État, est versée à des demandeurs d'emploi, tant que leurs ressources (personnelles ou du foyer) sont inférieures à un certain seuil. L'ASS (Allocation de solidarité spécifique) est la principale allocation attribuée à ce titre.

Un salarié est affilié au régime d'assurance chômage s'il a travaillé au moins 4 mois au cours des 28 derniers mois (ou des 36 derniers mois si le salarié a 50 ans ou plus). En cas de perte d'emploi, il peut alors prétendre à l'ARE pendant une durée égale à sa durée d'activité professionnelle précédente (principe « un jour travaillé = un jour indemnisé »), et ceci dans une limite de 24 mois consécutifs (36 mois si le demandeur d'emploi est âgé de 50 ans ou plus). Le montant de l'ARE s'échelonne entre 57 % et 75 % du salaire journalier de référence (salaire reconstitué à partir des rémunérations perçues pendant la période d'emploi) et il est constant durant toute la période d'indemnisation. À titre d'illustration, un chômeur qui touchait 1 500 euros brut par mois lors de

son précédent emploi peut prétendre à 950 euros bruts mensuels au titre de l'ARE.

L'assurance chômage permet aussi à un chômeur indemnisé reprenant une activité professionnelle de courte durée (appelée « activité réduite ») de cumuler, sous certaines conditions, sa rémunération et un complément d'ARE. Son nouveau montant d'ARE s'élève alors au montant de l'allocation brute mensuelle duquel est retiré 70 % du salaire brut de l'activité reprise (le montant étant plafonné par le salaire brut antérieur).

L'épuisement des droits à l'ARE se traduit par une baisse importante des ressources financières du chômeur, puisque le montant de l'ASS (qui n'est versée que dans le cas où les revenus sont inférieurs à un faible seuil) est significativement plus faible que celui de l'ARE. Par exemple, en 2013, il s'élève à 470 euros pour un couple dont les ressources mensuelles brutes sont inférieures à 1 200 euros.

Le système d'assurance chômage en France a connu de nombreuses modifications depuis sa création. Ainsi, entre 1986 et 2001, l'allocation chômage (appelée AUD : allocation unique dégressive) était dégressive (elle se réduisait à mesure que la période de chômage augmentait, Dormont *et al.*, 2001).

L'assurance chômage en France est plutôt généreuse par rapport à celle des autres économies avancées, à la fois en termes de montant de l'indemnisation et de durée des droits, mais aussi des conditions d'éligibilité (Cahuc & Carcillo, 2014).

Par ailleurs, Le Barbanchon *et al.* (2017), à partir de données administratives, concluent qu'une hausse de la durée maximale d'indemnisation n'augmente pas le salaire de réservation, c'est-à-dire ne conduit pas les chômeurs à exiger des emplois mieux rémunérés, contrairement à ce que prédit la théorie. En outre, de nombreux travaux empiriques concluent que le prolongement de la durée d'indemnisation ou la hausse de l'allocation chômage accroissent la durée du chômage, surtout pour les femmes ou les seniors (par exemple, Lalive *et al.*, 2006 et Lalive, 2008 en Autriche, Kyryä & Ollikainen, 2008 en Finlande, ou encore Røed & Zhang, 2003 en Norvège).

Pour autant, les conclusions de la littérature empirique sur l'effet désincitatif ou non de l'indemnisation chômage sont plus ambiguës sur la reprise d'emploi (Le Barbanchon, 2016 ; Schmieder *et al.*, 2016). Deux paramètres de l'indemnisation chômage ont été particulièrement étudiés : la durée maximale de droits et le montant.

Tatsiramos (2009) conclut d'un travail sur l'Europe que, si une longue durée maximale d'indemnisation conduit à prolonger la période de chômage, elle exerce un effet positif sur la durée ou la stabilité de l'emploi retrouvé après le chômage. Allant dans le même sens, Caliendo *et al.* (2013), en exploitant une discontinuité par âge de la durée d'indemnisation en Allemagne, observent que l'emploi retrouvé juste après la fin de droits est moins stable lorsque le chômeur bénéficie d'une plus courte durée d'indemnisation. Ils en déduisent que l'emploi retrouvé autour de la fin de droits à l'indemnisation est plus souvent un emploi occupé à défaut de mieux. Centeno et Novo (2006), au moyen d'une régression par quantiles, trouvent qu'une indemnisation chômage plus généreuse tend à favoriser le salaire et la durée de l'emploi retrouvé. Nekoei et Weber (2017), en exploitant une discontinuité par âge en Autriche, relèvent que l'augmentation de la durée maximale de l'indemnisation chômage accroît le salaire de l'emploi retrouvé. Mais, elle tend aussi à réduire les salaires en prolongeant la durée de chômage, de sorte que l'effet de la durée maximale d'indemnisation sur le niveau des salaires est indéterminé.

A contrario, de nombreux travaux empiriques ne parviennent pas à établir un effet positif de la durée d'indemnisation sur la durée ou la rémunération de l'emploi retrouvé après le chômage. Pour Addison et Blackburn (2000), la hausse de l'allocation chômage aux États-Unis a de très modestes effets sur le salaire de l'emploi retrouvé. Belzil (2001), à partir de modèles de durée au Canada, ou Card *et al.* (2007a) en exploitant une discontinuité dans la durée d'indemnisation en Autriche, trouvent des effets modestes, voire négatifs, de la générosité de l'indemnisation sur la stabilité de l'emploi retrouvé. De même, van Ours et Vodopivec (2006, 2008), au moyen d'expériences naturelles en Slovénie, concluent que, lorsque la durée d'indemnisation se réduit, le retour à l'emploi est plus rapide sans détérioration de la durée ou de la rémunération de l'emploi retrouvé. Le Barbanchon (2016), utilisant une discontinuité dans la durée d'indemnisation en France, observe que la durée de chômage augmente avec la durée d'indemnisation, sans que la stabilité de l'emploi retrouvé ne soit améliorée.

Ces études n'appréhendent la qualité de l'emploi retrouvé que par sa durée (type de contrat de travail) ou son niveau de salaire à l'embauche, ce qui est réducteur. D'autres considérations rentrent en compte dans le choix d'un emploi, comme l'intérêt qu'on lui trouve, les perspectives de carrière associées, son secteur d'activité, sa distance au domicile ou encore les conditions de travail. Akerlof *et al.* (1988) concluent d'ailleurs que les rétributions non pécuniaires importent autant que la rémunération dans la satisfaction pour un emploi. Notre étude intègre ainsi des critères larges d'appréciation de l'emploi, non seulement objectifs (durée de l'emploi et niveau de salaire),

mais aussi subjectifs (intérêt pour l'emploi, sentiment de déclassement, jugement sur les conditions de travail, etc.).

Une première approche descriptive

La sortie du chômage vers la fin de droits concerne plus souvent les moins diplômés

L'enquête *Parcours des Demandeurs d'emploi indemnisés* comprend 4 057 demandeurs d'emploi ayant finalement déclaré avoir retrouvé un emploi depuis le début de leur période de chômage, soit près des 3/4 de l'échantillon, et 1 443 toujours au chômage (voir tableau A, encadré 2 ; les données sont présentées dans l'encadré 2). Dans la suite du texte, sauf mention contraire, on ne s'intéresse qu'aux 4 057 demandeurs d'emploi interrogés ayant retrouvé un emploi. 812 demandeurs d'emploi se sont mis à leur propre compte (statut d'indépendant), soit 20 % des enquêtés ayant retrouvé un emploi¹. Plus de la moitié des demandeurs d'emploi de l'enquête bénéficient d'une durée d'indemnisation de 2 ans (730 jours, maximum possible de la législation pour les demandeurs d'emploi âgés de moins de 50 ans). On observe aussi des maxima locaux dans la durée d'indemnisation à 6, 12 et 18 mois (environ 5 %).

La population enquêtée est plutôt jeune (un tiers a moins de vingt-cinq ans) et son niveau d'éducation est plutôt faible (un tiers est titulaire d'un diplôme de niveau inférieur ou égal

¹ Ce chiffre est très probablement surestimé du fait du recours à la méthode des quotas pour l'échantillonnage, qui implique que les statistiques descriptives ne décrivent pas de façon tout à fait fidèle la population étudiée.

ENCADRÉ 2 – Les données de l'enquête *Parcours des demandeurs d'emploi indemnisés*

L'échantillonnage de l'enquête

L'étude s'appuie sur l'enquête *Parcours des demandeurs d'emploi indemnisés* réalisée par Pôle emploi en octobre 2013 auprès de demandeurs d'emploi indemnisés (voir pour plus de détails complément en ligne C1). La population étudiée comprend l'ensemble des demandeurs d'emploi de catégorie A, B ou C^(a) de France métropolitaine, inscrits à Pôle emploi entre juillet 2012 et février 2013, et ayant travaillé au moins 6 mois au cours des 28 mois précédant leur inscription au chômage. Ils ont donc tous été indemnisés par l'ARE (Allocation de retour à l'emploi). Elle exclut :

- les chômeurs de 50 ans ou plus, qui bénéficient d'une durée d'indemnisation maximale d'un an plus élevée que les autres demandeurs d'emploi ;

- les chômeurs affiliés à des régimes d'indemnisation spécifiques, notamment les artistes (intermittents du spectacle) et les intérimaires ;

- les chômeurs qui ont travaillé moins de 6 mois avant leur inscription à Pôle emploi : d'une part, il nous a semblé qu'un jugement objectif sur la qualité d'un emploi pouvait difficilement être établi sur une durée inférieure à 6 mois ; d'autre part, les chômeurs ayant travaillé moins de 4 mois avant leur inscription à Pôle emploi ne sont pas éligibles aux indemnisations chômage, et ainsi non concernés par notre sujet.

(a) Demandeurs d'emploi tenus de faire des actes positifs de recherche d'emploi, sans emploi (catégorie A) ou qui ont exercé une activité professionnelle courte (« activité réduite ») de moins de 78 heures (catégorie B) ou de 78 heures ou plus (catégorie C) dans le mois considéré. →

ENCADRÉ 2 – (suite)

L'enquête a été conduite auprès de 5 500 demandeurs d'emploi. L'échantillonnage a été conçu de telle sorte qu'il puisse surreprésenter les demandeurs d'emploi sortis à l'approche de la fin de droits, qui sont peu nombreux dans la population étudiée (seulement 2.5 %). Sauf mention contraire, dans cette étude, l'approche de la fin de droits désigne, par convention, la période d'un mois et demi avant la date de fin de droits.

La base de sondage est le FNA (Fichier national des allocataires), une base de données collectée par Pôle emploi, recensant l'ensemble des épisodes d'indemnisation des demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi. Ce fichier permet de disposer de multiples informations sur les caractéristiques sociodémographiques des chômeurs : âge, sexe, niveau de diplôme, nationalité, montant et durée maximale possible d'indemnisation, etc. Le FNA couvre sans doute de façon quasi-exhaustive les demandeurs d'emploi indemnissables, ces derniers ayant un intérêt financier à s'inscrire à Pôle emploi. Mais, il renseigne mal sur la date précise de reprise d'emploi, car les demandeurs d'emploi oublient souvent d'actualiser leur demande. Une sortie des (*respectivement* un maintien sur les) listes de Pôle emploi n'implique pas forcément que le demandeur d'emploi ait retrouvé un emploi (*respectivement* soit toujours au chômage). Toutefois, en première approximation, il paraît crédible de supposer

que des chômeurs qui quittent les listes de Pôle emploi pendant une période donnée, alors qu'ils pouvaient prétendre à une indemnisation, ont sans doute, dans une large proportion, renoué avec une activité rémunérée à cette période. Aussi, notre stratégie d'échantillonnage s'appuie sur l'hypothèse que des chômeurs indemnissables qui quittent les listes de Pôle emploi pendant, par convention, au moins 45 jours, alors qu'ils pouvaient prétendre au versement de l'ARE, ont souvent quitté le chômage. L'échantillonnage s'appuie sur cette hypothèse, empiriquement validée (voir tableau A). Ont été interrogés :

- 3 000 chômeurs indemnissables sortis des listes (pendant au moins 45 jours) au plus tard 1 mois et demi avant leur date théorique de fin de droits à l'indemnisation (« bien avant la fin de droits ») ;
- 1 000 chômeurs sortis des listes (pendant au moins 45 jours) durant le mois et demi précédant leur fin de droits (« à l'approche de la fin des droits ») ;
- et 1 500 toujours inscrits sur les listes à l'extinction de leurs droits.

L'échantillon est obtenu par la méthode des quotas dans chacun des trois groupes de demandeurs d'emploi, en appliquant des quotas par croisement de la tranche d'âge, du sexe et du statut cadre ou non cadre.

Tableau A
Échantillonnage de l'enquête *Parcours des demandeurs d'emploi indemnissés*

Nombre de demandeurs d'emploi interrogés qui...	Situation vis-à-vis de Pôle emploi			Ensemble
	Première sortie des listes (pendant au moins 45 jours)		Pas de sortie des listes jusqu'à la fin de droits	
	... bien avant la fin de droits	... à l'approche de la fin de droits		
... ont retrouvé un emploi	2 549	770	738	4 057
... n'ont pas retrouvé d'emploi	451	230	762	1 443
Proportion n'ayant pas retrouvé d'emploi (%)	15.0	23.0	50.8	26.2
Ensemble	3 000	1 000	1 500	5 500

Note : l'approche de la fin de droits est définie comme un mois et demi au plus tôt avant la fin de droits.

Lecture : l'enquête interroge 3 000 demandeurs d'emplois inscrits à Pôle emploi et sortis des listes pendant au moins 45 jours (alors qu'ils pouvaient prétendre à ce moment percevoir l'ARE) au plus tard un mois et demi avant leur fin de droits à l'indemnisation chômage. Parmi ceux-ci, 2 549 ont bien retrouvé un emploi, 451 (15 %) non.

Champ : ensemble des enquêtés (ayant ou non retrouvé un emploi), 5 500 observations.

Source : Pôle emploi, enquête *Parcours des demandeurs d'emploi indemnissés* et Fichier national des allocataires (FNA).

Ensuite, lors de l'enquête, il a été précisément demandé au demandeur d'emploi s'il avait bien ou non renoué avec une activité professionnelle (hors activité réduite^(b)), et si oui à quelle date, ou s'il n'avait pas retrouvé d'emploi. En croisant ces informations avec celles du FNA, il est possible de déterminer si le chômeur a retrouvé un emploi, soit bien avant, soit à l'approche, soit après sa fin de droits, s'il est encore en recherche d'emploi, ou s'il ne cherche plus d'emploi.

Les questions posées aux enquêtés

L'enquête, téléphonique, comprend une quarantaine de questions, majoritairement qualitatives, sur le comportement de recherche d'emploi adopté, le vécu au chômage, le cas échéant la nature de l'emploi retrouvé, etc. (voir complément en ligne). Par exemple, est posée la question si l'emploi retrouvé correspond ou non à l'emploi

recherché ou s'il est choisi à défaut de trouver autre chose. Elle demande aussi à chacun des enquêtés qui a repris un emploi de préciser si sa satisfaction pour l'emploi retrouvé est supérieure / égale / ou inférieure à celle ressentie pour l'emploi occupé avant la période de chômage, et ceci suivant plusieurs critères de satisfaction (attentes professionnelles, intérêt pour l'emploi, conditions de travail, temps de trajet entre domicile et lieu de travail, niveau de rémunération, sous-qualification, abordée au travers de trois questions relatives au nombre d'années d'études, à la qualification et à l'expérience professionnelle nécessaires pour l'emploi). En plus, deux questions spécifiques de l'enquête demandent à chaque répondant de donner une note, sur une échelle de 1 à 10, pour l'emploi après, puis pour l'emploi avant le chômage.

(b) Un demandeur d'emploi peut en effet exercer une activité rémunérée tout en étant inscrit à Pôle emploi (« activité réduite »).

au CAP-BEP). Dans près de la moitié des cas, l'inscription au chômage faisait suite à une fin de CDD. Dans l'enquête, le chômage est plutôt une étape de courte durée. Le tiers des chômeurs est resté inscrit moins de 6 mois. Les pics à 6, 12 et surtout 24 mois dans la distribution de la durée de chômage (figure C2-I, complément en ligne C2) s'expliquent en partie par le mode d'échantillonnage. En effet, l'enquête surestime le nombre de chômeurs sortis à l'approche de la fin de droits, et une majorité de demandeurs d'emploi inscrits à Pôle emploi bénéficient au maximum de 6, 12 et 24 mois d'indemnisation.

Les demandeurs d'emploi qui renouent avec un emploi à l'approche ou après la fin de droits sont plus souvent des personnes peu diplômées, des femmes avec enfant(s), des résidents en zone urbaine sensible (ZUS), des titulaires des plus faibles durées d'indemnisation et pratiquent plus souvent des activités réduites (tableau C2-1, complément en ligne C2). Ils sont moins souvent jeunes ou entrés au chômage suite à une fin de CDD. Lorsqu'il est retrouvé après la fin de droits, l'emploi est plus souvent en CDD et/ou à temps partiel.

Le taux de reprise d'emploi s'élève autour de la fin de droits

La figure I reporte l'estimation de la fonction de survie au chômage par la méthode de

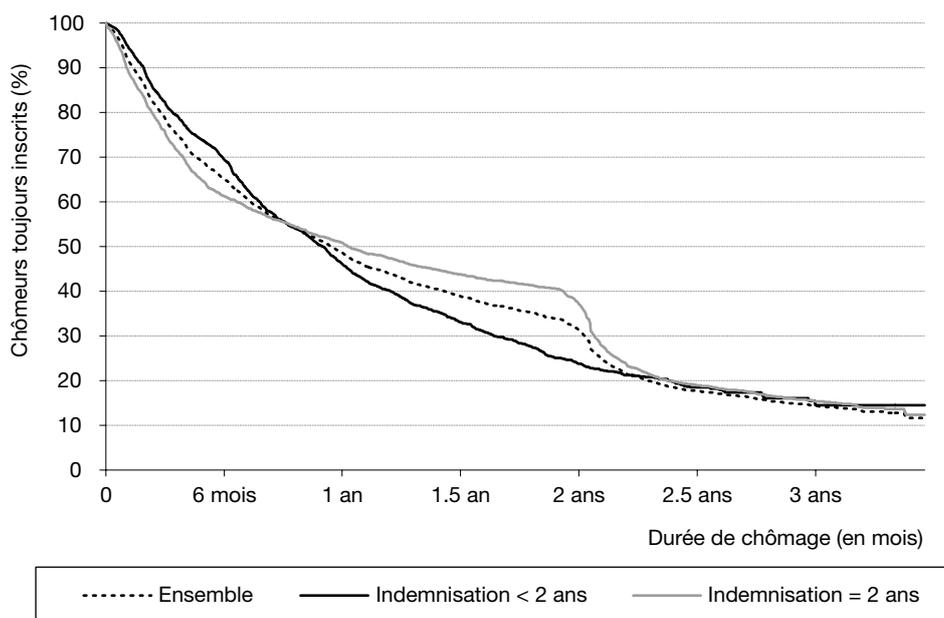
Kaplan-Meier². La fonction de survie met en évidence un regain du taux de sortie du chômage pour l'emploi après la fin de droits (le taux de sortie tend à s'accroître 24 mois après l'inscription au chômage, soit après épuisement de la durée maximale d'indemnisation de plus de la moitié des demandeurs d'emploi de l'échantillon). Cet effet est encore plus marqué si l'on se restreint aux demandeurs d'emploi indemnissables 2 ans, alors qu'il n'est pas observé pour ceux dont la durée d'indemnisation est strictement inférieure à 2 ans.

L'ampleur du pic est surestimée du fait du protocole d'échantillonnage, qui surreprésente les chômeurs ayant renoué avec l'emploi à l'approche de la fin de droits. Pour autant, on observe toujours un pic lorsque l'on réplique l'analyse avec une source plus appropriée pour ce travail, l'enquête *Sortants du chômage*, collectée par la Dares et Pôle emploi (figure C2-II, complément en ligne C2).

Le pic de la fonction de survie est plus marqué pour les femmes avec enfant(s), les chômeurs qui admettent avoir repris un emploi par défaut, et les chômeurs qui déclarent une baisse de salaire. Il est aussi plus fort pour ceux

2. Estimation non paramétrique d'une fonction de survie permettant de tenir compte des données censurées.

Figure I
Fonction de survie au chômage estimée par la méthode de Kaplan-Meier



Lecture : après 6 mois de chômage, 67 % des demandeurs d'emploi de l'enquête sont encore inscrits au chômage.
Champ : ensemble des enquêtés (ayant ou non retrouvé un emploi), 5 500 observations.
Source : Pôle emploi, enquête *Parcours des demandeurs d'emploi indemnissés*.

qui attribuent une plus faible note à l'emploi retrouvé après par rapport à celui avant le chômage, et il est beaucoup plus faible lorsque les chômeurs déclarent ne pas avoir diminué leur niveau de consommation durant leur chômage. Tout ceci suggère que la reprise d'emploi à l'épuisement des droits se porte sur des emplois peu valorisés et a été motivée par des besoins financiers.

Le jugement sur l'emploi retrouvé

Sur une échelle de 1 à 10, la note la plus couramment attribuée à l'emploi en général est égale à 7 (figure II). Les enquêtés accordent à l'emploi précédant le chômage la note moyenne de 6.29 et la note médiane de 6. Pour l'emploi d'après le chômage, la note moyenne atteint 6.95, la médiane 7.

En moyenne, les demandeurs d'emploi donnent une note plus élevée à l'emploi qu'ils retrouvent après le chômage par rapport à celui qu'ils occupaient avant (écart de notes de + 0.7, tableau 1). La moitié des demandeurs d'emploi attribuent une note plus élevée à l'emploi après le chômage, plutôt qu'à celui avant. Cependant, l'évaluation est plus forte lorsque l'emploi est retrouvé bien avant la fin de droits (+ 0.9), plus faible (+ 0.6) lorsqu'il est retrouvé à l'approche de la fin de droits, et nulle lorsqu'il est retrouvé après.

En moyenne, 24 % des emplois retrouvés bien avant la fin de droits se voient attribuer une note plus faible que celle de l'emploi précédent contre 37 % lorsque l'emploi est retrouvé après la fin de droits (tableau 2). Les emplois retrouvés après la fin de droits sont plus souvent moins bien rémunérés (par rapport à l'emploi avant le chômage) que ceux retrouvés avant la fin de droits. Un tiers d'entre eux est repris par défaut, contre 13 % lorsque l'emploi est retrouvé bien avant la fin de droits.

Le tableau 2 suggère que, plus l'échéance de la fin de droits se rapproche, moins l'emploi retrouvé est fortement valorisé, plus souvent celui-ci est repris par défaut et est moins bien rémunéré que l'emploi avant le chômage, et plus souvent le chômeur déclare avoir fortement réduit son niveau de consommation durant sa période de chômage.

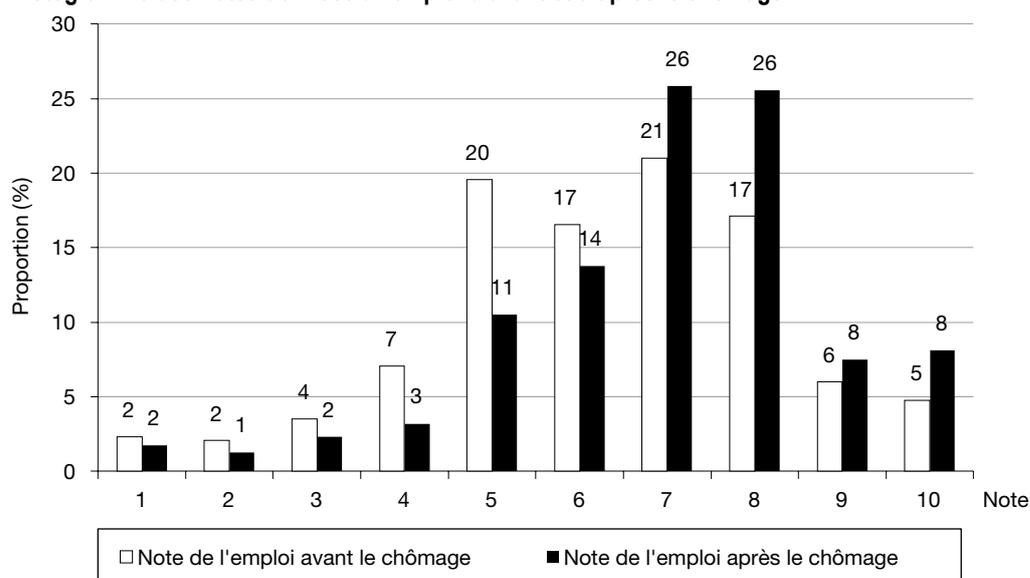
Le modèle économétrique

Un modèle à effets fixes

Dans cet article, l'étude sur la satisfaction pour l'emploi repose sur un modèle de régression linéaire en panel à effets fixes, le modèle linéaire *within* (encadré 3).

Le modèle comporte un terme « fixe » dont l'introduction permet de corriger l'estimation des

Figure II
Histogramme des notes données à l'emploi d'avant et d'après le chômage



Lecture : la note de 7 a été attribuée à l'emploi avant le chômage par 21 % des personnes interrogées, à l'emploi après le chômage par 26 % des personnes interrogées.

Champ : demandeurs d'emploi ayant retrouvé un emploi, 4 057 observations.

Source : Pôle emploi, enquête *Parcours des demandeurs d'emploi indemnisés*.

paramètres de potentiels biais d'endogénéité qui proviendraient d'une hétérogénéité fixe dans le temps (ici, pendant la période de chômage), inobservée (voire inobservable), et corrélée avec

les variables explicatives, et notamment la date de reprise d'emploi. Par exemple, les demandeurs d'emploi qui ont la plus faible appétence au travail tendent peut-être à moins valoriser les

Tableau 1
Appréciation de l'emploi d'après et celui d'avant le chômage

Comparaison entre l'emploi d'après et l'emploi d'avant le chômage	Sortie par rapport à la fin de droits...			Total
	... bien avant	... à l'approche	... après	
Moyenne de la différence de notes entre l'emploi après le chômage et l'emploi avant	+ 0.86	+ 0.63	+ 0.02	+ 0.66
Proportion d'emplois d'après le chômage avec ... une note inférieure (%)	24.2	26.0	37.1	26.9
Proportion d'emplois d'après le chômage avec ... une note supérieure (%)	55.0	51.2	42.3	51.9
Proportion d'emplois d'après le chômage avec ... une note égale (%)	20.8	22.9	20.6	21.1
Proportion d'emplois d'après le chômage (%) ...				
... qui correspondent moins aux attentes	18.2	26.0	33.5	22.4
... moins intéressants	17.3	20.4	29.4	20.1
... avec des conditions de travail dégradées	14.6	18.3	21.7	16.6
... plus éloignés	37.1	38.8	39.4	37.9
... moins bien rémunérés	39.1	42.6	56.5	42.9
... sous-qualifiés (études)	17.7	20.4	28.2	20.1
... sous-qualifiés (qualification)	20.5	25.2	32.0	23.5
... sous-qualifiés (expérience)	21.1	29.4	33.5	24.9
... repris à défaut d'autre chose	13.0	20.5	31.7	17.8
Nombre de demandeurs d'emploi	2 549	770	738	4 057
Proportion de demandeurs d'emploi (%)	62.8	19.0	18.2	100.0

Note : l'approche de la fin de droits est définie comme un mois et demi au plus tôt avant la fin de droits.

Lecture : en moyenne, la différence de notes entre les emplois après et avant le chômage est de + 0.86 lorsque l'emploi est retrouvé bien avant la fin de droits, + 0.63 à l'approche de la fin de droits et + 0.02 après la fin de droits.

Champ : demandeurs d'emploi ayant retrouvé un emploi, 4 057 observations.

Source : Pôle emploi, enquête *Parcours des demandeurs d'emploi indemnisés*.

Tableau 2
Appréciation de l'emploi d'après le chômage selon la période où il est retrouvé en fonction de la date de fin de droits

Retour à l'emploi par rapport à la fin de droits	Moyenne de la différence des notes	Emploi par défaut (%)	Baisse de salaire (%)	Consommation en forte baisse (%)	Nombre d'enquêtés
Après	+ 0.02	31.6	57.7	56.5	738
Dans les 15 jours avant	+ 0.45	23.3	48.8	44.7	322
Entre 16 jours et 1 mois avant	+ 0.74	17.6	52.5	41.6	238
Entre 1 et 2 mois avant	+ 0.78	19.7	46.0	39.3	239
Entre 3 et 6 mois avant	+ 0.66	19.0	40.3	36.3	347
Entre 7 et 12 mois avant	+ 0.88	13.3	38.4	34.4	503
Entre 13 et 18 mois avant	+ 0.93	13.6	40.6	40.4	463
Entre 19 et 21 mois avant	+ 0.69	12.0	38.2	39.0	498
Entre 22 et 24 mois avant	+ 1.00	9.7	32.2	43.4	709
Ensemble	+ 0.66	17.8	43.3	42.9	4 057

Note : la durée avant la fin de droits est exprimée en nombre de jours d'indemnisation, et non de chômage, les concepts étant légèrement différents.

Lecture : en moyenne, la différence de notes entre les emplois après et avant le chômage est de + 0.02 lorsque l'emploi est retrouvé après la fin de droits. Dans 31.6 % des cas, cet emploi est repris à défaut d'autre chose, et dans 57.7 % des cas, il est moins bien rémunéré que l'emploi exercé avant le chômage. 56.5 % des 738 chômeurs concernés déclarent avoir fortement baissé, pendant leur période de chômage, leur niveau de consommation.

Champ : demandeurs d'emploi ayant retrouvé un emploi, 4 057 observations.

Source : Pôle emploi, enquête *Parcours des demandeurs d'emploi indemnisés*.

emplois qu'ils occupent³, et sont peut-être aussi ceux qui restent le plus longtemps au chômage indemnisé, retardant leur retour à l'emploi pour profiter de leur vie familiale ou de leurs loisirs. Si cette hypothèse est vraie, les emplois retrouvés autour de la fin de droits peuvent être plus défavorablement jugés que les autres, non pas parce qu'ils ont été retrouvés à ce moment précis, mais parce que les individus concernés tendent plus souvent que les autres à juger plus défavorablement le travail.

Le modèle à effets fixes permet de surmonter ces risques de biais. Si un demandeur d'emploi éprouve une faible appétence pour le travail, on peut penser que cette caractéristique individuelle se retrouvera à la fois dans son appréciation

de l'emploi avant le chômage et dans celle de l'emploi d'après le chômage, mais pas sur la différence entre les deux appréciations.

Le choix du modèle *within*

L'estimateur *within* modélise idéalement des variables continues, ce qui n'est pas le cas de notre variable dépendante, la note attribuée à un emploi, qui prend des valeurs entières comprises entre 1 et 10. Un modèle *logit* ordonné à effets

3. L'enquête comportait une question sur la période de recherche d'emploi. 5 % des enquêtés ont déclaré n'avoir commencé à chercher qu'à la fin de leur période de chômage, et ces demandeurs d'emploi accordent en moyenne une note plus faible à l'emploi exercé avant le chômage que les autres demandeurs d'emploi.

ENCADRÉ 3 – Le modèle linéaire *within*

Nous cherchons à expliquer l'évolution d'une variable de résultat y_{it} (la note, le salaire, la stabilité ou la satisfaction de l'emploi) de l'individu i à la période t ($t = 0$ pour la période avant le chômage, $t = 1$ pour la période après le chômage). Lorsque la variable de résultat y_{it} est la note de l'emploi occupé à la période t , elle prend une valeur unitaire de 1 à 10 ; lorsque y_{it} correspond à une variable qualitative de salaire, elle prend la valeur 0 en période 0, et 1 / 0 / - 1 en période 1 suivant que l'emploi retrouvé à la période 1 est mieux rémunéré, respectivement aussi bien et moins bien que celui à la période 0 ; enfin lorsque y_{it} est une variable de stabilité de l'emploi occupé à la période t , elle prend la valeur 1 pour un CDI et 0 pour un CDD.

Les variables explicatives mobilisées se divisent en deux groupes. La majorité d'entre-elles sont observées à la fois pour les emplois avant et après le chômage. Toutefois, six variables explicatives (celles décrivant la période de chômage) ne sont observées que pour la période de chômage précédant l'emploi en $t = 1$, et non pour la période de chômage précédant l'emploi en $t = 0$, en grande partie parce que, pour plus de la moitié des interrogés, la période de chômage considérée dans l'enquête est la seule période de chômage qu'ils ont connue. Ces variables sont : le montant journalier d'indemnisation, la durée maximale d'indemnisation, la durée de chômage, le motif d'inscription au chômage, la période de sortie par rapport à la fin de droits, le trimestre de reprise d'emploi.

La variable y_{it} est modélisée par l'équation :

$$E(y_{it} / x_{i0}, x_{i1}, w_{i0}, w_{i1}, \lambda_i) = \lambda_i + x_{i1}'\beta + w_{i1}'\gamma \quad i = 1 \dots n, t \in \{0, 1\}$$

x_{it} désigne le vecteur des k variables explicatives dont la valeur est connue pour l'individu i à la période t , β le vecteur des k paramètres. w_{it} désigne le vecteur des six variables explicatives dont la valeur n'est connue pour l'individu i qu'à la période 1. Elles sont valorisées à 0 pour l'emploi avant le chômage (période 0) et prennent leur valeur observée pour l'emploi après le chômage (période 1).

Elles jouent le rôle de variable de « traitement » permettant d'étudier l'effet du chômage sur la différence de satisfaction pour les emplois entourant le chômage. γ représente le vecteur des paramètres associés à ces six variables explicatives. λ_i est un « effet fixe » propre à l'individu i , terme désignant une hétérogénéité individuelle inobservée supposée ne pas se modifier dans le temps et potentiellement corrélée avec les variables explicatives x_{it} et w_{it} .

Dans cette formulation, les périodes 0 et 1 ne correspondent pas à des dates calendaires successives, mais font référence aux épisodes d'emploi entourant la période de chômage : 0 pour la période d'avant le chômage et 1 pour la période d'après le chômage.

L'effet fixe est retiré par soustraction (Wooldridge, 2002) :

$$E(y_{i1} - y_{i0} / x_{i0}, x_{i1}, w_{i0}, w_{i1}, \lambda_i) = (x_{i1}' - x_{i0}')\beta + w_{i1}'\gamma \quad i = 1 \dots n.$$

Le modèle s'estime par régression linéaire de la différence des y_i entre les deux emplois sur la différence des x_i et w_i entre les deux emplois. On peut montrer que l'estimation des paramètres repose uniquement sur les individus qui ont connu un changement de la variable afférente entre les deux dates de l'enquête. Aussi, le modèle ne peut estimer l'effet que de variables explicatives qui évoluent dans le temps. Dans cet article, l'inférence du modèle est basée sur la matrice de variance-covariance de White (White, 1980), robuste à l'hétéroscédasticité.

Le paramètre β s'interprète comme la variation, en moyenne, de la note attribuée à l'emploi que procure le fait de posséder la caractéristique x^i (ou suite à une augmentation de 1 % de x^i , lorsque x^i est exprimée en logarithme) par rapport à la modalité de référence, les autres variables explicatives étant maintenues constantes.

Pour être tout à fait précis, le modèle présenté ici est un modèle de panel en différence première (*first difference*). Le modèle *within* consiste à régresser par les Moindres Carrés Ordinaires $y_{it} - \bar{y}_i$ sur $x_{it} - \bar{x}_i$ (Wooldridge, 2002). Dans le cas de deux périodes, les estimateurs *within* et *first difference* sont identiques (mais l'estimation des écarts-types diffère).

fixes (Baetschmann *et al.*, 2015, complément en ligne C3) est sans doute théoriquement plus adapté. Pour autant, nous avons choisi de fonder notre analyse empirique sur le *within*, avec trois arguments à l'appui de ce choix : 1) le modèle *within* apparaît plus robuste, car il s'appuie sur une forme paramétrique plus générale que le *logit* (qui postule que le terme d'erreur suit une loi logistique) ; 2) l'interprétation des paramètres β est aisée ; 3) les résultats d'un *within* sont très similaires à ceux d'un *logit* ordonné à effets fixes (voir tableau 3). Au moyen de méthodes de Monte-Carlo, Riedl et Geishecker (2014) concluent que le modèle *within* aboutit à des estimations relatives des paramètres (ratios de paramètres estimés) très proches de celles du modèle *logit* à effets fixes, ce qui conforte dans ce choix. Pour faciliter les comparaisons entre les modèles, nous privilégions toujours l'estimation par un modèle *within*, même lorsque la variable dépendante ne prend que deux ou trois valeurs entières différentes.

Par ailleurs, le modèle *within* postule implicitement une hypothèse forte de cardinalité de la note, puisqu'il tient compte du différentiel entre les notes, tandis que le modèle *logit* à effets fixes ne repose que sur l'hypothèse moins exigeante du caractère ordinal de la note (il ne prend en considération que les classements entre les notes, c'est-à-dire l'ordre sur l'échelle de valeur, et non les différences entre ces ordres). Pour autant, les résultats sont peu modifiés si l'on applique le modèle *within* à la variable dépendante qui prend la valeur 1 (respectivement 0, - 1) si la note de l'emploi retrouvé est strictement plus grande (respectivement égale, strictement plus petite) que celle de l'emploi précédant le chômage, variable dépendante qui ne se base désormais plus que sur un classement.

Une stratégie empirique qui ne parvient cependant pas à établir des relations de causalité

Cependant, de nombreux biais d'endogénéité, ne pouvant être corrigés par le modèle *within*, subsistent. Tout d'abord, le modèle ne prend pas en compte l'hétérogénéité individuelle variable dans le temps et corrélée avec la durée de chômage (comme la perte de capital humain induite par une longue période de chômage). D'autre part, la proximité de la fin de l'épisode d'indemnisation est probablement corrélée à des déterminants inobservables de la différence de satisfaction entre emplois retrouvé et passé. Par exemple, un chômeur, précédemment employé

spécialisé dans une technologie spécifique à une activité donnée et une entreprise donnée, aura à la fois des difficultés pour retrouver un emploi (il sera davantage susceptible de renouer avec l'emploi autour de la fin de droits) et sera probablement moins satisfait de son nouvel emploi (parce qu'il est peu probable que le nouvel emploi soit aussi qualifié que le précédent).

Enfin, le panel a été constitué de manière rétrospective, en recueillant au même moment les avis des enquêtés sur la satisfaction pour l'emploi présent et passé. Cette façon de procéder a l'avantage, par rapport à une interrogation répétée (par exemple tous les ans), de rendre la satisfaction mieux interprétable, car elle incite les enquêtés à juger du nouvel emploi en comparaison de l'ancien. Elle postule que les enquêtés sont en mesure de hiérarchiser, en termes d'intérêt, les emplois qu'ils ont occupés (interprétation ordinale de la satisfaction). Une variable de satisfaction mesurée de manière répétée est peut-être plus difficilement interprétable, car les ressorts psychologiques permettant d'évaluer « en absolu » un emploi (sans forcément le comparer à un autre) sont sans doute très hétérogènes. Cependant, la collecte rétrospective a pour principal défaut de mesurer imparfaitement le jugement accordé à l'emploi, d'abord en raison de problèmes de mémoire concernant l'emploi passé, d'autre part parce que le jugement sur l'emploi passé correspond à une satisfaction moyenne évaluée *a posteriori*, tandis que celui pour l'emploi présent correspond à la satisfaction au début d'un épisode d'emploi.

Tous ces biais subsistants interdisent une interprétation causale des résultats. En particulier, ce travail ne permet pas d'en inférer des relations de causalité entre la durée maximale d'indemnisation au chômage et la satisfaction pour les emplois occupés.

Les individus qui retrouvent un emploi après la fin de droits en sont moins satisfaits que ceux qui le retrouvent à l'approche de la fin de droits

Les résultats de l'estimation des différents modèles sont reportés dans le tableau 3. La 2^e et la 5^e colonne correspondent aux modèles explicatifs de la note donnée à l'emploi (modèle *within* pour la 2^e, *logit* ordonné à effets fixes (Baetschmann *et al.*, 2015) pour la 5^e). La 3^e colonne correspond à un modèle *within* explicatif du type de contrat de travail de l'emploi (indicatrice valant 1 si l'emploi occupé

à la période t est un CDI, 0 si c'est un CDD). Figurent en 4^e colonne les résultats du modèle *within* régressant une indicatrice valant 0 en période 0, et 1 (respectivement 0, - 1) en période 1 suivant que l'emploi retrouvé est mieux (respectivement aussi bien, moins bien) rémunéré que l'emploi avant le chômage.

Comme la théorie du « *job-search* » accorde une place importante à la durée en jours précédant la fin de droits, au cours de laquelle le demandeur d'emploi est censé modifier son comportement de recherche d'emploi, nous avons choisi de modéliser la durée d'indemnisation des épisodes de chômage en termes de nombre de jours d'indemnisation consommés. Celui-ci diffère légèrement du nombre de jours de chômage⁴.

Une satisfaction pour l'emploi retrouvé qui ne dépend pas que de sa rémunération

Nous avons en premier lieu cherché à déterminer si la satisfaction pour un emploi n'était influencée que par ses caractéristiques objectives (rémunération, stabilité), ou si d'autres facteurs pouvaient être en jeu ; autrement dit, la part de la note non expliquée par ces caractéristiques est-elle seulement du « bruit » ou peut-elle indiquer autre chose ? Pour le montrer, nous avons considéré la part de la note non expliquée par les caractéristiques pécuniaires et objectives de l'emploi (mesurée par le résidu de la régression de la note sur ces caractéristiques). Ce résidu a ensuite été régressé sur les autres variables de satisfaction d'un emploi de l'enquête. On conclut alors que décrocher un emploi qui correspond à ses attentes, qui est jugé intéressant et avec de bonnes conditions de travail augmente significativement la note donnée à l'emploi, à caractéristiques pécuniaires et objectives données. La durée du trajet nécessaire pour se rendre au travail n'a, elle, pas d'incidence sur la note.

Ce résultat nous laisse penser que la façon dont l'emploi est évalué n'est pas influencée seulement par ses caractéristiques objectives. Il nous semble conforter notre stratégie d'apprécier la satisfaction pour un emploi par une note chiffrée et des questions qualitatives, et non seulement par sa stabilité et ses avantages pécuniaires.

Les déterminants de la satisfaction pour l'emploi retrouvé

Concentrons-nous ici sur la modélisation de la note donnée à l'emploi (tableau 3). Comme

les résultats obtenus par le modèle *within* sont très proches de ceux fournis par le modèle *logit* ordonné à effets fixes, nous ne commentons ici que les résultats du *within*.

Le terme constant (qui s'interprète comme une indicatrice temporelle pour la période après le chômage) est égal à 3.1, ce qui montre que l'emploi retrouvé après le chômage est en moyenne mieux valorisé par l'individu « de référence » (dont toutes les variables sont égales aux modalités de référence) que celui occupé avant le chômage. D'abord, la reprise d'emploi peut avoir regonflé le moral de l'enquêté (Krueger & Mueller, 2012), ce qui peut biaiser la notation en faveur de l'emploi retrouvé, et ce d'autant plus que la durée de chômage a été longue. Ensuite, les plus jeunes, majoritaires dans nos données, connaissent souvent une insertion professionnelle débutant par des emplois temporaires, sous-qualifiés et peu épanouissants (Nauze-Fichet & Tomasini, 2002).

Pour capter l'incidence de la conjoncture économique, le modèle comprend une variable de taux d'évolution du chômage (au sens du BIT) entre le trimestre d'entrée et de sortie au chômage ; on observe en effet qu'un taux de chômage plus élevé à la sortie plutôt qu'à l'entrée au chômage augmente significativement et fortement la note de l'emploi.

D'autre part, la satisfaction pour l'emploi retrouvé est accrue lorsque le demandeur d'emploi se met à son compte (hausse de la note de 1.7 en moyenne), en cohérence avec les résultats de Benz et Frey (2008). Elle augmente aussi lorsque l'emploi retrouvé est plus rémunérateur que le précédent (hausse de la note de 0.6) et s'il s'agit d'un CDI (résultats trouvés également dans Davoine & Erhel, 2008, et D'Addio *et al.*, 2007). Les emplois dans l'administration sont les plus prisés (hausse de 0.4 de la note), notamment auprès des femmes (cohérent avec D'Addio *et al.*, 2007), tandis que les emplois dans les établissements de 10 à 49 salariés sont perçus comme moins épanouissants (baisse de la note de 0.2).

Plus le montant de l'indemnisation est élevé, donc plus la rémunération du précédent emploi était importante, plus faiblement est valorisé l'emploi retrouvé. Ce résultat s'explique sans doute uniquement par une raréfaction des postes à mesure que l'on progresse sur l'échelle de

4. Par exemple, le versement de l'indemnisation débute généralement après un délai de 7 jours de chômage.

Tableau 3
Estimation des modèles de la note, de la nature du contrat et du salaire de l'emploi

Variable explicative	Note (within)		CDI (within)		Salaire (within)		Note (logit ordonné à effets fixes)	
	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type
Constante (après le chômage)	3.143***	1.073	- 0.656***	0.187	0.729**	0.338	3.417***	1.275
Trimestre de reprise d'emploi								
1 ^{er} trimestre	- 0.121	0.101	- 0.013	0.019	0.023	0.034	- 0.134	0.131
2 ^e trimestre	0.062	0.287	0.04	0.051	0.066	0.095	- 0.231	0.327
3 ^e trimestre	0.011	0.109	- 0.003	0.019	- 0.015	0.035	- 0.010	0.139
4 ^e trimestre	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Taux de chômage	0.624**	0.273	0.004	0.048	- 0.053	0.087	0.659	0.344
Indépendant	1.73***	0.126	-	-	- 0.201***	0.043	2.304***	0.193
CDI	0.223**	0.097	-	-	0.155***	0.031	0.301***	0.115
CDD	Réf.		-	-	Réf.		Réf.	
Temps partiel	- 0.264***	0.098	-	-	- 0.3***	0.030	- 0.262**	0.116
Fin de CDD	- 0.091	0.176	0.899	0.031	0.197***	0.057	- 0.085	0.226
Rupture conventionnelle	0.775***	0.159	- 0.051	0.030	0.113**	0.050	0.899 ***	0.202
Autre licenciement	0.376***	0.162	0.049	0.030	0.121**	0.050	0.323	0.198
Licenciement économique	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Durée de l'emploi (en jour, logarithme)	0.135***	0.031	-	-	0.028***	0.010	0.164***	0.039
Agriculture	0.183	0.252	- 0.067	0.035	0.076	0.070	0.213	0.275
Bâtiment et travaux publics	- 0.058	0.138	0.02	0.025	0.083	0.045	- 0.15	0.175
Industrie	- 0.111	0.124	0.048**	0.021	0.097**	0.038	- 0.045	0.137
Commerce	- 0.34***	0.086	0.028	0.016	- 0.005	0.027	- 0.288***	0.100
Administration	0.363***	0.113	- 0.064***	0.019	0.05	0.036	0.414***	0.125
Autres services	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Taille de l'établissement								
de 1 à 9 salariés	- 0.039	0.089	- 0.109***	0.016	- 0.144***	0.029	- 0.018	0.103
de 10 à 49 salariés	- 0.2**	0.088	0.000	0.016	- 0.095***	0.028	- 0.183	0.101
de 50 à 199 salariés	- 0.083	0.093	0.005	0.018	- 0.113***	0.031	- 0.036	0.109
200 salariés ou plus	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
Salaire plus élevé	0.587***	0.050	-	-	-	-	0.702***	0.058
Montant journalier de l'indemnisation (en euro, logarithme)	- 0.293***	0.076	0.053***	0.014	- 0.308***	0.024	- 0.272***	0.102
Durée maximale d'indemnisation (en jours, logarithme)	- 0.317	0.165	-0.051	0.028	0.077	0.053	- 0.374	0.196
Durée de chômage (en jours, logarithme)	0.09	0.079	0.052***	0.013	0.012	0.027	0.121	0.106
Sortie par rapport à la fin de droits après	- 1.144***	0.301	- 0.278***	0.053	- 0.295***	0.098	- 1.24***	0.369
1 mois avant	- 0.693**	0.286	- 0.022	0.052	- 0.162	0.095	- 0.795**	0.363
entre 2 et 3 mois avant	- 0.615**	0.308	- 0.067	0.055	- 0.072	0.098	- 0.824**	0.375
entre 4 et 6 mois avant	- 0.425	0.300	- 0.139***	0.054	- 0.1	0.099	- 0.529	0.360
entre 7 et 12 mois avant	- 0.416	0.216	0.018	0.042	- 0.038	0.073	- 0.419	0.290
entre 13 et 18 mois avant	- 0.231	0.191	0.044	0.038	- 0.103	0.067	- 0.217	0.249
entre 19 et 22 mois avant	- 0.252	0.157	0.033	0.031	- 0.008	0.055	- 0.345	0.203
entre 23 et 24 mois avant	Réf.		Réf.		Réf.		Réf.	
R ² ajusté	0.17		0.52		0.17		0.20 ^(a)	
Nombre d'observations utilisées	3 197		1 860		3 363		8 320	

(a) R² de McFadden.

Note : ** significatif à 5 %, *** à 1 %. Les 2^e, 3^e et 4^e colonnes présentent la régression *within* de la note accordée aux emplois (2^e colonne), du fait d'occuper ou non un CDI (3^e colonne) et du fait que l'emploi après le chômage soit mieux rémunéré que celui avant le chômage (4^e colonne). La 5^e colonne présente les résultats de la régression par un *logit* ordonné à effets fixes (Baetschmann *et al.*, 2015) de la note de l'emploi. Les variables de nature du contrat de travail, temps partiel, durée de l'emploi et salaire ne sont pas incluses dans le modèle du CDI car elles sont potentiellement endogènes. Les écarts-types sont estimés par la méthode de White (par la méthode de la variance robuste par grappe pour le modèle *logit* ordonné à effets fixes). La durée avant la fin de droits est exprimée en nombre de jours d'indemnisation, et non de chômage, les concepts étant légèrement différents. Les observations utilisées pour estimer les modèles correspondent à celles pour lesquelles la variable dépendante est différente pour l'emploi avant et après le chômage.

Lecture : par rapport à un emploi retrouvé 23 ou 24 mois d'indemnisation avant la fin de droits, un emploi retrouvé après la fin de droits se voit accorder une note, toutes choses égales par ailleurs, de 1.144 point plus faible (modèle *within*). De même, la probabilité de retrouver un CDI est réduite de 27.8 %, celle d'obtenir un emploi mieux payé de 29.5 %.

Champ : demandeurs d'emploi ayant retrouvé un emploi, 4 057 observations.

Source : Pôle emploi, enquête *Parcours des demandeurs d'emploi indemnisés* ; Insee, enquête *Emploi*, pour le taux de chômage.

valeurs. Les demandeurs d'emploi les mieux insérés dans le monde professionnel ont auparavant occupé les emplois les plus intéressants, sont plus exigeants, et ont donc sans doute une plus faible chance de retrouver un emploi plus satisfaisant (à leurs yeux).

L'effet de la proximité de la fin de droits

Le tableau 4 confirme que la satisfaction personnelle pour l'emploi retrouvé se dégrade à mesure que les demandeurs d'emploi connaissent une durée de chômage de plus en plus longue. L'insatisfaction est statistiquement significative, et d'une forte ampleur, lorsque l'emploi est repris à l'approche et surtout après la fin de droits. Par rapport à un emploi retrouvé entre 23 et 24 mois avant la fin de droits, la baisse de la note atteint en moyenne entre 0.6 et 0.7 lorsque l'emploi est retrouvé dans les 3 mois précédant la fin de droits, et 1.1 lorsqu'il est retrouvé après la fin de droits (soit une insatisfaction près de deux fois plus forte que celle suscitée par la baisse du salaire). En outre, les emplois retrouvés après la fin de droits sont plus souvent des CDD et des emplois moins bien rémunérés, toutes choses égales par ailleurs.

Ces résultats sont valables à évolution de salaire et type de contrat de travail donnés. Le jugement plus négatif à l'égard des emplois retrouvés autour de la fin de droits ne vient donc pas seulement du fait qu'ils sont plus précaires. Les emplois retrouvés après la fin de droits sont en effet jugés moins correspondre à leurs attentes professionnelles par les demandeurs d'emploi, sont moins intéressants et exposent plus souvent à de moins bonnes conditions de travail que lorsqu'ils sont trouvés avant la fin de droits (voir tableau 4). Ils sont aussi plus souvent choisis à défaut de trouver autre chose, surtout pour des raisons financières. Si 50 % des demandeurs d'emploi qui reprennent un emploi ne correspondant pas à leurs attentes bien avant la fin de droits ont motivé ce choix par un besoin d'argent, ils sont 59 % à invoquer cette raison lorsqu'ils reprennent un emploi à l'approche de la fin de droits, et 75 % après la fin de droits. Cependant, il convient de préciser une nouvelle fois que ces résultats ne permettent pas de déduire qu'une hausse de la durée d'indemnisation améliorerait la satisfaction pour les emplois retrouvés autour de la fin de droits.

Pour étudier la déqualification professionnelle, il est préférable de retirer l'évolution du salaire de l'analyse, car le salaire d'un poste dépend en

partie de sa qualification. On observe alors que les emplois retrouvés après la fin de droits sont plus souvent sous-qualifiés (à la fois en termes de niveau d'études, d'expérience professionnelle et de qualification), ce qui suggérerait que la baisse de rémunération des emplois retrouvés après la fin de droits provient du fait qu'ils sont sous-qualifiés pour l'individu.

On observe aussi que les chômeurs sortis après la fin de droits ont cumulé plusieurs sortes de difficultés. Malgré le versement de l'indemnisation chômage, ils déplorent plus souvent une baisse importante de leur niveau de consommation (tableau 4). De même, ils déclarent plus fréquemment que leur candidature a été souvent rejetée⁵, un résultat qui n'est pas observé lorsque la sortie a lieu à l'approche de la fin de droits.

Pour autant, ces résultats peuvent peut-être s'expliquer, en partie, d'une part par un effort de recherche variable entre chômeurs et au cours de la période de chômage, d'autre part par une baisse du capital humain ou au renvoi à un signal négatif de mauvaise employabilité (théorie du signal) provoqués par l'allongement de durée de la période de chômage. Un demandeur d'emploi qui voit sa période de chômage s'allonger est susceptible de subir une perte durable de ses compétences, l'empêchant de prétendre à un poste de même qualité que celui qu'il occupait auparavant. Des méthodes empiriques ont récemment validé cette théorie aux États-Unis (Kroft *et al.*, 2013).

Ces résultats demeurent si l'on inclut (ensemble ou séparément) dans le modèle 3 variables indiquant l'opinion du demandeur d'emploi sur le fait que la période de chômage lui a fait perdre en partie :

- son savoir-faire et ses méthodes de travail (y compris connaissance de l'outil informatique) ;
- des habitudes de travail (respect des horaires, de la hiérarchie, contacts avec le monde du travail, etc.) ;
- ou si le demandeur d'emploi estime que sa durée de chômage a réduit ses chances de retrouver un emploi.

Dans l'enquête, ces 3 variables sont codées selon 3 modalités : oui beaucoup (codée 2 dans le modèle), oui un peu (codée 1), non (codée 0). Néanmoins, ces variables sont toutes

5. La variable de fréquence de rejet de la candidature est endogène (causalité récursive avec la durée de chômage, et donc la sortie après la fin de droits). La régression du tableau 5 est donc juste indicative.

Tableau 4
Satisfaction pour l'emploi et sortie du chômage par rapport à la fin de droits

Variables dépendantes	Variables explicatives				
	Sortie par rapport à la fin de droits...				
	... bien avant	... à l'approche		... après	
		Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type
Modèle <i>within</i>					
Note	Réf.	- 0.180	0.135	- 0.646***	0.161
Correspond aux attentes	Réf.	- 0.096**	0.04	- 0.176***	0.045
Intérêt	Réf.	- 0.011	0.039	- 0.145***	0.045
Conditions de travail	Réf.	- 0.08**	0.038	- 0.116***	0.044
Durée du trajet	Réf.	- 0.048	0.043	0.032	0.05
Correspond aux compétences (études) ^(a)	Réf.	- 0.011	0.035	- 0.11***	0.04
Correspond aux compétences (qualification) ^(a)	Réf.	- 0.049	0.039	- 0.112**	0.044
Correspond aux compétences (expérience) ^(a)	Réf.	- 0.069	0.04	- 0.11**	0.045
Correspond aux compétences ^(a)	Réf.	- 0.123	0.096	- 0.332***	0.107
Hausse du salaire ^(a)	Réf.	- 0.098**	0.044	- 0.235***	0.049
Modèle <i>logit</i> ^(b)					
Emploi pris à défaut d'autre chose	Réf.	0.338**	0.17	0.802***	0.176
Baisse de la consommation	Réf.	0.088	0.099	0.291***	0.108
Candidature souvent rejetée	Réf.	0.162	0.109	0.494***	0.118
Démarches pour changer d'emploi	Réf.	0.176	0.109	0.406***	0.117

(a) La variable de salaire n'est pas incluse dans le modèle correspondant.

(b) *Logit* polytomique ordonné pour les trois premières variables du sous-tableau, qui prennent trois valeurs différentes en fonction de l'intensité de la réponse (pas du tout, un peu, beaucoup), *logit* dichotomique pour la quatrième.

Note : ** significatif à 5 %, *** à 1 %. Modèles *within* et *logit* régressant chacune des variables explicatives considérées sur la sortie par rapport à la fin de droits et les variables explicatives (non reportées dans le tableau). Un emploi correspond aux compétences s'il nécessite un même niveau d'études, autant de qualification ou d'expérience professionnelle pour être exercé que l'emploi avant le chômage. Les écart-types sont estimés par la méthode de White.

Lecture : toutes choses égales par ailleurs, la note accordée à l'emploi est plus faible de 0.18 (différence non significativement différente de 0) lorsqu'il est retrouvé dans le mois et demi précédant la fin de droits, et de 0.646 lorsqu'il est retrouvé après la fin de droits, plutôt que au plus tard un mois et demi avant la fin de droits.

Champ : demandeurs d'emploi ayant retrouvé un emploi, 4 057 observations.

Source : Pôle emploi, enquête *Parcours des demandeurs d'emploi indemnisés*.

probablement endogènes (des chômeurs occupant un emploi qui leur plaît moins auront sans doute plus tendance à considérer que leur période de chômage leur a fait perdre une partie de leur capital humain, ou a renvoyé un signal négatif d'employabilité).

La satisfaction pour l'emploi retrouvé autour de la fin de droits semble dépendre des ressources financières des chômeurs

Pour atténuer les effets liés à l'endogénéité des variables explicatives, il peut être intéressant de comparer les demandeurs d'emploi sortis du chômage juste avant ou juste après la fin de droits à l'indemnisation chômage. En effet, comme ces individus ont quitté le chômage à des périodes proches, il est plausible de supposer qu'ils subissent de façon semblable une baisse des offres d'emplois à mesure que leur

chômage se prolonge (soit du fait d'une dégradation de capital humain, soit par renvoi d'un signal négatif d'employabilité).

Or, on observe une plus faible dégradation de la satisfaction (pour l'emploi après le chômage par rapport à celui avant) lorsque l'emploi est retrouvé à l'approche de la fin de droits (au plus tôt un mois et demi avant) plutôt qu'après. Par rapport à un emploi retrouvé à l'approche de la fin de droits, un emploi retrouvé après la fin de droits est significativement moins bien noté, jugé moins intéressant, moins qualifié, moins bien rémunéré et moins souvent un CDI. Il est plus souvent repris à défaut d'autre chose, et la personne a plus souvent entrepris des démarches pour changer d'emploi. En revanche, il ne correspond pas moins aux attentes du demandeur d'emploi, n'expose pas à des conditions de travail plus dégradées ou à une durée de trajet plus longue (cf. tableaux 3 et 4). On pourrait interpréter ce résultat comme le fait que la recherche d'emploi sans le bénéfice d'une indemnisation

chômage exerce une contrainte sur le choix des demandeurs d'emploi.

Pour étayer ce constat, nous avons inclus dans le modèle un terme d'interaction entre la date de reprise d'emploi par rapport à la fin de droits et la réduction des dépenses de consommation subie pendant le chômage (tableau 5). Pour un emploi retrouvé à l'approche de la fin de droits, la dégradation de la satisfaction est plus forte lorsque l'enquêté déclare avoir fortement diminué ses dépenses de consommation : l'emploi est significativement moins bien noté, jugé moins intéressant, moins qualifié et plus éloigné des attentes.

Mais pour un emploi retrouvé après la fin de droits, l'insatisfaction est statistiquement identique que l'enquêté ait réduit sa consommation fortement ou non durant la période de chômage. Cette insatisfaction n'est pas statistiquement différente de celle des ex-chômeurs ayant retrouvé un emploi à l'approche de la fin de droits et qui avaient fortement réduit leur consommation, mais elle est plus forte que pour ceux sortis à l'approche de la fin de droits qui avaient peu réduit leur consommation.

Ces résultats laissent penser que la satisfaction pour l'emploi retrouvé aux alentours de la fin de droits à l'indemnisation chômage dépend des ressources financières du chômeur. Lorsqu'il renoue avec l'emploi à l'approche de la fin de

droits, le chômeur semble moins bien valoriser l'emploi lorsque les sacrifices financiers auxquels il a consenti durant sa période de chômage ont été élevés. Aussi, le retour à l'emploi à l'approche de la fin de droits semble recouvrir deux formes : un emploi par défaut lorsque le chômage a réduit de façon importante les dépenses de consommation de l'agent, un emploi satisfaisant lorsque le demandeur d'emploi a été moins contraint financièrement.

* *
*

Trois conclusions peuvent être tirées de ce travail. Tout d'abord, des éléments autres que la rémunération ou la stabilité concourent à la satisfaction pour un emploi, notamment son intérêt intrinsèque. Ensuite, la fin de droits à l'indemnisation semble constituer une discontinuité dans la satisfaction pour les emplois retrouvés. L'emploi retrouvé après la fin de droits est moins bien rémunéré et plus souvent de courte durée que lorsqu'il est retrouvé le mois et demi avant. Il est aussi, à rémunération et stabilité données, moins bien apprécié : il est moins bien noté, est considéré comme moins intéressant, expose plus souvent à une situation de déclassement professionnel. Il est plus souvent un choix par défaut, motivé surtout pour des raisons financières, et les individus

Tableau 5
Satisfaction pour l'emploi retrouvé et sortie du chômage par rapport à la fin de droits, selon l'ampleur de la baisse de consommation durant le chômage

Variables dépendantes	Variables explicatives					
	Sortie par rapport à la fin de droits ...					
	... bien avant		... dans le mois et demi avant		... après	
	Baisse de la consommation		Baisse de la consommation		Baisse de la consommation	
	Faible	Forte	Faible	Forte	Faible	Forte
Note	Réf.	- 0.198 (0.104)	0.012 (0.162)	- 0.527*** (0.177)	- 0.628*** (0.19)	- 0.767*** (0.201)
Correspond aux attentes	Réf.	- 0.091*** (0.031)	- 0.072 (0.048)	- 0.206*** (0.053)	- 0.205*** (0.058)	- 0.233*** (0.054)
Intérêt	Réf.	- 0.09*** (0.03)	- 0.008 (0.046)	- 0.099** (0.05)	- 0.168*** (0.057)	- 0.207*** (0.052)
Correspond aux compétences ^(a)	Réf.	- 0.212*** (0.074)	- 0.149 (0.117)	- 0.301** (0.123)	- 0.439*** (0.136)	- 0.449*** (0.125)

(a) la variable de salaire n'est pas incluse dans le modèle correspondant.

Note : ** significatif à 5 %, *** à 1 %. Estimation des paramètres et écarts-types (entre parenthèses). Modèles *within* régressant chacune des quatre variables expliquées considérées sur la sortie par rapport à la fin de droits croisée avec la baisse de la consommation, et les variables explicatives (non reportées dans le tableau). Un emploi correspond aux compétences s'il nécessite un même niveau d'études, autant de qualification ou d'expérience professionnelle pour être exercé que l'emploi avant le chômage. Les écart-types sont estimés par la méthode de White. Lecture : toutes choses égales par ailleurs, la note accordée à l'emploi retrouvé bien avant la fin de droits est plus faible de 0.198 lorsque les dépenses de consommation ont été fortement réduites pendant le chômage par rapport à une faible réduction, mais cette différence n'est pas statistiquement significative.

Champ : demandeurs d'emploi ayant retrouvé un emploi, 4 057 observations.

Source : Pôle emploi, enquête *Parcours des demandeurs d'emploi indemnisés*.

cherchent plus souvent à le quitter pour un autre. Enfin, la satisfaction pour l'emploi retrouvé à l'approche de la fin de droits semble dépendre de façon importante des sacrifices faits pendant le chômage en termes de consommation : l'emploi tend à être moins valorisé lorsque ces derniers sont importants.

Pour autant, ces résultats établissent des corrélations, et ne peuvent être interprétés comme des relations de causalité. À eux-seuls, ils ne permettent pas de déduire qu'une augmentation de la durée maximale d'indemnisation conduirait à une hausse de la satisfaction pour les emplois

retrouvés. Il pourrait alors être intéressant de répliquer l'analyse en concentrant l'attention sur la discontinuité autour de l'âge de 50 ans, qui affecte la durée maximale d'indemnisation au chômage prévue par la législation (les demandeurs d'emploi de 50 ans ou plus sont en effet indemnisés au maximum un an de plus que ceux âgés de moins de 50 ans). Cette approche aurait le désavantage d'être d'une portée limitée à une population spécifique, et les résultats risqueraient de ne pas pouvoir être généralisés ; elle permettrait néanmoins une stratégie d'identification plus rigoureuse (voir Le Barbanchon *et al.*, 2017). □

BIBLIOGRAPHIE

Addison, J. T. & Blackburn, M. L. (2000). The effects of unemployment insurance on post-unemployment earnings. *Labour Economics*, 7(1), 21–53.
[https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(99\)00026-3](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(99)00026-3)

Akerlof, G., Rose, A. & Yellen, J. (1988). Job switching and job satisfaction in the US labor market. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 495–582.
<https://doi.org/10.2307/2534536>

Baetschmann, G., Staub, K. E. & Winkelmann, R. (2015). Consistent estimation of the fixed effects ordered logit model. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 178(3), 685–703.
<https://doi.org/10.1111/rssa.12090>

Belzil, C. (2001). Unemployment insurance and subsequent job duration: job matching versus unobserved heterogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, 16(5), 619–636.
<https://doi.org/10.1002/jae.618>

Benz, M. & Frey, B. S. (2008). Being Independent is a Great Thing: Subjective Evaluations of Self-Employment and Hierarchy. *Economica*, 75(298), 362–383.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.2007.00594.x>

Cahuc, P. & Carcillo, S. (2014). *Améliorer l'assurance chômage*. Paris : Presses de Sciences Po.

Caliendo, M., Tatsiramos, K. & Uhlendorff, A. (2013). Benefit Duration, Unemployment Duration and Job Match Quality: A Regression-Discontinuity Approach. *Journal of Applied Econometrics*, 28(4), 604–627.
<https://doi.org/10.1002/jae.2293>

Card, D., Chetty, R., & Weber, A. (2007a). Cash-on-Hand and Competing Models of Intertemporal Behavior: New Evidence from the Labor Market. *The Quarterly Journal of Economics*, 122(4), 1511–1560.
<https://doi.org/10.1162/qjec.2007.122.4.1511>

Card, D., Chetty, R. & Weber, A. (2007b). The Spike at Benefit Exhaustion: Leaving the Unemployment System or Starting a New Job? *American Economic Review*, 97(2), 113–118.
<https://doi.org/10.1257/aer.97.2.113>

Centeno, M. & Novo, Á. A. (2006). The Impact of Unemployment Insurance on the Job Match Quality: A Quantile Regression Approach. *Empirical Economics*, 31(4), 905–919.
<https://doi.org/10.1007/s00181-006-0061-x>

D'Addio, A. C., Eriksson, T. & Frijters, P. (2007). An analysis of the determinants of job satisfaction when individuals' baseline satisfaction levels may differ. *Applied Economics*, 39(19), 2413–2423.
<https://doi.org/10.1080/00036840600707357>

- Davoine, L. & Erhel, C. (2008).** La qualité de l'emploi en Europe : une approche comparative et dynamique. *Économie et Statistique*, 410, 47–69. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376966?sommaire=1376968>
- Dormont, B., Fougère, D. & Prieto, A. (2001).** L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi. *Économie et Statistique*, 343, 3–28. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376120?sommaire=1376128>
- Frey, B. S. & Stutzer, A. (2002).** What Can Economists Learn from Happiness Research? *Journal of Economic Literature*, 40, 402–435. <https://doi.org/10.1257/002205102320161320>
- Kroft, K., Lange, F., & Notowidigdo, M. J. (2013).** Duration Dependence and Labor Market Conditions: Evidence from a Field Experiment. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(3), 1123–1167. <https://doi.org/10.1093/qje/qjt015>
- Krueger, A. B. & Mueller, A. I. (2012).** Time Use, Emotional Well-Being, and Unemployment: Evidence from Longitudinal Data. *The American Economic Review*, 102(3), 594–599. <https://doi.org/10.1257/aer.102.3.594>
- Kyyrä, T. & Ollikainen, V. (2008).** To search or not to search? The effects of UI benefit extension for the older unemployed. *Journal of Public Economics*, 92(10), 2048–2070. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2008.03.004>
- Lalive, R. (2008).** How do extended benefits affect unemployment duration? A regression discontinuity approach. *Journal of Econometrics*, 142(2), 785–806. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.013>
- Lalive, R., van Ours, J. & Zweimüller, J. (2006).** How Changes in Financial Incentives Affect the Duration of Unemployment. *The Review of Economic Studies*, 73(4), 1009–1038. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2006.00406.x>
- Lalive, R., van Ours, J. & Zweimüller, J. (2011).** Equilibrium unemployment and the duration of unemployment benefits. *Journal of Population Economics*, 24(4), 1385–1409. <https://doi.org/10.1007/s00148-010-0318-8>
- Le Barbanchon, T. (2016).** The effect of the potential duration of unemployment benefits on unemployment exits to work and match quality in France. *Labour Economics*, 42, 16–29. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2016.06.003>
- Le Barbanchon, T., Rathelot, R. & Roulet, A. (2017).** Unemployment insurance and reservation wages: Evidence from administrative data. *Journal of Public Economics*, forthcoming, available on line 17 May 2017. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.05.002>
- Marimon, R. & Zilibotti, F. (1999).** Unemployment vs. Mismatch of Talents: Reconsidering Unemployment Benefits. *Economic Journal*, 109(455), 266–291. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00432>
- Meyer, B. (1990).** Unemployment Insurance and Unemployment Spells. *Econometrica*, 58(4), 757–782. <https://doi.org/10.2307/2938349>
- Mortensen, D. T. (1986).** Job search and labor market analysis. In: Ashenfelter, O. & Lavard, R. (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 2, 849–919. Amsterdam : North Holland. [https://doi.org/10.1016/S1573-4463\(86\)02005-9](https://doi.org/10.1016/S1573-4463(86)02005-9)
- Nauze-Fichet, E. & Tomasini, M. (2002).** Diplôme et insertion sur le marché du travail : approches socioprofessionnelle et salariale du déclassement. *Économie et Statistique*, 354, 21–48. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/1376260?sommaire=1376266>
- Nekoei, A. & Weber, A. (2017).** Does Extending Unemployment Benefits Improve Job Quality? *The American Economic Review*, 107(2), 527–561. <https://doi.org/10.1257/aer.20150528>
- Pissarides, C. A. (2000).** *Equilibrium unemployment theory*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Riedl, M. & Geishecker, I. (2014).** Keep it simple: estimation strategies for ordered response models with fixed effects. *Journal of Applied Statistics*, 41(11), 2358–2374. <https://doi.org/10.1080/02664763.2014.909969>
- Røed, K. & Zhang, T. (2003).** Does Unemployment Compensation Affect Unemployment Duration? *The Economic Journal*, 113(484), 190–206. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00086>
- Schmieder, J. F., & Von Wachter, T. (2016).** The Effects of Unemployment Insurance Benefits: New Evidence and Interpretation. *Annual Review of Economics*, 8, 547–581. <https://doi.org/10.1146/annurev-economics-080614-115758>

Tatsiramos, K. (2009). Unemployment Insurance in Europe: Unemployment Duration and Subsequent Employment Stability. *Journal of the European Economic Association*, 7(6), 1225–1260.
<https://doi.org/10.1162/JEEA.2009.7.6.1225>

van Ours, J. C. & Vodopivec, M. (2006). How Shortening the Potential Duration of Unemployment Benefits Affects the Duration of Unemployment: Evidence from a Natural Experiment. *Journal of Labor Economics*, 24(2), 351–378.
<https://doi.org/10.1086/499976>

van Ours, J. C. & Vodopivec, M. (2008). Does reducing unemployment insurance generosity reduce job match quality? *Journal of Public Economics*, 92(3-4), 684–695.
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2007.05.006>

White, H. (1980). A Heteroscedasticity Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817–838.
<https://doi.org/10.2307/1912934>

Wooldridge, J. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. Cambridge, Mass.: MIT Press.

Nouveaux effets de la mondialisation

Introduction à une sélection d'articles présentés au 66^e Congrès Annuel de l'AFSE

New Impacts of Globalization Introduction to a Selection of Papers Presented at the 66th Annual Congress of the French Economic Association

Flora Bellone*

Résumé – Ce dossier spécial « Nouveaux effets de la mondialisation » a été construit, en partenariat avec l'Association française de science économique (AFSE), à partir de contributions présentées lors de son 66^e congrès annuel qui s'est déroulé à Nice en juin 2017. Les 4 articles regroupés ici illustrent différents canaux par lesquels l'ouverture internationale d'un pays affecte sa richesse, son emploi, ou encore ses inégalités infranationales. Cette introduction rebondit sur ces travaux pour présenter certaines pistes de recherche actuelles concernant la modélisation et la quantification des effets de la mondialisation.

Abstract – This special thematic feature on “New impacts of globalization” was developed, in partnership with the French Economic Association (Association française de science économique, AFSE), from the contributions presented at its 66th annual congress which took place in Nice in June 2017. The four articles published here illustrate the different channels by which a country's international openness impacts its wealth, employment and subnational inequalities. This introduction builds on these works to present some recent avenues of research for modelling and quantifying the impacts of globalization.

Codes JEL/JEL Classification : F60, F34, F24, F16

Mots-clés : mondialisation, croissance, emploi, flux de capitaux

Keywords: globalization, growth, employment, capital flows

Rappel :

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.

* Université Côte d'Azur, CNRS, GREDEG et Sciences Po, OFCE (flora.bellone@unice.fr)

Reçu le 25 octobre 2018

Pour citer cet article : Bellone, F. (2018). New Impacts of Globalization : Introduction to a Selection of Papers Presented at the 66th Annual Congress of the French Economic Association. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 503-504, 79–85. <https://doi.org/10.187/ecostat.2018.503d.1958>

Il y a dix ans, la grande crise de 2008 mettait à jour les failles de certaines de nos théories économiques les mieux établies et initiait un renouvellement profond et fécond du débat scientifique sur les politiques de régulation macroéconomiques et financières¹. Aujourd'hui, c'est la remise en cause des accords de libre-échange, notamment par les États-Unis, et la menace de blocage de l'Organisation mondiale du commerce (OMC), qui obligent à s'interroger sur les limites de nos théories face aux nouveaux défis que posent la mondialisation au XXI^e siècle.

Ce dossier spécial consacré aux « Nouveaux effets de la mondialisation » est le fruit d'un partenariat entre l'Association française de science économique (AFSE) et la revue *Economie et Statistique / Economics and Statistics*. Ce partenariat vise à publier une sélection d'articles présentés au Congrès annuel de l'AFSE, sur un thème particulièrement discuté lors de cette édition du congrès et choisi en accord entre l'association et la revue.

Lors du 66^e Congrès de l'AFSE qui s'est déroulé à Nice du 19 au 21 Juin 2017, sous l'égide du Groupe de Recherche en Droit, Économie et Gestion (GREDEG) de l'Université Côte d'Azur (UCA) et du CNRS, la question des nouveaux effets de la mondialisation s'est imposée d'abord par le nombre des communications abordant ce thème de manière directe ou indirecte. Sur les 300 contributions scientifiques présentées, une cinquantaine étaient directement liées à des questions d'économie internationale et de nombreuses autres, centrées sur des thèmes différents (économie du travail, économie bancaire et financière, économie industrielle, économie du développement et de la croissance, etc.), pointaient le contexte actuel de la mondialisation comme un des facteurs clés dans les mécanismes à l'étude.

Ce dossier regroupe une sélection de contributions mettant chacune en avant une dimension spécifique de ces nouveaux enjeux liés à la mondialisation. Les questions relatives à l'impact de la mondialisation sur les conditions d'emploi et de salaires dans les pays industrialisés sont d'abord traitées, puis on tourne le regard vers les pays émergents et en voie de développement pour se demander dans quelle mesure la globalisation financière crée de nouvelles opportunités de croissance mais aussi de nouvelles sources d'instabilité pour ces pays.

Le premier article, de **Philippe Frocrain et Pierre-Noël Giraud** pose plus précisément la sensible question de l'impact de la mondialisation sur l'emploi avec une application à l'économie française. Il s'agit de voir comment les nouvelles tendances combinées du progrès technologique et de la baisse des coûts de transports sont associées à une modification de la structure de l'emploi en France. Plus précisément, les auteurs appliquent la méthodologie de Jensen et Kletzer (2005) pour classer les secteurs d'activités, et les emplois correspondants, en secteurs exposés à la concurrence internationale et non exposés². L'article étudie l'évolution de ces deux types d'emplois en France sur la période 1999-2015, au niveau agrégé d'abord puis au niveau de chaque zone d'emploi. Il explore aussi comment la structure par qualification a évolué au sein de ces deux catégories d'emplois, et comment les salaires relatifs ont

1. Voir les contributions recensées une décennie après la crise dans de nombreux numéros spéciaux de revues consacrés au sujet (*Economie et Statistique / Economics and Statistics*, n° 494-495-496, 2017 ; *Revue de l'OFCE*, n° 153, 2017 ; *Journal of Economic Perspectives*, vol. 32, n° 3, 2018 ; *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 34, n° 1-2, 2018) ou encore Saraceno (2017) pour une réflexion de fond sur l'évolution de la pensée en macroéconomie.

2. Les premiers regroupent l'ensemble des secteurs qui produisent des biens et des services échangés internationalement et dont les emplois sont donc en concurrence avec les emplois des mêmes secteurs dans d'autres pays. À l'inverse, les seconds regroupent les secteurs d'activités qui produisent des biens et des services très majoritairement consommés localement.

été impactés, notamment par les forts gains de productivité du travail réalisés dans les secteurs exposés sur la période.

Les résultats obtenus par Philippe Frocrain et Pierre-Noël Giraud sont extrêmement intéressants car ils vont à l'encontre de certaines idées reçues sur l'évolution de l'emploi en France. Par exemple, alors que l'on pourrait penser que les emplois dans les secteurs exposés progressent davantage que les emplois dans les secteurs abrités dans une économie de plus en plus internationalisée, c'est l'inverse qui est observé en France avec une forte décroissance des emplois exposés. En termes de dynamique des salaires, comparée entre les secteurs exposés et non exposés, là aussi les évolutions sont remarquables, notamment quand on les met en perspective avec les dynamiques de la productivité du travail.

Le rôle qu'ont pris, respectivement, l'ouverture commerciale et le progrès technologique dans ces dynamiques n'est pas analysé de manière causale dans l'article. Mais ce dernier invite à poursuivre cette analyse dans la lignée de travaux récents³. Il pousse également à s'interroger sur les transformations qui se profilent pour l'avenir sous l'impulsion des progrès en intelligence artificielle et du développement du télétravail et de la robotisation à distance. Ces deux tendances à venir de la révolution du numérique devraient en effet changer radicalement la frontière entre les biens et services exposés et abrités (Baldwin, 2016).

Le second article, de **Gilbert Cette, Jimmy Lopez et Jacques Mairesse**, s'intéresse aux effets des régulations du marché du travail, et plus précisément de la législation en matière de protection de l'emploi, sur les choix de combinaison des facteurs de production dans un contexte de mondialisation. L'analyse est réalisée sur données sectorielles en combinant les bases de données *STAN* de l'OCDE et *EU-KLEMS* qui ont l'intérêt de permettre de différencier de manière fine différentes catégories d'emplois en fonction de leur degré de qualification, et différentes catégories d'investissements, notamment les investissements en technologies de l'information et de la communication (TIC), et, pour la première fois dans cette littérature, les investissements en R&D. Le lien avec la thématique du dossier spécial provient du fait que les auteurs étudient dans quelle mesure le degré d'ouverture internationale d'une industrie est un facteur important, qui conditionne l'effet que l'on peut attendre de variations dans le degré de protection de l'emploi sur les choix organisationnels des entreprises en matière de substitution entre différentes catégories de capital et de travail. L'enjeu, pour les auteurs, est de savoir si le degré de protection de l'emploi a des effets plus sévères en termes de réduction des investissements en R&D et en TIC dans les secteurs plus ouverts à la concurrence internationale. De manière intéressante, les résultats obtenus ne vont que partiellement dans le sens attendu. D'un côté, les auteurs montrent qu'un fort degré de protection de l'emploi a tendance à réduire de manière significative les investissements en TIC dans les secteurs plus ouverts à l'international (alors que cet effet était non significatif pour les industries considérées dans leur ensemble). De l'autre, les auteurs ne trouvent pas d'effet de réduction plus sévère pour les investissements en R&D.

Sur le plan de la politique économique, l'objectif des auteurs est d'étayer la proposition selon laquelle, une forte flexibilisation des marchés du travail dans les pays de l'OCDE serait une mesure efficace pour dynamiser tout à la fois les investissements

3. Voir en particulier Autor et al. (2013), Acemoglu et al. (2016) pour les États-Unis, Eliasson et al. (2012) et Eliasson et Hansson (2016) pour la Suède, Malgouyres (2017) et Harrigan et al. (2016) pour la France, Keer et al. (2016) pour la Finlande.

en R&D et en TIC et l'emploi des travailleurs non qualifiés, et ce d'autant plus dans les secteurs fortement soumis à la concurrence internationale. Les résultats qu'ils obtiennent ne permettent pas de conforter pleinement ce point de vue. Néanmoins, ils indiquent que les réformes en matière de législation du marché du travail pourraient avoir des effets assez différenciés en fonction du degré d'ouverture des industries. Ici, plusieurs voies d'approfondissement de l'étude viennent à l'esprit. On pourrait, d'abord, vouloir différencier les industries en fonction non pas simplement d'un degré moyen d'ouverture, mais plutôt en fonction d'un degré d'exposition à la pénétration des importations et d'un degré d'exposition aux opportunités d'exportation. On aimerait aussi que ces indices puissent être construits au niveau de chaque industrie-pays plutôt que sur la base du seul référentiel de l'économie américaine, ceci afin de tenir compte des avantages/désavantages compétitifs spécifiques à chaque pays⁴. Une autre voie d'extension pourrait consister, à partir de données d'entreprises, à explorer si des entreprises plus ou moins internationalisées s'adaptent, de manière différente, aux contraintes législatives en matière de protection de l'emploi.

Les deux articles suivants de ce dossier sont consacrés aux pays émergents et en voie de développement. Pour ces pays, plus encore que pour les pays industrialisés, la mondialisation au XXI^e siècle présente des caractéristiques inédites porteuses de nouvelles opportunités et de nouveaux défis. Parmi les nouvelles opportunités, citons, en premier lieu, la facilitation des transferts internationaux de technologies induite par la révolution numérique (Baldwin, 2016). Parmi les plus grands défis, il y a la difficulté de transférer les règles de gouvernance qui sont complémentaires à la mise en œuvre de certaines technologies (Romer, 2010) et la forte vulnérabilité des économies émergentes aux mouvements internationaux de capitaux dans la nouvelle ère de globalisation financière (Ocampo & Stiglitz, 2008 ; Jeanne & Korinek, 2010 ; Butzen *et al.*, 2014 ; Blanchard *et al.*, 2017). Les deux articles présentés dans ce dossier, peuvent s'inscrire dans ce dernier champ de réflexion. Aucun d'eux ne traite, de manière globale, des enjeux relatifs aux flux internationaux de capitaux, mais chacun d'eux éclaire un aspect différent des nouvelles sources de financement qui s'offrent aux pays en voie de développement, dans la mondialisation du XXI^e siècle.

L'article d'**Imad El Hamma** étudie, d'abord, l'impact des transferts de fonds des migrants sur la croissance de pays en voie de développement. La croissance de ces flux est une des caractéristiques inédites de la phase actuelle de mondialisation. Ainsi les transferts de fonds de migrants sont devenus, pour certains pays, la première source de financement externe devant l'aide publique au développement et devant les flux d'investissements privés en provenance d'entreprises étrangères. L'auteur étudie ici le rôle de facteurs structurels, tels que le degré de développement financier et le niveau de qualité institutionnelle, qui conditionnent l'effet des transferts de revenus des migrants sur la croissance économique des pays bénéficiaires. L'analyse porte spécifiquement sur les pays de la zone MENA (zone du Moyen-Orient et de l'Afrique du Nord) pour lesquels l'auteur dispose de données de panel non-cylindré sur la période 1985-2015.

Cette étude s'inscrit dans une abondante littérature empirique sur les déterminants externes et internes de la croissance économique des pays moins développés. Dans cette littérature, l'impact des transferts de fonds de migrants a déjà fait l'objet d'une

4. Gilbert Cette, Jimmy Lopez et Jacques Mairesse justifient leur choix de prendre pour référence les taux d'ouverture des industries américaines par rapport aux risques de biais d'endogénéité qui seraient liés à l'usage de mêmes mesures construites au niveau de chaque pays-industrie. Une voie intéressante d'extension consisterait à rechercher des stratégies d'estimation avec variables instrumentales permettant de limiter ces biais, sans perdre pour autant le bénéfice de mesures spécifiques à chaque industrie-pays.

attention forte et une revue de ces travaux antérieurs est proposée par l'auteur. La contribution d'Imad El Hamma tient à plusieurs points. D'abord, les recherches existantes n'avaient pas encore abordé le cas des pays de la zone MENA, s'étant pour l'essentiel concentrés sur le cas des pays d'Amérique latine et d'Afrique subsaharienne. Ensuite, les études antérieures n'avaient pas atteint de consensus, en particulier sur la question de savoir si les transferts de fonds de migrants jouaient un rôle de substitution ou au contraire de complémentarité vis-à-vis des sources de financements domestiques.

Enfin, dans le quatrième article, **Ramona Jimborean** s'intéresse aux facteurs qui expliquent la forte croissance, sur les deux dernières décennies, des prêts bancaires au secteur privé dans les pays émergents. Il s'agit d'évaluer les risques que fait peser cet endettement accru, dans le contexte actuel de ralentissement de la croissance dans les pays émergents et de resserrement de la politique monétaire américaine.

La contribution de l'article à la littérature provient d'une analyse qui considère tout à la fois des facteurs explicatifs domestiques et internationaux, alors que la littérature existante envisage ces deux types de déterminants de manière séparée. Cette analyse jointe est rendue possible par l'exploitation des statistiques consolidées des banques mises à disposition par la Banque des règlements internationaux (BRI) sur la période 1993-2014. Se trouve confirmé le fait que, dans les pays émergents, l'accroissement de l'endettement privé est associé à la demande de crédit, à l'appréciation du change réel, aux inflexions de politique monétaire, à la maîtrise des vulnérabilités macroéconomiques et à la solidité du système bancaire domestique. S'y ajoutent les facteurs globaux avec un impact négatif de la volatilité du marché financier global et un impact positif des taux directeurs de la banque centrale américaine. On aimerait que l'étude soit poursuivie pour appréhender la question des liens entre les déterminants de la croissance de l'endettement du secteur privé dans les pays émergents et le degré de vulnérabilité de ces économies. Nous manquons d'analyses théoriques et empiriques de ces liens, qui pourraient nous permettre de fournir de meilleures recommandations en termes de politiques fiscale et macro-prudentielle ainsi qu'en termes de coordination, au niveau international, des politiques menées dans chaque pays.

En conclusion, les articles regroupés dans ce dossier spécial illustrent différents canaux par lesquels l'ouverture internationale des pays peut affecter leur richesse, tant en termes de volatilité que de croissance à long terme, leur emploi, et leurs inégalités infranationales. Ils nous rappellent aussi que des mécanismes pensés dans des cadres d'économies relativement fermées peuvent induire des effets différents dans des contextes d'économies beaucoup plus ouvertes. Sur le plan de la politique économique, ils témoignent du fait que les économistes sont amenés à repenser l'ensemble de leurs champs d'actions au regard des nouveaux enjeux de la mondialisation, allant des politiques commerciales et d'intégration aux politiques macro-économiques et structurelles, en passant par les politiques industrielles et d'innovation.

De manière plus générale, le programme de recherche qui s'ouvre sur les nouveaux effets de la mondialisation devrait permettre de renouveler fortement nos enseignements en matière de gains à l'échange. Jusque-là, ces derniers se sont trop limités aux enseignements issus des théories statiques du commerce international et à ceux issus des théories macroéconomiques et financières orientées sur le court terme. Les avancées combinées de la théorie de la croissance endogène et des nouvelles théories du commerce international et de la localisation ont pourtant déjà montré que les effets à long terme d'une ouverture commerciale plus poussée pour une économie

donnée, pouvaient être non seulement forts mais également positifs ou négatifs⁵. Dans ces cadres d'analyse dynamique, les effets de l'intégration commerciale sur la croissance d'une économie donnée dépendent de nombreux facteurs dont 1) les avantages/désavantages technologiques initialement acquis par le pays, 2) la taille relative de ses partenaires commerciaux, 3) l'importance relative des coûts de transports et des coûts de transferts de connaissance, et enfin, 4) les degrés relatifs de mobilité intra-sectorielle, intersectorielle et internationale des ressources⁶. Dans l'ensemble, ces nouveaux modèles montrent que l'analyse des gains à l'échange doit être enrichie d'une meilleure prise en compte des forces d'agglomération et de dispersion de l'activité économique qui jouent à la fois au sein des pays et entre les pays et qui affectent directement la distribution de ces gains.

La littérature est pourtant encore loin d'avoir exploré l'ensemble des scénarios d'intérêt qui permettraient de mieux orienter les stratégies de compétitivité des pays en fonction de leurs contextes géographique, historique et institutionnel propres. Par ailleurs, les travaux qui traitent des effets de l'intégration commerciale des pays sont encore trop déconnectés de ceux qui traitent des effets de la globalisation financière. Enfin, sur la question de la régulation des flux internationaux, aussi bien réels que financiers, les grandes institutions économiques sont de plus en plus enclines à reconnaître qu'elles se doivent d'être résolument plus pro-actives dans leurs analyses et plus innovantes dans leurs préconisations⁷. Le défi est de disposer de meilleurs outils pour prévoir et quantifier les effets de changements dans les accords bilatéraux ou multilatéraux d'échange, non seulement sur les économies participantes mais aussi sur les économies tierces. Il s'agit aussi d'améliorer les indices de vulnérabilité des économies aux mouvements internationaux de capitaux. Enfin, il s'agit d'offrir aux pays de meilleurs outils pour établir leur propre diagnostic de compétitivité en fonction de leur position unique dans la géographie économique mondiale. □

BIBLIOGRAPHIE

Acemoglu, D., Autor, D., Dorn, D., Hanson, G. H. & Price, B. (2016). Import Competition and the Great US Employment Sag of the 2000s. *Journal of Labor Economics*, 34(S1), S141–S198.

<https://doi.org/10.1086/682384>

Autor, D., Dorn, D. & Hanson, G. H. (2013). The China syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States. *American Economic Review*, 103(6), 2121–2168.

<https://doi.org/10.1257/aer.103.6.2121>

Baldwin R., Martin P. & Ottaviano, G. (2001). Global Income Divergence, Trade, and Industrialization: The Geography of Growth Take-Offs, *Journal of Economic Growth*, 6(1), 5–37. <https://www.jstor.org/stable/40215903>

Baldwin, R. (2016). *The Great Convergence: Information Technology and the New Globalization*. Cambridge: Belknap Press of Harvard University Press.

5. On peut citer en particulier les scénarios de divergence avec spécialisations appauvrissantes explorées par Grossman et Helpman (1991, chapitre 8), Redding (1999), Baldwin, Martin et Ottaviano (2001), Bellone et Maupertuis (2003).

6. Voir Bellone et Chiappini (2016) pour une revue de cette littérature.

7. La prise de conscience des grandes institutions sur les nouveaux défis de la mondialisation peut être illustrée par la nouvelle stratégie en matière de commerce extérieur pour 2011-2021 préconisée par la Banque mondiale (Banque mondiale, 2011) ou encore par l'allocation du secrétaire général de l'OCDE en septembre 2017 fondée sur le rapport OCDE (2017).

Banque mondiale (2011). *Leveraging trade for Development and inclusive growth: the World Bank Group trade strategy, 2011-2021*. Washington, DC: World Bank.
<http://documents.worldbank.org/curated/en/246421468340181118/Leveraging-trade-for-development-and-inclusive-growth-the-World-Bank-Group-trade-strategy-2011-2021>

Bellone, F. & Maupertuis, M.-A (2003). Economic Integration and Regional Income Inequalities: The Competing Dynamics of Regional Wages and Innovation Costs, *Review of International Economics*, 11(3), 512–526.
<https://doi.org/10.1111/1467-9396.00399>

Bellone, F. & Chiappini, R. (2016). *La compétitivité des pays*. Paris : La Découverte.

Blanchard, O. J. Ostry, A. Gosh & M. Chamon (2017). Are Capital Inflows Expansionary or Contractionary? Theory, Policy Implications, and Some Evidence, *IMF Economic Review*, 65(3), 563–585.
<https://doi.org/10.1057/s41308-017-0039-z>

Butzen P., Deroose M. & Ide, S. (2014). Déséquilibres mondiaux et flux bruts de capitaux. Banque Nationale de Belgique, *Revue économique*, 43–64.
<https://www.nbb.be/fr/articles/desequilibres-mondiaux-et-flux-bruts-de-capitaux-1>

Economie et Statistique / Economics and Statistics (2017). *La crise : 10 ans après*, 494-495-496, Octobre 2017.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/3135098>

Eliasson, K. & Hansson, P. (2016). Are workers more vulnerable in tradable industries? *Review of World Economics*, 152(2), 283–320.
<https://doi.org/10.1007/s10290-016-0249-x>

Eliasson, K., Hansson, P. & Lindvert, M. (2012). Jobs and exposure to international trade within the service sector in Sweden. *The World Economy*, 35(5), 578–608.
<https://EconPapers.repec.org/RePEc:bla:worlde:v:35:y:2012:i:5:p:578-608>

Grossman, G. & Helpman, E. (1991). *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge MA and London UK: MIT Press.

Harrigan, J. A, Reshef, A. & Toubal, F. (2016). The March of the Techies: Technology, Trade, and Job Polarization in France, 1994-2007, *NBER Working Papers* 22110.
<https://www.nber.org/papers/w22110>

Jeanne, O. & Korinek, A. (2010). Excessive Volatility in Capital Flows: A Pigouvian Taxation Approach. *American Economic Review*, 100(2), 403–407.
<https://www.jstor.org/stable/27805028>

Journal of Economic Perspectives (2018). *Symposium: Macroeconomics a Decade after the Great Recession*, 32(3).
<https://www.aeaweb.org/issues/518>

Macmillan, M. & Rodrik, D. (2011). Globalization, structural change and economic growth. In: Bachetta M. & Jansen M. (Eds), *Making Globalization Socially Sustainable*, pp. 49–84. Genève : International Labor Organization and World Trade Organization.
https://www.wto.org/english/res_e/publications_e/glob_soc_sus_e.htm

Malgouyres, C. (2017). The Impact of Chinese Import Competition on the Local Structure of Employment and Wages: Evidence from France. *Journal of Regional Science*, 57(3), 411–441.
<https://ideas.repec.org/a/bla/jregsc/v57y2017i3p411-441.html>

Ocampo, J. A. & Stiglitz, J. E. (2008). *Capital Market Liberalization and Development*. Oxford: Oxford Economic Press.

OECD (2017). Making globalization work: Better lives for all. *OECD Key Issues Paper*.
<https://www.oecd.org/mcm/documents/C-MIN-2017-2-EN.pdf>

Oxford Review of Economic Policy (2018). *Rebuilding macroeconomic theory*, 34(1-2).
<https://academic.oup.com/oxrep/issue/34/1-2>

Pekkala Keer, S., Maczulskij, T. & Miliranta, M. (2016). Within and Between Firm Trends in Job Polarization: Role of Globalization and Technology, *ETLA Working Papers* 41.
<https://www.etla.fi/en/publications/within-and-between-firm-trends-in-job-polarization-role-of-globalization-and-technology/>

Redding, S. (1999). Dynamic Comparative Advantage and the Welfare Effects of Trade. *Oxford Economic Papers*, 51(1), 15–39.
<https://doi.org/10.1093/oeq/51.1.15>

Revue de l'OFCE (2017). *Où va l'économie ?* N° 153.
<https://www.cairn.info/revue-de-l-ofce-2017-4.htm>

Rodrik, D. (2013). Unconditional convergence in manufacturing. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(1), 165–204.
<https://doi.org/10.1093/qje/qjs047>

Romer, P (2010). What Parts of Globalization Matter for Catch-Up Growth? *American Economic Review*, 100(2), 94–98.
<https://doi.org/10.1257/aer.100.2.94>

Saraceno, F. (2016). *L'économie à l'épreuve des faits. Comprendre les controverses du passé pour éclairer les défis de la société*. Paris : Revue Banque Éditions.

L'évolution de l'emploi dans les secteurs exposés et non exposés en France

The Evolution of Tradable and Non Tradable Employment: Evidence from France

Philippe Frocrain* et Pierre-Noël Giraud*

Résumé – L'objectif de cet article est d'étudier l'évolution de l'emploi dans les secteurs exposés et abrités en France sur la période 1999-2015. Nous constatons que les emplois exposés à la concurrence internationale sont minoritaires et ont diminué au cours de cette période, passant de 27.5 % à 23.6 % du total des emplois. L'emploi a connu une restructuration importante dans le secteur exposé : les emplois de services y représentent maintenant la composante principale de l'emploi et ont fortement augmenté, tandis que l'emploi a diminué dans le reste du secteur (industries manufacturières, agricoles et minières). Nous identifions également un écart important en termes de salaire et de productivité entre les secteurs exposés et abrités. Enfin, nous examinons la répartition des emplois exposés au niveau des marchés du travail locaux et la façon dont leurs évolutions affectent localement les emplois abrités. En utilisant l'approche empirique développée par Moretti (2010), nous estimons que pour 100 emplois exposés créés dans une zone d'emploi de France métropolitaine entre 2008 et 2016, 80 emplois abrités supplémentaires ont été créés dans la même zone.

Abstract – *The objective of this paper is to investigate the evolution of employment in the tradable and non tradable sectors in France over 1999-2015. We find that tradable employment makes up the minority of French employment and has decreased over this period, dropping from 27.5% to 23.6% of total employment. There has been significant restructuring within the sector: tradable services jobs now make up the majority of tradable jobs and have grown sharply, while employment has declined in the rest of the tradable sector (manufacturing, agricultural and mining industries). We also identify a large wage and labor productivity gap between tradable and non tradable sectors. Finally, we examine the distribution of tradable jobs across French local labor markets, and how their development affects non tradable employment locally. Using the empirical approach developed by Moretti (2010), we find that for every 100 tradable jobs created in a French employment area between 2008 and 2016, 80 additional non tradable jobs were created within the same area.*

Codes JEL / JEL Classification: F16, F66, O52, R15, R23

Mots-clés : exposés, abrités, globalisation, multiplicateur, marché du travail local, structure de l'emploi français
Keywords: tradable, non tradable, globalization, multiplier, local labor market, French employment structure

Rappel :

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.

* Mines ParisTech, Centre for Industrial Economics, PSL Research University, CNRS UMR (philippe.frocrain@mines-paristech.fr ; pierre-noel.giraud@mines-paristech.fr)

Reçu le 25 août 2017, accepté après révisions le 14 juillet 2018
L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

La distinction entre secteurs primaire, secondaire et tertiaire, faite initialement par Fisher (1935), forme la base de la classification des activités économiques. Cette distinction a néanmoins perdu de sa pertinence, tant la frontière entre activités industrielles et activités de services est devenue floue. Les produits manufacturés incorporent une part croissante de services nécessaires à leur production ou vendus avec eux (Crozet & Milet, 2017). Symétriquement, certains services sont produits sur un « mode industriel » (Fontagné *et al.*, 2014) et leur fourniture exige des infrastructures et des équipements, tels que des réseaux de communication. Par ailleurs, la forte croissance du commerce international au cours des dernières décennies a rendu de plus en plus pertinent de distinguer les activités exposées à la concurrence internationale de celles qui ne le sont pas, dans les secteurs primaire, secondaire et tertiaire. Cette distinction entre les secteurs exposés et abrités a été largement utilisée en économie internationale, avec un intérêt particulier pour, entre autres, les effets de la dévaluation, la théorie des parités de pouvoir d'achat, la détermination de l'inflation dans les économies ouvertes, et l'estimation des échanges internationaux (Goldstein & Officer, 1979). À ce jour, la grande majorité des études empiriques associent le secteur exposé aux secteurs primaire et secondaire, supposant implicitement que les services sont non-échangeables (Gervais & Jensen, 2015). Pourtant, les progrès récents des technologies de l'information et de la communication ont rendu plus « échangeables » un grand nombre de produits et notamment de services, apportant des opportunités d'emploi mais aussi des risques. De façon assez surprenante, très peu d'études – Jensen & Kletzer, 2005, Hlatshwayo & Spence, 2014 pour les États-Unis, et Eliasson *et al.*, 2012, Eliasson & Hansson, 2016 pour la Suède – ont effectué une analyse détaillée des emplois exposés et abrités. Nous contribuons à cette littérature récente et au débat sur les effets de la mondialisation sur la structure de l'emploi de nos économies en analysant les évolutions de l'emploi, des salaires, des qualifications et de la productivité du travail dans les activités exposées et abritées en France de 1999 à 2015.

La distinction entre emplois exposés et non abrités découle de la division de l'économie d'un pays en deux composantes. Le secteur exposé produit des biens et des services pouvant être produits dans un pays et consommés dans un autre. Dans le cas particulier du tourisme, ce sont les consommateurs étrangers qui se déplacent. Le secteur abrité produit pour satisfaire exclusivement la demande intérieure. Les emplois dans

le secteur exposé, généralement appelés *emplois exposés*, sont en concurrence avec des emplois situés dans d'autres pays. Il ne s'agit pas uniquement des emplois des secteurs manufacturier et agricole, mais également de tous les emplois liés à la production de services livrables à distance. Ainsi, on peut s'attendre à ce que le secteur exposé regroupe, par exemple, les ouvriers de l'automobile, les employés des centres d'appel, les producteurs de lait et les ingénieurs en logiciel. Ce secteur inclut également les emplois du tourisme, qui sont partiellement soutenus par le déplacement des consommateurs étrangers. En effet, les touristes internationaux consomment sur le territoire où se déroule la production, mais en choisissant entre plusieurs destinations, ils mettent en concurrence des emplois situés dans d'autres pays. Les emplois du secteur abrité, appelés « emplois abrités », ne sont en concurrence directe qu'avec des emplois localisés dans le même pays, voire dans la même ville. Des droits de douane élevés peuvent expliquer pourquoi certains emplois sont abrités de la concurrence internationale. D'autres sont abrités pour des raisons réglementaires ou institutionnelles, comme les militaires ou les responsables politiques. Mais le plus souvent ce sont les coûts de transport qui constituent une barrière aux échanges internationaux, en particulier pour les activités nécessitant une proximité physique entre consommateurs et producteurs. L'exemple emblématique est le service de coiffure, pas encore automatisable ni contrôlable à distance et pour lequel les différences internationales de prix et de qualité ne justifient pas de déplacements internationaux de consommateurs. Ce constat est valable pour d'autres activités abritées (boulangers, kinésithérapeutes, etc.).

En pratique, il n'est pas facile d'identifier avec précision les emplois exposés et abrités. La distinction n'est pas faite dans les comptes nationaux et aucune méthode consensuelle n'est apparue dans la littérature académique. De plus, la frontière entre ces deux catégories est mouvante en raison des évolutions techniques et réglementaires. Nous identifions trois méthodes principales, non mutuellement exclusives, pour identifier les emplois exposés et abrités. Un grand corpus de littérature (par exemple De Gregorio *et al.*, 1994 ; Dwyer, 1992 ; Dixon *et al.*, 2004 ; Amador & Soares, 2017) utilise des données sur les échanges internationaux pour classer comme exposées les activités produisant des biens et des services dont une part importante est échangée. Par exemple, à partir de données de firmes portugaises, Amador et Soares (2017) incluent dans le secteur des exposés les activités

faisant état d'un ratio exportations/ventes supérieur à 15 %. À partir de ce critère, ils constatent que près du quart de l'emploi non manufacturier est exposé. Une seconde approche (Bardhan & Kroll, 2003 ; Blinder, 2009 ; Blinder & Krueger, 2013 ; Jensen & Kletzer, 2010) identifie les emplois délocalisables¹ en fonction des tâches associées aux professions. L'idée est que les tâches impliquant peu de contacts en face à face avec les clients ou ayant un contenu informationnel important sont susceptibles d'être délocalisées. Par exemple, la programmation informatique répond à ces critères – contrairement à la garde d'enfants qui nécessite une proximité physique étroite. Toutefois, comme le montrent Lanz *et al.* (2011), les employés effectuant des tâches considérées comme exposées à la concurrence internationale effectuent aussi, généralement, des tâches abritées. De plus, différentes mesures du caractère délocalisable des emplois coexistent, même parmi les auteurs utilisant la même base de données (Püschel, 2013). Dans cet article, nous avons choisi une troisième approche, se fondant sur des indices de concentration géographique comme indicateurs de l'exposition à la concurrence internationale.

Dans une contribution stimulante, Jensen et Kletzer (2005) calculent des indices de concentration géographique afin d'estimer le nombre d'emplois exposés aux États-Unis, en accordant une attention particulière à l'exposition des emplois dans les services. Les industries qui produisent des biens et des services échangeables internationalement tendent à se concentrer géographiquement afin de profiter d'économies d'échelle et d'agglomération, ou de l'accès aux infrastructures de transport et aux ressources naturelles. Inversement, les activités abritées sont spatialement plus dispersées car elles suivent généralement la répartition géographique de la population et des revenus. En effet, les coûts de transport sont si élevés pour les activités abritées que l'offre et la demande tendent à converger au niveau national. Par exemple, les boulangeries sont généralement très dispersées géographiquement car elles servent presque exclusivement des clients locaux, tandis que les constructeurs automobiles sont plus concentrés, la capacité d'échange de leur production leur permettant de tirer parti de la concentration. Helpman et Krugman (1985) ont démontré formellement cette intuition, tandis que Krugman (1991) a calculé le coefficient de Gini pour 106 industries manufacturières américaines correspondant à la nomenclature à trois chiffres². D'un point de vue méthodologique, l'approche de Jensen et Kletzer (2005) diffère en ce sens qu'ils

n'étudient pas la concentration géographique pure de l'offre comme dans Krugman (1991), mais plutôt la concentration géographique de l'offre relativement à la demande locale. Depuis, quelques études ont utilisé cette approche pour classer les activités et les métiers. Eliasson *et al.* (2012) et Barlet *et al.* (2010) se concentrent sur le caractère échangeable des services dans les cas de la Suède et de la France, respectivement. Hlatshwayo et Spence (2014) étudient l'évolution des secteurs exposés et abrités aux États-Unis. Nos travaux diffèrent de ceux de Barlet *et al.* (2010) car ils se concentrent sur le caractère échangeable des services, alors que nous nous intéressons à l'évolution de tous les emplois exposés et abrités en France et analysons non seulement l'emploi, mais aussi les salaires, les qualifications, la productivité apparente du travail, la géographie, et l'effet multiplicateur de l'emploi exposé sur l'emploi abrité.¹²

Selon nos estimations, l'emploi exposé est minoritaire en France. Et ce de plus en plus, sa part dans l'emploi total ayant en effet baissé de 27.5 % en 1999 à 23.6 % en 2015. En l'espace de seize ans, le nombre d'emplois abrités a augmenté de 2.78 millions tandis que le nombre d'emplois exposés a diminué de 400 000. Il est intéressant de noter que l'emploi exposé est devenu plus tertiaire, ce qui est cohérent avec l'importance croissante des services dans le commerce et les chaînes de valeur mondiales. Les emplois dans les services exposés représentent maintenant près de la moitié des emplois exposés et ont connu un taux de croissance supérieur à celui des emplois dans le secteur des services abrités. Cela n'a toutefois pas suffi à compenser le déclin de l'emploi dans les industries manufacturières, agricoles et minières. La baisse de l'emploi exposé s'est également accompagnée d'un creusement de l'écart de productivité apparente du travail entre ces deux secteurs : les gains de productivité sont beaucoup plus dynamiques dans le secteur exposé que dans le secteur abrité. Nous observons également un écart important au niveau des salaires : en 2015, le salaire annuel brut des emplois exposés était en moyenne supérieur de 27 % à celui des emplois abrités. Cet écart ne semble pas refléter une différence dans la structure des qualifications, qui est remarquablement similaire dans les deux secteurs.

1. Il convient de noter que le caractère délocalisable ou non d'un emploi, c'est-à-dire la capacité à effectuer un travail depuis l'étranger, diffère légèrement de notre définition l'exposition à la concurrence internationale car il n'inclut pas les emplois du tourisme, qui ne peuvent pas être délocalisés mais dépendent en partie de la demande étrangère.

2. Plus récemment, Gervais et Jensen (2015) ont proposé un cadre théorique formalisant l'idée que la disparité entre l'offre locale et la demande locale est un indicateur de l'ampleur du commerce dans une industrie.

Nous analysons également l'évolution de l'emploi au niveau des zones d'emploi françaises entre 2008 et 2016. Les activités exposées étant concentrées dans certaines régions, les territoires sont différemment exposés à la concurrence internationale. Nous montrons que l'augmentation des services exposés a d'abord profité aux principales métropoles. En revanche, l'érosion de l'emploi manufacturier a touché un grand nombre d'économies locales moins denses. De manière frappante, nous observons que les zones d'emploi dans lesquelles l'emploi exposé a le plus diminué ont souvent été également touchées par la suppression de nombreux emplois abrités, et vice versa. Pour identifier un lien causal, nous suivons l'approche économétrique proposée par Moretti (2010) pour estimer des multiplicateurs locaux, c'est-à-dire l'impact des variations de l'emploi dans le secteur exposé sur l'emploi dans le secteur abrité. Nos résultats confirment l'effet multiplicateur local important de l'emploi exposé. Entre 2008 et 2016, lorsque 100 emplois

exposés apparaissent dans une zone d'emploi de France métropolitaine, 80 emplois sont créés dans le secteur abrité de la même zone.

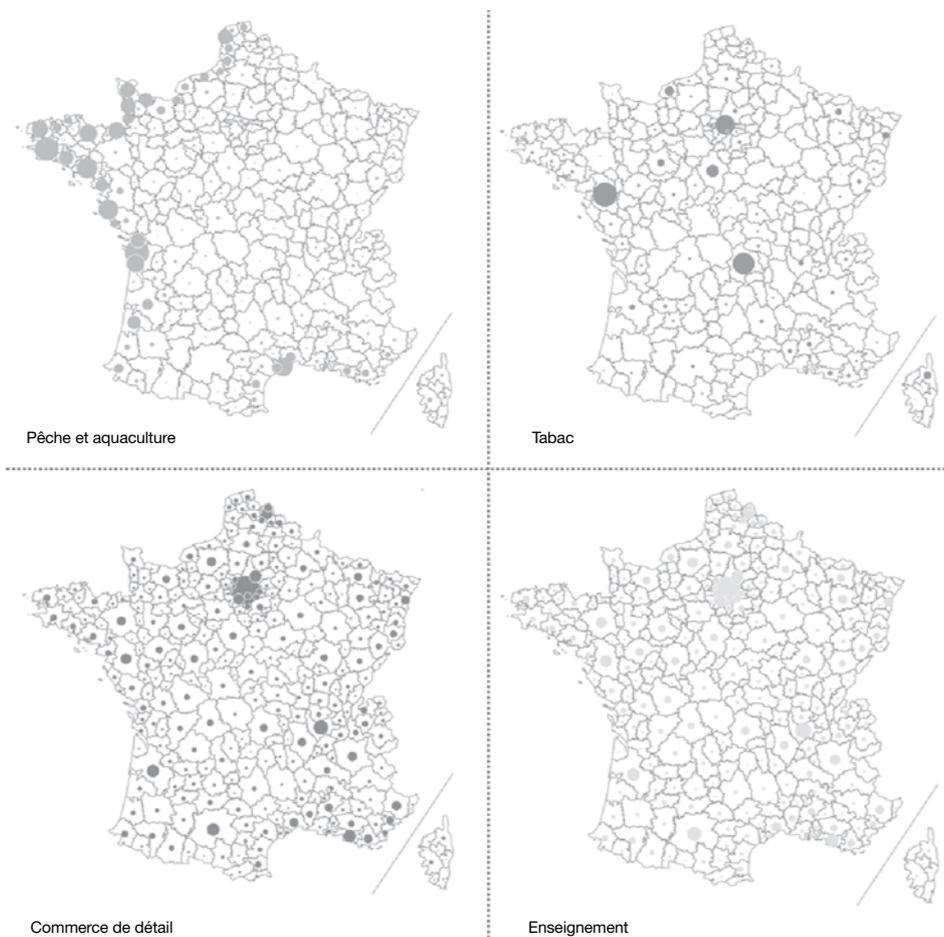
Le reste de cet article est organisé de la façon suivante. La première section présente la classification utilisée et la méthodologie dont elle est issue. Dans la section suivante, nous analysons les évolutions de l'emploi et les caractéristiques des travailleurs dans les secteurs exposé et abrité. La troisième section fournit une estimation de l'effet multiplicateur local de l'emploi exposé sur l'emploi abrité. Une dernière section conclut.

Classification des activités exposées et abritées

Données et méthodologie

La figure I illustre la répartition spatiale de l'emploi dans les zones d'emploi françaises pour

Figure I
Répartition spatiale de l'emploi, 2012



Réalisés avec Philcarto: <http://philcarto.free.fr>.
Champ : Naf rév. 2 A88, France métropolitaine.
Source : Insee, Recensement 2012.

quatre activités. Elle montre une hétérogénéité importante dans la concentration géographique de la production. Les emplois liés à la pêche et à l'aquaculture sont concentrés dans les zones côtières, alors que le poisson est consommé dans toute la France et même à l'étranger. Bien que la présence de ressources naturelles soit déterminée par la géographie, ces emplois sont exposés à la concurrence étrangère dès lors que d'autres pays proposent des produits similaires ou de substitution. De même, 58 % des emplois dans le secteur du tabac sont concentrés dans trois zones (Nantes, Clermont-Ferrand et Paris). En revanche, et sans surprise, les emplois dans le commerce de détail et l'enseignement sont beaucoup plus uniformément répartis sur le territoire français.

Pour mesurer la concentration géographique, nous calculons des coefficients de Gini en suivant la méthodologie de Barlet *et al.* (2010) basée sur l'approche développée par Jensen et Kletzer (2005). Notez que nous utilisons une base de données différente. Notre base de données comprend plus de services (46 contre 36) que celle de Bartlet *et al.* (2010), en raison d'un changement dans la nomenclature d'activités française (NAF). De plus, le nombre de zones d'emploi a changé depuis leur publication. Dans la suite de l'article, nous indiquons le code NAF (rév.2) entre parenthèses lorsque nous faisons référence à une industrie particulière.

Nous calculons des indices de concentration géographique pour déterminer si l'emploi – un indicateur de l'offre – dans l'activité i (correspondant à une division dans la NAF rév.2) est plus concentré que la demande à laquelle il fait face au niveau local. Si l'offre excède la demande dans une zone donnée, cela signifie qu'une partie de la production est consommée en dehors de la zone, la production est donc échangeable. Comme Jensen et Kletzer (2005) et Barlet *et al.* (2010), nous calculons d'abord la part de la demande adressée à chaque activité dans chaque zone d'emploi. La demande locale pour une activité donnée variera en fonction du montant local du revenu des ménages et de la demande en consommation intermédiaire émanant des autres industries.

Toutes les données proviennent de l'Insee. Les données sur l'emploi par zone d'emploi au niveau des divisions (88 activités économiques³) proviennent du recensement de la population de 2012. Il s'agit du niveau de désagrégation le plus élevé pour le calcul des coefficients de Gini et le suivi de l'évolution à long terme de l'emploi. Nous utilisons les données du recensement de

2012 pour 304 zones d'emploi⁴ et des données sur la population locale et le revenu médian local en 2009⁵. Nous utilisons également les tableaux entrées-sorties et ressources-emplois au niveau national pour 2012⁶. La part de la demande adressée à l'activité i dans la zone d'emploi ea ($IDS_{i,ea}$) est calculée comme suit :

$$IDS_{i,ea} = \sum_{j=1}^J \left(\frac{IC_{i,j}}{D_i} * \frac{EMP_{j,ea}}{EMP_j} \right) + \frac{HC_i}{D_i} * \frac{MINC_{ea}}{MINC_{tot}} * \frac{Pop_{ea}}{Pop_{tot}} \quad (1)$$

avec :

- IC_{ij} la production de l'activité i utilisée par l'activité j (consommation intermédiaire), $i \neq j$;
- D_i la demande pour les produits de l'activité i (consommations finale et intermédiaire, exportations) ;
- $EMP_{j,ea}$ emploi dans l'activité j dans la zone d'emploi ea ;
- EMP_j emploi total dans l'activité j ;
- HC_i consommation totale des ménages en produits de l'activité i ;
- $MINC_{ea}$ le revenu médian par unité de consommation dans la zone d'emploi ea ;
- $MINC_{tot}$ le revenu médian en France métropolitaine ;
- Pop_{ea} : population dans la zone d'emploi ea ;
- Pop_{tot} : population en France métropolitaine.

3. En raison de la disponibilité des données, nous supprimons deux des 88 activités définies à ce niveau d'agrégation. Les deux activités non couvertes dans les comptes nationaux sont « Activités indifférenciées des ménages en tant que producteurs de biens et services pour usage propre » (code NAF 98) et « Activités des organisations et organismes extraterritoriaux » (code NAF 99), qui sont très réduites en termes d'emploi si bien que leur omission n'a pas d'impact significatif sur les résultats.

4. Une zone d'emploi est une zone géographique dans laquelle réside et travaille la majeure partie de la main-d'œuvre et dans laquelle les employeurs peuvent trouver la majeure partie de la main-d'œuvre nécessaire pour pourvoir les postes disponibles. En raison de la disponibilité des données, nous ne considérons que la France métropolitaine, soit 304 zones d'emploi sur 322.

5. Les données sont issues de l'Atlas des zones d'emploi 2010 (Dares, Insee, Datar, 2012).

6. Nous remercions l'Insee de nous avoir accordé l'accès à ces données détaillées.

7. La consommation totale des ménages est la somme de la consommation finale des ménages et des dépenses de consommation individuelle des administrations publiques. Nous utilisons les données des comptes nationaux sur la consommation finale réelle des ménages pour compléter la base de données lorsque des informations sont manquantes dans le tableau ressources-emplois. En raison de l'absence de données sur le commerce de détail, à l'exception des véhicules à moteur et des motos, nous supposons que la demande pour cette industrie provient exclusivement des ménages.

Le premier terme dans (1) représente la demande locale en consommation intermédiaire. Avec ce terme, nous prenons en compte le fait que certains fournisseurs d'intrants abrités pourraient être concentrés parce que l'industrie en aval est elle-même concentrée. Le deuxième terme est la demande locale des ménages, supposée proportionnelle à la population de la zone d'emploi et au revenu médian. Plus la demande pour les produits de l'activité i est forte dans la zone d'emploi ea , plus élevée est la valeur d' $IDS_{i,ea}$. Notons qu'en utilisant cette méthodologie, nous formulons trois hypothèses implicites, à savoir : 1) les tableaux entrées-sorties n'étant disponibles qu'au niveau national, il n'y a pas de variations locales dans la structure des consommations intermédiaires, 2) la production par travailleur est similaire au niveau local et national, et 3) l'élasticité revenu de la consommation finale est égale à 1.

Nous calculons ensuite un coefficient de Gini (G_i) pour déterminer si une activité est plus concentrée que la demande à laquelle elle fait face. Pour calculer les coefficients de Gini, nous devons d'abord trier les zones d'emploi par ordre croissant de ratio emploi local/demande locale, $\lambda_{i,ea} / IDS_{i,ea}$, avec $\lambda_{i,ea} = EMP_{i,ea} / EMP_i$. Ensuite, nous définissons la part cumulative de l'emploi dans l'activité i comme suit :

$$\lambda_{i,ea(n)} = \sum_{ea=1}^n \lambda_{i,ea}$$

et la part cumulative de la demande adressée à l'activité i :

$$IDS_{i,ea(n)} = \sum_{ea=1}^n IDS_{i,ea}$$

Les coefficients de Gini peuvent être écrits comme suit :

$$G_i = 1 - \sum_{n=1}^{EA} \left[\frac{IDS_{i,ea(n)} - IDS_{i,ea(n-1)}}{\lambda_{i,ea(n)} + \lambda_{i,ea(n-1)}} \right] \quad (2)$$

avec $\lambda_{i,ea(0)} = IDS_{i,ea(0)} = 0$. Par rapport à un coefficient de Gini standard, la référence est la répartition de la demande et non la répartition uniforme de l'emploi. Si l'emploi dans l'activité i suit strictement la répartition spatiale de la demande, la valeur de G_i est 0. Au contraire, un coefficient de Gini égal à 1 correspond à une situation où l'emploi dans l'activité i est concentré dans une seule zone d'emploi alors que la demande provient d'autres zones d'emploi.

Il est certain que cette méthodologie présente quelques inconvénients. Premièrement, les

indices calculés peuvent varier en fonction de l'unité géographique utilisée. Ce « problème des unités spatiales modifiables » (ou MAUP pour *Modifiable Areal Unit Problem*) n'a cependant qu'un impact limité dans le cas de la France selon Barlet *et al.* (2010), qui utilisent trois unités géographiques différentes. Deuxièmement, en calculant des coefficients de Gini pour une seule période nous supposons une exposition à la concurrence internationale statique dans le temps. Troisièmement, la production peut être échangeable et dispersée lorsqu'il ne s'agit pas d'une activité à rendements croissants. Quatrièmement, comme le souligne Collins (2010), un bien ou service échangeable au niveau national n'est pas nécessairement échangeable internationalement, car les coûts de transport et de transaction peuvent différer. En particulier, les différences de langue et de cadres juridiques constituent des obstacles importants au commerce international. Enfin, il est difficile d'établir des comparaisons entre les pays, car les données sectorielles fines ne sont pas disponibles au niveau des marchés locaux du travail pour un certain nombre de pays.

Choix du seuil d'exposition à la concurrence internationale

Les coefficients de Gini nous renseignent sur le degré de concentration géographique d'une activité, mais il reste à déterminer un seuil qui sépare les secteurs exposés et abrités. Cela implique nécessairement un certain degré de subjectivité. Jensen et Kletzer (2005) considèrent par exemple que toute activité ayant un coefficient de Gini supérieur à 0.1 est exposée. Toutefois, ce seuil semble assez peu pertinent dans notre cas puisque seules 3 des 86 activités étudiées se situent en dessous de ce chiffre. En d'autres termes, les niveaux de concentration sont en moyenne plus élevés dans nos estimations. Ce résultat peut être dû aux tailles différentes des unités géographiques sélectionnées. Le découpage géographique utilisé par Jensen et Kletzer (2005) pour les États-Unis (zones métropolitaines) correspond à des zones beaucoup plus vastes. Or, le coefficient de Gini a tendance à diminuer à mesure que la taille de l'unité géographique augmente (Barlet *et al.*, 2008). Le seuil de Barlet *et al.* (2010), qui implique de prendre une valeur seuil correspondant au coefficient de Gini du secteur du commerce de gros, est également inadéquat. Cela nous amènerait à inclure des activités telles que « Administration publique et défense » (84) et « Activités pour la santé humaine » (86) dans le secteur exposé. Comme l'exposition du secteur

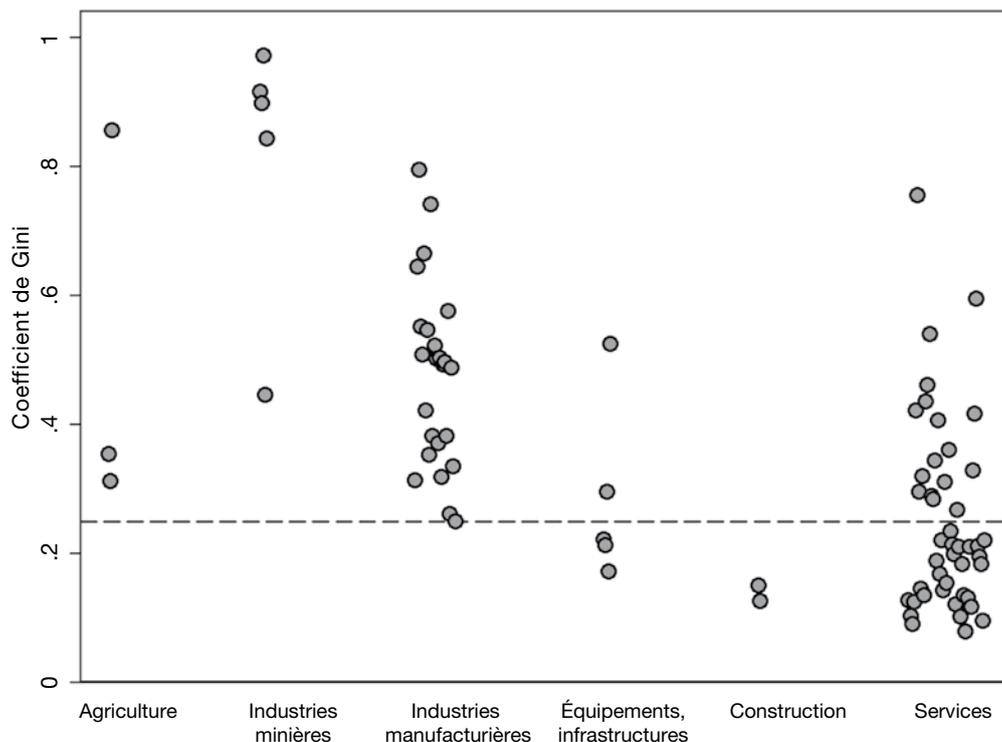
manufacturier à la concurrence internationale a été clairement identifiée dans la littérature empirique, la valeur seuil que nous avons choisie est le coefficient de Gini de l'activité la moins concentrée de ce secteur, c'est-à-dire « Réparation et installation de machines et d'équipements » (33). Par conséquent, les activités ayant un coefficient de Gini supérieur ou égal à 0.25 sont considérées comme exposées. Lorsque le coefficient est inférieur à 0.25, les emplois de l'activité considérée sont abrités de la concurrence internationale. Cette manière d'établir la valeur seuil est similaire à celle utilisée par Eliasson *et al.* (2012) pour la Suède.

Sans surprise, une forte concentration relative de l'offre ne concerne pas uniquement les secteurs primaire et secondaire. Certains secteurs des services ont également des coefficients de Gini très élevés (figure II), notamment « Transport aérien » (51), « Organisation de jeux de hasard et d'argent » (92), « Programmation et diffusion » (60), « Assurances » (65) et « Édition » (58)⁸. D'autres activités sont situées à proximité de leurs clients ou usagers (voir tableau 2). Les activités dont le coefficient de Gini est inférieur à 0.25 comprennent notamment « Enseignement »

(85), « Activités pour la santé humaine » (86), « Commerce de détail » (47), « Administration publique et défense » (84), « Autres services personnels » (nettoyage à sec-blanchissage, coiffure, services funéraires, etc. 96), ou « Services relatifs aux bâtiments et aménagement paysager » (81). De toute évidence, une part importante des emplois abrités correspond aux services fournis par les pouvoirs publics dans tout le pays. Par conséquent, dans ce qui suit, nous décomposons parfois l'emploi abrité en une composante non marchande, regroupant les codes NAF 84 à 88, et une composante marchande, regroupant toutes les autres divisions du secteur abrité. Une liste complète des 86 activités et de leur classification est fournie en annexe (voir tableau A1).⁸

8. Nous classons « Recherche-développement scientifique » (72) dans le secteur exposé sans reporter de coefficient de Gini. Depuis 2010, la R&D n'est plus considérée comme une dépense de consommation intermédiaire mais comme une dépense d'investissement. Étant donné que les ménages ne consomment pas ce service, la demande mesurée au niveau local par l'équation (1) est égale à zéro, de sorte que le coefficient de Gini donné par l'équation (2) est, par construction, égal à 1. Barlet *et al.* (2010) ont néanmoins montré qu'avec un coefficient de Gini de 0.59 (largement supérieur à notre seuil de 0.25), il s'agit de l'une des activités les plus concentrées. Le même problème se pose pour la « construction de bâtiments » (41). Nous considérons l'emploi de ce secteur, très dispersé sur l'ensemble du territoire, comme abrité.

Figure II
Coefficients de Gini, 2012



Champ : Naf rév.2 A88, France métropolitaine. L'axe des abscisses correspond au code NAF de chaque division, mais nous ne présentons que six grands secteurs.

Source : Insee, Recensement 2012, Comptes nationaux et *Atlas des zones d'emploi* ; calculs des auteurs.

Emploi dans les secteurs exposé et abrité en France

Évolutions nationales de l'emploi

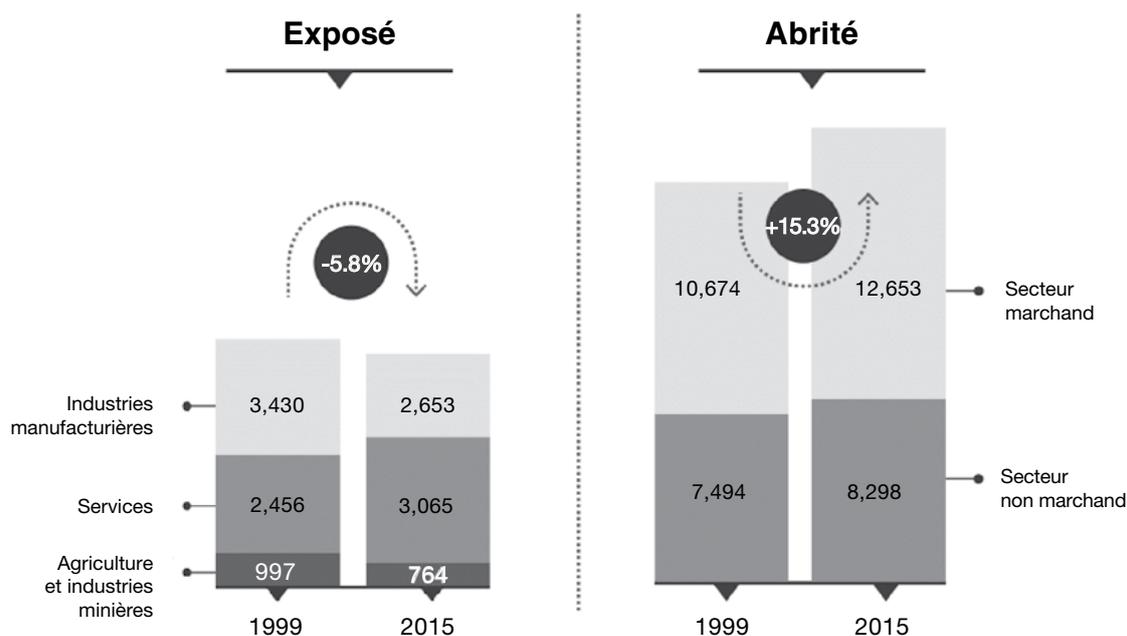
Pour étudier l'évolution de l'emploi dans les secteurs exposé et abrité en France, nous utilisons les données issues des comptes nationaux (Insee) sur l'emploi total par branche d'activité. Nous supposons que la classification des activités établie pour 2012 ne varie pas au cours de la période 1999-2015. En raison d'une modification du système de classification français en 2008, il nous serait impossible de comparer les coefficients de Gini calculés pour 1999 avec ceux de 2012. Nos résultats indiquent que la part des emplois exposés a sensiblement diminué entre 1999 et 2015, passant de 27.5 % à 23.6 % de l'emploi total. Cette baisse a été très forte de 2001 jusqu'à la crise financière (2009-2010), puis moins prononcée. En volume, le secteur exposé a perdu environ 400 000 emplois, tandis que le secteur abrité en a créé 2.78 millions (figure III).

De manière intéressante, près d'un emploi exposé sur deux (47.3 %) se trouve aujourd'hui dans les services, contre 35.7 % en 1999. Alors que les industries manufacturières, agricoles et minières ont connu une baisse considérable de leurs effectifs, les services exposés ont créé un total de 610 000 emplois. Les créations d'emploi dans les services exposés ont fortement accéléré

à partir de 2006 et très peu ralenti pendant la crise. En outre, de 1999 à 2015, ils ont augmenté beaucoup plus rapidement que les services abrités et le secteur abrité dans son ensemble (+ 24.8 %, contre + 14.5 % et + 18.5 %). Les services exposés les plus dynamiques ont été « Activités des sièges sociaux ; conseil de gestion » (70), + 195 000 ; « Programmation, conseil et autres activités informatiques » (62), + 141 000 ; « Recherche-développement scientifique » (72), + 81 000 ; ainsi que les activités liées au tourisme : « Activités créatives, artistiques et de spectacle » (90), + 69 000, et « Hébergement » (55), + 47 000. Bien que l'augmentation récente de l'échangeabilité des services ait suscité des inquiétudes, nos résultats suggèrent que cette augmentation n'a pas entraîné de délocalisation massive.

En revanche, la croissance des emplois dans les services exposés n'a pas compensé le déclin des autres composantes du secteur exposé. « Culture et production animale, chasse et services annexes » (01) a chuté le plus (- 206 000), suivis des industries traditionnelles telles que « Industrie de l'habillement » (14), - 89 000, et « Fabrication de textiles » (13), - 61 000, de même que des industries telles que « Véhicules automobiles, remorques et semi-remorques » (29) et « Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques » (26) (respectivement - 69 000 et - 60 000). La baisse de l'emploi

Figure III
Évolution de l'emploi dans les secteurs exposés et abrités (en milliers), 1999-2015



Source : Insee, Comptes nationaux ; calculs des auteurs.

manufacturier résulte d'une combinaison de facteurs : une forte croissance de la productivité et une sensibilité réduite des consommateurs à la réduction des prix des produits manufacturés (faible élasticité-prix de la demande de biens manufacturés) ; une modification de la structure des dépenses des ménages au profit des services ; la sous-traitance de certaines activités à des entreprises spécialisées du secteur tertiaire ; et enfin la concurrence internationale, notamment des pays émergents. Alors que dans les années 1990, il existait un large consensus autour de l'idée que les pertes d'emplois étaient principalement imputables à la technologie, la montée en flèche des importations en provenance de Chine et une nouvelle littérature sur la délocalisation fondée sur le « commerce des tâches » (Grossman & Rossi-Hansberg, 2008), ont relancé le débat sur le rôle du commerce international dans le déclin de l'emploi manufacturier. À titre d'exemple, la concurrence des importations chinoises pourrait expliquer 13 % de la baisse récente de l'emploi manufacturier français (Malgouyres, 2017) et environ 25 % aux États-Unis (Autor *et al.*, 2013). Selon Acemoglu *et al.* (2016), près de la moitié de ces pertes d'emplois sont concentrées dans les industries en amont⁹.

Dans le secteur abrité, les plus fortes hausses de l'emploi ont été enregistrées dans « Activités pour la santé humaine » (86), + 364 000, le secteur de la construction (41-43), + 347 000, « l'hébergement médico-social et social » (87), + 277 000, et les « Services de restauration et de débits de boissons » (56), + 243 000. « Activités des organisations associatives » (94) et « Administration publique et défense » (84) sont les deux activités abritées qui ont supprimé le plus d'emplois (respectivement - 184 000 et - 114 000). Le secteur abrité marchand, avec 1.98 millions d'emplois créés (+ 18.5 %), a été globalement plus dynamique que le secteur abrité non marchand, pour lequel le nombre d'emplois a augmenté de 804 000 (+ 10.7 %).

L'évolution de la structure de l'emploi en France est remarquablement similaire à celle observée aux États-Unis. Au cours de la même période, Hlatshtwayo et Spence (2014) estiment que les emplois exposés aux États-Unis sont passés de 30 % à 26.3 % du total des emplois et ont diminué en volume (- 3.4 millions d'unités). Comme en France, la baisse de l'emploi dans les secteurs manufacturier et agricole n'a pas été compensée par une augmentation des emplois dans le secteur des services exposés, tandis que le nombre d'emplois abrités a augmenté de manière spectaculaire. Eliasson et Hansson (2016) trouvent une

part beaucoup plus grande d'emplois exposés dans le cas de la Suède (près de 40 % du total des emplois en 2010). Entre 1990 et 2005, ils n'identifient aucun changement significatif de l'emploi, que ce soit dans le secteur exposé ou le secteur abrité. Toutefois, au sein du secteur exposé les activités de services ont nettement progressé.

Productivité du travail, salaires et qualifications

La distinction entre emplois exposés et abrités révèle des différences significatives de productivité apparente du travail, définie ici comme la valeur ajoutée réelle par travailleur, exprimée en équivalent temps plein. Nous observons une croissance beaucoup plus forte de la productivité dans le secteur exposé (figure IV-A) entre 2000 et 2015. La différence de productivité peut s'expliquer par un effet de rationalisation du commerce international : dans les modèles à la Melitz (Melitz, 2003) avec des entreprises hétérogènes, le commerce induit une réallocation intra-sectorielle des ressources. La concurrence étrangère pousse les entreprises nationales les moins productives hors du marché et permet aux entreprises les plus productives d'augmenter leurs parts de marché. De plus, Timmer *et al.* (2014) ont montré que, dans les chaînes de valeur mondiales, les pays avancés se spécialisent de plus en plus dans des activités à forte valeur ajoutée. Une autre explication pourrait être que la contraction du secteur exposé éloigne les travailleurs les moins « aptes » (Young, 2014) et conserve les plus productifs. Peut-être aussi important à notre avis, cet écart de productivité pourrait être dû en grande partie au fait que de nombreuses activités de services abritées sont encore difficiles à automatiser car elles impliquent un degré élevé d'interaction sociale (soignants, esthéticiennes, etc.) ou de précision (coiffeurs, cuisiniers, décorateurs).

Il existe également un écart salarial important entre les emplois exposés et abrités. En 2015, le salaire annuel brut des employés (équivalent temps plein) dans le secteur exposé était en moyenne supérieur de 27 %, soit une différence annuelle de 9 156 euros¹⁰. Les salaires sont également plus élevés dans les services exposés, avec un salaire brut annuel moyen de 48 279 euros,

9. Les impacts respectifs du changement technologique et du commerce sur le déclin de l'emploi manufacturier font encore l'objet de débats. Voir Demmou (2010) pour une évaluation de l'importance de ces déterminants structurels sur le déclin de l'emploi industriel en France de 1980 à 2007.

10. En l'absence de données sur les travailleurs indépendants au niveau A88 (2.5 millions de personnes en France), nous ne pouvons pas généraliser ce résultat à tous les travailleurs.

contre 40 633 euros dans les industries manufacturières (voir le tableau 1). Ce résultat est conforme à Jensen et Kletzer (2005) et Eliasson *et al.* (2012) pour les États-Unis et la Suède, respectivement.

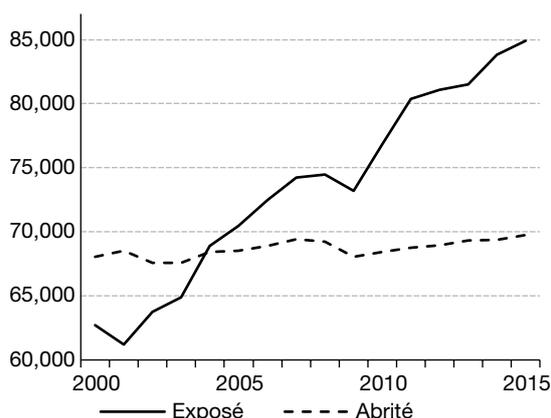
De manière peut-être surprenante, cet écart salarial ne reflète pas une différence dans le niveau

de diplôme des employés. Le tableau 1 montre que la structure de qualifications des secteurs exposé et abrité est très similaire¹¹. Dans le secteur exposé, les diplômés du supérieur travaillent

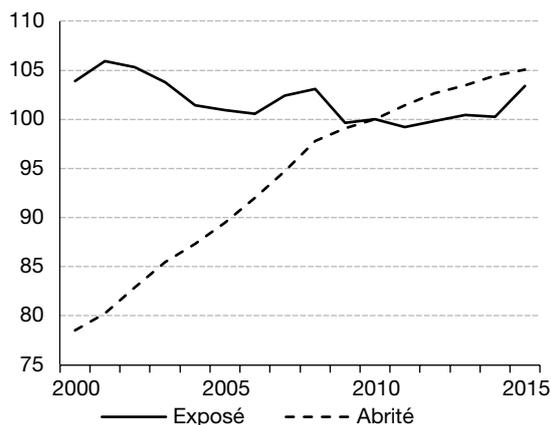
11. Notez que la structure des qualifications est similaire, même si on la décompose en 11 niveaux d'éducation.

Figure IV
Prix et productivité du travail dans les secteurs exposé et abrité, 2000-2015

A – Productivité du travail



B – Indice des prix



Note : la productivité du travail (en euros) au moment t dans le secteur $S = \{T, NT\}$ est $\varphi_t^S = \frac{\sum_{i \in S} VA_{i,t}}{\sum_{i \in S} L_{i,t}}$, où $VA_{i,t}$ est la valeur ajoutée brute aux prix courants de chaque industrie du secteur S , $PVA_{i,t}$ est l'indice des prix de la valeur ajoutée brute l'année t pour chaque industrie du secteur S (en utilisant 2010 comme année de base), et $L_{i,t}$ est l'emploi à temps plein l'année t dans chaque industrie du secteur S . L'indice des prix l'année t dans le secteur S est $P_t^S = \frac{\sum_{i \in S} \omega_{i,t} PVA_{i,t}}{\sum_{i \in S} \omega_{i,t}}$, où $\omega_{i,t} = VA_{i,t} / VA_t^S$.

Source : Insee, Comptes nationaux ; calculs des auteurs.

Tableau 1
Salaires moyens et niveau de diplôme dans les secteurs exposé et abrité

Exposé	€/ %	Variation (%)	Abrité	€/ %	Variation (%)
<i>Tous</i>			<i>Tous</i>		
Salaires moyens annuels	43 258	8.8	Salaires moyens annuels	34 103	7.4
Sans diplôme d'études secondaires	40.6	- 14.2	Sans diplôme d'études secondaires	41.9	- 7.4
Avec diplôme d'études secondaires	18.8	- 1.6	Avec diplôme d'études secondaires	20.4	4.8
Avec diplôme universitaire	40.5	9.3	Avec diplôme universitaire	37.7	10.3
<i>Industrie manufacturière</i>			<i>Marchand</i>		
Salaires moyens annuels	40 633	8.1	Salaires moyens annuels	35 953	7.5
Sans diplôme d'études secondaires	50.6	- 16.6	Sans diplôme d'études secondaires	46.5	- 9.0
Avec diplôme d'études secondaires	18.3	- 1.8	Avec diplôme d'études secondaires	21.8	3.6
Avec diplôme universitaire	31.1	5.6	Avec diplôme universitaire	31.7	13.8
<i>Services exposés</i>			<i>Non-marchand</i>		
Salaires moyens annuels	48 279	9.1	Salaires moyens annuels	31 497	7.4
Sans diplôme d'études secondaires	24.5	- 8.8	Sans diplôme d'études secondaires	35.5	- 4.5
Avec diplôme d'études secondaires	17.7	- 3.0	Avec diplôme d'études secondaires	18.5	6.7
Avec diplôme universitaire	57.9	11.1	Avec diplôme universitaire	46.0	7.1

Note : salaire brut annuel moyen (y compris les cotisations de sécurité sociale salariales, à l'exclusion des cotisations de sécurité sociale patronales) par travailleur en équivalent temps plein, en milliers d'euros, pour l'année 2015. Variation entre 2010 et 2015. Structure de compétences en pourcentage pour 2014. Taux de variation du nombre d'employés pour chaque catégorie entre 2010 et 2014. Les données du recensement fournissent des informations sur le nombre de travailleurs par niveau d'éducation pour chaque industrie. Nous regroupons les onze niveaux d'éducation en trois catégories : sans diplôme d'études secondaires, avec diplôme d'études secondaires, avec diplôme universitaire.

Source : Insee, Comptes nationaux, Recensement (2010-2014).

principalement dans les services. Dans le secteur abrité, on trouve une part plus élevée de diplômés du supérieur dans le secteur non marchand (46 %), en particulier dans les secteurs de la santé, de l'enseignement et de l'administration, tandis que la majorité des employés des établissements médico-sociaux et sociaux et de l'action sociale non institutionnelle n'ont pas le bac. La structure des qualifications dans le secteur abrité marchand est similaire à celle du secteur manufacturier, avec moins d'un tiers de diplômés du supérieur. Un salaire plus élevé dans les activités exposées est toutefois cohérent avec la littérature montrant que les exportateurs paient des salaires plus élevés que les non-exportateurs (Bernard & Jensen, 1995, 1997). Des études récentes utilisant des données appariées employeur-employé révèlent des avantages salariaux significatifs pour les exportateurs, même en tenant compte des caractéristiques individuelles observables et non observables (par exemple, Schank *et al.*, 2007). La principale explication habituelle de ces avantages salariaux est la productivité plus élevée des entreprises exportatrices. Des salaires plus élevés dans le secteur exposé sont donc cohérents avec l'écart de productivité observé entre les deux secteurs.

Fait intéressant, bien que des gains de productivité élevés dans le secteur exposé puissent expliquer en partie l'écart de salaire, ils ont largement profité aux employés du secteur abrité. L'écart salarial entre les employés des secteurs exposé et abrité s'est en fait accru beaucoup moins vite que l'écart de productivité. De 2010 à 2015, le ratio de productivité entre les activités exposées et abritées a augmenté de 9.4 points de pourcentage, tandis que le ratio salarial n'a augmenté que de 1.6 points de pourcentage¹².

Un effet « Balassa-Samuelson » (Balassa, 1964 ; Samuelson, 1964) peut expliquer ce phénomène. Selon cet effet, une plus forte croissance de la productivité dans le secteur exposé se traduit par une augmentation du prix relatif des biens et des services abrités. En effet, lorsque la productivité augmente dans le secteur exposé, les salaires des employés de ce secteur augmentent car les prix des biens et services exposés sont fixés sur les marchés internationaux. Par conséquent, les entreprises du secteur abrité doivent également augmenter les salaires pour éviter que leurs employés ne préfèrent rechercher du travail dans le secteur exposé où les salaires sont plus élevés. Ces augmentations de salaire pour les employés du secteur abrité ne peuvent être obtenues que par des augmentations de prix, car la productivité est restée la même dans

ce secteur. Comme le montre la figure IV-B, les prix dans le secteur abrité ont en effet fortement augmenté, alors qu'ils ont légèrement diminué dans le secteur exposé. L'impact d'un choc de productivité sur les prix relatifs du secteur exposé est étroitement dépendant de la mobilité de la main-d'œuvre. Lorsque la mobilité intersectorielle est élevée, les entreprises du secteur abrité doivent augmenter considérablement leurs prix pour aligner leurs salaires sur ceux du secteur exposé. Les préférences des consommateurs pour les biens et services abrités sont également déterminantes. Si les consommateurs ont de fortes préférences pour les produits abrités, le supplément de revenu généré par la hausse de la productivité dans le secteur exposé profitera de manière disproportionnée au secteur abrité, ce qui poussera le prix de ces produits encore plus haut. La dynamique des prix relatifs peut également s'expliquer par l'intensité de la concurrence dans le secteur abrité. En raison de la protection accrue des marchés abrités, les entreprises sont plus libres de fixer leurs prix et ont donc tendance à les fixer haut. Bénassy-Quéré et Coulibaly (2014) montrent par exemple que la divergence des prix relatifs au sein de l'Union européenne s'explique en partie par les différences de degré de réglementation des marchés des biens et du travail. Enfin, une baisse des taux d'intérêt réels peut entraîner une augmentation plus rapide du prix des biens et services abrités. Piton (2016) identifie trois mécanismes : 1) une demande accrue en produits abrités, faisant suite à une baisse des taux d'intérêt, ne peut être satisfaite par les importations (Dornbusch, 1983) ; 2) le secteur abrité est souvent plus dépendant des emprunts bancaires, notamment dans l'immobilier (Reis, 2013) ; 3) le secteur abrité peut être plus intensif en travail que le secteur exposé et par conséquent moins bénéficiaire de la baisse du coût du capital (Piton, 2017).

Il est frappant de constater que les suppressions nettes d'emplois entre 2010 et 2014 ne concernent que les employés peu qualifiés, tandis que le nombre d'employés hautement qualifiés a augmenté à la fois dans les activités exposées et abritées. Cette évolution est conforme à celle rapportée par Jensen et Kletzer (2005) qui indiquent – sauf pour 1998-2002 – une baisse générale de l'emploi peu qualifié aux États-Unis et une forte augmentation de l'emploi qualifié

12. Deux industries extractives « Extraction de houille et de lignite » (05) et « Extraction de minerais métalliques » (07), pour lesquelles la valeur ajoutée était nulle pendant plusieurs années, ont été exclues du calcul de productivité et de l'indice des prix.

dans le secteur des services exposés et abrités. Fait intéressant, l'érosion de l'emploi peu qualifié semble être moins prononcée dans le secteur abrité. Alors que le nombre d'employés sans diplôme d'études secondaires diminue rapidement dans un grand nombre de secteurs exposés en raison de l'automatisation et de la concurrence des pays à faibles coûts de main-d'œuvre, certaines industries abritées ont été relativement épargnées. Par exemple, les services relatifs aux bâtiments et aménagement paysager (81), avec l'hébergement médico-social et social et l'action sociale sans hébergement (87-88), sont une sorte de refuge pour les employés peu qualifiés.

Géographie

Pour rappel, les emplois abrités suivent plus ou moins la répartition géographique de leurs clients, contrairement aux emplois exposés, qui peuvent produire loin du consommateur final et ont donc tendance à se concentrer. Les zones d'emploi qui comptent le plus grand nombre d'emplois exposés sont les zones urbaines correspondant aux principales métropoles françaises, à savoir Paris, Lyon, Toulouse, Bordeaux, Nantes, Marseille, etc. (figure V-A). Les dix premières zones concentrent ainsi un tiers de l'emploi exposé français. En revanche, en termes relatifs, les plus grandes parts d'emplois exposés se trouvent dans des zones d'emploi peu peuplées. Celles-ci sont situées dans l'ouest de la France

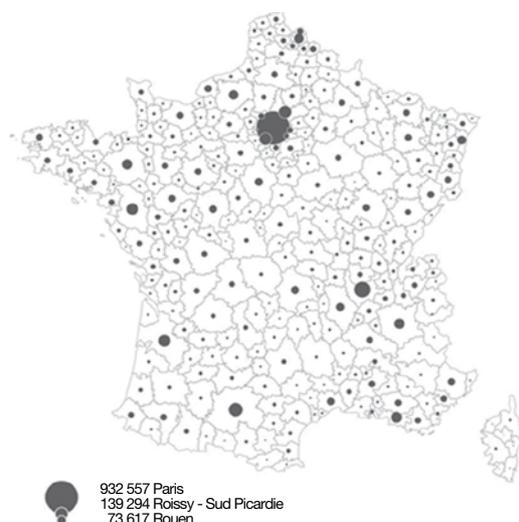
(figure V-B), sur une longue bande de terres allant de Cognac (Charentes), spécialisée dans la production de Cognac, à Vire (Calvados), au nord-est, spécialisée dans la transformation des produits laitiers et en Auvergne et dans la région Midi-Pyrénées. Ces zones sont généralement caractérisées par une part élevée d'emplois manufacturiers.

Le pourtour méditerranéen est au contraire la zone où les emplois exposés représentent les parts les plus faibles de l'emploi total. Dans cette zone, l'emploi exposé est principalement composé d'emplois dans les services exposés (figure VI). Outre les services liés au tourisme, on trouve des emplois à plus forte valeur ajoutée (numérique, R&D, sièges sociaux, etc.) dans des zones d'emploi telles que Aix-en-Provence, Cannes-Antibes et Marseille-Aubagne. Le nombre de ces emplois est cependant insuffisant pour contrebalancer la proportion d'emplois abrités de la région.

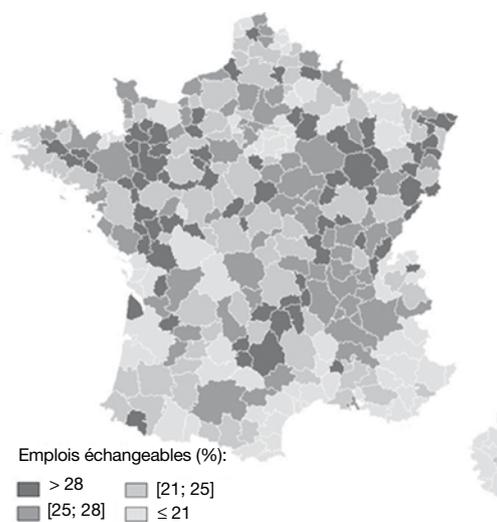
Les services exposés représentent près d'un emploi exposé sur deux au niveau national, mais constituent la composante principale de l'emploi exposé dans seulement 41 des 304 zones d'emploi (figure VI). Ces zones sont concentrées dans certaines des principales villes et zones touristiques françaises. Ces 41 zones d'emploi (37 % des emplois exposés) représentent ensemble 60 % de l'emploi national dans les services exposés. L'emploi agricole ne domine que dans

Figure V
Nombre et part des emplois exposés, zones d'emploi (2012)

A – Nombre



B – Part



Réalisé avec Philcarto: <http://philcarto.free.fr>.
Champ : 304 zones d'emploi de France métropolitaine.
Source : Insee, Recensement 2012 ; calculs des auteurs.

une poignée de zones d'emploi rurales, situées pour la plupart dans le sud de la France. Dans le reste du pays, c'est-à-dire dans 80 % des zones d'emploi, l'industrie manufacturière (41 % des emplois exposés) domine le secteur exposé.

Ce chiffre suggère que la baisse continue de l'emploi manufacturier et, dans une moindre mesure, de l'emploi agricole, est susceptible de déstabiliser un grand nombre d'économies locales. Inversement, la croissance des services exposés est susceptible de profiter à un nombre réduit de zones d'emploi denses. C'est ce que l'on observe entre 2008 et 2016 (compléments en ligne C3 et C4)¹³. Seules 30 des 304 zones d'emploi ont connu une augmentation de l'emploi manufacturier au cours de cette période. Ces zones de résistance industrielle incluent par exemple Toulouse (aérospatiale), Figeac (aérospatiale) et Saint-Nazaire (construction navale). La désindustrialisation touche donc la plupart des zones d'emploi. Sans surprise, les régions françaises traditionnellement industrielles (Hauts-de-France, Grand-Est et Île-de-France) subissent la plus profonde restructuration, tandis que l'emploi industriel résiste mieux à l'ouest. Un nombre non négligeable de ces zones connaissent également une baisse de l'emploi dans les services exposés. Dans d'autres zones, l'emploi dans les services exposés est suffisamment dynamique pour compenser la désindustrialisation. Cela comprend principalement plusieurs grandes zones métropolitaines (Nantes, Paris, Bordeaux, Montpellier, Lille et

Lyon). Enfin, un petit nombre de régions ont connu une augmentation des emplois dans le secteur manufacturier et les services exposés (Toulouse, Saint-Nazaire, Saint-Malo, Vitry, Chinon, Mont-Blanc, Salon-de-Provence, Les Sables d'Olonne, Ambert et la Corse). Dans l'ensemble, toutefois, seulement 14 % des zones d'emploi ont connu une augmentation de l'emploi exposé entre 2008 et 2016 (complément en ligne C1-I).

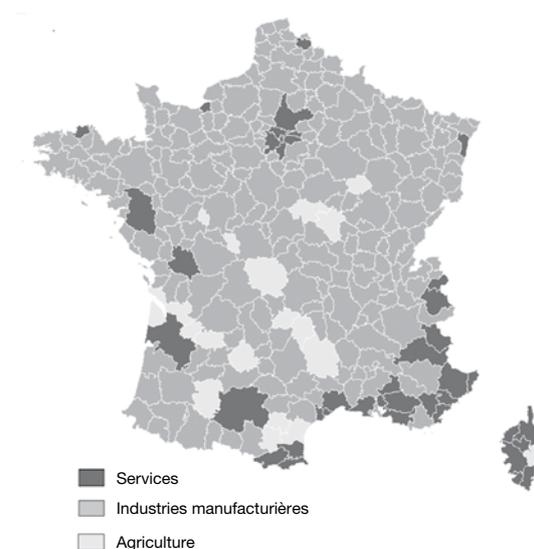
La croissance de l'emploi abrité est plus généralisée et concerne environ la moitié des zones d'emploi (complément en ligne C1-II). Cependant, les gains sont fortement concentrés : près de 60 % de la croissance des emplois abrités est concentrée dans dix grandes métropoles (représentant 35 % des emplois abrités au début de la période). Il est frappant de constater que les zones d'emploi dans lesquelles les emplois abrités ont fortement chuté (Centre, Bourgogne, Champagne-Ardenne, Lorraine) ont également détruits de nombreux emplois exposés, et inversement. Cette relation peut être causale. En effet, les emplois abrités sont très dépendants de l'évolution du revenu agrégé local puisque leurs clients sont majoritairement locaux, contrairement aux emplois exposés, qui répondent à une demande dispersée. Nous examinons cette question dans la section suivante.

L'effet multiplicateur local de l'emploi exposé en France

Moretti (2010, 2011) a développé une approche économétrique permettant d'estimer les multiplicateurs d'emploi locaux, c'est-à-dire le nombre d'emplois abrités créés dans une zone donnée à la suite d'une augmentation exogène du nombre d'emplois exposés dans cette zone. Il trouve un multiplicateur de 1.6 pour les villes américaines entre 1980 et 2000, incluant uniquement le secteur manufacturier dans le secteur exposé. Nous contribuons à cette littérature récente en estimant l'effet multiplicateur local de l'emploi exposé pour les zones d'emploi françaises entre 2008 et 2016. Le cadre théorique de l'approche empirique de Moretti s'appuie sur le modèle d'équilibre spatial de Rosen-Roback (Rosen, 1979 ; Roback, 1982) et est brièvement décrit ci-dessous.

13. Nous utilisons la base de données Acoiss (Agence centrale des organismes de sécurité sociale) pour étudier la répartition spatiale des emplois de 2008 à 2016. Elle ne couvre que les emplois salariés et exclut les ouvriers agricoles, les ménages employant du personnel domestique et les employés d'organismes publics.

Figure VI
Principales industries dans les emplois exposés, 2012



Réalisé avec Philcarto : <http://philcarto.free.fr>.
Champ : 304 zones d'emploi de France métropolitaine.
Source : Insee, Recensement 2012 ; calculs des auteurs.

Cadre conceptuel

Nous supposons que chaque zone d'emploi est une économie concurrentielle qui utilise du travail pour produire des biens et des services exposés et abrités. Les prix des biens et services exposés sont fixés sur les marchés internationaux, tandis que ceux des biens et services abrités sont déterminés localement. Les travailleurs sont parfaitement mobiles entre les secteurs d'activité d'une zone d'emploi, de sorte que la productivité marginale et les salaires sont, à long terme, égalisés localement. L'utilité indirecte des travailleurs dépend du salaire local, déduction faite du coût de la vie, et des préférences spécifiques en matière de localisation. Les préférences spécifiques en matière de localisation entravent la mobilité de la main-d'œuvre entre les zones, ce qui entraîne une élasticité finie de l'offre de main-d'œuvre locale (courbe croissante de l'offre de travail locale). L'élasticité de l'offre de travail locale est également affectée par les taux de chômage locaux. Par conséquent, si le chômage local et la mobilité géographique de la main-d'œuvre sont faibles, une augmentation de la demande locale de travail se traduira principalement par une augmentation des salaires locaux et non par une augmentation de l'emploi. Enfin, l'offre de logements locaux n'est pas fixe et dépend de la géographie et des réglementations en matière d'utilisation des sols. En faisant l'hypothèse de courbes d'offre locale de travail et de logements croissantes, Moretti (2010, 2011) s'écarte du cadre de Rosen-Roback dans lequel tout choc sur les marchés du travail locaux est pleinement capitalisé dans le prix de la terre.

Prenons le cas d'une augmentation permanente de la demande de travail dans l'activité exposée j de la zone d'emploi ea . Cela peut se produire, par exemple, si l'économie locale parvient à attirer une nouvelle entreprise ou si la productivité du travail augmente dans une entreprise déjà présente. Avec ces nouveaux employés exposés, le nombre d'emplois locaux augmente (effet direct). Par conséquent, le revenu global local augmente aussi, ce qui déclenche une demande supplémentaire de biens et de services exposés et abrités (effet indirect). Cette augmentation pousse également les prix locaux à la hausse, car les courbes d'offre locale de travail et de logements sont croissantes (effets d'équilibre général). L'effet multiplicateur sur les emplois abrités est clairement positif et se traduit par un taux de chômage local plus bas et/ou un apport de main-d'œuvre provenant d'autres zones d'emploi. L'ampleur du multiplicateur dépend de plusieurs facteurs. Premièrement, si les ménages ont

de fortes préférences pour les biens et services abrités, ils consacreront une grande part de ce revenu supplémentaire à l'achat de produits abrités. Deuxièmement, la technologie dans le secteur abrité joue également un rôle. Une production très intensive en main-d'œuvre implique que la demande supplémentaire est satisfaite principalement en embauchant de nouveaux employés. Troisièmement, le type des nouveaux emplois créés dans le secteur exposé influe également sur l'ampleur du multiplicateur d'emploi local. Pour un nombre équivalent de nouveaux emplois exposés, le revenu agrégé local augmente davantage lorsque des emplois bien rémunérés sont créés. Quatrièmement, l'ampleur du multiplicateur dépend des effets d'équilibre général compensateurs induits par les variations des prix locaux. Des salaires et des coûts de logement plus élevés augmenteront les coûts de production, réduisant ainsi l'offre de produits abrités. La faible élasticité de l'offre locale de logements et de travail entraîne d'importants effets d'équilibre général compensateurs et, par conséquent, un faible multiplicateur. Mais comme l'offre de travail et de logements n'est pas parfaitement inélastique, les effets d'équilibre général négatifs annulent seulement partiellement le premier effet de revenu positif. L'augmentation des coûts de main-d'œuvre a également un impact négatif sur les emplois exposés dans les entreprises qui ne sont pas directement concernées par l'augmentation de la demande. En effet, elles ne peuvent pas augmenter leurs prix pour compenser des coûts de main-d'œuvre plus élevés car les prix des biens exposés sont fixés sur les marchés internationaux. Cela réduit leur compétitivité, à moins que les économies d'agglomération soient suffisamment importantes pour compenser la hausse des prix. Bien entendu, les fournisseurs d'intrants intermédiaires exposés peuvent bénéficier d'une augmentation de la production de l'activité exposée j . Cependant, ces fournisseurs ne sont pas nécessairement situés dans la même zone d'emploi. Par conséquent, l'effet multiplicateur local sur l'emploi exposé devrait être quantitativement inférieur à l'effet multiplicateur local sur l'emploi abrité.

Approche économétrique

Comme Moretti (2010), nous estimons l'élasticité de l'emploi abrité local à l'emploi exposé local en utilisant le modèle suivant (modèle 1) :

$$\Delta NT_{ea,t} = \alpha_1 + \beta_1 \Delta T_{ea,t} + \gamma_1 d_t + \varepsilon_{ec} \quad (3)$$

où $\Delta NT_{ea,t}$ et $\Delta T_{ea,t}$ correspondent, respectivement, à la variation logarithmique du nombre

d'emplois abrités et exposés de la zone d'emploi ea . La période couverte s'étend de 2008 à 2016. Pour chaque zone d'emploi, nous obtenons deux observations correspondant aux deux périodes 2008-2012 et 2012-2016. Nous introduisons une indicatrice d_t pour la deuxième période, et un terme d'erreur $\varepsilon_{ea,t}$. Le coefficient β_1 correspond à l'élasticité de l'emploi abrité à l'emploi exposé.

Une augmentation d'un pourcent du nombre d'emplois exposés est associée à une augmentation de β pourcents d'emplois abrités. Pour obtenir la valeur du multiplicateur local, il suffit de multiplier l'estimateur de β_1 par la taille relative du secteur exposé sur nos deux périodes, c'est-à-dire le nombre d'emplois abrités pour chaque emploi exposé :

$$\text{Multiplicateur} = \frac{NT_{2008} + NT_{2012}}{T_{2008} + T_{2012}} \quad (4)$$

Le multiplicateur local donne le nombre d'emplois créés dans le secteur abrité pour un emploi supplémentaire dans le secteur exposé. Des spécifications alternatives sont estimées. L'effet de la variation de l'emploi exposé sur d'autres emplois exposés (modèle 2) est estimé en scindant de manière aléatoire les activités exposées en deux parties :

$$\Delta T_{ea,t}^1 = \alpha_2 + \beta_2 \Delta T_{ea,t}^2 + \gamma_2 d_t + \varepsilon_{ea,t} \quad (5)$$

Contrairement aux autres études sur l'effet multiplicateur local de l'emploi exposé, nous estimons des élasticités distinctes pour les secteurs abrités marchand et non marchand (modèle 3). En effet, nous prédisons que l'effet multiplicateur de l'emploi exposé est plus faible sur les emplois abrités non marchands que sur les emplois abrités marchands, car une partie du secteur abrité non marchand est financée par la fiscalité nationale et est donc moins sensible aux variations des revenus locaux.

L'estimation par les MCO donne des estimations inconsistantes si des chocs locaux non observés, variant dans le temps, affectent la croissance de l'emploi dans les deux secteurs. Comme l'ont souligné Moretti et Thulin (2013), les chocs sur l'offre de main-d'œuvre d'une zone d'emploi, dus notamment à des évolutions du taux de criminalité, de la qualité des écoles, de l'air, des services publics, ou de la fiscalité, peuvent induire des biais. Le signe du biais peut être positif ou négatif, selon que le choc est corrélé positivement ou négativement avec les variations de l'emploi exposé. Par exemple, l'amélioration de la qualité des infrastructures dans une zone d'emploi va attirer de nouvelles activités exposées tout en facilitant

la migration des employés vers cette zone, augmentant ainsi la demande de produits abrités et l'emploi dans ce secteur. Une telle amélioration entraînerait un biais à la hausse de l'estimateur des MCO de l'élasticité de l'emploi abrité à l'emploi exposé. Inversement, l'estimation serait biaisée à la baisse si un gouvernement local réagissait au déclin de l'emploi abrité en encourageant la création d'emplois exposés au moyen de subventions. Autre préoccupation, celle de la causalité inverse. Par exemple, la création d'un nouveau campus universitaire dans une zone d'emploi donnée peut amener certaines entreprises exposées à s'installer dans cette zone afin de bénéficier d'un pool d'employés qualifiés et d'externalités de connaissance. Pour estimer l'effet causal de la croissance de l'emploi exposé sur la croissance de l'emploi abrité, nous devons isoler les variations exogènes de la demande d'emplois exposés. Suivant Moretti et Thulin (2013), nous utilisons un instrument à la Bartik (Bartik *et al.*, 1991). L'idée est d'isoler les variations locales de l'emploi exposé dues aux chocs nationaux de celles résultant des spécificités locales. La variable instrumentale pour le modèle 1 est construite comme suit :

$$\sum_{j \in J} \left\{ \frac{T_{ea,t}^j}{T_{ea,t}^j} \left[\ln \left(\sum_{ea' \in EA} T_{ea',t+4}^j \right) - \ln \left(\sum_{ea' \in EA} T_{ea',t}^j \right) \right] \right\} \quad (6)$$

où $\frac{T_{ea,t}^j}{T_{ea,t}^j}$ désigne la part de l'activité exposée j dans le total des emplois exposés de la zone d'emploi ea à la période t . Le terme entre parenthèses est la variation nationale de l'emploi entre t et $t + 4$ dans l'activité exposée j (excluant la zone d'emploi ea elle-même). Par conséquent, une zone d'emploi est affectée par les tendances nationales proportionnellement à sa composition sectorielle initiale. On peut soutenir que, tant que les changements nationaux ne sont pas dictés par des conditions économiques spécifiques dans une zone d'emploi donnée, l'instrument capture des variations exogènes de la demande locale de travailleurs exposés.

Données et résultats

Nous utilisons la base de données Acoos (Agence centrale des organismes de sécurité sociale) sur l'emploi salarié pour la période 2008-2016. Les données sont disponibles au niveau des divisions (A88) et des zones d'emploi. Cependant, elles ne couvrent pas les employés agricoles, les ménages qui emploient du personnel domestique et les employés d'organismes publics. Chacune des 304 zones d'emploi de France métropolitaine est observée sur deux périodes de quatre ans de sorte que notre base de données contient 608 observations.

Le tableau 2 présente les estimations du multiplicateur local pour la France entre 2008 et 2016. Les colonnes (1) et (2) présentent les estimations par les MCO. Dans la colonne (2), nous contrôlons pour d'autres covariables – taux de chômage local, population active locale et part de l'emploi local abrité au début de chaque période – et nous introduisons des effets fixes régionaux. Dans les deux colonnes, l'élasticité est positive et significative. Cependant, comme expliqué précédemment, les estimations MCO sont susceptibles de présenter une causalité inverse ou un biais de variable omise, de sorte que les estimations fondées sur la méthode des variables instrumentales sont préférées. Notre estimation, obtenue avec l'instrument Bartik dans la colonne (5), indique que, sur la période considérée, pour 100 emplois exposés créés dans une zone d'emploi située en France métropolitaine, 80 emplois abrités supplémentaires ont été créés dans la même zone (c'est-à-dire un multiplicateur local de 0.8). Ce résultat est robuste à l'inclusion de variables de contrôles supplémentaires et d'effets fixes régionaux (colonne (6)). Une comparaison des résultats MCO et VI révèle que les estimations VI livrent des coefficients beaucoup plus élevés, ce qui suggère que les estimations MCO sont biaisées à la baisse.

Nous constatons un effet multiplicateur significatif mais moindre des emplois exposés sur d'autres emplois exposés (0.39). Ce résultat est conforme au cadre théorique de Moretti. Premièrement, la demande (consommation intermédiaire et demande finale des ménages) de biens et des services exposés provient principalement d'entreprises et de ménages situés dans d'autres zones d'emploi en France ou à l'étranger. Deuxièmement, la croissance de l'emploi dans une partie du secteur exposé fait monter les prix locaux et peut amener les entreprises du reste du secteur exposé à se délocaliser, voire à disparaître. Comme prévu, le multiplicateur local est inférieur sur les emplois abrités non marchands (0.1) par rapport aux emplois abrités marchands (0.74) et même inférieur à celui sur les emplois exposés. Cette différence tient sans doute au fait que les emplois abrités non marchands dépendent en partie des subventions de l'État ou des cotisations de sécurité sociale et sont donc moins affectés par les variations du revenu agrégé local.

Notre multiplicateur local de l'emploi exposé sur l'emploi abrité est deux fois moins important que celui estimé par Moretti (2010) dans le cas des États-Unis. Cependant, comme le

Tableau 2
Synthèse des résultats d'estimation des multiplicateurs locaux pour les zones d'emploi françaises entre 2008 et 2016

	MCO		VI		Multiplicateur	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Modèle 1</i>						
Exposé sur abrité	0.140*** (0.029)	0.085*** (0.029)	0.327*** (0.062) [69.21]	0.361*** (0.126) [24.57]	0.80	0.88
<i>Modèle 2</i>						
Exposé sur autres exposés	0.212*** (0.049)	0.110** (0.054)	0.430*** (0.148) [38.32]	0.441* (0.244) [14.10]	0.39	0.40
<i>Modèle 3</i>						
Exposé sur abrité marchand	0.161*** (0.032)	0.090*** (0.031)	0.367*** (0.068) [69.21]	0.344** (0.148) [17.93]	0.74	0.70
Exposé sur abrité non marchand	0.055 (0.046)	0.027 (0.047)	0.231** (0.103) [69.21]	0.320* (0.167) [27.71]	0.1	0.13
Effets fixes année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes région FE	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui
Contrôles supplémentaires	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui

* Significatif au seuil de 10 % ; ** Significatif au seuil de 5 % et *** Significatif au seuil de 1 %.

Note : Les écarts-types robustes regroupés par zone d'emploi sont indiqués entre parenthèses. Statistiques Kleibergen-Paap Wald rk F entre crochets. Le multiplicateur des colonnes (5) (6) est calculé à l'aide de l'estimateur VI des colonnes (3) (4). Les variables de contrôle comprennent les taux de chômage locaux, la population active locale et la part de l'emploi abrité local au début de chaque période. Les effets fixes région correspondent à des variables indicatrices pour 22 régions de France métropolitaine.

Champ : Naf rév.2 A88, France métropolitaine.

Source : Acoess et Insee; calculs des auteurs.

montre Van Dijk (2018), le multiplicateur de Moretti est probablement surestimé. Lorsque Van Dijk (2018) inclut des contrôles supplémentaires, des effets fixes locaux et les services exposés, la taille du multiplicateur est réduite. Il trouve un multiplicateur de 1.0 ce qui est proche du multiplicateur que nous trouvons dans le cas de la France. Gerolimetto et Magrini (2015), qui incluent la période 2000-2010, les services exposés et tiennent compte des interdépendances spatiales, trouvent un multiplicateur local de 0.53 pour les États-Unis. En incluant uniquement les emplois manufacturiers dans le secteur exposé, Malgouyres (2017) trouve un multiplicateur local de 1.46 dans le cas de la France pour la période 1995-2007. Au total, nos deux études identifient un multiplicateur local assez important pour la France, c'est-à-dire plus important que celui trouvé dans d'autres études notamment celles de Moretti et Thulin (2013) dans le cas de la Suède, de Wang et Chanda (2017) sur données chinoises, et de De Blasio et Menon (2011) dans le cas de l'Italie. Ces résultats suggèrent que les chocs commerciaux ont d'importants effets négatifs sur l'emploi local français, non seulement pour les emplois directement exposés à la concurrence étrangère, mais également pour les emplois abrités.

Il convient toutefois de rester prudent quant à la valeur exacte du multiplicateur. Notre base de données ne couvre que l'emploi salarié et non l'emploi total ni le nombre total d'heures travaillées. La majorité des travailleurs indépendants français étant dans le secteur abrité (services à la personne, action sociale et de santé, construction)¹⁴, nous sous-estimons peut-être la valeur du multiplicateur local. D'autre part, nous négligeons peut-être certains effets à long terme puisque nous étudions des intervalles de quatre ans. Ce facteur pourrait potentiellement réduire la taille du multiplicateur si les effets d'éviction se manifestent sur une période assez longue.

* *
*

Dans cet article, nous examinons d'abord l'évolution et les caractéristiques des emplois exposés

et abrités en France sur la période 1999-2015. Nous établissons une classification de 86 industries en fonction de leur degré de concentration géographique. Nous montrons que les emplois exposés sont minoritaires et en déclin. Ils réalisent des gains de productivité importants et reçoivent en moyenne des salaires plus élevés que les emplois abrités. Les emplois abrités constituent toutefois la grande majorité des emplois et sont en augmentation. À ce jour, ces emplois ont enregistré des gains de productivité plus faibles, sans toutefois être moins qualifiés que les emplois exposés. Nous montrons également que le secteur exposé a connu une restructuration importante : les emplois des services exposés constituent désormais la composante principale de l'emploi exposé en France tandis que le secteur manufacturier se contracte.

Comme les zones d'emploi ont tendance à se spécialiser dans différentes activités exposées, elles ont évolué de différentes manières. Les grandes métropoles semblent bénéficier de la croissance de l'emploi dans les services exposés, tandis que la baisse de l'emploi dans le reste du secteur exposé affecte un grand nombre de zones moins denses. On remarque que les régions où les emplois abrités ont diminué ont, pour la plupart, également supprimé un grand nombre d'emplois exposés, et inversement.

En utilisant une approche économétrique développée par Moretti (2010), nous montrons que les emplois exposés semblent avoir un effet multiplicateur local significatif sur les emplois abrités. Selon nos estimations, de 2008 à 2016, pour 100 emplois supplémentaires créés dans le secteur exposé d'une zone d'emploi de France métropolitaine, 80 emplois ont également été générés dans le secteur abrité de la même zone. Ce résultat peut expliquer pourquoi les administrations locales accordent de nombreuses subventions pour attirer ou simplement maintenir des activités exposées sur leur territoire. Cela suggère également que les chocs commerciaux se répercutent au-delà des emplois directement exposés à la concurrence étrangère. □

14. Voir Omalek et Rioux (2015).

BIBLIOGRAPHIE

- Acemoglu, D., Autor, D., Dorn, D., Hanson, G. H. & Price, B. (2016).** Import Competition and the Great U.S. Employment Sag of the 2000s. *Journal of Labor Economics*, 34(S1), S141–S198.
<https://doi.org/10.1086/682384>
- Amador, J. & Soares, A. C. (2017).** Markups and bargaining power in tradable and non-tradable sectors. *Empirical Economics*, 53(2), 669–694.
<https://doi.org/10.1007/s00181-016-1143-z>
- Autor, D., Dorn, D. & Hanson, G. H. (2013).** The China Syndrome: Local Labor Market Effects of Import Competition in the United States. *American Economic Review*, 103(6), 2121–2168.
<https://www.jstor.org/stable/42920646>
- Balassa, B. (1964).** The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *The Journal of Political Economy*, 72(6), 584–596.
- Bardhan, A. D. & Kroll, C. (2003).** The New Wave of Outsourcing. *Fisher Center for Real Estate & Urban Economics Research Report Series*.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:cdl:fisher:qt02f8z392>
- Barlet, M., Briant, A. & Crusson, L. (2008).** Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu. Insee, *Documents de Travail de la DESE* N° G2008/09.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1380877>
- Barlet, M., Crusson, L., Dupuch, S. & Puech, F. (2010).** Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises. *Économie et Statistique*, 435-436, 105–124.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377478?sommaire=1377486>
- Bartik, T. J. (1991).** *Who benefits from state and local economic development policies?* Kalamazoo, Mich.: W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Bénassy-Quéré, A. & Coulibaly, D. (2014).** The impact of market regulations on intra-European real exchange rates. *Review of World Economics*, 150(3), 529–556.
<https://doi.org/10.1007/s10290-014-0185-6>
- Bernard, A. B. & Jensen, J. B. (1995).** Exporters, Jobs, and Wages in U.S. Manufacturing: 1976-1987. *Brookings papers on economic activity. Microeconomics*, 1995, 67–119.
<https://www.brookings.edu/bpea-articles/exporters-jobs-and-wages-in-u-s-manufacturing-1976-1987/>
- Bernard, A. B. & Jensen, J. B. (1997).** Exporters, skill upgrading, and the wage gap. *Journal of International Economics*, 42(1-2), 3–31.
[https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(96\)01431-6](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(96)01431-6)
- Blinder, A. S. (2009).** How Many US Jobs Might be Offshorable? *World Economics*, 10(2), 41.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:wej:wldecn:376>
- Blinder, A. S. & Krueger, A. B. (2013).** Alternative Measures of Offshorability: A Survey Approach. *Journal of Labor Economics*, 31(S1), 97–128.
- Collins, S. M. (2010).** Comment on “Measuring tradable services and the task content of offshorable services jobs”. In: Abraham, K., Spletzer, J. R. & Harper, M. J., (Eds.), *Labor in the New Economy*, pp. 335–339. Chicago: University of Chicago Press.
- Crozet, M. & Milet, E. (2017).** The servitization of French manufacturing firms. In: Fontagné, L. & Harrison, A. (Eds.), *The factory-free economy: Outsourcing, Servitization, and the Future of Industry*, pp. 111–135. Oxford: Oxford University Press.
- de Blasio, G. & Menon, C. (2011).** Local Effects of Manufacturing Employment Growth in Italy. *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 70(3), 101–112.
<https://www.jstor.org/stable/41756381>
- De Gregorio, J., Giovannini, A. & Wolf, H. C. (1994).** International evidence on tradables and nontradables inflation. *European Economic Review*, 38(6), 1225–1244.
[https://doi.org/10.1016/0014-2921\(94\)90070-1](https://doi.org/10.1016/0014-2921(94)90070-1)
- 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*, 438-439-440, 273–296.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1377172?sommaire=1377175>
- Dixon, H., Griffiths, D. & Lawson, L. (2004).** Exploring tradable and non-tradable inflation in consumer prices, *New Zealand Association of Economists conference*.
- Dornbusch, R. (1983).** Real Interest Rates, Home Goods, and Optimal External Borrowing. *Journal of Political Economy*, 91(1), 141–153.
<https://www.jstor.org/stable/1840434>
- Dwyer, J. (1992).** The Tradeable Non-Tradeable Dichotomy: A Practical Approach. *Australian Economic Papers*, 31(59), 443–459.
<https://ideas.repec.org/a/bla/ausecp/v31y1992i59p443-59.html>

- Eliasson, K. & Hansson, P. (2016).** Are workers more vulnerable in tradable industries? *Review of World Economics*, 152(2), 283–320.
<https://link.springer.com/article/10.1007/s10290-016-0249-x>
- Eliasson, K., Hansson, P. & Lindvert, M. (2012).** Jobs and Exposure to International Trade within the Service Sector in Sweden. *The World Economy*, 35(5), 578–608.
<https://ideas.repec.org/a/bla/worlde/v35y2012i5p578-608.html>
- Fisher, A. G. B. (1935).** *The clash of progress and security*. London: Macmillan.
- Fontagné, L., Mohnen, P. & Wolff, G. (2014).** Pas d'industrie, pas d'avenir ? *Notes du conseil d'analyse économique* N° 2014/3, 1–12.
<https://www.cairn.info/revue-notes-du-conseil-d-analyse-economique-2014-3-page-1.htm>
- Gerolimetto, M. & Magrini, S. (2015).** A spatial analysis of employment multipliers in the US. *Letters in Spatial and Resource Sciences*, 9(3), 277–285.
<https://link.springer.com/article/10.1007/s12076-015-0157-z>
- Gervais, A. & Jensen, J. B. (2015).** The Tradability of Services: Geographic Concentration and Trade Costs. *NBER Working Paper* N° 19759.
<https://www.nber.org/papers/w19759>
- Goldstein, M. & Officer, L. H. (1979).** New Measures of Prices and Productivity for Tradable and Nontradable Goods. *Review of Income and Wealth*, 25(4), 413–427.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-4991.1979.tb00116.x>
- Grossman, G. M. & Rossi-Hansberg, E. (2008).** Trading tasks: A simple theory of offshoring. *American Economic Review*, 98(5), 1978–1997.
<https://doi.org/10.1257/aer.98.5.1978>
- Helpman, E. & Krugman, P. R. (1985).** *Market structure and foreign trade: Increasing returns, imperfect competition, and the international economy*. Cambridge, Mass.: MIT press.
- Hlatshwayo, S. & Spence, M. (2014).** Demand and defective growth patterns: The role of the tradable and non-tradable sectors in an open economy. *The American Economic Review*, 104(5), 272–277.
<https://www.jstor.org/stable/42920949>
- Jensen, J. B. & Kletzer, L. G. (2005).** Tradable Services: Understanding the Scope and Impact of Services Offshoring. In: Jensen, J. B., Kletzer, L. G., Bernstein, J. & Feenstra, R. C. (Eds.) *Brookings trade forum*, pp. 75–133. Washington, DC : Brookings Institution Press.
<https://www.jstor.org/stable/25058763>
- Jensen, J. B. & Kletzer, L. G. (2010).** Measuring tradable services and the task content of offshorable services jobs. In: Abraham, K., Spletzer, J. R. & Harper, M. J., (Eds.), *Labor in the New Economy*, pp. 309–335. Chicago: University of Chicago Press.
- Krugman, P. R. (1991).** *Geography and Trade*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Lanz, R., Miroudot, S. & Nordås, H. (2011).** Trade in Tasks. *OECD Trade Policy Working Papers* N° 117.
<http://dx.doi.org/10.1787/5kg6v2hkvmmw-en>
- Malgouyres, C. (2017).** The Impact of Chinese Import Competition on the Local Structure of Employment and Wages: Evidence from France. *Journal of Regional Science*, 57(3), 411–441.
<https://doi.org/10.1111/jors.12303>
- 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>
- Moretti, E. (2010).** Local Multipliers. *American Economic Review*, 100(2), 373–377.
<https://doi.org/10.1257/aer.100.2.373>
- Moretti, E. (2011).** Local Labor Markets. In: *Handbook of Labor Economics*, vol. 4B, pp. 1237–1313.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:eee:labchp:5-14>
- Moretti, E. & Thulin, P. (2013).** Local multipliers and human capital in the United States and Sweden. *Industrial and Corporate Change*, 22(1), 339–362.
<https://doi.org/10.1093/icc/dts051>
- Omalek, L. & Rioux, L. (2015).** Panorama de l'emploi et des revenus des non-salariés. *Insee Référence – Emploi et revenus des indépendants*, 11–28.
<https://www.insee.fr/fr/statistiques/1374690?sommaire=1374698>
- Piton, S. (2016).** Divergence des prix relatifs : une maladie européenne? *La Lettre du CEPII* N° 369.
<http://www.cepii.fr/CEPII/fr/publications/lettre/abstract.asp?NoDoc=9450>
- Piton, S. (2017).** A European Disease? Non-tradable inflation and real interest rate divergence. *CESifo Economic Studies*, 63(2), 210–234.
<https://doi.org/10.1093/cesifo/ifw018>
- Püschel, J. (2013).** *A Task-Based Approach to US Service Offshoring*. PhD thesis, Freie Universität Berlin.
- Reis, R. (2013).** The Portuguese slump and crash and the euro crisis. *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2013, 143–210.
<https://www.brookings.edu/bpea-articles/the-portuguese-slump-and-crash-and-the-euro-crisis/>

Roback, J. (1982). Wages, Rents, and the Quality of Life. *The Journal of Political Economy*, 90(6), 1257–1278.
<https://www.jstor.org/stable/1830947>

Rosen, S. (1979). Wage-based indexes of urban quality of life. In: Mieszkowski, P. & Straszheim, M. (Eds.), *Current Issues in Urban Economics*, pp. 74–104.

Samuelson, P. A. (1964). Theoretical Notes on Trade Problems. *The Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145–154.
<https://www.jstor.org/stable/1928178>

Schank, T., Schnabel, C. & Wagner, J. (2007). Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer–employee data. *Journal of international Economics*, 72(1), 52–74.
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2006.08.004>

Timmer, M. P., Erumban, A. A., Los, B., Stehrer, R. & de Vries, G. J. (2014). Slicing Up Global Value Chains. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 99–118.
<https://doi.org/10.1257/jep.28.2.99>

Van Dijk, J. J. (2018). Robustness of econometrically estimated local multipliers across different methods and data. *Journal of Regional Science*, 58(2), 281–294.
<http://dx.doi.org/10.1111/jors.12378>

Wang, T. & Chanda, A. (2018). Manufacturing Growth and Local Multipliers in China. *Journal of Comparative Economics*, 46(2), 515–543.
<https://doi.org/10.1016/j.jce.2017.10.002>

Young, A. (2014). Structural Transformation, the Mismeasurement of Productivity Growth, and the Cost Disease of Services. *American Economic Review*, 104(11), 3635–3667.
<https://doi.org/10.1257/aer.104.11.3635>

ANNEXE

Tableau A-1
Coefficient de Gini, Classification exposé/abrité, et emploi par activité

Code Naf	Activité	Gini	Exposé / Abrisé	Emploi 2015
01	Culture et production animale, chasse et services annexes	0.35	E	708.56
02	Foresterie et exploitation forestière	0.31	E	29.80
03	Pêche et aquaculture	0.86	E	18.22
05	Extraction de charbon et de lignite	0.92	E	0.02
06	Extraction de pétrole brut et de gaz naturel	0.90	E	0.25
07	Extraction de minerais métalliques	0.97	E	0.55
08	Autres industries extractives	0.45	E	18.11
09	Activités de service d'assistance minière	0.84	E	0.17
10	Fabrication de produits alimentaires	0.31	E	593.37
11	Fabrication de boissons	0.64	E	30.63
12	Fabrication de produits à base de tabac	0.80	E	1.32
13	Fabrication de textiles	0.55	E	43.15
14	Fabrication de vêtements	0.51	E	44.13
15	Fabrication de cuir et de produits connexes	0.67	E	23.63
16	Fabrication de bois et de produits en bois et en liège, à l'exception des meubles ; fabrication d'ouvrages de tressage et de vannerie	0.42	E	66.15
17	Fabrication de papier et de produits en papier	0.55	E	61.59
18	Impression et reproduction de supports enregistrés	0.35	E	75.45
19	Fabrication de coke et de produits pétroliers raffinés	0.74	E	8.80
20	Fabrication de produits chimiques	0.38	E	119.68
21	Fabrication de produits pharmaceutiques de base et de préparations pharmaceutiques	0.52	E	46.43
22	Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique	0.50	E	162.66
23	Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques	0.37	E	106.08
24	Fabrication de métaux de base	0.50	E	85.69
25	Fabrication de produits métalliques sauf machines et matériel	0.32	E	314.24
26	Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques	0.49	E	82.50
27	Fabrication de matériel électrique	0.50	E	83.49
28	Fabrication de machines et équipements n.c.a.	0.38	E	164.04
29	Fabrication de véhicules à moteur, remorques et semi-remorques	0.58	E	123.17
30	Fabrication d'autres matériels de transport	0.26	E	80.57
31	Fabrication de meubles	0.49	E	53.12
32	Autres fabrications	0.33	E	75.44
33	Réparation et installation de machines et d'équipements	0.25	E	280.63
35	Production d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné	0.22	A	137.12
36	Collecte, traitement et distribution d'eau	0.21	A	19.37
37	Égouts	0.30	E	25.83
38	Activités de collecte, de traitement et d'élimination des déchets ; récupération des matériaux	0.17	A	107.94
39	Activités d'assainissement et autres services de gestion des déchets	0.53	E	4.62
41	Construction de bâtiments	n.r.	A	168.20
42	Génie civil	0.15	A	181.85
43	Travaux de construction spécialisés	0.13	A	1488.23
45	Commerce de gros et de détail et réparation de véhicules automobiles et de motocycles	0.13	A	483.17
46	Commerce de gros, à l'exception des automobiles et des motocycles	0.10	A	1109.67

Tableau A-1 (suite)

Code Naf	Activité	Gini	Exposé / Abrisé	Emploi 2015
47	Commerce de détail, à l'exception des automobiles et des motocycles	0.09	A	2093.05
49	Transports terrestres et transport par conduites	0.13	A	791.46
50	Le transport de l'eau	0.42	E	15.20
51	Transport aérien	0.76	E	66.81
52	Activités d'entreposage et de soutien pour le transport	0.30	E	260.94
53	Activités de poste et de courrier	0.15	A	237.50
55	Hébergement	0.32	E	237.69
56	Restauration et boissons	0.14	A	905.76
58	Activités de publication	0.44	E	119.19
59	Production de films cinématographiques, de programmes vidéo et d'émissions de télévision, d'enregistrement sonore et d'édition musicale	0.46	E	58.10
60	Activités de programmation et de diffusion	0.54	E	35.06
61	Télécommunications	0.29	E	137.08
62	Programmation, conseil et autres activités informatiques	0.28	E	403.44
63	Activités de service d'information	0.34	E	70.16
64	Activités de services financiers, à l'exclusion des assurances et des fonds de pension	0.19	A	422.06
65	Assurance, réassurance et financement des retraites. sauf sécurité sociale obligatoire	0.41	E	180.89
66	Activités auxiliaires des services financiers et des activités d'assurance	0.17	A	177.93
68	Activités immobilières	0.22	A	351.18
69	Activités juridiques et comptables	0.14	A	331.38
70	Activités des sièges sociaux ; activités de conseil en gestion	0.31	E	447.26
71	Activités d'architecture et d'ingénierie ; essais et analyses techniques	0.15	A	387.87
72	Recherche scientifique et développement	-	E	446.90
73	Publicité et études de marché	0.36	E	168.55
74	Autres activités professionnelles, scientifiques et techniques	0.23	A	92.94
75	Activités vétérinaires	0.21	A	25.95
77	Activités de location et de crédit-bail	0.20	A	139.23
78	Activités d'emploi	0.12	A	801.38
79	Agence de voyages, voyageur et autres services de réservation et activités connexes	0.27	E	55.08
80	Activités de sécurité et d'enquête	0.21	A	166.70
81	Services aux bâtiments et activités paysagères	0.10	A	462.31
82	Bureau administratif, soutien administratif et autres activités de soutien aux entreprises	0.18	A	382.08
84	Administration publique et défense ; sécurité sociale obligatoire	0.14	A	2392.57
85	Enseignement	0.08	A	1825.31
86	Activités de santé humaine	0.13	A	1824.16
87	Activités de soins résidentiels	0.21	A	782.69
88	Activités de travail social sans hébergement	0.12	A	1168.88
90	Création. Activités artistiques et de divertissement	0.33	E	224.19
91	Bibliothèques, archives, musées et autres activités culturelles	0.42	E	55.90
92	Jeux de hasard et paris	0.60	E	24.18
93	Activités sportives et de divertissement et de loisirs	0.21	A	272.37
94	Activités des organisations membres	0.20	A	314.93
95	Réparation d'ordinateurs et de biens personnels et domestiques	0.18	A	83.85
96	Autres activités de services personnels	0.10	A	374.15
97	Activités des ménages en tant qu'employeurs de personnel domestique	0.22	A	155.16

Incidence de la législation protectrice de l'emploi sur la composition du capital et des qualifications

Employment Protection Legislation Impacts on Capital and Skill Composition

Gilbert Cette*, Jimmy Lopez** et Jacques Mairesse***

Résumé – L'article étudie les effets de la législation protectrice de l'emploi (LPE) sur la composition du capital et des qualifications selon l'intensité de la concurrence internationale. Nous utilisons un échantillon de 14 pays de l'OCDE et 18 secteurs d'activité de 1988 à 2007, et une approche en doubles-différences. D'après nos résultats d'estimations, un renforcement de la LPE : (i) aboutit à une substitution capital-travail en faveur du capital non TIC et non R&D, cet effet étant atténué dans les secteurs très exposés à la concurrence internationale ; (ii) diminue le capital en TIC et, encore plus nettement, le capital en R&D, relativement aux autres éléments de capital ; et (iii) se fait au détriment des travailleurs peu qualifiés. Un renforcement de la LPE peut donc constituer un frein au changement technologique et à la prise de risques. Une simulation illustrative suggère qu'un affaiblissement de la LPE pourrait avoir un effet favorable significatif sur l'investissement en TIC et en R&D, et sur l'emploi non qualifié.

Abstract – *The article investigates the effects of Employment Protection Legislation (EPL) on capital and skills according to the intensity of international competition. Grounded on a panel data sample for 14 OECD countries and 18 industries from 1988 to 2007, and a difference-in-difference approach, we find that strengthening EPL: (i) leads to a capital-labour substitution in favour of non ICT non R&D capital to the detriment of employment, this effect being mitigated in industries highly exposed to international competition; (ii) lowers ICT capital and, even more severely, R&D capital relatively to other capital components; and (iii) works at the relative disadvantage of low-skilled workers. Strengthening EPL can therefore be an impediment to organizational and so technological change and risk taking on globalized markets. An illustrative simulation suggests that structural reforms weakening EPL could have a significant favorable impact on firms' ICT and R&D investment and on hiring low-skilled workers.*

Codes JEL / JEL Classification : E22, E24, O30 ; L50, O43, O47, C23

Mots-clés : réglementation, capital, R&D, TIC, qualification

Keywords: regulation, capital, R&D, ICT, skill

Rappel :

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.

* Banque de France et école d'économie d'Aix-Marseille, Cnrs & EHESS (gilbert.cette@banque-france.fr)

** Université de Bourgogne Franche-Comté (LEDi) et Banque de France (Jimmy.Lopez@u-bourgogne.fr)

*** Ensae-Crest et Banque de France (jacques.mairesse@ensae.fr)

Reçu le 16 octobre 2017, accepté après révisions le 15 juillet 2018

L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

Pour citer cet article : Cette, G., Lopez, J. & Mairesse, J. (2018). Employment Protection Legislation Impacts on Capital and Skill Composition. *Économie et Statistique / Economics and Statistics*, 503-504, 109-122. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.503d.1960>

De nombreuses études économiques ont été consacrées à l'exploration de l'incidence de la réglementation du marché du travail sur le comportement des entreprises. Beaucoup d'entre elles reposaient sur les indicateurs de l'OCDE sur la législation protectrice de l'emploi (LPE) qui évaluent les procédures et coûts liés aux licenciements individuels ou collectifs ainsi que les procédures mises en œuvre pour recruter des travailleurs dans le cadre de contrats à durée déterminée ou de missions de travail intérimaire. Parmi ces études, plusieurs étaient axées sur les effets de la LPE sur la capacité d'innovation des entreprises, mesurée par le dépôt de brevets, et/ou ses répercussions sur la productivité des entreprises, approchée par diverses mesures.

Les études portant sur les conséquences de la réglementation du marché du travail sur des facteurs de production sont beaucoup plus rares. Certaines ont examiné son incidence sur le ratio capital/travail global (ou intensité capitaliste), et ont obtenu des résultats apparemment contradictoires, comme Autor *et al.* (2007), Calgagnini *et al.* (2014), Cingano *et al.* (2010 et 2014), Janiak et Wasmer (2014). D'autres ont étudié l'incidence de la LPE sur le capital en technologies de l'information et de la communication (TIC) (Aghion *et al.*, 2009 ; Cette & Lopez, 2012 ; Guerrieri *et al.*, 2011), mais aucune, à notre connaissance, n'a porté sur le capital en recherche et développement (R&D)¹. Les investissements en R&D et TIC comptent parmi les principaux facteurs de la croissance économique et de la productivité, et sont cruciaux pour maintenir la compétitivité des entreprises vis-à-vis de la concurrence tant des pays développés que des pays en développement. L'originalité de notre étude consiste à examiner les effets de la LPE sur quatre composantes du capital, à savoir précisément le capital liés à la construction, la R&D, les équipements TIC et non-TIC, et trois niveaux de qualification de la main d'œuvre (peu qualifiée, moyennement qualifiée et très qualifiée). Notre article a également l'intérêt de reposer sur un important échantillon de données de panel de 14 pays de l'OCDE, 18 secteurs manufacturiers et non-manufacturiers, sur 20 ans (entre 1988 et 2007). Il met en œuvre une approche économétrique axée sur les doubles différences (avec des effets fixes pays*secteur et secteur*année).

Les principaux résultats de nos estimations indiquent que le renforcement de la LPE aboutit, concernant le capital non-TIC et non R&D, à une substitution capital-travail favorable au

capital et défavorable à l'emploi. Mais ce renforcement diminue le capital en TIC et, encore plus nettement, le capital en R&D, par rapport au capital en équipements non-TIC et en construction. Ce renforcement se fait aussi au détriment des travailleurs peu qualifiés, par rapport aux employés qualifiés. Ces résultats suggèrent que les entreprises considèrent que le renforcement de la LPE implique des coûts d'ajustement importants pour la main d'œuvre et indirectement pour le capital, et peut constituer un obstacle au changement technologique et à la prise de risques². En tenant compte de l'intensité de la concurrence internationale, par le biais de l'interaction de la LPE et d'un indicateur d'exposition du secteur au commerce extérieur, nos estimations mettent en évidence que l'influence de la LPE tend à baisser avec l'augmentation de l'ouverture aux échanges pour le capital en R&D et la main d'œuvre très qualifiée, mais pas pour le capital en TIC.

Une simulation illustrative basée sur nos résultats suggère que les réformes structurelles allégeant la LPE, en la limitant à une « pratique réglementaire la plus légère possible en matière d'emploi », à savoir le niveau de LPE mis en œuvre aux États-Unis, pourrait avoir une incidence favorable à moyen/long terme d'environ 30 % en moyenne sur l'intensité capitaliste en R&D, et d'environ 10 % pour l'emploi de travailleurs peu qualifiés. Ainsi, les réformes de la LPE peuvent également contribuer au maintien de la compétitivité nationale des pays de l'OCDE face à la hausse de la concurrence internationale.

Notre article est organisé comme suit. La première section explique la principale spécification estimée et la deuxième section présente les données. Les deux sections suivantes présentent les principaux résultats de nos estimations avant de proposer, sur la base de ces résultats, une simulation de l'incidence sur l'intensité capitaliste d'une réforme structurelle qui consiste à adopter la pratique réglementaire la plus légère possible en matière d'emploi, telle qu'observée aux États-Unis. La section finale est composée de remarques conclusives.

1. L'annexe 1 propose un bref examen des articles qui analysent l'incidence de la réglementation du marché du travail sur le capital global, sur le capital investi dans les TIC ou sur les brevets auxquels il est fait référence dans le présent article.

2. Cette interprétation est également confirmée dans les résultats obtenus par Bartelsman *et al.* (2016), qui indiquent que les secteurs fortement exposés au risque sont moindres dans les pays où la LPE est élevée, et dans les conclusions de Conti et Sullis (2016), ce qui suggère l'incidence néfaste de la LPE sur l'adoption des technologies de pointe.

Principale spécification estimée

La législation en matière de protection de l'emploi (LPE) peut se répercuter sur des facteurs de production spécifiques et sur leur combinaison de différentes manières : par l'intermédiaire du prix de la main d'œuvre, des coûts d'ajustement, de caractères liés à l'efficacité et aux risques, directement et indirectement. Dans cet article, nous nous intéressons aux conséquences totales sur les principaux facteurs de production, soit la somme des effets directs et indirects. Nous distinguons quatre éléments de capital (construction non résidentielle, équipements non TIC, TIC et R&D) et trois composants de qualification de la main d'œuvre (emploi très qualifié, moyennement qualifié et peu qualifié). La LPE devrait avoir une incidence différente sur ces sept facteurs de production.

Nous nous attendons à identifier deux effets opposés de la LPE en termes d'intensité capitaliste. En raison de son incidence sur le coût de l'ajustement de la main d'œuvre, un renforcement de la LPE peut avoir une influence positive sur l'intensité capitaliste comme l'induirait une hausse des coûts de la main d'œuvre. Cependant, si des contraintes liées à la LPE empêchent la mise en œuvre d'une organisation optimale de la main d'œuvre, réduisant ainsi l'efficacité des technologies les plus avancées, un renforcement de celle-ci peut aussi avoir une incidence négative sur l'intensité capitaliste. Cela devrait être particulièrement vrai pour le capital en TIC, qui requiert une forte réorganisation et flexibilité de la main d'œuvre, et encore plus pour le capital en R&D, qui est de nature très risqué et nécessite donc une flexibilité de la main d'œuvre encore plus importante afin d'adapter la production de l'entreprise à des résultats incertains. En outre, le coût de la R&D est en grande partie composé de coûts liés à la main d'œuvre et peut donc augmenter avec ceux-ci. Dans l'ensemble, on devrait s'attendre à ce que l'incidence négative liée au risque élevé de la R&D soit plus importante que l'incidence positive liée au coût de la main d'œuvre.

Les incidences de la LPE sur les parts de l'emploi dépendent largement des différences en matière de coût d'ajustement de la main d'œuvre entre les trois niveaux de qualification. Nous nous attendons donc à ce qu'un renforcement de la LPE ait une incidence négative plus importante sur l'emploi peu qualifié, ce qui devrait se traduire par une incidence positive plus marquée sur la part d'emploi très qualifié.

Outre ces effets directs de la LPE sur chacun des facteurs de production, nous pouvons également prévoir des effets indirects, liés à différentes complémentarités entre facteurs de production. Par exemple, si l'emploi très qualifié et l'intensité capitaliste sont complémentaires, la LPE peut se répercuter sur la demande en capital via son effet sur l'emploi de travailleurs très qualifiés. Notre analyse empirique n'est pas en mesure de résoudre ce problème car cela supposerait d'estimer un modèle plus général ou structurel avec une équation pour chaque facteur de production en tant que variable dépendante, comme nous le faisons ici, mais avec en plus tous les autres facteurs de production en tant que variables explicatives. Ce modèle serait beaucoup plus délicat à estimer de manière cohérente (voir l'annexe 3 pour une explication détaillée). Nous privilégions ici une spécification plus raisonnable et moins ambitieuse, qu'il convient de considérer comme un modèle de forme réduite permettant d'estimer l'incidence totale de la LPE sur chaque facteur de production, mais sans démêler les canaux directs des canaux indirects.

Le modèle que nous étudions correspond à une équation pour chaque facteur de production (les logarithmes étant représentés par des petites lettres)³ :

$$\begin{aligned} (x_f - l)_{cit} = & \alpha_f - s_f \cdot (c_f - w)_{cit} + \beta_f \cdot \lambda_i \cdot \text{LPE}_{ct} \\ & + \eta_{f,ci} + \eta_{f,ct} + \epsilon_{f,ct} \end{aligned} \quad (1)$$

où f est un indice désignant les sept facteurs de production différents ; c , i , t sont respectivement les indices liés au pays, au secteur et au temps ; x_f et c_f correspondent à la quantité et au coût d'usage unitaire du facteur de production f , l est l'emploi total, w le salaire moyen, λ_i une caractéristique spécifique au secteur i (voir ci-dessous), et LPE l'indicateur de l'OCDE sur la législation en matière de protection de l'emploi. Les coefficients à estimer sont les suivants : α_f , s_f et β_f . Les effets fixes pays par secteur et secteur par an $\eta_{f,ci}$ et $\eta_{f,ct}$ sont également inclus, en plus des habituels termes résiduels $\epsilon_{f,ct}$.

Nous introduisons des effets fixes pays par secteur $\eta_{f,ci}$ et pays par an $\eta_{f,ct}$ pour prévenir différentes sources d'endogénéité, comme la causalité inverse et le biais d'omission qui

3. Une présentation plus formelle du modèle est disponible dans le complément en ligne C1.

découlent du fait que les gouvernements nationaux reformeraient leur droit du travail en fonction de l'évolution de la conjoncture économique dans leur pays. Nous nous basons donc sur une approche de type doubles différences, pour estimer de manière cohérente les principaux coefficients qui nous intéressent : $(\beta_f - \beta_{f'})$ pour tous les f et f' distincts. Pour identifier les effets de la LPE, qui est colinéaire des effets fixes pays par an, nous autorisons les effets de la LPE à dépendre d'une caractéristique spécifique au secteur λ_i , celle-ci mesurant l'intensité d'utilisation de la main d'œuvre. Dans notre spécification principale, λ_i correspond à la part de main d'œuvre du secteur par rapport à la production aux États-Unis en 2000, que nous pouvons considérer comme référence assez « naturelle », étant donné que les États-Unis sont le pays de l'échantillon présentant la plus faible LPE.

Les attentes *a priori*, suggérées au début de cette section, sur l'importance relative des conséquences de la LPE (plus précisément les élasticités de $\lambda_i \cdot LPE_{cit}$) sont, nous le verrons, bien corroborées par les résultats de notre estimation. Nous remarquons que les deux élasticités β_f sont positives pour les intensités capitalistiques tant liées aux biens d'équipement non TIC que liées à la construction non résidentielle ; celle de l'intensité capitalistique en R&D est négative et significativement plus élevée, tandis que celle de l'intensité capitalistique en TIC est entre les deux. De même, nous remarquons que l'élasticité β_f est positive pour la part d'emplois hautement qualifiés et négative pour la part d'emplois peu qualifiés.

Nous examinons également une variante de la relation (1) qui tient compte du fait que la concurrence internationale expose les entreprises nationales à une plus grande variabilité de la demande et à des risques plus élevés. Pour ce faire, nous incluons en tant que variable explicative supplémentaire le produit de la LPE et du niveau d'ouverture commerciale :

$$(x_f - l)_{cit} = \alpha_f - s_f \cdot (c_f - w)_{cit} + \beta_f \cdot \lambda_i \cdot LPE_{cit} + \mu_f \cdot Openess_i \cdot LPE_{cit} + \eta_{f,ci} + \eta_{f,ct} + \epsilon_{f,cit} \quad (2)$$

$Openess_i$ étant le niveau moyen d'ouverture commerciale du secteur i observé aux États-Unis. Le niveau d'ouverture correspond au produit de la somme, divisée par deux, des exportations et des importations du produit i , par la production du secteur i^4 .

Données

L'échantillon de notre étude est un panel non cylindré de données pays et secteur composé de 3 625 observations. Il couvre 14 pays (Australie, Autriche, République tchèque, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Italie, Japon, Pays-Bas, Espagne, Suède, Royaume-Uni et États-Unis) et 18 secteurs manufacturiers et non-manufacturiers, sur la période de 1988 à 2007⁵. Six secteurs n'investissent (presque) pas en R&D et sont donc exclus de l'échantillon d'estimation de l'intensité en R&D (les résultats sont robustes à l'inclusion de ces secteurs dans l'échantillon d'estimation, voir annexe 2). De même, l'échantillon d'estimation est limité à 3 200 observations sur la période de 1988 à 2005 lors de l'utilisation des données sur les salaires par qualification (une analyse descriptive détaillée des données est fournie dans le complément en ligne C2).

Les estimations de la relation (1) nécessitent des données sur les stocks de capitaux et leur coût d'usage, sur l'emploi par niveau de qualification, ainsi qu'un indicateur de LPE. Nous calculons le capital à l'aide de la méthode de l'inventaire permanent $X_{f,t} = (1 - \delta_f) \cdot X_{f,t-1} + I_{f,t-t}$ où I_f correspond à l'investissement dans le facteur f , grâce aux données sur l'investissement de la base EU-KLEMS, sur les dépenses en R&D de la base ANBERD de l'OCDE, et aux taux de dépréciation δ_f suivants : structures non résidentielles, 5 % ; matériel non TIC, 10 % ; matériel TIC, 20 % ; R&D, 25 %. Nous calculons le coût d'usage du capital d'après la formule de Jorgenson (1963) : $C_{f,t} = P_{f,t-1} \cdot (\delta_f + \Delta \ln(P_{f,t}) + r_t)$, où P_f est le prix d'investissement du facteur f et r le taux

4. Étant donné que nous avons introduit des effets fixes secteur par pays et pays par an dans les spécifications estimées, nous n'ajoutons pas séparément chacune des variables croisées à ces spécifications (λ_i , $Openess_i$ et LPE_{cit}). Les données qui concernent l'intensité d'utilisation de la main d'œuvre (λ) et l'ouverture commerciale ($Openess$) sont disponibles dans le temps et par pays et ces variables peuvent avoir une incidence intéressante sur la composition du capital et des qualifications. Cependant, ces deux variables pays par secteur et secteur par an peuvent être très endogènes, à cause du biais d'omission mais également de la causalité inverse, étant donné que le capital et les qualifications peuvent influencer tant les salaires que les échanges commerciaux. Par conséquent, nous n'utilisons que les valeurs moyennes des États-Unis pour éviter le biais d'endogénéité et nous concentrons sur l'incidence de la LPE.

5. Ces secteurs sont les suivants (Codes CITI Rév. 3 entre parenthèses) : produits alimentaires (15-16), textiles (17-19), produits forestiers* (20), papier (21-22), produits chimiques (23-25), produits minéraux non métalliques (26), produits métalliques (27-28), machinerie non classée ailleurs (29), matériel électrique (30-33), matériel de transport (34-35), fabrication non classée ailleurs (36-37), énergie* (40-41), construction* (45), distribution de détail*(50-52), hôtels & restaurants* (55), transport & communication (60-64), services bancaires* (65-67) et services professionnels (72-74). Les six secteurs avec l'astérisque n'investissent presque pas dans la R&D.

d'intérêt à long terme⁶. Nous évaluons l'emploi total comme étant le nombre de personnes employées, à l'aide de la base de données STAN de l'OCDE et des données EU-KLEMS sur les heures travaillées pour la part d'emploi par niveau de qualification.

Enfin, notre analyse utilise l'indicateur de l'OCDE sur la LPE, qui est le plus fréquemment utilisé dans la littérature empirique traitant de l'incidence de la réglementation du marché du travail sur l'intensité capitalistique, la productivité et la croissance. Basé sur des informations détaillées sur des lois, des règlements et des contextes du marché, cet indicateur évalue les procédures et le coût tant du licenciement individuels de travailleurs ayant signé des contrats réguliers que de la réglementation sur le travail temporaire, ce dernier incluant le travail à durée déterminée et le travail intérimaire. L'échelle de l'indicateur de l'OCDE sur la LPE va de 0 à 6, 0 étant le marché du travail national le plus flexible (pour plus de détails, voir OCDE, 2013). L'indicateur de l'OCDE sur la LPE met en évidence de larges baisses sur la période de notre échantillon, dans des pays où la législation était auparavant très restrictive (voir les documents supplémentaires accessibles en ligne).

pour les éléments de capital, dans l'intervalle compris entre - 0.61 (pour le matériel non TIC, colonne (2)) et - 0.37 (pour la construction, colonne (3)), tandis qu'elles sont plus basses (en valeur absolue) pour les deux composants de qualification de l'emploi : - 0.23 (qualification élevée, colonne (6)) et - 0.21 (qualification basse, colonne (7)). En d'autres termes, la sensibilité aux prix est plus élevée pour l'intensité capitalistique que pour la part d'emploi par niveau de qualification, peut-être en raison de l'inertie significative de l'accumulation de capital humain.

Les coefficients estimés de l'incidence de la LPE diffèrent entre les facteurs et présentent les signes attendus. Concernant les éléments de capital non liés au TIC et non liés à la R&D (matériel non TIC, colonne (2), et constructions, colonne (3)), ils sont positifs et significatifs (mais uniquement à un seuil de significativité de 10 % pour les constructions), tandis que, concernant les deux éléments de capital « de grande qualité », ils sont négatifs, non significatifs pour les TIC (colonne (4)), et significatifs pour la R&D (colonne (5)). Ces résultats suggèrent que l'incidence de la réglementation du travail sur le ratio capital/travail non TIC et

Principaux résultats de l'estimation

Dans le tableau 1 figurent les principaux résultats d'estimations de la relation (1). Les élasticités estimées concernant les coûts relatifs sont toujours négatives, comme prévu, et significatives. Ces élasticités sont plutôt similaires

6. Les prix d'investissement sont issus de la base EU-KLEMS, mais pour renforcer leur caractère comparable, nous avons supposé que, comme le suggère Schreyer (2000), pour les investissements TIC en matériel, logiciel et télécommunications, le ratio des prix d'investissement par rapport au prix du PIB était pour tous les pays celui des États-Unis, puisque les États-Unis sont le pays qui utilise le plus systématiquement les méthodes hédoniques pendant notre période d'étude. Notons aussi qu'à cause du manque d'informations spécifiques sur les prix pour la R&D, nous avons utilisé comme valeur de substitution le déflateur de la production des secteurs manufacturiers.

Tableau 1
Incidence de la LPE sur la composition du capital et des qualifications, en fonction de l'intensité d'utilisation de la main d'œuvre

Variable dépendante	(1) Intensité en capital total (log)	(2) à (5) Intensité capitalistique (log)				(6) à (7) Part d'emploi (log)	
		Non TIC	Cons.	TIC	R&D	Qualification élevée	Qualification basse
Coût relatif ($c_t - w$)	- 0.449*** [0.0310]	- 0.606*** [0.0400]	- 0.369*** [0.0432]	- 0.477*** [0.0226]	- 0.474*** [0.144]	- 0.233*** [0.0537]	- 0.212*** [0.0317]
Incidence LPE (λ_i -LPE)	0.0474 [0.0557]	0.176*** [0.0595]	0.122* [0.0642]	- 0.0738 [0.0914]	- 1.106*** [0.249]	0.347*** [0.0682]	- 0.219*** [0.0428]
Observations	3,625	3,625	3,625	3,625	2,537	3,200	3,200
R ²	0.799	0.751	0.662	0.942	0.684	0.792	0.900
RMSE	0.0965	0.104	0.112	0.159	0.273	0.111	0.0685

Effets fixes inclus: pays, secteur, année, pays par secteur et secteur par an. Écart-types robustes entre crochets. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Source : bases de données ANBERD, EPL et STAN de l'OCDE ; base de données EUKLEMS ; calculs des auteurs.

non R&D est qualitativement similaire à celle d'une évolution du coût de la main d'œuvre. Mais surtout, ils suggèrent que cette réglementation a une influence négative sur la qualité du capital, c'est-à-dire sur la part des TIC et de la R&D dans le capital total, dans les secteurs utilisant la main d'œuvre de manière intense par rapport aux autres. L'investissement en capital de grande qualité est plus risqué en termes de résultats que l'investissement en capital de qualité moindre, et les entreprises sont moins enclines à prendre ce risque à mesure que l'adaptabilité de leur main d'œuvre baisse. Ces résultats sont cohérents avec ceux obtenus par Conti et Sulis (2016) et par Bartelsman *et al.* (2016), qui suggèrent l'incidence néfaste de la LPE sur l'adoption des technologies de pointe et sur la croissance des secteurs fortement exposés au risque, respectivement⁷.

Le coefficient estimé de l'incidence de la LPE sur le stock de capital total est positif mais faible et non significatif (colonne (1)). Ce coefficient estimé est cohérent avec ceux obtenus pour les autres éléments de capital, ce qui signifie que cette élasticité peut être positive comme négative, en fonction de la part d'éléments de capital de grande qualité (TIC et R&D) dans le capital total. Ces résultats sont originaux et plus détaillés que les résultats empiriques obtenus précédemment par Autor *et al.* (2007) ou par Cingano *et al.* (2010 ; 2014), qui ont trouvé des incidences positives ou négatives de la LPE sur le ratio capital/travail. Cette différence de résultats entre ceux obtenus dans le cadre de la présente étude et ceux obtenus dans les études antérieures peut être imputée à la part de capital des éléments de capital de grande qualité dans leurs échantillons d'estimation.

Les coefficients estimés de l'incidence de la LPE diffèrent également pour les deux parts d'emploi par niveau de qualification : ils sont positifs pour l'emploi très qualifié (colonne (6)) et négatifs pour celui de l'emploi peu qualifié (colonne (7)) (tableau 1). Cela suggère que la réglementation du travail est particulièrement préjudiciable à l'emploi peu qualifié, ce qui constitue un paradoxe intéressant puisque l'un des principaux objectifs de cette réglementation est en général de protéger les travailleurs peu qualifiés. Ces réglementations semblent influencer les choix des employeurs, qui les considèrent comme une hausse du coût d'utilisation de la main d'œuvre, ce qui a une incidence négative sur l'emploi peu qualifié. D'après notre connaissance de la littérature, ce résultat aussi est inédit. L'incidence positive sur

la part de l'emploi très qualifié appuie l'idée de Janiak et Wasmer (2014) qui ont avancé qu'une réglementation plus stricte en matière d'emploi augmentait le ratio capital/travail et, du fait de la complémentarité entre capital et travailleurs très qualifiés, la part des travailleurs très qualifiés dans l'emploi total. Nos résultats apportent toutefois davantage de détails à ce sujet : cet ajout de capital n'est pas le plus sophistiqué, étant donné qu'une réglementation plus stricte en matière d'emploi n'entraîne pas une évolution significative du ratio capital/travail en TIC et que le ratio capital/travail en R&D diminue même sensiblement.

Nous avons procédé à différentes analyses de robustesse, dont les résultats sont présentés en annexe 2. Les estimateurs des élasticités de substitution des facteurs peuvent être biaisés du fait de la difficulté d'évaluer les variables de coûts d'usage de ces facteurs. Nos résultats d'estimations peuvent aussi être très sensibles à notre choix de mesurer l'intensité d'utilisation de la main d'œuvre par le coût du travail aux États-Unis en 2000, exprimé en pourcentage de la production. Lorsque nous contraignons les élasticités de substitution entre facteurs de sorte qu'elles soient égales à un, ce qui est le cas extrême d'une fonction de production Cobb-Douglas, les estimations de l'élasticité de l'incidence de la LPE β_f sur l'intensité capitalistique et la part de main d'œuvre par qualification ne semblent pas qualitativement différentes de celles du tableau 1, comme cela peut être constaté dans le tableau A2-1. Lorsque nous multiplions la LPE par un indicateur binaire de propension au licenciement du secteur, plutôt que par notre mesure de l'intensité d'utilisation de la main-d'œuvre aux USA, les estimations de l'élasticité de l'incidence de la LPE ne sont pas qualitativement modifiées pour la plupart (comme l'indique le tableau A2-2). De plus, nos conclusions au sujet des élasticités de l'incidence de la LPE demeurent inchangées lorsque nous modifions légèrement les contours de l'échantillon de notre étude (comme l'illustrent les tableaux A2-3 et A2-4).

7. Pour illustrer les conséquences de ces résultats en termes de productivité globale des facteurs (PGF), nous pouvons utiliser une analyse de comptabilité de la croissance. Nous prenons encore l'hypothèse d'une fonction de production de Cobb-Douglas et calibrons l'élasticité de la valeur ajoutée vis à vis des facteurs de production par la part moyenne du coût des facteurs sur le coût total en 2005 (ces valeurs sont les suivantes : 10.5 % pour le matériel non TIC, 5.2 % pour la construction, 2.6 % pour le capital TIC et 2.6 % aussi pour le capital R&D). D'après ce calibrage et les résultats de l'estimation repris dans le tableau 1, la hausse d'une unité de l'« Incidence de la LPE » induirait une baisse de 0.6 % de la PGF par le biais de la composition du capital. Cependant, s'il y a des externalités liées à la R&D et/ou au TIC, l'incidence négative est plus forte.

Comme nous l'avons déjà précisé, il existe certainement des complémentarités entre les facteurs de production, mais nous n'étudions pas l'incidence de chaque facteur sur les autres, à cause du problème d'endogénéité que cela entraînerait. Par conséquent, les estimations du tableau 1 correspondent à un modèle de forme réduite de l'incidence de la LPE. En d'autres termes, l'effet estimé de la LPE sur un facteur de production peut correspondre à une incidence directe sur la demande spécifique à ce facteur et/ou à une incidence indirecte consécutive à l'incidence de la LPE sur un autre facteur complémentaire. L'annexe 3 présente une tentative d'analyse de la complémentarité des facteurs de production.

La concurrence internationale peut nécessiter une capacité d'adaptation accrue, aussi le tableau 2 présente les résultats d'estimation de la relation (2), laquelle introduit le produit de la LPE par l'ouverture commerciale des secteurs dans la spécification estimée. Nous constatons alors que l'incidence de la LPE change de manière intéressante. Plus l'exposition au commerce extérieur est élevée, plus la LPE nuit à l'intensité des TIC, avec un coefficient devenu significatif. L'incidence négative de la LPE sur l'intensité de la R&D est inchangée, tandis que les effets positifs sur la construction et le matériel non TIC diminuent avec l'ouverture, ce qui ne réduit que légèrement l'incidence de la LPE sur le capital en R&D par rapport au capital non-TIC et non-R&D. Il semble aussi que l'incidence positive de la LPE sur la part des travailleurs très qualifiés et son incidence négative sur la part des travailleurs peu qualifiés diminuent légèrement avec l'ouverture commerciale. Ces

derniers résultats peuvent être expliqués par la complémentarité des qualifications et du capital investi dans les TIC (comme mis en évidence dans l'annexe 3). En effet, la mise en œuvre des TIC nécessite des travailleurs qualifiés ; ainsi, par la réduction des investissements liés aux TIC, la LPE réduit aussi la demande en travailleurs qualifiés dans les secteurs ouverts aux échanges commerciaux.

Simulation

Pour illustrer le sens économique de nos résultats d'estimations, nous avons utilisé ces derniers pour calculer, pour tous les pays de notre échantillon, l'incidence de l'adoption du niveau de LPE en 2013 aux États-Unis, les États-Unis étant le pays où le niveau de réglementation est le plus léger d'après l'indicateur de l'OCDE sur la LPE, et 2013 étant la dernière année à laquelle cet indicateur était disponible. L'adoption de ce niveau américain de LPE nécessiterait une réforme structurelle du marché du travail de très grande ampleur dans certains pays, comme la France et l'Italie. La mise en œuvre d'une telle réforme ne peut pas être considérée comme réaliste sur les plans politique et social à court et moyen termes.

L'incidence des réformes structurelles est calculée au niveau du secteur, à l'aide des principales estimations (données dans le tableau 1) pour les 18 secteurs de notre échantillon, puis ces effets sont regroupés au niveau national à l'aide de la part de chaque secteur dans la valeur ajoutée

Tableau 2
Incidence de la LPE, en fonction de l'intensité d'utilisation de la main d'œuvre et de l'ouverture commerciale

Variable dépendante	(1) Intensité en capital total (log)	(2) Intensité capitalistique (log)				(6) Part d'emplois (log)		(7)
		Non TIC	Cons.	TIC	R&D	Qualification élevée	Qualification basse	
								(3)
Coût relatif ($c_i - w$)	- 0.441*** [0.0308]	- 0.587*** [0.0403]	- 0.350*** [0.0435]	- 0.475*** [0.0226]	- 0.460*** [0.146]	- 0.227*** [0.0536]	- 0.202*** [0.0318]	
Incidence LPE (λ_i -LPE)	- 0.00771 [0.0560]	0.142** [0.0601]	0.0885 [0.0648]	- 0.118 [0.0923]	- 1.096*** [0.250]	0.315*** [0.0689]	- 0.199*** [0.0431]	
LPExOuverture ($Openess_i$ -LPE)	- 0.110*** [0.0170]	- 0.0662*** [0.0184]	- 0.0662*** [0.0199]	- 0.0908*** [0.0281]	- 0.0374 [0.0583]	- 0.0659*** [0.0210]	0.0476*** [0.0129]	
Observations	3,625	3,625	3,625	3,625	2,537	3,200	3,200	
R ²	0.801	0.752	0.664	0.942	0.684	0.793	0.901	
RMSE	0.0959	0.103	0.112	0.159	0.273	0.111	0.0683	

Effets fixes inclus: pays, secteur, année, pays par secteur et secteur par an. Écart-types robustes entre crochets. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Source : bases de données ANBERD, EPL et STAN de l'OCDE ; base de données EUKLEMS ; calculs des auteurs.

totale du pays aux États-Unis en 2000⁸. La différence d'incidence entre les pays dépend, pour chaque variable, de la différence de niveau de LPE avec les États-Unis. Les incidences ainsi calculées correspondent à des effets de longs termes, suite à des ajustements dynamiques non évalués ici. Les résultats de cette simulation sont les suivants :

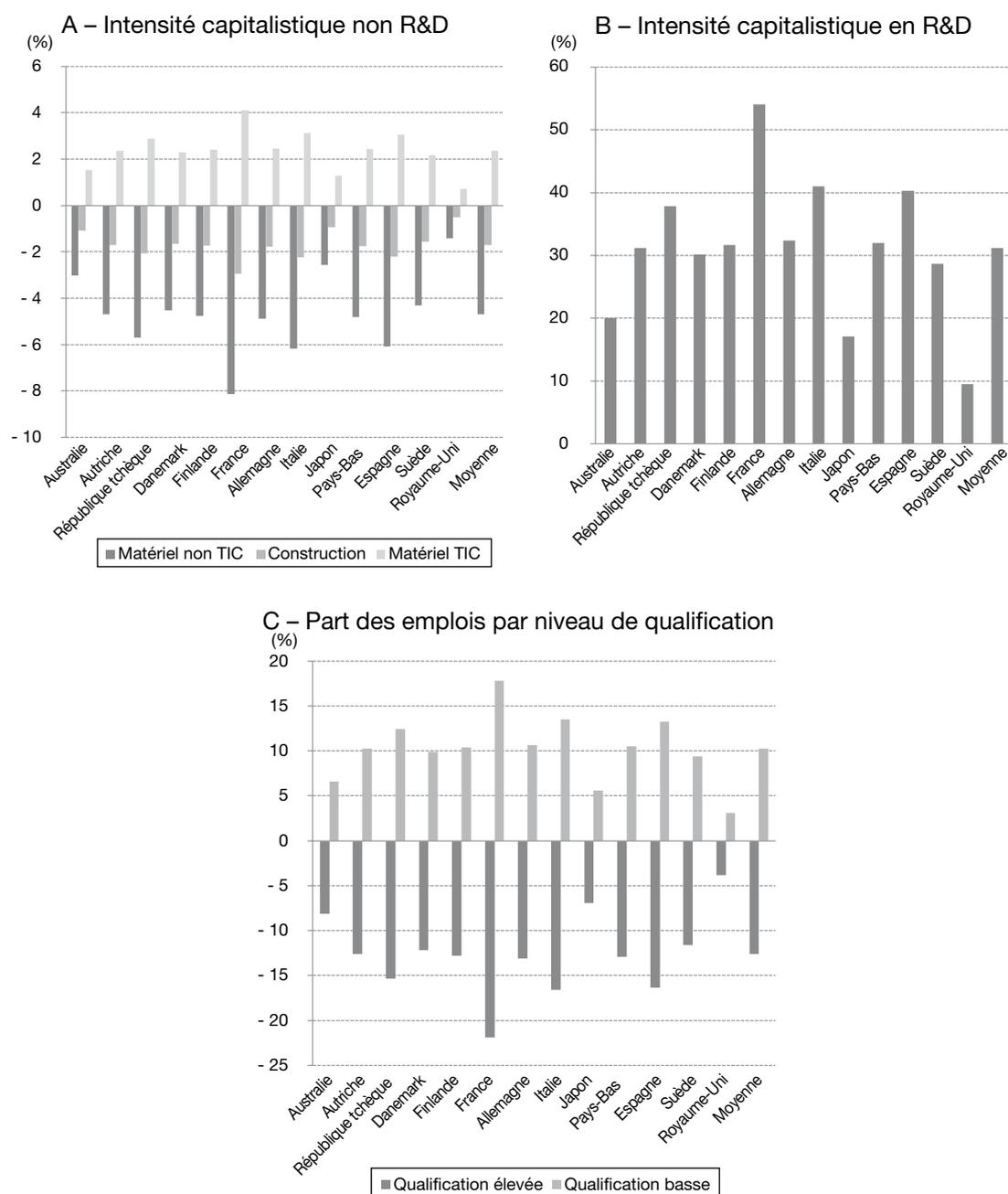
- l'incidence la plus élevée est toujours observée en France, suivie par l'Italie, l'Espagne et la République tchèque : ces quatre pays affichent le

niveau de LPE le plus élevé. À l'autre extrême, cette incidence reste la plus limitée au Royaume-Uni, qui semble être le pays le moins réglementé en termes de LPE après les États-Unis⁸ ;

- le ratio capital/travail diminuerait de 1.4 % à 8.1 % pour le matériel non TIC, et de 0.5 % à 3 % pour la construction (figure I-A).

8. Pour calculer ces effets avec notre approche des doubles différences, nous supposons que les évolutions de la LPE seraient sans conséquences sur les secteurs où l'emploi est proche de 0.

Figure I
Incidence à long terme de l'adoption de la LPE des États-Unis



Source : bases de données ANBERD, EPL et STAN de l'OCDE ; base de données EUKLEMS ; calculs des auteurs.

À l'inverse, il augmenterait de 0.7 % à 4.1 % pour les TIC (figure I-A) et de 9.5 % à 54.1 % pour la R&D (figure I-B). Cette grande incidence de la R&D doit être rapprochée du fait que la R&D ne représente en moyenne que 9.7 % du stock de capital (dans les 12 secteurs où le capital R&D n'est pas négligeable, et 7.1 % dans l'ensemble des secteurs) ;

- la proportion de la part des emplois peu qualifiés augmente de 3.1 % à 17.8 % et celle des emplois très qualifiés baisse de 3.8 % à 21.9 % (figure I-C).

* *
*

Les principaux résultats obtenus avec notre méthode des doubles différences appliquée à un important panel non cylindré de données pays-secteur sont les suivants : 1) l'intensité capitalistique non TIC et non R&D augmente dans l'ensemble avec la LPE ; 2) l'intensité capitalistique en TIC n'est pas significativement influencée par la LPE ; 3) l'intensité capitalistique en R&D diminue avec la LPE ; 4) la part de travailleurs très (peu) qualifiés dans l'emploi total augmente (baisse) avec la LPE ; 5) plus l'exposition à l'ouverture commerciale est élevée, plus la LPE est préjudiciable aux intensités capitalistiques non R&D ; 6) l'incidence positive de la LPE sur la part des travailleurs très qualifiés diminue avec l'ouverture commerciale. Ces résultats appuient le fait que les entreprises pourraient considérer une hausse de la LPE comme une augmentation des coûts liés à la main d'œuvre, avec une incidence sur la substitution capital-travail en faveur de technologies non sophistiquées, et serait particulièrement préjudiciable aux travailleurs non qualifiés.

Il semble que les réglementations du marché du travail soient particulièrement préjudiciables à l'emploi peu qualifié, ce qui constitue un paradoxe intéressant puisque l'un des principaux objectifs de ces réglementations est surtout de protéger les travailleurs peu qualifiés. Les employeurs semblent les considérer comme des hausses du coût de la main d'œuvre avec pour conséquence une incidence négative sur l'emploi peu qualifié. D'après notre connaissance de la littérature, ce résultat est inédit. Cela appuie l'idée de Janiak et Wasmer (2014), qui ont avancé qu'une réglementation plus stricte en matière d'emploi augmentait le ratio capital/travail et, du fait de la complémentarité entre capital et travailleurs très qualifiés, la part de ces travailleurs très qualifiés dans l'emploi total. Nos résultats apportent toutefois davantage de détails à ce sujet : cet ajout de capital n'est pas le plus sophistiqué, étant donné qu'une réglementation plus stricte en matière d'emploi n'entraîne pas une évolution significative du ratio capital/travail lié aux TIC, le ratio capital/travail lié à la R&D diminuant même largement.

À partir de ces résultats d'estimations, les simulations proposées suggèrent que des réformes structurelles qui allègeraient la LPE pourraient avoir une incidence favorable sur l'investissement en R&D et être utiles à l'emploi non qualifié. L'incidence simulée d'une baisse du niveau de LPE, ramené au niveau des États-Unis, se révèle importante dans plusieurs pays. Mais cet allègement de la LPE nécessiterait qu'un plan de réforme très ambitieux soit mis en œuvre dans ces pays, et l'incidence simulée est une incidence à long terme. Cela confirme néanmoins que les gains potentiels de la mise en œuvre de plans ambitieux en matière de marché du travail pourraient être considérables. □

BIBLIOGRAPHIE

- Acharya, V., Baghai, R. & Subramanian, K. (2013).** Labour Laws and Innovation. *The Journal of Law and Economics*, 56(4), 997–1037.
<https://www.journals.uchicago.edu/doi/full/10.1086/674106>
- Aghion, P., Askenazy, P., Bournès, R., Cetto, G. & Dromel, N. (2009).** Education, market rigidities and growth. *Economics Letters*, 102(1), 62–65.
<https://dash.harvard.edu/handle/1/30752414>
- 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>
- Autor, D., Kerr, W. & Krukler, A. (2007).** Does Employment Protection Reduce Productivity? Evidence from US States. *The Economic Journal*, 117(521), F189–F217.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-0297.2007.02055.x>
- Bartelsman, E., Gautier, P. & Wind, J. (2016).** Employment Protection, Technology Choice, And Worker Allocation. *International Economic Review*, 57(3), 787–826.
<https://doi.org/10.1111/iere.12176>
- Bassanini, A. & Duval, R. (2006).** Employment Patterns in OECD Countries: Reassessing the Role of Policies and Institutions. *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, N°35.
<https://doi.org/10.1787/702031136412>
- Bassanini, A., Nunziata, L. & Venn, D. (2009).** Job Protection Legislation and Productivity Growth in OECD Countries. *Economic Policy*, 24(58), 349–402.
<https://www.jstor.org/stable/40272543>
- Calcagnini, G., Ferrondo, A. & Giombini, G. (2014).** Does employment protection legislation affect firm investment? The European case. *Economic Modelling*, 36(C), 658–665.
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2013.06.036>
- Cetto, G. & Lopez, J. (2012).** ICT demand behaviour: an international comparison. *Economics of Innovation and New Technology*, 21(4), 397–410.
<https://ideas.repec.org/a/taf/ecinnt/v21y2012i4p397-410.html>
- Cetto, G., Lopez, J. & Mairesse, J. (2016).** Market Regulations, Prices, and Productivity. *American Economic Review, Papers & Proceedings*, 106(5), 104–108.
<https://doi.org/10.1257/aer.p20161025>
- Cingano, F., Leonardi, M., Messina, J. & Pica, G. (2010).** The effect of employment protection legislation and financial market imperfections on investment: evidence from a firm-level panel of EU countries. *Economic Policy*, 25(61), 117–163.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:bla:ecpoli:v:25:y:2010:i:p:117-163>
- Cingano, F., Leonardi, M., Messina, J. & Pica, G. (2016).** Employment Protection Legislation, Capital Investment and Access to Credit: Evidence from Italy. *The Economic Journal*, 126(595), 1798–1822.
<https://doi.org/10.1111/eoj.12212>
- Conti, M. & Sulis, G. (2016).** Human capital, employment protection and growth in Europe. *Journal of Comparative Economics*, 44(2), 213–230.
<https://doi.org/10.1016/j.jce.2015.01.007>
- Griffith, R. & Macartney, G. (2014).** Employment Protection Legislation, Multinational Firms, and Innovation. *The Review of Economics and Statistics*, 96(1), 135–150.
https://doi.org/10.1162/REST_a_00348
- Guerrieri, P., Luciani, M. & Melicani, V. (2011).** The determinants of investment in information and communication technologies. *Economics of Innovation and New Technology*, 20(4), 387–403.
<https://doi.org/10.1080/10438599.2010.526313>
- Janiak, A. & Wasmer, E. (2014).** Employment protection and capital-labour ratios. SciencesPo, Laboratoire Interdisciplinaire d'Evaluation des Politiques Publiques (LIEPP) *Working Paper* N° 33.
<https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-01061024>
- Jorgenson, D. (1963).** Capital Theory and Investment Behavior. *American Economic Review*, 53(2), 47–259.
<https://www.jstor.org/stable/1823868>
- Micco, A. & Pages, C. (2006).** The Economic Effects of Employment Protection: Evidence from International Industry-Level Data. Institute for the Study of Labor (IZA) *Discussion Papers* 2433.
<https://ideas.repec.org/p/iza/izadps/dp2433.html>
- OECD (2013).** *Employment Outlook*. Paris: OECD.
- Schreyer, P. (2000).** The Contribution of Information and Communication Technology to Output Growth: a Study on the G7 Countries. OECD Science, Technology and Industry *Working Papers* N° 2000/2.
<https://doi.org/10.1787/151634666253>
-

ANNEXE 1

ANALYSE DE L'INCIDENCE DE LA LÉGISLATION SUR LA PROTECTION DE L'EMPLOI SUR LE CAPITAL TOTAL
ET SUR LE CAPITAL TIC : REVUE DE LITTÉRATURE COMPLÉMENTAIRE

Plusieurs articles examinent l'incidence des réglementations du marché du travail sur quelques facteurs de production, mais pas sur une multitude de facteurs. Cette annexe présente brièvement cette littérature.

La littérature empirique traitant de l'incidence des réglementations du marché du travail sur l'intensité capitalistique totale aboutit à différents résultats. Autor *et al.* (2007) utilisent un important échantillon de données d'entreprises américaines (composé de plus de 120 000 observations) et montrent que l'adoption d'une protection contre les licenciements abusifs par les tribunaux d'État des États-Unis, entre 1970 et 1999, a provoqué la baisse des flux d'emploi et de création d'entreprises, limité la PGF et augmenté le ratio capital/travail et la productivité du travail. Leur interprétation de ces résultats est qu'un renforcement de la protection de l'emploi correspond à une hausse des coûts d'ajustement de la main d'œuvre. Des coûts d'ajustement de la main d'œuvre plus élevés provoquent une baisse de la PGF ainsi qu'une hausse du ratio capital/travail. Cet effet d'intensification du capital domine l'effet de PGF, aussi la productivité de la main d'œuvre augmente-t-elle. Cingano *et al.* (2014) utilisent un important échantillon de données d'entreprises italiennes (composé de plus de 25 000 observations) et montrent que la mise en œuvre, en 1990, d'une réforme ayant introduit des coûts liés au licenciement abusif pour les entreprises de moins de 15 employés a fait augmenter dans ces entreprises le ratio capital/travail, en particulier dans les entreprises affichant une forte intensité en main d'œuvre. Toutefois, dans une précédente étude menée d'après un large panel d'entreprises européennes, Cingano *et al.* (2010) avaient mis en évidence une incidence négative de la LPE sur le ratio capital/travail, et Calcagnini *et al.* (2014) avaient également identifié une relation empirique négative entre la LPE et la dynamique d'investissement en se basant sur les données d'un petit échantillon de données d'entreprises européen (2 600 entreprises dans 10 pays d'Europe). Pour Cingano *et al.* (2014), ces différences de résultats obtenus dans les deux études « peuvent être rapprochées en adoptant la vision proposée par Janiak et Wasmer (2014) ». En effet, Janiak et Wasmer (2014) observent au niveau du pays une relation en forme de U renversé entre législation sur la protection de l'emploi, telle que mesurée par l'indicateur habituel de la LPE de l'OCDE, et le ratio capital-travail. Leur interprétation, d'après un modèle théorique, est que deux effets opposés sont en jeu : une LPE plus stricte diminue les profits et par conséquent l'investissement, ce qui explique la corrélation négative entre LPE et intensité capitalistique, mais elle a aussi un effet positif

sur l'accumulation de capital humain, qui est complémentaire au capital, ce qui explique la corrélation positive. Le dernier effet domine en présence d'un faible niveau de LPE, tandis que le premier effet domine lorsque le niveau de LPE est élevé. Cette interprétation, qui repose sur la complémentarité, est défendue par Cingano *et al.* (2014) : d'après les résultats de leurs estimations, l'adoption de dispositions de protection contre les licenciements abusifs a augmenté la part de travailleurs en poste depuis longtemps avec un capital humain très spécialisé susceptible d'être complémentaire avec les investissements de capitaux. Ces différents résultats soulignent qu'il est important d'examiner simultanément l'intensité capitalistique et la composition des qualifications des travailleurs. Mais dans les économies modernes, la qualité du capital est également essentielle.

Cette et Lopez (2012) proposent un examen de la littérature traitant de l'influence de la réglementation du marché du travail sur la qualité du capital en termes de TIC ou de part des TIC dans le capital total. Leurs estimations, basées sur un échantillon de données de panel de pays montrent que la réglementation du travail, tel qu'évaluée par l'indicateur de LPE habituel, a une incidence négative sur les TIC et sur la part des TIC dans le capital, comme les précédentes études (entre autres, voir Aghion *et al.*, 2009, ou Guerrieri *et al.*, 2011). Elles montrent également l'incidence favorable sur la diffusion des TIC de l'enseignement tertiaire parmi la population active, ainsi que l'incidence néfaste des rigidités sur les marchés des produits. Ces résultats suggèrent qu'une utilisation efficace des TIC implique un niveau de main d'œuvre qualifiée supérieur aux autres technologies et des restructurations d'entreprise, lesquelles pourraient être limitées par une réglementation stricte du marché du travail.

À notre connaissance, il n'existe aucune étude portant sur l'incidence de la réglementation du marché du travail sur les dépenses en matière de R&D. Mais certains articles antérieurs traitent du sujet similaire de l'incidence de la réglementation du marché du travail sur l'innovation, mesurée par le comportement en matière de dépôt de brevets. Griffith et Macartney (2014) ont passé en revue cette littérature et ont montré, à partir d'un grand échantillon de données original portant sur des grandes entreprises européennes, que la LPE a un effet double sur l'innovation : une LPE plus stricte augmente la sécurité de l'emploi et donc l'investissement des travailleurs dans l'activité d'innovation mais, en même temps, elle diminue les investissements dans des activités susceptibles de nécessiter des ajustements, y compris les innovations bénéficiant de technologies avancées.

ANALYSE DE SENSIBILITÉ

Cette annexe présente les différentes analyses de robustesse effectuées.

Tout d'abord, tous les coefficients estimés de l'élasticité de substitution présentés dans le tableau 1 diffèrent significativement de l'élasticité unitaire de Cobb-Douglas, ce qui suggère que notre spécification libre est préférable. Nous ne pouvons exclure le fait que ces estimations pourraient être affectées par des erreurs de mesure du coût relatif. Par conséquent, nous estimons aussi la relation (1) avec une

élasticité de substitution égale à -1. Les coefficients estimés de l'incidence de la LPE sont robustes à cette contrainte, comme l'indique le tableau A2-1. La seule modification est que l'incidence du coefficient de LPE pour l'emploi peu qualifié devient non significatif (colonne (7)) mais, comme le coefficient reste positif et significatif pour l'emploi très qualifié (colonne (6)), une hausse de l'incidence de la LPE augmente toujours la part de main d'œuvre très qualifiée par rapport à la main d'œuvre peu qualifiée.

Tableau A2-1

Résultats d'estimations de la relation (1) lorsque l'élasticité de substitution est contrainte à -1

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Facteur	Cap. total	Matériel non TIC	Cons.	TIC	R&D	Qualification élevée	Qualification basse
Coût relatif ($c_i - w$)	- 1 [0]	- 1 [0]	- 1 [0]	- 1 [0]	- 1 [0]	- 1 [0]	- 1 [0]
Incidence LPE (λ_i -LPE)	0.157*** [0.0580]	0.209*** [0.0603]	0.176*** [0.0662]	0.0453 [0.0987]	-1.061*** [0.250]	0.268*** [0.0705]	0.0115 [0.0462]
Observations	3,625	3,625	3,625	3,625	2,537	3,200	3,200
R ²	0.122	0.146	0.141	0.175	0.125	0.266	0.204
RMSE	0.101	0.105	0.115	0.172	0.274	0.115	0.0757

Effets fixes inclus : pays, secteur, année, pays par secteur et secteur par an. Écarts-types robustes entre crochets. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Source : bases de données ANBERD, EPL et STAN de l'OCDE ; base de données EUKLEMS ; calculs des auteurs.

Une autre question concerne la mesure de la caractéristique spécifique aux secteurs (λ_i), qui est égale à l'intensité d'utilisation du travail du secteur i aux États-Unis en 2000 pour les estimations du Tableau 1. Dans cette annexe, nous testons également si la LPE est plus contraignante dans les secteurs qui nécessitent une flexibilité de la main d'œuvre plus importante. Comme Bassanini et Duval (2006) l'ont suggéré, nous utilisons la propension au licenciement comme indicateur de la flexibilité de main d'œuvre nécessaire. Cet indicateur semble plutôt volatil dans le temps et, pour cette raison, nous mesurons le caractère spécifique au secteur (λ_i), par un effet fixe simple : $\lambda_i = 1$ dans la moitié des secteurs affichant la plus forte propension au licenciement aux États-Unis en 2000 (textiles, produits forestiers, produits minéraux non métalliques, produits métalliques, machinerie non classée ailleurs, matériel électrique, fabrication non classée ailleurs, construction, transport & communication), et $\lambda_i = 0$ dans les autres secteurs.

Les résultats de l'estimation semblent robuste en fonction de ce choix, comme l'illustre le tableau A2-2. Les seules modifications sont

que le coefficient de l'incidence de la LPE devient non significatif pour la construction (colonne (3)) et l'emploi peu qualifié (colonne (7)) mais nous conservons le contraste entre un coefficient de LPE positif et significatif pour le matériel non TIC (colonne (2)), un coefficient non significatif pour les TIC (colonne (4)) et un coefficient négatif et significatif pour la R&D (colonne (5)). Nous constatons également qu'une augmentation de la LPE augmente la part de main d'œuvre très qualifiée (colonne (6)).

Enfin, nous examinons la sensibilité des résultats d'estimations à nos choix d'échantillon d'estimation. En effet, nos principales estimations utilisent différents échantillons d'estimation : les secteurs qui n'investissent presque pas en R&D sont exclus lors de l'estimation de la demande en R&D et les données des années 2006 et 2007 ne sont pas disponibles pour le niveau d'emploi par qualification. Les tableaux A2-3 et A2-4 démontrent la robustesse des résultats de nos estimations par rapport à ces choix d'échantillons.

Tableau A2-2

Résultats d'estimations de la relation (1) lorsque la caractéristique du secteur (λ_i) est la propension au licenciement

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Facteur	Cap. total	Matériel non TIC	Cons.	TIC	R&D	Qualification élevée	Qualification basse
Coût relatif ($c_i - w$)	- 0.446*** [0.0308]	- 0.604*** [0.0400]	- 0.364*** [0.0432]	- 0.476*** [0.0228]	- 0.476*** [0.145]	- 0.258*** [0.0537]	- 0.247*** [0.0311]
Incidence LPE (λ_i -LPE)	0.0220** [0.0105]	0.0329*** [0.0112]	- 0.00369 [0.0121]	0.0128 [0.0174]	- 0.0953** [0.0372]	0.0270** [0.0129]	- 0.00367 [0.00795]
Observations	3,625	3,625	3,625	3,625	2,537	3,200	3,200
R ²	0.799	0.751	0.662	0.942	0.682	0.791	0.899
RMSE	0.0965	0.104	0.112	0.159	0.274	0.112	0.0688

Effets fixes inclus : pays, secteur, année, pays par secteur et secteur par an. Écarts-types robustes entre crochets. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Le caractère du secteur est égal à 1 pour les secteurs dont les propensions au licenciement sont élevées (ISIC code Rev. 3: 17-19, 20, 26, 27-28, 29, 30-33, 36-37, 45, 60-64) et à 0 dans les autres cas.

Source : bases de données ANBERD, EPL et STAN de l'OCDE ; base de données EUKLEMS ; calculs des auteurs.

Tableau A2-3

Résultats d'estimations de la relation (1) pour l'intensité en R&D lorsque tous les secteurs sont inclus dans l'échantillon

	(1)	(2)
Facteur	R&D	
Échantillon	Secteurs de R&D	Tous les secteurs
Coût relatif ($c_i - w$)	- 0.474*** [0.144]	- 0.761*** [0.143]
Incidence LPE (λ_i -LPE)	- 1.106*** [0.249]	- 1.956*** [0.215]
Observations	2 537	3 555
R au carré	0.684	0.562
RMSE	0.273	0.363

Effets fixes inclus : pays, secteur, année, pays par secteur et secteur par an. Écarts-types robustes entre crochets. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Source : bases de données ANBERD, EPL et STAN de l'OCDE ; base de données EUKLEMS ; calculs des auteurs.

Tableau A2-4

Résultats d'estimations de la relation (1) lorsque l'échantillon d'estimation est limité aux données disponibles pour les qualifications

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Facteur	Cap. total	Matériel non TIC	Cons.	TIC	R&D	Qualification élevée	Qualification basse
Coût relatif ($c_i - w$)	- 0.457*** [0.0331]	- 0.586*** [0.0424]	- 0.364*** [0.0445]	- 0.438*** [0.0237]	- 0.402*** [0.149]	- 0.233*** [0.0537]	- 0.212*** [0.0317]
Incidence LPE (λ_i -LPE)	0.0363 [0.0559]	0.180*** [0.0605]	0.0657 [0.0636]	- 0.103 [0.0938]	- 1.019*** [0.247]	0.347*** [0.0682]	- 0.219*** [0.0428]
Observations	3,200	3,200	3,200	3,200	2,247	3,200	3,200
R ²	0.801	0.748	0.685	0.940	0.681	0.792	0.900
RMSE	0.0910	0.0990	0.104	0.154	0.256	0.111	0.0685

Effets fixes inclus : pays, secteur, année, pays par secteur et secteur par an. Écarts-types robustes entre crochets. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Source : bases de données ANBERD, EPL et STAN de l'OCDE ; base de données EUKLEMS ; calculs des auteurs.

COMPLÉMENTARITÉ DES FACTEURS

Nos principales spécifications ne tiennent pas compte de la complémentarité des facteurs de production, et nous ne sommes donc pas en mesure de démêler l'effet direct de la LPE sur un facteur de production de l'effet indirect touchant ce facteur via une modification d'un autre facteur complémentaire. Cette annexe discute cette question.

Tous les facteurs peuvent avoir un degré de complémentarité entre eux, mais, en raison de la multicolinéarité, nous ne nous intéressons ici à la complémentarité des facteurs de production avec l'emploi très qualifié et la diffusion des TIC. L'emploi très qualifié peut être un important facteur de diffusion des TIC, ainsi que des dépenses de R&D, et les investissements en TIC peuvent modifier significativement l'organisation du processus de production. Les tableaux A3-1 et A3-2 présentent les résultats d'estimations correspondantes. Le coefficient estimé de l'incidence de la LPE est robuste à l'inclusion de ces variables explicatives. Nous observons une relation positive

et similaire de la part d'emploi très qualifié et l'intensité capitalistique en TIC avec toutes les intensités capitalistiques, à l'exception d'une relation beaucoup plus forte entre part d'emploi très qualifié et R&D. Cependant, il est important de préciser qu'à cause de l'endogénéité de l'emploi très qualifié et de l'intensité capitalistique en TIC, ces estimations sont biaisées. En d'autres termes, la prise en compte de la complémentarité des facteurs de production pour distinguer les effets directs de la LPE des effets indirects de la LPE sur chaque facteur de production nécessiterait d'estimer un modèle à équations simultanées avec variables explicatives endogènes, ce qui dépasse la limite de ce que nous permettent nos données. En effet, cela impliquerait de trouver non seulement des instruments exogènes pour chaque facteur de production mais également des instruments qui ne posent pas de problème de multicolinéarité sur notre échantillon, lequel a une dimension temporelle et une variabilité relativement faibles, ce qui semble presque impossible.

Tableau A3-1
Résultats d'estimations de la relation (1) lorsque la part d'emplois très qualifiés est introduite comme variable explicative

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Facteur	Cap. total	Non TIC	Cons.	TIC	R&D
Coût relatif ($c_t - w$)	- 0.445*** [0.0329]	- 0.572*** [0.0419]	- 0.355*** [0.0444]	- 0.431*** [0.0237]	- 0.391*** [0.147]
Part des emplois très qualifiés	0.108*** [0.0153]	0.140*** [0.0166]	0.0848*** [0.0176]	0.108*** [0.0261]	0.498*** [0.0594]
Incidence LPE (λ_t :LPE)	- 0.00590 [0.0557]	0.127** [0.0601]	0.0335 [0.0637]	- 0.144 [0.0941]	- 1.227*** [0.244]
Observations	3,200	3,200	3,200	3,200	2,247
R ²	0.804	0.755	0.688	0.940	0.693
RMSE	0.0902	0.0977	0.104	0.153	0.251

Effets fixes inclus : pays, secteur, année, pays par secteur et secteur par an. Écarts-types robustes entre crochets. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Source : bases de données ANBERD, EPL et STAN de l'OCDE ; base de données EUKLEMS ; calculs des auteurs.

Tableau A3-2
Résultats d'estimations de la relation (1) lorsque l'intensité capitalistique en TIC est introduite comme variable explicative

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Facteur	Cap. total	Matériel non TIC	Cons.	TIC	R&D	Qualification élevée	Qualification basse
Coût relatif ($c_t - w$)	- 0.428*** [0.0272]	- 0.414*** [0.0362]	- 0.261*** [0.0427]	- 0.477*** [0.0226]	- 0.272* [0.149]	- 0.211*** [0.0537]	- 0.209*** [0.0317]
Intensité capitalistique en TIC	0.273*** [0.00885]	0.283*** [0.00980]	0.159*** [0.0115]		0.198*** [0.0395]	0.0636*** [0.0130]	- 0.0227*** [0.00798]
Incidence LPE (λ_t :EPL)	0.0931* [0.0489]	0.211*** [0.0529]	0.142** [0.0623]	- 0.0738 [0.0914]	- 1.173*** [0.248]	0.361*** [0.0680]	- 0.224*** [0.0428]
Observations	3,625	3,625	3,625	3,625	2,537	3,200	3,200
R ²	0.845	0.803	0.682	0.942	0.688	0.794	0.901
RMSE	0.0847	0.0921	0.108	0.159	0.272	0.111	0.0684

Effets fixes inclus : pays, secteur, année, pays par secteur et secteur par an. Écarts-types robustes entre crochets. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Source : bases de données ANBERD, EPL et STAN de l'OCDE ; base de données EUKLEMS ; calculs des auteurs.

ANNEXE 4

ESTIMATIONS SURE

Le tableau A4 présente les estimations SURE afin de discuter de l'interdépendance entre facteurs de production. L'estimateur SURE permet de tenir compte de la corrélation des résidus entre équations, ce qui renforce donc l'efficacité de nos estimations. La matrice de covariance

des résidus de l'estimation SURE révèle une forte corrélation des intensités capitalistiques non-R&D, ce qui confirme les résultats de l'estimation du tableau A3-2. Mais surtout, les coefficients estimés de l'incidence de la LPE sont robustes à cette analyse de sensibilité.

Tableau A4
Résultats d'estimations de la relation (1) à l'aide de la méthode d'estimation SURE

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Variable dépendante	Intensité capitalistique (log)				Part d'emplois (log)	
	Matériel non TIC	Cons.	TIC	R&D	Qualification élevée	Qualification basse
Coût relatif ($c_t - w$)	- 0.512*** [0.0340]	- 0.303*** [0.0393]	- 0.442*** [0.0191]	- 0.212** [0.0861]	- 0.147*** [0.0449]	- 0.175*** [0.0264]
Incidence LPE (λ_i -LPE)	0.172*** [0.0562]	0.0871 [0.0598]	- 0.0850 [0.0864]	- 0.518*** [0.127]	0.329*** [0.0593]	- 0.206*** [0.0373]
Observations	3,625	3,625	3,625	2,537	3,200	3,200
Vraisemblance du log	17,072					
<i>Matrice de corrélation des résidus</i>						
Matériel non TIC	1					
Cons.	0.52	1				
TIC	0.48	0.28	1			
R&D	0.07	0.12	0.09	1		
Qualification élevée	0.15	0.08	0.07	0.12	1	
Qualification basse	- 0.09	- 0.08	- 0.03	0.02	- 0.09	1

Effets fixes inclus : pays, secteur, année, pays par secteur et secteur par an. Écarts-types robustes entre crochets. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

Source : bases de données ANBERD, EPL et STAN de l'OCDE ; base de données EUKLEMS ; calculs des auteurs.

Transferts de fonds des migrants et croissance économique : le rôle du développement financier et de la qualité institutionnelle

Migrant Remittances and Economic Growth: The Role of Financial Development and Institutional Quality

Imad El Hamma*

Résumé – Le présent article examine les effets conditionnels des envois de fonds sur la croissance économique dans 14 pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord (MENA). Sur la base de données issues d'un panel non cylindré sur la période 1982-2016, nous étudions l'hypothèse selon laquelle l'effet des transferts de fonds de migrants vers leur pays d'origine sur la croissance économique de leur pays dépend du niveau de développement financier et la qualité institutionnelles des pays bénéficiaires. Nous utilisons la méthode des doubles moindres carrés en variables instrumentales (DMC/VI) pour traiter une éventuelle endogénéité des transferts de fonds. Nos résultats révèlent la complémentarité entre le développement financier et les transferts de fonds pour stimuler la croissance économique. Plus généralement, les estimations montrent que les transferts de fonds favorisent la croissance dans les pays dotés d'un système financier développé et d'un environnement institutionnel solide.

Abstract – *This paper investigates the conditional effects of remittances on economic growth in 14 Middle East and North Africa (MENA) countries. Using unbalanced panel data over the period 1982-2016, we study the hypothesis that the effect of remittances on economic growth varies depending on the level of financial development and institutional environment in recipient countries. We use Two-Stage Least Squares (2SLS/IV) instrumental variables method in which we address the endogeneity of remittances. Our results reveal a complementary relationship between financial development and remittances to ensure economic growth. The estimations show that remittances promote growth in countries with a developed financial system and a strong institutional environment.*

Codes JEL / JEL Classification: G23, O17, O22

Mots-clés : transferts de fonds, migrations, croissance économique, développement financier, qualité des institutions

Keywords: remittances, economic growth, financial development, institutions quality

Rappel :

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.

* Université Paris-Est-Marne-la-Vallée, ERUDITE, et Université Côte d'Azur, GREDEG, CNRS (Imad.elhamma@gmail.com)

L'auteur tient à remercier le Conseil Arabe des Sciences Sociales pour son soutien financier, ainsi que les participants au Congrès de l'AFSE à Nice en 2017 et deux rapporteurs anonymes. Il reste seul responsable de toute erreur ou omission dans ce document.

Reçu le 25 août 2017, accepté après révisions le 24 août 2018
L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

Au cours des dernières décennies, l'augmentation des migrations internationales a entraîné une hausse sans précédent des flux de transferts financiers vers les pays d'origine des migrants. Ces transferts consistent en envoi d'argent¹, principalement aux familles restées dans le pays d'origine. Ils sont devenus une source importante de financement extérieur pour les pays en développement. Si l'on considère uniquement les transferts envoyés par les circuits officiels, leur montant a augmenté de 8.5 % en 2017, pour atteindre 466 milliards de dollars (Banque mondiale, 2018). Dans toutes les régions, les envois de fonds ont augmenté en 2017 : de 20.9 % en Europe et en Asie centrale, de 11.4 % en Afrique subsaharienne, de 9.3 % au Moyen-Orient et en Afrique du Nord (MENA), de 8.7 % en Amérique latine et dans les Caraïbes, de 5.8 % en Asie orientale et dans le Pacifique ou en Asie du Sud. Cette tendance devrait se poursuivre en 2018, les envois de fonds vers les pays en développement devant augmenter d'environ 4.1 % pour atteindre 485 milliards de dollars. Avec 73 milliards de dollars de transferts reçus, la région MENA est l'une des premiers bénéficiaires de ces envois dans le monde après l'Asie de l'Est et le Pacifique, l'Amérique latine et les Caraïbes.

Au cours de la dernière décennie, les transferts de fonds ont augmenté tandis que les autres flux financiers ont diminué. Ces transferts sont ainsi devenus l'une des plus importantes sources d'échanges avec l'étranger et de revenus des ménages. Leur contribution au PIB est désormais supérieure à celle de l'aide internationale au développement, du crédit au secteur privé et du capital-investissement. Ainsi, dans les pays de la région MENA en 2017, les transferts personnels reçus représentaient en moyenne 6.5 % du PIB (Banque mondiale, 2018). Les principaux bénéficiaires, en termes de pourcentage du PIB, sont le Liban (15.3 %) et la Palestine (14.3 %), suivis de près par la Jordanie (11 %), l'Égypte (9.5 %) et le Maroc (6.2 %) (voir annexe, figure A-I).

Il faut ici souligner que les données dont on dispose sur les transferts de fonds par les migrants sont toutefois imparfaites et sous-estiment les flux réels. D'une part, un certain nombre de pays en développement ne déclarent pas ces transferts dans leur balance des paiements (par exemple, l'Afghanistan et Cuba). D'autre part, étant donné que les frais d'envoi d'argent (frais bancaires ou frais des opérateurs de transfert) sont relativement élevés, les transferts d'argent sont souvent effectués par des canaux informels, tels que des amis, des parents ou encore le système

Hawala². El Qorchi *et al.* (2003) estime que les flux informels représentent entre 10 et 50 % des envois de fonds enregistrés. Les frais inhérents aux envois de fonds sont connus pour être élevés ; ils dépendent du montant transféré, du taux de change et du pays de destination. La Banque mondiale estime que ces frais représentent environ 10 % des montants envoyés. Par conséquent, le coût élevé des opérations peut décourager les migrants à envoyer de faibles montants par les voies officielles. En outre, si les migrants peuvent avoir accès à des opérateurs formels ou à des services bancaires pour envoyer de l'argent, cela n'est pas nécessairement le cas des destinataires.

Dans la littérature, les effets macroéconomiques des transferts de fonds ont fait l'objet d'une attention renouvelée ces dernières années. Comme les autres flux financiers, les envois de fonds ont des effets positifs et négatifs sur les économies des pays d'origine. Ils peuvent accroître les investissements, réduire les contraintes financières qui pèsent sur l'accès à la formation du capital humain et l'accumulation du capital physique et, dans certains cas, réduire la pauvreté et favoriser le développement. Toutefois, ils peuvent également avoir des effets négatifs en abaissant la productivité de ceux qui les reçoivent (aléa moral), augmenter (temporairement) les inégalités entre les ménages avec migrants et sans migrants, accroître la consommation de produits importés ou encore provoquer l'appréciation du taux de change (le « syndrome hollandais »). Cependant, la majorité des travaux se sont concentrés uniquement sur les effets directs, sans intégrer de possibles effets indirects ou conditionnels. Un biais potentiel d'endogénéité peut également affecter les estimations : les envois de fonds sont en effet endogènes à l'éducation, au revenu du ménage et à l'offre de travail des membres de la famille et des proches restés au pays. La causalité inverse³, les facteurs communs affectant à la fois les envois de fonds, la croissance économique et les erreurs de mesure, sont également des sources d'endogénéité.

Afin de traiter de l'endogénéité des transferts de fonds, le présent article examine, outre leur effet direct, leurs effets conditionnels sur la croissance

1. Les données sur les transferts n'incluent pas les transferts en nature.
2. Le système Hawala est un système parallèle et informel d'envois de fonds. Une transaction Hawala n'implique pas l'envoi physique d'espèces d'un pays à un autre. Le système s'appuie sur un réseau d'opérateurs appelés Hawaldars ou intermédiaires Hawala. Une personne désireuse de transférer de l'argent contacte un opérateur Hawala dans son lieu de résidence. L'opérateur Hawala perçoit l'argent et l'indication du bénéficiaire. Il contacte ensuite son homologue dans le pays/lieu de destination (un autre opérateur Hawala) qui livrera l'argent au bénéficiaire désigné.
3. Les transferts de fonds des migrants peuvent réduire la volatilité des revenus, promouvoir le secteur financier et améliorer la qualité des institutions.

économique dans 14 pays de la région MENA⁴. Notre contribution à la littérature consiste à examiner spécifiquement, d'une part l'interaction entre les envois de fonds et le développement financier, et d'autre part, entre les envois de fonds et le niveau de qualité institutionnelle. Ainsi, nous incluons un certain nombre de variables d'interaction dans les estimations empiriques. Les résultats montrent qu'un système financier solide et une qualité institutionnelle élevée complètent l'effet positif des envois de fonds sur la croissance économique.

Le reste du présent article est organisé comme suit. La prochaine section donne un aperçu de la littérature sur la relation entre les transferts de fonds des travailleurs émigrés et la croissance économique. La section qui suit décrit les données, la spécification du modèle et la technique économétrique. Les résultats empiriques sont ensuite discutés dans une dernière section.

Revue de littérature

Les études examinant l'effet des transferts de fonds ne permettent actuellement pas de tirer de conclusions définitives, et font l'objet de débats tant au niveau méthodologique que technique. Alors que certains résultats ont montré que les envois de fonds peuvent accroître les investissements (Woodruff & Zenteno, 2007 ; Giuliano & Ruiz-Arranz, 2009), faciliter l'accumulation du capital humain (Edwards & Ureta, 2003 ; Rapoport & Docquier, 2005 ; Calero *et al.*, 2009 ; Combes & Ebeke, 2011), améliorer la productivité totale des facteurs (Abdih *et al.*, 2012) ou réduire la pauvreté (Akobeng, 2016 ; Majeed, 2015 ; Adams Jr & Cuecuecha, 2013), d'autres ont souligné divers effets négatifs. Les envois de fonds peuvent ainsi réduire considérablement les efforts au travail des ménages bénéficiaires (El Hamma, 2017 ; Chami *et al.*, 2005), créer des aléas moraux (Gubert, 2002), accélérer l'inflation (Khan & Islam, 2013) et réduire la compétitivité d'un pays (cf. le « syndrome hollandais », c'est-à-dire une appréciation du taux de change réel accompagnée d'une réallocation des ressources du secteur commercial vers le secteur non commercial ; voir Amuedo-Dorantes *et al.*, 2010 ; Bourdet & Falck, 2006 ; Acosta *et al.*, 2009).

De même, ni les études théoriques ni les études empiriques n'ont fourni de réponses claires en ce qui concerne l'effet des envois de fonds sur la croissance économique. Faini (2002) trouve un effet positif des transferts de fonds sur la croissance économique. En revanche, Chami *et al.*

(2003) constatent une corrélation négative entre les envois de fonds et la croissance. Pour l'auteur, les envois de fonds incitent les récipiendaires à réduire leurs efforts ou leur temps consacré au travail (l'aléa moral). Cependant, cette étude a été critiquée par Lucas (2005) qui montre que les estimations de Chami *et al.* (2003) ne prenaient pas en compte l'endogénéité des transferts de fonds. Aux Philippines, sur données annuelles pour la période 1985-2002 et en utilisant les corrélations simples et la méthode du Vecteur Autoregressif (VAR), Burgess et Haksar (2005) affirment que les effets économiques à long terme des envois de fonds sont ambigus. Toutefois, ils constatent un effet stabilisateur sur la consommation privée. Pour le même pays, Ang (2009) constate que l'impact global des envois de fonds sur la croissance est positif. Ziesemer (2012) fournit des résultats suggérant que l'effet des envois de fonds sur la croissance économique est plus fort dans les pays à faible revenu (c'est-à-dire un revenu inférieur à 1 200 dollars américains par habitant). En outre, l'auteur montre que la présence de ces transferts augmenterait le taux de croissance de deux points de pourcentage. Pour les pays d'Amérique latine, Mundaca (2009), en utilisant le crédit bancaire intérieur comme régresseur, constate également un effet positif des transferts sur la croissance économique. Selon l'auteur, une augmentation de 10 % des envois de fonds (mesurée en pourcentage du PIB) contribue à augmenter le PIB par habitant de 3.49 %. Une fois le crédit bancaire intérieur retiré de l'équation, le PIB par habitant n'augmente que de 3.18 %.

Plus récemment, dans les pays d'Afrique subsaharienne (ASS), Singh *et al.* (2011) trouvent que l'impact des envois de fonds internationaux sur la croissance économique est négatif. Toutefois, dans les pays dotés d'une bonne gouvernance, les transferts de fonds peuvent améliorer la croissance économique. Dans une étude connexe utilisant des données de panel annuelles pour 64 pays d'Afrique, d'Asie et d'Amérique latine et des Caraïbes de 1987 à 2007, Fayissa et Nsiah (2012) constatent que les envois de fonds stimulent la croissance dans les pays dotés de systèmes financiers peu développés, en apportant une solution alternative de financement des investissements et en aidant à surmonter les contraintes de liquidité. En revanche, Ahamada et Coulibaly (2013) démontrent que les envois de fonds ne stimulent pas la croissance dans 20 pays

4. Algérie (DZA), Égypte (EGY), Iran (IRN), Irak (IRQ), Israël (ISR), Jordanie (JOR), Liban (LBN), Turquie (TUR), Maroc (MAR), Syrie (SYR), Malte (MLT), Tunisie (TUN) et Palestine (PSE).

d'Afrique subsaharienne : pour les auteurs, ces transferts n'agissent pas sur l'investissement en capital physique. Adams et Klobodu (2016), utilisant la technique d'estimation de la méthode des moments généralisés, examinent l'effet des envois de fonds et la durabilité du régime sur la croissance économique et ne trouvent aucune preuve que ces transferts ont contribué à la croissance économique dans la région SSA.

Jusqu'à la dernière décennie, la plupart des études empiriques semblaient négliger d'autres canaux par lesquels les envois de fonds peuvent stimuler la croissance économique. Ainsi, comme nous l'avons évoqué précédemment, les envois de fonds peuvent augmenter le volume du revenu disponible et de l'épargne. Ils peuvent ainsi stimuler le taux d'investissement, et donc la croissance économique. Au Pakistan, Adams Jr (2003) montre que les envois de fonds internationaux ont un effet positif sur le taux d'épargne. Pour l'auteur, la propension marginale à épargner sur les transferts de fonds internationaux est de 0.71, alors qu'elle n'est que de 0.085 sur les revenus domestiques. En outre, l'auteur démontre que les ménages pakistanais recevant des transferts d'argent ont une très forte propension à épargner, et que l'effet des envois de fonds sur la croissance pourrait être amplifié si ces envois étaient acheminés par le secteur bancaire. Au Kirghizistan, Aitymbetov (2006) constate également que les envois de fonds influencent positivement la croissance économique, environ 10 % de ces envois étant investis. En utilisant des données d'enquête du Mexique, Woodruff et Zenteno (2007) constatent que 5 % des envois de fonds reçus sont investis dans des micro-entreprises. Pour les auteurs, les envois de fonds ont un effet positif sur la croissance économique car ils stimulent l'investissement à long terme. Enfin, dans cinq pays méditerranéens, Glytsos (2005) étudie l'impact de chocs exogènes sur les envois de fonds sur la consommation, l'investissement, les importations et la production. Construisant un modèle keynésien dans lequel il inclut les envois de fonds dans le revenu disponible, il démontre que ces envois stimulent la croissance. Pour l'auteur, l'effet des envois de fonds sur la croissance passe par les canaux du revenu disponible et des investissements.

La plupart des études citées précédemment étudient l'effet direct des transferts de fonds sur la croissance économique. Toutefois, d'autres auteurs ont étudié leur effet conditionnel, en incorporant un terme d'interaction entre ces transferts et d'autres variables qui pourrait compléter l'effet direct en stimulant la croissance.

Ainsi, Fajnzylber *et al.* (2008), qui explorent ces effets sur la croissance par habitant dans les pays d'Amérique latine, incluent des termes d'interaction entre les envois de fonds et le capital humain, les institutions politiques et le développement financier. Ils obtiennent un signe négatif du coefficient des envois de fonds et un signe positif du terme d'interaction lorsque le capital humain et les institutions sont inclus. Toutefois, le coefficient des transferts a un signe positif et le terme d'interaction a un signe négatif lorsque le niveau de développement du système financier est inclus. Les auteurs en concluent que l'accumulation de capital humain et l'amélioration de la qualité institutionnelle renforcent l'effet positif des transferts de fonds sur la croissance économique. Mais le développement financier se substitue aux envois de fonds pour stimuler la croissance économique. Sur la base de ces résultats, les envois de fonds sont considérés comme inefficaces pour renforcer le développement économique dans les pays où les institutions financières sont peu développées ou ceux dans lesquels l'accumulation de capital humain est faible. Giuliano et Ruiz-Arranz (2009) ont mené une étude similaire à celle de Mundaca. Ils ont introduit le développement financier en interaction avec les envois de fonds parmi leurs régresseurs et ont constaté que les envois de fonds constituent un autre moyen de financer l'investissement, et contribuent à surmonter les contraintes de liquidité (substitut en l'absence de développement financier). De la même façon, Bettin et Zazzaro (2012) qui incluent une variable d'interaction (envois de fonds multipliés par l'indice d'efficacité bancaire), trouvent une relation complémentaire entre envois de fonds et développement financier. Comme Giuliano et Ruiz-Arranz (2009), Catrinescu *et al.* (2009) utilisent des variables politiques et institutionnelles en interaction avec les envois de fonds. Utilisant l'estimateur Anderson-Hsio, ces auteurs ont trouvé une relation positive entre les envois de fonds et la croissance. Cependant, Barajas *et al.* (2009), en utilisant les variables microéconomiques comme instruments pour traiter l'endogénéité potentielle entre les envois de fonds et la croissance, obtiennent des effets directs non significatifs de la croissance des envois de fonds dans une estimation pour un panel de 84 pays en développement.

L'analyse de la littérature révèle que l'impact des envois de fonds sur la croissance économique dépend de la méthode d'estimation, de la période d'observation, des caractéristiques du pays (niveau de développement financier, qualité des institutions, efficacité bancaire), des

caractéristiques observées et non observées propres à chaque pays, et de l'endogénéité des variables explicatives. Cependant, à notre connaissance, aucune étude n'a examiné spécifiquement l'effet conditionnel des envois de fonds sur la croissance dans la région MENA. Le présent article vise à combler ce manque. Plus précisément, nous étudions l'interaction entre les transferts de fonds reçus, le développement financier et le niveau de qualité institutionnelle du pays bénéficiaire. Pour ce faire, un certain nombre de variables d'interaction ont été incluses dans les spécifications afin d'évaluer les conditions dans lesquelles les envois de fonds peuvent améliorer la croissance économique dans les pays de la région MENA.

Spécifications, données et variables du modèle

Pour étudier les liens entre les envois de fonds, le développement financier, la qualité institutionnelle et la croissance économique, nous nous basons sur une version étendue du modèle de croissance de Barro (1991, 1996). La régression sous forme réduite suivante est utilisée :

$$\text{GrowthGDP}_{it} = \alpha_0 + \beta_0 \text{GDP}_{it-1} + \beta_1 \text{REM}_{it} + \theta X_{it} + \eta_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Ici, GrowthGDP_{it} représente la croissance du PIB réel par habitant dans le pays i au temps t . GDP_{it-1} est le PIB initial (logarithme) par habitant, REM_{it} la variable d'intérêt, correspond aux transferts de fonds effectués par les migrants en pourcentage du PIB, η_t est l'effet spécifique dans le temps, v_i est l'effet spécifique au pays non observé, et ε_{it} est le terme d'erreur. X_{it} est la matrice des variables de contrôle.

Selon la définition de la Banque mondiale, les transferts de fonds de migrants sont des transferts courants envoyés par les travailleurs résidents ou non-résidents vers leur pays d'origine. Ils comprennent les transferts personnels et la rémunération des employés. Les transferts personnels comprennent tous les transferts courants en espèces reçus (respectivement, envoyés) par les ménages résidents de (resp. vers les) ménages non-résidents. Les transferts personnels comprennent donc tous les transferts courants entre résidents et non-résidents. La rémunération des salariés correspond aux revenus des travailleurs frontaliers, saisonniers et autres travailleurs à court terme qui sont employés dans un pays dont ils ne sont pas résidents, ainsi qu'aux revenus des résidents employés dans leur pays de résidence par des entités non résidentes. La variable

des envois de fonds des travailleurs émigrés est mesurée en pourcentage du PIB du pays bénéficiaire. Il convient de noter que les données sous-estiment les montants, puisque celles-ci n'incluent ni les transferts effectués par des canaux informels (tels que les transferts manuels par des amis ou des membres de la famille, ou via Hawala ou des systèmes similaires), ni les transferts en nature (vêtements et autres biens de consommation).

Le choix des variables de contrôle et des variables de substitution des déterminants de la croissance est guidé par la littérature (Barro, 1996 ; Giuliano & Ruiz-Arranz, 2009 ; Combe & Ebeke, 2011 ; Imai *et al.*, 2014). Ces variables sont les suivantes :

- le PIB initial par habitant ($\log(\text{PIB}_{t-1})$) pour tester l'hypothèse de convergence (Barro, 1996) ;
- la formation brute de capital fixe (% PIB réel) utilisée comme indicateur indirect de l'investissement en capital physique ;
- le degré d'ouverture du pays, mesuré par le rapport entre la somme des exportations et des importations et le PIB ;
- le taux d'inflation, comme indicateur de la discipline monétaire et de la stabilité macro-économique ;
- les dépenses publiques, mesurées par le rapport entre la consommation publique et le PIB ;
- le ratio de dépendance selon l'âge, c'est-à-dire le ratio des personnes à charge (moins de 15 ans ou plus de 64 ans) par rapport à la population en âge de travailler (de 15 à 64 ans), comme indicateur du capital humain.

Afin de comprendre comment le développement financier influence l'effet des transferts de fonds sur la croissance, nous utilisons trois indicateurs liés au secteur bancaire : le ratio des crédits domestiques accordés au secteur privé par rapport au PIB, la somme de la monnaie fiduciaire et des dépôts à la banque centrale (M3) dans le PIB et l'indice d'efficacité bancaire. Le premier indicateur évalue l'intermédiation financière. Le second est utilisé comme proxy de la taille des intermédiaires financiers (par rapport à la taille de l'économie). Le ratio d'efficacité bancaire est défini comme la somme des dépenses (hors frais d'intérêts) divisée par les revenus. Il s'agit d'une mesure rapide et facile de la productivité bancaire, c'est-à-dire de la capacité d'une

banque à transformer les ressources en revenus. Toutes ces variables proviennent de la base de données *World Development Indicators* (WDI) de la Banque mondiale.

Afin d'évaluer le rôle du niveau de qualité institutionnelle sur l'effet des envois de fonds sur la croissance, nous utilisons quatre indicateurs : l'indice de qualité des institutions politiques, de « loi et ordre public », de stabilité gouvernementale et de responsabilité démocratique. Le premier indice vise à évaluer la stabilité politique des pays, tandis que le second sert à évaluer la force, l'impartialité du système juridique et le respect populaire de la loi. Les indices de stabilité gouvernementale et de responsabilité démocratique sont utilisés respectivement pour évaluer la capacité du gouvernement à mettre en œuvre son ou ses programmes déclarés et sa capacité à rester au pouvoir, ainsi que son degré de réceptivité quant aux besoins de sa population. Ces indices de qualité institutionnelle sont disponibles dans les données du groupe PRS, spécialisé dans l'analyse des risques pays⁵.

Mises à part les variables relatives à la qualité des institutions, toutes les autres variables proviennent de la base de données de la Banque mondiale (*World Development Indicators*, WDI). Les WDI constituent un recueil de données chronologiques sur 217 économies, avec de nombreux indicateurs remontant à plus de 50 ans, qui fournit des statistiques comparables d'un pays à l'autre sur le développement et le niveau de vie dans le monde. Les sources et la disponibilité de toutes les variables sont détaillées dans l'annexe (voir tableau A-1). Le modèle est estimé à partir d'observations annuelles ou de données moyennes sur quatre ans. Les statistiques descriptives sont présentées en annexe (voir tableau A-2).

Les estimations ont été menées à partir d'un panel de 14 pays ($N = 14$) sur la période 1982-2016 ($T = 34$). L'échantillon est composé des pays suivants : l'Algérie, l'Égypte, l'Iran, l'Iraq, Israël, la Jordanie, le Liban, Malte, le Maroc, la Palestine, la Syrie, la Tunisie, la Turquie et le Yémen. Le choix de ces pays est justifié par deux raisons d'ordre différent : tout d'abord, il s'agit des premiers pays d'émigration de la région ; ce sont aussi les pays pour lesquels les données relatives aux envois de fonds sont disponibles pour la période qui s'étend de 1985 à 2016.

L'analyse économétrique proposée maintenant commence par l'estimation de l'équation (1). Dans celle-ci, nous n'incluons pas les variables

relatives au développement financier et à la qualité institutionnelle. Elle est ensuite estimée en incluant ces deux variables pour tester l'hypothèse selon laquelle la réactivité de la croissance économique aux envois de fonds dépend du niveau de développement financier et du niveau de qualité institutionnelle. En d'autres termes, nous explorons comment le niveau de développement financier ou le niveau de qualité institutionnelle du pays destinataire affecte l'impact des envois de fonds sur la croissance économique. Notre apport à la littérature réside dans l'estimation de l'effet combiné des envois de fonds et des variables conditionnelles (développement financier ou qualité institutionnelle). À cette fin, nous introduisons un terme d'interaction entre les envois de fonds et le niveau de développement financier ou la qualité institutionnelle dans l'équation (1). Les versions modifiées de cette équation incluant les termes interactifs peuvent s'écrire comme suit :

$$\begin{aligned} \text{GrowthGDP}_{it} = & \alpha_i + \beta_0 \text{GrowthGDP}_{it-1} \\ & + \beta_1 \text{REM}_{it} + \beta_2 (\text{REM}_{it} \times \text{Findvp}_{it}) \\ & + \beta_3 \text{Findvp}_{it} + \theta X_{it} + \eta_t + v_i + \mu_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{GrowthGDP}_{it} = & \alpha_i + \beta_0 \text{GrowthGDP}_{it-1} \\ & + \beta_1 \text{REM}_{it} + \beta_2 (\text{REM}_{it} \times \text{InstQ}_{it}) \\ & + \beta_3 \text{InstQ}_{it} + \theta X_{it} + \eta_t + v_i + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Dans les équations (2) et (3), le terme d'interaction indique que l'effet des envois de fonds sur la croissance économique peut différer selon, respectivement, le niveau du développement financier ou le niveau de la qualité des institutions. L'effet des transferts de fonds sur la croissance économique ne se limite pas à β_1 mais dépend également de la valeur de β_2 et du niveau du développement financier et de la qualité des institutions. En d'autres termes, β_1 et β_2 fournissent des informations sur l'impact marginal⁶ des envois de fonds sur la croissance compte tenu de ces deux variables. Par exemple, dans l'équation (2), si β_1 est positif et β_2 est négatif, cela indique que les envois de fonds sont plus efficaces pour stimuler la croissance dans les pays où le système financier est peu développé. Autrement dit, une interaction négative signifie que les envois de fonds ont de facto remplacé les services financiers pour stimuler la croissance

5. Des définitions détaillées et une méthode de calcul des données sur la qualité des établissements sont disponibles à l'adresse <https://www.prs-group.com/wp-content/uploads/2012/11/icrgmethodology.pdf>.

6. β_1 , mesure l'effet direct tandis que β_2 représente l'effet conditionnel.

économique. Par ailleurs, si l'effet des transferts de fonds est négatif et significatif, une interaction positive suggère que les envois de fonds et le système financier sont complémentaires (un meilleur fonctionnement du système financier permet l'effet stimulant des envois de fonds sur la croissance). De même, dans l'équation (3), un effet d'interaction positif ($\beta_2 > 0$) indiquerait que la qualité institutionnelle renforce l'effet positif des envois de fonds sur la croissance lorsque ($\beta_1 > 0$). Dans le cas contraire, lorsque l'interaction est négative ($\beta_2 < 0$), la qualité institutionnelle diminue ($\beta_1 > 0$) ou aggrave ($\beta_1 < 0$) l'impact négatif des envois sur la croissance.

Les modèles sont estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires avec effets spécifiques par pays (MCO-EF) et par la méthode des doubles moindres carrés (DMC-EF) en variables instrumentales, mise au point par Bollen (1996). Le choix de cette dernière est justifié par le fait qu'elle permet de traiter le problème d'endogénéité des variables explicatives et la causalité inverse (Bollen, 1996 ; Bollen & Paxton, 1998 ; Pesaran & Taylor, 1999 ; Bollen *et al.*, 2007). Cependant, la fiabilité des estimations en DMC repose sur le bon choix des variables instrumentales dans le modèle, celles-ci devant être fortement corrélées avec la variable endogène et être totalement indépendantes des termes de l'erreur. Ainsi, lorsque nous exécutons le modèle DMC-EF, nous vérifions la validité de cette méthode en utilisant le test de validité des instruments développé par Cragg et Donald (1993) et le test de suridentification de Sargan/Hansen qui permet de valider le nombre de retards utilisés comme instruments et le test d'autocorrélation des erreurs de premier ordre de l'équation en niveau. Pour les variables endogènes, nous nous appuyons sur les instruments internes constitués par une variable retardée. Afin de vérifier la validité de nos estimations, des tests de collinéarité, de causalité et d'endogénéité ont été appliqués. Dans toutes les régressions, des variables nominales temporelles ont été incluses pour tenir compte de tout effet temporel spécifique. Cela devrait contribuer à réduire le degré d'hétéroscédasticité en termes d'erreur. Nous croyons que cela rendrait la méthode DMC-EF plus fiable parce qu'elle est asymptotiquement efficace, comme l'indiquent les estimations de la méthode des moments généralisée élaborée par Arellano et Bond (1991) et Blundell et Bond (1998).

En dérivant les équations (2) et (3) par rapport aux transferts de fonds, les équations (4) et (5) permettent d'évaluer l'effet marginal des transferts sur la croissance du PIB par habitant pour

différents niveaux de développement financier et de qualité institutionnelle, respectivement. En outre, selon les équations (4) et (5), le niveau minimum (seuil) de développement financier et de qualité institutionnelle auquel l'effet des envois de fonds sur la croissance économique est égal à zéro est ($-\beta_1/\beta_2$).

$$v\text{Findvp} = \frac{\partial \text{REM}}{\partial \text{GDP}} = -\beta_1 + \beta_2 \times \text{Findvp}_{it} \quad (4)$$

$$v\text{InstQ} = \frac{\partial \text{REM}}{\partial \text{GDP}} = -\beta_1 + \beta_2 \times \text{InstQ}_{it} \quad (5)$$

Résultats économétriques

Les tableaux 1 et 2 (modèles 9-11) présentent les estimations de l'équation (2) effectuées par les méthodes FE-MCO et DMC. L'utilisation données annuelles et des moyennes sur 4 ans a pour objectif d'éviter tout biais de simultanéité potentiel. Cependant, nous n'interprétons que les résultats de l'estimation DMC, car les résultats MCO sont susceptibles d'être biaisés : la relation entre croissance-envois de fonds, et développement financé par ces transferts est certainement endogène. Les effets fixes et les effets de période sont ajoutés à l'ensemble de la régression, ce qui est logique dans la mesure où le niveau des envois de fonds peut changer avec le temps. Les tableaux 1, 2 et 3 montrent que les régressions satisfont mutuellement le test de Kleibergan-Paap pour les instruments faibles et le test de suridentification pour tous les instruments. Les estimations présentées dans le tableau 1 (modèle 1) montrent que le coefficient du PIB initial est négatif et fortement significatif, et que l'investissement et l'ouverture commerciale sont corrélés positivement avec la croissance économique. Le capital humain, le taux de croissance démographique et les dépenses publiques ont un effet négatif sur le taux de croissance (Jongwanich, 2007 ; Acosta *et al.*, 2009). Cette constatation semble valider l'idée selon laquelle une plus grande participation du gouvernement à l'économie aura des conséquences importantes sur la croissance économique (Fer & Henrekson, 2001). Enfin, une inflation élevée est associée à un taux de croissance plus faible. Ces résultats sont confirmés par les estimations basées sur des données moyennes sur quatre ans (tableau 2).

Si l'on considère les variables d'intérêt, tous les coefficients du développement financier sont positifs et statistiquement différents de zéro. Toutefois, ceux des envois de fonds ne sont pas statistiquement différents de zéro (c'est-à-dire que les envois de fonds n'ont pas un impact

Tableau 1
Croissance, transferts de fonds et développement financier (données annuelles)

Variables indépendantes	Variable dépendante : Croissance du PIB par habitant (données annuelles)							
	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	MCO	DMC	MCO	DMC	MCO	DMC	MCO	DMC
PIB par habitant (initial)	- 0.0997 (0.108)	- 1.281*** (1.467)	- 0.106 (0.0986)	- 1.661*** (0.578)	- 0.143 (0.0902)	- 1.582*** (1.583)	- 0.113 (0.0933)	- 1.875*** (0.523)
Investissement	- 0.515 (1.083)	3.151*** (1.184)	1.638* (0.881)	5.591*** (1.571)	1.615* (0.875)	4.904*** (1.637)	1.569* (0.878)	5.905*** (1.590)
Inflation	- 0.00250 (0.0118)	- 0.00733* (0.00722)	- 0.0113 (0.00938)	- 0.0312** (0.0181)	- 0.0120 (0.00935)	- 0.0300*** (0.0168)	- 0.0109 (0.00936)	- 0.0295*** (0.0171)
Ouverture commerciale	0.137 (0.755)	- 0.751 (1.666)	0.504 (0.594)	0.916 (1.453)	0.317 (0.588)	0.935 (1.449)	0.363 (0.582)	1.414 (1.526)
Population	- 1.996*** (0.655)	- 2.932*** (0.766)	- 1.378** (0.570)	- 3.232*** (0.643)	- 1.987*** (0.600)	- 2.566*** (0.650)	- 1.443** (0.578)	- 3.406*** (0.656)
Dépenses publiques	- 1.135 (1.151)	- 3.915** (1.924)	- 1.757* (0.928)	- 3.623** (1.741)	- 2.081** (0.905)	- 2.523 (1.751)	- 1.777** (0.905)	- 3.479** (1.765)
Capital humain	- 0.338 (1.616)	- 7.638*** (2.835)	0.162 (1.349)	- 5.805*** (2.023)	1.231 (1.343)	- 5.590*** (1.879)	0.105 (1.317)	- 5.444*** (2.109)
Transferts de fonds (REM)	0.479 (0.274)	1.005 (0.486)	- 0.226 (0.172)	- 0.310** (0.017)	- 0.541** (0.227)	- 0.4580** (0.099)	- 0.330 (0.222)	- 0.1421* (0.084)
Findvp1			0.0113* (0.0142)	- 0.0560* (0.0330)				
REM * Findvp1			0.0033 (0.069)	0.07309** (0.0085)				
Findvp1					- 0.373* (0.199)	0.4945* (0.0289)		
REM * Findvp2					0.0564 (0.0234)	0.1438* (0.0122)		
Findvp3							- 0.0487 (0.0357)	0.0140** (0.0068)
REM * Findvp3							0.373* (0.199)	0.0757** (1.0164)
Constante	- 0.163** (0.0733)		0.0331* (0.0847)		0.0289 (0.0851)		0.0393* (0.0847)	
Observations	359	355	311	309	331	324	311	303
R au carré	0.331	0.292	0.292	0.295	0.234	0.276	0.234	0.290
Test stat. Kleibergen Paap		0.269		2.873		1.270		1.321
Suridentif. p-value		0.311		0.728		0.292		0.172
Numéro id	14	14	14	14	14	14	14	14

Note : * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001. Les écarts-types entre parenthèses et leur signification ont été calculées à l'aide de la procédure fiable de l'application logicielle Stata. Findvp1 = Crédits domestiques au secteur privé par les banques en % du PIB ; Findvp 2 = Engagements de liquidités (monnaie au sens large) en % du PIB par rapport au PIB ; Findvp3 = Créances sur le secteur privé (croissance annuelle en % de monnaie au sens large).

Source : voir tableau A-1 en annexe ; calculs de l'auteur.

Tableau 2
Croissance, transferts de fonds, développement financier et qualité institutionnelle (données en moyenne sur 4 ans)

Variables indépendantes	Variable dépendante : Croissance du PIB par habitant (moyenne sur 4 ans)								
	Développement financier			Qualité des institutions				Findvp & InstQ	
	Modèle 9	Modèle 10	Modèle 11	Modèle 12	Modèle 13	Modèle 14	Modèle 15	Modèle 16	Modèle 17
	Findvp1	Findvp2	Findvp3	Risq. politiq.	Loi et ordre public	Instab. publ.	Resp. démocr.	Findev1/ Risq. Pol.	Findvp2/ Stab. publ.
PIB par habitant initial	- 0.057*** (0.02)	- 0.052*** (0.03)	- 0.087*** (0.01)	- 0.024*** (0.02)	- 0.016*** (0.03)	- 0.018*** (0.00)	- 0.231*** (0.04)	- 0.058*** (0.08)	- 0.015*** (0.06)
Investissement	1.060*** (0.13)	1.063** (0.11)	1.026** (0.10)	1.724** (0.08)	1.313*** (0.00)	1.420*** (0.08)	3.994* (0.04)	1.179** (0.25)	1.280** (0.41)
Capital humain	1.195 (0.79)	1.234 (0.97)	1.038 (0.18)	8.978 (0.23)	3.499 (0.85)	5.163 (0.32)	3.214 (0.04)	6.385 (0.35)	- 3.291 (0.98)
Dépenses publiques	0.0483* (0.02)	0.0471** (0.01)	0.0560** (0.01)	1.161** (0.22)	0.421*** (0.06)	0.761* (0.03)	1.354*** (0.04)	0.846** (0.33)	0.398** (0.99)
Inflation (coefficient * 100)	- 0.02*** (0.06)	- 0.034*** (0.13)	- 0.0475*** (0.08)	- 2.41*** (0.19)	- 0.719*** (0.58)	- 1.47*** (0.28)	- 1.40*** (0.04)	- 1.53** (0.26)	- 0.641** (0.65)
Croissance de la population	- 0.321*** (0.10)	0.301*** (0.09)	0.259** (0.05)	1.823** (0.20)	5.012** (0.61)	3.0444* (0.29)	6.138 (0.04)	3.459* (0.26)	4.330* (0.64)
Ouverture des échanges	- 0.0311 (0.08)	- 0.0252 (0.06)	- 0.0714 (- 0.09)	- 0.333 (0.10)	- 0.0601 (0.01)	0.148 (0.17)	- 1.110 (0.04)	- 0.114 (0.07)	0.0266 (0.06)
Envois de fonds (REM)	- 0.0135** (0.03)	- 0.254** (0.05)	- 0.975*** (0.05)	0.897** (- 0.08)	0.646* (0.39)	2.207*** (- 0.26)	21.46** (- 0.04)	- 0.0259* (- 0.00)	- 0.749 (0.48)
Findvp1	0.154** (0.14)							0.072** (0.03)	
REM * Findvp1	0.0626* (0.20)							0.094* (0.65)	
Findvp2		0.0345** (0.01)							0.0305 (0.10)*
REM * Findvp2		.0181*** (0.00)							.0364** (0.44)
Findvp3			0.894*** (0.15)						
REM * Findvp3			0.0885** (0.05)						
Indice de Risque Politique				- 0.144 (0.22)				0.0984 (0.34)*	
REM * Indice Risq. Pol.				0.0270 (0.04)				0.176 (0.16)	
Instabilité publique					- 0.436*** (0.84)				- 0.382* (0.9)
REM * Instabilité publ.					0.0687*** (0.05)				0.0397 (0.03)
Loi et ordre public						- 0.295** (0.15)			
REM * Loi et ordre public						0.0540*** (0.27)			
Responsabilité démocratique							7.488 (0.04)		
REM * Resp. démocr.							0.062 (0.04)		
Observations	61	61	58	58	58	58	58	58	58
R au carré	0.232	0.231	0.254	0.392	0.119	0.230	0.131	0.219	0.323
Test stat. Kleibergen Paap	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.001	0.000
Suridentif. p-value	0.458	0.456	0.468	0.789	0.759	0.843	0.755	0.525	0.568
Numéro id	14	14	14	13	13	13	13	13	13

Note : * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001. En l'absence de données sur la qualité des institutions disponibles pour la Palestine, le pays a été exclu de l'échantillon dans les modèles 12 à 17.

Source : voir tableau A-1 en annexe ; calculs de l'auteur.

significatif sur la croissance économique). Ces résultats contrastent avec la littérature antérieure qui a constaté un effet positif des envois de fonds sur la croissance économique (Klobodu *et al.*, 2016 ; Imai *et al.*, 2014 ; Nyamongo *et al.*, 2012). Ces résultats suggèrent que les transferts de fonds vers les pays de la région MENA pourraient être effectués en présence d'asymétries d'information, créant un déséquilibre de pouvoir entre migrants et destinataires. Ces derniers peuvent dans ce cas adopter un comportement opportuniste et faire état, auprès de leurs proches émigrés, d'une détérioration de leurs conditions de vie afin de recevoir davantage d'argent. Les ménages qui choisissent de vivre des transferts qu'ils reçoivent sont également susceptibles de réduire leur participation au marché du travail ou leur effort de travail, de limiter leurs recherches d'emploi ou de s'engager dans des entreprises à risque (Ebeke, 2012). Dans de tels cas, les transferts de fonds créent un aléa moral qui nuit à la croissance économique.

Ces résultats conduisent également à s'interroger sur la nature de la relation entre envois de fonds et croissance économique. En d'autres termes, l'effet des envois de fonds sur la croissance économique peut dépendre d'autres variables. Par conséquent, nous explorons cette question en examinant si le développement financier et le niveau institutionnel des pays d'accueil influencent l'effet des envois de fonds sur la croissance économique.

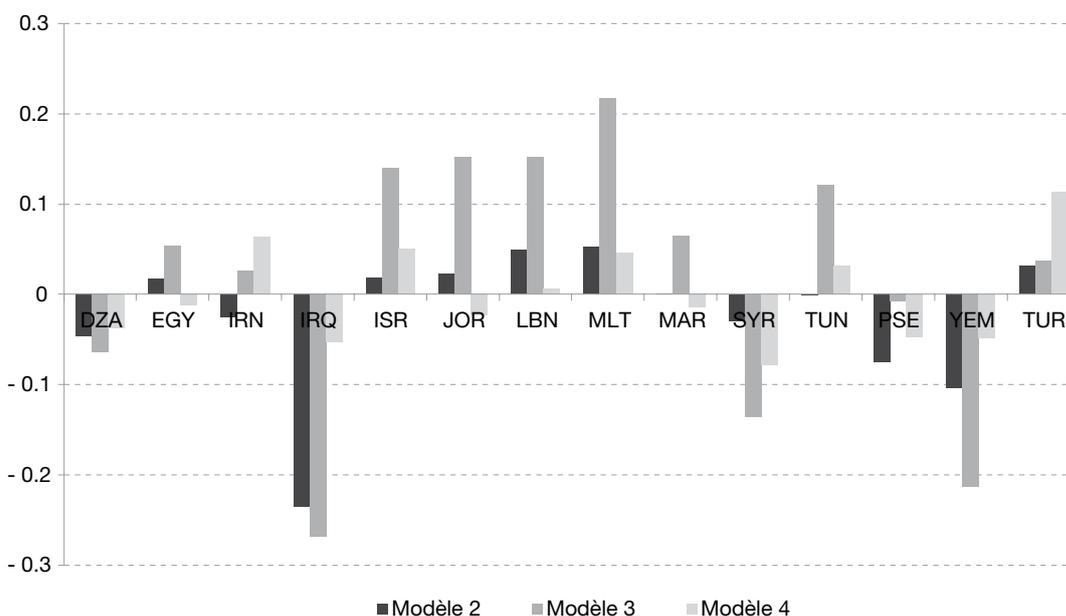
Premièrement, nous estimons l'équation (2) dans laquelle un certain nombre de variables d'interaction ont été ajoutées. Nous recherchons s'il existe une relation de substituabilité ou de complémentarité entre les envois de fonds et le développement financier dans la promotion de la croissance économique dans les pays de la région MENA. Les modèles 2 à 4 (cf. tableau 1) et les modèles 9 à 11 (cf. tableau 2) présentent les résultats pour les données annuelles et les données moyennes sur quatre ans. Pour chaque modèle, nous utilisons un indicateur du développement financier. Les coefficients estimés des envois de fonds et le terme d'interaction sont significatifs et respectivement négatifs et positifs. Comme nous l'avons expliqué, les transferts de fonds et le développement financier ont un effet complémentaire pour stimuler la croissance du PIB par habitant. Ce résultat suggère que les envois de fonds n'ont un effet positif sur la croissance économique que si le système bancaire national est suffisamment développé. Des résultats similaires ont été obtenus par Bettin et Zazzaro (2012) et Nyamongo *et al.* (2012). Toutefois, ces résultats ne s'alignent pas avec ceux de Barajas *et al.* (2009) ou Giuliano et Ruiz-Arranz (2009), qui supportaient la relation de substitution. Contrairement à notre étude, Giuliano et Ruiz-Arranz n'ont utilisé que des mesures de la taille du secteur financier, ignorant son efficacité (c'est-à-dire sa capacité à fournir des produits et services de qualité au moindre coût).

Tableau 3
Seuil de développement financier (données annuelles)

Moyenne par composante				Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
				β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2
				- 0.3100	0.0730	- 0.458	0.1438	- 0.1421	0.0757
				Seuil					
				4.2413		3.1850		1.8771	
				Pays atteignant le seuil par modèle					
Algérie	3.601424	2.735302	1.382847	Égypte	Égypte				
Égypte	4.477593	3.554391	1.709718	Iran	Iran			Iran	
Iran	4.247697	3.364963	2.721709	Israël	Israël			Israël	
Irak	1.019601	1.317312	1.173017	Jordanie	Jordanie			Liban	
Israël	4.487161	4.152959	2.537411	Liban	Liban			Malte	
Jordanie	4.545133	4.240894	1.564242	Malte	Malte			Tunisie	
Liban	4.913593	4.240236	1.956086	Maroc	Maroc			Turquie	
Malte	4.958192	4.691771	2.4798	Tunisie	Tunisie				
Maroc	4.253182	3.630694	1.6798	Turquie	Turquie				
Palestine	3.209784	3.127658	1.240927						
Syrie	3.837318	2.241324	0.8459081						
Tunisie	4.24037	4.026381	2.286178						
Turquie	4.66627	3.443014	3.372612						
Yémen	2.813941	1.700788	1.23657						

Source : voir tableau A-1 en annexe ; calculs de l'auteur basés sur une estimation annuelle (cf. tableau 1).

Figure I
Effet marginal des transferts de fonds de migrants sur la croissance économique de leur pays d'origine selon la valeur de l'indice Findvp



Source : voir tableau A-1 en annexe ; calculs de l'auteur.

En résolvant l'équation (4), le seuil du développement financier à partir duquel les transferts de fonds peuvent accélérer la croissance économique est égal à $-(-\beta_1/\beta_2)$. Sur la base des estimations DMC du modèle 1, et en tenant compte du ratio des crédits domestiques accordés au secteur privé par rapport au PIB comme mesure du niveau de développement financier, on obtient une valeur de $-(-0.31/0.07309) = 4.2413$. La moyenne de l'échantillon est égale à $\log(68.435) = 4.2196$, ce qui indique que la majeure partie de l'échantillon pourrait bénéficier des flux de envois de fonds.

Le tableau 3 présente la liste des pays qui satisfont le seuil pour les trois modèles estimés (modèles 2 à 4). Nous constatons que 8 pays sur 14 satisfont le seuil requis pour les modèles 2 et 3. Cependant, pour le modèle 4, seuls 6 pays atteignent le seuil requis. Dans les autres pays, l'impact des envois de fonds sur la croissance est négatif.

Par exemple, dans le cas de l'Égypte, lorsque le développement financier est mesuré par le ratio des crédits domestiques accordés au secteur privé par rapport au PIB, l'effet total est $\partial \text{GDP} / \partial \text{REM} = -0.4352 + (0.1873 \times 4.4775) = 0.0172$. Cela indique qu'une augmentation de 1 % de la part des envois de fonds dans le PIB entraîne une augmentation de 0.0172 % du taux de croissance du PIB par habitant. Cependant,

en Algérie, une augmentation de 1 % des envois de fonds entraîne une baisse de 0.046 % du taux de croissance du PIB. La figure I présente l'impact des envois de fonds sur la croissance du PIB par habitant, calculé pour le niveau moyen des trois indicateurs de développement financier de chaque pays. Ce chiffre montre que, quel que soit l'indicateur de développement financier retenu, seuls 6 pays de l'échantillon semblent bénéficier des transferts de fonds reçus.

Comme pour les précédentes estimations, toutes les variables de contrôle ont le signe attendu et sont dans l'ensemble significatives, quelle que soit la spécification. Le tableau 4 permet de constater que l'effet direct des variables institutionnelles est positif (à l'exception de la « responsabilité démocratique »). Cela suggère que les pays dans lesquels le niveau de qualité institutionnelle est élevé (risque moindre) enregistrent un taux de croissance plus élevé que les pays où le niveau de qualité institutionnelle est faible. Ce constat est conforme aux résultats de Farooq *et al.* (2013) pour le Pakistan, d'Agostino *et al.* (2016) pour les pays africains, Huang (2015) pour les pays d'Asie Pacifique et Alam (2017) pour un panel de 86 pays.

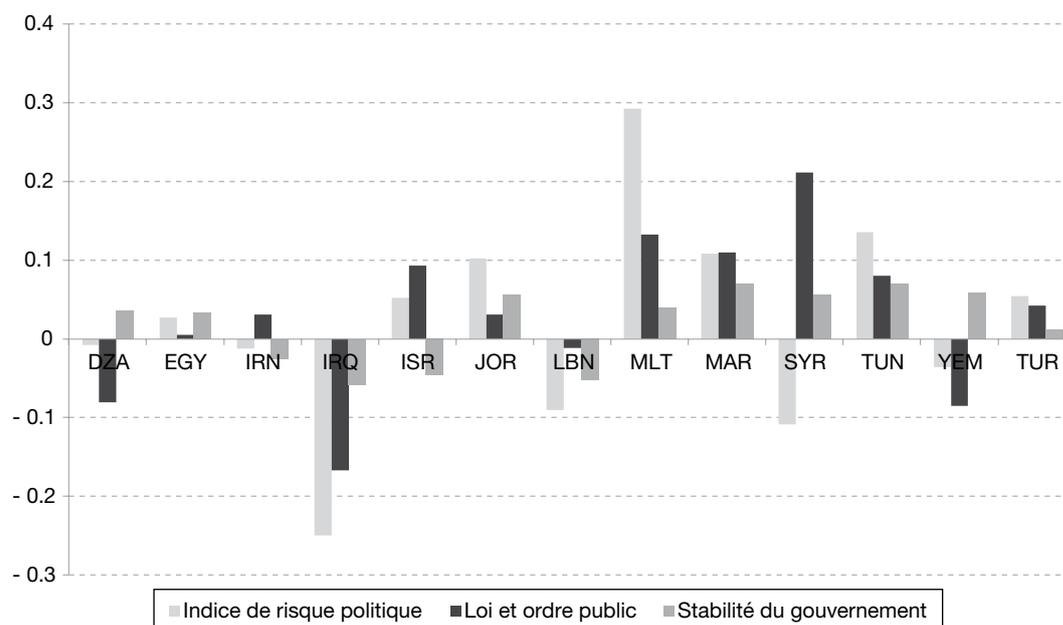
Les résultats de l'équation (3) figurent au tableau 4 (données annuelles) et au tableau 2 (données

Tableau 4
Croissance, transferts de fonds et qualité institutionnelle (données annuelles)

Variables indépendantes	Variable dépendante : Croissance du PIB par habitant (données annuelles)							
	Modèle 5		Modèle 6		Modèle 7		Modèle 8	
	MCO	DMC	MCO	DMC	MCO	DMC	MCO	DMC
PIB par habitant (initial)	- 0.161* (0.0909)	- 1.983*** (0.804)	- 0.105 (0.0879)	- 1.478*** (0.669)	- 0.120 (0.0926)	- 1.304*** (0.488)	- 0.132 (0.0886)	- 1.320*** (0.490)
Investissement	1.639* (0.896)	4.642*** (1.618)	1.648* (0.897)	5.057*** (1.531)	1.363 (0.883)	4.738*** (1.593)	1.601* (0.883)	5.780*** (1.598)
Inflation	- 0.0116 (0.00942)	- 0.0270* (0.0154)	- 0.0113 (0.00945)	- 0.0290* (0.0164)	- 0.00760 (0.00957)	- 0.0272* (0.0153)	- 0.0133 (0.00973)	- 0.0288* (0.0160)
Ouverture des échanges	0.276 (0.614)	0.854 (1.418)	0.508 (0.578)	0.880 (1.434)	0.162 (0.584)	0.830 (1.449)	0.246 (0.590)	1.037 (1.520)
Croissance de la population	- 2.092*** (0.621)	- 2.836*** (0.611)	- 1.410** (0.574)	- 3.033*** (0.602)	- 1.785*** (0.603)	- 2.582*** (0.656)	- 1.513*** (0.561)	- 3.219*** (0.575)
Dépenses publiques	- 2.133** (0.911)	- 2.611 (1.723)	- 1.746* (0.906)	- 3.365** (1.695)	- 1.707* (0.936)	- 2.943* (1.696)	- 2.028** (0.931)	- 3.353** (1.699)
Capital humain	0.841 (1.279)	- 5.893*** (1.991)	0.125 (1.419)	- 5.661*** (1.936)	1.137 (1.351)	- 5.313*** (1.824)	0.436 (1.355)	- 5.606*** (2.031)
Envois de fonds (REM)	- 0.588** (0.239)	- 0.6821** (0.075)	- 0.220 (0.071)	- 0.322* (0.024)	- 0.410** (0.014)	- 0.428** (0.045)	- 0.296 (0.216)	0.570 (0.340)
Indice de Risque Politique	- 0.0175 (0.0246)	0.0520** (0.0351)						
REM * Indice Risq. Pol.	0.218** (0.090)	0.0124** (0.0137)						
Loi et ordre public			- 0.0327 (0.192)	0.0725* (0.280)				
REM * Loi et ordre public			0.0974 (0.0999)	0.0981** (0.144)				
Stabilité publique					0.180 (0.117)	0.245* (0.130)		
REM * Stabilité publ.					0.098* (0.0548)	0.0569* (0.0113)		
Responsabilité démocratique							0.163 (0.170)	- 0.0399 (0.244)
REM * Resp. démocr.							0.00991 (0.0890)	- 0.105 (0.105)
Constante	1.907* (7.653)		1.133 (7.998)		- 2.149 (7.681)		1.423 (7.896)	
Observations	316	310	313	310	313	310	313	310
R au carré		0.246		0.659		0.252		0.242
Test stat. Kleibergen Paap		0.365		1.863		1.654		1.761
Suridentif. p-value		0.311		0.728		0.292		0.342
Numéro id	13	13	13	13	13	13	13	13

Note : * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001. Ecart-types entre parenthèses ; l'importance est calculée à l'aide de la procédure fiable de Stata. Les données sur la qualité des institutions ne sont pas disponibles pour la Palestine.
Source : voir tableau A-1 en annexe ; calculs de l'auteur.

Figure II
Effet marginal des transferts de fonds de migrants sur la croissance de leur pays d'origine selon la valeur de l'indice de qualité des institutions



Note : les données sur la qualité des institutions ne sont pas disponibles pour la Palestine.
Source : voir tableau A-1 en annexe ; calculs de l'auteur.

Tableau 5
Seuil de qualité institutionnelle (données annuelles)

Moyenne par composante				Modèle 5		Modèle 6		Modèle 7	
				β_1	β_2	β_1	β_2	β_1	β_2
				- 0.6821	0.0124	- 0.322	0.0981	- 0.428	0.0569
	Indice de Risque Politique	Loi et ordre public	Stabilité publique	Seuil					
Algérie	54.2	2.5	8.2	54.7871		3.2824		7.5220	
Égypte	57.0	3.3	8.1	Pays atteignant le seuil par modèle					
Iran	53.8	3.6	7.1						
Irak	34.7	1.6	6.5						
Israël	59.0	4.2	6.7						
Jordanie	63.0	3.6	8.5						
Liban	47.6	3.2	6.6						
Malte	78.3	4.6	8.2						
Maroc	63.5	4.4	8.8						
Syrie	46.1	5.4	8.5						
Tunisie	65.7	4.1	8.8						
Turquie	59.2	3.7	7.7						
Yémen	51.9	2.4	8.6						

Note : les données sur la qualité des institutions ne sont pas disponibles pour la Palestine.
Source : voir tableau A-1 en annexe ; calculs de l'auteur basés sur le tableau 3.

moyennes sur 4 ans, modèles 12 à 15). Dans ces estimations, nous testons le lien entre les envois de fonds et l'environnement institutionnel et la croissance économique. En d'autres termes, la spécification nous permet de tester l'hypothèse selon laquelle l'effet des envois de fonds sur la croissance économique dépend de la qualité institutionnelle. Nous présentons cinq spécifications. Pour la première, nous utilisons l'indice composite du risque politique. Cet indice correspond à la somme de 12 composantes mesurant diverses dimensions de l'environnement politique et commercial auquel sont confrontées les entreprises opérant dans un pays. La valeur de cet indice varie de 0 pour un risque très élevé à 100 pour un risque très faible. Ensuite, nous remplaçons l'indice de risque politique par des indices de stabilité gouvernementale, d'ordre public et de responsabilité démocratique afin de mieux évaluer laquelle de ces composantes est efficace pour transmettre l'effet des envois de fonds à la croissance économique.

Concernant nos variables d'intérêt, nous constatons que tous les termes d'interaction sont positifs et significatifs (sauf la responsabilité démocratique). Les coefficients des envois de fonds sont négatifs, ce qui signifie qu'un niveau plus élevé de qualité institutionnelle pourrait éliminer l'effet négatif des envois de fonds sur la croissance économique. Les envois de fonds et la qualité des institutions sont des compléments pour stimuler la croissance du PIB par habitant. Ainsi, la force et l'impartialité du système judiciaire, le respect populaire de la loi, la capacité du gouvernement à mettre en œuvre ses programmes déclarés et sa capacité à rester au pouvoir envoient un signal positif aux ménages bénéficiaires, ce qui peut corriger l'asymétrie de l'information et favoriser la croissance. Cela implique que, dans les pays de la région MENA, la performance économique est positivement corrélée à la qualité des institutions. Sur la base de ces résultats, le tableau 5 compare le seuil calculé avec le niveau de qualité institutionnelle dans chaque pays de l'échantillon. Ainsi, sur les 14 pays considérés dans l'analyse, seuls l'Iraq et le Liban ne disposent pas du système institutionnel suffisamment solide pour bénéficier des envois de fonds. La figure II montre l'effet marginal des envois de fonds sur la croissance en fonction de la valeur de l'indice de qualité des institutions de chaque pays. Par ailleurs, les envois de fonds peuvent avoir un effet négatif sur la croissance économique. En revanche, les institutions du pays bénéficiaire peuvent modérer cet effet. Premièrement, un système juridique et réglementaire impliquant la protection des droits de propriété, l'exécution

des contrats et de bonnes pratiques comptables a été identifié comme essentiel pour le développement financier (Huang, 2010). Un système financier solide dans le pays d'origine renforce la confiance des migrants dans le système bancaire de leur pays, et l'argent sera envoyé par l'intermédiaire des banques. Dans le pays d'origine, les transferts reçus tendent à réduire les contraintes de liquidité du système financier, ce qui permet de financer d'autres projets stimulant la croissance économique.

Pour les politiques du développement, les implications sont de différents ordres. Premièrement, les transferts de fonds pourraient constituer un substitut à des systèmes de crédit inefficaces ou inexistant, fournissant aux entrepreneurs locaux une source alternative de financement et aidant à contourner le manque de garanties ou les coûts élevés des prêts pour le démarrage d'activités productives (Giuliano & Ruiz-Arranz, 2009). Deuxièmement, un niveau plus élevé de qualité des institutions (application des contrats, droits de propriété, absence de corruption) pourrait rassurer les migrants et les ménages récipiendaires sur la situation de leur pays et par conséquent favoriser leurs initiatives pour investir, innover et contribuer à l'activité économique.

* *
*

Au cours des deux dernières décennies, les transferts effectués par les migrants vers leur pays d'origine ont atteint le niveau le plus élevé de l'histoire, et les pays bénéficiaires ont pris conscience de leur importance. Les économistes et les chercheurs, dans un volume croissant de littérature, ne s'accordent pas vraiment sur l'impact de ces transferts sur la croissance économique. En effet, dans la mesure où de nombreux canaux d'influence existent, il est difficile d'établir une relation claire entre les transferts reçus et la croissance économique. Dans cet article, nous nous sommes intéressés au rôle du secteur financier et de la qualité des institutions financières, en tant que canaux par lesquels les transferts de fonds de migrants peuvent d'affecter la croissance. Ainsi, nous utilisons, respectivement, trois et quatre indices de développement financier et de qualité des institutions. Les estimations effectuées par la méthode MCO et DMC indiquent qu'un niveau élevé de développement financier et un environnement institutionnel solide sont nécessaires

pour permettre aux envois de fonds d'améliorer la croissance, indépendamment de la mesure du développement financier et de la qualité des institutions utilisées. Cependant, ces estimations présentent certaines limites. Premièrement, nous n'avons pas pu trouver d'indicateur tenant compte de la nature multidimensionnelle complexe du développement financier. En d'autres termes, il n'existe aucune mesure composite qui engloberait simultanément la taille, la profondeur et l'efficacité des institutions financières. Deuxièmement, la fréquence et la disponibilité des données sur la qualité des institutions au cours de la période couverte par l'étude varient

d'un pays à l'autre, ce qui rend les comparaisons internationales difficiles. Troisièmement, nous n'avons pas inclus les transferts de fonds informels ni les transferts en nature, ce qui peut avoir une incidence sur nos estimations. Néanmoins, malgré ces limites, quelques enseignements semblent pouvoir être tirés dans la perspective des politiques de développement pour les pays de la région MENA. En particulier, il n'est pas seulement important de recevoir des transferts de fonds, il faut aussi fournir davantage d'incitations pour que ces fonds soient consacrés à des investissements productifs contribuant à la croissance économique. □

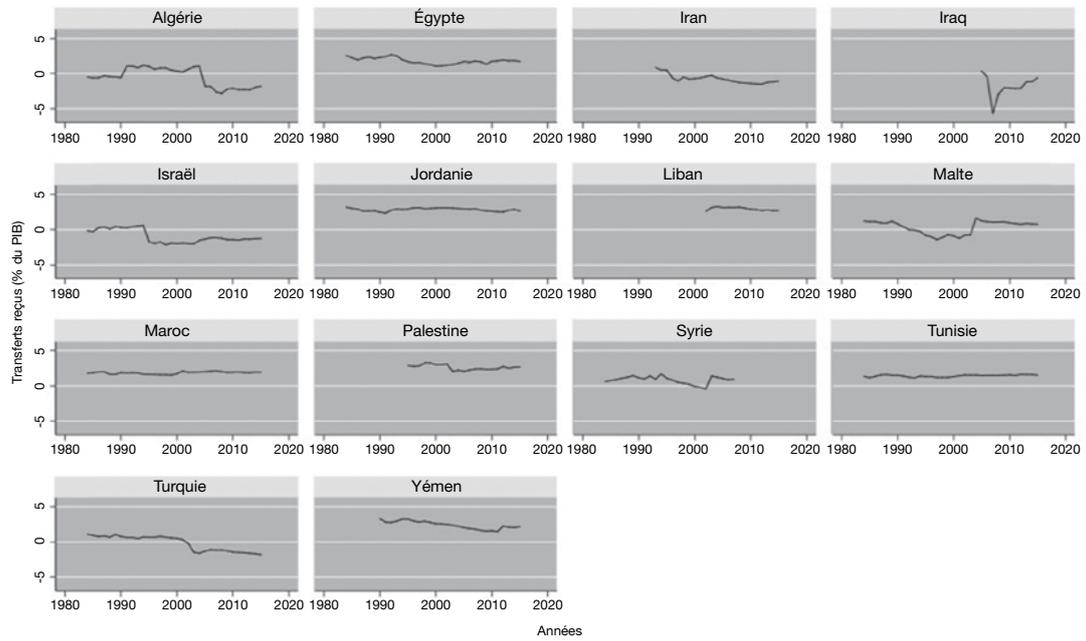
BIBLIOGRAPHIE

- Abdih, Y., Chami, R., Dagher, J. & Montiel, P. (2012).** Remittances and Institutions: Are Remittances a Curse? *World Development*, 40(4), 657–666. <http://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.09.014>
- Acosta, P. A., Lartey, E. K. K. & Mandelman, F. S. (2009).** Remittances and the Dutch disease. *Journal of International Economics*, 79(1), 102–116. <http://doi.org/10.1016/j.jinteco.2009.06.007>
- Acosta, P. A., Baerg, N. R. & Mandelman, F. S. (2009).** Financial Development, Remittances, and Real Exchange Rate Appreciation. *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*, 94(1), 14. <http://hdl.handle.net/10419/57669>
- Adams, R. H., Jr. (2003).** International Migration, Remittances, and the Brain Drain: A Study of 24 Labor-Exporting Countries. World Bank, *Policy Research Working Paper* N° 3069. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/18161>
- Adams, R. H., Jr. & Cuecuecha, A. (2013).** The Impact of Remittances on Investment and Poverty in Ghana. *World Development*, 50, 24–40. <http://doi.org/10.1016/j.worlddev.2013.04.009>
- Adams, S. & Klobodu, E. K. M. (2016).** Remittances, regime durability and economic growth in Sub-Saharan Africa (SSA). *Economic Analysis and Policy*, 50, 1–8. <http://doi.org/10.1016/j.eap.2016.01.002>
- Agostino, G. d', Dunne, J. P. & Pieroni, L. (2016).** Corruption and growth in Africa. *European Journal of Political Economy*, 43, 71–88. <http://doi.org/10.1016/j.ejpolco.2016.03.002>
- Ahamada, I. & Coulibaly, D. (2013).** Remittances and growth in sub-saharan african countries: Evidence from a panel causality test. *Journal of International Development*, 25(3), 310–324. <http://doi.org/10.1002/jid.2830>
- Aitymbetov, S. (2006).** Emigrant remittances: impact on economic development of Kyrgyzstan. ICEG European Center, *Working Paper* N° 31. http://pdc.ceu.hu/archive/00003286/01/emigrant_remittances.pdf
- Akobeng, E. (2016).** Out of inequality and poverty: Evidence for the effectiveness of remittances in Sub-Saharan Africa. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 60, 207–223. <http://doi.org/10.1016/j.qref.2015.10.008>
- Alam, M. R., Kitenge, E. & Bedane, B. (2017).** Government Effectiveness and Economic Growth. *Economics Bulletin*, 37(1), 222–227. <https://ideas.repec.org/a/ebl/ecbull/eb-16-00708.html>
- Amuedo-Dorantes, C. & Mazzolari, F. (2010).** Remittances to Latin America from migrants in the United States: Assessing the impact of amnesty programs. *Journal of Development Economics*, 91(2), 323–335. <http://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2009.06.006>

- Ang, A. (2009).** Workers' remittances and its impact on rural development in the Philippines. *Asia-Pacific Social Science Review*, 9(2), 63–77.
<http://doi.org/10.3860/apssr.v9i2.1462>
- Arellano, M. & Bond, S. (1991).** Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
<http://doi.org/10.2307/2297968>
- Ayana Aga, G. & Martinez Peria, M. S. (2014).** International Remittances and Financial Inclusion in Sub-Saharan Africa. World Bank, *Policy Research Working Paper* N° 6991.
<http://hdl.handle.net/10986/19383>
- Barajas, A. & Chami, R. (2009).** Do Workers' Remittances Promote Economic Growth? *IMF Working Papers* N° 09.
<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Do-Workers-Remittances-Promote-Economic-Growth-23108>
- Barro, R. J. (1991).** Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407.
<http://doi.org/10.2307/2937943>
- Barro, R. J. & Sala-I-Martin, X. (2003).** *Economic Growth: Second Edition*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.
- Barro, R. J. (1996).** Determinants of economic growth: a cross-country empirical study. *NBER Working Paper* 5698.
<http://doi.org/10.3386/w5698>
- Bekaert, G., Harvey, C. R. & Lundblad, C. (2006).** Growth volatility and financial liberalization. *Journal of International Money and Finance*, 25(3), 370–403.
<http://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2006.01.003>
- Bettin, G. & Zazzaro, A. (2012).** Remittances and financial development: Substitutes or complements in economic growth? *Bulletin of Economic Research*, 64(4), 509–536.
<http://doi.org/10.1111/j.1467-8586.2011.00398.x>
- Blundell, R. & Bond, S. (1998).** Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
[https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(98\)00009-8](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(98)00009-8)
- Bollen, K. A. (1995).** Structural Equation Models That are Nonlinear in Latent Variables: A Least-Squares Estimator. *Sociological Methodology*, 25, 223–251.
<https://www.jstor.org/stable/271068>
- Bourdet, Y. & Falck, H. (2006).** Emigrants' remittances and Dutch Disease in Cape Verde. *International Economic Journal*, 20(3), 267–284.
<http://doi.org/10.1080/10168730600879323>
- Burgess, R. & Haksar, V. (2005).** Migration and Foreign Remittances in the Philippines. *IMF Working Papers* 2005/111, 1–18.
<http://doi.org/10.5089/9781451861303.001>
- Calero, C., Bedi, A. S. & Sparrow, R. (2009).** Remittances, Liquidity Constraints and Human Capital Investments in Ecuador. *World Development*, 37(6), 1143–1154.
<http://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.10.006>
- Catrinescu, N., Leon-Ledesma, M., Piracha, M. & Quillin, B. (2009).** Remittances, Institutions, and Economic Growth. *World Development*, 37(2139), 81–92.
<http://doi.org/10.1016/j.worlddev.2008.02.004>
- Chami, R., Fullenkamp, C. & Jahjah, S. (2005).** Are Immigrant Remittances Flows a Source of Capital for Development. *IMF Working Papers* 03/189, 55–81.
<http://www.imf.org/external/pubs/cat/longres.aspx?sk=16801>
- Combes, J.-L. & Ebeke, C. (2011).** Remittances and Household Consumption Instability in Developing Countries. *World Development*, 39(7), 1076–1089.
<http://doi.org/10.1016/j.worlddev.2010.10.006>
- Edwards, A. C. & Ureta, M. (2003).** International migration, remittances, and schooling: Evidence from El Salvador. *Journal of Development Economics*, 72(2), 429–461.
[http://doi.org/10.1016/S0304-3878\(03\)00115-9](http://doi.org/10.1016/S0304-3878(03)00115-9)
- El Qorchi, M., Munzele, M. S. & Wilson, J. F. (2003).** Informal Funds Transfer Systems: An Analysis of the Informal Hawala System. *IMF Occasional Paper* N° 222.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:imf:imfocp:222>
- El Hamma, I. (2017).** Do political institutions improve the effect of remittances on economic growth? Evidence South-Mediterranean countries. *Economics Bulletin*, 37(3), 2133–2148.
<https://econpapers.repec.org/RePEc:eb1:ecbull:eb-17-00318>
- Fayissa, B. & Nsiah, C. (2012).** Financial Development and Remittances in Africa and the Americas: A Panel Unit-Root Tests and Panel Cointegration Analysis. *Middle Tennessee State University, Department of Economics and Finance, Working Papers* 201201.
<http://ideas.repec.org/p/mts/wpaper/201201.html>

- Fölster, S. & Henrekson, M. (2001).** Growth effects of government expenditure and taxation in rich countries. *European Economic Review*, 45(8), 1501–1520.
[http://doi.org/10.1016/S0014-2921\(00\)00083-0](http://doi.org/10.1016/S0014-2921(00)00083-0)
- Giuliano, P. & Ruiz-Arranz, M. (2009).** Remittances, financial development, and growth. *Journal of Development Economics*, 90(1), 144–152.
<https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2008.10.005>
- Glytsos, N. P. (2005).** The contribution of remittances to growth: A dynamic approach and empirical analysis. *Journal of Economic Studies*, 32(6), 468–496.
<http://doi.org/10.1108/01443580510631379>
- Gubert, F. (2002).** Do Migrants Insure Those who Stay Behind? Evidence from the Kayes Area (Western Mali). *Oxford Development Studies*, 30(3), 267–287.
<http://doi.org/10.1080/1360081022000012699>
- Guillaumont Jeanneney, S. & Kpodar, K. (2006).** Développement financier, instabilité financière et croissance économique. *Economie & prévision*, 174(3), 87–111.
http://www.cairn.info/resume.php?ID_ARTICLE=ECOP_174_0087
- Huang, C.-J. (2016).** Is corruption bad for economic growth? Evidence from Asia-Pacific countries. *The North American Journal of Economics and Finance*, 35, 247–256.
<http://doi.org/10.1016/j.najef.2015.10.013>
- Imai, K. S., Gaiha, R., Ali, A. & Kaicker, N. (2014).** Remittances, growth and poverty: New evidence from Asian countries. *Journal of Policy Modeling*, 36(3), 524–538.
<http://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2014.01.009>
- Jongwanich, J. (2007).** Workers' Remittances, Economic Growth and Poverty in Developing Asia and the Pacific Countries. United Nation, *UNESCAP Working Paper* N° WP/07/01.
<https://books.google.com/books?id=xMq7GS-6MTMC&pgis=1>
- Khan, Z. S. & Islam, S. (2013).** The Effects of Remittances on Inflation: Evidence from Bangladesh. *Journal of Economics and Business Research*, 19(2), 198–208.
<http://www.uav.ro/jour/index.php/jebr/article/view/94>
- Lucas, R. E. B. (2005).** *International Migration and Economic Development: Lessons from Low-Income Countries*. Cheltenham, UK and Northampton, MA, USA: Edward Elgar.
<https://books.google.com/books?id=5LrJk6KUIwYC&pgis=1>
- Majeed, M. T. (2015).** Poverty Effects of Remittances: A Comparative Analysis. *Journal of International Development*, 27(1), 1–14.
<http://doi.org/10.1002/jid.3055>
- Mundaca, B. G. (2009).** Remittances, Financial Market Development, and Economic Growth: The Case of Latin America and the Caribbean. *Review of Development Economics*, 13(2), 288–303.
<http://doi.org/10.1111/j.1467-9361.2008.00487.x>
- Nyamongo, E. M., Misati, R. N., Kipyegon, L. & Ndirangu, L. (2012).** Remittances, financial development and economic growth in Africa. *Journal of Economics and Business*, 64(3), 240–260.
<http://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2012.01.001>
- Pesaran, M. H. (2007).** A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312.
<http://doi.org/10.1002/jae.951>
- Rapoport, H. & Docquier, F. (2005).** The Economics of Migrants' Remittances. In: M. Ythier & S. Kolm (Eds.). *Handbook on the Economics of Giving, Reciprocity and Altruism*, pp. 1135–1198. Amsterdam, London: North Hollande.
[https://doi.org/10.1016/S1574-0714\(06\)02017-3](https://doi.org/10.1016/S1574-0714(06)02017-3)
- Singh, R. J., Haacker, M., Lee, K. W. & Le Goff, M. (2011).** Determinants and Macroeconomic Impact of Remittances in Sub-Saharan Africa. *Journal of African Economies*, 20(2), 312–340.
<http://doi.org/10.1093/jae/ejq039>
- Woodruff, C. & Zenteno, R. (2007).** Migration networks and microenterprises in Mexico. *Journal of Development Economics*, 82(2), 509–528.
<http://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2006.03.006>
- World Bank (2016).** *Migration and Development Brief 23*. Washington, DC: World Bank.
<http://pubdocs.worldbank.org/pubdocs/public/doc/2015/10/848611444756854924/MigrationandDevelopmentBrief23.pdf>
- World Bank (2018).** *Migration and Development Brief 29*. Washington, DC: World Bank.
<http://www.knomad.org/publication/migration-and-development-brief-29>
- Ziesemer, T. H. W. (2012).** Worker remittances, migration, accumulation and growth in poor developing countries: Survey and analysis of direct and indirect effects. *Economic Modelling*, 29(2), 103–118.
<http://doi.org/10.1016/j.econmod.2011.08.013>

Figure A-I
Transferts personnels de fonds reçus (% du PIB) en 2017



Source : données des comptes nationaux de la Banque mondiale ; calculs de l'auteur.

Tableau A-1
Sources pour le calcul des variables

Indicateur	Source	
Croissance du PIB par habitant (% annuel)	Données des comptes nationaux de la Banque mondiale et fichiers de données des comptes nationaux de l'OCDE.	1982-2016
Croissance du PIB (% annuel)	Données des comptes nationaux de la Banque mondiale et fichiers de données des comptes nationaux de l'OCDE.	1982-2016
PIB par habitant (USD actuel)	Données des comptes nationaux de la Banque mondiale et fichiers de données des comptes nationaux de l'OCDE.	1982-2016
Croissance de la population (% annuel)	Dérivée de la population totale. Source de la population : (1) Division de la population des Nations unies. Perspectives de la population mondiale : Révision de 2017, (2) Rapports de recensement et autres publications statistiques des offices statistiques nationaux, (3) Eurostat : Statistiques démographiques, (4) Division de statistique des Nations Unies. Rapport sur la population et les statistiques vitales (années diverses), (5) Bureau de recensement américain : Base de données internationale, et (6) Secrétariat de la Communauté du Pacifique : Programme de statistiques et démographie.	1982-2016
PIB par habitant (unité monétaire constante)	Données des comptes nationaux de la Banque mondiale et fichiers de données des comptes nationaux de l'OCDE.	1982-2016
Envois personnels de fonds, réceptions (% du PIB)	Estimations des effectifs de la Banque mondiale fondées sur les données de la balance des paiements du FMI et sur les estimations du PIB de la Banque mondiale et de l'OCDE.	1982-2016
Inflation, déflateur du PIB (% annuel)	Données des comptes nationaux de la Banque mondiale et fichiers de données des comptes nationaux de l'OCDE.	1982-2016
Commerce (% du PIB)	Données des comptes nationaux de la Banque mondiale et fichiers de données des comptes nationaux de l'OCDE.	1982-2016
Formation brute de capital fixe (% du PIB)	Données des comptes nationaux de la Banque mondiale et fichiers de données des comptes nationaux de l'OCDE.	1982-2016
Taux de dépendance selon l'âge (% de la population en âge de travailler)	Estimations des effectifs de la Banque mondiale fondées sur la répartition par âge des Perspectives de la population mondiale de la Division de la population des Nations Unies : Révision de 2017.	1982-2016
Dépenses de consommation finale des administrations publiques (% du PIB)	Données des comptes nationaux de la Banque mondiale et fichiers de données des comptes nationaux de l'OCDE.	1982-2016
Crédit intérieur accordé par le secteur financier (% du PIB)	Fonds Monétaire International, Statistiques financières internationales et fichiers de données, et estimations du PIB de la Banque mondiale et de l'OCDE.	1982-2016
Crédit intérieur au secteur privé (% du PIB)	Fonds Monétaire International, Statistiques financières internationales et fichiers de données, et estimations du PIB de la Banque mondiale et de l'OCDE.	1982-2016
Crédit intérieur au secteur privé par les banques (% du PIB)	Fonds Monétaire International, Statistiques financières internationales et fichiers de données, et estimations du PIB de la Banque mondiale et de l'OCDE.	1982-2016
Monnaie au sens large (% du PIB)	Fonds Monétaire International, Statistiques financières internationales et fichiers de données, et estimations du PIB de la Banque mondiale et de l'OCDE.	1982-2016
Indice de Risque Politique	International Country Risk : The PRS Group	1984-2013
Loi et ordre public	International Country Risk : The PRS Group	1984-2013
Stabilité publique	International Country Risk : The PRS Group	1984-2013
Responsabilité démocratique	International Country Risk : The PRS Group	1984-2013

Tableau A-2
Statistiques descriptives

Variabes	Moyenne	Std. Dev.	Min.	Max.	N
Croissance du PIB par habitant (% annuel)	1.8	7.7	-64.9	53.9	417
Croissance du PIB (% annuel)	4.2	7.8	-64.1	57.8	417
Envois personnels de fonds, réceptions (% du PIB)	6.078	6.7	0.0	26.6	375
PIB par habitant (unité monétaire constante)	5,885,703.6	17,384,328.7	890.7	84,729,064	420
Formation brute de capital fixe (% du PIB)	23.5	6.1	1.7	42.1	396
Croissance de la population (% annuel)	2.2	1.2	-3.1	7.1	441
Capital humain (taux brut de scolarisation)	71.7	19.1	39.4	119.1	442
Inflation, déflateur du PIB (% annuel)	15.9	37.8	-26.8	396.4	417
Commerce (% du PIB)	79.4	51.9	0.0	326.1	413
Dépenses de consommation finale des administrations publiques (% du PIB)	17.1	5.5	2.3	35.8	413
Crédit intérieur au secteur privé par les banques (% du PIB)	40.7	27.6	1.2	124.4	370
Crédit intérieur accordé par le secteur financier (% du PIB)	68.4	42.2	-16.3	207.3	363
Créances sur le secteur privé (croissance A. en % de la monnaie au sens large)	11.5	21.7	-75.9	307.7	358
Monnaie au sens large (% du PIB)	74.9	44.2	20.2	249.5	359
Indice de Risque Politique	57.6	15.1	18	88	238
Loi et ordre public	24.9	28.2	1	75	383
Stabilité publique	6.2	2.6	1	11	383
Responsabilité démocratique	5.4	2.9	0	12	383

Source : cf. tableau A-1 ; calculs de l'auteur.

Facteurs déterminants de l'endettement du secteur privé non financier dans les pays émergents

What Drives Private Non-Financial Sector Borrowing in Emerging Market Economies?

Ramona Jimborean*

Résumé – La décennie écoulée a été marquée par une hausse considérable de l'endettement du secteur privé non financier. À l'aide d'une analyse de données de panel sur données trimestrielles du 1^{er} trimestre 1993 au 3^e trimestre 2014, l'article montre que la hausse de l'endettement du secteur privé non financier dans les économies émergentes (EE) a été associée à une demande élevée de crédit, à une appréciation des devises nationales, à une politique monétaire accommodante, et à une réduction des vulnérabilités macroéconomiques, adossée à un secteur bancaire national de grande taille et solide. De plus, il apparaît que certains facteurs internationaux, tels que l'appréciation du dollar américain, la volatilité accrue des marchés financiers mondiaux et la politique monétaire des États-Unis, contribuent à expliquer l'essor récent de l'endettement du secteur privé non financier dans les EE.

Abstract – *The last decade has been characterised by a considerable increase in private non-financial sector borrowing. Through a panel data analysis performed with quarterly data over the period 1993-Q1 to 2014-Q3, the article shows that, in emerging market economies (EMEs), the buildup phase of the high private non-financial borrowing is associated with: an increase in credit demand; real currency appreciation; accommodative monetary policy stance and reduced macroeconomic vulnerabilities complemented by a healthy and large domestic banking system. In addition, global factors, such as the US dollar appreciation, high global financial market volatility and the US monetary policy stance, are found to explain the recent increase in private non-financial sector borrowing in EMEs.*

Codes JEL / JEL Classification : F34, G15, G21

Mots-clés : économies émergentes, endettement transfrontières

Keywords: *emerging market economies, cross-border borrowing*

Rappel :

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.

* Banque de France (ramona.jimborean@banque-france.fr)

Je souhaite remercier Andrei Zlate, Muhamed Zulkhibri, Katharina Steiner et Mihajek Dubravko, ainsi que les participants de la conférence ERMAS 2017, du Congrès annuel 2017 de l'AFSE, de la Conférence mondiale de la finance 2016 (à New York) et du 13^e Séminaire sur les marchés émergents (au sein de la Oesterreichische Nationalbank), pour l'aide que m'ont apporté leurs échanges et commentaires. Je remercie également Lauren Diaz pour son assistance précieuse dans ce travail de recherche. Les opinions exprimées dans le présent document n'engagent que son auteur et ne représentent pas nécessairement les vues de la Banque de France ou de l'Eurosystème.

Reçu le 16 octobre 2017, accepté après révisions le 1^{er} octobre 2018
L'article en français est une traduction de la version originale en anglais

Pour citer cet article : Jimborean, R. (2018). What Drives Non-Financial Sector Borrowing in Emerging Market Economies? *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 503-504, 143-161. <https://doi.org/10.24187/ecostat.2018.503d.1962>

Pourquoi devrions-nous nous soucier de l'endettement du secteur privé non financier (PNF) dans les économies émergentes ? Globalement, la tendance est celle d'une progression significative de l'endettement du secteur PNF dans le monde entier ces dix dernières années. Dans les économies émergentes (EE), cela soulève des inquiétudes car la grande majorité des crises financières passées sur les marchés émergents ont été précédées par une progression rapide de l'endettement (comme souligné entre autres par Kaminsky & Reinhart, 1999, ou par Gourinchas *et al.*, 2001). De plus, la montée de l'endettement des entreprises est fréquemment associée à des cycles d'expansion et de récession (Mendoza & Terrones, 2008), et d'une manière plus générale, à des turbulences financières (Elekdag & Wu, 2011 ; Schularik & Taylor, 2012). Aujourd'hui, les perspectives sont celles d'un ralentissement économique (persistant) dans les EE et d'un resserrement de la politique monétaire aux États-Unis, ce qui pourrait conduire à un durcissement des conditions de financement au niveau mondial. Ce contexte soulève des interrogations quant au potentiel risque d'instabilité financière dans les EE dans l'avenir proche.

Comme le soulignent Acharya *et al.* (2015), les sociétés non financières (SNF) sont confrontées à quatre types de risque : le risque d'asymétrie de maturité (c'est-à-dire des financements à plus court terme que les investissements) ; le risque d'asymétrie des devises (à savoir, des passifs libellés dans des devises différentes par rapport aux revenus) ; le risque de refinancement lié à la versatilité des investisseurs ; et les risques de transaction liés aux activités spéculatives. Un choc négatif/défaillance d'une SNF internationale n'affecterait pas seulement l'économie domestique et le système financier national, mais il aurait également un important impact transnational. Pour l'économie nationale, les conséquences seraient une baisse de la demande et de l'investissement, susceptibles de déclencher une récession ; une pression supplémentaire sur la dette publique ; et une contagion à d'autres secteurs et industries par le biais des chaînes de production. Pour le système financier national, les principaux effets engendrés par les difficultés d'une SNF mondiale consisteraient dans la dégradation de la qualité des actifs du système bancaire, en raison des pertes associées aux prêts et titres émis au niveau national ; un mouvement de panique sur les

passifs du système bancaire¹, en particulier en cas de forte dépendance des dépôts des entreprises pour les financements de gros ; enfin, une augmentation des financements bancaires auprès des banques (c'est-à-dire une hausse des interconnexions entre les banques). En ce qui concerne les effets de débordement transfrontaliers, ils seraient liés entre autres aux pertes associées aux prêts transfrontaliers et aux titres émis à l'étranger.

L'émission d'obligations par les sociétés non-financières dans les EE a fait l'objet de nombreux débats récemment, en raison de ses implications en termes de stabilité financière et de croissance économique. Le G20 a recommandé d'examiner les facteurs « qui façonnent la structure du passif des entreprises, en se concentrant sur les implications en termes de stabilité financière ». Un rapport provisoire² sur « les structures de financement des entreprises et les mesures incitatives » a été rédigé, montrant que la structure de financement des entreprises affecte à la fois la résilience et la prise de décision de chaque entreprise³ et, au niveau collectif, la stabilité du système financier. Par ailleurs, le FMI a abordé la question de l'endettement des entreprises dans les pays émergents dans son Rapport global sur la stabilité financière d'octobre 2015. L'étude du FMI conclut que l'endettement des entreprises s'explique par un rôle accru des facteurs mondiaux et souligne la nécessité pour les marchés émergents de se préparer aux conséquences d'un resserrement financier mondial.

Le présent document vient compléter les travaux récents des organisations internationales et a pour but d'étudier les moteurs de l'endettement du secteur PNF dans les EE. De plus, il complète la littérature empirique existante sur les facteurs déterminants des prêts auprès des banques étrangères dans les EE, en s'appuyant sur les statistiques bancaires internationales de la BRI. Sa contribution consiste à examiner les facteurs déterminants des composantes bancaires de l'endettement du secteur PNF, tout en prenant en compte ses différentes formes : nationales ou transnationales, bancaires ou non bancaires. Cette analyse a été menée du point de vue des pays bénéficiaires, en se concentrant

1. Les entreprises procédant à des retraits afin d'honorer leurs engagements envers leurs créanciers.

2. Ce rapport a été rédigé par le secrétariat du FSB, en se basant sur des contributions du FMI, de l'OCDE, de la BRI, de l'IOSCO et de la Banque mondiale.

3. La sensibilité des entreprises aux chocs macroéconomiques et financiers augmente lorsque la charge de leur dette augmente et quand leur capacité de service de la dette diminue (FMI, 2015b).

sur : 1) le crédit bancaire national ; 2) les prêts bancaires transfrontières octroyés au secteur PNF ; 3) leurs emprunts auprès de tous les secteurs (bancaire et non bancaire). Les obligations internationales font également partie de l'endettement global du secteur PNF, toutefois elles ne sont pas prises en compte dans cette analyse principalement pour des raisons de disponibilité des données. Une autre raison en est également la part dominante détenue par le financement bancaire dans les EE et le développement relativement limité de leurs marchés des capitaux.

J'utilise les séries chronologiques longues de la Banque des règlements internationaux (BRI) concernant le total du crédit et le crédit bancaire national au secteur PNF, ainsi que les statistiques bancaires consolidées de la BRI, qui constituent les seules bases de données existantes au niveau international permettant des analyses à travers les différents pays. Je procède à des estimations en données de panel en utilisant des données trimestrielles. Les principaux résultats sont ceux d'un endettement du secteur PNF dans les EE qui s'explique, sur la période du 1^{er} trimestre 1993 au 3^e trimestre 2014, par des facteurs locaux tels que l'essor de la demande du crédit, l'appréciation des devises nationales, une politique monétaire accommodante, la réduction des vulnérabilités macroéconomiques, et l'importance et la solidité du secteur bancaire national ; ainsi que par des facteurs mondiaux tels que la forte volatilité des marchés financiers mondiaux et la politique monétaire des États-Unis.

Le reste de l'article est organisé selon la structure suivante. Les premières sections présentent quelques faits saillants et une revue de littérature. La troisième section décrit le modèle et les données utilisées, ainsi que les résultats obtenus. La dernière section résume les principales conclusions dégagées.

L'endettement du secteur privé dans les EE : faits saillants

Comme souligné en introduction, l'un des principaux défis pour les EE réside dans la montée de l'endettement du secteur PNF, attribuable à une combinaison de faibles taux d'intérêt sur le marché international et de forte demande des investisseurs internationaux.

Le premier problème qui se pose est celui des tensions sur les bilans des entreprises, qui

pourraient se propager rapidement à d'autres secteurs et entraîner ainsi des pertes sur les portefeuilles d'obligations émises par les entreprises détenus par des gestionnaires d'actifs internationaux, des banques et autres institutions financières. Cela pourrait être une source de boucles de rétroaction importantes en cas de choc sur les taux d'intérêts ou les taux de change, en particulier si le risque de crédit entrave le renouvellement des financements bancaires ou obligataires existants. En second lieu se pose le problème de la forte sensibilité des entreprises aux chocs financiers et macroéconomiques associés à l'augmentation récente des niveaux d'endettement des entreprises et à la baisse de leur capacité de service de la dette dans certains pays (Giroud & Muller, 2015). De plus, un endettement élevé du secteur privé peut avoir un impact négatif sur la croissance économique (Liu & Rosenberg, 2013), et potentiellement aggraver les récessions (par la réduction de la demande globale) et freiner la reprise.

Comme le montrent les données sur l'évolution du crédit octroyé au secteur privé⁴, les EE ont fait face à l'approfondissement de leur système financier et à des épisodes d'expansion et de récession, comme les pays avancés. On peut toutefois constater des différences selon les régions : dans les pays d'Asie, l'endettement du secteur PNF est élevé (supérieur à 120 % du PIB au 2^e trimestre 2014), tandis qu'en Amérique latine et Europe il marque une augmentation continue depuis le début 2000, mais reste inférieur à 90 % (au 2^e trimestre 2014), avec certains pays comme le Mexique loin derrière.

En ce qui concerne le rôle des banques dans le financement du secteur PNF, on pourrait s'attendre que l'approfondissement de l'intermédiation financière soit associé à une place moins importante des banques domestiques comme source de financement. Si cela est le cas dans les pays avancés, toutefois la situation est bien moins tranchée dans le cas des EE. D'un côté, en Amérique latine, les banques nationales et transnationales sont devenues des sources de financement plus importantes au fil du temps, en particulier en Argentine et au Brésil, où la part du crédit bancaire dans le

4. Sur les 40 économies couvertes par cette base de données, 17 sont des EE. Ces séries couvrent toutes les sources de crédit, et non pas uniquement le crédit octroyé par des banques nationales ; ainsi, les crédits titrisés détenus par des acteurs financiers non bancaires et les prêts transnationaux sont également pris en compte. Le crédit commercial (ainsi que les autres comptes créditeurs et débiteurs) sont exclus des nouvelles séries sur le total du crédit en raison de la faible qualité des données sous-jacentes.

total du crédit au secteur PNF excède 90 %. D'un autre côté, en Asie, la contribution des banques (nationales comme transnationales) a considérablement diminué en Chine, Hong Kong et en Corée du Sud (représentant environ 65 % à 80 %), alors qu'elle reste élevée en Inde, Indonésie, Malaisie, Singapour et Thaïlande (supérieure à 85 % au 2^e trimestre 2014). Enfin, dans les pays émergents d'Europe, les crédits des banques nationales et transnationales détiennent une place plus réduite, représentant moins de 70 % du total du crédit au secteur PNF. En revanche, un facteur commun que l'on peut observer dans les EE est la persistance du crédit bancaire national et transnational comme principale source de financement du secteur PNF (voir figure I).

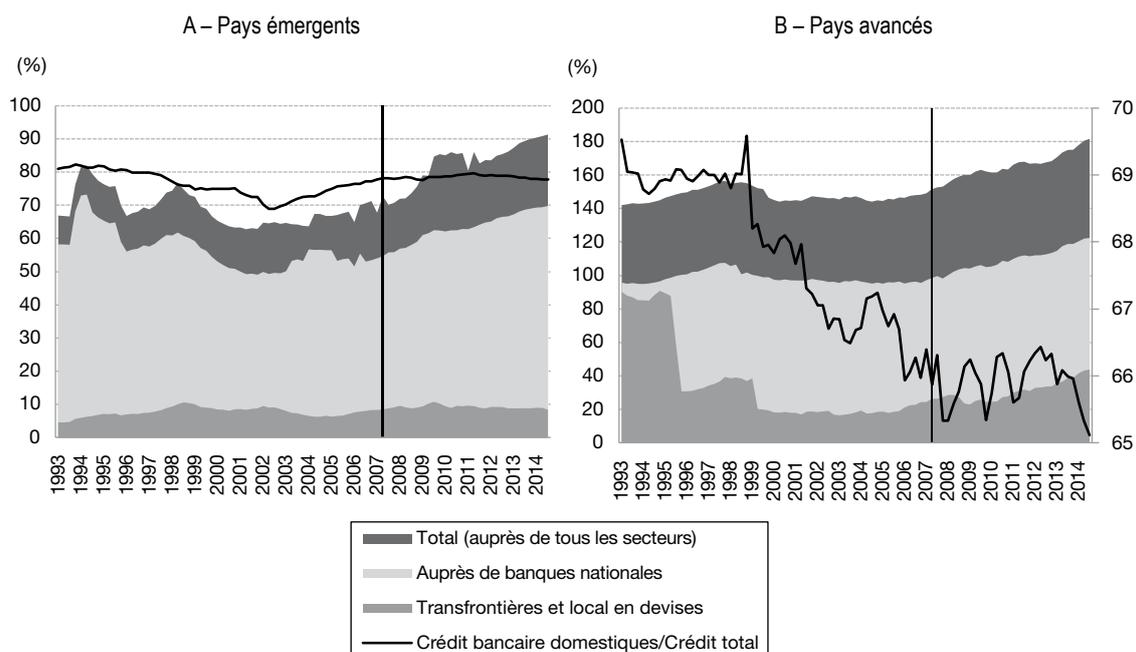
L'analyse par secteur⁵ montre que dans l'ensemble, l'endettement des SNF auprès de tous les secteurs surpasse largement l'endettement des ménages (voir figure II). Il existe toutefois des exceptions : en Thaïlande, l'endettement des ménages est supérieur à l'endettement des SNF depuis la crise financière internationale de 2007, tandis que l'Afrique du Sud présente des niveaux d'endettement des ménages durablement plus élevés.

Quant aux autres sources de financement, les SNF ont eu de plus en plus recours à l'émission d'obligations ces dernières années. Toutefois, cela reste limité si l'on considère le volume initial relativement réduit des émissions d'obligations d'entreprises dans les EE (voir figure III), un phénomène également observé par Acharya *et al.* (2015) et par le FMI (2015a)⁶. Un trait commun réside dans la nette prépondérance des émissions obligataires nationales (FMI, 2015a) d'ampleurs variées dans les EE, reflet des niveaux différents de développement de leurs marchés financiers ; ainsi, les émissions nationales des SNF dans la région Asie-Pacifique sont 6 fois plus importantes que celles d'Amérique latine et 21 fois plus importantes que celles des pays émergents d'Europe. De plus, dans les pays émergents d'Asie, les entreprises sont depuis des années les plus grandes émettrices d'obligations en devises étrangères (Acharya *et al.*, 2015). Bien que les SNF sont

5. Les données pour l'Argentine, le Brésil, la Malaisie et la Russie ne sont pas disponibles.

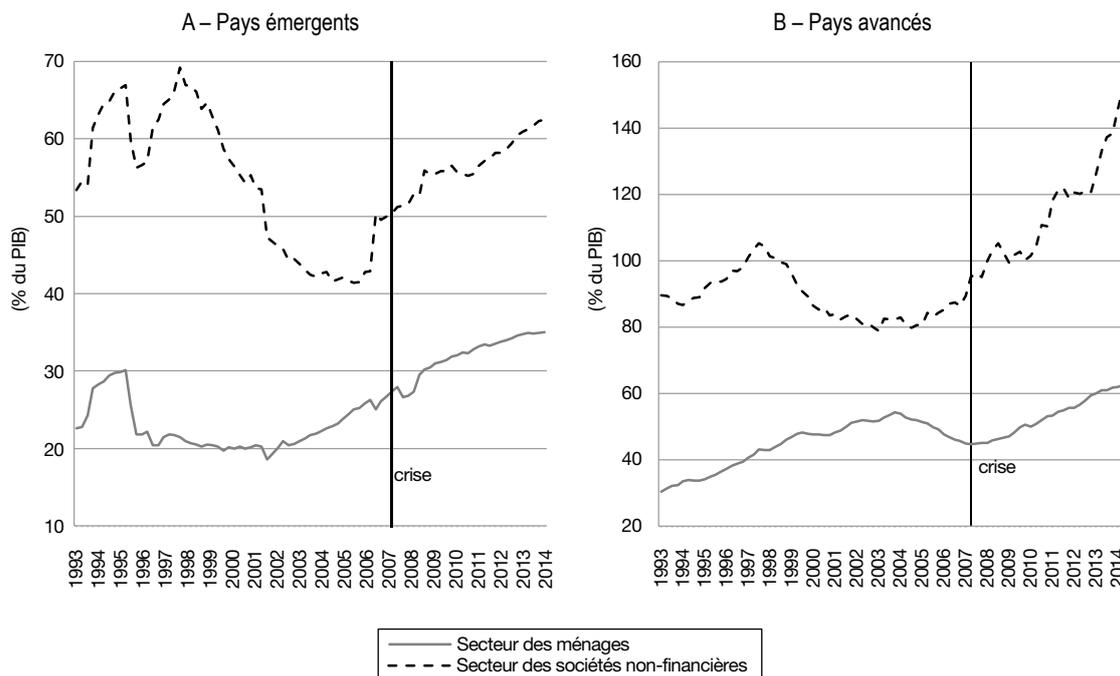
6. L'expansion des marchés d'obligations d'entreprises dans leur ensemble est bénéfique au financement de l'économie réelle grâce à la diversification des moyens de financement qu'elle permet même lorsque les secteurs bancaires sont en difficulté (FSB, 2015), néanmoins elle a le désavantage d'exposer davantage les sociétés à des conditions de financement plus volatiles.

Figure I
Évolution de l'endettement du secteur PNF (en % du PIB) dans les pays émergents vs pays avancés



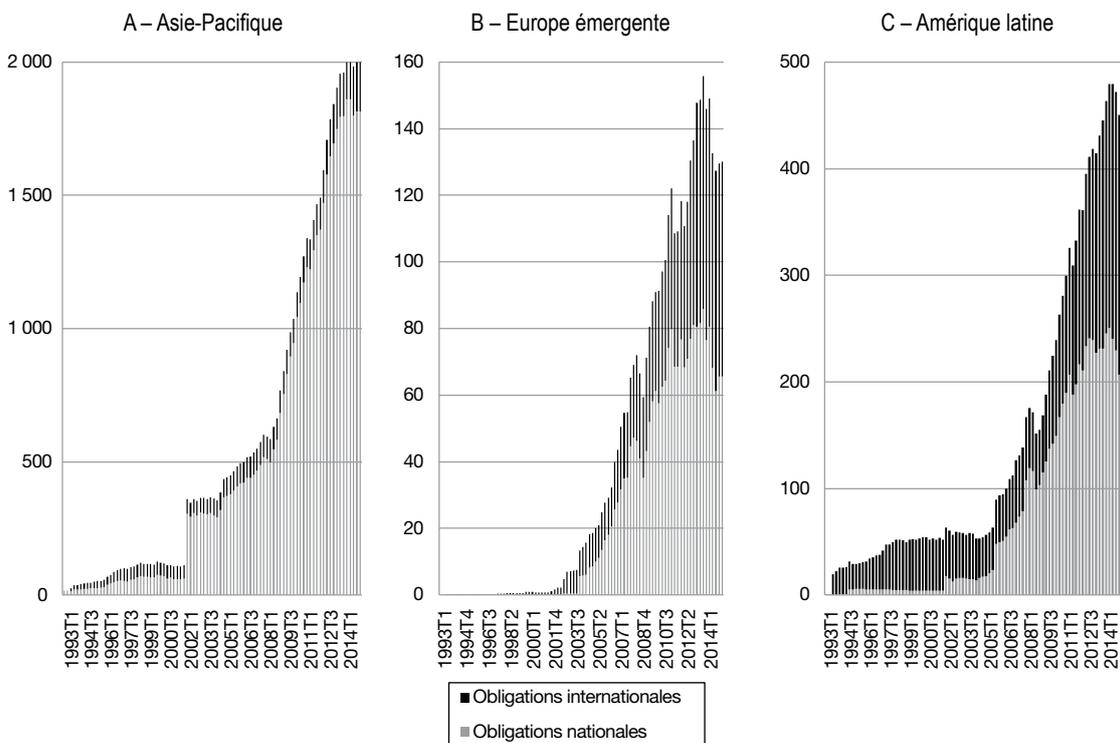
Note : 1993-T1 à 2014-T3. La crise (ligne verticale) correspond au 2007-T2.
Source : données BRI et sources nationales ; calculs de l'auteur.

Figure II
Évolution de l'endettement du secteur PNF par segment (en % du PIB) dans les pays émergents vs pays avancés



Note : 1993-T1 à 2014-T3. La crise correspond au 2007-T2.
Source : données BRI et sources nationales ; calculs de l'auteur.

Figure III
Émissions d'obligations par les SNF sur la période du 1993-T1 au 2015-T2 (encours, en milliards USD)



Source : statistiques BRI relatives aux émissions des titres ; calculs de l'auteur.

fortement exposées au risque de taux d'intérêt et au risques de change du fait de leurs émissions obligataires en devises nationales comme étrangères, le CGFS (2014) estime cependant que les problèmes les plus préoccupants pour les entreprises des EE sont les risques de taux et de refinancement.

Revue de la littérature

Le présent article vient s'ajouter aux travaux menés récemment sur l'endettement des SNF dans les EE. Il a pour particularité d'analyser les emprunts bancaires nationaux et transnationaux du secteur PNF. Dans ce contexte, je fais référence dans la présente section à des études récentes sur l'endettement du secteur privé et les prêts bancaires transnationaux dans les EE, ainsi que sur les moteurs de croissance du crédit.

Sur l'endettement du secteur privé

Chui *et al.* (2014) ont analysé les risques relatifs aux bilans des entreprises des EE et leur incidence potentielle pour le système financier dans son ensemble, soulignant la difficulté d'évaluer les vulnérabilités des entreprises, en particulier dans un contexte transnational⁷. Ils mettent en lumière deux canaux potentiels : les expositions du côté du passif (c'est-à-dire une exposition élevée des institutions locales reposant sur les dépôts des entreprises pour leur financement global) ; et les expositions du côté de l'actif (c'est-à-dire l'exposition directe des banques aux entreprises par le biais des prêts et obligations détenues).

Avdjiev *et al.* (2014) ont illustré le fait que l'augmentation des flux de capitaux vers les EE ces dernières années a été associée aux SNF par trois canaux : une envolée des transferts entre les sièges des sociétés et leurs filiales *offshore* ; une augmentation importante des flux de crédit commercial « non bancaire » ; et une hausse considérable du montant des prêts externes et des financements reposant sur des dépôts de la part des acteurs non bancaires.

Acharya *et al.* (2015) ont publié un rapport sur les risques financiers associés à la hausse de l'endettement des entreprises dans les EE. Ils concluent à la nécessité de s'assurer que les intermédiaires financiers soient suffisamment

résilients pour faire face à un important choc de capital et liquidité.

Le FMI (2015a) a abordé la question de l'endettement des entreprises dans les EE, en mettant l'accent sur le levier des SNF, les émissions obligataires et les spreads, à l'aide d'une analyse basée sur des indicateurs spécifiques par pays, par obligation et par entreprise⁸ sur la période 2004-2014. Trois principales conclusions en découlent pour la période récente : la diminution du rôle des caractéristiques spécifiques aux entreprises et aux pays comme déterminant de la croissance de l'endettement des entreprises; une hausse de l'endettement principalement dans les secteurs les plus cycliques (le secteur de la construction affichant l'augmentation la plus forte) ; et des émissions d'obligations par des entreprises dans de meilleures conditions (coût plus bas et échéances plus longues) grâce à des conditions plus favorables sur les marchés.

Le FMI (2015b) a analysé le risque de bilan pour les entreprises des pays émergents en se basant sur les données des bilans annuels publiés par les entreprises⁹ de 16 EE. Une analyse de sensibilité a été menée pour un scénario de stress caractérisé par une hausse de 30 % du coût d'emprunt, une baisse des revenus de 20 % et une dépréciation du taux de change par rapport au dollar américain de 30 %. La conclusion est que la combinaison de trois chocs augmenterait considérablement la dette à risque¹⁰, en particulier dans les pays où la part de la dette extérieure est élevée ou qui ne sont pas naturellement protégés. De plus, des chocs sur le revenu, le taux d'intérêt et le taux de change affecteraient particulièrement les entreprises spécialisées dans les matières premières et les entreprises publiques. Enfin, un taux de défaut de 15 % sur la dette à risque contractée auprès de banques entraînerait une dégradation importante des coussins réglementaires des banques dans la grande majorité des pays de l'échantillon.

7. Du fait de l'absence des données de comptes financiers au niveau national dans de nombreuses EE, il est difficile de calculer des mesures d'endettement des entreprises qui soient comparables au niveau international.

8. Thomson Reuters Worldscope (pour les sociétés cotées en bourse) et Orbis (pour les entreprises petites et moyennes non cotées).

9. Cet échantillon se composait de 40 000 entreprises comprenant des entreprises publiques et privées, petites et grandes. La couverture totale en termes des actifs des entreprises s'élevait à environ deux tiers du PIB total des pays de l'échantillon. Les données utilisées proviennent d'Orbis.

10. La dette à risque est définie comme la dette des entreprises présentant un ratio de couverture des intérêts inférieur à 1.5.

Sur les prêts bancaires transnationaux dans les EE

Les données les plus exhaustives sur les positions transfrontières des systèmes bancaires nationaux sont issues des statistiques bancaires internationales publiées par la BRI. McGuire et Tarashev (2008) ont étudié la manière dont la santé d'un système bancaire national donné affecte les prêts étrangers vers les EE, en utilisant les statistiques consolidées de la BRI. Ils montrent que dans le passé les chocs négatifs sur la santé des banques ont été associés à un ralentissement de la croissance du crédit.

McGuire et Peter (2009) ont utilisé les statistiques bancaires internationales de la BRI (consolidées et de localisation) pour identifier les schémas de financement transfrontières et par contrepartie dans les systèmes bancaires de plus grande taille, et pour étudier les causes des pénuries de la monnaie américaine lors de la crise.

Takáts (2010) a utilisé les données de localisation de la BRI pour analyser les principaux facteurs déterminants des prêts bancaires transnationaux vers les EE. Ainsi, la forte baisse des prêts transnationaux lors de la crise financière a été attribuée à des facteurs d'offre et de demande, avec un impact plus prononcé pour les premiers.

Avdjiev *et al.* (2012) ont combiné les données de localisation par résidence avec les données consolidées et démontré ainsi que la contraction des prêts bancaires transnationaux vers les EE en 2011 était dans une large mesure liée à la dégradation de la santé des banques de la zone euro.

Avdjiev et Takáts (2014) ont analysé les moteurs du ralentissement prononcé des prêts bancaires transnationaux vers les EE lors du « tapering tantrum ». En utilisant les données nouvellement publiées par la BRI¹¹, ils ont montré que les facteurs spécifiques aux EE expliquaient l'essentiel des variations du ralentissement à travers les différents couples prêteur-emprunteur.

Sur les facteurs déterminants de la croissance du crédit

Mendoza et Terrones (2008) ont proposé une méthodologie pour mesurer l'envolée du crédit dans les économies émergentes et industrialisées, au cours des quarante dernières

années écoulées. Sur la base des données macroéconomiques, ils ont observé une relation systématique entre l'envolée du crédit et l'expansion économique, la progression des prix des actifs, l'appréciation réelle des devises nationales, le creusement des déficits extérieurs et les taux de change administrés. Au niveau des données microéconomiques, ils constatent que l'envolée du crédit était fortement associée aux indicateurs d'endettement au niveau des entreprises, à la valeur des sociétés, aux financements extérieurs, et aux indicateurs individuels de fragilité des banques. Selon leurs résultats, l'expansion du crédit et les fluctuations qui en découlent aux niveaux macroéconomique et microéconomique sont plus importants dans les EE, en particulier dans le secteur des biens non marchands. Ils ont démontré également que toutes les expansions du crédit ne se terminent pas nécessairement par des crises financières (mais qu'à l'inverse la plupart des crises dans les EE sont associées à des expansions du crédit) et que l'expansion du crédit dans les EE était fréquemment précédée par des entrées importantes de capitaux.

Elekdag et Wu (2011) ont réalisé une étude de cas complète avec un focus sur 99 périodes d'expansion du crédit, dont 60 avaient leur origine dans des EE. Leur étude a révélé que la politique monétaire accommodante a contribué à une accumulation de l'expansion du crédit ; que les taux directeurs nationaux étaient réduits lors des périodes précédant le pic de l'envolée du crédit et ont contribué à des déséquilibres macroéconomiques et financiers ; et que dans les EE, malgré l'importance croissante des facteurs externes (tels que les conditions de liquidité au niveau mondial), certains facteurs nationaux (en particulier la politique monétaire) se sont avérés être des moteurs importants de la croissance du crédit en termes réels.

Bruno et Shin (2014) ont étudié les facteurs globaux associés aux flux de capitaux bancaires à l'aide d'un modèle théorique du système bancaire international dans lequel les banques internationales interagissent avec les banques locales ; le cycle d'endettement des banques apparaît comme un moteur de transmission des conditions financières d'un pays à

11. Ces nouvelles données (à savoir celles produites par l'Étape 1 des Améliorations des statistiques bancaires internationales de la BRI, récemment mises en œuvre) couvrent trois dimensions : la nationalité de la banque prêteuse, la domiciliation de l'emprunteur et la composition en devises de la créance.

l'autre, par des flux de capitaux du secteur bancaire. De plus, il apparaît que l'appréciation de la devise locale est associée à une augmentation de l'endettement du secteur bancaire. Les principales prévisions de ce modèle ont été étayées par une étude en données de panel menée sur 46 pays (développés et émergents) en utilisant les statistiques bancaires de localisation de la BRI.

Enfin, Igan et Tan (2015) ont exploré l'association entre entrées de capitaux et croissance du crédit à l'aide d'une analyse en données de panel¹² pour 33 pays sur la période de 1980 à 2011. Ils ont montré que les entrées de capitaux hors investissements direct étranger (IDE) ont augmenté la croissance du crédit et la probabilité d'expansion du crédit pour les secteurs des ménages et des entreprises. D'après leurs conclusions, pour la croissance du crédit aux ménages, la composition des entrées de capitaux serait plus importante que les caractéristiques du système financier. Pour le crédit aux entreprises en revanche, les deux facteurs semblent avoir une importance. De plus, quel que soient le secteur et le système financier, les entrées nettes des autres capitaux seraient toujours associées à une croissance rapide du crédit. Ces conclusions ont été confirmées par les données au niveau des entreprises, suggérant un lien de causalité : les entrées nettes des autres capitaux seraient associées à une croissance plus rapide du crédit pour les entreprises qui dépendent davantage des financements externes. De plus, il est montré que les facteurs de demande et d'offre expliquent la manière dont les flux de capitaux génèrent une augmentation du crédit.

Exercice empirique

Données

Cette analyse a été menée avec de données trimestrielles sur un échantillon de 15 économies émergentes (Afrique du Sud, Argentine, Brésil, Chine, Corée, Hongrie, Inde, Indonésie, Malaisie, Mexique, Pologne, République tchèque, Russie, Thaïlande, et Turquie)¹³ sur la période du 1^{er} trimestre 1993 au 3^e trimestre 2014. Les définitions et les sources des indicateurs, ainsi que les statistiques descriptives, figurent en annexe (tableaux A-1 et A-2).

Estimation des facteurs déterminants de l'endettement du secteur PNF dans les EE

Je procède à l'estimation d'une régression similaire à celles des flux de capitaux bancaires de Bruno et Shin (2014) :

$$\Delta L_{i,t} = \alpha + \beta_j \text{Facteur local}(i, j)_{t-1} + \gamma_w \text{Facteur global}(w)_{t-1} + \delta_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

où :

- $\Delta L_{i,t}$ désigne la croissance de l'endettement du secteur PNF dans le pays i au trimestre t , et prend la forme du taux de croissance trimestriel de l'encours des emprunts de SNF privées (à la fois auprès de tous les secteurs et auprès des banques nationales) ;

- *Facteur local* $(i, j)_{t-1}$ désigne le facteur local dans le pays i . À cet égard, plusieurs indicateurs sont pris en compte : le taux de croissance du PIB réel, le taux de change nominal par rapport au dollar des États-Unis, les conditions financières (c'est-à-dire le taux directeur de politique monétaire), les conditions macroéconomiques (en prenant en compte certains indicateurs communément utilisés pour évaluer les vulnérabilités macroéconomiques, à savoir le taux de chômage et le ratio de dette extérieure¹⁴), les caractéristiques spécifiques aux banques (en prenant en compte des indicateurs utilisés pour évaluer les vulnérabilités financières, à savoir le ratio de prêts non performants sur le total des prêts, et la variation trimestrielle de la taille du secteur bancaire¹⁵) ;

- *Facteur global* $(w)_{t-1}$ désigne le facteur global w qui couvre les conditions du marché financier et la politique monétaire des États-Unis. Ces variables sont introduites dans les régressions en niveau pour le taux directeur des États-Unis et en différence pour l'indicateur VIX ;

12. Les entrées de capitaux ont été subdivisées entre les catégories investissements direct étranger, investissements de portefeuille et autres capitaux. De plus, une distinction est faite entre le crédit aux ménages et le crédit aux entreprises.

13. La raison de ce choix d'échantillon est que la base de données de la BRI sur le total du crédit et le crédit bancaire national au secteur PNF ne couvre que 17 EE. Les deux autres pays sont Hong Kong et Singapour. Nous avons choisi de ne pas les inclure dans cette analyse en raison de leurs caractéristiques particulières en tant que centres financiers.

14. J'utilise la variation trimestrielle du ratio de la dette extérieure sur le PIB. Dans une version précédente, le solde de la balance courante a également été pris en compte. Cet indicateur a été abandonné en raison de la faible disponibilité des données.

15. La taille du secteur bancaire se définit comme le ratio du total des actifs sur le PIB.

- δ_i désignent les effets fixes spécifiques par pays, θ_i désignent les effets fixes spécifiques par période, tandis que $\varepsilon_{i,t}$ est le terme d'erreur.

De plus, une variable muette ($crise_{07}$) est incluse dans l'équation (1) pour prendre en compte l'occurrence de la crise financière internationale de 2007. Compte tenu du fait que j'utilise des données trimestrielles dans mon analyse, j'applique la définition de Brunnermeier (2009)¹⁶ ; ainsi, $crise_{07}$ prend une valeur de 1 sur la période du 2^e trimestre 2007 au 2^e trimestre 2009, et de 0 le reste du temps.

Les observations du centile supérieur et du centile inférieur ont été éliminées pour éviter les problèmes liés à la présence de valeurs aberrantes.

Avant de procéder aux estimations empiriques, je teste la stationnarité des variables afin de sélectionner la spécification appropriée du modèle¹⁷. J'applique le test des racines unitaires en données de panel ou le test augmenté de Dickey-Fuller de Fisher (ADF) (Choi, 2001)¹⁸. Les résultats (voir tableau A-3 en annexe) montrent que le taux de change nominal par rapport au dollar des États-Unis, le total des actifs sur le PIB, le ratio de dette extérieure sur le PIB et les conditions du marché financier mondial (VIX) suivent des processus $I(1)$, tandis que leurs formes en différence première suivent des processus $I(0)$. En conséquence, j'utilise les variables identifiées comme suivant des processus $I(1)$ en différence première, tandis que les autres variables sont utilisées en niveau.

La méthode des moindres carrés quasi généralisés est utilisée pour prendre en compte l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation à travers les panels¹⁹. Le test de Hausman, effectué pour différencier les effets aléatoires des effets fixes, montre que le modèle à effets fixes est le plus approprié. Comme test de robustesse, j'ai également appliqué la méthode des moments généralisés en deux étapes²⁰. De plus, pour minimiser les problèmes potentiels de causalité inverse, toutes les variables explicatives ont été retardées d'un trimestre.

Résultats

Comme indiqué précédemment, l'endettement du secteur PNF est illustré par le biais de deux indicateurs différents : l'endettement du secteur PNF auprès des banques nationales et auprès de tous les secteurs (bancaire et non

bancaire), dans toutes les devises. Une troisième variable dépendante est utilisée pour prendre en compte le fait que le secteur PNF emprunte également à l'étranger ; cela prend la forme des créances internationales vis-à-vis le secteur PNF, représentée par les créances internationales des banques qui rapportent leurs données à la BRI vis-à-vis le secteur non bancaire.

Je considère qu'il est important d'analyser les prêts octroyés par des banques étrangères à l'économie nationale (ici le secteur PNF). De fait, l'évaluation des conditions de crédit d'un pays devrait inclure le crédit transfrontière et une attention particulière devrait être accordée au monitoring des flux transfrontières, du point de vue des pays destinataires et du système mondial dans son ensemble (Cerutti, 2013 ; Hills & Hoggarth, 2013 ; Schoenmaker & Wagner, 2013).

Dans les données BRI, le « secteur non bancaire » fait référence aux SNF, aux ménages et aux institutions financières non bancaires. Compte tenu du fait que dans les EE les créances auprès d'institutions financières non bancaires représentent moins de 3 % du total des créances transfrontières (Avdjiev *et al.*, 2015), cette variable pourrait de fait être utilisée pour refléter les créances internationales vis-à-vis du secteur PNF. Un autre problème relatif aux statistiques bancaires internationales de la BRI est que les créances internationales représentent la somme des créances transfrontières consolidées dans toutes les devises et des créances locales en devises étrangères. Il aurait été intéressant d'utiliser uniquement l'élément transnational afin de mesurer uniquement l'emprunt auprès de l'étranger ; malheureusement, cette séparation des données (créances transfrontières versus créances locales en devises étrangères) n'est pas disponible.

16. Fratzscher (2012) et Brunnermeier (2009) ont présenté des éléments très utiles à cet égard. La crise de 2007 a duré du 7 août 2007 au 15 mars 2009, selon Fratzscher (2012), ou du 2^e trimestre 2007 jusqu'au 2^e trimestre 2009 selon Brunnermeier (2009).

17. Je remercie un rapporteur anonyme d'avoir soulevé cette question.

18. Ces tests ne nécessitent pas des données équilibrées ; les tests de racines unitaires sont réalisés pour chaque panel séparément, puis les valeurs p de ces tests sont combinées pour constituer un test d'ensemble.

19. L'hétéroscédasticité globale et entre individus, ainsi que la présence de corrélation contemporaine entre individus et d'autocorrélations intra ont été testées. L'hétéroscédasticité et l'autocorrélation spécifique par panel qui ont été révélées par les tests ont été corrigées par la méthode des moindres carrés quasi généralisés (Wooldridge, 2002 ; Ouellet, 2005).

20. Je remercie un rapporteur anonyme de m'avoir orientée dans cette direction. J'ai contrôlé les problèmes d'endogénéité en utilisant la méthode des variables instrumentales et en appliquant la méthode des moments généralisés en deux étapes.

Par la suite, je procède à l'estimation de l'équation (1) pour chacune des trois variables dépendantes, et cherche à déceler si les facteurs déterminants ont un impact différent selon que le secteur PNF emprunte au niveau national ou à l'étranger. Les résultats sont présentés dans les tableaux (1) à (3) ci-dessous.

Le *PIB* réel est utilisé comme un proxy de la demande de crédit. Il présente, comme anticipé, un coefficient statistiquement significatif et positif. Une croissance du PIB plus forte dans une EE donnée implique un endettement plus élevé du secteur PNF auprès des banques nationales (voir tableau 1), auprès de tous les secteurs y compris non bancaire (voir tableau 2), ainsi qu'un endettement transfrontière également plus élevé (voir tableau 3). De fait, un niveau de production supérieur nécessite davantage de crédit, et ce auprès de toutes les sources de financement. Ce résultat est cohérent avec ceux obtenus par Avdjiev *et al.* (2012). Selon les résultats, une augmentation de 1 % de la croissance du PIB réel génèrera en moyenne une augmentation de l'endettement du secteur PNF auprès des banques nationales de 0.26 % à 0.35 % (voir tableau 1), de l'endettement auprès de tous les secteurs de 0.18 % à 0.27 % (voir tableau 2), et de l'endettement du secteur PNF à l'étranger de 0.34 % à 0.54 % (voir tableau 3).

Un autre indicateur illustrant les conditions macroéconomiques spécifiques à chaque pays est le taux de change nominal par rapport au dollar USD. Comme on pouvait s'y attendre, l'appréciation du dollar présente un impact négatif sur les prêts bancaires transfrontières. De fait, une appréciation du dollar augmente la valeur de l'endettement en dollars et entraîne par conséquent une baisse de la capacité d'endettement du secteur PNF. Il faut également mentionner que, dans le cas d'emprunts en devises étrangères, une dépréciation du taux de change engendre un risque de refinancement pour les SNF²¹. Ainsi, une augmentation d'un point du taux de change nominal par rapport au dollar US (c'est-à-dire une dépréciation des devises nationales) entraîne une diminution de l'emprunt transfrontières de 0.07 % (voir tableau 3). En ce qui concerne l'endettement auprès des banques nationales et auprès de tous les secteurs, on observe un impact positif significatif de la dépréciation du taux de change ; une augmentation d'une unité du taux de change nominal est associée à une augmentation relativement faible de l'endettement auprès des banques, de 0.002 % à 0.008 %

(tableau 1), ainsi que de l'endettement auprès de tous les secteurs, de 0.005 % à 0.008 % (voir tableau 2).

Les conditions de financement sont prises en compte par le biais du taux directeur de politique monétaire. En règle générale, l'augmentation du taux directeur annonce des conditions de financement plus restrictives, et se traduit par une réduction de l'endettement du secteur PNF. D'après mes résultats, une augmentation du taux directeur n'entraîne pas d'impact statistiquement significatif sur l'endettement du secteur PNF, que ce soit auprès des banques, auprès de tous les secteurs ou transfrontières. Ce n'est que dans une équation qu'on observe un coefficient statistiquement significatif pour cet indicateur : une augmentation de 1 % du taux directeur entraîne une légère augmentation (de 0.04 %) de l'endettement du secteur PNF auprès de tous les secteurs (voir tableau 2, colonne 1). Cet effet positif s'observe également lorsque l'on utilise la méthode des moments généralisés en deux étapes (voir tableau A-6 en annexe).

Les vulnérabilités macroéconomiques domestiques influencent également l'endettement du secteur PNF. Le taux de chômage présente un coefficient négatif et statistiquement significatif, car lorsque la part de la population sans emploi augmente, la demande et la consommation de cette catégorie de population diminue, de même en conséquence pour leur emprunt. Ainsi, une augmentation de 1 % du taux de chômage entraîne une baisse de l'endettement, respectivement, de 0.13 % à 0.16 % pour l'endettement auprès des banques nationales (voir tableau 1), de 0.25 % à 0.27 % pour l'endettement auprès de tous les secteurs (voir tableau 2), de 0.34 % pour l'endettement transfrontières (voir tableau 3).

De plus, on constate une relation négative entre la dette extérieure et l'endettement auprès des banques nationales (cf. tableau 1), puisqu'une augmentation de la dette extérieure de 1 % est associée à une baisse de 0.08 % de l'endettement du secteur PNF. En outre, dans le cas de l'endettement transfrontières (tableau 3), une augmentation de 1 % de la dette extérieure est associée à une augmentation de l'endettement du secteur PNF à l'étranger de 0.67 %. On n'observe aucun impact statistiquement significatif de la dette extérieure sur l'endettement auprès

21. Les données sur la composition en devises des prêts bancaires transfrontières ne sont pas disponibles.

de tous les secteurs. À la lumière de ces résultats, on peut estimer que la dette extérieure des EE est financée à l'international.

La performance du système bancaire est prise en compte par le biais de la taille du système bancaire national et par le ratio des crédits non-performants sur le total des prêts. Ce dernier constitue une mesure rétrospective du risque bancaire, représentant le risque lié aux actifs des banques. D'après mes résultats, une augmentation de 1 % du ratio des crédits non-performants, signalant une dégradation de la santé des banques, est associée à un

ralentissement de la croissance du crédit vers les EE, soit une diminution de l'endettement du secteur PNF de 0.23 % auprès des banques nationales (voir tableau 1) et auprès de tous les secteurs (voir tableau 2), et de 0.28 % au niveau transnational (voir tableau 3)²². Par ailleurs, l'augmentation des crédits non-performants génère davantage de pertes associées aux prêts aux entreprises et aux titres émis par des entreprises, affectant ainsi négativement les actifs du système bancaire.

22. Ces conclusions doivent être considérées avec précaution compte tenu de la faible disponibilité des données sur les crédits non-performants.

Tableau 1
Facteurs déterminants de l'endettement du secteur PNF auprès de banques nationales dans les EE

Variable indépendantes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Facteurs locaux							
Taux de croissance du PIB _{t-1}	0.288*** (0.032)	0.348*** (0.031)	0.342*** (0.032)	0.353*** (0.032)	0.266*** (0.029)	0.306*** (0.038)	0.328*** (0.034)
ΔTaux de change nominal _{t-1}	0.002*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.008*** (0.003)	0.005*** (0.002)	0.006*** (0.001)
<i>Conditions de financement</i>							
Taux directeur _{t-1}	0.011 (0.023)	-0.007 (0.029)	0.013 (0.023)	-0.006 (0.028)	-0.076 (0.050)	0.004 (0.035)	-0.030 (0.029)
<i>Conditions macroéconomiques</i>							
Taux de chômage _{t-1}	-0.15** (0.070)	-0.141** (0.070)		-0.143** (0.069)	0.230*** (0.087)	-0.138* (0.080)	-0.166** (0.068)
Δ Dette extérieure (en % du PIB) _{t-1}						-0.088** (0.040)	
<i>Caractéristiques bancaires</i>							
Δ Total des actifs (en % du PIB)		0.006 (0.010)	0.008 (0.010)	0.006 (0.009)			0.004 (0.009)
Crédits non-performants _{t-1}					-0.231*** (0.045)		
Facteurs mondiaux							
Conditions de financement mondiales (Δ VIX)				-0.011 (0.008)	0.003 (0.008)	-0.009 (0.012)	-0.011 (0.008)
Taux directeur des États-Unis _{t-1}							0.201*** (0.063)
Variable muette crise 2007	0.667** (0.260)	0.793*** (0.236)	0.735*** (0.244)	0.856*** (0.242)	0.319 (0.263)	1.270*** (0.303)	0.610** (0.252)
Observations	679	622	729	622	360	465	622
Nombre de pays	15	15	15	15	14	13	15
Effets fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : moindres carrés quasi généralisés, en corrigeant l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation à travers les panels. La variable dépendante est la croissance trimestrielle du stock d'emprunt du secteur PNF auprès de banques nationales. Erreurs types entre parenthèses. *, **, *** indique une significativité statistique de 10 %, 5 % ou 1 %. Données sur la dette extérieure manquantes pour la Chine et l'Afrique du Sud. Données sur les crédits non-performants manquantes pour la Chine. Toutes les régressions incluent une constante et des variables muettes pays qui ne sont pas rapportées.

Source : voir tableau A-1; calculs de l'auteur.

Tableau 2

Facteurs déterminants de l'endettement du secteur PNF auprès de tous les secteurs, dans toutes les devises, dans les EE

Variable indépendantes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Facteurs locaux							
Taux de croissance du PIB _{t-1}	0.195*** (0.032)	0.252*** (0.034)	0.273*** (0.034)	0.254*** (0.034)	0.220*** (0.034)	0.184*** (0.039)	0.239*** (0.037)
ΔTaux de change nominal _{t-1}	0.005*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.008*** (0.001)	0.009*** (0.003)	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.001)
<i>Conditions de financement</i>							
Taux directeur _{t-1}	0.047** (0.023)	0.007 (0.028)	0.034 (0.023)	0.008 (0.028)	-0.061 (0.059)	0.036 (0.034)	-0.007 (0.029)
<i>Conditions macroéconomiques</i>							
Taux de chômage _{t-1}	-0.27*** (0.072)	-0.252*** (0.075)		-0.252*** (0.075)	0.166 (0.104)	-0.265*** (0.087)	-0.262*** (0.074)
Δ Dette extérieure (en % du PIB) _{t-1}						-0.015 (0.045)	
<i>Caractéristiques bancaires</i>							
Δ Total des actifs (en % du PIB)		0.017* (0.009)	0.016* (0.009)	0.017* (0.009)			0.016* (0.009)
Crédits non-performants _{t-1}					-0.239*** (0.048)		
Facteurs mondiaux							
Conditions de financement mondiales (Δ VIX)				-0.002 (0.008)	0.011 (0.009)	-0.007 (0.012)	-0.002 (0.008)
Taux directeur des États-Unis _{t-1}							0.131** (0.063)
Variable muette crise 2007	0.739*** (0.271)	0.802*** (0.244)	0.924*** (0.254)	0.822*** (0.249)	0.343 (0.291)	1.126*** (0.336)	0.682*** (0.261)
Observations	678	622	730	622	360	465	622
Nombre de pays	15	15	15	15	14	13	15
Effets-fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : moindres carrés quasi-généralisées, en corrigeant l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation à travers les panels. La variable dépendante est la croissance trimestrielle du stock d'emprunt du secteur PNF auprès de tous les secteurs (bancaire et non-bancaire). Erreurs types entre parenthèses. *, **, *** indique une significativité statistique de 10 %, 5 % ou 1 %. Données sur la dette extérieure manquantes pour la Chine et l'Afrique du Sud. Données sur les crédits non-performants manquantes pour la Chine et l'Afrique du Sud. Toutes les régressions incluent une constante et des variables muettes pays qui ne sont pas rapportées.

Source : voir tableau A-1; calculs de l'auteur.

En ce qui concerne la taille du secteur bancaire, les résultats mettent en évidence un effet positif et statistiquement significatif, montrant que plus la taille du système bancaire en termes de PIB augmente, plus les emprunts du secteur PNF auprès de tous les secteurs et transfrontières augmentent. Ainsi, une augmentation de 1 % du total des actifs par rapport au PIB entraîne une augmentation de l'endettement du secteur PNF de 0.016 % à 0.017 %

pour les emprunts auprès de tous les secteurs (voir tableau 2), et de 0.30 % à 0.33 % pour les emprunts transfrontières (voir tableau 3). On n'observe aucun impact statistiquement significatif pour les emprunts auprès des banques nationales.

La volatilité des marchés financiers mondiaux est prise en compte par la variation trimestrielle de la volatilité de l'indice boursier S&P

Tableau 3

Facteurs déterminants des créances internationales des banques qui font l'objet des statistiques de la Banque des Règlements Internationaux (BRI) vis-à-vis du secteur PNF dans les EE

Variable indépendantes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Facteurs locaux							
Taux de croissance du PIB _{t-1}	0.371*** (0.078)	0.509*** (0.082)	0.543*** (0.078)	0.521*** (0.083)	0.346*** (0.092)	0.442*** (0.091)	0.368*** (0.086)
ΔTaux de change nominal _{t-1}	0.001 (0.001)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	- 0.069*** (0.011)	- 0.007 (0.004)	0.002 (0.002)
<i>Conditions de financement</i>							
Taux directeur _{t-1}	0.068 (0.043)	0.015 (0.052)	0.042 (0.041)	0.016 (0.052)	0.215 (0.178)	0.064 (0.053)	- 0.063 (0.049)
<i>Conditions macroéconomiques</i>							
Taux de chômage _{t-1}	- 0.347** (0.174)	- 0.236 (0.175)		- 0.237 (0.175)	0.045 (0.313)	0.079 (0.189)	- 0.272 (0.166)
Δ Dette extérieure (en % du PIB) _{t-1}						0.669*** (0.097)	
<i>Caractéristiques bancaires</i>							
Δ Total des actifs (en % du PIB)		0.337*** (0.039)	0.307*** (0.037)	0.335*** (0.039)			0.322*** (0.038)
Crédits non-performants _{t-1}					0.287** (0.146)		
Facteurs mondiaux							
Conditions de financement mondiales (Δ VIX)				- 0.025 (0.029)	- 0.058* (0.032)	- 0.026 (0.033)	- 0.027 (0.029)
Taux directeur des États-Unis _{t-1}							0.753*** (0.155)
Variable muette crise 2007	0.198 (0.689)	0.189 (0.650)	0.385 (0.646)	0.304 (0.662)	- 0.422 (0.923)	1.394* (0.772)	- 0.551 (0.673)
Observations	675	618	726	618	358	462	618
Nombre de pays	15	15	15	15	14	13	15
Effets-fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : moindres carrées quasi-généralisées, en corrigeant l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation à travers les panels. La variable dépendante est la croissance trimestrielle du stock de créances internationales de banques rapportant à la BRI vis-à-vis du secteur PNF. Erreurs types entre parenthèses. *, **, *** indique une significativité statistique de 10 %, 5 % ou 1 %. Données sur la dette extérieure manquantes pour la Chine et l'Afrique du Sud. Données sur les crédits non-performants manquantes pour la Chine et l'Afrique du Sud. Toutes les régressions incluent une constante et des variables muettes pays qui ne sont pas rapportées.

Source : voir tableau A-1; calculs de l'auteur.

500 (soit l'indice VIX, fréquemment utilisé comme facteur de l'offre mondiale). La volatilité est généralement plus élevée en période de difficultés, du fait de sa relation négative avec l'offre de crédit. Une baisse de la volatilité des cours des actifs financiers réduit le risque de marché mesuré par les banques et le montant de capitaux qu'elles doivent détenir pour répondre à leurs obligations légales. Selon les résultats, plus la volatilité augmente sur le

marché financier mondial, plus les emprunts du secteur PNF auprès des acteurs étrangers diminue. Une augmentation d'un point du VIX entraîne une baisse de 0.05 % des emprunts transfrontières du secteur PNF (voir tableau 3). Concernant les emprunts auprès des banques nationales et auprès de tous les secteurs, on n'observe pas d'effet statistiquement significatif du VIX, mais on constate que son coefficient est négatif.

Un autre facteur global pris en compte est la politique monétaire des États-Unis. Celle-ci a effectivement des conséquences au niveau mondial, puisque ses changements affectent les conditions de liquidité sur les marchés financiers du monde entier, par le biais des changements des primes de terme, des taux de change et de l'aversion au risque. D'après mes résultats, un changement du taux directeur des États-Unis affecte les trois catégories d'endettement du secteur PNF. Ainsi, une augmentation de 1 % du taux directeur des États-Unis entraîne une augmentation de 0.2 % de l'endettement national (cf. tableau 1), une augmentation de 0.13 % de l'endettement auprès de tous les secteurs (cf. tableau 2), et une augmentation bien plus forte de 0.75 % de l'endettement transfrontières (cf. tableau 3).

La crise financière mondiale de 2007 a également été intégrée dans l'équation. Les résultats montrent que l'endettement du secteur PNF n'a pas été affecté par la crise de 2007. Au contraire, au cours de la période allant du 2^e trimestre 2007 au 2^e trimestre 2009, l'endettement auprès des banques nationales a augmenté en moyenne de 0.61 % à 1.27 % (voir tableau 1), et l'endettement auprès de tous les secteurs a augmenté en moyenne de 0.68 % à 1.12 % (voir tableau 2). Les emprunts transfrontières semblent quant à eux ne pas avoir été impactés par la crise de 2007. La fiabilité de ces résultats a été contrôlée en appliquant un la méthode des moments généralisés en deux étapes (voir tableaux A-4 et A-6 en annexe).

Globalement, comme le montrent les résultats, on n'observe pas de différence quant aux principaux facteurs déterminants de l'endettement du secteur PNF auprès de banques nationales ou auprès de tous les secteurs. Toutefois, il faut souligner que, d'après mes résultats, des facteurs globaux tels que les changements des conditions de financement mondiales ont un impact uniquement sur les emprunts bancaires transfrontières (voir tableau 3). De plus, l'emprunt transfrontières auprès de banques qui rapportent leurs données à la BRI ne semble pas être affecté par des facteurs domestiques tels que les conditions de financement nationales ou le taux de chômage. Cette analyse comporte certaines limites : tout d'abord, elle étudie la catégorie globale du « secteur PNF », en raison du fait que des statistiques détaillées par secteur (ménages et SNF respectivement) ne sont pas disponibles pour tous les pays de l'échantillon. Une autre limite est qu'elle ne prend pas en compte la composition en

devises de l'endettement (cette décomposition n'est pas disponible dans les données BRI). Toutefois, les conclusions présentées ici sont en ligne avec celles de Cetorelli et Goldberg (2012), selon lesquels les prêts des banques internationales sont probablement mieux isolés des chocs domestiques de liquidité, et avec celles de Cerutti *et al.* (2015) qui illustrent la forte sensibilité aux facteurs extérieurs pour les pays qui se reposent sur des banques internationales.

* *
*

Dans cette étude, j'examine les facteurs déterminants de l'endettement du secteur PNF dans les EE, par une analyse en données de panel menée sur un échantillon de 15 pays sur la période du 1^{er} trimestre 1993 au 3^e trimestre 2014. Il est important d'améliorer notre compréhension du rôle que jouent les facteurs nationaux et internationaux dans les dynamiques récentes de l'endettement de ce secteur, en particulier du point de vue des vulnérabilités financières. De plus, il est essentiel d'évaluer les risques posés par l'endettement croissant du secteur PNF et ses conséquences pour le système financier d'un pays et pour son économie en cas de matérialisation de ces risques.

Mon analyse conclut que la montée de l'endettement du secteur PNF dans les EE a été associée, sur la période de 1993 à 2014, à une hausse de la demande de crédit, à l'appréciation des devises nationales, à une réduction des vulnérabilités macroéconomiques, et à un système bancaire national solide et de grande taille. Les facteurs globaux qui ont une incidence sur l'endettement du secteur PNF dans les EE consistent principalement dans l'appréciation du dollar des États-Unis, la volatilité des marchés financiers mondiaux et la politique monétaire américaine.

Une fois ces risques et effets de débordement potentiels identifiés, quelle devrait être la réponse du point de vue des mesures de politique économique ? Jusqu'à aujourd'hui, les réponses apportées ont été conçues et mises en œuvre au niveau national, et prennent la forme, entre autres, de mesures de politique budgétaire et d'outils macroprudentiels. En ce qui concerne les mesures de politique budgétaire, dans une situation de tensions financières dans

le secteur des entreprises, les gouvernements limitent les montants d'impôt perceptibles au niveau national²³. Quant aux outils macro-prudentiels, les instruments destinés à atténuer ou limiter la hausse excessive du crédit et de l'endettement sont les plus appropriés (cousins de capital contracycliques, exigences en capital sectorielles, ratio de levier macro-prudentiel, ou limites des ratios prêt-valeur, prêt-revenu ou service de la dette-revenu). Outre ces réponses politiques, un aspect important à ne pas négliger est celui des effets

de débordement transfrontières. À cet égard, un point majeur est la nécessité de coordonner les politiques menées au niveau national de manière à prendre en compte les effets de débordement potentiels. □

23. Il convient de garder à l'esprit les canaux de contagion à double sens entre l'État et les entreprises. La probabilité de défaillances d'entreprises peut être amplifiée par une hausse des taxes adoptée par le gouvernement en réponse à une crise de la dette, augmentant ainsi les coûts d'emprunt des entreprises. De même, la capacité du gouvernement à émettre des obligations sur les marchés financiers internationaux peut être affectée par les tensions financières dans le secteur privé, réduisant ainsi le niveau de la dette souveraine et la rendant plus soutenable.

BIBLIOGRAPHIE

- Acharya, V., Cecchetti, S. G., Gregorio, J. de, Kalemli-Özcan, S., Lane, P. R. & Panizza, U. (2015).** Corporate debt in emerging economies: A Threat to Financial Stability? *Committee on International Economic Policy and Reform*. The Brookings Institution and the Centre for International Governance Innovation, September 2015.
<https://www.brookings.edu/research/corporate-debt-in-emerging-economies-a-threat-to-financial-stability/>
- Avdjiev, S., Kuti, Z. & Takáts, E. (2012).** The euro area crisis and cross-border bank lending to emerging markets. *BIS Quarterly Review*, December 2012, 37–47.
https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1212f.htm
- Avdjiev, S. & Takáts, E. (2014).** Cross-border bank lending during the taper tantrum: the role of emerging market fundamentals. *BIS Quarterly Review*, September 2014, 49–60.
https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1409g.htm
- Avdjiev, S., Chui, M. & Shin, H. S. (2014).** Non-financial corporations from emerging market economies and capital flows. *BIS Quarterly Review*, December 2014, 67–77.
https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1412h.htm
- Avdjiev, S., McGuire, P. & Wooldridge, P. (2015).** Enhanced data to analyse international banking, *BIS Quarterly Review*. September 2015, 53–68.
https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1509f.htm
- BIS.** Long series on total credit and domestic bank credit to the private non-financial sector. Documentation on data.
- Brunnermeier, M. K. (2009).** Deciphering the Liquidity and Credit Crunch 2007– 2008. *Journal of Economic Perspectives*, 23(1), 77–100.
<https://doi.org/10.1257/jep.23.1.77>
- Bruno, V. & Shin, H. S. (2014).** Cross-Border Banking and Global Liquidity. *BIS Working Paper* N° 458, August 2014.
<https://www.bis.org/publ/work458.htm>
- Cerutti, E., Claessens, S. & Puy, D. (2015).** Push Factors and Capital Flows to Emerging Markets: Why Knowing Your Lender Matters More than Fundamentals. *IMF Working Paper* N° 15/127.
<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2015/wp15127.pdf>
- Cerutti, E. (2013).** Banks' Foreign Credit Exposures and Borrowers' Rollover Risks: Measurement, Evolution and Determinants. *IMF Working Paper* N° 13/9.
<https://ideas.repec.org/p/imf/imfwpa/13-9.html>
- Cetorelli, N. & Goldberg, L. S. (2012).** Banking Globalization and Monetary Transmission. *The Journal of Finance*. 67(5), 1811–1843.
<https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01773.x>
- CGFS (2014).** *Summary: Joint CGFS-FSB-SCAV Workshop on Risks from Currency Mismatches and Leverage on Corporate Balance Sheets*.
http://www.fsb.org/2014/09/r_140923a/
- Choi, I. (2001).** Unit root tests for panel data; *Journal of International Money and Finance*. 20(2), 249–272.
[https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6)

- Chui, M., Fender, I. & Susko, V. (2014).** Risks related to EME corporate balance sheets: the role of leverage and currency mismatch. *BIS Quarterly Review*, September 2014, 35–47.
<https://ssrn.com/abstract=2498630>
- Dembiermont, C., Drehmann, M. & Muksakunratana, S. (2013).** How much does the private sector really borrow? A new database for total credit to the private non-financial sector. *BIS Quarterly Review*, March 2013, 65–81.
https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1303h.htm
- Elekdag, S. & Wu, Y. (2011).** Rapid credit growth: boon or boom-bust. *IMF Working Paper* N° 11/241.
<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Rapid-Credit-Growth-Boon-or-Boom-Bust-25305>
- Financial Stability Board (2015).** Corporate funding structures and incentives. *Interim Report*, 8 June.
- Fratzscher, M. (2012).** Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis. *Journal of International Economics*. 88(2), 341–356.
<https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.05.003>
- Giroud, X. & Mueller, H. M. (2015).** Firm Leverage and Unemployment During the Great Recession. *NBER Working Paper* N° 21076.
<https://ssrn.com/abstract=2593655>
- Gourinchas, P. O., Vales, R. & Landerretche, O. (2001).** Lending booms: Latin America and the World. *Economia – The Latin American and Caribbean Economic Association*, 1(2), 47–89.
<https://ideas.repec.org/a/col/000425/008707.html>
- Gruić, B., Hattori, M. & Shin, H. S. (2014).** Recent changes in global credit intermediation and potential risks, *BIS Quarterly Review*. September 2014, 17–18.
https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1409w.htm
- Hills, B. & Hoggarth, G. (2013).** Cross-border bank credit and global financial stability, *Bank of England Quarterly Bulletin*. 53(2), 126–136.
<https://www.bankofengland.co.uk/quarterly-bulletin/2013/q2/cross-border-bank-credit-and-global-financial-stability>
- Igan, D. & Tan, Z. (2015).** Capital Inflows, Credit Growth and Financial Systems. *IMF Working Paper* N° 15/193.
<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Capital-Inflows-Credit-Growth-and-Financial-Systems-43207>
- IMF (2014).** *Spillover Report*.
<https://www.imf.org/en/Publications/Policy-Papers/Issues/2016/12/31/2014-Spillover-Report-PP4881>
- IMF (2015a).** Corporate Leverage in Emerging Markets – A Concern? In: International Monetary Fund. *Global Financial Stability Report – Vulnerabilities, Legacies, and Policy Challenges*, pp. 83–114. Washington, DC: IMF.
- IMF (2015b).** *Balance Sheet Risks in Emerging Market Corporates*. Monetary and Capital Markets Department, August 12, 2015.
- Kaminsky, G. L. & Reinhart, C. M. (1999).** The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems. *American Economic Review*, 89(3), 473–500.
<https://www.jstor.org/stable/117029>
- Liu, Y. & Rosenberg, C. (2013).** Dealing with private debt stress in the wake of the European Financial Crisis. *IMF Working Paper* N° 13/44.
<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Dealing-with-Private-Debt-Distress-in-the-Wake-of-the-European-Financial-Crisis-A-Review-of-40326>
- McGuire, P. & Tarashev, N. (2008).** Bank health and lending to emerging markets. *BIS Quarterly Review*, December 2008, 67–80.
https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt0812g.htm
- McGuire, P. & Peter, G. von, (2009).** The US dollar shortage in global banking. *BIS Quarterly Review*, March 2009, 47–63.
https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt0903f.pdf
- Mendoza, E. G. & Terrones, M. E. (2008).** An Anatomy of Credit Booms: Evidence from Macro Aggregates and Micro Data. *NBER Working Paper* 14049.
<https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/14049.html>
- Ouellet, E. (2005).** *Guide d'économétrie appliquée pour Stata*. Montreal: University of Montreal.
<https://docplayer.fr/8148651-Guide-d-econometrie-appliquee-pour-stata-pour-ecn-3950-et-fas-3900.html>
- Schoenmaker, D. & Wagner, W. (2013).** Cross-border banking in Europe and financial stability. *International Finance*, 16(1), 1–22.
<https://doi.org/10.1111/j.1468-2362.2013.12026.x>
- Schularik, M. & Taylor, A. M. (2012).** Credit booms gone bust: monetary policy, leverage cycles,

and financial crises, 1870-2008. *American Economic Review*, 102(2), 1029–1061.
<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.102.2.1029>

Takáts, E. (2010). Was is credit supply? Cross-border bank lending to emerging market economies

during the financial crisis. *BIS Quarterly Review*, June 2010, 49–56.
https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt1006g.htm

Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge, Massachusetts: The MIT Press.

Tableau A-1
Sources des données

Variable	Sources	Définition
Endettement du secteur PNF auprès de banques nationales	Séries chronologiques longues de la BRI concernant le total du crédit et le crédit des banques nationales au secteur non financier privé.	Endettement du secteur privé non financier auprès des banques nationales, en fin de période, avec ajustement pour les ruptures, en milliards, en devise locale.
Endettement du secteur PNF auprès de tous les secteurs.	Séries chronologiques longues de la BRI concernant le total du crédit et le crédit des banques nationales au secteur non financier privé.	Endettement du secteur privé non financier auprès de tous les secteurs, en fin de période, avec ajustement pour les ruptures, en milliards, en devise locale.
Créances internationales vis-à-vis du secteur privé non bancaire du pays <i>i</i>	Statistiques bancaires consolidées de la BRI (Tableau 9A : Créances consolidées des banques qui rapportent les données, base de l'emprunteur immédiat)	Créance internationale vis-à-vis du secteur privé non-bancaire du pays <i>i</i> , encours en fin de période, en millions USD.
Taux de croissance du PIB	Datastream / sources nationales	Taux de croissance du produit intérieur brut réel (en %).
Taux de change nominal	Datastream, FMI-IFS/Reuters	Unité de devise nationale sur USD - prix de marché, en fin de période.
Taux directeur	Datastream / sources nationales	Taux directeur de la banque centrale, en fin de période, en pour cent par an. Le taux cible utilisé par la banque centrale pour mener sa politique monétaire. L'instrument de politique monétaire varie d'un pays à l'autre.
Taux de chômage	Datastream / FMI-IFS	Le concept de chômage est conforme aux recommandations adoptées par l'Organisation internationale du travail : Treizième conférence internationale des statistiques du travail, Genève, 1982. Pour la zone euro, données fournies par EUROSTAT.
Dette extérieure	Banque mondiale / sources nationales	Dette extérieure brute (en % du PIB)
Taille du système bancaire	Calculs de l'auteur, sur la base de sources nationales.	Ratio du total des actifs du système bancaire sur le PIB, en %.
Crédits non-performants	Sources nationales, indicateurs de stabilité financière du FMI	Prêts non performants (total) / Total des prêts, en %.
Volatilité des marchés financiers mondiaux	Datastream/ Chicago Board Options Exchange (CBOE)	Indice CBOE SPX volatility VIX.
Taux directeur des États-Unis	Datastream / sources nationales	Taux directeur américain, en fin de période, en pour cent par an.

Note : PNF signifie secteur privé non financier ; PIB signifie produit intérieur brut ; FMI-IFS désigne International Financial Statistics (IFS), la base de données du Fonds monétaire international (FMI).

Table A-2
Statistiques descriptives pour les principales variables

Variabes	Nb. d'obs.	Moyenne	Écart type	Min	Max
Endettement du secteur PNF auprès de banques nationales (croissance trimestrielle)	1,389	4.180	4.102	- 5.730	22.959
Endettement du secteur PNF auprès de tous les secteurs (croissance trimestrielle)	1,388	4.212	4.068	- 6.213	21.320
Créances internationales des banques rapportant à la BRI vis-à-vis du secteur PNF (croissance trimestrielle)	1,430	3.027	6.959	- 15.209	27.428
Taux de croissance du PIB (niveau)		4.137	4.005	- 9.9	12.6
Taux de change nominal (variation trimestrielle)	1,443	6.367	146.214	- 1959	3675
Taux directeur (niveau)	1,310	11.131	12.429	.5	76.93
Taux de chômage (niveau)	1,015	8.203	5.280	.9	26.4
Dette extérieure (en % du PIB) (variation trimestrielle)	615	.15	2.84	- 15.969	22.830
Total des actifs (en % du PIB) (variation trimestrielle)	991	.669	5.738	- 35.388	30.262
Prêts non performants (en % du total des prêts) (niveau)	457	5.286	4.593	.570	37.01
Indice de volatilité des marchés financiers mondiaux (VIX) (variation trimestrielle)	1,455	- .120	7.073	- 22.05	29.58
Taux directeur des États-Unis (niveau)	1,500	3.345	2.380	.25	8.25

Tableau A-3
Résultats du test ADF de Fisher pour les racines unitaires en données de panel

Variabes	Niveau	Différence
Taux de croissance du PIB	0.023	-
Taux de change nominal	0.972	0.000
Taux directeur	0.000	-
Taux de chômage	0.000	-
Dette extérieure (en % du PIB)	0.308	0.000
Total des actifs (en % du PIB)	0.865	0.000
Prêts non performants (en % du total des prêts)	0.000	-
Volatilité des marchés financiers mondiaux (VIX)	0.959	0.000
Taux directeur des États-Unis	0.000	-

Note : hypothèse nulle : tous les panels contiennent une racine unitaire. Hypothèse alternative : au moins un panel est stationnaire. p-values rapportées.

Tableau A-4
Facteurs déterminants de l'endettement du secteur PNF auprès de banques nationales dans les EE

Variable indépendantes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Facteurs locaux							
Taux de croissance du PIB _{t-1}	0.457*** (0.104)	0.554*** (0.095)	0.625*** (0.091)	0.553*** (0.097)	0.313*** (0.092)	0.460*** (0.105)	0.482*** (0.109)
ΔTaux de change nominal _{t-1}	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.014** (0.006)	0.007*** (0.002)	0.006*** (0.002)
<i>Conditions de financement</i>							
Taux directeur _{t-1}	0.079* (0.042)	0.033 (0.048)	0.051 (0.044)	0.036 (0.048)	0.036 (0.086)	0.068 (0.051)	0.023 (0.052)
<i>Conditions macroéconomiques</i>							
Taux de chômage _{t-1}	- 0.069 (0.093)	- 0.134 (0.082)		- 0.133 (0.082)	0.218* (0.129)	- 0.132 (0.105)	- 0.158* (0.087)
Δ Dette extérieure (en % du PIB) _{t-1}						0.008 (0.053)	
<i>Caractéristiques bancaires</i>							
Δ Total des actifs (en % du PIB)		- 0.106 (0.073)	- 0.138 (0.087)	- 0.109 (0.074)			- 0.127* (0.072)
Crédits non-performants _{t-1}					- 0.249*** (0.059)		
Facteurs mondiaux							
Conditions de financement mondiales (Δ VIX)				- 0.027* (0.014)	0.001 (0.013)	- 0.009 (0.017)	- 0.023 (0.014)
Taux directeur des États-Unis _{t-1}							0.046 (0.106)
Variable muette crise 2007	1.124*** (0.316)	1.253*** (0.317)	1.096*** (0.318)	1.377*** (0.318)	- 0.029 (0.385)	1.387*** (0.366)	1.270*** (0.378)
Sous-identification ^(a)	0.000	0.005	0.008	0.006	0.000	0.000	0.003
Test Sargan ^(b)	0.108	0.108	0.124	0.108	0.469	0.101	0.169
Endogénéité ^(c)	0.073	0.043	0.006	0.049	0.106	0.046	0.095
Observations	616	565	644	565	336	431	565
Effets-fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : méthode des moments généralisés (MMG) en deux étapes. La variable dépendante est la croissance trimestrielle du stock d'emprunt du secteur PNF auprès de banques nationales. Écarts-types entre parenthèses. *, **, *** indique une significativité statistique de 10 %, 5 % ou 1 %. Données sur la dette extérieure manquantes pour la Chine et l'Afrique du Sud. Données sur les crédits non-performants manquantes pour la Chine et l'Afrique du Sud. Toutes les régressions incluent une constante et des variables muettes pays qui ne sont pas rapportées.

(a) P-value correspondant à la statistique rk LM de Kleibergen-Paap (2006). Le rejet de l'hypothèse nulle indique que le modèle est identifié.

(b) L'hypothèse nulle jointe est que les instruments sont valides et que les instruments exclus sont exclus à juste titre de l'équation estimée.

(c) Nous testons l'endogénéité des taux directeurs, de la croissance du PIB et du total des actifs (en % du PIB). Selon l'hypothèse nulle, les régresseurs endogènes indiqués peuvent en réalité être traités comme exogènes.

Tableau A-5
Facteurs déterminants de l'endettement du secteur PNF auprès de tous les secteurs, dans toutes les devises, dans les EE

Variable indépendantes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Facteurs locaux							
Taux de croissance du PIB _{t-1}	0.406*** (0.107)	0.447*** (0.100)	0.551*** (0.095)	0.450*** (0.101)	0.291*** (0.094)	0.410*** (0.115)	0.371*** (0.115)
ΔTaux de change nominal _{t-1}	0.008*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)	0.014** (0.005)	0.012*** (0.002)	0.011*** (0.001)
<i>Conditions de financement</i>							
Taux directeur _{t-1}	0.104*** (0.036)	0.062 (0.040)	0.066* (0.040)	0.061 (0.040)	0.072 (0.103)	0.076 (0.051)	0.039 (0.043)
<i>Conditions macroéconomiques</i>							
Taux de chômage _{t-1}	- 0.167 (0.109)	- 0.224** (0.104)		- 0.224** (0.105)	0.132 (0.143)	- 0.230* (0.119)	- 0.257** (0.104)
Δ Dette extérieure (% du PIB) _{t-1}						0.035 (0.064)	
<i>Caractéristiques bancaires</i>							
Δ Total des actifs (en % du PIB)		- 0.050 (0.065)	- 0.090 (0.082)	- 0.054 (0.067)			- 0.081 (0.065)
Crédits non-performants _{t-1}					- 0.256*** (0.069)		
Facteurs mondiaux							
Conditions de financement mondiales (Δ VIX)				- 0.011 (0.016)	0.013 (0.014)	0.004 (0.017)	- 0.006 (0.015)
Taux directeur des États-Unis _{t-1}							0.112 (0.107)
Variable muette crise 2007	1.133*** (0.351)	1.156*** (0.349)	1.173*** (0.358)	1.210*** (0.354)	0.027 (0.462)	1.201*** (0.402)	0.975** (0.418)
Sous-identification ^(a)	0.000	0.005	0.011	0.006	0.000	0.000	0.003
Test de Sargan ^(b)	0.105	0.164	0.108	0.101	0.308	0.107	0.161
Endogénéité ^(c)	0.037	0.040	0.043	0.039	0.043	0.036	0.049
Observations	615	564	643	564	336	430	564
FE du pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : méthode des moments généralisés (MMG) en deux étapes. La variable dépendante est la croissance trimestrielle du stock d'emprunt du secteur PNF auprès de tous les secteurs (bancaire et non-bancaire). Écarts-types entre parenthèses. *, **, *** indique une significativité statistique de 10 %, 5 % ou 1 %. Données sur la dette extérieure manquantes pour la Chine et l'Afrique du Sud. Données sur les crédits non-performants manquantes pour la Chine et l'Afrique du Sud. Toutes les régressions incluent une constante et des variables muettes pays qui ne sont pas rapportées.

- (a) P-value correspondant à la statistique rk LM de Kleibergen-Paap (2006). Le rejet de l'hypothèse nulle indique que le modèle est identifié.
(b) L'hypothèse nulle jointe est que les instruments sont valides et que les instruments exclus sont exclus à juste titre de l'équation estimée.
(c) Nous testons l'endogénéité des taux directeurs, de la croissance du PIB et du total des actifs (en % du PIB). Selon l'hypothèse nulle, les régresseurs endogènes indiqués peuvent en réalité être traités comme exogènes

Tableau A-6

Facteurs déterminants des créances internationales des banques qui font l'objet des statistiques BRI vis-à-vis du secteur PNF dans les EE

Variable indépendantes	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Facteurs locaux							
Taux de croissance du PIB _{t-1}	0.821*** (0.193)	0.821*** (0.158)	0.888*** (0.152)	0.825*** (0.158)	0.960*** (0.172)	0.725*** (0.176)	0.720*** (0.160)
Δ Taux de change nominal _{t-1}	- 0.001 (0.002)	- 0.002 (0.003)	- 0.004 (0.003)	- 0.002 (0.003)	- 0.065*** (0.020)	- 0.012** (0.005)	- 0.001 (0.003)
<i>Conditions de financement</i>							
Taux directeur _{t-1}	- 0.066 (0.072)	- 0.108 (0.075)	- 0.092 (0.074)	- 0.109 (0.075)	0.324 (0.218)	- 0.058 (0.082)	- 0.164** (0.080)
<i>Conditions macroéconomiques</i>							
Taux de chômage _{t-1}	- 0.157 (0.218)	- 0.169 (0.206)		- 0.171 (0.206)	0.782** (0.385)	0.038 (0.246)	- 0.254 (0.200)
Δ Dette extérieure (en % du PIB) _{t-1}						0.680*** (0.132)	
<i>Caractéristiques bancaires</i>							
Δ Total des actifs (en % du PIB)		0.352** (0.160)	0.162 (0.185)	0.338** (0.165)			0.335** (0.159)
Crédits non-performants _{t-1}					- 0.494*** (0.146)		
Facteurs mondiaux							
Conditions de financement mondiales (Δ VIX)				- 0.022 (0.033)	- 0.068* (0.036)	- 0.036 (0.036)	- 0.024 (0.033)
Taux directeur des États-Unis _{t-1}							0.504*** (0.190)
Variable muette crise 2007	1.395 (0.852)	1.044 (0.853)	1.028 (0.882)	1.160 (0.881)	- 0.264 (1.199)	1.649* (0.902)	0.461 (0.895)
Sous-identification ^(a)	0.000	0.002	0.003	0.002	0.000	0.000	0.001
Test de Sargan ^(b)	0.108	0.181	0.104	0.183	0.533	0.447	0.265
Endogénéité ^(c)	0.016	0.040	0.021	0.039	0.016	0.030	0.029
Observations	612	562	641	562	334	427	562
Effets-fixes pays	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

Note : méthode des moments généralisés (MMG) en deux étapes. La variable dépendante est la croissance trimestrielle du stock de créances internationales de banques rapportant à la BRI vis-à-vis du secteur PNF. Écarts-type entre parenthèses. *, **, *** indique une significativité statistique de 10 %, 5 % ou 1 %. Données sur la dette extérieure manquantes pour la Chine et l'Afrique du Sud. Données sur les crédits non-performants manquantes pour la Chine et l'Afrique du Sud. Toutes les régressions incluent une constante et des variables muettes pays qui ne sont pas rapportées.

(a) P-value correspondant à la statistique rk LM de Kleibergen-Paap (2006). Le rejet de l'hypothèse nulle indique que le modèle est identifié.

(b) L'hypothèse nulle jointe est que les instruments sont valides et que les instruments exclus sont exclus à juste titre de l'équation estimée.

(c) Nous testons l'endogénéité des taux directeurs, de la croissance du PIB et du total des actifs (en % du PIB). Selon l'hypothèse nulle, les régresseurs endogènes indiqués peuvent en réalité être traités comme exogènes.

N° 500-501-502 – 2018

LOGEMENT ET MARCHÉS DU LOGEMENT / HOUSING AND HOUSING MARKETS

- Introduction – Le logement : un bien espace-temps / *Housing: A space-time good*

SYSTÈMES DE LOGEMENT DANS L'OCDE / HOUSING SYSTEMS IN THE OCDE

- Construire une typologie des systèmes de logement pour éclairer les politiques des États membres de l'OCDE et de l'UE / *Building a typology of housing systems to inform policies in OECD and EU member States*
- Commentaire – Sur la construction de typologies des systèmes de logement dans l'OCDE / *Comment – On building typologies of housing systems in the OECD*

OFFRE, DEMANDE ET PRIX SUR DIFFÉRENTS MARCHÉS DU LOGEMENT / SUPPLY, DEMAND AND PRICES ON HOUSING MARKETS

- Délivrer des permis de construire pour diminuer le coût du foncier ? Une estimation par la demande de terre constructible en France / *Does issuing building permits reduce the cost of land? An estimation based on the demand for building land in France*
- Pourquoi les indices des prix des logements évolueraient-ils différemment dans le neuf et dans l'ancien ? Une analyse sur la France / *New or old, why would housing price indices differ? An analysis for France*
- Accessibilité, pollution locale et prix du logement : le cas de Nantes Métropole, France / *Accessibility, local pollution and housing prices. Evidence from Nantes Métropole, France*

ACCESSION À LA PROPRIÉTÉ, MOBILITÉ RÉSIDENNELLE - DYNAMIQUES A MOYEN TERME / ACCESS TO HOME OWNERSHIP, RESIDENTIAL MOBILITY: DYNAMICS IN THE MEDIUM-TERM

- Hausse des inégalités d'accès à la propriété entre jeunes ménages en France, 1973-2013 / *Rising inequalities in access to home ownership among young households in France, 1973-2013*
- Dynamisation et vulnérabilité du marché des logements occupés par leurs propriétaires aux Pays-Bas. Une analyse de 1986 à 2012 / *The dynamisation and subsequent vulnerability of the Dutch owner-occupied sector. An analysis of 1986-2012*
- Consommation, patrimoine des ménages et marché immobilier en France / *Consumption, household portfolios and the housing market in France*

ÉVALUATIONS D'IMPACT ET MÉTHODES / EVALUATIONS OF IMPACT AND METHODS

- L'impact de la hausse des droits de mutation immobiliers de 2014 sur le marché du logement français / *The impact of the 2014 increase in the real estate transfer taxes on the French housing market*
- L'information aux acheteurs affecte-t-elle le prix de vente des logements ? L'obligation d'information et le modèle de prix hédoniques – un test sur données françaises / *Does information to buyers affect the sales price of a property? Mandatory disclosure and the hedonic price model – A test on French data*
- Évaluation des méthodes utilisées par les pays européens pour le calcul de l'indice officiel des prix des logements / *An evaluation of the methods used by European countries to compute their official house price indices*

N° 499 – 2018

MÉLANGES / VARIA

CROISSANCE ET PRODUCTIVITÉ DANS LES COLLECTIVITÉS FRANÇAISES DU PACIFIQUE / GROWTH AND PRODUCTIVITY IN THE FRENCH PACIFIC TERRITORIES

- Croissance économique et productivité en Polynésie française : une analyse sur longue période / *Economic growth and productivity in French Polynesia: A long-term analysis*
- Productivité sectorielle du travail et compétitivité de l'économie de la Nouvelle-Calédonie / *Sectoral labour productivity and economic competitiveness in New Caledonia*
- Commentaire – La productivité sur longue période dans les collectivités françaises du Pacifique / *Comment – Long-term productivity in French Pacific territories*

MOBILITÉ SOCIALE À L'ÉCOLE, PERFORMANCES SCOLAIRES ET PARCOURS UNIVERSITAIRES / SOCIAL MOBILITY AT SCHOOL, SCHOOL PERFORMANCES AND EDUCATIONAL CAREER PATHS

- Une comparaison internationale des systèmes scolaires basée sur la mobilité sociale / *An international comparison of school systems based on social mobility*
- 50 % à la licence... mais comment ? Les jeunes de familles populaires à l'université en France / *50% to the bachelor's degree... but how? Young people from working-class families at university in France*

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 origines. 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 propositions d'articles, en français ou en anglais, doivent être adressées à la rédaction de la revue (redaction-ecostat@insee.fr), en format MS-Word. Il doit s'agir de travaux originaux, qui ne sont pas soumis en parallèle à une autre revue. Un article standard fait environ 11 000 mots (y compris encadrés, tableaux, figures, annexes et bibliographie, non compris éventuels compléments en ligne). Aucune proposition initiale de plus de 12 500 mots ne sera examinée.

La soumission doit comporter deux fichiers distincts :

- Un fichier d'une page indiquant : le titre de l'article ; le prénom et nom, les affiliations (maximum deux), l'adresse e-mail et postale de chaque auteur ; un résumé de 160 mots maximum (soit environ 1 050 signes espaces compris) 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 can be submitted either in French or in English; they should be sent to the editorial team (redaction-ecostat@insee.fr), in MS-Word format. The manuscript must be original work and not submitted at the same time to any other journal. The standard length of an article is of about 11,000 words (including boxes if needed, tables and figures, appendices, list of references, but not counting online complements if any). Manuscripts of more than 12,500 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 160 words (about 1050 characters including spaces), briefly presenting the question(s), data and methodology, and the main conclusions; JEL codes and a few keywords; acknowledgements.
- 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.

Economie Statistique **ET**

Economics **AND** Statistics

Au sommaire
du prochain numéro :
Big data
et statistiques

Forthcoming:
Big Data
and Statistics

