

VARIA

CICE et Pacte de responsabilité : une évaluation selon la position dans le cycle

Bruno Ducoudré, Éric Heyer et Mathieu Plane

Le contrat unique : une auberge espagnole

Jacques Barthélémy et Gilbert Cette

Comment les Français perçoivent-ils l'égalité des chances ?

Michel Forsé et Maxime Parodi

Bénéfices de la diversification internationale des portefeuilles

Montassar Zayati, Améni Sallemi Chaabene et Makram Bellalah

Quelle mesure du coût économique et social du mal-logement ?

Pierre Madec

Revue de l'OFCE

ofce

OFCE

L'Observatoire français des conjonctures économiques est un organisme indépendant de prévision, de recherche et d'évaluation des politiques publiques. Créé par une convention passée entre l'État et la Fondation nationale des sciences politiques approuvée par le décret n° 81.175 du 11 février 1981, l'OFCE regroupe plus de 40 chercheurs (es) français et étrangers. « Mettre au service du débat public en économie les fruits de la rigueur scientifique et de l'indépendance universitaire », telle est la mission que l'OFCE remplit en conduisant des travaux théoriques et empiriques, en participant aux réseaux scientifiques internationaux, en assurant une présence régulière dans les médias et en coopérant étroitement avec les pouvoirs publics français et européens. Philippe Weil a présidé l'OFCE de 2011 à 2013, à la suite de Jean-Paul Fitoussi, qui a succédé en 1989 au fondateur de l'OFCE, Jean-Marcel Jeanneney. Depuis 2014, Xavier Ragot préside l'OFCE. Il est assisté d'un conseil scientifique qui délibère sur l'orientation de ses travaux et l'utilisation des moyens.

Président

Xavier Ragot.

Direction

Jérôme Creel, Estelle Frisquet, Éric Heyer, Lionel Nesta, Xavier Timbeau.

Comité de rédaction

Christophe Blot, Gérard Cornilleau, Jérôme Creel, Jacques Le Cacheux, Jean-Luc Gaffard, Éric Heyer, Sandrine Levasseur, Françoise Milewski, Lionel Nesta, Hélène Périvier, Mathieu Plane, Francesco Saraceno, Henri Sterdyniak, Xavier Timbeau.

Publication

Xavier Ragot, *directeur de la publication.*

Sandrine Levasseur, *rédactrice en chef des publications*

Laurence Duboys Fresney, *secrétaire de rédaction*

Claudine Houdin, *adjoite à la fabrication*

Najette Moumami, *responsable de la fabrication.*

Contact

OFCE, 69 quai d'Orsay 75340 Paris cedex 07

Tel. : +33(0)1 44 18 54 87

mail : revue.ofce@sciencespo.fr

web : www.ofce.sciences-po.fr

Sommaire

CICE et Pacte de responsabilité : une évaluation selon la position dans le cycle	5
<i>Simulations ex ante à partir d'un modèle macroéconomique</i> Bruno Ducoudré, Éric Heyer et Mathieu Plane	
Le contrat unique : une auberge espagnole	43
Jacques Barthélémy et Gilbert Cette	
Comment les Français perçoivent-ils l'égalité des chances ?	67
Michel Forsé et Maxime Parodi	
Bénéfices de la diversification internationale des portefeuilles	89
<i>Une modélisation DCC-MVGARCH</i> Montassar Zayati, Améni Sallemi Chaabene et Makram Bellalah	
Quelle mesure du coût économique et social du mal-logement ? . .	125
Pierre Madec	

CICE ET PACTE DE RESPONSABILITÉ UNE ÉVALUATION SELON LA POSITION DANS LE CYCLE ¹

SIMULATIONS *EX ANTE* À PARTIR D'UN MODÈLE MACROÉCONOMIQUE

Bruno Ducoudré, Éric Heyer et Mathieu Plane

OFCE, Sciences Po

À la suite de la remise du Rapport Gallois fin 2012, pour faire face au chômage de masse, le gouvernement français a fait le choix de privilégier une politique d'offre, concrétisée par la mise en place du CICE et du Pacte de responsabilité. À partir du modèle macroéconomique de l'OFCE pour l'économie française *e-mod.fr*, nous évaluons les effets de ces mesures sur l'activité économique et l'emploi à l'horizon 2018, en prenant en compte la position dans le cycle de l'économie française – l'effet du chômage sur le taux de croissance des salaires est modélisé en fonction de la position dans le cycle – et en étudiant la sensibilité des résultats à la valeur de l'élasticité de substitution macroéconomique entre le capital et le travail considérée. Le Pacte et le CICE permettraient, hors effet du financement, de créer ou sauvegarder 530 000 emplois à l'horizon 2018 et auraient un effet positif sur l'activité économique (+1,2 point de PIB). Après prise en compte des effets du financement, les gains sur le PIB seraient nuls et le nombre d'emplois créés ou sauvegardés serait de l'ordre de 290 000, avec une fourchette allant de 190 000 à près de 420 000 selon la position dans le cycle et l'élasticité de substitution capital/travail.

Mots clés : crédit d'impôt, coût du travail, emploi, compétitivité, simulation.

1. Les auteurs remercient les deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires avisés. Ils restent néanmoins responsables de l'ensemble des résultats et opinions exprimés dans ce texte.

Fin 2015, huit ans après le déclenchement de la crise, l'économie française a un PIB par habitant encore 1 % en dessous de son niveau de début 2008 et affiche un taux de chômage supérieur à 10 % de la population active, soit plus de 3 points de pourcentage au-dessus de son niveau d'avant-crise. Face à cette très grande récession, à un chômage de masse et une compétition accrue entre les partenaires de la zone euro engagés dans des politiques de réformes structurelles et de déflation compétitive, le gouvernement français a fait le choix, à la suite de la remise du Rapport Gallois fin 2012, de privilégier une politique d'offre. Cette dernière vise à rétablir la compétitivité de l'économie française afin de dynamiser l'emploi, tout en maintenant le cap de réduction rapide des déficits publics structurels. Concrètement, cela a donné lieu à la mise en place du CICE, un crédit d'impôt égal à 6 % de la masse salariale correspondant aux salaires de moins de 2,5 SMIC, et du Pacte de responsabilité, correspondant à une baisse de cotisations sociales patronales pour les salaires compris entre 1 et 3,5 SMIC, ainsi qu'une baisse de la fiscalité sur les entreprises. Au total, à l'horizon 2017, cela représentera une baisse des prélèvements sur les entreprises de 41 milliards d'euros par an, dont 29 milliards sont assis sur les salaires, baisse financée principalement par une réduction de la dépense publique (une part des 50 milliards d'économies prévues sur la période 2015-17) mais aussi par une augmentation de 10 milliards d'euros de la fiscalité (hausse de la TVA et de la fiscalité écologique).

Dans cette étude, à partir du modèle *e-mod.fr*, nous évaluons l'impact macroéconomique sur l'économie française du Crédit Impôt Compétitivité Emploi (CICE) et de la partie baisse de cotisations sociales patronales du Pacte de responsabilité. Une précédente étude réalisée en 2012 à partir du modèle *e-mod.fr* évaluait l'impact *ex ante* du CICE sur l'économie française (Plane, 2012). La présente étude permet d'actualiser les précédents résultats sur le CICE. Elle est enrichie d'une évaluation de l'impact des baisses de cotisation sociales patronales issues du Pacte et introduit de nouveaux effets, en distinguant l'effet du chômage sur le taux de croissance des salaires en fonction de la position dans le cycle.

Cette évaluation macroéconomique est *ex ante* et ne repose pas sur des données microéconomiques observées. Elle constitue en soi un complément essentiel à toute évaluation de mesures de politiques publiques telles que le CICE ou le Pacte se basant sur des données microéconomiques : les évaluations sur données microéconomiques nécessitent de recueillir des données individuelles relativement exhaustives, permettant de mettre en avant des comportements que les données macroéconomiques *ex ante* ne peuvent pas capter. Elles sont cependant publiées dans des délais assez longs après la mise en place d'une réforme, et ne permettent pas de mesurer l'effet global agrégé d'une mesure, puisqu'elles n'intègrent pas de bouclage macroéconomique (Heyer et Plane, 2012), deux contraintes que ne rencontrent pas les évaluations macroéconomiques.

Afin de tenir compte du contexte économique et budgétaire actuel, nous avons simulé les mesures fiscales en fonction de leur montée en charge sur la période 2014-2018² mais aussi en tenant compte de leur financement. Ainsi, les résultats évoluent selon que les mesures sont simulées de façon isolée ou simultanément avec leur financement³.

Selon les dernières simulations des ministères de l'Économie et des Finances, le Pacte et le CICE créeraient, hors effet du financement, à l'horizon 2020, 520 000 emplois et une hausse du PIB de 1,7 %⁴ (Rabault, 2016). En intégrant la partie « financement », l'effet attendu passe à 0,1 % du PIB en 2020 et 280 000 créations d'emplois. L'évaluation du FMI est comprise entre 600 000 et 1 million d'emplois à long terme et une hausse du PIB de 1 % à 3 % (Espinoza et Pérez Ruiz, 2014). L'OCDE évalue l'impact du CICE et du Pacte à +0,5 point de PIB et +0,8 % d'emplois au bout de 5 ans (OCDE, 2014). Selon les simulations du ministère, le financement des mesures amputerait les créations d'emplois de 150 000 et de

2. Le modèle *e-mod.fr* étant un modèle macroéconomique d'inspiration keynésienne de court-moyen terme, un horizon de 5 ans a été retenu pour évaluer les effets du CICE et du Pacte. Au-delà de cet horizon, les variantes des modèles sont déterminées par les hypothèses de modélisation du long terme de l'économie.

3. Dans une étude précédente sur l'apport des modèles macroéconomiques pour évaluer l'impact des allègements de cotisations sociales sur les bas salaires, Heyer et Plane (2012) mettaient en avant cette possible décomposition des effets selon qu'on tienne compte ou non du financement de la mesure mais aussi de la structure du financement.

4. L'évaluation intègre la partie fiscale du Pacte (baisse de la C3S et de l'IS) qui joue pour 0,4 point de PIB et 50 000 emplois à l'horizon 2020 (hors effet du financement).

0,8 point la hausse du PIB. Cependant, le financement des mesures majoritairement par des économies sur la dépense de l'État (20 milliards d'euros) est susceptible de peser plus défavorablement sur l'activité et l'emploi, les multiplicateurs budgétaires associés à la dépense publique étant plus élevés en période de basse conjoncture. D'après Plane (2012), l'effet du CICE sur l'emploi, une fois pris en compte le financement de cette mesure, serait d'ailleurs plutôt de l'ordre de +150 000 emplois à l'horizon 2018 (contre +300 000 pour le ministère). En effet le moment de la mise en œuvre des mesures paraît aussi crucial. Une politique de baisse de la dépense publique n'aura ainsi pas le même effet sur la croissance selon que l'économie se trouve en haut ou en bas de cycle (Creel *et al.*, 2011 ; Heyer, 2011 ; Auerbach et Gorodnichenko, 2012 ; Blanchard et Leigh, 2013). Or les travaux existants ne prennent pas en compte la position dans le cycle de l'économie française. Par rapport aux évaluations existantes, l'apport de ce travail réside dans la mise en évidence de la sensibilité des résultats à la position initiale de l'économie dans le cycle décrite par l'écart de production.

Par ailleurs, le CICE et le Pacte de responsabilité ont un effet spécifique sur les créations d'emploi *via* la substitution capital/travail. Or les estimations de l'élasticité de substitution macroéconomique varient (Heyer et Plane, 2012). Nous étudions donc la sensibilité des résultats à la valeur de l'élasticité macroéconomique de substitution capital/travail retenue.

Selon notre scénario central, le Pacte et le CICE permettraient, hors effet du financement, de créer ou sauvegarder 530 000 emplois à l'horizon 2018 et auraient un effet positif sur l'activité économique (+1,2 point de PIB). En revanche, si l'on intègre les effets du financement, les gains sur le PIB seraient nuls et le nombre d'emplois créés ou sauvegardés serait de l'ordre de 290 000 à l'horizon 2018, avec une fourchette allant de 190 000 à près de 420 000 selon la position dans le cycle et l'élasticité de substitution capital/travail retenue.

Après avoir présenté le détail des mesures issues du CICE et du Pacte de responsabilité, ainsi que leur financement, nous analysons les effets théoriques attendus par ces deux dispositifs et discutons des principales hypothèses de modélisation retenues pour les simulations. Dans la dernière partie, nous détaillons les

résultats des simulations pour les principales variables macroéconomiques, en particulier pour le PIB et l'emploi, et analysons la sensibilité de ces résultats à la position dans le cycle et à la valeur de l'élasticité de substitution capital/travail.

1. Présentation des mesures et effets théoriques attendus

Cette partie décrit les deux mesures étudiées (CICE et Pacte de responsabilité) ainsi que les effets théoriques que l'on peut en attendre.

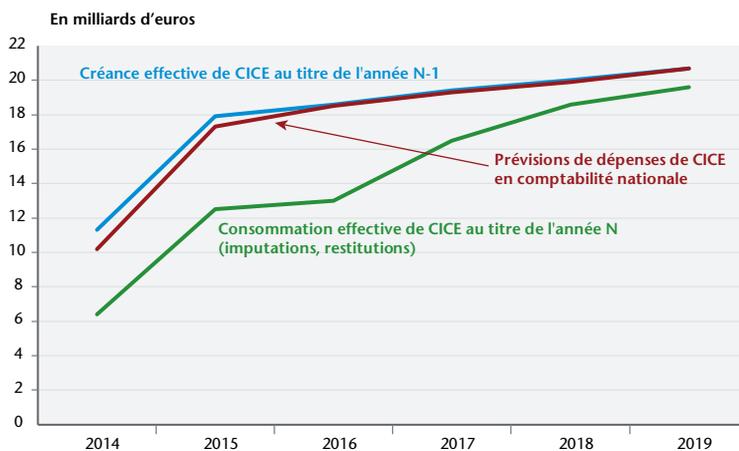
1.1. Les mesures

Le CICE et le Pacte de responsabilité représentent une baisse de 41 milliards d'euros de prélèvements obligatoires sur les entreprises, dont 29 milliards sont assis sur les salaires. Le CICE, ouvert à toutes les entreprises soumises à l'impôt sur les sociétés ou à l'impôt sur le revenu, est instauré par la loi du 29 décembre 2012. Il est égal à 6 % de la masse salariale correspondant aux salaires de moins de 2,5 SMIC, hors cotisations patronales. Sa montée en charge est progressive, avec un taux de 4 % en 2013. Ses effets sur la trésorerie des entreprises se font avec un décalage d'un an par rapport à l'exercice de référence : le CICE donne lieu à un crédit d'impôt sur les bénéfices des sociétés à partir de 2014. Selon le projet de Loi de finance pour 2016, la dépense comptable de CICE devrait représenter pour les finances publiques 18,5 milliards d'euros en 2016 après 10,2 milliards en 2014 et 17,3 milliards en 2015, et 20 milliards d'euros en régime de croisière. Dans nos simulations, nous avons retenu la prévision de dépense comptable du CICE qui correspond à la créance fiscale des entreprises sur l'État mais qui est différente de la créance effectivement consommée (encadré 1). Bien que non consommée, cette créance apparaît dans le compte des entreprises et modifie sa trésorerie en cas de non versement. Si nous avons retenu l'hypothèse d'une évolution du CICE à partir des versements effectifs, les effets positifs du dispositif seraient certainement minorés, notamment pour les premières années. En revanche, à l'horizon 2018, la différence entre la créance fiscale du CICE et les versements effectifs étant relativement faible, ces deux hypothèses conduiraient à des écarts relativement faibles dans les simulations à cinq ans.

Encadré 1. La différence entre la créance comptable du CICE et le versement effectif de CICE

Le CICE se caractérise par un écart conséquent entre la créance liée au CICE et sa consommation effective. Selon le dernier Rapport du Comité de suivi pour le CICE⁵, la créance des entreprises sur l'État, liée au CICE, a été en 2014 de 11,3 milliards d'euros et sa consommation effective de « seulement » 6,4 milliards. En 2015 et 2016, selon le Projet de loi de finances pour 2016, la créance au sens de la comptabilité nationale serait respectivement de 17,3 et 18,5 milliards et sa consommation effective respectivement de 12,5 et 13 milliards, soit un écart d'environ 5,5 milliards en 2015 et 2016 (graphique 1). Cette différence importante entre la créance et la consommation effective s'explique principalement par le fait que lorsqu'une entreprise déclare des pertes ou des bénéfices insuffisants pour que l'Impôt sur les sociétés (IS) soit supérieur au CICE, l'État ne lui reverse pas immédiatement la différence, à l'exception de certaines entreprises (PME, jeunes entreprises innovantes, entreprises nouvelles sous conditions ou entreprises en difficulté faisant l'objet d'une procédure collective). Cette somme devient alors une créance que l'entreprise détient sur l'État, et qui pourra être déduite de l'IS de l'année suivante. Ce report est possible trois années de suite. Si au terme de la troisième année, l'IS de l'entreprise est toujours trop faible pour absorber les créances cumulées au titre du CICE, celles-ci sont restituées par l'État. En pratique, du fait de la faiblesse chronique de l'IS d'un

Graphique 1. Prévisions de créance et de consommation effective de CICE



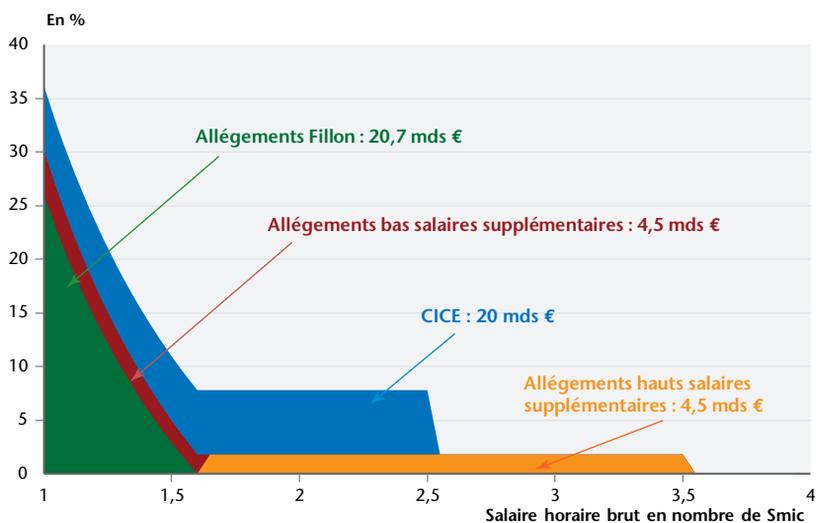
Source : Projet de loi de finances pour 2016.

5. France Stratégie, 2015, « Comité de suivi du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi », septembre.

grand nombre d'entreprises, celles-ci accumulent des créances à faire valoir plus tard, sans bénéficier aujourd'hui du CICE. Ainsi, selon les prévisions du ministère de l'Économie, l'écart entre la créance de CICE et sa consommation ne commencerait à diminuer qu'à partir de 2017, au moment où des montants importants de CICE non consommés pendant trois ans seront restitués. Par ailleurs, la prévision de créance CICE retenue dans le PLF 2016 est légèrement différente de la prévision de dépenses CICE au sens de la comptabilité nationale, cette dernière englobant le résidu de déclaration CICE 2013 enregistré par l'administration fiscale en 2015 et une extrapolation du montant de créance CICE 2014 enregistré par l'administration fiscale en 2015. Dans nos simulations, nous avons retenu la prévision de dépenses CICE au sens de la comptabilité nationale et non pas la prévision de créance CICE.

Décidé en 2014, le Pacte de responsabilité se traduit par sur une baisse de la fiscalité de l'ordre de 11 milliards d'euros accordée aux entreprises⁶. Il faut y ajouter une baisse de cotisations sociales patronales sur les salaires compris entre 1 et 1,6 SMIC dès 2015, une autre sur les salaires compris entre 1,6 et 3,5 SMIC à partir d'avril 2016, pour un montant total de 9 milliards d'euros (graphique 2) et

Graphique 2. Profil des allègements de cotisations sociales et du CICE



6. La partie fiscale du Pacte de responsabilité se compose de la suppression de la C3S pour 6,2 milliards d'euros, dont 1 milliard dès 2015, la suppression de la surtaxe IS sur les grandes entreprises (3,4 milliards) en 2016 et la réduction du taux d'IS en 2017 (1,6 milliard).

une baisse des cotisations familles des indépendants et artisans, pour un montant de 1 milliard d'euros, soit 10 milliards d'euros au total assis sur les salaires. Dans cette étude, nous nous concentrons sur l'effet des baisses de cotisations sociales patronales sur les salaires compris entre 1 et 1,6 SMIC et les salaires compris entre 1,6 et 3,5 SMIC pour un montant de 9 milliards d'euros.

1.2. Le financement

Le CICE et le Pacte sont financés *ex ante* : le financement du CICE repose pour moitié sur des économies sur les dépenses publiques (10 milliards) et pour moitié sur de nouvelles recettes fiscales : le relèvement des taux de TVA intermédiaires (de 7 % à 10 %) et de TVA normales (de 19,6 % à 20 %) représente environ deux tiers de l'augmentation des prélèvements obligatoires (6 milliards d'euros sur les 10 milliards prévus). La fiscalité écologique, avec la mise en place de la Contribution Climat Énergie, qui est une forme de « taxe carbone » assise sur les émissions de CO₂ des produits fossiles, contribue pour environ un tiers à la hausse des prélèvements (4 milliards). Le Pacte de responsabilité, quant à lui, est intégralement financé par des économies sur les dépenses publiques qui sont contenues dans les 50 milliards d'euros d'économies prévus sur la période 2015-2017.

Du côté des dépenses publiques, nous avons supposé que les économies structurelles seraient réparties entre une baisse de l'investissement public (3,3 milliards d'euros), une réduction des transferts sociaux en nature des administrations publiques (3,3 milliards d'euros) et une contraction des prestations sociales en espèces versées par les administrations publiques (3,3 milliards d'euros). La répartition des économies structurelles de dépenses publiques pour le Pacte est supposée identique (3 milliards de baisse de l'investissement public, 3 milliards de réduction des transferts sociaux et 3 milliards de baisse des prestations sociales en espèces versées par les administrations publiques). À noter que les prestations et transferts sociaux représentent 60 % de la dépense publique primaire et cela ne tient pas compte des transferts sociaux en nature non marchands qui représentent plus de 20 % de la dépense publique primaire. Au final, plus de 80 % de la dépense publique est faite de prestations et de transferts si l'on intègre les transferts sociaux en nature non marchands (éducation, hôpitaux)

reçus par les ménages. Or, ces transferts sociaux en nature non marchands que reçoivent les ménages correspondent à leur coût de production principalement composé de masse salariale. Une réduction des transferts sociaux en nature non marchands revient donc à diminuer les dépenses de fonctionnement.

Ainsi, le CICE et le Pacte doivent s'analyser comme un choc d'offre positif, peu ciblé sur les bas salaires, couplé à un choc de demande négatif de même ampleur.

Tableau 1. Montée en charge du CICE et Pacte de responsabilité et de leurs financements

En milliards d'euros

	2014	2015	2016	2017	2018
Total des mesures de baisse du coût du travail (CICE + Pacte de responsabilité)	10,2	21,8	26,3	28,3	28,9
Crédit Impôt Compétitivité Emploi (CICE)	10,2	17,3	18,5	19,3	19,9
Pacte de responsabilité (partie allègements de cot. soc. patronales) dont :	0	4,5	7,8	9	9
1 ^{ère} tranche sur salaires compris entre 1 et 1,6 SMIC	0	4,5	4,5	4,5	4,5
2 ^e tranche sur les salaires au-delà de 1,6 SMIC et inférieurs à 3,5 SMIC	0	0	3,3	4,5	4,5
Total financement	11	21,5	26	29	29
Hausse de la TVA normale et intermédiaire	6	6	6	6	6
Hausse de la fiscalité écologique (Contribution Climat Energie)	0	2,5	4	4	4
Réduction structurelle de la dépense publique	5	13	16	19	19

Sources : PLF 2014, PLF 2015, PLF 2016, calculs OFCE.

1.3. Les effets théoriques attendus du CICE et du Pacte

Cette sous-partie décrit les mécanismes principaux par lesquels le CICE et le Pacte ont un effet sur l'activité économique et l'emploi dans le modèle *e-mod.fr*. La sous-partie suivante précise la modélisation et les paramètres retenus pour rendre compte de ces mécanismes.

Des créations d'emploi

Dans *e-mod.fr* (encadré 2), le CICE et le volant « baisses de cotisations sociales patronales » du Pacte abaissent le coût du travail. On fait donc implicitement l'hypothèse ici que le CICE est équivalent à une baisse de cotisations sociales patronales. Les deux mesures, en réduisant le coût relatif du travail par rapport à celui

du capital, permettent à niveau de production équivalent d'augmenter le volume d'emploi.

Une baisse attendue du prix de la valeur ajoutée...

Par ailleurs, la baisse des coûts de production se répercutera en partie sur les prix de production, selon le comportement de marge des entreprises. À la limite, celles-ci peuvent répercuter l'intégralité de la baisse des coûts en baisse de prix, l'effet sur les marges est alors nul, ou inversement.

... et ses effets indirects sur la compétitivité des entreprises...

Une baisse de prix va générer, dans les branches exposées à la concurrence internationale, des gains de compétitivité-prix sur les marchés extérieurs et ainsi stimuler les exportations, tandis que sur le marché national les importations devraient reculer. Par ailleurs, la réduction des coûts de production dans les services abrités, si elle est répercutée dans les prix, générera également des gains de compétitivité pour les entreprises exportatrices en diminuant le coût des consommations intermédiaires.

... et sur le pouvoir d'achat des ménages

Cette baisse des prix hors TVA, c'est-à-dire qui n'intègre pas les effets du financement du dispositif, augmente le pouvoir d'achat des ménages (donc la consommation) qui est amélioré également par les créations d'emplois.

Une partie du CICE et du Pacte peut être utilisée par les entreprises pour augmenter les salaires, afin de compenser la hausse de TVA qui finance pour partie le CICE et pèse sur le pouvoir d'achat. Cette hausse des salaires dépend aussi de la capacité des salariés à capter la subvention et les baisses de cotisations patronales, capacité qui peut être fonction du taux de chômage, sachant que celui-ci est d'autant plus faible que les salaires sont élevés. C'est d'ailleurs ce que semblent indiquer les premiers résultats d'une évaluation *ex post* du CICE réalisée à partir des estimations en panel sur des données par branche allant jusqu'au deuxième trimestre 2015 (Ducoudré, Heyer et Plane, 2015).

Encadré 2. Le modèle *e-mod.fr*

Estimé dans le cadre fourni par la comptabilité nationale, le modèle trimestriel de l'OFCE, *e-mod.fr*, est centré sur l'étude de l'économie française (Chauvin *et al.*, 2002). Ce modèle permet d'analyser des politiques macroéconomiques et budgétaires. Il est également utilisé comme un outil d'analyse de la conjoncture et sert à la prévision à court terme et à la simulation de moyen terme.

Il impose un cadre comptable rigoureux et assoit les exercices de prévision sur des équations de comportement. Le secteur productif est décomposé en deux branches (secteur marchand et services non marchands) et cinq agents sont distingués (ménages, sociétés et quasi-sociétés, institutions financières, administrations publiques, reste du monde). Le modèle comprend 650 variables endogènes, 350 variables exogènes et 70 équations de comportement.

Le modèle est construit à partir de l'hypothèse d'un fonctionnement « néo-keynésien » de l'économie. En période de sous-utilisation des capacités de production, la demande globale (consommation, investissement, variations de stocks, exportations) contraint l'offre et détermine à court terme la production. La conjoncture internationale est prise en compte *via* le canal de la demande adressée, la compétitivité-prix de l'économie française relativement à ses concurrents ainsi que les prix des matières premières importées. Cependant, ce modèle de demande est tempéré par le fait que le niveau de la production rétroagit sur les prix et par ricochet sur les comportements de demande. Une baisse de la production réduit l'emploi, si bien que le nombre de chômeurs augmente. Le taux d'utilisation des capacités de production diminue. Le relâchement des tensions sur les marchés du travail et des biens et services diminue les coûts de production et donc les prix, ce qui tend à restaurer la demande.

Les conditions de l'offre jouent à court terme sur le commerce extérieur, *via* la compétitivité et les tensions sur les capacités de production, et, sur la consommation, *via* l'inflation. La dynamique prend en compte les comportements de stockage. Enfin, à moyen terme, le modèle retrouve une dynamique plus classique, avec un état stationnaire réglé par un chômage d'équilibre.

Une amélioration des marges des entreprises

La partie de la baisse des coûts qui n'est pas répercutée dans les prix de production ou les salaires se retrouvera dans le taux de marge des entreprises, permettant ainsi d'améliorer la rentabilité et de favoriser l'investissement productif, commercial ou en

recherche-développement mais aussi la distribution de dividendes⁷.

Un effet négatif du financement sur la demande

En revanche, le financement de ces dispositifs, que ce soit par la hausse de la TVA, la fiscalité écologique ou la réduction de la dépense publique, diminue le pouvoir d'achat des ménages et la demande adressée aux entreprises, ce qui pèse en retour sur l'emploi et l'investissement.

Les conditions d'efficacité de l'effet « dévaluation »

In fine, cette politique de baisse des coûts du travail, combinée à un financement pour partie par une hausse de la TVA, s'apparente vis-à-vis des pays tiers à une dévaluation (Farhi *et al.*, 2014). Ce type de dévaluation ne sera efficace que sous certaines conditions. La première est l'accroissement de la demande extérieure. En effet, la baisse à court et moyen terme des carnets de commande en France, liée à la contraction du pouvoir d'achat des ménages par le biais du financement, devra être compensée par une hausse des exportations. La deuxième condition est que l'appareil productif soit employé à la limite de ses capacités et que l'amélioration des marges des entreprises soit affectée à l'investissement.

1.4. Les hypothèses de modélisation

Les simulations reposent sur un ensemble d'hypothèses spécifiques : tout d'abord, les créations d'emploi passent par la substitution capital/travail. Le CICE vient diminuer, avec les allègements de cotisations sociales patronales du Pacte, le salaire horaire super-brut (*cf.* encadré 3), rendant le facteur travail relativement moins cher par rapport au facteur capital et favorisant ainsi les créations d'emplois. Les deux facteurs de production sont supposés imparfaitement substituables⁸ et nous estimons dans le modèle *e-mod.fr* à 0,3 en moyenne l'élasticité de l'emploi au coût

7. Précisons que le CICE ne se traduit pas par une hausse de l'impôt sur les sociétés, contrairement aux baisses de cotisations « employeur ». On neutralise cet effet sur le solde des APU et sur les comportements économiques des agents.

8. Une distinction entre travail qualifié et travail non-qualifié aurait été souhaitable afin de mieux prendre en compte les phénomènes de substitution capital / travail qualifié / travail non-qualifié. Le modèle *e-mod.fr* ne permet pas une telle décomposition, ce qui constitue en soi une limite à ce travail, et une piste de développement futur du modèle.

du travail (Ducoudré et Plane, 2015). Cette sensibilité de l'emploi à son coût est très proche de celle évaluée dans d'autres travaux économétriques (Chouvel *et al.*, 1996 ; Cueva et Heyer, 1997 ; Gautié, 1998 ; Cochard, Cornilleau et Heyer, 2010 ; Ducoudré, Heyer et Plane, 2015), mais inférieure, en valeur absolue, à l'évaluation de 0,7 faite par Dormont (1997) ou à celle figurant dans le modèle MESANGE qui est le modèle macroéconomique de la Direction générale du Trésor⁹ qui s'élève à 0,5. Cette sensibilité de la demande de travail à son coût est également proche de celle obtenue dans d'autres pays par Hamermesh (1993) sur des données en panel, pour les sept grands pays développés.

Par ailleurs, cette élasticité serait décroissante avec le niveau de salaire (Bock *et al.*, 2015). Pour calculer l'élasticité propre à chaque mesure, nous retenons un profil d'élasticité de l'emploi à son coût élevé au niveau du SMIC et décroissant jusqu'à 2 SMIC (graphique 3). L'élasticité macroéconomique moyenne correspondante compte tenu de la distribution des salaires en parts de SMIC vaut 0,3.

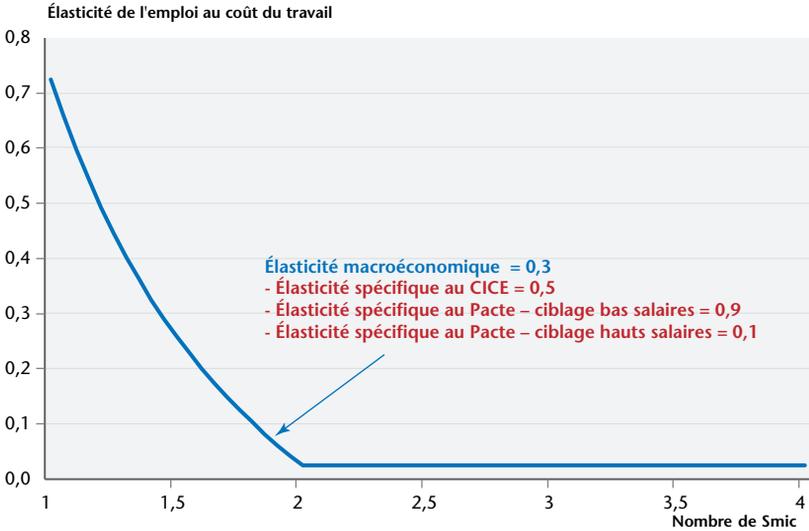
Étant donné le ciblage du CICE sur les salaires compris entre 1 et 2,5 SMIC, l'élasticité moyenne du coût du travail à l'emploi est plus élevée que celle qu'on obtient par une baisse uniforme du coût du travail. L'élasticité spécifique du coût du travail à l'emploi associée à la mise en place du CICE serait ainsi de 0,5.

Les baisses de cotisations sociales ciblées sur les salaires compris entre 1 et 1,6 SMIC, là où l'élasticité de l'emploi à son coût est la plus forte, implique une sensibilité plus forte de l'emploi à son coût. Nous retenons une élasticité spécifique de la mesure de 0,9. Par contre, les baisses de cotisations sociales patronales portant sur les salaires compris entre 1,6 et 3,5 SMIC impliquent une faible élasticité spécifique de la mesure. Nous retenons une élasticité égale à 0,1.

Techniquement, chaque mesure est simulée avec son élasticité spécifique, introduite simultanément dans les équations d'emploi et d'investissement (*cf.* encadré 3) à la place de l'élasticité macroéconomique.

9. Pour plus de détails, voir Klein et Simon (2010) ou Cabannes *et al.* (2013).

Graphique 3. Élasticité de l'emploi à son coût selon le niveau de salaire en nombres de Smic brut



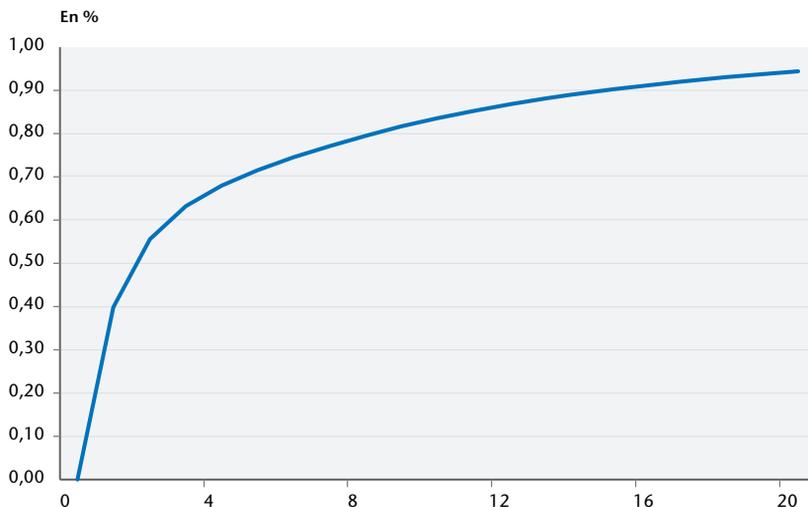
Sources : DG Trésor, calculs OFCE.

Le CICE et le Pacte de responsabilité ont pour conséquence une amélioration des marges des entreprises si ces dernières ne répercutent pas intégralement la baisse du coût du travail dans les prix hors taxes. Dans les simulations, le prix de valeur ajoutée s'ajuste progressivement au choc sur le coût unitaire salarial (graphique 4). Une hausse de 1 % du CSU se traduit par une hausse de 0,7 % du prix de la VA au bout de quatre trimestres, et de 0,9 % à l'horizon de 5 ans.

La baisse du chômage et l'augmentation de la pression fiscale sur les ménages peuvent néanmoins se traduire par des mesures de compensation salariale pour les salariés, faisant pression sur les marges des entreprises. Dans les simulations, la baisse du chômage générée par l'enrichissement de la croissance en emplois modifie le partage de la valeur ajoutée en faveur des salaires *via* l'effet « Phillips », la baisse du chômage se traduisant par une hausse des tensions salariales. Dans le modèle *e-mod.fr*, l'impact d'une baisse du coût du travail sur les salaires provient de la baisse du taux de chômage, qui joue en niveau dans l'équation de Phillips modélisant le taux de croissance du salaire. Par contre, la non-distinction entre travailleurs qualifiés et travailleurs non-qualifiés implique un

effet identique d'une baisse du chômage sur les salaires quel que soit le ciblage de la mesure.

Graphique 4. Ajustement du prix de VA à la suite d'une hausse de 1 % du CSU



Sources : e-mod.fr, OFCE.

Par ailleurs, l'amélioration des marges a un effet positif sur l'investissement des entreprises non financières, mais cet effet se ferait peu sentir à court terme (Ducoudré et Plane, 2015). En effet, l'impact de la hausse des marges sur l'investissement est lent puisqu'il faut quatre trimestres pour avoir les premiers effets positifs et attendre deux ans et demi pour réaliser la moitié de cette hausse, et enfin huit ans pour atteindre l'effet complet¹⁰ (soit un 1 point de VA de hausse du taux de marge accroît de 2 % l'investissement des sociétés non financières).

L'impact des gains de compétitivité sur le commerce extérieur dépend des élasticités-prix des imports et des exports. On a retenu ici la valeur de 0,6 pour l'élasticité compétitivité-prix des exports (Ducoudré et Heyer, 2014 ; Klein et Simon, 2010).

Enfin, nous supposons que l'environnement extérieur reste inchangé. Cela implique donc qu'il n'y ait pas de modification de

10. L'effet complet est rappelons-le une hausse de 2 % de l'investissement des sociétés non financières (SNF) à la suite d'une amélioration de leur taux de marge de 1 point de valeur ajoutée (VA).

la politique économique de nos partenaires commerciaux en réaction à la mise en place du CICE en France. Dans le cas contraire, si certains pays répondaient par des politiques similaires de dévaluation fiscale, les effets positifs sur la croissance et l'emploi du CICE en seraient fortement minorés. Par ailleurs, nous supposons que la mise en place du CICE et du Pacte n'a pas d'effet sur la politique monétaire et n'entraîne également aucune modification du taux de change de l'euro avec les autres monnaies.

Encadré 3. La modélisation des demandes de facteurs de production

Le cadre théorique sous-jacent aux relations de long terme des demandes de facteurs de production spécifie le comportement de maximisation du profit des entreprises (i) en tenant compte des possibilités techniques de production et de la courbe de demande.

$$\text{Max}_{P_i, Y_i, L_i, K_i} P_i Y_i - W L_i - C k K_i$$

Sous la contrainte $Y_i = F_i(K_i, L_i)$

Et $Y_i = Y_i^d(P_i)$

Dans *emod.fr*, les n biens et services sont produits à partir d'une technologie à rendement d'échelle unitaire, à l'aide de 2 facteurs de production – le travail (L) et le capital (K) – selon des fonctions à élasticité de substitution constante (CES) et où le progrès technique E est neutre au sens de Harrod. Cela suppose qu'il ne porte que sur le facteur travail et assure un ratio capital sur production constant à long terme, condition nécessaire à l'existence d'un sentier de croissance équilibrée.

$$Y_i = F_i(K_i, L_i) = \left[a K_i^{1-1/\sigma} + (1-a)(E L_i)^{1-1/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)}$$

Dans cette écriture, σ représente l'élasticité de substitution constante entre le capital et le travail.

Les producteurs sont en concurrence monopolistique et font face à une demande caractérisée par une élasticité de substitution (η) constante entre les différentes variétés de produit.

$$Y_i = Y_i^d(P_i) = \frac{Y}{n} \left(\frac{P_i}{P} \right)^{-\eta}$$

La résolution du programme de maximisation du profit par les producteurs conduit aux équations de demande de facteurs.

Par la suite, les équations sont log-linéarisées et les minuscules désignent les logarithmes des variables définies par les majuscules correspondantes.

La demande de travail s'écrit alors :

$$l + e = y - \sigma(w - e - p)$$

Cette équation est augmentée de la durée du travail, hl :

$$l + e = y - \sigma(w - e - p) - \beta(hl)$$

Dans le long terme de l'équation d'emploi, l'élasticité de substitution entre le capital et le travail s'apparente donc à l'élasticité de l'emploi au coût du travail.

De la même manière, la demande de capital s'écrit :

$$k = y - \sigma(ck - p)$$

w , p et ck représentant respectivement le coût nominal du travail (salaire horaire super-brut), le prix de valeur ajoutée et le coût nominal du capital, toujours en logarithme.

L'égalisation de la valeur ajoutée totale à la somme des valeurs ajoutées des entreprises de la branche considérée aboutit à la détermination de l'indice des prix en fonction des coûts nominaux des facteurs de production.

On obtient alors l'équation de détermination du prix de la valeur ajoutée suivante, toujours en logarithme :

$$p = \alpha(w - e) + (1 - \alpha)ck$$

Le prix de valeur ajoutée s'ajuste pour une part sur le coût du travail, pour l'autre part sur le coût du capital.

2. Premiers résultats des simulations *ex ante*

2.1. Le CICE

Les effets à attendre du CICE sur la croissance et l'emploi sont différents à court et long terme (tableaux 2 et 3). Ouvrant des droits en 2014 calculés sur l'exercice de 2013, le CICE a des effets positifs dès 2014¹¹ pour la partie « baisse de cotisations » (tableau 3 – mesure non financée), mais les hausses de prélèvements et la réduction des dépenses publiques s'appliquant dès 2014 ont un effet récessif lié à un multiplicateur budgétaire plus élevé (tableau 2 – mesure financée). L'effet sur la croissance est donc négatif en 2014 (-0,1 %) mais les effets sur l'emploi (+23 000 en 2014) sont positifs en raison de la substitution capital/travail.

11. On ne prend pas en compte ici les effets du préfinancement du CICE en 2013 sur l'emploi, les salaires et les marges. Les évaluations *ex post* des effets interbranches sur les salaires, l'emploi et les prix de valeur ajoutée ne montrent pas d'effet significatif sur ces variables avant 2014 (Ducoudré, Heyer et Plane, 2015).

Tableau 2. CICE – mesure financée

En écart au compte central

	2014	2015	2016	2017	2018
PIB total en volume	-0,1	-0,1	0,0	0,0	0,0
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2
Dépenses des ménages	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0
Dépenses des APU	-0,1	-0,3	-0,3	-0,4	-0,4
Investissement des entreprises	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0
Exportations	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	-0,2	-0,4	-0,3	-0,3	-0,3
Solde extérieur	0,1	0,3	0,3	0,3	0,3
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	-0,6	-1,0	-1,0	-0,9	-0,8
Dépenses des ménages	-0,1	-0,1	0,0	0,0	0,1
Dépenses des APU	-0,5	-1,0	-1,1	-1,4	-1,3
FBCF des ENF	-0,3	-0,8	-0,4	0,0	0,4
Exportations	0,1	0,2	0,3	0,2	0,2
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	-0,1	-0,1	0,0	-0,1	0,1
Salaire nominal (en %)	0,1	0,6	0,9	1,2	1,5
Salaire réel (en %)	0,1	0,6	0,7	0,9	1,1
Prix du PIB (en %)	-0,6	-0,8	-0,8	-0,6	-0,6
Prix de la consommation des ménages (en %)	0,0	0,0	0,2	0,3	0,4
Productivité horaire, marchand (en %)	-0,2	-0,4	-0,5	-0,8	-0,8
Effectifs salariés marchand (en milliers)	23	38	71	125	140
Effectifs salariés marchand (en %)	0,1	0,2	0,4	0,7	0,8
Taux de chômage BIT (en point)	-0,1	-0,1	-0,2	-0,4	-0,5
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,1
Taux de marge des SNF (EBE / VA, en %)	0,4	0,5	0,4	0,2	0,0
Capacité de financement des APU (en % du PIB)	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0
Montant CICE (en % du PIB)	0,5	0,9	0,9	1,0	1,0
Montant du financement <i>ex ante</i> (en % du PIB)	0,5	0,8	0,9	1,0	1,0

Source : Calculs des auteurs, *e-mod.fr*.

Tableau 3. CICE – mesure non financée

En écart au compte central

	2014	2015	2016	2017	2018
PIB total en volume	0,2	0,5	0,6	0,7	0,6
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0,0	0,0	-0,1	-0,2	-0,2
Dépenses des ménages	0,1	0,3	0,5	0,6	0,7
Dépenses des APU	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Investissement des entreprises	0,0	0,0	0,1	0,2	0,2
Exportations	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	0,2	0,4	0,7	0,8	0,8
Solde extérieur	0,0	0,0	0,0	-0,1	-0,2
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	0,0	0,2	0,4	0,8	0,9
Dépenses des ménages	0,2	0,6	0,9	1,0	1,1
Dépenses des APU	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
FBCF des ENF	0,3	0,4	1,0	1,6	1,9
Exportations	0,1	0,3	0,3	0,2	0,1
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	0,3	0,7	0,8	0,9	1,1
Salaire nominal (en %)	-0,1	0,2	0,7	1,7	2,8
Salaire réel (en %)	0,6	1,2	1,6	2,2	2,9
Prix du PIB (en %)	-0,8	-1,1	-1,0	-0,5	0,0
Prix de la consommation des ménages (en %)	-0,6	-1,0	-0,8	-0,5	0,0
Productivité horaire, marchand (en %)	0,0	-0,2	-0,5	-0,8	-0,7
Effectifs salariés marchand (en milliers)	55	135	215	266	239
Effectifs salariés marchand (en %)	0,3	0,8	1,3	1,6	1,4
Taux de chômage BIT (en point)	-0,2	-0,5	-0,8	-0,9	-0,8
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0,1	0,1	0,1	0,0	0,1
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0,0	0,0	0,0	0,1	0,2
Taux de marge des SNF (EBE / VA, en %)	0,6	0,8	0,5	0,2	-0,2
Capacité de financement des APU (en % du PIB)	-0,4	-0,6	-0,6	-0,6	-0,7

Source : Calculs des auteurs, e-mod.fr.

L'impact du CICE est également légèrement récessif en 2015 (tableau 2), la perte de pouvoir d'achat des ménages liée aux hausses d'impôt et la réduction des dépenses publiques (la demande publique contribuant à -0,3 point de PIB en 2015) l'emportant sur la baisse des prix et le rétablissement des marges des entreprises. Les effets positifs du CICE sur la croissance sont lents à se matérialiser : les gains de parts de marché liés à la baisse des prix et à la hausse des marges des entreprises dépendent d'une mécanique de moyen-long terme rattachée aux effets d'offre tandis que les effets négatifs liés au financement qui passent par la demande sont plus rapides.

La mise en place du CICE engendre progressivement des gains de parts de marché qui contribuent positivement à la croissance par le biais de l'amélioration du solde extérieur (0,3 point de PIB à partir de 2015), que ce soit par l'augmentation des exportations ou la réduction des importations.

Malgré la hausse des marges améliorant la profitabilité du capital, l'investissement productif diminue sur la période 2014-2016 en raison de l'effet de substitution entre le travail et le capital et de l'effet négatif d'accélérateur lié à la baisse de la demande. Le CICE conduit à une stabilité de l'investissement des sociétés non financières, rapportée à la valeur ajoutée, à partir de 2017, puis une légère hausse en 2018 en raison de l'amélioration passée du taux de marge et d'une légère augmentation de la demande. En revanche, cet effet pourrait devenir négatif si l'on tenait compte du fait que les entreprises se trouvent dans une situation de surcapacités de production pouvant les conduire à privilégier le désendettement ou la distribution de dividendes plutôt que la relance de l'investissement. Le modèle *e-mod.fr* n'intègre pas les effets positifs liés aux externalités positives – comme par exemple un surcroît potentiel d'investissement en R&D ou en dépenses d'innovation lié à l'amélioration des taux de marge – et des effets non-linéaires comme le fait d'éviter la multiplication des faillites d'entreprises en raison d'une trop faible profitabilité du capital. Cela tend à sous-estimer les effets positifs du CICE sur le PIB potentiel de l'économie française.

Au final et en tenant compte de son financement, le CICE créerait, selon notre évaluation, 140 000 emplois à l'horizon 2018 permettant une baisse du taux de chômage de 0,5 point. Il ne

générerait pas de gain de PIB ni d'amélioration du solde des APU en 2018.

Les résultats présentés ici tiennent compte de l'aspect financement. De fait, la variante CICE hors financement est beaucoup plus favorable car elle n'intègre pas les effets récessifs liés aux mesures de financement du CICE. Ainsi, dans ce contexte, le CICE générerait 0,6 point de PIB à l'horizon 2018, permettrait de créer 239 000 emplois salariés marchand et creuserait le déficit public de 0,7 point de PIB (tableau 3).

2.2. Le Pacte de responsabilité

Les baisses de cotisations patronales issues du Pacte de responsabilité sont programmées en deux temps. Dès le premier trimestre 2015, une baisse de 4,5 milliards d'euros ciblant les bas salaires (de 1 à 1,6 SMIC) a été effective. Dans un second temps, une baisse de 4,5 milliards d'euros ciblant les salaires plus élevés (1,6 à 3,5 SMIC) a été programmée à partir du deuxième trimestre 2016.

Les effets du Pacte sur la croissance et l'emploi sont différents selon les tranches de salaires ciblées (tableaux, 4, 5, 6 et 7). Hors financement, l'effet des baisses de cotisations est positif sur la croissance (tableaux 6 et 7) avec un impact relativement proche (+0,1 % première année, puis +0,2 % les trois années suivantes) mais avec des petites différences dans les profils en raison du décalage de la mise en place des deux tranches. En revanche, l'effet sur l'emploi est plus fort pour la partie ciblant les bas salaires (+29 000 emplois salariés dans le secteur marchand la première année contre +15 000 pour la partie du Pacte ciblant les salaires plus hauts, hors effet du financement, et +84 000 contre +54 000 emplois à l'horizon 2018, tableaux 6 et 7).

Comme dans le cas du CICE, les effets macroéconomiques attendus sont différents si l'on prend en compte ou non l'aspect financement de la mesure. Or, les réductions structurelles de dépenses publiques qui servent à financer la partie baisse de cotisations sociales patronales du Pacte ont un effet récessif et ont un multiplicateur budgétaire à court terme plus élevé que la diminution des cotisations (tableaux 4 et 5 – mesure financée).

**Tableau 4. Pacte de Responsabilité – baisse de cotisations bas salaires
mesure financée**

En écart au compte central

	2015	2016	2017	2018	2019
PIB total en volume	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Dépenses des ménages	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Dépenses des APU	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2
Investissement des entreprises	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0
Exportations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2	-0,2
Solde extérieur	0,1	0,2	0,2	0,1	0,1
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	-0,4	-0,5	-0,5	-0,4	-0,3
Dépenses des ménages	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Dépenses des APU	-0,6	-0,6	-0,6	-0,6	-0,6
FBCF des ENF	-0,4	-0,9	-0,7	-0,3	0,0
Exportations	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1
Salaire nominal (en %)	-0,3	-0,5	-0,4	-0,3	-0,2
Salaire réel (en %)	0,1	0,0	0,0	0,0	0,1
Prix du PIB (en %)	-0,3	-0,5	-0,4	-0,4	-0,3
Prix de la consommation des ménages (en %)	-0,3	-0,5	-0,4	-0,4	-0,3
Productivité horaire, marchand (en %)	-0,2	-0,4	-0,5	-0,5	-0,5
Effectifs salariés marchand (en milliers)	13	45	67	72	70
Effectifs salariés marchand (en %)	0,1	0,3	0,4	0,4	0,4
Taux de chômage BIT (en point)	0,0	-0,2	-0,3	-0,3	-0,3
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	-0,1	0,0	0,0	0,0	0,0
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0
Taux de marge des SNF (EBE / VA, en %)	0,2	0,1	0,1	0,1	0,0
Capacité de financement des APU (en % du PIB)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Montant CICE (en % du PIB)	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2
Montant du financement <i>ex ante</i> (en % du PIB)	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2

Source : Calculs des auteurs, *e-mod.fr*.

Tableau 5. Pacte de Responsabilité – baisse de cotisations sociales salaires entre 1,6 et 3,5 Smic – mesure financée

En écart au compte central

	2015	2016	2017	2018	2019
PIB total en volume	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,1
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1
Dépenses des ménages	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Dépenses des APU	0,0	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2
Investissement des entreprises	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Exportations	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	0,0	-0,1	-0,2	-0,1	-0,1
Solde extérieur	0,0	0,1	0,1	0,2	0,2
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	0,0	-0,3	-0,4	-0,4	-0,4
Dépenses des ménages	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Dépenses des APU	0,0	-0,4	-0,6	-0,6	-0,6
FBCF des ENF	0,0	-0,2	-0,1	0,2	0,4
Exportations	0,0	0,0	0,1	0,2	0,3
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0
Salaire nominal (en %)	0,0	-0,1	-0,4	-0,5	-0,6
Salaire réel (en %)	0,0	0,1	0,1	0,1	0,2
Prix du PIB (en %)	0,0	-0,2	-0,5	-0,7	-0,8
Prix de la consommation des ménages (en %)	0,0	-0,2	-0,5	-0,6	-0,8
Productivité horaire, marchand (en %)	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0
Effectifs salariés marchand (en milliers)	0	5	10	12	22
Effectifs salariés marchand (en %)	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1
Taux de chômage BIT (en point)	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Taux de marge des SNF (EBE / VA, en %)	0,0	0,2	0,2	0,3	0,2
Capacité de financement des APU (en % du PIB)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Montant CICE (en % du PIB)	0,0	0,2	0,2	0,2	0,2
Montant du financement <i>ex ante</i> (en % du PIB)	0,0	0,2	0,2	0,2	0,2

Source : Calculs des auteurs, e-mod.fr.

Tableau 6. Pacte de Responsabilité – baisse de cotisations sociales bas salaires – mesure non financée

En écart au compte central

	2015	2016	2017	2018	2019
PIB total en volume	0,1	0,2	0,2	0,2	0,1
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1
Dépenses des ménages	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Dépenses des APU	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Investissement des entreprises	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1
Exportations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	0,1	0,1	0,1	0,2	0,2
Solde extérieur	0,0	0,0	0,0	0,0	-0,1
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	0,0	0,0	0,1	0,2	0,2
Dépenses des ménages	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2
Dépenses des APU	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
FBCF des ENF	0,0	-0,3	0,0	0,4	0,6
Exportations	0,1	0,1	0,1	0,1	0,0
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	0,1	0,2	0,2	0,2	0,2
Salaire nominal (en %)	-0,1	-0,2	0,0	0,3	0,7
Salaire réel (en %)	0,2	0,2	0,2	0,4	0,6
Prix du PIB (en %)	-0,4	-0,4	-0,3	-0,1	0,1
Prix de la consommation des ménages (en %)	-0,3	-0,4	-0,3	-0,1	0,0
Productivité horaire, marchand (en %)	0,0	-0,2	-0,3	-0,3	-0,2
Effectifs salariés marchand (en milliers)	29	74	93	84	60
Effectifs salariés marchand (en %)	0,2	0,4	0,5	0,5	0,4
Taux de chômage BIT (en point)	-0,1	-0,3	-0,4	-0,3	-0,2
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,1
Taux de marge des SNF (EBE / VA, en %)	0,3	0,2	0,1	0,0	0,0
Capacité de financement des APU (en % du PIB)	-0,2	-0,1	-0,1	-0,1	-0,2

Source : Calculs des auteurs, e-mod.fr.

Tableau 7. Pacte de Responsabilité – baisse de cotisations sociales salaires entre 1,6 et 3,5 Smic – mesure non financée

En écart au compte central

	2015	2016	2017	2018	2019
PIB total en volume	0,0	0,1	0,2	0,2	0,2
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Dépenses des ménages	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1
Dépenses des APU	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Investissement des entreprises	0,0	0,0	0,0	0,1	0,1
Exportations	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	0,0	0,1	0,2	0,2	0,2
Solde extérieur	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	0,0	0,0	0,1	0,1	0,1
Dépenses des ménages	0,0	0,1	0,2	0,2	0,2
Dépenses des APU	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
FBCF des ENF	0,0	0,2	0,5	0,6	0,6
Exportations	0,0	0,0	0,1	0,2	0,2
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	0,0	0,1	0,2	0,2	0,2
Salaire nominal (en %)	0,0	-0,1	-0,2	-0,1	0,1
Salaire réel (en %)	0,0	0,1	0,2	0,3	0,5
Prix du PIB (en %)	0,0	-0,3	-0,5	-0,5	-0,4
Prix de la consommation des ménages (en %)	0,0	-0,2	-0,4	-0,4	-0,4
Productivité horaire, marchand (en %)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Effectifs salariés marchand (en milliers)	0	15	45	54	53
Effectifs salariés marchand (en %)	0,0	0,1	0,3	0,3	0,3
Taux de chômage BIT (en point)	0,0	-0,1	-0,2	-0,2	-0,2
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Taux de marge des SNF (EBE / VA, en %)	0,0	0,2	0,2	0,2	0,1
Capacité de financement des APU (en % du PIB)	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1

Source : Calculs des auteurs, e-mod.fr.

L'effet de la mesure financée sur la croissance est donc négatif la première année (-0,1 %) pour les deux volets du Pacte. Par contre cet effet demeure négatif pour la partie ciblant les bas salaires, tandis qu'il devient nul dès la deuxième année pour la partie ciblant les hauts salaires, bien que créant moins d'emplois. La seconde tranche du Pacte est en effet moins favorable à l'emploi mais elle l'est davantage à l'investissement et à la baisse des prix¹² en raison d'une substitution capital/travail plus faible avec, par conséquent, des effets plus positifs sur la compétitivité et la croissance à moyen-long terme. La hausse des marges, améliorant la rentabilité du capital, est plus prononcée et durable pour le volet ciblant les hauts salaires, celui-ci se traduisant par une plus faible baisse de la productivité et de plus faibles créations d'emplois.

La première tranche plus créatrice d'emplois est plus dynamique à court terme mais en revanche plus inflationniste à moyen-long terme et donc moins favorable à la compétitivité et à la croissance sur un horizon assez long. La mise en place du Pacte engendre progressivement des gains de parts de marché qui contribuent positivement à la croissance par le biais de l'amélioration du solde extérieur, que ce soit par l'augmentation des exportations ou la réduction des importations, mais ces gains sont plus marqués à l'horizon 2018 pour la seconde tranche (+0,2 point de PIB) que pour la première (+0,1 point de PIB).

À l'horizon 2018, lorsqu'on tient compte des mesures de financement, les baisses de cotisations sociales patronales issues du Pacte de responsabilité se traduiraient par 84 000 emplois créés ou sauvegardés (72 000 pour la première tranche et 12 000 pour la seconde), permettant une baisse du taux de chômage de 0,3 point. L'effet net sur le PIB et le solde des administrations publiques serait nul à cet horizon.

12. On pourrait s'attendre à un effet sur les salaires plus important pour les salaires les plus élevés en équilibre partiel compte tenu du fait que le taux de chômage des travailleurs qualifiés est plus faible que celui des non-qualifiés. Cependant, l'élasticité de substitution étant plus faible pour les hauts salaires, cela se traduit par une moindre baisse de la productivité, donc une baisse plus importante du prix de la valeur ajoutée marchande. Cette baisse se répercute sur les salaires *via* la boucle prix-salaires. Par contre, une des limites du modèle réside dans le fait qu'il ne distingue pas les travailleurs qualifiés des non-qualifiés. L'évaluation ne prend donc pas en compte l'effet des taux de chômage différents entre travailleurs qualifiés et non-qualifiés sur les salaires.

3. Sensibilité à l'*output gap* et à l'élasticité de l'emploi au coût du travail

3.1. Discussion

L'évaluation de politiques économiques visant à agir sur l'offre, telles que celles du CICE et du Pacte de responsabilité, dépend de façon cruciale de la valeur de l'élasticité de substitution capital/travail. Toutes choses égales par ailleurs, une élasticité nulle¹³ se traduirait ainsi par un effet direct nul sur l'emploi d'une baisse du coût du travail. Les valeurs estimées variant du simple au double, cela implique un effet attendu sur l'emploi très incertain, alors même que le type de politique mené se donne pour objectif, entre autres, une hausse de l'emploi.

Dans le modèle *e-mod.fr*, l'élasticité de substitution capital/travail au coût relatif des facteurs de production est estimée à 0,3. Compte tenu des incertitudes entourant la valeur de l'élasticité de substitution capital/travail et de façon à tester la sensibilité de résultats à ce paramètre, nous avons donc procédé à des simulations complémentaires en retenant une élasticité macroéconomique de 0,5, qui est celle retenue dans le modèle MESANGE.

Comme nous l'avons rappelé précédemment, cette estimation porte sur des agrégats macroéconomiques qui ne prennent pas en compte directement la distribution des salaires. Or, plusieurs études montrent que cette élasticité varie avec le niveau de salaire (Bock *et al.*, 2015). Celle-ci serait à son maximum au niveau du SMIC puis elle décroîtrait au-delà jusqu'à atteindre un palier qui se situe au-delà de 2 SMIC (voir graphique 3). Désormais, en retenant comme hypothèse une élasticité décroissante qui irait de 0,9 au niveau du SMIC à 0,2 à 2 SMIC et au-delà, on obtient une élasticité de substitution macroéconomique plus proche de 0,5, comme dans Klein et Simon (2010). Avec une élasticité macroéconomique de 0,5, et compte tenu du ciblage du CICE sur les salaires compris entre 1 et 2,5 smic, l'élasticité de la mesure obtenue serait proche de 0,7 (tableau 8), celle du volant du Pacte ciblant les bas salaires vaudrait 1,2 et celle de la partie du Pacte ciblant les hauts salaires 0,2¹⁴.

13. Historiquement, les modèles macroéconomiques renaient par le passé une valeur nulle pour l'élasticité de substitution (Dormont, 1997).

14. L'élasticité macroéconomique d'une mesure peut être supérieure à l'élasticité microéconomique maximum, du fait de l'existence des effets d'assiette, dès lors qu'une mesure cible suffisamment les bas salaires.

Tableau 8. Élasticité spécifique des mesures selon l'élasticité macroéconomique retenue

Mesure	Valeur de l'élasticité macroéconomique	
Mesure	0,3	0,5
CICE	0,5	0,7
Baisse de cotisations sociales bas salaires	0,9	1,2
Baisse de cotisations sociales salaires entre 1,6 et 3,5 Smic	0,1	0,2

Source : Calculs des auteurs.

Un ensemble de travaux récents montre aussi l'importance de la position dans le cycle économique pour évaluer l'effet de la politique budgétaire sur l'activité. Il est établi que les multiplicateurs budgétaires sont généralement plus élevés lorsque les économies sont en récession et *l'output gap* élevé, et que les multiplicateurs, *via* la dépense publique, sont généralement plus élevés à court terme que les multiplicateurs *via* les impôts (Creel *et al.*, 2011 ; Heyer, 2011 ; Auerbach et Gorodnichenko, 2012 ; Blanchard et Leigh, 2013). Afin de tenir compte de cette non-linéarité, nous avons introduit dans *e-mod.fr* un effet multiplicateur variant dans le cycle *via* la boucle prix-salaires, suivant Creel *et al.* (2011) et Heyer (2011)¹⁵. L'idée est la suivante : en bas de cycle, les effets multiplicateurs sont amplifiés par le fait qu'il n'y a pas de tensions inflationnistes dans l'économie et que dans ce cadre-là, une politique de relance budgétaire ne fait que compenser la désinflation, voire la déflation sous-jacente. Les chocs permettent de ramener plus rapidement l'économie vers l'équilibre sans déstabiliser la balance commerciale, l'inflation générée par l'impulsion budgétaire étant annihilée par la tendance déflationniste liée au déficit d'activité. À l'inverse, en haut de cycle, une politique de relance conduit à des tensions inflationnistes dégradant le solde commercial. Par ailleurs, ce mécanisme intervient dans la compensation salariale résultant de la baisse du chômage à la suite d'un choc faisant baisser le coût du travail : en cas de tensions inflationnistes liées à un *output gap* nul ou positif, une baisse du chômage conduit à une hausse des salaires plus rapide que dans une situation macroéconomique avec un *output gap* négatif. Nous présentons donc une étude de sensibilité des résultats macroéconomiques du

15. Pour plus de détails, se référer à l'encadré 4.

CICE et du Pacte de responsabilité à l'*output gap* de départ : les incertitudes portant sur le niveau de l'*output gap*, et plus généralement de sa mesure, nous conduisent à mener des simulations en faisant varier l'*output gap* de -4 à +2 (tableaux 9 et 10).

Encadré 4. Prise en compte du cycle économique dans *e-mod.fr*

Dans cette partie, l'équation de Phillips standard du modèle *e-mod.fr* est enrichie par l'analyse effectuée dans Heyer (2011) et se résume par le système qui suit :

$$(e1) \quad \ddot{W}_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ddot{W}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_i \ddot{W}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \phi_i \Delta U_{t-i} \\ - \gamma [\dot{W}_{t-1} - \mu_0 \dot{P}_{c_{t-1}} + \mu_1 (U_{t-1} - \bar{U}_{t-1}) - \mu_2 \pi_{t-1}] + \varepsilon_{W_t}$$

$$(e2) \quad \bar{U}_t^* = \bar{U}_{t-1}^* + \gamma_1 \Delta U_t + \gamma_2 (\Delta U_t \times outputgap_t) \\ + \gamma_3 (i_t - i_{t-4}) + \gamma_4 (i_t - i_{t-4}) \times outputgap_t + \varepsilon_{U_t}$$

$$(e3) \quad \bar{U}_t = \lambda \bar{U}_{t-1} + (1 - \lambda) \bar{U}_t^* + \varepsilon_{\bar{U}_t}$$

avec \dot{W} : taux de croissance des salaires ;
 \dot{P}_c : taux de croissance des prix à la consommation ;
 U : taux de chômage ;
 \bar{U} : taux de chômage structurel, d'équilibre, NAIRU ;
 i : taux d'intérêt à 10 ans réels ;
 π : taux de croissance de la productivité du travail.
Outputgap : écart de production entre le PIB et le PIB potentiel
 (source : OCDE).

L'équation (e1) est une écriture en modèle à correction d'erreurs de la courbe de Phillips dans laquelle apparaît le chômage d'équilibre issu d'un filtre de Kalman. L'équation (e2) retranscrit les évolutions à long terme de ce chômage d'équilibre alors que l'équation (e3) décrit sa dynamique.

3.2. Résultats

Les résultats sont conformes à l'intuition. Plus l'*output gap* est négatif, moins les tensions salariales se font sentir avec la baisse du taux de chômage. En conséquence, les effets sur l'emploi à moyen terme sont d'autant plus élevés que l'*output gap* est négatif. Globalement, hors effet du financement sur l'activité et l'emploi, l'effet

attendu du CICE et du Pacte sur l'emploi à l'horizon 2018 est deux fois plus élevé lorsque l'*output gap* vaut -4 par rapport à un *output gap* égal à +2 (600 000 emplois contre 301 000 avec une élasticité macroéconomique de substitution capital/travail de 0,3 – tableau 9). Plus l'*output gap* est élevé (positif), plus les tensions salariales sont fortes, ce qui se traduit par des augmentations de salaires qui limitent les gains de compétitivité et réduisent le surplus de croissance à long terme. Par ailleurs, les tensions salariales se traduisent par une hausse du coût salarial unitaire qui rogne les baisses de coût du travail générées par le CICE et le Pacte, réduisant ainsi la substitution capital/travail et la baisse du chômage. En conséquence, l'effet du CICE et du Pacte sur le PIB se réduit lorsque l'*output gap* se rapproche de zéro et devient positif. Cet écart est plus fort hors effet du financement : 0,5 point de PIB d'écart attendu en 2018 selon que l'*output gap* vaut -4 ou +2.

Enfin, plus l'élasticité macroéconomique de substitution capital/travail retenue est élevée, plus l'effet du CICE et du Pacte sur l'emploi est fort. En effet, avec une élasticité retenue à 0,5, la fourchette d'emploi attendue, hors financement, serait comprise entre 325 000 (*output gap* à +2) et 700 000 (*output gap* à -4). Les effets sur l'activité, identiques à court terme, sont en revanche moins favorables à long terme avec une élasticité substitution capital/travail plus forte en raison de son caractère plus inflationniste, en raison de la baisse plus marquée du chômage, et moins favorable à l'investissement.

Avec prise en compte du financement (tableau 10), les écarts entre les différents scénarios d'*output gap* s'estompent : les différences sur l'activité sont de l'ordre de 0,2 point de PIB à l'horizon 2018 selon que l'on se situe initialement dans une position d'*output gap* très négatif (-4) ou positif (+2). Dans le scénario financé, avec une élasticité macroéconomique à 0,3, les effets sur l'emploi seraient compris en 2018 entre 190 000 (*output gap* à +2) et 310 000 (*output gap* à -4) et avec une élasticité à 0,5, ces chiffres passeraient de 235 000 à 415 000.

Tableau 9. Effet du CICE et du Pacte selon la position dans le cycle et l'élasticité macroéconomique de substitution – Mesure non financée

Emploi salarié marchand

Élasticité macroéconomique de substitution capital/travail

Output gap	$\sigma = 0,3$			$\sigma = 0,5$		
	2014	2016	2018	2014	2016	2018
og = -4	60	354	600	60	390	700
og = -3	59	340	533	59	374	615
og = -2	59	327	474	59	359	541
og = -1	58	315	422	58	344	476
og = 0	58	303	377	58	331	419
og = 1	58	292	337	58	318	369
og = 2	57	282	301	57	306	325

PIB (en %)

Élasticité macroéconomique de substitution capital/travail

Output gap	$\sigma = 0,3$			$\sigma = 0,5$		
	2014	2016	2018	2014	2016	2018
og = -4	0,2	1,0	1,4	0,2	0,9	1,2
og = -3	0,2	0,9	1,2	0,2	0,9	1,1
og = -2	0,2	0,9	1,2	0,2	0,8	1,1
og = -1	0,2	0,9	1,1	0,2	0,8	1,0
og = 0	0,2	0,9	1,0	0,2	0,8	0,9
og = 1	0,2	0,8	1,0	0,2	0,8	0,9
og = 2	0,2	0,8	0,9	0,2	0,8	0,8

Note : ces tableaux agrègent les résultats des simulations réalisées indépendamment pour chaque mesure avec l'élasticité spécifique à chaque mesure recalculée à partir de l'élasticité macroéconomique retenue.

Source : Calculs des auteurs, e-mod.fr.

Tableau 10. Effet du CICE et du Pacte selon la position dans le cycle et l'élasticité macroéconomique de substitution – Mesure financée

Emploi salarié marchand

Élasticité macroéconomique de substitution capital/travail

Output gap	$\sigma = 0,3$			$\sigma = 0,5$		
	2014	2016	2018	2014	2016	2018
og = -4	25	131	311	25	170	416
og = -3	25	128	286	25	166	378
og = -2	25	126	264	25	162	343
og = -1	26	123	243	26	158	312
og = 0	26	121	224	26	154	284
og = 1	26	119	207	26	151	259
og = 2	27	117	191	27	147	236

PIB (%)

Élasticité macroéconomique de substitution capital/travail

Output gap	$\sigma = 0,3$			$\sigma = 0,5$		
	2014	2016	2018	2014	2016	2018
og = -4	-0,1	-0,2	0,1	-0,1	-0,2	0,0
og = -3	-0,1	-0,2	0,0	-0,1	-0,2	-0,1
og = -2	-0,1	-0,2	0,0	-0,1	-0,2	-0,1
og = -1	-0,1	-0,2	0,0	-0,1	-0,2	-0,1
og = 0	-0,1	-0,2	-0,1	-0,1	-0,3	-0,2
og = 1	-0,1	-0,2	-0,1	-0,1	-0,3	-0,2
og = 2	-0,1	-0,2	-0,1	-0,1	-0,3	-0,2

Note : ces tableaux agrègent les résultats des simulations réalisées indépendamment pour chaque mesure avec l'élasticité spécifique à chaque mesure recalculée à partir de l'élasticité macroéconomique retenue.

Source : Calculs des auteurs, *e-mod.fr*.

4. Conclusion : les effets cumulés du CICE et du Pacte pour 2014-2018

Comme nous l'avons vu, les effets à attendre sur l'activité et l'emploi du CICE et du Pacte de responsabilité sont très dépendants de la position de l'économie dans le cycle et du choix ou non de financer de façon *ex ante* ces dispositifs. Si, sous la contrainte du Pacte de stabilité, le gouvernement a fait le choix de financer *ex ante* et intégralement le CICE et le Pacte principalement par des économies sur la dépense publique, il reste toutefois une inconnue

de taille concernant le degré d'ouverture actuel de l'*output gap*. Les évaluations récentes de l'*output gap* pour la France indiquent que l'économie française n'a toujours pas refermé son écart de production depuis le début de la crise en 2008. Ces évaluations sont entourées d'incertitude (graphique 5). Les institutions internationales évaluent l'écart de production proche de -2 pour 2014, tandis que les évaluations de Lequien et Montaut (2014) indiquent un *output gap* compris entre -2 et -3 en 2013, donc plutôt proche de -3 en 2014. *In fine*, nous retenons cette dernière valeur pour notre évaluation des effets cumulés du CICE et du Pacte de responsabilité pour la période 2014-2018 (tableaux 10 et 11).

Hors effet du financement de ces mesures, le CICE et les baisses de cotisations sociales issues du Pacte de responsabilité créeraient ou sauvegarderaient 530 000 emplois à l'horizon 2018 et auraient un effet positif sur l'activité économique (+1,2 point de PIB) (tableau 11). Ces mesures contribueraient au rétablissement des marges des entreprises, à l'investissement et à l'amélioration de la compétitivité des entreprises (hausse des exportations). La baisse du chômage et la baisse des prix soutiendraient le pouvoir d'achat des ménages, donc la consommation et l'activité économique.

Graphique 5. Écart de production estimé

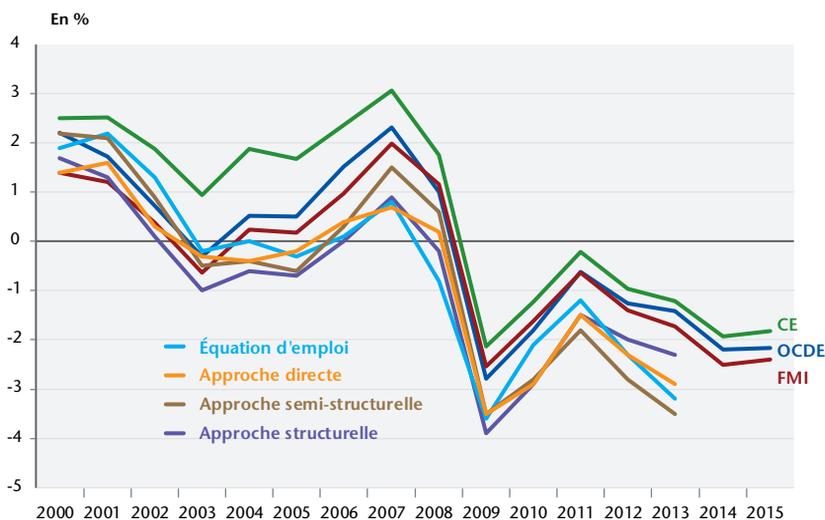


Tableau 11. CICE – mesure non financée
Élasticité macroéconomique = 0,3 et *output gap* = -3

En écart au compte central

	2014	2015	2016	2017	2018
PIB total en volume	0,2	0,6	0,9	1,2	1,2
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0,0	0,0	-0,1	-0,2	-0,2
Dépenses des ménages	0,1	0,4	0,7	0,9	0,9
Dépenses des APU	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Investissement des entreprises	0,0	0,0	0,1	0,2	0,3
Exportations	0,0	0,1	0,1	0,2	0,2
Variations de stocks	0,0	0,1	0,1	0,1	0,0
Demande intérieure	0,2	0,5	0,9	1,1	1,3
Solde extérieur	0,0	0,1	0,1	0,0	0,0
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	0,0	0,1	0,3	0,6	0,7
Dépenses des ménages	0,2	0,7	1,2	1,5	1,6
Dépenses des APU	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
FBCF des ENF	0,3	0,5	0,9	2,0	2,8
Exportations	0,1	0,4	0,6	0,7	0,7
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	0,3	0,7	1,0	1,0	1,1
Salaire nominal (en %)	-0,1	-0,2	-0,4	-0,3	0,3
Salaire réel (en %)	0,5	1,2	1,3	1,6	2,0
Prix du PIB (en %)	-0,8	-1,6	-2,0	-2,1	-1,9
Prix de la consommation des ménages (en %)	-0,7	-1,4	-1,8	-1,8	-1,7
Productivité horaire, marchand (en %)	0,0	-0,2	-0,8	-1,4	-1,5
Effectifs salariés marchand (en milliers)	57	174	340	493	533
Effectifs salariés marchand (en %)	0,3	1,0	2,0	2,9	3,1
Taux de chômage BIT (en point)	-0,2	-0,6	-1,3	-1,9	-2,0
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0,1	0,1	0,0	-0,2	-0,2
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0,0	-0,1	-0,1	0,1	0,2
Taux de marge des SNF (EBE / VA, en %)	0,6	1,1	1,1	0,9	0,5
Capacité de financement des APU (en % du PIB)	-0,4	-0,8	-0,9	-0,8	-0,8

Source : Calculs des auteurs, *e-mod.fr*.

Tableau 12. CICE et Pacte – mesure financée
Élasticité macroéconomique = 0,3 et *output gap* = -3

En écart au compte central

	2014	2015	2016	2017	2018
PIB total en volume	-0,1	-0,2	-0,2	-0,1	0,0
Contributions à la variation de la croissance (en pts de %)					
Importations	0,1	0,3	0,4	0,5	0,4
Dépenses des ménages	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1
Dépenses des APU	-0,1	-0,4	-0,6	-0,7	-0,7
Investissement des entreprises	0,0	-0,1	-0,1	-0,1	0,0
Exportations	0,0	0,1	0,1	0,2	0,2
Variations de stocks	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Demande intérieure	-0,2	-0,6	-0,7	-0,7	-0,6
Solde extérieur	0,1	0,4	0,5	0,6	0,6
Taux de croissance en volume (en %)					
Importations	-0,6	-1,5	-1,8	-1,9	-1,8
Dépenses des ménages	-0,1	-0,1	0,0	0,1	0,1
Dépenses des APU	-0,5	-1,6	-2,1	-2,6	-2,6
FBCF des ENF	-0,3	-1,2	-1,4	-0,7	0,1
Exportations	0,1	0,3	0,4	0,6	0,7
Agrégats macroéconomiques					
Pouvoir d'achat du RDB (en %)	-0,1	-0,2	-0,2	-0,3	-0,2
Salaire nominal (en %)	0,1	0,3	0,1	-0,2	-0,5
Salaire réel (en %)	0,1	0,6	0,7	0,6	0,6
Prix du PIB (en %)	-0,6	-1,2	-1,5	-1,9	-2,2
Prix de la consommation des ménages (en %)	0,0	-0,3	-0,5	-0,9	-1,1
Productivité horaire, marchand (en %)	-0,2	-0,6	-1,0	-1,4	-1,5
Effectifs salariés marchand (en milliers)	22	51	128	229	286
Effectifs salariés marchand (en %)	0,1	0,3	0,8	1,3	1,7
Taux de chômage BIT (en point)	-0,1	-0,1	-0,4	-0,8	-1,1
Taux d'épargne des ménages (en % du RDB)	0,0	-0,1	-0,1	-0,2	-0,2
Taux d'investissement des SNF (en % de la VA)	0,0	-0,1	-0,2	-0,1	0,0
Taux de marge des SNF (EBE / VA, en %)	0,4	0,7	0,7	0,7	0,6
Capacité de financement des APU (en % du PIB)	0,0	-0,1	-0,1	0,0	0,0
Montant CICE (en % du PIB)	0,5	1,1	1,3	1,4	1,5
Montant du financement <i>ex ante</i> (en % du PIB)	0,5	1,0	1,3	1,5	1,5

Source : Calculs des auteurs, *e-mod.fr*.

Rappelons que dans nos simulations, nous avons retenu la prévision de dépense comptable du CICE, qui est différente de la créance effectivement consommée à court terme. Si nous avons retenu l'hypothèse d'une évolution du CICE à partir des versements effectifs, les effets positifs du dispositif seraient certainement minorés les premières années, tant que la différence entre la créance fiscale et les versements effectifs restent significatifs. A l'horizon 2018, la différence entre la créance fiscale du CICE et les versements effectifs devrait cependant devenir relativement faible, et ces deux hypothèses conduiraient à des écarts relativement faibles dans les simulations à cinq ans.

En revanche, lorsque l'on intègre dans nos simulations les mesures de financement des deux dispositifs, *via* la hausse des impôts et la baisse des dépenses publiques qui ont un effet récessif sur l'activité, l'impact macroéconomique global est très différent. En effet, les deux mesures cumulées, CICE et Pacte, en tenant compte du volet financement, auraient un impact légèrement récessif à court-moyen terme (entre -0,1 et -0,2 point de PIB de 2014 à 2017) et neutre à l'horizon 2018 (tableau 12). L'effet négatif du financement sur l'activité économique amputerait l'effet du CICE et du Pacte de près de 250 000 emplois en 2018. Le solde net de créations d'emplois, bien que fortement réduit, resterait néanmoins positif (286 000 créations ou sauvegardes d'emplois en 2018 après prise en compte du financement) en raison de l'enrichissement de la production en emplois sous l'effet de la baisse du coût du travail.

Références

- Auerbach A. J. et Y. Gorodnichenko, 2012, « Measuring the Output Responses to Fiscal Policy », *American Economic Journal: Economic Policy*, 4 (2): 1-27.
- Blanchard O. J. et D. Leigh, 2013, « Growth Forecast Errors and Fiscal Multipliers », *American Economic Review*, 103(3): 117-120.
- Bock S., P. Lissot et S. Ozil, 2015, « Matis : une maquette d'évaluation des effets sur l'emploi de variations du coût du travail », *Document de travail, Les Cahiers de la DG Trésor*, 2015-02.
- Chauvin V., G. Dupont, É. Heyer, M. Plane et X. Timbeau, 2002, « Le modèle France de l'OFCE : La nouvelle version *e-mod.fr* », *Revue de l'OFCE*, 81, avril.

- Chouvel F., E. Confais, G. Cornilleau, A. Gubian et B. Roguet, 1996, « Impact macroéconomique des politiques spécifiques d'emploi. Le cas de la France 1974-1994 », in *40 ans de politique de l'emploi*, Dares, La Documentation française.
- Cochard M., É. Heyer et G. Cornilleau, 2010, « Les marchés du travail dans la crise », *Économie et Statistique*, 438-440.
- Commission des finances du Sénat, 2012, *Rapport sur le projet de loi de finances rectificative pour 2012*, 213.
- Creel J., É. Heyer et M. Plane, 2011, « Petit précis de politique budgétaire par tous les temps », *Revue de l'OFCE*, 116 : 61-88.
- Cueva S. et É. Heyer, 1997, « Fonction de production et degrés d'utilisation du capital et du travail : une analyse économétrique », *Économie et Prévision*, 131.
- Dormont B., 1997, « L'influence du coût salarial sur la demande de travail », *Économie et Statistique*, 301-302 : 95-109.
- Ducoudré B. et É. Heyer, 2014, « Baisse de l'euro et désinflation compétitive : quel pays en profitera le plus ? », *Revue de l'OFCE*, 136 : 221-253.
- Ducoudré B., É. Heyer et M. Plane, 2015, « Que nous apprennent les données macro-sectorielles sur les premiers effets du CICE ? Évaluation pour la période 2014-2015t2 », *Document de travail, OFCE*, 2015-29, décembre.
- Ducoudré B. et M. Plane, 2015, « Les demandes de facteurs de production en France : Estimation et analyse des effets de la crise », *Revue de l'OFCE*, 142 : 23-53.
- Espinoza R. et E. Pérez Ruiz, 2014, « Labor Tax Cuts and Employment: A General Equilibrium Approach for France », IMF WP 14/114, Washington DC: International Monetary Fund.
- Farhi E., G. Gopinath et O. Itskhoki, 2014, « Fiscal devaluations », *Review of Economic Studies*, 81 : 725-760.
- France Stratégie, 2015, *Comité de suivi du Crédit d'impôt pour la compétitivité et l'emploi*, septembre.
- Heyer É., 2011, « The effectiveness of economic policy and position in the cycle : the case of tax reductions on overtime in France », *Oxford Review of Economic Policy*, 27(2).
- Heyer É. et M. Plane, 2012, « Impact des allègements de cotisations patronales des bas salaires sur l'emploi : l'apport des modèles macroéconomiques », *Revue de l'OFCE*, 126.
- Klein C. et O. Simon, 2010, « Le modèle MESANGE réestimé en base 2000 : tome 1, version avec volumes à prix constants », *Document de travail, Insee*, G2010/03.
- Lequien M. et A. Montaut, 2014, « Croissance potentielle en France et en zone euro : un tour d'horizon des méthodes d'estimation », *Document de travail, INSEE*, G2014/09.

- OCDE, 2014, *France, Structural reforms: Impact on growth and options for the future*, OECD Publishing, www.oecd.org/newsroom/France_StructuralReforms.pdf.
- Plane M., 2012, « Évaluation de l'impact économique du Crédit d'Impôt pour la Compétitivité et l'Emploi (CICE) », *Revue de l'OFCE*, 126.
- Rabault Valérie (Rapporteuse), 2016, *Rapport d'information sur le programme de stabilité pour les années 2016 à 2019 et le programme national de réforme*, Assemblée nationale, Commission des Finances, de l'économie générale et du contrôle budgétaire, n° 3684 du 20 avril 2016.
- République Française, 2014, *Programme National de Réformes*, mai. <http://www.economie.gouv.fr/files/programme-national-de-reforme-2014.pdf>

LE CONTRAT UNIQUE

UNE AUBERGE ESPAGNOLE¹

Jacques Barthélémy

Avocat conseil en droit social, fondateur du cabinet Barthélémy Avocats

Gilbert Cette

Professeur d'économie associé à l'Université d'Aix-Marseille

Le débat sur le contrat unique découle le plus souvent du constat d'une dualité du marché du travail, avec d'un côté des salariés qui seraient très protégés, les CDI et tout particulièrement les fonctionnaires, et de l'autre côté les actifs alternant emplois précaires peu protégés et périodes de chômage. Ce contraste traduit des inégalités flagrantes, avec des conséquences sociales et économiques importantes.

En réponse à cette dualité, des propositions sont souvent avancées qui consisteraient à créer un « contrat unique » atténuant les écarts de statut et de droits entre emplois précaires (CDD et intérim) et emplois en CDI. Mais ce concept de « contrat unique » est souvent peu défini. C'est même une auberge espagnole si l'on prend en considération les différences importantes de contenu constatées dans les propos des uns ou des autres !

Les trois objectifs déclarés de la proposition de contrat unique sont : (i) de réduire les inégalités de statuts liées à la coexistence de contrats dits précaires (CDD et intérim) et de CDI ; (ii) de réduire la complexité et les incertitudes coûteuses de la judiciarisation des licenciements ; (iii) d'internaliser en partie le coût social des licenciements. Notre analyse montre qu'un contrat unique ne peut pas répondre véritablement à ces objectifs, mieux servis par d'autres voies, et qu'il présenterait des risques juridiques majeurs.

Mots clés : réformes structurelles, marché du travail, droit du travail, négociations collectives, syndicats.

1. Nous reprenons ici des analyses plus longuement développées avec P.-Y. Verkindt dans : Barthélémy, Cette et Verkindt (2006) ; Barthélémy, Cette et Verkindt (2007a) ; Barthélémy, Cette et Verkindt (2007b). Ces analyses ont été reprises dans Barthélémy et Cette (2015).

1. Introduction

Le débat sur le contrat unique est récurrent en France comme dans d'autres pays européens. À l'origine, le constat d'une dualité du marché du travail, avec d'un côté des salariés qui seraient très protégés, les CDI et tout particulièrement les fonctionnaires, et de l'autre côté les actifs alternant emplois précaires peu protégés et périodes de chômage. Ce contraste traduit des inégalités flagrantes, avec des conséquences sociales et économiques importantes, concernant par exemple l'accès à la formation professionnelle ou à des prêts ou au logement locatif.

En réponse à cette dualité, des propositions sont souvent avancées qui consisteraient à créer un « *contrat unique* » atténuant les écarts de statuts et de droits entre emplois précaires (CDD et intérim) et emploi en CDI. Mais ce concept de « contrat unique » est souvent peu défini. C'est même une auberge espagnole si l'on prend en considération les différences importantes de contenu constatées dans les propos des uns ou des autres ! Certains rejettent sur les juristes et les décideurs politiques la responsabilité de lui trouver un contenu opérationnel et considèrent que leur incapacité à y parvenir traduit un manque de détermination lié à une opposition sourde des syndicats ou une insensibilité coupable à l'égard d'inégalités pourtant criantes. Cette position nous paraît tout aussi inacceptable que celle qui consisterait à rejeter sur les laboratoires médicaux ou le corps médical la responsabilité des ravages provoqués par certaines maladies sous prétexte qu'ils ne s'efforceraient pas réellement de trouver LE médicament adapté à chacune !

Il convient de souligner que si de nombreux économistes et politiques se sont déclarés favorables au contrat unique, à l'opposé, de nombreux juristes de droit social manifestent pour le moins une grande réserve concernant cette proposition. Il serait tout aussi déplacé de faire aux économistes le procès de ne pas reconnaître la nécessité du droit social que de faire aux juristes de droit social celui d'ignorer la nécessité de l'efficacité économique. Ceci incite donc à traiter de la question du contrat unique dans une approche multidisciplinaire.

Quand on parle d'un concept que l'on veut spécifique comme le contrat unique, il faut être précis. Aussi, notre analyse va-t-elle s'appuyer sur des propositions qui ont pour premier mérite d'avoir

répondu à cette exigence de précision, contrairement à d'autres qui demeurent péremptoires et sans contenu. De ce fait, l'analyse qui suit s'appuie sur trois rapports d'économistes qui ont préconisé l'instauration d'un contrat de travail unique se substituant à l'actuelle coexistence des CDD et CDI : Blanchard et Tirole (2003), Camdessus (2004) et Cahuc et Kramarz (2005), les propositions de ce dernier rapport étant plus détaillées que celles avancées dans les deux précédents. Ces trois rapports sont en France au cœur de la quasi-totalité des développements émanant des promoteurs du contrat unique. Nous les avons retenus également en raison à la fois de la qualité des arguments avancés et de la notoriété de leurs auteurs.

Les trois objectifs principaux de la proposition de contrat unique dans ces rapports sont les suivants (*cf.* Encadré 1) :

- Réduire les inégalités de statuts actuellement renforcées par la coexistence de contrats dits précaires (CDD et intérim) et de CDI. Cette inégalité de statuts peut être indirectement source d'autres inégalités, comme par exemple celle concernant l'accès à des prêts ou au logement (2.) ;
- Réduire la complexité et les incertitudes coûteuses de la judiciarisation des licenciements (3.) ;
- Internaliser en partie le coût social (prestations chômage et destruction de capital humain) des licenciements, ce coût social allant de pair avec un faible effort de formation des titulaires d'emplois précaires. Cela revient à responsabiliser sur ce point les entreprises. Une telle responsabilisation peut avoir pour effet favorable de davantage sécuriser les parcours professionnels. Ceci étant, les trois rapports évoqués envisagent cette responsabilisation par la seule voie financière (4.).

Or, un contrat unique ne peut pas répondre véritablement à ces objectifs, mieux servis par d'autres voies (évoquées dans la section conclusive 5.).

Encadré 1. Le contrat unique proposé dans trois rapports

Blanchard et Tirole (2003), p. 11 (voir aussi p. 47) :

« D'où notre troisième recommandation : il est essentiel de retourner à un système unique, mais modulé de façon à faciliter l'entrée des jeunes sur le marché du travail et la réinsertion des chômeurs, sans créer les effets de seuil présents dans le système actuel. Ceci peut être fait en utilisant deux instruments. Le premier, qui existe déjà, est celui d'une période d'essai, pendant laquelle l'entreprise et le salarié peuvent terminer la relation de travail, sans droits ni devoirs. Le second est l'introduction d'une augmentation progressive des droits des licenciés et des devoirs des entreprises en fonction à la fois de l'ancienneté dans l'entreprise et de l'expérience récente du salarié sur le marché du travail ».

Camdessus (2004), p. 92 :

« Le groupe considère qu'une piste intéressante sur laquelle les partenaires sociaux devraient réfléchir est la création d'un contrat unique. Convenablement conçu, il permettrait de résoudre de fait la dualisation du marché du travail.

La forme précise de ce contrat est naturellement à débattre. Mais une idée peut être avancée : la suppression du CDD et la création d'un contrat unique à durée indéterminée dans lequel les droits relatifs à la protection d'emploi et à l'indemnisation se renforceraient progressivement. Sans tenter ici de préciser les contours d'un tel contrat, on voit bien que les anciens cas de recours au CDD constitueraient des cas de motif réel et sérieux de rupture dans les premiers temps du contrat. Ainsi s'intégreraient sans heurts les embauches antérieurement opérées en CDD et cette nouvelle souplesse faciliterait l'insertion durable dans l'entreprise. Les procédures de licenciement connaîtraient une progressivité comparable, permettant à l'entreprise de gérer son personnel en fonction de ses besoins réels et non par des pratiques contestables de ruptures successives. En cas de rupture précoce, l'actuelle prime de précarité pourrait être majorée ».

Cahuc et Kramarz (2005), pp. 145-146 :

« Le contrat unique est à durée indéterminée. Il n'y a donc plus d'embauche en contrat à durée déterminée, y compris dans les secteurs où existe la possibilité de 'contrats déterminés d'usage' ».

« Le contrat de travail unique que nous proposons a pour objet de sécuriser et d'homogénéiser les parcours professionnels en incitant les entreprises à tenir compte de la valeur sociale des emplois afin d'assurer un véritable droit au reclassement aux salariés. Dans cette perspective, le contrat de travail unique possède trois caractéristiques principales : (1) C'est un contrat à durée indéterminée ; (2) En cas de rupture du contrat, l'employeur paye une indemnité, versée au salarié, et une contribution de solidarité, versée, à l'instar de la « contribution Delalande », aux pouvoirs publics ; (3) La signature du contrat de travail offre l'assurance d'un accompagnement personnalisé et d'un revenu de remplacement en cas de perte d'emploi ».

2. Réduire les inégalités de statuts

Signalons tout d'abord que ces propositions de contrat unique n'évoquent pas le statut des agents du secteur public dont bénéficie en France plus d'un salarié sur quatre. Or, la principale inégalité, de droit et de fait, est moins celle existant entre CDI et des CDD du secteur privé que celle existant entre d'un côté le statut de la fonction publique et de nombreuses entreprises publiques, avec en particulier la sécurité quasi totale d'emploi, de l'autre la situation des travailleurs du secteur privé, qu'ils soient en CDI ou en CDD. Il nous semble pour le moins paradoxal d'avancer des propositions de réduction des écarts de statut entre CDI et CDD sans évoquer cet aspect, qui conduirait cependant à remettre totalement en cause le statut du personnel de la fonction publique, la difficulté politique de cet aspect ayant sans doute rendu timorés les auteurs des trois rapports évoqués ci-dessus comme les autres intervenants sur la question.

Au demeurant, l'idée de contrat unique repose sur un contresens majeur : le CDI ne sécurise pas plus l'emploi que le CDD et parfois même c'est l'inverse. En effet, un contrat à durée indéterminée – et ceci ne vaut pas que pour celui du travail – peut toujours être rompu à tout moment par l'une ou l'autre des parties car tout engagement à vie est prohibé. Cela implique seulement l'obligation de respecter un préavis. Les exigences entourant la rupture de ce contrat particulier qu'est celui du travail sont liées à une protection de la partie faible (qui conditionne ce que l'on a coutume d'appeler « ordre public économique »), particulier ici dès lors que l'objet de ce contrat c'est l'Homme dont doivent être respectés les droits fondamentaux et les libertés individuelles (Conv. EDH et Déclaration des droits de l'Homme et du citoyen de 1789). Pour autant, le licenciement est toujours possible sauf exception (exemple : les représentants du personnel en raison de leur mandat dans l'intérêt de la collectivité de travail) même si cela se traduit potentiellement par des indemnités pouvant être élevées. Au contraire, la rupture anticipée d'un contrat à durée déterminée est juridiquement contre-nature et elle n'est, de ce fait, possible, s'agissant du contrat de travail, que dans des cas très limités (faute grave et cas de force majeure). La raison de la préférence pour le CDI se trouve donc ailleurs, essentiellement dans le sentiment de la précarité. Si, sociologiquement, les conditions sont réunies pour que le

CDD ne soit pas perçu comme un sous-contrat, ses bénéficiaires potentiels le privilégient (Cf. ci-dessous l'exemple du domaine sportif professionnel).

Par ailleurs, l'idée de contrat unique ne prend pas en compte des besoins spécifiques auxquels le CDD apporte une réponse : (i) ceux de l'employeur qui peut avoir besoin de salariés pour des durées spécifiques et spécifiées : activités saisonnières, remplacement de salariés absents pour des périodes connues (conges de maladie, de maternité...) ; (ii) ceux du salarié qui peut vouloir travailler sur une période donnée, avec une réelle protection sur cette période. À cet égard, le CDD d'usage que l'on supprimerait de ce fait correspond dans certaines activités, telles le sport professionnel, à une demande pressante des travailleurs eux-mêmes. Dans le cadre du rapport Karaquillo (2015) sollicité par le Ministre des Sports et visant à optimiser le statut des sportifs de haut niveau et des sportifs professionnels, tous les syndicats de sportifs ont demandé que l'on introduise une présomption irréfragable de CDD, estimant le CDI moins protecteur !

Le CDD correspond à la fois à un réel besoin des entreprises et dans certains cas à une attente des salariés. Pour autant, la précarité qu'il est susceptible de générer amène à ne pas encourager son recours, afin que ce dernier se rapproche le plus possible des situations où il répond à un réel besoin. Tel est au demeurant le sens de la Directive européenne de 1999 qui met en œuvre un accord collectif CES-UNICE. Cette directive, relative au CDD, se distingue par le fait que la validité du recours au CDD est admise par le droit communautaire si le droit interne respecte les exigences d'un motif légitime lié à la nature de l'emploi, d'une durée maximum et d'un nombre limité de renouvellements. Si, pour les partenaires sociaux européens dont l'accord est annexé à la directive, le CDI doit être privilégié, le CDD a néanmoins une légitimité.

Le CDD sécurise davantage l'employeur contre le risque de judiciarisation à la fin du contrat. Cela ne doit pas pour autant justifier son recours pour des situations auxquelles il n'est pas censé répondre, car cela entraînerait un affaiblissement du rôle protecteur du droit social. Aussi, le principe actuel des durées *maxima* des CDD devrait être conservé, ce qui n'empêche pas une réflexion sur le niveau souhaitable de telles durées, notamment leur adaptation à différents types d'emplois mais aussi sur le nombre de renouvelle-

ments. Ceci d'autant que la directive précitée laisse des espaces d'assouplissement dont pourrait se saisir le droit légal interne, à moins qu'on ouvre la voie à de possibles dérogations par accord collectif (de branche seulement ?) dans les limites de ce qu'autorise le droit communautaire.

Par ailleurs, le recours au CDD doit être découragé par un surcoût spécifique, bénéficiant à la fois au salarié et aux organismes de gestion des indemnisations du chômage :

- Concernant les salariés, la prime de précarité est une contrepartie souhaitable à la réduction de la contestation possible en fin de son contrat à la seule hypothèse de requalification. Ici encore, le bon niveau de cette indemnité de précarité peut faire l'objet de discussion, spécialement de négociations collectives ;
- Concernant les organismes de gestion des indemnisations du chômage, une taxe spécifique portant sur les emplois précaires (intérim et CDD) est souhaitable compte tenu de la disproportion actuelle entre le coût de l'indemnisation chômage des personnes ayant acquis leur droit dans des emplois précaires et les cotisations chômage prélevées sur l'emploi précaire. Cet aspect est développé plus loin.

Il serait alors logique que, dans les professions et les emplois où il est d'usage de recourir au CDD et où – par voie de conséquence – celui-ci est considéré comme un mode normal de contractation, cette taxe pourrait être écartée.

3. Réduire la complexité et les incertitudes coûteuses de la judiciarisation des licenciements

Le risque de judiciarisation s'accroîtrait avec le contrat unique contrairement à ce qu'estiment leurs zélateurs. Hors période d'essai, qui s'oppose à l'obligation de motiver le licenciement ? Une telle motivation est d'ailleurs conforme aux engagements internationaux de la France, notamment² à la Convention n° 158 de l'OIT ratifiée par la France en 1989 (Cf. Encadré 2). Et si le licenciement est motivé, la contestation du motif est alors possible, et le risque de judiciarisation ne peut être écarté. Une discontinuité inévitable

2. Mais pas seulement, cf. Barthelemy, Cette et Verkindt (2006, 2007).

apparaît ici : au-delà d'une certaine ancienneté, la séparation doit être motivée pour un CDI, ce qui n'est par nature pas le cas pour un emploi précaire. Cette discontinuité ne peut disparaître ni être réduite. En outre, de l'article 30 (titre IV relatif à la solidarité) de la charte des droits fondamentaux de l'Union européenne (version consolidée du 26 avril 2012), il ressort que tout travailleur a droit à une protection contre le licenciement injustifié.

Encadré 2.

Extraits de la Convention 158 de l'Organisation internationale du travail, et les mauvais exemples du CNE et du CPE

L'article 4 de cette Convention précise : « Un travailleur ne devra pas être licencié sans qu'il existe un motif valable de licenciement lié à l'aptitude ou à la conduite du travailleur ou fondé sur les nécessités du fonctionnement de l'entreprise, de l'établissement ou du service ». L'article 7 ajoute : « Un travailleur ne devra pas être licencié pour des motifs liés à sa conduite ou à son travail avant qu'on ne lui ait offert la possibilité de se défendre contre les allégations formulées, à moins que l'on ne puisse pas raisonnablement attendre de l'employeur qu'il lui offre cette possibilité ». L'article 8 ajoute : « Un travailleur qui estime avoir fait l'objet d'une mesure de licenciement injustifiée aura le droit de recourir contre cette mesure devant un organisme impartial tel qu'un tribunal, un tribunal du travail, une commission d'arbitrage ou un arbitre ». L'article 9-1-a précise même : « la charge de prouver l'existence d'un motif valable de licenciement tel que défini à l'article 4 de la présente convention devra incomber à l'employeur ».

Cette nécessité est illustrée par l'aventure du Contrat nouvelle embauche (CNE). Le CNE permettait aux entreprises de 20 salariés et moins le licenciement sans motivation les deux premières années suivant l'embauche. Instauré en 2005, il a été considéré par l'OIT en 2007 non conforme à la convention 158 de cette même organisation, convention ratifiée par la France en 1989³. Il a pour cette raison été abrogé en février 2008.

L'autre aventure du Contrat première embauche (CPE), simultanée à celle du CNE, traduit les risques d'une non prise en compte des attentes des personnes concernées. Le CPE transposait le principe du CNE pour l'ensemble des entreprises du secteur privé, mais pour la seule population de moins de 26 ans. Instauré en janvier 2006, ce dispositif fut retiré définitivement en avril de la même année à la suite d'une importante

3. Voir sur ce point le Rapport du Directeur Général, OIT (2007).

mobilisation de jeunes. Signalons d'ailleurs que, pour les mêmes raisons que le CNE, le CPE se serait probablement révélé en contradiction avec le droit international.

Ces tentatives de réformes vouées à l'échec ont des effets désastreux. Elles décrédibilisent en effet, tant auprès des employeurs que des salariés et des organisations syndicales, le processus de réforme lui-même. Elles font par ailleurs perdre un temps précieux dans la mise en œuvre de ce processus.

Blanchard et Tirole (2003) font la proposition de ne pas laisser au juge la possibilité d'apprécier le réel caractère économique des licenciements faits sous ce motif (*Cf.* Encadré 3). Cette proposition est dangereuse car le motif économique pourrait être abusivement invoqué pour réduire le risque de contestation. Elle peut même se heurter au droit imprescriptible de tout citoyen de recourir au juge. Remarquons de plus que le nombre de ruptures de contrats liées à une cause économique est très inférieur à celui des ruptures pour cause personnelle.

Encadré 3. La place du juge dans l'analyse des procédures de licenciement des trois rapports

Blanchard et Tirole (2003) :

p. 10. : « Le rôle du juge est alors de vérifier, si le salarié en fait la demande, qu'un licenciement pour raison économique n'a pas été transformé en licenciement pour faute ou pour démission. De même, il importe de vérifier que le licenciement ne soit pas motivé sur une discrimination basée sur la race, le sexe ou l'appartenance syndicale, que les délais de préavis aient été respectés, etc. Par contre, les juges ne doivent pas se substituer au jugement de l'entreprise dans sa gestion, car ils n'en ont ni la compétence ni en général l'information nécessaire, sans mentionner le manque de critères précis guidant leur intervention. Si l'entreprise reconnaît l'acte de licenciement et est prête à en supporter les coûts, le rôle du juge doit alors être confiné à la vérification de la procédure ».

p. 36 : « Nous avons insisté sur le rôle des juges parce que nous pensons qu'ils ont un rôle nécessaire à jouer. Mais il est important de noter que, dans notre argumentation, ce rôle ne s'étend pas aux licenciements économiques. Dans ce cas, si l'entreprise est prête à payer les taxes et indemnités de licenciements, nous ne voyons pas le rôle que le processus judiciaire a à jouer ».

p. 47 : « Le licenciement économique doit, lui, donner droit aux allocations chômage pour le ou les salariés licenciés, et au paiement de taxes et indemnités de licenciement par l'entreprise. Ces paiements responsabilisent l'entreprise face aux licenciements. Si, dans ces conditions, l'entreprise est prête à effectuer ces paiements, nous ne saisissons pas la logique sous-jacente à l'examen et à l'invalidation de cette décision par l'appareil judiciaire. On peut penser que le système en place à l'heure actuelle, qui permet aux juges de contester la décision de licenciement de l'entreprise, trouve sa justification dans l'absence de responsabilisation financière des entreprises. La solution nous paraît être de responsabiliser les entreprises, non de demander aux juges de contester la décision de l'entreprise ».

Camdessus (2004) :

pp. 99 et 100 : « Il serait judicieux de bien cantonner juridiquement les deux types de dispositifs : d'une part la rupture de contrat, où la rupture abusive se résout en dommages et intérêts ; d'autre part les procédures collectives. Concrètement, il s'agirait de supprimer la spécificité relative au licenciement pour motif économique. Ainsi, un défaut, ou un déficit, dans le processus de consultation se traduira par une sanction pénale adaptée à la gravité de la faute commise par l'employeur, et s'agissant du contrat, seule donnerait lieu à sanction l'absence de motif réel et sérieux ».

Cahuc et Kramarz (2005) :

p. 155, sous l'intitulé de sous-partie « Garantie de reclassement et abandon de la notion de licenciement économique » : « Dans un contexte où l'employeur prend en compte la valeur sociale de l'emploi dans sa décision, paye pour que le salarié soit pris en charge efficacement par l'État aidé par des professionnels, le paiement de la contribution de solidarité et le respect de la procédure de licenciement devraient constituer des critères suffisants pour juger si un licenciement repose sur une cause réelle et sérieuse. Ainsi, la logique introduite par le nouveau système simplifie naturellement la réglementation des licenciements dans la mesure où il n'est plus nécessaire de réserver un traitement particulier au licenciement économique ».

« *L'abandon de la notion de licenciement économique* » ou tout du moins de son particularisme préconisé par Cahuc et Kramarz (2005) est-il possible juridiquement et surtout souhaitable ? Le licenciement économique est le seul motif de licenciement qui ne met pas en cause la personne. C'est la raison pour laquelle il est inapproprié de le supprimer, notamment d'un point de vue « moral ». Mais conserver la notion de licenciement économique n'interdit pas d'en simplifier les procédures, en particulier dans les

cas de licenciements collectifs, pour en réduire les coûts et incertitudes. Il n'est toutefois pas inutile de rappeler que la créativité en ce domaine est réduite du fait du droit communautaire. Cependant, l'ANI du 11 janvier 2013 a fait des propositions bienvenues de sécurisation juridique de PSE en cas de licenciements collectifs, ces propositions ayant été transcrites dans le Code du travail par la loi du 14 juin 2013. Et puis, à nouveau, il ne faut pas perdre de vue les contraintes pouvant émaner du droit communautaire. Or, existent des dispositions relatives au traitement des difficultés des entreprises qui affectent des systèmes particuliers de garanties en cas de licenciement économique. La notion de cause réelle et sérieuse a potentiellement un champ plus vaste que celle de licenciement abusif.

La simplification des procédures juridiques de licenciement, sans doute souhaitable, diffère de la problématique du contrat unique. Cette simplification ne doit pas réduire les droits des salariés. Celle que nous avançons dans Barthelemy et Cette (2015) répond à cette attente. Elle responsabilise de façon équilibrée les acteurs locaux en proposant que la gestion des conflits puisse échapper, grâce au recours à l'arbitrage, aux juridictions de droit commun, à condition d'être organisée par accord collectif majoritaire et que soient, en amont, optimisées les conditions de la conciliation.

Pour autant, le droit actuel semble encourager une telle judiciarisation, du fait de l'asymétrie des risques. En première analyse, le salarié risque peu à engager une procédure tandis que l'entreprise risque d'être condamnée à indemniser le préjudice du licenciement sur le fondement de l'absence de motif réel et sérieux. Cette asymétrie n'est pas nécessairement inéquitable si l'on considère l'état de subordination du salarié. On ne saurait oublier que le licenciement est une décision unilatérale de l'employeur qui, comme toute décision économique, constitue une prise de risque. Par ailleurs, la subordination juridique inhérente à la relation de travail justifie amplement l'abandon de toute tentative de parallélisme juridique entre la situation dépendante du salarié et les pouvoirs de l'employeur.

Enfin, on ne saurait oublier que, lorsque le salarié agit, il est déjà hors de l'entreprise.

Même s'il est impensable d'écarter toute exigence pour licencier, d'autant plus en raison de la loyauté nécessaire dans les relations individuelles de travail, une autre formulation que la référence au motif « *sérieux* » pourrait prospérer dans la perspective d'une cohérence avec la responsabilité de l'employeur au plan économique, liée à la liberté d'entreprendre mais dans le respect des exigences précitées du droit communautaire.

Les délais de prescription de l'action en justice méritent un examen critique. La limitation du risque pour l'employeur devrait s'accompagner de l'obligation faite au salarié d'agir en justice dans des délais raisonnables. Le mouvement législatif va d'ailleurs dans le sens de leur réduction, la loi du 14 juin 2013 transcrivant dans le Code du travail les propositions de l'ANI du 11 janvier 2013 ayant réduit à deux années au lieu de 5 précédemment la plupart des délais de prescription. De tels délais de deux années paraissent encore longs, comparés à ceux qui existent dans d'autres pays. Cela étant, l'ordre public de protection exige un délai de prescription relativement long.

Une voie parfois évoquée pour une plus grande sécurisation juridique des licenciements est l'instauration de plafonds d'indemnisation. Cet aspect mérite une réflexion spécifique et, à cet égard, les dispositions introduites dans la Loi Macron à l'occasion de son passage en seconde lecture à l'Assemblée nationale en juin 2015 paraissent juridiquement risquées, essentiellement s'agissant d'une évaluation différente du préjudice suivant la taille de l'entreprise. Le Conseil constitutionnel a d'ailleurs censuré ce dernier aspect.

La justice est un droit fondamental de l'Homme et c'est un principe de l'Union européenne. Le droit à la réparation, par le juge, du préjudice subi du fait de l'autre est inaliénable. Cela vaut bien évidemment pour le salarié victime d'un comportement de son employeur. Ce droit est dans le droit du travail exacerbé à la fois parce que le pouvoir de l'employeur dans l'entreprise est normatif, justifié par l'intérêt de l'entreprise, et parce que le contrat a comme objet l'Homme, dont la dignité doit être respectée. C'est du reste la raison pour laquelle l'idée qu'en sortant de la convention 158 de l'OIT on peut écarter toute obligation pour l'employeur de motiver le licenciement, est absurde.

Cela étant, l'incertitude dans laquelle se trouve l'employeur d'évaluer a priori le montant des sommes qu'il devra au salarié dont il envisage de rompre le contrat est indiscutablement cause de frilosité dans le dynamisme entrepreneurial, ce qui nuit à l'efficacité économique donc à l'emploi. Le nier relève d'une approche purement idéologique. Au demeurant, la longueur des procès, induite pour partie de cette incertitude et plus généralement de l'insécurité juridique née de l'inadéquation du droit social au contexte dans lequel il prospère ainsi que de la boulimie législative, se traduit par une atteinte aux droits fondamentaux, spécialement ceux issus de la Conv. EDH.

Voilà pourquoi il peut paraître pertinent de fixer – forfaitairement ou par un maximum – les dommages et intérêts liés à l'absence de cause sérieuse de licenciement (encadré 4). On pouvait raisonnablement s'interroger sur la constitutionnalité d'une telle construction législative en raison du droit à réparation intégrale du préjudice subi. La position du Conseil constitutionnel qui ne condamne le texte que sur le terrain des différences entre entreprises suivant leur taille permet donc de conclure à la constitutionnalité de barèmes, donc des montants liés à l'ancienneté. Pour autant, à l'interrogation sur l'exigence de réparation intégrale du préjudice, il eût été intéressant d'opposer la nécessaire distinction entre l'absence de cause sérieuse, création du législateur et à ce titre pouvant peut-être faire l'objet d'un barème et le licenciement abusif par lequel la réparation intégrale s'impose. Le droit de la faute inexcusable en matière d'accident du travail ou de maladie professionnelle dans lequel la réparation forfaitaire existe parce qu'on est sur le terrain de l'assurance peut servir à cet égard de témoignage dès lors que la réparation intégrale du préjudice y subsiste néanmoins dans certaines circonstances⁴.

Une telle distinction permettait du reste d'écarter la critique de stratégies de l'employeur fondées sur la mesure de la réalité du risque au regard des bénéfices de l'infraction, car le comportement abusif entraînerait, quoi qu'il en soit, la réparation intégrale du préjudice. Au demeurant, l'attitude de l'employeur exclusivement

4. Dans l'ANI du 11 janvier 2008, transposé dans le Code du travail en juin de la même année, les partenaires sociaux ont proposé de créer la rupture conventionnelle à partir d'un commun accord des parties, qui a pour effet de réduire le risque judiciaire et l'incertitude financière.

conditionnée par ce calcul atteste d'un abus de droit, au vu de sa définition en doctrine concrétisée par la fictivité de l'objet de la décision. En gros, si un employeur utilise un droit en étant respectueux de la lettre des textes mais que la finalité poursuivie est étrangère à son objet, il y a abus de droit. La distinction entre absence de cause sérieuse et abus de droit pourrait s'inscrire dans cette logique. L'abus de droit étant un concept parfaitement cerné en droit, cette distinction pourrait être utilement opérée.

Encadré 4. Les plafonds d'indemnisation : une voie juridiquement risquée

L'idée selon laquelle il serait possible d'instaurer un plafond d'indemnisation pourrait paraître séduisante. Elle serait en première analyse un facteur de sécurité pour le salarié (qui connaîtrait ainsi par avance les sommes auxquelles il pourrait prétendre) et pour l'employeur (qui pourrait prévoir le coût potentiel d'une rupture et pourquoi pas provisionner les sommes correspondantes en comptabilité). Les dispositions ajoutées à la Loi Macron à l'occasion de son passage en seconde lecture à l'Assemblée nationale en juin 2015 introduisent une barémisation des indemnités prononcées pour les licenciements dénués de cause réelle et sérieuse. Il convient d'analyser ces dispositions. Mais auparavant, deux questions se posent : la première est de savoir si ce dispositif n'existe pas déjà et la seconde est relative à la source d'une telle disposition.

1. La prévisibilité de l'indemnisation n'est pas inconnue du droit du travail

Il faut en effet distinguer selon que le licenciement est ou non fondé sur une cause réelle et sérieuse. Dans le premier cas, que la cause soit personnelle ou économique, la prévisibilité existe déjà puisque l'employeur sait qu'en licenciant un salarié pour un motif réel et sérieux, il sera tenu au versement d'une indemnité de licenciement dont le quantum est prévu par l'article L 1234-9 du Code du travail, d'une indemnité de congés payés (qu'il calculera aisément sur la base du salaire du salarié et du nombre de mois travaillés entre le 1^{er} juin précédent et le licenciement) et d'une indemnité compensatrice de préavis (dont la durée est calculée et donc parfaitement prévisible compte tenu de l'ancienneté du salarié). Ces indemnités légales peuvent être majorées par application des textes conventionnels applicables. Ce sont alors les montants ou les durées conventionnellement prévues qui seront applicables, mais l'employeur les connaît ou est supposé les connaître par la simple consultation des conventions et accords collectifs applicables dans l'entreprise. La seule incertitude résulterait de l'invocation par l'employeur d'une faute grave ou d'une faute lourde, qui lui permet-

trait d'en refuser le paiement. En pareil cas, l'action du salarié en justice tendant à faire juger l'absence de faute grave ou lourde pourrait conduire à une décision condamnant l'employeur à payer les indemnités susvisées. Si indétermination du coût du licenciement il y avait dans une telle hypothèse, elle résulterait du choix de l'employeur de s'appuyer sur une faute qualifiée, à ses risques et périls en quelque sorte.

La visibilité de ce qui l'attend lorsqu'il prend le risque de rompre un contrat ou de dénoncer un accord est une exigence majeure pour le chef d'entreprise, donc pour satisfaire à l'intérêt général. On ne peut sans doute pas limiter le montant des sommes destinées à réparer un préjudice (à cet égard la comparaison avec le régime des accidents du travail/maladies professionnelles (AT/MP) n'est pas convaincante car on est là sur le terrain de l'assurance). Le dispositif du projet de Loi Macron, consistant à fournir aux juges un barème indicatif, est toutefois de nature à favoriser le règlement des litiges dès la conciliation.

2. Le droit d'obtenir l'indemnisation du préjudice subi du fait du comportement fautif de l'employeur n'est pas négociable

Tout autre est la situation où le licenciement, acte unilatéral de l'employeur faut-il le rappeler, serait jugé non fondé. En ce cas, c'est le juge qui appréciera le montant de l'indemnisation. La question porte alors sur le fait de savoir si, d'une façon ou d'une autre, un plafond d'indemnisation peut être instauré soit par la voie conventionnelle soit par l'effet d'une modification législative.

Sur le premier point, il faut distinguer la source contractuelle et la source conventionnelle collective. Dans l'état actuel du droit du travail, la réponse est assurément négative s'agissant du contrat car le salarié ne saurait renoncer par avance à se prévaloir du droit du licenciement en application du Code du travail⁵. Une clause de ce type serait nulle, d'une nullité d'ordre public et réputée non écrite et la Cour de cassation l'a rappelé fermement dans trois décisions du 30 mars 2005⁶ (un salarié ne peut valablement renoncer pendant la durée du contrat par avance, au droit de se prévaloir des règles légales du licenciement). Ce qu'un contrat ne peut faire, une convention collective ou un accord collectif pourrait-il le faire ? La réponse est ici encore résolument négative dans la mesure où le droit du licenciement est d'ordre public strict. Un texte conventionnel pourrait évidemment améliorer la situation du salarié mais en aucune manière réduire les droits que celui-ci tire de la loi.

Resterait alors l'hypothèse d'une modification législative étant précisé que cette modification porterait, non sur l'indemnisation du licenciement, mais sur l'indemnisation du préjudice résultant de l'absence de motif réel et sérieux ou, pour reprendre une terminologie plus ancienne, d'un abus du droit de rompre le contrat.

5. C. trav., art. L 122-14-7.

6. RJS 2005, n° 594.

Le droit à réparation du préjudice subi est un principe du droit de la responsabilité. Dès lors, sauf à interdire au salarié le droit de faire juger que le licenciement n'est pas fondé sur un motif réel et sérieux, ce qui n'est guère compatible avec le droit au juge internationalement protégé, on ne voit guère comment un salarié pourrait accepter par avance de ne pas saisir le juge pour obtenir une indemnisation consécutive à un licenciement fondé sur un motif illégitime.

Or, l'existence d'un plafond d'indemnisation en cas de licenciement non fondé sur une cause réelle et sérieuse conduirait nécessairement à empêcher le salarié d'obtenir la réparation intégrale de son préjudice. Cela reviendrait en quelque sorte à mettre en place législativement une sorte de franchise comme en matière de contrat d'assurance.

Faire prendre en charge cette indemnisation par un organisme public et mutualiser le coût des licenciements illégitimes ne change en rien le fait que le salarié garderait le droit de saisir le juge afin d'obtenir une indemnisation complémentaire liée au comportement de l'employeur. L'exemple de l'évolution de la jurisprudence en matière de réparation des accidents du travail est de ce point de vue très évocateur. L'instauration d'une indemnisation automatique et forfaitaire des pathologies professionnelles a conduit au développement des contentieux sur la reconnaissance de la faute inexcusable qui permet précisément de sortir des mécanismes de forfaitisation. Si le but est de déjudiciariser le licenciement, le résultat pourrait bien être totalement inverse de l'objectif recherché.

3. Les dispositions introduites en seconde lecture à la Loi Macron

Des dispositions ajoutées à la Loi Macron lors de sa seconde lecture à l'Assemblée nationale en juin 2015 visaient à encadrer le montant des indemnités prononcées pour les licenciements dénués de cause réelle et sérieuse, par des barèmes diversifiés selon la taille de l'entreprise concernée. La mesure envisagée présentait des risques juridiques. Tout d'abord, comme développé plus haut, la fixation forfaitaire (ou maximum) des indemnités allouées par le jugement peut poser un problème au regard du principe de réparation intégrale du préjudice. Il serait plus prudent, comme nous le proposons, de distinguer l'absence de cause sérieuse pour laquelle le forfait barémisé peut se concevoir et le licenciement abusif où resterait en vigueur la réparation intégrale du préjudice. Certaines diversités envisagées des barèmes présentaient un autre risque juridique. La différence de plafond d'indemnisation liée à l'ancienneté peut se justifier, d'autant que c'est déjà le cas pour les indemnités, tant légales que conventionnelles, dues lorsque la rupture repose sur une cause sérieuse. Par contre, différencier, comme il était envisagé, les indemnités en fonction de la taille de l'entreprise était périlleux dès lors qu'il s'agit de dommages et intérêts. On cherchera en vain l'argument pour justifier que le préjudice subi par le salarié est moindre s'il travaille dans une TPE que dans une entreprise dont

l'effectif est plus important. Cette dernière disposition a d'ailleurs été censurée par le Conseil constitutionnel.. Nous appelons à la fois à plus d'ambition et moins de prise de risque dans l'adaptation du Code du travail, au besoin d'une meilleure conciliation entre protection des travailleurs et efficacité économique.

Cet encadré reprend des éléments de l'Annexe 1 de Barthelemy, Cette et Verkindt (2006).

4. Internaliser en partie le coût social des licenciements

Les propositions du rapport Cahuc et Kramarz (2005) sont à cet égard les suivantes :

- Paiement d'une *indemnité de licenciement* croissante avec l'ancienneté, mais décroissante en pourcentage des salaires versés par l'entreprise depuis l'embauche du salarié. Ainsi calibrée, cette indemnité inciterait l'entreprise à stabiliser l'emploi et à garder des salariés plutôt qu'à en changer. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, l'indemnité serait au total nettement plus forte dans le cas de 2 salariés se succédant et licenciés chacun au bout de 2 ans que dans le cas d'un salarié licencié au bout de 4 ans. La proposition visant à accroître les indemnités de rupture avec l'ancienneté est surprenante... car c'est déjà le cas ! En fait apparaît une confusion entre les indemnités (légalles et conventionnelles) contrepartie de l'utilisation régulière du droit de licencier et les dommages et intérêts dus en plus et les conséquences du recours abusif ou irrégulier à ce droit ;
- Paiement d'une *contribution de solidarité*, proportionnelle au salaire versé par l'entreprise depuis l'embauche du salarié. Cette contribution est légitimée par la disproportion actuelle entre le coût de l'indemnisation chômage des personnes ayant acquis leur droit dans des emplois précaires et les cotisations chômage prélevées sur l'emploi précaire. Elle vise à internaliser le coût social du licenciement, en contribuant :
 - (i) A financer la prise en charge du reclassement du salarié, si l'activité de reclassement est assurée par des tiers professionnels et non par l'entreprise qui licencie. Si l'entreprise prend la charge de ce reclassement, bien entendu cette part

de la contribution de solidarité ne serait pas due ; (ii) A financer le coût des prestations chômage.

Le rapport de Blanchard et Tirole (2003)⁷ préconise aussi d'associer taxes de licenciement, visant à responsabiliser les entreprises aux coûts sociaux de leurs licenciements, et indemnités de licenciement dédommageant des coûts individuels et par exemple psychologiques. Camdessus (2004)⁸ propose une responsabilisation de l'entreprise *via* l'instauration d'un système de bonus-malus sur les cotisations sociales selon l'historique de chaque entreprise dans sa gestion de l'emploi, un peu à la manière de ce qui existe aux États-Unis de façon variée selon les États.

En fait, on commet ici un autre contresens, celui d'associer toute rupture de contrat de travail à une cause économique. Or, le nombre de licenciements pour cause personnelle est bien plus élevé que celui lié à la nécessaire adaptation du volume et de la nature des emplois à l'évolution du contexte économique. Une nouvelle fois doit être posée la question : veut-on que l'employeur puisse licencier sans motif légitime au mépris notamment de la charte des droits fondamentaux de l'Union européenne ?

L'ANI du 11 janvier 2013 s'est invité dans ce débat en proposant de majorer les taux de cotisations chômage employeurs sur les CDD de moins de trois mois, cette majoration étant même rendue plus importante sur les CDD de moins d'un mois. L'ANI a également proposé d'annuler durant trois mois le taux de cotisations chômage employeurs sur les jeunes de moins de 25 ans embauchés en CDI. Ces deux dispositions, reprises dans la loi du 14 juin 2013, ont pour

7. Par exemple : « Les taxes de licenciement représentent pour nous l'instrument essentiel de responsabilisation financière des entreprises. Nous ne sommes pas cependant en faveur de l'élimination des indemnités de licenciement qui peuvent, au moins partiellement, compenser les coûts psychologiques de la perte de l'emploi (par opposition au coût du chômage lui-même). Comme ces coûts psychologiques sont en général faibles pour les salariés avec peu d'ancienneté, ceci suggère un barème d'indemnités augmentant avec l'ancienneté. Dans cette optique, le barème légal actuel paraît raisonnable » (Blanchard et Tirole, 2003, p. 46).

8. « Un système de bonus-malus sur les cotisations sociales payées par l'entreprise tenant compte du nombre d'embauches et de licenciements au cours de l'année pourrait être instauré. L'idée est d'inciter à l'embauche, et de « désinciter » les licenciements, en adoptant une approche économique, *i.e.* plus rapidement et plus sûrement que par la voie judiciaire. En effet, à l'heure actuelle, les contributions des entreprises à la caisse d'assurance chômage sont basées sur la masse salariale, et sont donc indépendantes du comportement des entreprises en matière de licenciement. L'entreprise ne tient donc pas compte lorsqu'elle licencie du coût de ce licenciement pour la collectivité. Pour inciter l'entreprise à la prendre en compte, un dispositif financier convenablement calibré a tout son sens » (Camdessus, 2004, p. 98).

finalité explicite de réduire la dualité sur le marché du travail. Elles permettront de sécuriser davantage les parcours professionnels en désincitant financièrement les licenciements hâtifs.

Si l'on peut se féliciter d'avancées récentes qui vont contribuer à dissuader le recours abusif aux CDD, il semble préférable, comme indiqué dans la partie 2, de mobiliser les acteurs de l'activité économique sur cet aspect plutôt que de supprimer les CDD, ce à quoi revient concrètement le contrat unique. A cette fin, notre proposition (Cf. Barthelemy et Cette, 2013) est : (i) de taxer davantage, par une majoration de la contribution de solidarité évoquée ci-dessus pour les CDI, le recours à l'emploi précaire ; (ii) d'abaisser cette majoration quand le recours à l'emploi précaire est encadré par accord collectif. Cette disposition responsabiliserait les partenaires sociaux sur la question de l'emploi précaire en les amenant à discuter des besoins de l'entreprise et des attentes des salariés et, ce faisant, dynamiserait la négociation collective et favoriserait le développement du droit conventionnel.

Une autre suggestion pertinente est celle avancée par Coquet et Sylvain (2007) et Coquet (2011). Elle consiste à préconiser que le taux de cotisations chômage employeurs soit pour chaque salarié dégressif avec son ancienneté dans l'entreprise. Ces propositions nous paraissent pertinentes. Elles permettent de sécuriser davantage les parcours professionnels en « désincitant » financièrement les licenciements rapides et le recours trop fréquent à des emplois facteurs de précarité. Il va de soi que des dispositions conventionnelles pourraient majorer les primes de licenciement prévues par la réglementation. Dans la logique de nos propositions, deux précisions supplémentaires sont à apporter concernant les CDD :

- La prime de précarité versée en fin de contrat se substitue à l'indemnité de licenciement. Son calibrage devrait être financièrement plus avantageux pour les salariés, pour les raisons qui viennent d'être évoquées ;
- Concernant la contribution de solidarité, il serait préjudiciable à l'efficacité économique de limiter par un tel surcoût le recours aux emplois précaires de façon uniforme pour toutes les activités économiques. Il n'est pas souhaitable que la loi fixe les bons et mauvais recours à l'emploi précaire. Dans notre approche, il faudrait que cette majoration soit atténuée dans le cas où le recours à l'emploi précaire serait

encadré par un accord collectif majoritaire. Toutefois, il ne faut pas perdre de vue dans cette analyse que les indemnités de mise à la retraite sont également fonction de l'ancienneté et que leur montant légal est identique à celui de l'indemnité légale de licenciement.

5. Quelques remarques conclusives

Le reclassement des salariés licenciés est une préoccupation majeure, qui doit être financée par la solidarité quelle que soit la dimension de l'entreprise. Les efforts de reclassements et les plans de sauvegarde de l'emploi ne doivent plus être une obligation pour les entreprises, souvent non préparées et qualifiées pour cela, et dont les services du personnel sont souvent déjà mobilisés pour préparer et mettre en œuvre les réorganisations internes associées aux licenciements. Pour autant, la contribution de solidarité devrait pouvoir être réduite par décision des services de l'emploi dans les cas d'entreprises développant un réel effort de reclassement. Dans les autres cas, elle financerait ces efforts de reclassement qui seraient assurés par des professionnels. Rappelons ici que l'employeur est tenu (du fait de les articles L6321-1 et -2 du Code du travail) de tout mettre en œuvre pour maintenir l'employabilité de chaque salarié, cette obligation étant similaire à celle lui incombant en matière de santé et de sécurité.

Les trois rapports évoqués préconisent l'instauration d'un contrat unique se substituant à la juxtaposition actuelle des CDD et des CDI. Le principal risque est que cette réforme soit perçue comme LA réforme du droit du travail français. Et ce serait catastrophique car cela gèlerait toute initiative de refondation du droit social.

La question qui se pose semble plutôt être : concernant le marché du travail, quelles sont les priorités ? Les dénonciations d'un droit réglementaire trop complexe, contraignant et homogène sont fréquentes. Ce droit a sans doute assez peu bridé la croissance d'une économie en rattrapage dans les décennies 1950, 1960 et 1970. Il a pu être adapté à l'absorption de certains chocs importants, comme par exemple des chocs de population active. Mais, outre que sa rigidité et sa complexité ont été augmentées depuis, il paraît davantage inhibant aujourd'hui, compte tenu des

conditions de production actuelles et des chocs que nous connaissons de nos jours. En particulier, il est sans doute peu adapté à celui constitué par l'émergence des technologies de l'information et de la communication, dont la mobilisation pleine et entière des performances productives appelle des formes de flexibilité particulières. La complexité du droit réglementaire est par ailleurs souvent évoquée comme source d'inégalités puisque, comme indiqué par Cahuc et Kramarz (2005)⁹, elle pénalise les moins bien lotis. Elle est aussi facteur d'ineffectivité de la loi que l'on ne comprend plus.

La seule réforme ambitieuse est celle qui vise à abandonner un droit du travail prioritairement d'essence réglementaire, celui dans lequel le projet de contrat unique reste enfermé. La priorité est la contraction du droit réglementaire et, simultanément, le développement du droit conventionnel, pour favoriser une flexibilité négociée, gérée par les partenaires sociaux. Ceci d'autant que la suppression du CDD ne réglerait pas, comme il est parfois dit, la question de la précarité qui serait alors appréhendée autrement. Le développement dérogatoire du droit conventionnel est la seule voie qui permet de renforcer simultanément l'efficacité économique et la fonction protectrice du droit social¹⁰.

On peut se hasarder à taxer de naïve l'idée qu'en supprimant le CDD on écarte les conséquences négatives sur le terrain de la précarité. C'est par solution de facilité et parce qu'ils font le même contresens que les promoteurs de l'idée de contrat unique que les banquiers sont réticents à prêter aux titulaires de CDD. Étant donné que ce n'est pas en soi la nature du contrat qui génère de la précarité, ils rechercheront d'autres critères pour attester d'un tel état ! Au demeurant, un banquier hésite-t-il à prêter à une star du

9. Cahuc et Kramarz (2005, p. 135) indiquent ainsi : « Nous venons de souligner que la réglementation française de la protection de l'emploi est, à plusieurs égards, particulière. Malheureusement, cette particularité est considérée par beaucoup comme une faiblesse de notre appareil réglementaire qui est excessivement complexe et difficile à appliquer. Cette complexité aboutit à un contournement systématique du droit, à l'origine de profondes inégalités de traitement qui défavorisent les moins bien lotis. Cette réglementation conduit à limiter les possibilités d'anticipation des restructurations ainsi qu'à limiter la participation des représentants de salariés ». Nous partageons pleinement ces constats, quoi qu'ils nous amènent logiquement à écarter la proposition de contrat unique, qui prolonge une approche réglementaire, pour préconiser plutôt une gestion de la réduction de la complexité par les partenaires sociaux eux-mêmes, comme indiqué plus loin.

10. Cette analyse est développée dans Barthelemy et Cette (2015).

sport professionnel dont le contrat est impérativement à durée déterminée, souvent pour une seule saison ?

Enfin, dans toutes les disciplines juridiques et dans le monde entier coexistent deux formes de contractation : l'une à temps défini et l'autre pour une durée non limitée assortie de règles de dénonciation. Pourquoi le contrat de travail serait-il le seul type de contrat à ne pas être en conformité avec cette exigence qui puise au demeurant sa force dans des principes fondamentaux du droit ? On ne peut pas procéder à des constructions qui, consciemment ou pas, reposent sur l'idée que l'économie est une science et que le droit est un instrument au service des gouvernements pour la mettre en œuvre, ceci d'autant que, ce faisant, on limite le champ du droit à la loi qui n'en est qu'une source. Le contrat est d'autant plus source de droit que la liberté contractuelle est inscrite dans l'article 4 de la Déclaration des droits de l'Homme et du citoyen annexée à la Constitution française mais aussi dans la Conv. EDH !

Références bibliographiques

- Barthélémy J., G. Cette et P.-Y. Verkindt, 2006, *Contrat de travail, sécurisation des parcours professionnels et efficacité économique*, Mimeo, Rapport au Conseil d'orientation de l'emploi, 26 décembre.
- Barthélémy J., G. Cette et P.-Y. Verkindt, 2007a, « À propos du contrat unique », *La Semaine juridique*, 6 février, 6 : 3-4.
- Barthélémy J., G. Cette et P.-Y. Verkindt, 2007b, « À propos du contrat unique » in *Le contrat de travail*, Centre d'Études de l'Emploi (éd.), La Découverte, Collection Repères, 107-118.
- Barthélémy J. et G. Cette, 2015, *Réformer le droit du travail*, Rapport pour la Fondation Terra Nova, Éditions Odile Jacob.
- Blanchard O. et J. Tirole, 2003, « Protection de l'emploi et procédures de licenciement », *Rapport du Conseil d'analyse économique*, 44.
- Cahuc P. et F. Kramarz, 2005, *De la précarité à la mobilité : Vers une Sécurité sociale professionnelle*, Rapport au ministre des Finances et de l'industrie et au ministre de l'Emploi, du travail et de la cohésion sociale, La Documentation française.
- Camdessus M., 2004, *Le sursaut – Vers une nouvelle croissance pour la France*, La Documentation française.
- Coquet B. et A. Sylvain, 2007, « L'indemnisation du chômage : éléments pour une réforme », *Sociétal*, 55.

Coquet B., 2011, *L'assurance-chômage et le marché du travail contemporain*,
Thèse de Doctorat, Université d'Aix-Marseille.

Karaquillo J.-P., 2015, *Statuts des sportifs*, Rapport remis à Thierry Braillard,
Secrétaire d'État aux Sports, le 18 février.

COMMENT LES FRANÇAIS PERÇOIVENT-ILS L'ÉGALITÉ DES CHANCES ?

Michel Forsé

CNRS, chercheur associé à l'OFCE

Maxime Parodi

OFCE, Sciences Po

Les Français croient-ils à l'égalité des chances ? L'enquête *Dynegal* a posé la question en 2013 à un échantillon représentatif de 4 000 individus et leurs réponses sont très partagées. Ce sont les classes moyennes qui se montrent un peu plus convaincues que les autres par l'idée que l'école donne à chacun sa chance et que la réussite dans la vie ne dépend pas de l'origine sociale. Ce résultat va dans le sens d'une thèse de Simmel faisant de la classe moyenne le lieu de la mobilité sociale.

L'enquête permet également de s'interroger sur le lien entre la croyance en l'égalité des chances et les attentes sociales en termes de reconnaissance des mérites et d'égalité des résultats. Comme on pouvait s'y attendre, moins on croit à l'égalité des chances, moins on défend la reconnaissance des mérites, et plus on demande d'égalité des résultats. En revanche, les Français parfaitement convaincus que tout le monde a les mêmes chances de réussir défendent non seulement la reconnaissance des mérites, mais aussi l'égalité des places. Ce résultat inattendu met en lumière, en fait, un risque inhérent à une société pensée comme totalement méritocratique : le risque de déconsidérer absolument les perdants et de ne pas leur trouver de places au sein de la société.

Mots clés : égalité des chances, classes sociales, école, mobilité sociale, mérite, perception des inégalités, justice sociale.

L'égalité des chances est un idéal de justice sociale auquel toute société libérale et démocratique adhère. Et il y a à cela de solides raisons. Rawls (1971), par exemple, montre dans sa *Théorie de la justice* que cette égalité constitue le deuxième principe de justice qui serait choisi derrière un voile d'ignorance (après celui d'égalité de liberté). Il faut d'ailleurs noter qu'il s'agit d'un principe

purement procédural, qui ne définit donc rien en substance. Il dit seulement quelle procédure doit être respectée avant d'en venir à rétribuer différenciellement des mérites différents. De ce point de vue, ce principe est donc bien au cœur du contrat social de toute société méritocratique, c'est-à-dire qui cherche à récompenser les talents, les dons, les efforts, les résultats, etc. et non ce qui est simplement le fruit de la naissance (noblesse, origine sociale ou ethnique, etc.) (Gonthier, 2007). Dans une telle société, chacun doit disposer d'une chance égale de mener à bien le projet de vie qu'il a choisi. Comme le remarque Patrick Savidan (2007), finalement « l'égalité des chances triomphe [dans nos sociétés modernes] parce qu'elle paraît nous donner l'égalité dans la liberté. » Elle fait l'objet d'un accord quasiment unanime et a de ce fait à peine besoin de textes juridiques pour la soutenir. Elle est devenue le principe revendiqué de toute politique de justice sociale.

Il s'agit certes d'un guide, d'un horizon commun dont il faut se rapprocher, néanmoins, comme on le sait, dans les faits, cette égalité est loin d'être respectée. Même si on laisse de côté les rares cas où les positions sociales sont le seul fruit de l'héritage d'un patrimoine économique conséquent, la position professionnelle, qui joue dans nos sociétés un rôle prépondérant dans l'établissement du statut social, résulte d'un diplôme ou d'une qualification conférés par un système de formation où l'égalité des chances demeure très partielle. Les diplômes s'acquièrent dans une école où les chances de réussite sont altérées par des inégalités sociales de départ (Boudon, 1973 ; Forsé, 2001). Bien sûr, il n'est pas totalement exceptionnel que des enfants issus de milieux modestes accèdent à des formations prestigieuses (cependant en France, moins aujourd'hui qu'il y a trente ans). Toutefois, les enquêtes (comme l'enquête internationale PISA) se succèdent pour montrer que les inégalités sociales affectent grandement les chances de réussite scolaire (Duru-Bellat, 2002 ; Baudelot et Establet, 2009). Les raisons en sont nombreuses et complexes (ségrégation spatiale qui reproduit une ségrégation sociale, stratégie d'évitement de certains établissements scolaires de la part des familles, stratégie de regroupements de bons élèves au sein de classes « européennes », etc. – cf. Merle, 2012) et devant ce qui apparaît comme une fatalité certains se demandent même si, au fond, cela ne traduit pas le fait que nous préférierions nous accommoder de cette inégalité (Dubet, 2014 ; Savidan, 2015).

En tous cas, face à une certaine impuissance à promouvoir fortement une égalité réelle des chances, il faudrait, pour aller vers plus de justice sociale, revoir la stratégie et, sans abandonner le principe de cette égalité, plutôt chercher à promouvoir une égalité des résultats ou, comme on le dit aussi, des places (Dubet, 2010). Autrement dit, chercher d'abord à réduire l'échelle des inégalités, notamment économiques. Les solutions proposées pour y parvenir sont particulièrement foisonnantes : depuis une fiscalité davantage redistributive (Piketty, 2013) à laquelle d'ailleurs dans sa forme progressive une majorité de Français adhère (Forsé et Parodi, 2015) jusqu'à une « démocratie de petits propriétaires » (Rawls, 2001), sans oublier bien sûr les souhaits de limiter à la source les écarts de revenu autorisés (pour Platon, dans *Les Lois*, de 1 à 4) ou, pour les marxistes, l'appropriation collective des moyens de production.

Il n'est pas question, ici, de chercher à évaluer ces solutions normatives, mais on peut remarquer que leur mise en œuvre dans un cadre démocratique suppose de savoir ce que les gens pensent de la réalité de l'égalité des chances. Est-ce, comme on le pense souvent, une croyance partagée dans tous les milieux sociaux ? Ou, au contraire, certains y croient-ils plus que d'autres ? Et si oui, quels sont-ils et qu'en déduisent-ils pour ce qui est du rapport entre cette égalité et l'égalité des places ? Une enquête (dite « Dynegal », cf. le site dynegal.org) réalisée par entretiens en face à face en 2013 par la SOFRES sur un échantillon représentatif par quota de 4 049 adultes résidant en France métropolitaine, va nous permettre d'apporter des éléments de réponses à ces interrogations.

1. L'égalité des chances, une croyance de classe moyenne ?

Une première question qui y est posée permet de se demander si les personnes interviewées ont le sentiment que la société française est purement et simplement une société de classes vouée à la reproduction sociale, ou à l'inverse une société qui donne une chance à chacun, indépendamment de son origine sociale. En fait, les Français s'avèrent assez partagés sur cette question. Invités à noter sur une échelle de 1 à 10 l'ampleur de la mobilité sociale en France, la moyenne de leurs évaluations est de 5,3. La société française ne leur apparaît ainsi ni parfaitement fluide, ni totalement immobile. Il ne s'agit toutefois que d'une moyenne et leurs réponses sont

plutôt dispersées sur l'ensemble de l'échelle (tableau 1). Il n'y a pas vraiment de consensus sur ce sujet et pourtant, point remarquable, quasiment tous les enquêtés ont exprimé une opinion à ce propos (il n'y a que 35 non-réponses pour un total de 4 049 personnes interviewées, soit moins de 1 %).

**Tableau 1. Tri à plat et moyenne de la question : « Selon vous, dans quelle mesure la réussite des gens dépend-t-elle de leur origine sociale ?
Donnez votre réponse sur une échelle allant de 1 à 10. »**

En %										
1 = « la réussite sociale est jouée d'avance et dépend seulement de l'origine sociale des gens »	2	3	4	5	6	7	8	9	10 = « les gens ont tous les mêmes chances de réussir dans la vie quelle que soit leur origine sociale »	
7 %	4 %	13 %	15 %	19 %	11 %	12 %	9 %	2 %	8 %	
Moyenne = 5,3 Écart-type = 2,4 Taux de non-réponses = 0,9 %										

Note : L'enquêteur précisait en outre le point suivant : « Je vous rappelle que sur une échelle allant de 1 à 10, la moyenne est de 5,5. La note 5 n'est donc pas une note moyenne ou neutre, elle est en dessous de la moyenne ».

Source : Enquête Dynegal, 2013.

Les Français sont également très partagés sur la question de l'égalité des chances à l'école. 51 % des enquêtés se disent ainsi d'accord avec la proposition « L'école donne la même chance de réussite à tout le monde » (16 % tout à fait et 35 % plutôt d'accord) mais 49 % déclarent être en désaccord (33 % plutôt et 16 % tout à fait en désaccord). Sans surprise, les réponses à ces deux questions sont fortement corrélées (corrélation de Pearson et rho de Spearman égaux tous deux à -0,30). Cela signifie que les Français considèrent que l'égalité des chances au sein de la société se joue pour une bonne part à l'école.

Comme on peut le constater à l'examen du tableau 2, les femmes semblent, en moyenne, croire un peu plus à l'égalité des chances dans la vie, et les hommes un peu plus à l'égalité des chances à l'école. Les écarts sont toutefois très faibles. Les différences d'âge sont un peu plus marquées. Les jeunes croient un peu plus que les autres à l'égalité des chances – à l'école et en général – tandis que les quinquagénaires y croient un peu moins.

Les différences d'opinion selon le diplôme sont plus prononcées. Ce sont les personnes ayant des diplômes « intermédiaires » – celles qui ont suivi un enseignement professionnel après le collège ou un enseignement général au lycée, jusqu'au baccalauréat ou non – qui

sont davantage convaincues que la réussite sociale dépend d'abord de soi. Inversement, les plus diplômés y croient le moins et émettent des doutes sur l'égalité des chances à l'école ! On observe à peu près le même phénomène s'agissant des catégories socioprofessionnelles. Les cadres et les professions intellectuelles pensent un peu plus que les autres qu'il y a de la reproduction sociale à l'école et en général. Les ouvriers, les employés, les artisans, les commerçants et les chefs d'entreprise pensent à l'inverse un peu plus qu'il y a tout de même de l'égalité des chances à l'école et dans la société française.

L'examen de l'origine sociale aboutit à des constats proches. Les personnes qui, à l'âge de 15 ans, avaient un père ouvrier croient un peu plus à l'égalité des chances en général (moyenne de 5,5) que celles qui, au même âge, avaient un père employé (5,3), profession intermédiaire (5,2) ou cadre (5,1). De même, ils pensent un peu plus que l'école se caractérise par l'égalité des chances : 54% d'entre eux sont d'accord pour dire que l'école donne la même chance de réussite à tout le monde, contre 51 % d'accord parmi ceux qui avaient un père employé, 47 % d'accord parmi ceux qui avaient un père profession intermédiaire et 46 % sont d'accord parmi ceux qui avaient un père cadre.

L'enquête Dynegal permettait également de juger de l'origine sociale à partir du diplôme de la mère. À nouveau, on constate que les mieux dotés sont souvent plus critiques à l'égard de l'égalité des chances à l'école et dans la société. Et, comme précédemment, ce sont plutôt les diplômés « intermédiaires » qui se montrent cléments. Les personnes qui avaient une mère diplômée de l'enseignement supérieur croient ainsi un peu moins souvent à l'égalité des chances en général (moyenne de 5,0) que celles qui avaient une mère diplômée d'un Baccalauréat (5,3), d'un BTS (5,3) ou encore d'un CAP ou un BEP (5,5). Ensuite, la tendance s'inverse : les personnes ayant une mère faiblement diplômée redeviennent un peu plus critique (moyenne de 5,3 pour les mères munies d'un CEP et de 5,2 pour celles sans diplôme).

L'égalité des chances à l'école est sujette à des fluctuations similaires de l'opinion. Seules 44 % des personnes ayant une mère diplômée du supérieur (hors BTS) jugent que l'école donne les mêmes chances à tout le monde. Cette opinion est plus fréquente chez les personnes ayant des mères moins diplômées : 50 % parmi les personnes ayant une mère dotée d'un BTS, 51 % parmi les

personnes ayant une mère bachelière, 50 % parmi les personnes ayant une mère disposant d'un CAP ou d'un BEP, 53 % parmi celles ayant une mère munie d'un CEP et, enfin, 51 % parmi celles ayant une mère sans diplôme.

Tableau 2. Tris croisés des opinions sur l'égalité des chances selon le sexe, l'âge, le diplôme, la catégorie socioprofessionnelle et le positionnement politique

En %

« Dans quelle mesure la réussite des gens dépend-t-elle de leur origine sociale ? » (Moyenne) 1 = Immobile 10 = fluidité parfaite	« L'école donne la même chance de réussite à tout le monde »						
	Tout à fait d'accord	Plutôt d'accord	Total accord	Plutôt pas d'accord	Pas d'accord du tout	Total désaccord	
Homme	5,2	16	37	53	32	15	47
Femme	5,4	16	34	50	33	17	50
18-24 ans	5,6	19	38	57	32	11	43
25-29 ans	5,3	13	35	47	36	16	53
30-49 ans	5,4	15	36	51	31	18	49
50-59 ans	5,1	12	32	44	36	20	56
60-69 ans	5,3	19	34	53	33	14	47
70 ans et +	5,3	18	39	57	31	13	43
Sans diplôme, CEP	5,1	20	32	51	32	17	49
Collège, ens. prof. sans CAP BEP	5,5	17	34	51	31	18	49
CAP, BEP	5,6	18	39	57	28	15	43
Niveau Bac	5,4	17	36	53	31	16	47
1 ^{er} cycle	5,2	15	38	53	34	13	47
2 ^e cycle et plus	5,0	9	34	43	40	18	57
Artisan, Commerçant, Chef d'entreprise.	5,6	17	39	56	29	15	44
Cadres, prof intellectuelle	5,1	7	34	41	41	18	59
Profession intermédiaire	5,2	13	34	47	34	19	53
Employé	5,6	14	38	52	31	17	48
Ouvrier	5,4	18	35	53	27	19	47
La classe supérieure, les gens aisés	5,0	7	39	46	39	15	54
La classe moyenne sup.	5,3	15	35	50	37	13	50
La classe moyenne inf.	5,4	15	38	53	32	15	47
La classe populaire ou ouvrière	5,2	16	34	50	31	18	50
Les défavorisés, les exclus	4,8	14	24	39	30	31	61
Aucune appartenance de classe	5,6	20	36	56	29	15	44
Extrême gauche (1-2)	4,4	14	22	35	41	24	65
Gauche (3-4)	4,8	11	34	44	40	16	56
Centre (5-6)	5,5	14	38	52	33	15	48
Droite (7-8)	5,8	21	41	62	26	12	38
Extrême droite (9-10)	6,1	26	37	63	18	19	37

Source : Enquête Dynegal, 2013.

L'opinion sur l'égalité des chances fluctue également selon le sentiment d'appartenance à une classe sociale. Les personnes les plus convaincues que la société française et l'école offrent une chance égale à chacun n'ont pas de sentiment d'appartenance de classe (ils accordent une note moyenne de 5,6 à la question sur l'égalité des chances). Puis viennent celles qui disent faire partie de la classe moyenne inférieure (5,4), de la classe moyenne supérieure (5,3), de la classe populaire ou ouvrière (5,2), de la classe supérieure ou aisée (5,0) et, enfin, des défavorisés et des exclus (4,8). L'idée selon laquelle nos destinées dépendent peu de notre origine sociale apparaît ici plutôt comme une opinion de classe moyenne. Elle est un peu moins prégnante parmi les catégories favorisées et défavorisées.

Dans l'ensemble, les classes moyennes apparaissent bien comme les plus optimistes sur la fluidité sociale à l'école et au sein de la société tandis que les autres catégories sont plus enclines à croire à la reproduction sociale.

Par ailleurs, comme on peut le constater également au tableau 2, les opinions sur l'égalité des chances sont fortement liées au positionnement politique. Les personnes qui ne croient pas que l'école et la société française offrent une chance (suffisamment) égale à chacun se positionnent plus souvent à gauche de l'échelle politique et les personnes qui, au contraire, jugent que la société et l'école réussissent à donner à chacun une chance (à peu près) égale se placent plutôt à droite. Nous y reviendrons.

2. Une hypothèse simmelienne

Pour l'heure, si l'on suit Georg Simmel, il n'est pas si surprenant que l'égalité des chances soit d'abord une croyance de la classe moyenne puisque celle-ci est précisément le lieu de la mobilité sociale. C'est là, pour l'essentiel, que la mobilité s'observe et s'expérimente. Et, inversement, dans une société de type aristocratique, il n'y a que des classes quasiment étanches les unes aux autres et les destins s'écrivent en fonction de l'origine sociale : « En effet, comme la société ne contient qu'un petit nombre de conditions tranchées, chacun, au moins en règle générale, est naturellement dressé en vue du cercle particulier dans lequel il doit entrer. Car comme ces cercles sont assez vastes et n'exigent de leurs membres

que des qualités assez générales, l'hérédité, l'éducation, l'exemple suffisent à y adapter par avance les individus. Il se produit ainsi une harmonie préétablie entre les qualités individuelles et les conditions sociales. » (Simmel, 1896-1897, p. 103).

L'apparition d'une classe moyenne introduit de fait un changement radical : « Une société de ce genre a pour caractère distinctif la *continuité*. Elle n'implique, en effet, ni une égalité absolue entre les individus, ni la division du groupe en deux parties radicalement hétérogènes, l'une supérieure et l'autre inférieure. La classe moyenne apporte avec elle un élément sociologique entièrement nouveau. Ce n'est pas seulement une troisième classe ajoutée aux deux autres et qui n'en diffère qu'en degrés, comme elles diffèrent elles-mêmes l'une de l'autre. Ce qu'elle a de vraiment original, c'est qu'elle fait de continuel échanges avec les deux autres classes et que ces fluctuations perpétuelles effacent les frontières et les remplacent par des transitions parfaitement continues. Car ce qui fait la vraie continuité de la vie collective, ce n'est pas que les degrés de l'échelle sociale soient peu distants les uns des autres – ce qui serait encore de la discontinuité –, c'est que les individus puissent circuler du haut en bas de cette échelle. » (Simmel, *ibid.*, p. 102).

Dans cette perspective, on s'attend à ce que les classes moyennes observent plus de mobilité sociale que les catégories favorisées et défavorisées. Or c'est bien ainsi qu'elles voient leur société et leur école. De leur côté, les personnes qui se rangent au sein de la classe supérieure ou des gens aisés pensent plus souvent que les inégalités sont inévitables. Ainsi, 66 % d'entre elles jugent que « des inégalités de revenu sont inévitables pour qu'une économie soit prospère ». Par comparaison, 57 % des Français pensent de même. De plus, comme on peut le voir au tableau 3, les personnes qui se sentent appartenir à la classe supérieure jugent également plus souvent qu'il est inévitable que nous n'ayons pas tous les mêmes possibilités de faire des études longues (en raison de différences de richesse des parents) et, sinon, elles ont tendance à relativiser le caractère injuste de la situation. Bref, la reproduction de la classe supérieure est, selon elles, plus ou moins dans l'ordre des choses, non pas tant comme une revendication de droit (qui serait trop antidémocratique), mais plus probablement comme une expérience de fait, tirée de leur propre cas ou de ce qu'elles ont observé autour d'elles.

Du côté des plus défavorisés, la même leçon est tirée sur l'égalité des chances à partir, cette fois, de l'autre bout de l'échelle. Et ceci change évidemment tout puisqu'ils ne se satisfont pas de cet ordre des choses. Ainsi, seuls 45 % d'entre eux jugent que « des inégalités de revenu sont inévitables pour qu'une économie soit prospère » (contre 57 % pour l'ensemble des Français). Ils n'acceptent pas la situation comme une fatalité et dénoncent au contraire l'injustice. En particulier, comme on peut le voir au tableau 3 à propos d'un scénario portant sur l'égalité des chances, ils jugent injustes que les deux bacheliers n'aient pas les mêmes chances de mener des études longues.

Tableau 3. Appréciation des différences liées à la possibilité de faire des études longues selon le sentiment d'appartenance de classe

En %

« Pierre et Paul souhaitent faire des études longues et travailler dans le domaine de la santé. Ils ont passé le même baccalauréat et ont obtenu le même résultat. La famille de Pierre ne pouvait pas lui payer des études longues, il obtient un BTS et travaille actuellement comme opticien salarié dans une boutique. La famille de Paul était plus aisée et a pu lui payer des études longues. Il est à présent chirurgien dans un hôpital. Diriez-vous... »

Ils n'ont pas eu les mêmes chances...	mais c'est inévitable.	mais l'essentiel est que chacun ait un emploi.	mais après tout si chacun fait un métier dans le domaine qu'il souhaitait, ce n'est pas tellement injuste.	et leur différence de situation professionnelle est de ce fait vraiment injuste.
La classe supérieure, les gens aisés	26,3	7,9	39,5	26,3
La classe moyenne supérieure	12,3	22,4	28,4	36,9
La classe moyenne inférieure	13,9	26,2	25,0	34,9
La classe populaire ou ouvrière	14,6	26,9	23,4	35,2
Les défavorisés ou les exclus	9,0	22,1	24,1	44,8
Aucune appartenance de classe	13,2	29,1	29,8	27,9
<i>Ensemble</i>	13,7	25,6	25,5	35,2

Source : Enquête Dynegal, 2013.

Toutefois, il faut préciser que, très majoritairement, les Français se sentent appartenir plutôt à la classe moyenne (17 % dans la partie supérieure et, surtout, 40 % dans la partie inférieure) ou encore à la classe populaire (30 %). Les autres catégories sont rarement choisies : 1 % se placent spontanément dans la classe supérieure, 4 % se rangent parmi les défavorisés ou les exclus, tandis que 7 % n'ont pas de sentiment d'appartenance de classe. Autrement dit, les inflexions que nous avons repérées aux deux extrémités de l'échelle sociale concernent peu de monde.

Par ailleurs, le sentiment d'appartenir à la classe supérieure est vraisemblablement surdéterminé : il faut avoir la bonne position sociale, le bon diplôme, le bon revenu, venir d'un milieu favorisé, etc. Une telle accumulation d'avantages ne peut que nourrir le sentiment que les dés étaient pipés.

Si l'on examine maintenant la même question non plus en fonction du sentiment d'appartenance de classe, mais selon le diplôme, on n'observe pas la même inflexion du côté des plus diplômés (mais les 2^e et 3^e cycles étant rangés dans une même catégorie, celle-ci rassemble 20 % de l'échantillon, la plupart ne se sentant nullement appartenir à la classe supérieure). Comme le montre le tableau 4, les personnes peu diplômées jugent surtout important que chacun ait un emploi, quel que soit le métier finalement exercé, tandis que les personnes ayant un 2^e cycle universitaire ou plus estiment avant tout que les différences entre les deux étudiants sont injustes. Il apparaît ainsi que, pour les personnes les moins bien dotées en termes de diplôme, la crainte du chômage domine, tandis que pour les mieux dotées, l'autonomie, c'est-à-dire la possibilité de choisir son métier est le facteur le plus important.

Tableau 4. Appréciation des différences liées à la possibilité de faire des études longues selon le niveau de diplôme

En %

« Pierre et Paul souhaitent faire des études longues et travailler dans le domaine de la santé. Ils ont passé le même baccalauréat et ont obtenu le même résultat. La famille de Pierre ne pouvait pas lui payer des études longues, il obtient un BTS et travaille actuellement comme opticien salarié dans une boutique. La famille de Paul était plus aisée et a pu lui payer des études longues. Il est à présent chirurgien dans un hôpital. Diriez-vous... »

Ils n'ont pas eu les mêmes chances...	mais c'est inévitable.	mais l'essentiel est que chacun ait un emploi.	mais après tout si chacun fait un métier dans le domaine qu'il souhaitait, ce n'est pas tellement injuste.	et leur différence de situation professionnelle est de ce fait vraiment injuste.
Sans diplôme, CEP	14	31	23	32
Collège, ens. prof. sans CAP BEP	15	31	24	30
CAP, BEP	13	28	26	33
Niveau Bac	17	21	24	38
1 ^{er} cycle	13	22	27	38
2 ^e cycle et plus	12	19	28	40
Ensemble	14	26	26	35

Source : Enquête Dynegal, 2013.

Cette différence est largement confirmée à l'aide d'un autre scénario proposé dans le questionnaire (tableau 5). Il s'agissait cette fois de savoir si le fait d'exercer le métier de son choix pouvait justifier d'accepter d'être mal payé. Dans l'ensemble, les trois quarts des enquêtés acceptent l'idée de renoncer à certains avantages matériels pour pouvoir exercer un métier qui plaît. Néanmoins, cette idée est défendue surtout par ceux qui ont suivi des études longues car ils valorisent particulièrement l'autonomie, c'est-à-dire ici la liberté de choisir son métier. Pour les personnes peu diplômées, en revanche, la crainte ou l'expérience du chômage les conduit à valoriser l'emploi en tant que tel, indépendamment du métier : l'emploi remplit d'abord un objectif alimentaire et statutaire, avant de satisfaire éventuellement une vocation. On retrouve ici les conclusions de Christian Baudelot et Michel Gollac dans *Travailler pour être heureux ?* (2003).

Tableau 5. Appréciation des vocations mal payées selon le niveau de diplôme

En %

« Dominique exerce un métier qui est assez mal payé mais qui lui procure de grandes satisfactions personnelles. Dominique dit l'accepter, ayant fait le choix de ce métier en toute connaissance de cause. Que pensez-vous de ce choix ? »

	<i>Vous le comprenez, on peut renoncer à certains avantages matériels si on a un travail qui vous plaît.</i>	<i>Vous avez du mal à le comprendre : avoir un travail intéressant ne doit pas empêcher de vouloir être bien payé.</i>
Sans diplôme, CEP	66	34
Collège, ens. professionnelle sans CAP ou BEP	70	30
CAP, BEP	72	28
Niveau Bac	76	24
1 ^{er} cycle	81	19
2 ^e cycle et plus	81	19
Ensemble	74	26

Source : Enquête Dynegal, 2013.

Mais ceci a aussi des conséquences sur la perception de l'inégalité des chances. Comme leurs possibilités de choisir sont plus limitées, les personnes peu diplômées en déduisent plus souvent que la société est une société de classes relativement étanches. Vraisemblablement, leurs exigences en matière d'égalité des chances sont pour cette raison plus modestes : elles veulent surtout une chance de s'insérer professionnellement, et elles dénoncent essentiellement cette inégalité-là, mais, ce faisant, elles se montrent

moins critiques face à l'inégalité des chances en elle-même, celle qui conduit les enfants de familles modestes à ne pas s'orienter professionnellement vers les carrières les plus prestigieuses, rémunératrices ou simplement qu'ils n'ont pas osé souhaiter. En d'autres termes, l'ordre social n'est pas remis en cause dans ce qu'il peut avoir d'« aristocratique ». Le fait que chacun n'ait pas accès à tout l'éventail des possibilités professionnelles en raison de son origine sociale semble plus inévitable qu'injuste.

À l'inverse, pour ceux qui ont fait des études longues, le diplôme se doit d'être le sésame qui ouvre aux carrières choisies, et l'origine sociale ne doit plus jouer de rôle. Ils se font ainsi une haute idée de l'égalité des chances, qui doit assurer la plus grande liberté réelle de choix. Constatant tout le chemin qu'il faut parcourir pour obtenir les meilleurs diplômes, ils se rendent compte que l'idéal consistant à donner une chance égale à chacun est un idéal ambitieux, et loin d'être accompli. C'est pourquoi ils sont plus sévères dans leur évaluation de l'égalité des chances à l'école et, plus largement, au sein de la société.

3. Égalité des chances et égalité des places

Comme nous l'avons vu, l'opinion sur l'égalité des chances est également fortement liée au positionnement politique. Il ne faut d'ailleurs probablement pas débattre d'un sens de la causalité. Il fait partie de l'identité de gauche de dénoncer la reproduction sociale, et de l'identité de droite de renvoyer chacun à ses responsabilités en supposant que chacun a sa chance de réussir.

On s'attend à ce que l'opinion sur l'égalité des chances joue sur l'importance accordée au mérite mais, en revanche, qu'elle demeure relativement neutre quant à l'importance de l'égalité des résultats. En effet, le mérite et l'égalité sont des principes de justice orthogonaux : le premier définit la manière dont les places doivent être distribuées entre les individus, le second joue sur l'ampleur des écarts entre les différentes places. Aussi n'y-a-t-il pas nécessairement d'antagonisme entre l'importance que l'on confère au mérite et celle que l'on accorde à l'égalité (Forsé et Parodi, 2009). La plupart des individus défendent d'ailleurs les deux principes, souhaitant à la fois que les places de chacun soient méritées et que les inégalités entre ces places soient limitées. Cependant, chacun

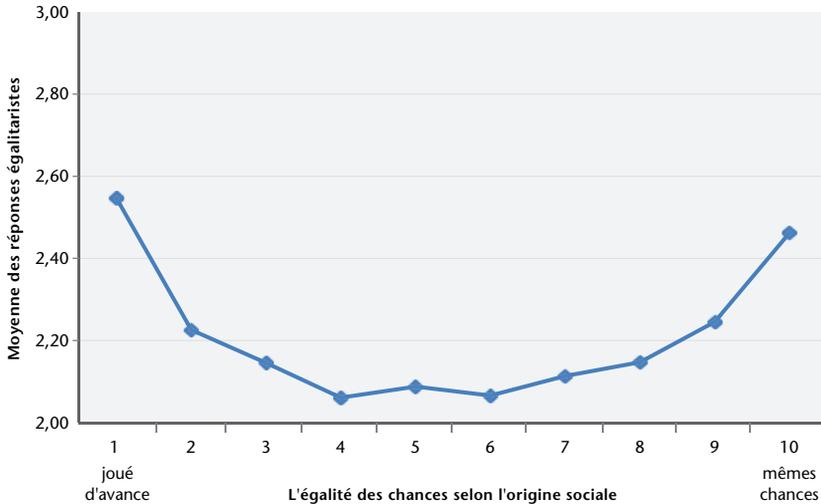
apprécie assez différemment l'écart qu'il faut accorder entre deux places pour une différence de mérite donnée (Forsé et Parodi, 2007). C'est pourquoi le lien entre égalité des chances et égalité des places est au fond assez lâche.

Par contre, l'opinion sur l'égalité des chances a des implications sur la manière de distribuer les places et, donc, sur l'importance qu'il faut accorder au mérite. L'égalité des chances est tout simplement la condition de possibilité du mérite. C'est la procédure qu'il faut respecter pour qu'une rétribution de ce mérite fasse éventuellement sens. En effet, si tout est joué d'avance, alors il n'y a aucun mérite. Ou, en termes guerriers : à vaincre sans péril, on triomphe sans gloire.

Empiriquement, on retrouve bien ce lien entre égalité des chances et mérite. Ainsi, parmi ceux qui pensent (plutôt ou tout à fait) que « des différences de revenus sont acceptables lorsqu'elles rémunèrent des mérites différents », 53% sont (plutôt ou tout à fait) d'accord avec l'opinion selon laquelle « l'école donne les mêmes chances de réussite à tout le monde ». Et ils ne sont que 40% à être d'accord avec cette dernière affirmation lorsqu'ils pensent que les différences de revenus ne sont pas acceptables. Les réponses aux deux questions sont corrélées ($\gamma = 0,17$, ρ de Spearman = $0,13$). Les réponses à la question sur le mérite et à celle sur l'égalité des chances selon l'origine sociale (et non plus seulement à l'école) sont également corrélées dans le sens attendu ($\gamma = -0,08$, ρ de Spearman = $-0,07$).

Le lien entre l'égalité des chances et l'égalité des résultats est en revanche un peu plus complexe. Comme on pouvait s'y attendre, il n'y a pas de relation linéaire entre ces deux formes d'égalité, mais il apparaît néanmoins une relation quadratique entre les deux. Ce n'est pas parce que l'on croit à l'égalité des résultats que l'on croit à l'égalité des chances, et inversement. En revanche, ceux qui prônent l'égalité des résultats sont aussi ceux qui ont les opinions les plus radicales concernant l'égalité des chances. Le graphique 1 montre la relation entre l'égalité des chances selon l'origine sociale et les réponses à la question sur l'égalitarisme (évalué par le degré d'accord avec la proposition « Les revenus devraient être égaux en France. Il ne devrait y avoir aucune différence de revenus »). Les tests statistiques confirment largement le caractère quadratique de la relation ($F = 83$, $p < 1\%$) sans composante linéaire notable ($F = 0,1$, non significatif).

Graphique 1. Les opinions égalitaristes selon la croyance en l'égalité des chances



Note : l'égalitarisme est mesuré à partir de la question « Les revenus devraient être égaux en France, il ne devrait y avoir aucune différence. Etes-vous d'accord ou non ? ». Les individus tout à fait d'accord choisissent une note de 4 sur l'échelle d'égalitarisme, les individus pas du tout d'accord une note de 1.

Source : Enquête Dynegal, 2013, calculs des auteurs.

On obtient un graphique similaire en remplaçant l'égalitarisme par l'interventionnisme (qui correspond aux réponses à la question « En France, l'État intervient en matière économique. Selon vous, comment devrait-il intervenir dans ce domaine ? 1 = l'État devrait beaucoup moins intervenir en matière économique, 10 = l'État devrait beaucoup plus intervenir en matière économique »). Il n'y a pas non plus de composante linéaire ($F = 2,1$ non significatif), mais une forte composante quadratique ($F = 335$, $p < 1\%$). Ce sont les opinions extrêmes sur l'égalité des chances qui défendent l'interventionnisme.

Dans la mesure où l'échelle politique est corrélée à l'opinion sur l'égalité des chances sociales, on s'attend à ce que le lien entre positionnement politique et égalitarisme ou celui entre positionnement politique et interventionnisme soit également quadratique. C'est effectivement le cas, mais le phénomène n'est pas aussi prononcé et il apparaît une composante linéaire car l'extrême gauche est tout de même plus égalitariste et interventionniste que l'extrême droite¹.

Pour avancer des éléments d'explication, nous avons constitué trois groupes d'opinion sur l'égalité des chances sociales. Le groupe

de ceux qui considèrent que quasiment tout est joué d'avance (réponses 1 et 2). Le groupe de ceux qui tiennent une position modérée sur ce point (réponses 3 à 8). Et, enfin, le groupe de ceux qui estiment que nous avons quasiment tous les mêmes chances de réussir socialement (réponses 9 et 10). Dans cette configuration, la position modérée représente 78 % de l'échantillon et les positions radicales 11% chacune. Nous essayerons de comprendre la spécificité d'une position radicale sur la question de l'égalité des chances.

Remarquons d'emblée que les trois groupes n'ont pas la même exigence en matière d'égalité des chances. Le scénario où Pierre et Paul n'ont pas les mêmes possibilités de poursuivre des études longues l'éclaire bien (tableau 6). Ceux qui déclarent que tout est joué d'avance se montrent les plus exigeants. Chez eux, le sentiment d'injustice domine nettement : rien ne vient atténuer le fait que Pierre n'ait pas eu la chance de faire des études aussi longues que Paul. Chez les modérés, le sentiment d'injustice domine encore, mais certains se consolent en pensant que Pierre est quand même satisfait du métier qu'il fait. Enfin, ceux qui estiment que nous avons tous les mêmes chances se montrent les moins exigeants. Pour eux, l'essentiel est que chacun ait un emploi. Cette relation entre l'égalité des chances et la notion même de chance est somme toute assez logique : plus on a une haute idée de ce que doit être une « chance » de réussir, moins on est convaincu que cette chance est bien partagée au sein de la société. Si vous estimez qu'avoir sa chance, c'est de pouvoir mener des études longues, alors vous jugerez la société très inégalitaire quant à cet aspect-là. Et, inversement, si vous estimez qu'avoir sa chance consiste simplement à pouvoir trouver un emploi, alors vous jugerez la société nettement moins inégalitaire en termes de chances de réussite sociale.

Ceci dit, les différences d'opinion entre les trois groupes ne découlent pas simplement d'une notion différente de ce qu'est une chance de réussir socialement. Il s'agit de comprendre la relation entre les opinions sur l'égalité des chances et celles sur l'égalitarisme et l'interventionnisme. En raison du graphique 1, on s'attend

1. La composante linéaire du lien entre position politique et égalitarisme renvoie un F de Fisher de 67 ($p < 1\%$), et la composante quadratique un F de Fisher de 36 ($p < 1\%$). La composante linéaire du lien entre position politique et interventionnisme renvoie un F de Fisher de 52 ($p < 1\%$), et la composante quadratique un F de Fisher de 33 ($p < 1\%$).

à ce que le groupe des « joué d'avance » et celui des « on a tous une chance » soient plus égalitaristes et interventionnistes que les modérés. C'est effectivement le cas. 46 % des premiers et 43 % des seconds se disent tout à fait ou plutôt d'accord avec la proposition « les revenus devraient être égaux en France. Il ne devrait y avoir aucune différence ». Les modérés ne sont que 30 % à être d'accord. De même, à la question « En France, l'État intervient en matière économique. Selon vous, comment devrait-il intervenir en ce domaine ? Répondez sur une échelle allant de 1 (l'État devrait beaucoup moins intervenir en matière économique) à 10 (l'État devrait beaucoup plus intervenir en matière économique) », ceux qui pensent que c'est joué d'avance et ceux qui pensent qu'on a tous une chance répondent à, respectivement, 37 % et 40 % par un 9 ou un 10. Les modérés ne répondent 9 ou 10 que dans 18 % des cas.

Tableau 6. Appréciation des différences liées à la possibilité de faire des études longues selon l'opinion sur l'égalité des chances de réussite sociale

En %

<i>Pierre et Paul n'ont pas eu les mêmes chances...</i>	<i>L'égalité des chances de réussite sociale est...</i>		
	<i>jouée d'avance (1-2)</i>	<i>modérée (3-8)</i>	<i>complète (9-10)</i>
— mais c'est inévitable	14	14	13
— mais l'essentiel est que chacun ait un emploi	23	25	33
— mais après tout si chacun fait un métier dans le domaine qu'il souhaitait, ce n'est pas tellement injuste	16	27	27
— et leur différence de situation professionnelle est de ce fait vraiment injuste.	46	35	27
Total	100	100	100

Source : Enquête Dynegal, 2013.

Considérons tout d'abord le groupe convaincu que tout est joué d'avance. Si c'est le cas, nul ne mérite sa place et l'inégalité des places est donc difficilement justifiable – sauf à revendiquer un autre critère de justice que le mérite, par exemple le besoin, mais ces autres critères pèsent en réalité assez peu sur ce débat qui est largement focalisé autour du mérite. Aussi, même s'il n'y a pas de lien clair entre égalité des chances et égalité des places, ici la radicalité des opinions sur l'égalité des chances conduit à défendre l'égalité des places. En effet, si on ne sait pas à combien d'inégalité des places doit correspondre une différence donnée de mérite, par

contre on sait que zéro différence de mérite doit correspondre à zéro inégalité de places. La position égalitariste est donc assez logique chez ces radicaux. Et sur le plan économique, comme on peut le constater empiriquement, cette position se traduit par la défiance à l'égard de la concurrence économique et l'appel à une plus forte intervention de l'État.

Les individus estimant que nous avons tous une chance égale de réussir socialement tiennent, pour leur part, un discours un peu plus surprenant. Pourquoi sont-ils plus égalitaristes et interventionnistes que la grande majorité des Français ? On aurait pu penser que, pour eux, les différences entre méritants et non-méritants seraient très importantes et, donc, qu'elles justifieraient des inégalités fortes entre les places. Leur adhésion apparente à l'égalitarisme est donc surprenante. Mais, comme nous allons le voir, l'égalitarisme qu'ils prônent est, si l'on peut employer cet oxymoron, un égalitarisme électif : les revenus devraient être égaux, certes, mais uniquement entre personnes « méritantes ».

Plusieurs questions permettent dans l'enquête de vérifier cette hypothèse. Tout d'abord, une question sur la redistribution des richesses montre que seul le groupe des « joué d'avance » y est particulièrement favorable. Sur une échelle de 1 (= il ne faut pas du tout redistribuer les richesses) à 10 (= il faut redistribuer toutes les richesses de façon complètement égalitaire), ceux-ci accordent en moyenne un score de 7,2 tandis que les « modérés » et les « on a tous une chance » accordent tous deux un score moyen de 6,1. Une autre question portait sur l'échelle souhaitable entre les bas et les hauts revenus (après impôt) et les enquêtés devaient choisir entre « aucune différence de revenu », « 1 à 4 », « 1 à 10 », « 1 à 20 », « 1 à 50 », « 1 à 100 » et « pas de limite, car le rôle de l'État n'est pas de redistribuer ». Or, on se rend compte que ceux qui croient à une totale égalité des chances sont largement plus favorables à des écarts de revenus importants, en particulier des écarts allant de 1 à 100 (15 % choisissent cette option alors que dans les autres groupes, seuls 2 % la retiennent).

Le groupe des « on a tous une chance » est-il inconséquent ? Car il n'est manifestement pas égalitariste, du moins, pas avec tout le monde. Comme le montre le tableau 7, ils sont nettement plus nombreux dans ce groupe à considérer que la pauvreté s'explique par la paresse ou la mauvaise volonté. Relativement aux autres

groupes, ils ont plus tendance à accuser l'individu de son état de pauvreté que de reprocher à la société son injustice. Par ailleurs, interrogés au sujet du RSA, 62 % d'entre eux pensent que « cela n'incite pas assez les gens à chercher du travail ». À l'inverse, ceux qui pensent que c'est « joué d'avance » disent à 53 % que « cela donne le coup de pouce qui peut aider à s'en sortir ». Et c'est également l'opinion majoritaire (51 %) des « modérés ».

Tableau 7. Raisons de la pauvreté selon l'opinion sur l'égalité des chances de réussite sociale

En %	L'égalité des chances de réussite sociale est...			
	Raisons de la pauvreté	jouée d'avance (1-2)	modérée (3-8)	complète (9-10)
	C'est parce qu'ils n'ont pas eu de chance	10	9	8
	C'est par paresse ou mauvaise volonté	8	13	25
	C'est parce qu'il y a trop d'injustice dans notre société	56	44	36
	C'est inévitable avec l'évolution du monde moderne	25	35	31
	Total	100	100	100

Source : Enquête Dynegal, 2013.

En outre, les non-méritants sont perçus comme ne faisant pas partie de la « communauté », qui s'apparente ici à la nation. Les opinions sur les immigrés le font clairement ressortir. Tout d'abord, les individus qui pensent que l'on a tous une chance de réussir considèrent plus que les deux autres groupes que « les immigrés prennent le travail des gens nés en France »² ou encore que « les immigrés sont une charge pour la sécurité sociale du pays »³. Plus encore, ils pensent que les immigrés sont une menace pour la culture française⁴, comme si la France était une petite communauté très homogène, menacée par des éléments hétérogènes extérieurs.

2. Sur une échelle de 1 (= les immigrés ne prennent pas le travail des gens nés en France) à 10 (= les immigrés prennent...), le score moyen de ce groupe vaut 4,8 tandis que les « joué d'avance » ont un score moyen de 4,2 et les modérés un score de 4,1.

3. Sur une échelle de 1 (= les immigrés ne sont pas une charge pour la sécurité sociale d'un pays) à 10 (= les immigrés sont une charge...), le score moyen de ce groupe vaut 6,6 tandis que les « joué d'avance » ont un score moyen de 6,1 et les modérés un score de 5,9.

4. Sur une échelle de 1 (= la culture de la France peut être menacée par les immigrés) à 10 (= la culture de la France peut être enrichie par les immigrés), le score moyen de ce groupe vaut 5,1 tandis que les « joué d'avance » ont un score moyen de 6,1 et les modérés un score de 5,8.

Au final, l'opinion des individus convaincus qu'il y a une très forte égalité des chances de réussite sociale semble suivre la logique suivante. Tout d'abord, chacun a sa chance car, à leurs yeux, il suffit presque d'avoir un emploi pour parler de réussite. L'évaluation de l'égalité des chances est ici peu liée à l'accès aux places au sein d'une hiérarchie sociale – à la grande différence de ceux qui pensent que « tout est joué d'avance ». Elle est au contraire liée à l'intégration économique des individus. Ensuite, puisque chacun avait une chance d'être intégré économiquement, la pauvreté est d'abord le lot des paresseux et des personnes de mauvaise volonté, les non-méritants. De même, lorsque l'on pense que les « perdants » ont eu leur chance, il est plus facile d'être sévère et de leur reprocher. C'est pourquoi les aides sociales ne semblent pas complètement légitimes à leurs yeux.

Mais alors, pourquoi sont-ils égalitaristes et interventionnistes ? En tous cas, ils ne le sont pas au sens usuel. En effet, ils jugent positivement la concurrence économique et ne se soucie guère de redistribuer les richesses. Ils déclarent néanmoins que « les revenus devraient être égaux en France » parce que tous ceux qui sont intégrés économiquement, tous ceux qui font des efforts et de bonne volonté, devraient gagner à peu près la même chose. En revanche, il n'y a aucune solidarité à attendre de leur part à l'égard des non-méritants et, également, des immigrés. Là, les inégalités peuvent être importantes. Enfin, l'État doit intervenir pour protéger les emplois des méritants et séparer le bon grain de l'ivraie, le méritant et le non-méritant, le Français et l'immigré.

Soutenir qu'il y a une complète égalité des chances de réussite sociale en France n'est donc pas anodin. Il faut d'un côté être aveugle à la hiérarchie sociale et de l'autre être obnubilé par la distinction entre les méritants et les non-méritants et, parce qu'à leurs yeux cela n'est pas sans rapport, par la distinction entre les Français et les immigrés.

4. Conclusion

La croyance en l'effectivité de l'égalité des chances n'est pas consensuelle. Elle est plutôt le fait des classes moyennes. De plus, s'agissant du rôle de l'école, les Français sont quasiment aussi nombreux à penser qu'elle donne des chances de réussite égales à

chacun qu'à endosser le jugement inverse. De même, pour ce qui est de l'effet de l'origine sociale sur les destinées, il y a autant de personnes sondées pour juger que tout est joué d'avance que pour affirmer le contraire, même si une large majorité considère plutôt que l'on se situe quelque part entre ces deux extrêmes.

Très logiquement, ceux qui disent que tout est joué d'avance penchent en faveur de davantage d'égalité des places. Mais, de manière plus surprenante, cet égalitarisme est aussi soutenu par ceux qui affirment que chacun a la même chance. Ici, donc, une forte croyance en l'égalité des chances se conjugue avec l'idéal de l'égalité des places.

Néanmoins cet égalitarisme ne vise pas l'universalité. Il s'opérationnalise en distinguant les « méritants » des « non-méritants ». Distinction d'autant plus redoutable que ces derniers sont censés avoir eu les mêmes chances de réussite que les autres. Cet état de fait supposé autorise une forte sévérité à l'égard de ceux qui n'ont en quelque sorte plus d'excuse à faire valoir. Une plus grande égalité de résultats (en l'occurrence, dans l'enquête étudiée ici, de revenus) n'est revendiquée ensuite qu'entre « méritants ».

Ceci pourrait correspondre à l'idée d'une sorte d'effet pervers de l'égalité des chances. Si elle devait être totale, chacun serait pleinement responsable de ses réussites ou de ses échecs, sans pouvoir en rendre responsable le « système », scolaire ou social. Il ne devrait plus qu'à lui-même sa destinée. Il serait, pourrait-on dire, son propre entrepreneur. Plus encore, si les chances de réussir sont égales, les inégalités sociales observées ne sont plus que le fait des individus et de leur libre arbitre. Elles apparaissent alors légitimes et justes. A l'intérieur de la hiérarchie sociale, les frontières entre les perdants et les gagnants, à ce jeu de la réussite, deviennent des frontières morales. Car, comme le dénonce François Dubet (2010, p. 82) : « pour que les premiers méritent leur succès et en jouissent pleinement, il faut que les seconds méritent leur échec et en subissent le poids. Plus on promeut l'égalité des chances, plus on 'blâme les victimes' responsables de leur propre malheur (Ryan, 1976). On accuse les pauvres et autres 'ratés' d'être responsables de leur sort. Quand cet échec ne peut plus être imputé ni aux discriminations ni à la nature – maladies ou handicaps physiques –, il doit être attribué aux individus eux-mêmes. » C'est très exactement ce mode de pensée que l'on retrouve dans notre enquête. Une forte

croyance en la réalité de l'égalité des chances, au-delà d'une revendication de plus grande égalité entre gagnants, se traduit par une extrême sévérité à l'égard des perdants.

Ce raisonnement n'est cependant « juste » qu'en apparence, même en restant dans le cadre d'une théorie libérale de la justice sociale, et c'est précisément pourquoi Rawls (1971) le critique fortement. Si la mise en œuvre du principe de mérite ne vaut effectivement que sous condition d'égalité des chances, on ne peut s'arrêter là pour se donner un concept cohérent de justice ; d'où la distinction que Rawls opère entre « société démocratique » et « société méritocratique ». Tandis que cette dernière ne veut pas voir au-delà de la garantie de quelques besoins de base et de la reconnaissance du mérite, la première est autrement plus exigeante et entend donner sa pleine mesure à l'idée d'égalité de liberté, au sens ici d'égalité de dignité de chacun. Il ne suffit plus de dire aux défavorisés qu'ils ont mérité leur sort. À l'inverse, ainsi que Rawls (1971, § 17, p. 92) l'écrit, « il faut chercher à donner aux plus défavorisés l'assurance de leur propre valeur et [...] ceci limite forcément les formes de hiérarchie et les degrés d'inégalités que la justice autorise ». Dans ces conditions, la réduction des inégalités réelles s'impose comme une priorité.

Références

- Baudelot C., M. Gollac, et al., 2003, *Travailler pour être heureux. Le bonheur et le travail en France*, Paris, Fayard.
- Baudelot Ch. et R. Establet, 2009, *L'élitisme républicain*, Paris, Le Seuil.
- Boudon R., 1973, *L'inégalité des chances. La mobilité sociale dans les sociétés industrielles*, Paris, Armand Colin.
- Dubet F., 2010, *Les places et les chances, Repenser la justice sociale*, Paris, Le Seuil.
- Dubet F., 2014, *La préférence pour l'inégalité. Comprendre la crise des solidarités*, Paris, Le Seuil.
- Duru-Bellat M., 2002, *Les inégalités sociales à l'école. Genèse et mythes*, Paris, PUF.
- Forsé M., 2001, « L'évolution des inégalités des chances sociales et scolaires en France au cours des quinze dernières années », in Boudon R., Bulle N. et Cherkaoui M. (sous la dir. de), *École et Société. Les paradoxes de la démocratie*, Paris, PUF, coll. Sociologies, p. 171-186.

- Forsé M., Parodi M., 2009, « Mérite et égalité », in Duru-Bellat M. et Meuret D. (sous la dir. de), *Les sentiments de justice à et sur l'école*, Bruxelles, Editions De Boeck Université, p. 85-101.
- Forsé M., Parodi M., 2007, « Perception des inégalités économiques et sentiments de justice sociale », *Revue de l'OFCE*, Presses de Sciences Po, 102 : 483-540.
- Forsé M., Parodi M., 2015, « Les Français et la justice fiscale », *La Revue de l'OFCE*, 137 : 97-132.
- Gonthier, F., 2007, « L'égalité méritocratique des chances : entre abstraction démocratique et réalisme sociologique », *L'Année Sociologique*, 57(1) ; 151-176.
- Merle P., 2012, *La ségrégation scolaire*, Paris, La Découverte.
- Piketty T., 2013, *Le capital au XXI^e siècle*, Paris, Le Seuil.
- Rawls J., 1971, *A Theory of Justice*, Cambridge, MA, Harvard University Press.
- Rawls J., 2001, *Justice as Fairness. A Restatement*, Cambridge, MA, Harvard University Press.
- Ryan W., 1976, *Blaming the Victim*, New York, Vintage Book.
- Savidan P., 2007, *Repenser l'égalité des chances*, Paris, Grasset.
- Savidan P., 2015, *Voulons-nous vraiment l'égalité ?*, Paris, Albin Michel.
- Simmel G., 1896-1897, Comment les formes sociales se maintiennent, *L'Année Sociologique*, Vol. 1, Paris, Félix Alcan, p. 71-109, (<http://canoe.ens.fr/~ebrian/s1h-dhsrb/1898-simmel-bougle.pdf>).

BÉNÉFICES DE LA DIVERSIFICATION INTERNATIONALE DES PORTEFEUILLES

UNE MODÉLISATION DCC-MVGARCH

Montassar Zayati

Maître-assistant en économétrie, ISAE, Gafsa, Tunisie

Améni Sallemi Chaabene

Docteur en finance, Université de Sfax, Tunisie

Makram Bellalah

Maître de conférences CRIISEA, UPJV Amiens

Dans cet article, nous mesurons l'effet de l'intégration financière sur les gains liés à la diversification internationale des portefeuilles. Notre analyse des gains porte sur neuf marchés financiers, qui représentent plus de 70 % de la capitalisation boursière mondiale. Deux principaux résultats émergent de notre analyse. D'une part, l'extension asymétrique du modèle GARCH multivarié, avec corrélation conditionnelle dynamique, confirme que les gains sont statistiquement et économiquement significatifs pour tous les pays de l'échantillon, qu'ils varient significativement dans le temps et l'espace, et en fonction des marchés. D'autre part, l'accroissement de la volatilité sur les marchés s'est traduit, surtout depuis la crise des *subprime*, par une baisse des gains liés à la diversification internationale des portefeuilles. Ceci expliquerait la préférence pour les actifs domestiques plutôt qu'étrangers.

Mots clés : intégration financière, MEDAFI, diversification des portefeuilles, marchés émergents, GARCH multivarié asymétrique.

La diversification internationale constitue un outil crucial d'amélioration de la performance des portefeuilles des investisseurs. Elle permet de réaliser des gains importants et ce, en affectant une partie de la richesse de l'investisseur à des actifs étrangers et en réduisant le risque total du portefeuille ainsi diversifié. Certes, les vertus de la diversification des risques sont largement tributaires de

l'interdépendance des marchés. En effet, la théorie moderne du portefeuille montre que les gains de diversification internationale sont inversement liés au niveau d'intégration des marchés financiers, intégration qui a progressé significativement du fait de la libéralisation des échanges, du démantèlement des barrières à l'investissement international et aux mouvements des capitaux entre les marchés. En l'occurrence, les mouvements de libéralisation ont favorisé le rapprochement des comportements et des réactions des indices boursiers. Cela s'est traduit par une augmentation des corrélations entre les marchés, un accroissement de la variation de la volatilité des actifs dans le temps. Or, une forte corrélation entre les indices boursiers entraîne une réduction des gains et pourrait compromettre son efficacité comme outil d'amélioration de la performance. C'est ainsi que King *et al.* (1994) constatent que la similarité des réactions des marchés aux événements s'explique par l'augmentation de leur intégration, intégration qui conduit à une allocation sous-optimale des portefeuilles, et réduit la performance de la diversification internationale.

La littérature sur l'intégration financière des marchés de capitaux, et de son effet sur la diversification, est assez abondante. Cependant, peu nombreux sont les travaux qui étudient l'impact de cette intégration sur les gains attendus des stratégies de diversification internationale des portefeuilles (Gilmore et McManus, 2002, 2003 ; Serrano et Rivero, 2002 ; Vo et Daly, 2005 ; Laopodis, 2004 ; Aggarwal et Kyaw, 2005 ; Arouri, 2003 ; Lagoarde et Lucey, 2006). De plus, les travaux ayant étudié la dynamique des gains de la diversification internationale, en fonction du degré d'intégration des marchés, se sont le plus souvent limités au cas du l'investisseur américain.

La suprématie donnée à l'analyse de l'investisseur américain s'explique par deux facteurs. D'une part, la question de la modélisation du risque de change est évitée. D'autre part, cela permet de mettre en avant les bénéfices de la diversification internationale par rapport à une diversification nationale, le marché boursier américain représentant 50 % de la capitalisation boursière mondiale. Remarquons que certaines entreprises étrangères cotées sur le marché américain par le biais des *American Depositary Receipts* (ADR) permettent à l'investisseur américain d'atteindre des objectifs en termes de rentabilité liée à une diversification internationale de son

portefeuille¹. L'analyse de l'investisseur américain ne fait donc que conforter la supériorité d'une diversification internationale par rapport à une diversification nationale en termes de rentabilité et de risque, et ceci même en présence de risque de change.

Notre analyse vise à étendre l'analyse des gains liés à la diversification des portefeuilles à davantage de pays. En utilisant une approche empirique basée sur la technique du MEDAF conditionnel international, nous essayons, économétriquement, de capter la variation dynamique de la corrélation, la volatilité, et leurs effets sur les gains de diversification, à partir d'un échantillon de pays développés et émergents, représentant 70 % de la capitalisation boursière.

1. Intégration financière et diversification internationale : une revue de la littérature

Les effets de l'intégration financière sur les gains liés à la diversification internationale sont ambigus. D'un côté, l'intégration des marchés financiers rend la diversification internationale plus efficace et plus performante, et ceci à travers l'élimination et/ou la réduction des barrières aux mouvements de capitaux et aux facteurs de segmentation. Mais, d'un autre côté, cette intégration aurait augmenté les corrélations entre marchés financiers, ce qui réduirait les bénéfices des stratégies de diversification internationale. Ainsi, l'interdépendance et l'intégration des marchés financiers peuvent remettre en cause les bénéfices tirés d'une diversification internationale du portefeuille. Cependant, les indices boursiers des marchés financiers n'étant pas parfaitement corrélés, les opportunités de diversification sur ces marchés ne sont pas totalement supprimées, notamment en termes de réduction des risques.

Le MEDAF (ou modèle d'évaluation des actifs financiers) a été introduit par Sharpe (1964) et Lintner (1965). Il se situe dans la continuité de la théorie moderne du portefeuille de Markowitz (1952,1959). La réalisation de l'équilibre du marché par l'offre et la demande permet de déterminer la rentabilité espérée des titres en

1. Les *American Depositary Receipts* (ADR) sont des certificats émis par des banques américaines en échange du dépôt d'actions d'entreprises étrangères. La banque gère les flux de dividendes et le registre des détenteurs de certificats.

fonction de leur sensibilité au risque du marché ou risque systématique. Il s'appuie sur le fait que les investisseurs, quelle que soit leur aversion pour le risque, choisissent des portefeuilles efficients en termes de moyenne-variance. Une conséquence du MEDAF est que seul le risque systématique est rémunéré. Un investisseur supportant le risque individuel associé à un titre n'en est pas récompensé car ce risque pourrait être diversifié. Ainsi, la relation fondamentale du MEDAF établit que la rentabilité attendue à l'équilibre sur un titre donné est une fonction linéaire de la rentabilité du marché. Le coefficient d'ajustement linéaire, appelé *bêta*, représente la sensibilité des mouvements du titre à ceux du marché. Le MEDAF repose ainsi sur deux éléments principaux : le portefeuille de marché et la notion de *bêta*.

Les études empiriques fondées sur des approches non-conditionnelles du MEDAF (Solnik, 1974 ; Korajczyk et Viallet, 1989) ne permettent pas de tirer de conclusions définitives sur la structure des marchés financiers internationaux. En effet, ces études considèrent que les primes de risque et les corrélations ne varient pas dans le temps et réagissent d'une manière identique et constante aux différents chocs qui les affectent. Par ailleurs, ces études suscitent de nombreuses critiques portant notamment sur le caractère statique de la relation entre les rentabilités espérées et les *bêtas*. Autrement dit, elles supposent que les opportunités d'investissement et de consommation sont constantes dans le temps. Cette hypothèse permet d'éviter les problèmes relatifs à l'acquisition et au traitement d'informations et donc de modéliser le comportement de l'investisseur par le biais d'un programme d'optimisation classique. En outre, les approches non-conditionnelles ne prennent pas en considération le problème de variation de la volatilité. Or, de nombreuses études empiriques montrent que les moments d'ordre deux (variances et covariances) varient au cours du temps. Enfin, une abondante littérature a récemment montré que les rentabilités boursières des marchés des pays émergents sont partiellement prévisibles.

L'ensemble de ces éléments justifie le recours à une approche dynamique tenant compte des changements dans la sphère économique, financière et réglementaire, de leur impact sur l'intégration des marchés financiers et sur les gains escomptés de la diversification internationale des portefeuilles.

Dans cet esprit, plusieurs types de travaux peuvent être distingués. Par exemple, Fraser et Oyefeso (2002) et Heimonen (2002) ont testé l'existence d'une relation de co-intégration entre les marchés européen et américain, la présence d'une augmentation du nombre de vecteurs de co-intégration entre les marchés s'interprétant comme le signe d'une intégration évolutive croissante. D'autres, comme Colm Kearney, Brian M. Lucey, (2004) ont examiné les valeurs prises par la matrice de corrélation, l'augmentation des coefficients au cours du temps prouvant la présence d'une forme d'intégration à long terme. Dumas et Solnik (1995) utilisent la méthode des moments généralisés (GMM) pour tester une version conditionnelle du modèle international d'équilibre des actifs financiers (MEDAFI). Leurs travaux valident le MEDAFI et l'hypothèse d'intégration des quatre plus grands marchés boursiers (États-Unis, Japon, Allemagne et le Royaume-Uni). Cependant, la méthode des GMM ne spécifie pas la dynamique des seconds moments, ce qui prive l'analyste d'un bon nombre d'indicateurs de premier intérêt pour l'investisseur, tels que les corrélations conditionnelles, les *bêtas* conditionnels, le ratio optimal de couverture, etc.

Pour pallier cette limite, De Santis et Gérard (1997) étudient l'intégration financière de 8 marchés boursiers de pays développés (Canada, Japon, France, Allemagne, Italie, Suisse, le Royaume-Uni et États-Unis). Dans le cadre d'une extension du modèle GARCH multivarié d'Engle et Kroner (1995), ils testent une version conditionnelle du MEDAFI. Leurs résultats confirment l'hypothèse d'intégration des marchés financiers pour les pays qu'ils étudient. En outre, les auteurs mesurent les gains espérés de la diversification internationale pour un investisseur américain. Ils estiment ces gains à 2,11 % par an et montrent que les gains n'ont pas été réduits avec l'intégration observée des marchés étudiés. Cependant, le modèle de DeSantis et Gérard (1997) repose explicitement sur l'hypothèse d'intégration parfaite des marchés financiers. Or, plusieurs travaux prouvent la présence d'une forme de segmentation entre les marchés et qu'ils sont partiellement segmentés (Karolyi et Stulz, 2002).

Ainsi, Gérard *et al.* (2003) développent un MEDAFI à segmentation partielle et étudient l'intégration des pays asiatiques par rapport à l'indice mondial. Les résultats avancés rejettent l'hypothèse de segmentation totale et soutiennent la présence d'une intégration modérée. Dans le même esprit, Adler et Qi (2003)

montrent que le marché mexicain est intégré au marché américain. Carrieri *et al.* (2006) testent une version conditionnelle du MEDAFI à segmentation partielle pour plusieurs marchés émergents d'Asie et d'Amérique du Sud. Leurs résultats montrent que ces marchés émergents sont partiellement segmentés et que leur degré d'intégration varie sensiblement au cours du temps avec la prime de risque de change.

Il convient aussi de noter que le modèle GARCH multivarié de De Santis et Gérard (1997) n'est pas adapté pour prendre en compte les effets d'asymétrie dont l'existence fut confirmée dans le cas univarié et bivarié par de nombreux travaux (Black, 1976 ; Glosten *et al.* 1993 ; Kroner et Ng, 1998 ; Harvey et Siddique, 2001 ; Engle et Sheppard, 2003). Ces travaux montrent que les volatilités et les interdépendances entre marchés boursiers sont non seulement plus importantes en période de crise mais aussi qu'elles réagissent différemment selon le signe du choc qui les affecte. Tenir compte de ces effets d'asymétrie est très important, notamment lorsque la dynamique des gains attendus de la diversification est étudiée. Notre article intègre cet aspect pour mieux étudier l'impact des chocs passés sur la variation conditionnelle de la volatilité, de la corrélation et sur les gains de diversification.

En prolongement de cette littérature, nous étudions dans le cadre du MEDAFI l'effet de l'augmentation de l'intégration des marchés sur les gains attendus de la diversification. En outre, nous analysons l'impact des chocs affectant les marchés sur l'évolution de cette intégration et, par la suite, sur les bénéfices de la diversification à travers la présence d'une variation dans le temps de la volatilité et des corrélations.

2. Modèle et méthodologie

Solnik (1974) présente une extension internationale du MEDAF. Ce MEDAFI permet de réaliser une évaluation internationale d'un actif ou d'un portefeuille, et simultanément, de l'intégration entre les marchés financiers au travers des indices boursiers. Ce modèle se présente sous la forme suivante :

$$E(R_{it}) - R_{ft} = \frac{Cov(R_{it}, R_{wt})}{V(R_{wt})} [E(R_{wt}) - R_{ft}] ; \forall i \quad (1)$$

où R_{it} est la rentabilité d'un actif risqué (ou d'un portefeuille) i entre $(t - 1)$ et t , R_{wt} celle du portefeuille de marché mondial et R_{ft} , le taux de rentabilité de l'actif sans risque.

La relation (1) établit qu'à l'équilibre des marchés de capitaux, l'excès de rentabilité attendu sur un titre i quelconque est proportionnel à l'excès de rentabilité attendu sur le portefeuille du marché mondial.

Cependant, les précédentes études empiriques ont montré que les rentabilités boursières sont très volatiles et que cette volatilité varie dans le temps. Ces propriétés ont rendu difficile l'estimation des primes de risque et seraient à l'origine du rejet empirique des modèles internationaux non conditionnels.

Ainsi, en réponse aux différentes critiques des modèles non conditionnels d'évaluation des actifs financiers, de nouvelles présentations théoriques sont apparues. Une version internationale conditionnelle du modèle de Sharpe (1964) peut être formalisée ainsi :

$$E(R_{it}/\Omega_{t-1}) - R_{ft} = \beta_{iw,t-1} [E(R_{wt}/\Omega_{t-1}) - R_{ft}] ; \forall i \quad (2)$$

$$\text{Avec } \beta_{iw,t-1} = \frac{\text{Cov}(R_{it}, R_{wt}/\Omega_{t-1})}{V(R_{wt}/\Omega_{t-1})}$$

qui mesure la sensibilité, variable suivant les dates, du titre (ou du portefeuille) i au portefeuille du marché mondial w . Notons que toutes les anticipations sont faites conditionnellement au vecteur informationnel Ω_{t-1} disponible à l'instant $(t - 1)$.

L'équation (2) peut être réécrite comme suit :

$$E(R_{it}/\Omega_{t-1}) - R_{ft} = \delta_{t-1} \text{Cov}(R_{it}, R_{wt}/\Omega_{t-1}) ; \forall i \quad (3)$$

$$\text{Avec } \delta_{t-1} = \frac{E(R_{wt}/\Omega_{t-1}) - R_{ft}}{V(R_{wt}/\Omega_{t-1})} \text{ qui désigne le prix du risque.}$$

Cette dernière formulation du MEDAFI conditionnel est couramment utilisée dans les études empiriques (Bekaert et Harvey, 1995 ; De Santis et Gérard, 1997 ; Arouri, 2005). La relation suppose implicitement que les marchés financiers sont intégrés, *i.e.* le prix du risque de marché est le même pour tous les actifs financiers et pour tous les investisseurs. Ainsi, dans une optique d'appréciation de l'intégration financière, la relation (3) permet de passer de la logique d'identité des facteurs à une logique d'identité des prix du risque.

2.1. Spécification économétrique

La relation (3) est utilisée dans la littérature pour tester le MEDAFI. Cette relation est valide pour tous les actifs financiers y compris le portefeuille du marché mondial. Donc, pour une économie à N actifs risqués, le système d'équations suivant doit être satisfait en chaque point du temps :

$$R_t - R_{ft}\tau = \delta_{t-1}h_{Nt} + \varepsilon_t'\varepsilon_t/\Omega_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (4)$$

où R_t désigne le vecteur de taille $(N \times 1)$ contenant les rentabilités des actifs risqués, τ un vecteur unitaire de dimension $(N \times 1)$, H_t la matrice de taille $(N \times N)$ de variances-covariances conditionnelles des excès de rentabilité et h_{Nt} la $N^{\text{ème}}$ colonne de H_t contenant la covariance conditionnelle de chaque actif avec le portefeuille de marché.

Ainsi, l'équation (4) implique l'estimation simultanée de la variance conditionnelle du marché mondial et de la covariance de chacun des autres actifs financiers avec ce marché. Étant donné le succès des spécifications GARCH dans la modélisation des séries boursières, nous allons vérifier la validation d'un processus GARCH (1,1) multivarié. En fait, la plupart des études empiriques suggèrent qu'une spécification GARCH(1,1) est suffisante pour rendre compte des propriétés des séries financières (De Santis et Gérard, 1997, 1998 ; Nilsson, 2002 ; Hardouvelis *et al.*, 2005). Nous présenterons dans la partie empirique quelques résultats justifiant ce choix.

L'extension au cadre multivarié des modèles GARCH implique que les termes d'erreur ont une distribution conditionnelle gaussienne de moyenne nulle et de matrice de variances-covariances H_t . Engle et Kroner (1995) ont proposé la spécification suivante (modèle BEKK) :

$$H_t = C'C + A'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'H_{t-1}B \quad (5)$$

Où C est une matrice triangulaire inférieure de taille $(N \times N)$, A et B sont deux matrices de taille $(N \times N)$.

La spécification (5) est couramment employée dans les travaux empiriques. Elle garantit que la matrice des variances-covariances est définie positive. Toutefois, le nombre de paramètres à estimer dans H_t est très élevé. Il est de l'ordre de

$$\frac{N(N+1)}{2+2N^2}.$$

À ce stade, il faut noter que les travaux empiriques utilisant des processus GARCH multivariés limitent le nombre d'actifs étudiés et/ou imposent des restrictions sur le processus générant H_t . Ainsi, Bollerslev (1990) suppose que les corrélations sont constantes. Cette spécification est très restrictive. En effet, Longin et Solnik (1995,2001), Arouri (2005), Carrieri *et al.*(2005) ont montré que les corrélations entre les actifs financiers varient au cours du temps et, par suite, que le modèle à corrélation constante ne peut prendre en compte cette dynamique conditionnelle. De plus, De Santis et Gérard (1997) imposent la condition de diagonalité des matrices A et B . Cela implique que les variances dans H_t ne dépendent que du carré des résidus passés et d'un terme autorégressif, alors que les covariances ne dépendent que du produit croisé des résidus passés et d'un terme autorégressif. Nous concluons ainsi que la spécification donnée par la relation (5) permet aux corrélations de varier au cours du temps. Toutefois, elle peut également paraître restrictive dans le sens où elle ne rend pas compte de la dépendance des volatilités conditionnelles entre les marchés, mise en évidence notamment par Chan *et al.* (1992) sur données quotidiennes.

En outre, l'incorporation d'un effet d'asymétrie est très importante dans le cadre d'une analyse de l'impact de l'intégration sur la dynamique des gains attendus de la diversification. Cette dynamique, autorise aux variances et covariances conditionnelles de réagir différemment selon les signes et la taille des chocs qui affectent les marchés boursiers. Formellement, nous proposons l'extension ci-dessous de la spécification BEKK pour capter les réponses asymétriques des variances et covariances conditionnelles aux chocs :

$$H_t = C'C + A'C'\varepsilon_{t-1}\varepsilon'_{t-1}A + B'C'H_{t-1}B + S'C'\xi_{t-1}\xi'_{t-1}S + Z'C'\eta_{t-1}\eta'_{t-1}Z \quad (6)$$

$$\xi_{it} = \varepsilon_{it}I_{\xi_{it}} \text{ où } I_{\xi_{it}} = 1 \text{ si } \varepsilon_{it} < 0 \text{ et } 0 \text{ sinon}$$

avec :

$$\eta_{it} = \varepsilon_{it}I_{\eta_{it}} \text{ où } I_{\eta_{it}} = 1 \text{ si } |\varepsilon_{it}| > \sqrt{h_{it}} \text{ et } 0 \text{ sinon}$$

Harvey (1991), Bekaert et Harvey (1995) et De Santis et Gérard (1997) ont montré que le prix du risque varie dans le temps. De plus, selon Merton (1980), Adler et Dumas (1983), le prix du risque est l'agrégation des aversions au risque de tous les investisseurs. Or, ces derniers sont supposés adverses au risque : le prix du risque doit donc être positif en chaque point du temps. À l'instar de Harvey

(1991), De Santis et Gérard (1997,1998), De Santis *et al.* (2003) et Gérard *et al.* [2003], nous modélisons le prix du risque comme une fonction exponentielle de certaines variables d'information liées au cycle économique et financier mondial :

$$\delta_{t-1} = e^{(\kappa'_w \Omega_{t-1})} \quad (7)$$

où κ_w représente les pondérations associées aux variables d'information globales.

Enfin, notons que dans le but de vérifier si la condition théorique de positivité du prix du risque du marché mondial est respectée *a posteriori* par les données, nous estimerons et comparerons le prix du risque avec et sans la contrainte de positivité, *i.e.* prix du risque exponentiel *versus* prix du risque linéaire. Nous testerons également l'hypothèse selon laquelle le prix du risque est constant.

Le système formé des équations (4), (6) et (7) constitue notre modèle de base. Sous l'hypothèse d'une distribution conditionnelle multivariée normale, la fonction de vraisemblance peut être écrite comme suit :

$$\ln L(\varphi) = -\frac{TN}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |H_t(\varphi)| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \varepsilon'_t(\varphi) H_t^{-1}(\varphi) \varepsilon_t(\varphi) \quad (8)$$

où φ est le vecteur des paramètres inconnus et T est le nombre d'observations.

Puisque l'hypothèse de normalité est souvent rejetée dans le cas des séries boursières, nous utilisons la méthode du quasi-maximum de vraisemblance (QMV) de Bollerslev et Wooldridge (1992). Sous certaines conditions de régularité, l'estimateur QMV est valide et asymptotiquement normal. D'abord, l'algorithme de simplex est utilisé pour initialiser le processus. Ensuite, l'estimation du vecteur φ est réalisée par l'algorithme BHHH développé par Berndt *et al.* (1974).

Dans cette approche, l'utilisation de la méthode du QMV est particulièrement intéressante pour les modèles GARCH multivariés car elle est valide, asymptotiquement, pour tout processus GARCH strictement stationnaire (sous des conditions de régularité mineures), sans hypothèse de moments sur le processus observé. Par conséquent, la fonction de vraisemblance définissant l'estimateur du maximum de vraisemblance sous l'hypothèse de normalité

et la fonction de pseudo-vraisemblance de l'estimateur QMV sont les mêmes. En fait, Les conditions de régularité sont toujours de trois types :

- des conditions de stationnarité forte du processus ;
- des conditions d'existence des dérivées et des moments apparaissant dans les diverses formules ;
- des conditions d'identifiabilité des paramètres θ , qui doit pouvoir être retrouvée, sans ambiguïté à partir des deux premiers moments conditionnels.

3. Analyse et données

Cette étude porte sur neuf marchés financiers qui représentent plus de 70 % de la capitalisation boursière mondiale, répartie de la manière suivante : cinq marchés développés (Japon, France, Allemagne, Royaume-Uni et les États Unis d'Amérique) et quatre marchés émergents (Mexique, Argentine, Hong-Kong et Singapour), en plus du marché mondial².

Les observations utilisées sont des cours journaliers de fin de période de janvier 2002 à janvier 2014. Les cours boursiers, calculés avec réinvestissement des dividendes, sont issus de Morgan Stanley Capital International (MSCI) et DataStream. Les rentabilités sont toutes exprimées en dollars américains et calculées en excès du taux des euros-dollars.

Les statistiques descriptives des rendements quotidiens des indices boursiers, ainsi que les tests de normalité, sont résumés dans les tableaux 1 et 2 ci-dessous. Les autocorrélations sont présentes dans les tableaux 3 et 4.

Le test de Jarque et Bera (JB, 1984), fondé sur la notion du Skewness (asymétrie) et du Kurtosis (aplatissement), permet de vérifier la normalité de la distribution statistique des rendements.

$$\text{Skewness (S)} : \beta_1 = S = \frac{\mu_3}{\mu_2^{3/2}}$$

$$\text{Kurtosis, (K)} : K = \beta_2 = \frac{\mu_4}{\mu_2^2}$$

2. L'indice boursier du marché mondial mesure la performance des marchés boursiers du monde entier, cet indice est calculé par MSCI (Morgan Stanley Capital International) d'où sa nomination (MSCI world index). Le MSCI mondial est composé par les titres de 23 pays les plus développés, ainsi que les valeurs cotées dans la zone d'Amérique latine, d'Europe de l'Est, d'Afrique (Afrique du Sud, Égypte, Maroc), du Moyen-Orient (la Turquie), et la région asiatique.

Avec $\mu_k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^k$ est le moment centré d'ordre k .

$$JB = (n/6) S^2 + (n/24) (k - 3)^2 \sim \chi^2(2)$$

Donc, si $JB > \chi^2(2)$ alors, on rejette l'hypothèse (H_0) de normalité des résidus au seuil (α).

Cette hypothèse est validée par les résultats du test de pour tous les indices financiers. En effet, toutes les statistiques de sont très largement supérieures à $\chi^2(2)$. D'ailleurs, toutes les Prob(JB) sont nulles et inférieures au seuil ($\alpha = 5\%$).

Tableau 1. Statistiques descriptives des rendements des indices boursiers (janvier 2002 – janvier 2014)

	Moyenne	Écart type	Skewness	Kurtosis	Jarque-Bera	Probabilité
USA*	0,015	1,28	-0,21	12,43	11657,4	0,000
DEU	0,007	1,595	0,077	7,188	2297,8	0,000
FRA	0,015	1,547	0,073	6,832	1923,9	0,000
GBR	0,005	1,291	-0,134	6,681	1782,3	0,000
JPN	0,005	1,781	-0,616	10,766	8090,4	0,000
HKG	0,022	1,493	0,052	13,089	13318,2	0,000
SGP	0,009	1,133	-0,077	7,914	3162,6	0,000
ARG	0,152	2,258	1,135	27,51	79271,1	0,000
MEX	0,072	1,235	0,115	7,197	2311,7	0,000
MM	0,758	4,281	-0,769	5,079	875,03	0,000

* USA : États-Unis, DEU : Allemagne, FRA : France, GBR : Royaume-Uni, JPN : Japon, HKG : Hong Kong, SGP : Singapour, ARG : Argentine, MEX : Mexique, MM : Marché mondial.

Source : Calculs des auteurs.

Le tableau 1 montre que le rendement moyen le plus faible est attribué au Royaume-Uni avec une moyenne journalière de 0,4 % alors que le plus élevé est enregistré pour le marché mondial avec un taux de 75,8 %, suivi du marché argentin avec un rendement de 15,2 %. En termes de risque, le marché mondial est le plus volatile, suivi du marché argentin puis japonais. Le risque le plus faible dans notre étude est attribué à Singapour avec un écart-type de 1,13, suivi par le marché mexicain.

De plus, les valeurs de la statistique de Kurtosis indiquent que les séries d'indices boursiers présentent un caractère épais ou leptokurtique. En effet, la Kurtosis centrée est positive ($K > 3$) pour toutes les séries. L'excès de Kurtosis témoigne d'une forte probabilité des points extrêmes, donc d'une distribution à queues épaisses.

Ceci suggère que chacune des équations des moyennes doit être testée pour la présence d'hétéroscédasticité conditionnelle. Les coefficients de Skewness généralement significativement négatifs, indiquent que la distribution des séries est étalée vers la gauche, ce qui illustre bien le fait qu'un choc négatif a plus d'impact qu'un choc positif. Cela indique aussi que ces marchés boursiers ont subi plus de chocs négatifs que de chocs positifs durant la période analysée.

La matrice de corrélation non-conditionnelle (tableau 2) montre que les coefficients les plus faibles sont observés entre les marchés émergents et développés. Cette faible corrélation est synonyme de possibles gains de diversification.

Tableau 2. Matrice des corrélations non-conditionnelles

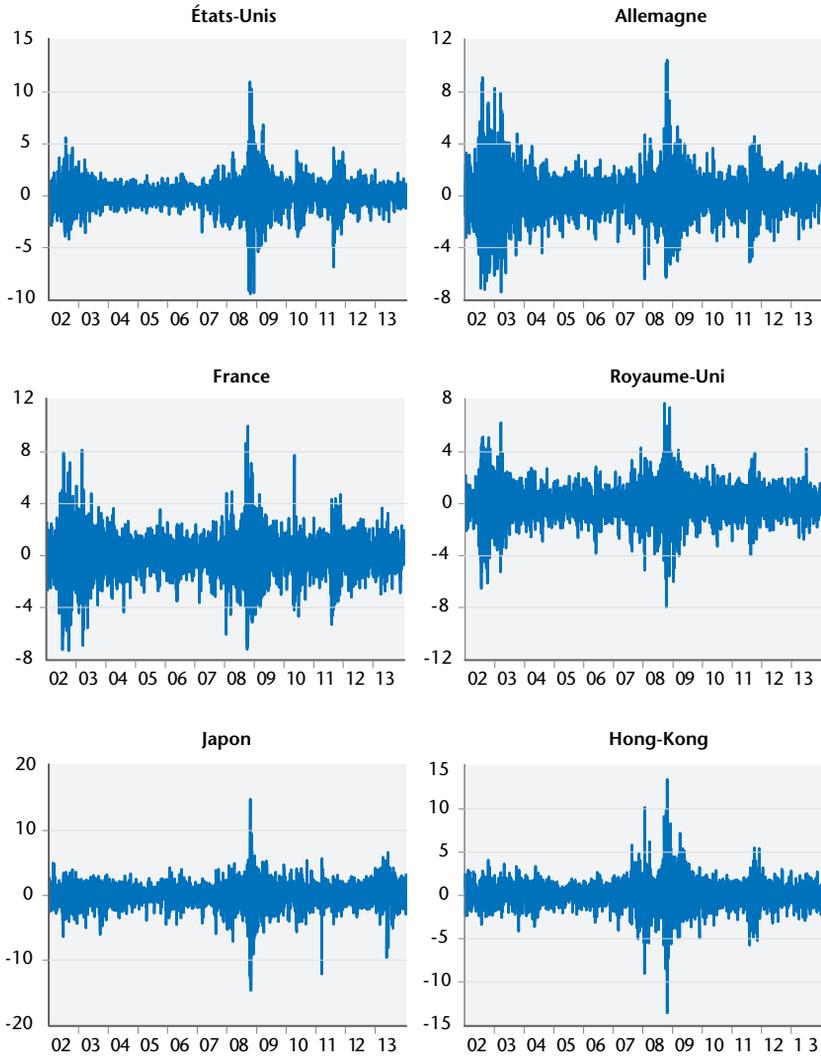
	USA*	DEU	FRA	GBR	JPN	HKG	SGP	ARG	MEX	MM*
USA*	1									
DEU	0,5624	1								
FRA	0,5283	0,9052	1							
GBR	0,4628	0,7561	0,8260	1						
JPN	0,1706	0,3301	0,3697	0,3251	1					
HKG	0,2147	0,2655	0,2895	0,2623	0,5575	1				
SGP	0,1920	0,3424	0,3701	0,3330	0,5438	0,6614	1			
ARG	0,3840	0,2385	0,2632	0,2523	0,1357	0,1996	0,1652	1		
MEX	0,5515	0,3072	0,2717	0,2546	0,0882	0,1405	0,1670	0,2728	1	
MM	-0,0162	0,0070	0,0148	0,0139	0,0180	0,0156	0,0127	-0,0057	-0,0004	1

* USA : États-Unis, DEU : Allemagne, FRA : France, GBR : Royaume-Uni, JPN : Japon, HKG : Hong Kong, SGP : Singapour, ARG : Argentine, MEX : Mexique, MM : Marché mondial.

Source : Calculs des auteurs.

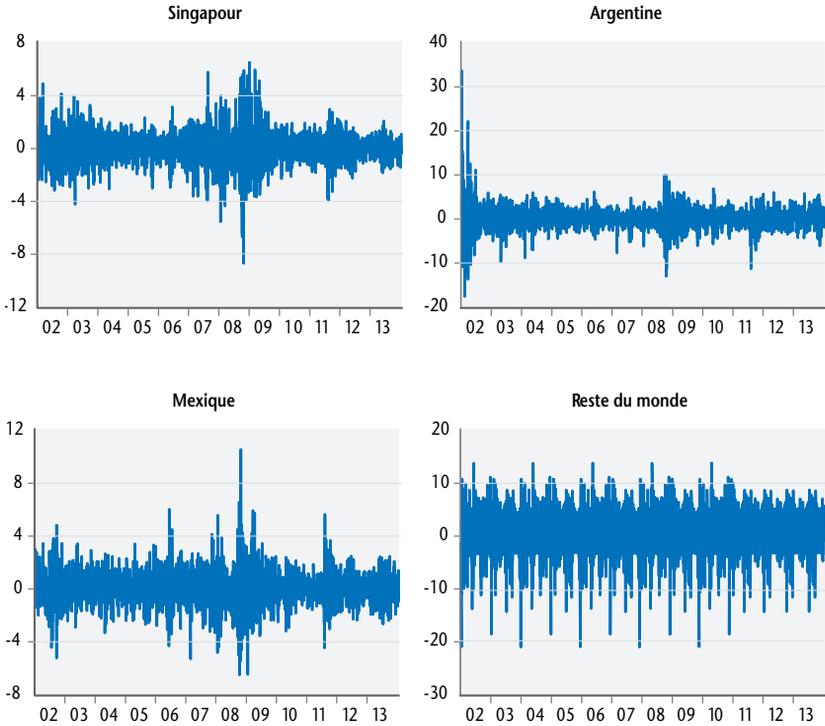
De plus, les valeurs prises par les corrélations sont en moyenne positives, ce qui indique que les marchés boursiers varient dans le même sens et partagent une tendance commune. Le tableau 2 montre aussi qu'il y a une forte corrélation entre les marchés financiers des pays développés de notre échantillon (en générale supérieure à 33 %), ce qui corrobore les travaux antérieurs suggérant que les marchés développés sont fortement intégrés. Par exemple, Bekaert et Harvey (1995) trouvent que le degré d'intégration du marché i vis-à-vis du marché international est une relation linéaire de la covariance conditionnelle entre ces derniers³.

Graphique 1. Représentation de l'évolution des rendements boursiers (janvier 2002 – janvier 2014)



Source : Calculs des auteurs.

Graphique 2. Représentation de l'évolution des rendements boursiers
(janvier 2002 – janvier 2014)



Source : Calculs des auteurs.

Par ailleurs, les autocorrélations simples des séries de rentabilité des différents marchés (présentées dans le tableau 3) montrent une absence d'autocorrélation sérielle. En effet, les probabilités du test de Ljung-Box d'ordre 30 sont toutes inférieures au seuil de significativité de 1 %. Il apparaît donc inutile d'introduire une correction *AR* dans l'équation de la moyenne pour les modélisations *GARCH*.

Sur un autre plan, les carrés des séries de rentabilité boursière présentées dans le tableau 4 montrent que pour la plupart des séries étudiées, seules les autocorrélations d'ordre 1 sont significatives, ce qui pourrait aller en faveur d'une modélisation *ARCH* d'ordre 1.

Tableau 3. Autocorrélations simples des séries de rentabilité des différents marchés (janvier 2002 – janvier 2014)

Retard	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_4	ρ_5	ρ_6	ρ_{30}	Q(30)	Prob
USA*	-0,027	-0,014	-0,031	0,019	-0,034	-0,022	0,002	33,902	0
GBR	-0,038	-0,026	-0,061	0,062	-0,03	-0,005	0,005	77,619	0
FRA	-0,039	-0,026	-0,063	0,021	-0,044	-0,031	0,023	59,521	0
DEU	-0,027	-0,014	-0,031	0,019	-0,034	-0,022	0,002	33,902	0
JPN	0,035	-0,018	-0,044	0,011	0,01	-0,026	-0,020	43,122	0
ARG	0,101	0,018	0,004	-0,002	0,002	-0,034	0,009	116,62	0,007
MEX	-0,035	-0,025	-0,059	-0,009	-0,022	0,010	-0,032	69,524	0
HKG	-0,028	0,011	-0,032	-0,021	-0,006	-0,030	-0,082	90,864	0
SGP	-0,009	-0,004	-0,002	0,015	0,007	-0,046	-0,050	80,700	0
MM	0,100	-0,037	0,065	0,022	0,047	-0,055	-0,039	162,83	0

* USA : États-Unis, GBR : Royaume-Uni, FRA : France, DEU : Allemagne, JPN : Japon, ARG : Argentine, MEX : Mexique, HKG : Hong Kong, SGP : Singapour, MM : Marché mondial.

Source : Calculs des auteurs.

Tableau 4. Autocorrélation des carrés des séries de rentabilité boursière (janvier 2002 – janvier 2014)

Retard	1	2	3	4	5	6
USA	0,208**	0,384	0,208	0,276	0,340	0,302
GBR	0,226**	0,292	0,305	0,267	0,261	0,224
FRA	0,213***	0,265	0,248	0,214	0,280	0,257
DEU	0,212*	0,255	0,254	0,224	0,234	0,220
JPN	0,158***	0,513	0,173	0,408	0,150	0,403
ARG	0,104*	0,104	0,089	0,064	0,172	0,064
MEX	0,165**	0,246	0,217	0,179	0,103	0,183
HKG	0,382**	0,389	0,355	0,228	0,211	0,179
SGP	0,202**	0,330	0,197	0,265	0,224	0,232
MM	0,143**	0,071	0,075	0,107	0,072	0,082

USA : États-Unis, GBR : Royaume-Uni, FRA : France, DEU : Allemagne, JPN : Japon, ARG : Argentine, MEX : Mexique, HKG : Hong Kong, SGP : Singapour, MM : Marché mondial.

* significatif au seuil de 10 %, ** significatif au seuil de 5 %, *** significatif au seuil de 1 %,

Source : Calculs des auteurs.

Concernant le choix des variables d'information nécessaires pour modéliser la variation conditionnelle du prix du risque mondial, nous nous basons sur les travaux de Harvey (1991), Ferson et Harvey (1993), De Santis et Gérard (1997), Bekaert et Harvey (1995), De Santis *et al.* (2003) et Gérard *et al.* (2003). Les variables retenues sont censées refléter les informations sur le cycle financier et économique international dont disposent les investisseurs à la date $(t - 1)$. Le vecteur informationnel utilisé est noté Z ; il

est inclus dans le vrai vecteur informationnel non observable Ω , $Z_{t-1} \subset \Omega_{t-1}$.

En outre, le vecteur Z_{t-1} des variables d'information internationales contient un terme constant, le rendement en dividende (*dividend price ratio*) du portefeuille du marché mondial en excès du taux des eurodollars (RDM), la variation mensuelle d'une prime à terme américaine (DPTEU), une prime de défaut américaine (PDEU) et la variation mensuelle du rendement d'un certificat américain de trésorerie à 30 jours (DTIM). La prime de terme est mesurée par la différence entre un taux d'intérêt court (un certificat de trésorerie américain à 3 mois) et un taux long (un bon du Trésor américain à 10 ans). La prime de défaut est mesurée par l'écart de rendements entre une obligation notée Baa par l'agence Moody's et une obligation notée Aaa. Toutes ces variables d'information sont obtenues de MSCI et de « International Financial Statistics » (IFS) ; elles sont utilisées avec un retard par rapport aux excès de rentabilité.

Les statistiques descriptives de ces variables et les autocorrélations sont résumées dans le tableau 5.

Tableau 5. Les statistiques descriptives des variables d'information et les tests d'autocorrélations (janvier 2002 – janvier 2014)

	DPTEU	DTIM	PDEU	RDM
Moyenne	0,040	-0,053	1,101	-0,198
Écart-type	0,455	0,877	0,408	0,154
Skewness	0,735*	-1,651*	1,093*	-0,671*
Kurtosis	15,898*	26,042*	1,128*	1,371*
Jarque-Bera	9879,78	1821,188	4913,964	20981,1
Probabilité	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Q(30)	68,35**	266**	2181**	1607**

*significatif au seuil de 1 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; Q(30) : test de Ljung-Box d'ordre 30 ; J.B. test de normalité de Jarque-Bera.

Source : Calculs des auteurs.

Les corrélations (tableau 6) entre les variables globales d'information sont relativement faibles, ce qui suggère que le vecteur d'information Z ne contient pas d'informations redondantes.

Tableau 6. Matrice de corrélation entre les variables informationnelles (janvier 2002 – janvier 2014)

Correlation	DPTEU	DTIM	PDEU	RDM
DPTEU	1			
DTIM	-0,221	1		
PDEU	0,331	-0,238	1	
RDM	0,179	-0,072	0,408	1

Source : Calculs des auteurs.

4. Estimation du modèle et mesure du gain de diversification

4.1. Résultats et tests de robustesse

Dans cette section, nous présentons d'abord les résultats de l'estimation du modèle décrit par les relations (4), (6) et (7) ainsi que quelques tests de spécification. Ensuite, nous testerons l'hypothèse d'intégration financière. Le tableau 7 présente les résultats de l'estimation des paramètres relatifs à la dynamique du prix du risque du marché mondial par la méthode « espace-état » (*Space-State*) et le filtre de Kalman pour les variables inobservables. Nous constatons que le prix moyen du risque s'élève à 2,35 dollars américains. Ce dernier est déterminé par le terme constant, le rendement en dividende du portefeuille du marché international, la variation mensuelle de la prime à terme, la prime de défaut et la variation mensuelle du rendement (du certificat de dépôt américain).

Dans la mesure où le vecteur des variables d'information Z_{t-1} contient un terme constant, l'hypothèse de constance du prix du risque peut être testée directement en vérifiant la nullité conjointe des coefficients des autres variables d'information. Le test de Wald, reporté dans la deuxième partie du tableau 7, rejette clairement cette hypothèse et montre que le prix du risque varie au cours du temps. La robustesse de ce test est vérifiée par une probabilité (p-value) inférieure à 5 %.

Le panel A du tableau A1 en annexe présente la structure des seconds moments conditionnels du MEDAFI asymétrique par la méthode de maximum de vraisemblance. Les coefficients des vecteurs (A) et (B) sont significatifs pour tous les marchés. Les valeurs estimées des paramètres du vecteur (B) sont largement supérieures à celles des paramètres du vecteur (A), ce qui témoigne

de changements graduels dans la dynamique de la volatilité conditionnelle. En outre, certains marchés manifestent une forte persistance. Ces résultats sont en accord avec les études antérieures utilisant des spécifications GARCH.

Tableau 7. Estimation du prix du risque par la méthode Space-State (SS)

	Prix du risque du marché mondial				
	Cte	RDM	DPTEU	PDEU	DTIM
Prix du risque	0,559* (0,0991)	1,872* (0,10939)	-0,8014* (0,2623)	0,9085** (0,3522)	-0,188* (0,133)
Wald Test:					
Equation : PRIX_RISQUE					
Hypothèse nulle: C(1)=C(2)=C(3)=C(4)=C(5)=0					
Les paramètres z sont-ils conjointement nuls ?			χ^2	df	p-value
$H_0 : Z_i = 0 ; \forall i$			208,63	5	0,000

* significatif au seuil de 1 %, ** significatif au seuil de 5 %.

(.) L'écart type est reporté entre parenthèses.

Source : Calculs des auteurs.

Un des avantages de notre approche est de permettre aux seconds moments conditionnels de réagir différemment aux chocs selon leurs signes et leurs amplitudes. Ce phénomène a été largement étudié dans le cas univarié. Par exemple, Engle et NG (1993) et Glosten *et al.* (1993) ont mis en évidence qu'un choc négatif a plus d'impact sur la volatilité qu'un choc positif. Kroner et N Ng (1998) ont obtenu des résultats similaires dans le cas bivarié. Dans notre cas, les paramètres significatifs du vecteur (S) impliquent que la réaction de la variance conditionnelle est plus importante après un choc négatif qu'après un choc positif. C'est le cas pour l'Argentine, l'Amérique, l'Allemagne, la France et le Mexique. De plus, les paramètres significatifs du vecteur (S) sont tous positifs, ce qui implique que les covariances conditionnelles entre ces pays augmentent à la suite d'un choc commun négatif.

De même, les paramètres significatifs du vecteur (Z) impliquent que la réaction de la variance conditionnelle est plus importante à la suite d'un choc de forte amplitude. C'est le cas pour le Singapour, la Mexique, le Japon, Hong Kong et les États-Unis. De plus, les paramètres significatifs du vecteur (Z) sont presque tous négatifs, ce qui montre que les covariances conditionnelles entre ces pays augmentent après un choc commun négatif ou positif de forte amplitude.

Enfin, le Panel B présente quelques tests sur les résidus estimés du modèle. L'hypothèse de normalité est rejetée pour tous les marchés étudiés. Il y a cependant lieu de signaler que les coefficients d'asymétrie (Skewness) et d'aplatissement centré (Kurtosis) sont plus faibles que ceux des séries de rentabilité présentés dans le tableau 1.

4.2. Évolution des bénéfiques de la diversification internationale

Cette section se propose d'étudier, dans le cadre moyenne-variance de Markowitz, l'évolution des bénéfiques que les investisseurs des pays développés et émergents attendent de la diversification internationale des portefeuilles. Pour atteindre cet objectif, nous considérons deux portefeuilles, présentant instantanément le même risque. Le premier est diversifié internationalement et on le désigne par (*I*) tandis que le second, purement domestique, est désigné par (*i*). La version conditionnelle du MEDAFI (équation (3)) permet de calculer la rentabilité anticipée sur chacun de ces deux portefeuilles. La différence entre les deux rentabilités peut être interprétée comme le gain *ex ante* de la diversification internationale des portefeuilles. Mathématiquement, ce gain s'écrit comme suit : $E(R_{It} - R_{it}/\Omega_{t-1})$.

Le portefeuille (*I*) est supposé efficient au sens de Markowitz. D'après le théorème de séparation⁴ de Black (1972), on peut écrire la rentabilité du portefeuille (*I*) sous la forme d'une combinaison de la rentabilité de l'actif sans risque et de celle du portefeuille de marché : $R_I = \theta_{t-1} R_{wt} + (1 - \theta_{t-1}) R_{ft}$.

Où θ_{t-1} est un coefficient dépendant de l'aversion au risque d'un investisseur représentatif.

Ainsi, les excès de rentabilité des deux portefeuilles s'écrivent :

$$\begin{aligned} E(R_{It}/\Omega_{t-1}) &= \delta_{t-1} Cov(\theta_{t-1} R_{wt}, R_{wt}/\Omega_{t-1}) \\ &= \delta_{t-1} \theta_{t-1} Var(R_{wt}/\Omega_{t-1}) \end{aligned} \quad (9)$$

$$E(R_{it}/\Omega_{t-1}) = \delta_{t-1} Cov(R_{it}, R_{wt}/\Omega_{t-1}) \quad (10)$$

4. Selon le théorème de séparation, tous les investisseurs, quelles que soient leurs richesses initiales et leurs préférences pour le risque, construisent leurs portefeuilles optimaux par combinaison entre le titre sans risque et le portefeuille de marché.

Les deux portefeuilles ont à chaque instant le même risque et le coefficient positif peut être déduit du système suivant :

$$\begin{cases} Var(R_{it}/\Omega_{t-1}) = Var(R_{It}/\Omega_{t-1}) \\ Var(R_{It}/\Omega_{t-1}) = \theta_{t-1}^2 Var(R_{wt}/\Omega_{t-1}) \end{cases}$$

$$\Rightarrow \theta_{t-1}^2 = \frac{Var(R_{It}/\Omega_{t-1})}{Var(R_{wt}/\Omega_{t-1})}$$

D'après les équations (9) et (10), les gains de la diversification internationale espérés par l'investisseur domestique, conformément à la version conditionnelle du MEDAFI, sont donnés par la relation suivante :

$$E(R_{It} - R_{it}/\Omega_{t-1}) = \delta_{t-1}[\theta_{t-1} Var(R_{wt}/\Omega_{t-1}) - Cov(R_{it}, R_{wt}/\Omega_{t-1})] \quad (11)$$

Une interprétation intuitive est tirée de l'équation (11) en prenant le cas particulier θ_{t-1} , et par suite, le portefeuille domestique aura le même risque que le portefeuille mondial. Dans ce cas, les gains de la diversification s'écrivent comme suit :

$$E(R_{It} - R_{it}/\Omega_{t-1}) = \delta_{t-1}[Var(R_{wt}/\Omega_{t-1}) - Cov(R_{it}, R_{wt}/\Omega_{t-1})] \quad (12)$$

La relation (12) montre que les gains escomptés des stratégies de diversification internationale sont une fonction croissante du risque spécifique au pays considéré :

$$[Var(R_{wt}/\Omega_{t-1}) - Cov(R_{it}, R_{wt}/\Omega_{t-1})].$$

Selon le MEDAFI, seul le risque systématique est rémunéré. En revanche, le risque spécifique pourrait être diversifié en augmentant le nombre d'actifs. On peut alternativement utiliser la corrélation conditionnelle entre le portefeuille domestique et le portefeuille du marché mondial :

$$\rho_{iw,t-1} = \frac{Cov(R_{it}, R_{wt}/\Omega_{t-1})}{\sqrt{Var(R_{it}/\Omega_{t-1})Var(R_{wt}/\Omega_{t-1})}}$$

Ainsi l'équation (12) peut être réécrite de la manière suivante :

$$E(R_{It} - R_{it}/\Omega_{t-1}) = \delta_{t-1}(1 - \rho_{iw,t-1})Var(R_{it}/\Omega_{t-1}) \quad (13)$$

Selon cette relation, les gains de la diversification internationale sont une fonction décroissante du coefficient de corrélation conditionnelle entre le portefeuille domestique et le portefeuille du marché mondial. On note également que la stratégie de diversification internationale devient inefficace et les gains seront réduits à

zéro dans le cas où le coefficient $\rho_{iwr,t-1} = 1$, *i.e.* le portefeuille domestique est parfaitement corrélé positivement avec le portefeuille international. Pour étudier les autres cas de ce coefficient de corrélation, nous estimons la matrice conditionnelle des corrélations, donnée par le tableau 8.

Cette matrice de corrélation conditionnelle entre les indices montre que les gains de diversification les plus importants sont enregistrés sur les pays émergents et plus particulièrement sur les marchés mexicain et hongkongais.

Tableau 8. Matrice des corrélations conditionnelles entre les marchés

	DEU	GBR	FRA	JPN	ARG	HKG	MEX	SGP	USA	MM*
DEU	1									
GBR	0,0600	1								
FRA	-0,0015	0,0154	1							
JPN	0,0035	0,0153	0,4848	1						
ARG	0,0895	0,0245	0,0076	0,0165	1					
HKG	-0,0305	0,0468	-0,0172	0,0062	0,0281	1				
MEX	0,0071	-0,0038	0,3258	0,4222	-0,0017	-0,0043	1			
SGP	0,0255	0,0062	-0,0137	-0,0358	0,0042	-0,007	0,0006	1		
USA	-0,0057	0,0013	0,0261	0,0007	0,0125	-8,39E-05	0,0331	0,0138	1	
MM	0,2928	0,6184	0,4275	0,1719	0,2507	-0,0544	0,0201	0,1498	0,485	1

* DEU : Allemagne, GBR : Royaume-Uni, FRA : France, JPN : Japon, ARG : Argentine, HKG : Hong Kong, MEX : Mexique, SGP : Singapour, USA : États-Unis, MM : Marché mondial.

Source : Calculs des auteurs.

Afin d'étudier l'évolution des gains attendus de la diversification internationale des portefeuilles, le modèle est ré-estimé en exprimant à chaque fois les rentabilités des marchés étudiés dans la monnaie du pays pour lequel on calcule ces gains.

Les résultats de cet exercice sont reportés dans le tableau 9 ci-dessous. Les bénéfices de la diversification sont calculés sur la période entière 01:2002-01:2014, ainsi que sur les sous-périodes 01:2002-08:2007 et 09:2007-01:2014. Le choix des sous-périodes est justifié par la crise économique mondiale, à la suite des soubresauts des marchés monétaires américains en août 2007 qui préfigurent de la crise à venir et la faillite de Lehman Brothers en septembre 2008.

Tableau 9. Gains anticipés de la diversification internationale des marchés du portefeuille

En %	01:2002-01:2014	01:2002-08:2007	09:2007-01:2014
Argentine	6,0161** (0,2795)	7,1299** (0,2909)	5,8199** (0,1794)
Japon	5,4695* (0,2876)	5,8905* (0,3806)	5,1255* (0,1887)
France	3,3351* (0,1187)	3,9891* (0,2117)	3,0075* (0,1001)
Allemagne	4,0171* (0,1988)	4,5071* (0,2228)	3,8879* (0,1776)
Hong-Kong	10,018* (0,6223)	11,901** (0,7023)	9,956** (0,4353)
Mexique	11,041** (0,1889)	12,641** (0,2569)	10,906** (0,1180)
Singapour	6,132* (0,3441)	6,5021* (0,4441)	5,977* (0,2911)
Royaume-Uni	2,989** (0,0414)	3,3118** (0,0984)	2,5088** (0,0114)
États-Unis	1,1110* (0,0987)	1,2210* (0,1154)	1,0970* (0,0287)

* significatif au seuil de 10 % ;** significatif au seuil de 5 % ;*** significatif au seuil de 1 %.

(.) L'écart type est reporté entre parenthèses.

Source : Calculs des auteurs.

Pour tous les marchés étudiés, les gains anticipés de la diversification sont statistiquement et économiquement significatifs. Cependant, ils varient considérablement dans le temps et d'un marché à un autre. Ils sont nettement plus importants pour les marchés émergents que pour les marchés développés. Sur la période entière, le marché du Royaume-Uni est le plus corrélé avec le marché mondial (corrélation moyenne de 61,84 % ; tableau 8) et présente les bénéfices moyens annuels les plus faibles (2,99 % ; tableau 9). Il est suivi par le marché des États-Unis, qui présente une corrélation conditionnelle moyenne avec le marché mondial de 48,5 % et des bénéfices moyens annuels de 1,11 %. En revanche, le Mexique est le marché le moins corrélé avec le marché mondial (valeur moyenne de 2,01 %) et présente les gains annuels les plus élevés (11,04 %). Le marché de Hong-Kong présente aussi des gains importants s'élevant à 10,02 %. Pour la France, l'Allemagne et le Japon, les gains annuels attendus de la diversification internationale des portefeuilles sont respectivement de 3,33 %, 4,02 % et 5,47 %.

En comparant la sous-période 01:2002-08:2007 à la sous-période 09:2007-01:2014, nous constatons que les gains espérés de la diversification internationale se sont réduits significativement et ce, pour pratiquement tous les marchés. Cette baisse s'explique par l'augmentation de la corrélation conditionnelle des marchés avec le portefeuille du marché mondial à partir de la fin de l'année 2007 qui a débouché sur la crise des *subprime* (l'annexe présente les coefficients de corrélations pour les deux sous-périodes).

Cet accroissement de la corrélation peut s'expliquer de plusieurs manières. La première explication est une réaction commune et simultanée des marchés boursiers à la crise de *subprime*, crise ayant envoyé un signal négatif à l'ensemble des marchés et se traduisant par une hausse de la corrélation entre indices et une évolution dans une tendance commune. La méfiance et l'aversion au risque des investisseurs internationaux face à l'incertitude, aggravée par l'asymétrie d'information sur la composition de certains produits financiers, ont contribué à augmenter la volatilité sur les marchés. Plus généralement, l'attitude à l'égard du risque s'est traduite par une forme de mimétisme dans le comportement des investisseurs en termes d'allocation de richesse et, par suite, a généré un accroissement de la corrélation et de la volatilité de certains indices. La deuxième explication trouve son origine dans la panique provoquée par la faillite de Lehman Brothers. Très rapidement, la faillite a entraîné une baisse du volume de transactions et, par suite, a occasionné un choc commun de liquidité entraînant la hausse de la corrélation entre les indices de marchés boursiers. Plus généralement, l'incertitude, l'asymétrie d'information et la baisse de performance de certains actifs sur les marchés ont provoqué un repli à l'égard de certains marchés et actifs et entraîné une baisse de la diversification internationale des portefeuilles. Dans un contexte d'aversion au risque accru, la réallocation des portefeuilles vers les placements à revenu fixe comme l'obligataire a pu également contribuer, après 2008, à la baisse des gains issus de la diversification internationale des portefeuilles.

Pour démontrer l'importance de l'impact asymétrique des chocs sur les gains anticipés de la diversification, nous présentons, dans le tableau 10, la valeur des gains pour les trois périodes considérées *en l'absence d'asymétrie*. Les coefficients présentent tous une bonne significativité statistique. Surtout ils sont nettement plus élevés

que ceux présentés dans le tableau 9, corroborant ainsi l'hypothèse de base selon laquelle l'impact asymétrique des chocs est négatif en termes de gains liés à la diversification internationale des portefeuilles.

Tableau 10. Gains anticipés de la diversification internationale des marchés du portefeuille en absence d'asymétrie informationnelle

En %	01:2002-01:2014	01:2002-08:2007	08:2007-01:2014
Argentine	6,4456*** (0,2465)	7,6389*** (0,2449)	6,2354*** (0,1434)
Japon	5,9639** (0,2633)	6,4230*** (0,3573)	5,5888** (0,1644)
France	3,7703** (0,1122)	4,4306** (0,2001)	3,3404** (0,0889)
Allemagne	4,7004** (0,1988)	5,2737*** (0,2228)	4,5492** (0,1776)
Hong-Kong	10,7633*** (0,6223)	12,7864*** (0,7023)	9,956*** (0,4353)
Mexique	11,041*** (0,1869)	12,641*** (0,2269)	10,6967*** (0,1880)
Singapour	6,7648*** (0,2341)	7,1731*** (0,3241)	6,5938*** (0,2681)
Royaume-Uni	3,5873** (0,0114)	3,9788** (0,0484)	3,0155** (0,0104)
États-Unis	1,3354* (0,0907)	1,4676* (0,1024)	1,3186* (0,0223)

* significatif au seuil de 10 %, ** significatif au seuil de 5 %, *** significatif au seuil de 1 %.

(.) L'écart type est reporté entre parenthèses.

Source : Calculs des auteurs.

5. Conclusion

Dans le cadre de cet article, nous avons essayé de tester l'effet de l'intégration des principaux marchés boursiers des pays développés et émergents sur les gains attendus de la diversification.

Pour ce faire, nous avons estimé une version internationale du MEDAF conditionnel, en utilisant une extension asymétrique du modèle GARCH multivarié de De Santis et Gérard (1997, 1998). Cette approche permet, notamment, aux primes de risque, à la volatilité et aux corrélations de varier dans le temps et de réagir différemment aux chocs affectant les indices boursiers. En outre, nous avons dérivé une mesure conditionnelle des gains attendus de la diversification internationale et étudié l'impact de l'intégra-

tion financière sur ces gains. Nous montrons empiriquement que les gains sont une fonction croissante du prix du risque du marché mondial et de la quantité de risque spécifique au marché boursier du pays considéré. En revanche, ces gains sont une fonction décroissante des corrélations conditionnelles avec le portefeuille du marché mondial.

En outre, nos résultats montrent que les gains de diversification étaient plus importants avant la crise des *subprime*. La baisse des gains observée pendant la deuxième sous-période d'analyse (09:2007-01:2014), marquée par le début de crise financière, reflète sans doute la méfiance des investisseurs à l'égard de la diversification internationale. L'accroissement des risques sur les marchés durant la crise justifie la préférence pour les actifs domestiques.

Une extension intéressante de notre méthodologie consisterait à intégrer d'autres classes d'actifs (*e.g.* œuvres d'art, matières premières) de façon à mesurer la contribution de ces actifs à l'amélioration de la performance des portefeuilles internationaux.

Références

- Adler M. et B. Dumas, 1983, « International Portfolio Selection and Corporation Finance: A Synthesis », *Journal of Finance*, 38 : 925-84.
- Adler M. et R. Qi, 2003, « Mexico's integration into the North American capital market », *Emerging Economic Review*, 4 : 91-120.
- Aggarwal R. et N. A. Kyaw, 2005, « Equity market integration in the NAFTA region: evidence from unit root and cointegration tests », *International Review of Financial Analysis*, 14 : 393-406.
- Aroui M. H., 2006, « La prime de risque dans un cadre international : le risque de change est-il apprécié ? », *Revue Finance*, 27 (1): 131-170.
- Aroui M. H., 2005, « Intégration Financière et Diversification internationale des Portefeuilles », *Économie et Prévision*, 168(2): 115-132.
- Aroui M. H., 2003, « The Impact of Increasing Stock Market Integration on Expected Gains from International Portfolio Diversification: Evidence from a Multivariate Approach », *Economics Bulletin*, 6 (3) : 1-14.
- Barassi M. R., G. M. Caporale et S. G. Hall, 2005, « Interest rate linkages: a Kalman filter approach to detecting structural change », *Economic Modelling*, 22 : 253-284.
- Bekaert T. et C. Harvey, 1995, « Time Varying World Market Integration », *Journal Of Finance*, 50(2): 403-404.

- Bekaert G., R. Campbell et H. et A. Ng, 2005, « Market Integration and Contagion », *Journal of Business*, 78(1) : 39-69.
- Berndt G., B. Hall, R. Hall et J. Hausmann, 1974, « Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models », *Annals of Economics and Social Measurement*, 3 : 653-665.
- Black F., 1976, « Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing », *Journal of Business*, 45 : 444-454.
- Bollerslev T., 1987, « A multivariate GARCH model with constant conditional correlations for a set of exchange rates », Northwestern University, D. P.
- Bollerslev T., 1990, « Modeling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model », *Review of Economics and Statistics*, 72 : 498-505.
- Bollerslev T. et J. M. Wooldrige, 1992, « Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances », *Econometric Review*, 11 : 143-172.
- Cappiello L. R., F. Engle et K. Sheppard, 2006, « Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns », *Journal of Financial Econometrics, Society for Financial Econometrics*, 4(4) : 537-572.
- Carrieri F., V. Errunza et B. Majerbi, 2006, « Does Emerging Markets Exchange Risk affect Global Equity Prices? », *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41 (3): 511-540.
- Christoffersen P. et al. 2014, « Correlation dynamics and international diversification benefits », *International Journal of Forecasting*, 30 (3): 807-824.
- Colm K. L. et M. Brian, 2004, « International Equity Market Integration: Theory, Evidence and Implications », *International Review of Financial Analysis*, 13 (5): 571-83.
- DeSantis G. et B. Gérard, 1997, « International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk », *Journal of Finance*, 52 : 1881-1912.
- DeSantis G. et B. Gérard, 1998, « How Big is the Premium for Currency Risk », *Journal of Financial Economics*, 49 : 375-412.
- DeSantis G. et S. Imrohorglu, 1997, « Stock Returns and Volatility in Emerging Financial Markets », *Journal of International Money and Finance*, 16(4): 561-579.
- DeSantis G., B. Gerard et P. Hillion, 2003, « The Relevance of Currency Risk in the EMU », *Journal of Economics and Business*, 55 : 427-462.
- Dumas B. 1994, « Test of the International CAPM Using Business Cycles Indicators as Instrumentals Variables », *The Internationalisation of Equity Markets*, University of Chicago Press, Chicago, 23-50.
- Dumas B. et B. Solnik, 1995, « The World Price of Foreign Exchange Risk ? », *Journal of Finance*, 50 : 445-479.

- Engle R. F., 1982, « Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation », *Econometrica*, 50(4): 987-1007.
- Engle R. et K. Ng, 1993, « Measuring and Testing the Impact of News on Volatility », *Journal of Finance*, 48 : 1749-1778.
- Engle R. F. et K. Sheppard, 2003, « Theoretical and empirical properties of dynamic conditional correlation multivariate GARCH », National Bureau Economic Research, *Document de travail*, 8554.
- Engle R. F., 2001, « Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate GARCH models », University of California San Diego, Department of Economics, *Document de travail*.
- Engle R. F., 2003, « Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models », *Journal of Business Economic Statistics*, 20(3): 339-350.
- Ferson W. et C. Harvey, 1993, « The Risk and Predictability of International Equity Returns », *Review of Financial Studies*, 6 : 527-66.
- Forbes, K. et R. Rigobon, 2002, « No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements », *Journal of Finance*, 57 : 2223-2261.
- Fraser P. et O. Oyefeso, 2002, « The UK stock market's relationship with US and European stock markets: Is the UK stock market snuggling-up the US-or to Europe ? », *Aberdeen papers in accountancy, finance & management*.
- Gerard B. *et al.*, 2003, « Are the East Asian Markets Integrated? Evidence from the ICAPM », *Journal of Economics and Business*, 55 : 585-607.
- Glosten L., R. Jagannathan et D. Runkle, 1993, « Relationship between The Expected Value and the Volatility of National Excess Return on Stocks », *Journal of Finance*, 48 : 1779-1801.
- Hammoudeh, S., Yuan, Y., McAleer, M., 2009, « Shock and volatility spillovers among equity sectors of the Gulf Arab stock markets », *Quarterly Review of Economics and Finance*, 49, 829-842.
- Hardouvelis G., P. Malliaropoulos et D. Priestley, 2005, « EMU and Stock Market Integration », *Journal of Business*, 79 : 365-392.
- Harvey C., 1991, « The World Price of Covariance Risk », *Journal of Finance*, 46 : 111-57.
- Harvey Campbell R. et A. Siddique, 2001, « Conditional Skewness in Asset Pricing Tests », *The Journal of Finance*, Lv, 3.
- Heimonen K., 2002, « Stock market integration; evidence on price integration return convergence », *Applied Financial Economics*, 12 : 415-429.
- Karolyi A. et R. Stulz, 2002, « Are Financial Assets Priced Locally or Globally ? », *Document de travail*, Ohio State University.
- King, M., E. Sentana et S. Wadhvani, 1994, « Volatility and Links Between National Stock Markets », *Econometrica*, 62 : 901-933.

- Korajczyk R. A. et C. Viallet, 1989, « An Empirical Investigation of International Asset Pricing », *Review of Financial Studies*, 2(4): 553-585.
- Kotkatvuori-Örnberg J., J. Nikkinen et J. Äijö, 2013, « Stock market correlations during the financial crisis of 2008-2009: Evidence from 50 equity markets », *International Review of Financial Analysis*, 28 : 70-78, ISSN 1057-5219.
- Kroner K. et V. Ng , 1998, « Modeling Asymmetric Comovements of Asset Returns », *Review of Financial Studies*, 11 : 817-844.
- Lagoarde-Segot T. L. et M. Brian, 2007, « International portfolio diversification: Is there a role for the Middle East and North Africa ? », *Journal of Multinational Financial Management*, Elsevier, 17(5): 401-416.
- Laopodis Nikiforos T., 2004, « Financial market liberalization and stock market efficiency: Evidence from the Athens Stock Exchange », *Global Finance Journal*, Elsevier, 15(2): 103-123.
- Ling S. et M. McAleer, 2003, « Asymptotic theory for a vector ARMA-GARCH model », *Econometric theory*, 19 : 278-308.
- Lintner J. 1965, « The Valuation of Risky Assets and the Selection of the Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets », *Reviews of Economics and Statistics*, 47 : 13-37.
- Longin F. et B. Solnik, 2001, « Extreme Correlation of International Equity Markets », *Journal of Finance*, 56 : 649-76.
- Markowitz H., 1952, « Portfolio Selection », *Journal of Finance*, 3 : 77-91.
- Markowitz H., 1959, *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investment*, Yale University Press.
- Merton R., 1980, « On estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation », *Journal of Financial Economics*, 8(4): 323-361.
- Nilsson B. 2002, « International Asset Pricing and the Benefits from World Market Diversification », *Document de travail*, Departement of Economics, Lind University.
- Sharpe W., 1964, « Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk », *Journal of Finance*, 9 : 725-742.
- Serrano F. I. et S. S. Rivera, 2002, « Modelling the linkages between US and Latin American stock markets », *Applied Economics*, 35 : 1423-1434.
- Solnik B. H., 1974, « An equilibrium model of the international capital market », *Journal of Economic Theory*, 8 : 500-524.
- Tse Y. K. et Tsui A. K. C., 2002, « A multivariate GARCH model with time-varying correlations », *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(3): 351-362.
- Vo Vinh X. D., K. James, 2005, « European equity markets integration--implications for US investors », *Research in International Business and Finance*, Elsevier, 19(1): 155-170.

Tableau A1. Estimation par la méthode du quasi-maximum de vraisemblance du MEDAFI asymétrique

Panel A : ProcessusGARCHmultivarié

	DEU C1	GBR C2	FRA C3	JPN C4	ARG C5	HKG C6	MEX C7	SGP C8	USA C9	MM C10
C1	0,091*** (0,02134)									
C2	0,0600*** (0,0192)	0,059*** (0,016)								
C3	-0,0015 (0,0221)	0,015 (0,019)	0,121*** (0,029)							
C4	0,004 (0,0202)	0,015 (0,020)	0,485*** (0,013)	0,152*** (0,038)						
C5	0,0895*** (0,0188)	0,024 (0,019)	0,008 (0,020)	0,016 (0,021)	0,069*** (0,022)					
C6	-0,03 (0,019)	0,046** (0,019)	-0,017 (0,02)	0,0062 (0,02)	0,028 (0,021)	0,095*** (0,021)				
C7	0,0071** (0,020)	-0,0038 (0,0201)	0,326*** (0,016)	0,422*** (0,014)	-0,0017 (0,02)	-0,0043 (0,021)	0,144*** (0,025)			
C8	0,026 (0,0675)	0,0062 (0,081)	-0,014 (0,071)	-0,036 (0,08)	0,0042 (0,071)	-0,007 (0,08)	0,0006 (0,070)	0,067 (0,409)		
C9	-0,0057 (0,021)	0,0013 (0,021)	0,026 (0,020)	0,0007 (0,0204)	0,012 (0,02)	-8,4E-05 (0,021)	0,033 (0,02)	0,0138 (0,076)	0,083** (0,038)	
C10	0,119 (0,017)	-0,030* (0,008)	0,055** (0,027)	0,022 (0,019)	-0,0058 (0,031)	-0,0073 (0,031)	0,0014 (0,017)	-0,002 (0,021)	0,100 (0,032)	0,163* (0,049)

Tableau A1bis. Estimation par la méthode du quasi-maximum de vraisemblance du MEDAFI asymétrique

Panel B : Diagnostic des résidus

	DEU	GBR	FRA	JPN	ARG	HKG	MEX	SGP	USA	MM
A	0,084*** (0,008)	0,096*** (0,009)	0,072*** (0,003)	0,073*** (0,007)	0,097*** (0,009)	0,087*** (0,008)	0,057*** (0,006)	0,067*** (0,009)	0,042*** (0,005)	0,174*** (0,016)
B	0,902*** (0,009259)	0,896*** (0,009358)	0,922*** (0,002394)	0,888*** (0,010542)	0,893*** (0,009348)	0,898*** (0,009)	0,921*** (0,008)	0,902*** (0,005)	0,951*** (0,006)	0,825*** (0,027)
S	0,063*** (0,023)	0,045** (0,019)	0,057*** (0,021)	-0,0025 (0,002)	0,128*** (0,019)	0,0414** (0,0178)	0,107** (0,021)	0,074*** (0,0257)	0,117*** (0,0333)	0,853*** (0,092)
Z	-0,1089 (0,031)	0,002 (0,0011)	-0,098 (0,0321)	-0,039* (0,009)	0,0052 (0,0091)	-0,055* (0,019)	-0,022** (0,0044)	-0,010* (0,0099)	-0,102*** (0,0041)	0,007 (0,012)
Skewnes	-0,027750	-0,114956	-0,011054	-0,871794	-1,545033	-0,053080	-0,262030	-0,184365	-0,119666	-0,767003
Kurtosis	8,310579	12,60242	10,11487	13,40582	23,92977	13,02576	7,375479	8,223559	11,57088	5,125773
J.B:***	2981,539	9752,579	5351,150	11767,57	47315,46	10626,56	2052,798	2898,684	7771,386	726,4366

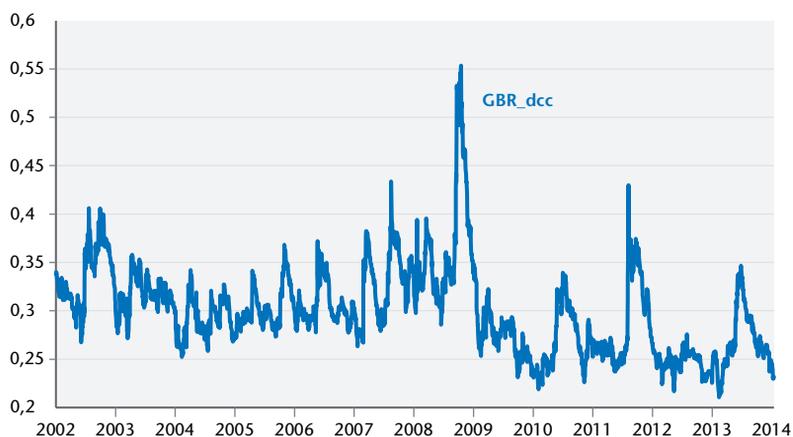
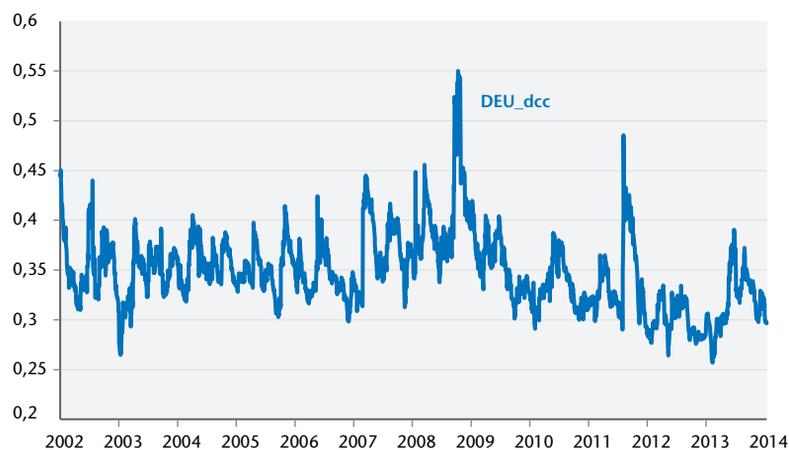
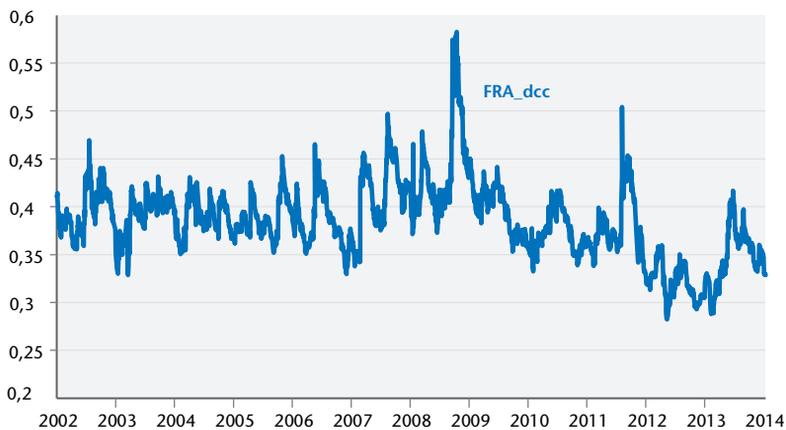
* significatif au seuil de 10 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; *** significatif au seuil de 1 % ; (,) L'écart type est reporté entre parenthèses.

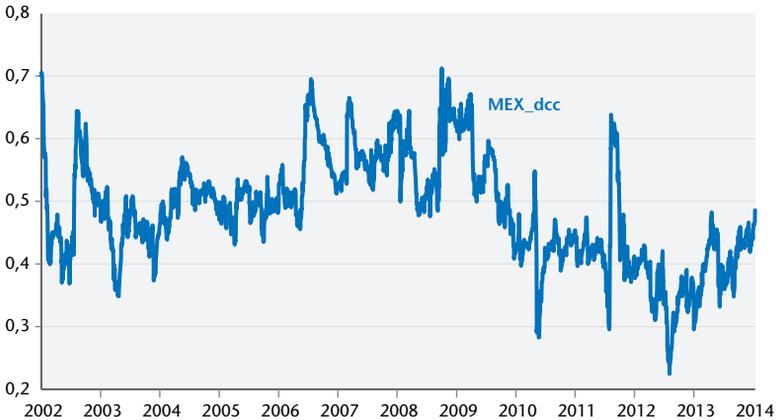
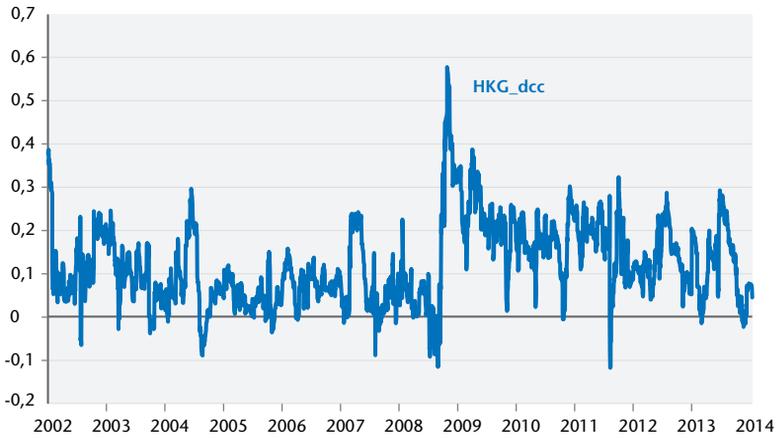
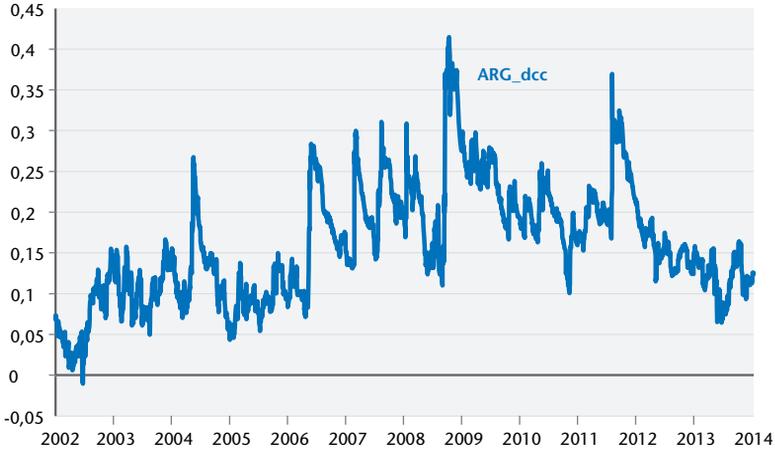
Source : Calcul des auteurs.

**ANNEXE 2. Corrélations conditionnelles avec le marché mondial
pour la période entière et les deux sous-périodes**

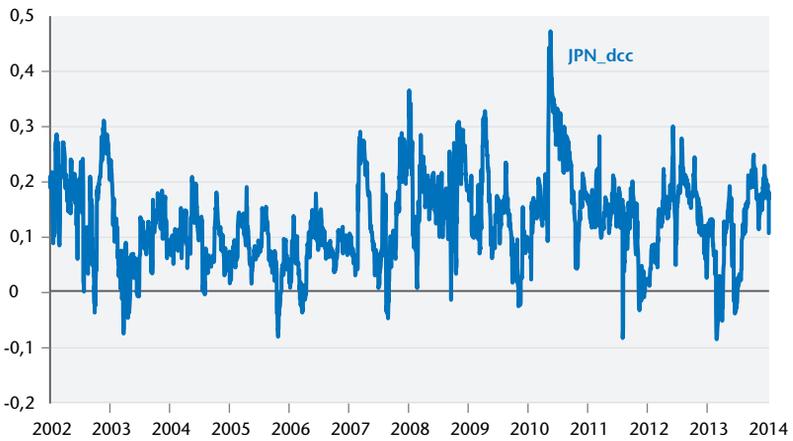
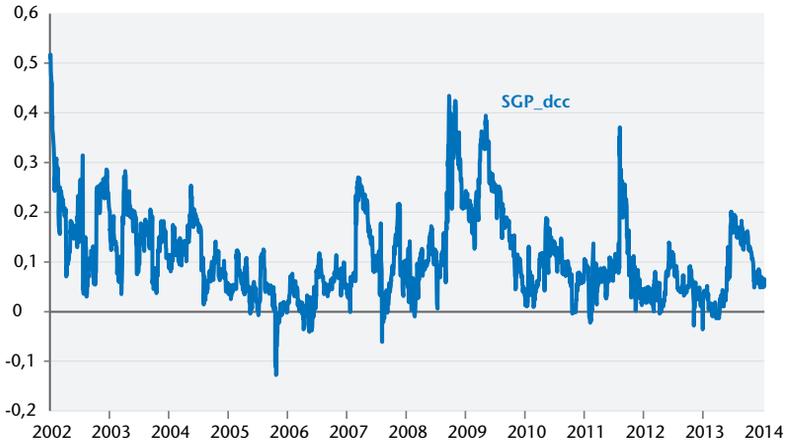
	01:2002-01:2014	01:2002-08:2007	09:2007-01:2014
Argentine	0,2507	0,2020	0,2612
Japon	0,1719	0,1125	0,2011
France	0,4275	0,3301	0,4401
Allemagne	0,2928	0,2018	0,3010
Hong-Kong	-0,0544	-0,1050	-0,0222
Mexique	0,0201	0,0188	0,0541
Singapour	0,1498	0,1102	0,1989
Royaume-Uni	0,6184	0,4120	0,6890
États-Unis	0,4850	0,3325	0,5021

Source : Calcul des auteurs.

ANNEXE 3. Corrélations conditionnelles dynamiques des différents marchés vis-à-vis du marché mondial

ANNEXE 3bis. Corrélations conditionnelles dynamiques des différents marchés vis-à-vis du marché mondial

ANNEXE 3ter. Corrélations conditionnelles dynamiques des différents marchés vis-à-vis du marché mondial



QUELLE MESURE DU COÛT ÉCONOMIQUE ET SOCIAL DU MAL-LOGEMENT ?¹

Pierre Madec

OFCE, Sciences Po

Des situations les plus extrêmes touchant les publics les plus fragiles (sans abris, exclusion sociale, ...) à celles les plus répandues que sont la sur-occupation des logements, les dépenses en logement trop élevées ou encore les difficultés de chauffage, les situations de mal-logement sont multiples et variées. De fait, la qualification et la quantification de l'impact de ces situations sont complexes, d'autant plus que les données statistiques à la disposition du monde scientifique ne permettent pas d'analyser aisément l'ensemble des formes prises par le mal-logement. Une fois recensé l'ensemble des coûts résultant de l'existence de situations de mal-logement, pour la plupart inscrites au titre du programme 177 des lois de finances, mais dont cet article propose d'élargir le dessin, nous tentons de quantifier l'impact des situations de mal-logement sur l'éducation, l'insertion dans l'emploi et la santé. Les résultats montrent l'importance de l'environnement du foyer sur l'ensemble des champs d'étude retenus. En effet, les liens statistiques mis en évidence à travers notamment l'analyse économétrique employée concluent à un impact significatif des principales conditions de logement tant sur la réussite scolaire des élèves que sur la probabilité de retrouver un emploi ou celle de se déclarer en mauvaise santé. La quantification, monétaire ou non, de ces impacts négatifs des conditions de logement, bien que fragile compte tenu des données et de la méthode employée, permet d'apporter un éclairage nouveau sur les conséquences que peuvent avoir les conditions de logement sur les conditions de vie des ménages pris dans leur intégralité et ce à court mais également à moyen/long terme.

Mots-clés : logement, inégalités, Logit, évaluation, mal-logement.

1. Cet article est issu du rapport intitulé « La mesure du coût économique et social du mal logement » réalisé par l'OFCE sur la demande et le financement de l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale (ONPES) et le Plan urbanisme construction architecture (PUCA). L'auteur tient à remercier Gérard Cornilleau, Éric Heyer et Xavier Timbeau pour leurs conseils avisés ainsi que les deux référés anonymes pour leurs relectures.

Depuis le 5 mars 2007 et l'instauration de la loi DALO, le droit à un logement « décent » est inscrit dans la loi française. Malgré tout, selon la Fondation Abbé Pierre, la France comptait en 2015 près de 4 millions de mal logés. En intégrant à ces chiffres les ménages fragilisés dans leurs conditions de logement, ce sont ainsi près d'un français sur six qui serait confronté, de près ou de loin, à des situations de logement anormales. Cette population, victime des crises économiques successives, accueille en son sein des ménages aux caractéristiques de logement très disparates. Logement trop cher, précarité énergétique, habitat indigne, les situations de mal-logement sont nombreuses, diverses et, souvent, cumulatives.

S'il n'existe pas aujourd'hui de définition arrêtée de ce qu'est le « mal-logement », de nombreux rapports et de multiples études se sont attelés, depuis plusieurs années, à le qualifier et le quantifier. Poursuivant cet objectif, un groupe de travail du Conseil national de l'information statistique (Cnis, 2011) a d'ailleurs tenté de cerner la notion de mal-logement à partir du croisement de différentes dimensions : le type d'habitat, le statut d'occupation, la qualité du logement, la précarité/stabilité dans le logement, l'environnement du logement, ou encore l'adéquation du logement au ménage qui l'occupe. Malgré tout, définir le mal-logement reste complexe. Conscient de cette complexité, cet article ne vise pas à quantifier de façon exhaustive l'ensemble des situations de mal logement. De même, certaines problématiques spécifiques ou ayant déjà fait l'objet d'évaluations telles que le « sans-abrisme » (British Columbia, 2001) ou le saturnisme (Institut Théophraste Renaudot, 2005) ne sont pas prises en compte.

Cet article étudie l'impact des principales composantes du mal logement sur les champs d'étude que sont la réussite scolaire, l'insertion dans l'emploi et l'état de santé. Pour ce faire, le choix a été fait d'asseoir la sélection des composantes du mal-logement sur deux critères stricts : la fréquence observée des situations et l'accessibilité des données. Ainsi, les composantes retenues ici sont : la sur-occupation, les difficultés de paiement², la précarité énergé-

2. Entendues ici au sens du CNIS, c'est-à-dire comme les dépenses liées à un logement trop cher pour le revenu des ménages.

tique et l'habitat indigne (humidité, bruit). Ces composantes sont relativement bien renseignées dans les enquêtes nationales à notre disposition, ce qui assure la bonne faisabilité des méthodes proposées. De plus, elles regroupent deux grandes dimensions de la classification du CNIS que sont la qualité du logement et l'adéquation du couple ménage/logement. Les autres dimensions de la classification du CNIS telles que le type d'habitat ou le statut d'occupation sont approchées au travers des variables de contrôle.

La notion de coûts que nous retenons regroupe à la fois les coûts monétaires impactant les finances publiques, mais également des coûts sociaux non chiffrables monétairement pour cause de non disponibilité des données nécessaires. *A contrario*, les coûts d'utilité, c'est-à-dire le chiffrage de la perte d'utilité engendrée par les situations de mal-logement pour les ménages et la société ne sont pas étudiés.

Les coûts retenus sont distingués selon qu'ils résultent de la prise en charge des publics mal logés (coûts directs) ou qu'ils sont induits par l'existence de situations de mal logement (coûts indirects). Les coûts directs prennent en compte les différents mécanismes de prise en charge des mal-logés (hébergement d'urgence, prise en charge sociale, accompagnement, coût des procédures DALO, ...).

Les coûts induits par les situations de mal-logement sont plus complexes à identifier car il s'agit d'identifier précisément les conséquences économiques, sociales et sanitaires du mal-logement. Pour chacun des champs d'étude retenus (éducation, emploi, santé), nous tentons d'évaluer l'impact des situations de mal-logement. Une fois ces liens établis, nous tentons d'évaluer les coûts économiques et sociaux induits. A titre d'exemple, bien que certaines études quantitatives aient cherché à évaluer les effets des situations de mal-logement sur les performances scolaires (Hernu, 2007), aucune d'entre elles n'est parvenue à chiffrer monétairement cet impact. De même, ces études ne prennent pas en compte l'intégralité des composantes du mal-logement. Si la sur-occupation permet d'expliquer une partie du redoublement des enfants dans le primaire ou le secondaire (Goux et Maurin, 2003), les autres composantes du mal-logement peuvent avoir, elles aussi, un impact négatif. Ces redoublements représentent un coût, budgé-

taire et social, mesurable et potentiellement important. Notre étude s'attache à le quantifier.

De même, le mal-logement, tout comme la grande pauvreté, sont des facteurs explicatifs importants de l'exclusion sociale. Or, tant l'emploi que la recherche d'emploi impliquent l'inclusion sociale. On peut donc penser que le mal-logement a un effet négatif sur l'offre de travail. Cet effet peut être qualitatif et quantitatif (coût de la prise en charge d'un chômeur, dépenses en transport pour une personne trop éloignée de son lieu de travail, manque à gagner fiscal).

Enfin, les liens entre conditions de logement et état de santé ont fait l'objet de nombreuses recherches, en majorité étrangères, qui ont tenté – notamment à travers l'étude *Large Analysis and Review of European Housing and Health Status* (LARES) menée par l'Organisation mondiale de la santé (LARES) et le plus souvent par le biais d'analyses de position spécifiques vis-à-vis du logement (le « sans-abrisme » le plus souvent) – de chiffrer les coûts induits de telles situations (DCLG, 2012 ; ENPC, 2012). L'habitat dégradé, la précarité énergétique, la sur-occupation ou encore la situation environnementale du logement étant autant de facteurs potentiellement explicatifs de la dégradation de l'état de santé des personnes touchées, nous tentons une fois de plus d'isoler ces effets et de les quantifier lorsque cela est possible.

1. Les coûts de la lutte contre le mal-logement

L'État occupe une place importante dans la lutte contre l'exclusion puisque l'hébergement d'urgence reste l'une des rares politiques sociales non décentralisées. C'est ainsi à l'État qu'incombe la prise en charge des ménages exclus du parcours résidentiel. Ces aides regroupent à la fois la gestion des situations d'urgence mais également la création de structures d'hébergement. A travers le programme 177 de la loi de finances intitulé « Prévention de l'exclusion et insertion des personnes vulnérables », le logement est au cœur des politiques publiques de lutte contre l'exclusion et la pauvreté, et son accès s'opère grâce à un spectre large de moyens et de dispositifs.

Le programme 177 se compose ainsi de plusieurs actions dont les outils et objectifs diffèrent. Pour l'année 2014, les crédits engagés au titre de ce programme s'élevaient à plus de 1,3 milliard d'euros et se composaient d'une action « Prévention de l'exclusion » (59 millions d'euros) et surtout d'une action « Hébergement et logement adapté » (1,3 milliard d'euros) au sein duquel sont notamment présentes les dépenses liées à l'hébergement d'urgence (pour 389 millions) et aux centres d'hébergements et de réinsertion sociale (pour 623 millions). Cependant, ce ne sont pas les seuls coûts à imputer directement aux situations de mal-logement. Tout d'abord, une partie des coûts d'hébergement reste à la charge des collectivités locales ou des associations prenant en charges les situations d'exclusion et cette partie n'est pas prise en compte dans le programme 177. Ensuite, d'autres dépenses publiques résultent de situations de logement anormales et subies par les ménages. À titre d'exemple, pour la seule année 2014, les aides à la personne ont pesé pour près de 20 milliards d'euros, à la charge de l'État et des organismes sociaux (CAF, ...). Ces aides, qui constituent le principal poste budgétaire de la politique du logement, sont ciblées sur les ménages aux ressources les plus modestes, *i.e.* les trois premiers déciles de revenus. En 2014, près de 6,5 millions de ménages ont bénéficié d'une aide personnelle au logement, leur permettant ainsi de réduire, dans le secteur locatif comme dans le secteur de l'accession, leurs taux d'effort, défini comme le ratio entre leurs loyers ou leurs mensualités d'emprunt (charges comprises) et leurs revenus, et les protégeant ainsi de situations de logement trop dégradées. Si le chiffrage précis de la part de ces aides affectées directement à la lutte contre le mal-logement (contrainte budgétaire et habitat insalubre³) semble complexe, sans exploitation précise des données de la CAF, une partie de celles-ci constitue un coût budgétaire directement imputable à l'existence de situation de mal-logement. Bien que cette réflexion puisse être menée pour l'ensemble des prestations sociales visant à mieux solvabiliser les ménages modestes (RSA, allocations familiales, ...), les aides personnelles au logement sont les seules dont l'unique objectif est la baisse du taux d'effort des ménages et l'amélioration des conditions de logement.

3. Notons que la loi ALUR instaure depuis peu une consignation des APL en cas d'habitat indigne.

Il en est de même de la garantie des risques locatifs (GRL) – qui facilite l'accès au logement des locataires dont les ressources les excluent de fait du marché de la location – ou encore de la construction de logements subventionnés, qu'il soit sociaux ou « intermédiaires », et des différentes aides aux travaux de rénovation des logements. L'ensemble de ces dispositifs visent à atténuer la contrainte budgétaire des ménages les plus modestes en luttant contre les conditions de logement dégradées. Les aides à la pierre adressées au secteur de la construction sociale, et dans une moindre mesure au secteur privé intermédiaire, ou les aides fiscales visant à l'amélioration de l'habitat peuvent également s'interpréter comme une compensation à l'existence de situation de mal-logement et donc être, tout du moins en partie, comptabilisées comme coût économique et social du mal-logement.

La quantification de l'impact de ces dépenses sur le mal-logement nécessite l'utilisation d'un modèle tenant compte de la rentabilité marginale décroissante des aides au logement du point de vue de la qualité de l'habitat. De fait, la complexité de la mise en place d'un tel modèle ne permet pas à l'heure actuelle de chiffrer monétairement ces coûts directs du mal-logement dans leur globalité. Malgré tout, il paraît évident, même sans modèle, que les coûts économiques et sociaux directs du mal-logement s'établissent à un niveau bien supérieur aux 1,3 milliard d'euros figurant au titre du programme 177 du budget national visant à la prévention de l'exclusion et à l'insertion des personnes vulnérables. Au seul titre de l'hébergement d'urgence, les aides publiques au logement s'élevaient ainsi, en 2013, à 3,8 milliards d'euros (Comptes du logement, 2013). Les aides accordées au secteur du logement social s'établissaient, quant à elles, à près de 16 milliards d'euros. Enfin, plus de 10 milliards d'euros par an étaient versées aux locataires du parc privé afin de réduire leur taux d'effort en logement.

Néanmoins ces coûts, résultant directement de la prise en charge des ménages mal logés, n'englobent pas l'ensemble de ce qui pourrait être désigné comme étant les coûts économiques et sociaux du mal logement. En effet, en plus des coûts de prise en charge et de réparation émanant des situations de mal logement, ces dernières sont à même d'engendrer indirectement des coûts économiques et sociaux tant pour les ménages que pour la société.

2. Les coûts induits des situations de mal logement : méthodologie

Afin d'étudier les coûts indirects du mal-logement, nous retenons les quatre composantes du mal-logement ayant la prévalence la plus importante dans la population : la sur-occupation du logement, une dépense en logement excessive, la précarité énergétique et enfin l'habitat sans confort. De même, nous restreignons notre analyse à trois champs d'étude sur lesquels les conditions de logement sont supposées avoir un impact : la réussite scolaire, l'insertion dans l'emploi et l'état de santé.

2.1. Composantes et champs d'étude

Pour étudier la « sur-occupation », nous retenons l'indicateur de l'INSEE disponible dans l'enquête Logement 2013 : l'indice de peuplement. Ce dernier est construit en fonction du nombre de pièces nécessaires aux ménages d'un logement. Selon cet indicateur, chaque logement doit posséder une pièce de séjour commune, une pièce par ménage, une pièce pour les personnes hors famille non célibataires ou les célibataires de 19 ans et plus, une pièce pour deux enfants s'ils sont de même sexe ou ont moins de 7 ans ou sinon une pièce par enfant. Selon l'enquête nationale Logement 2013 (ENL), 9,5 % des ménages français sont en situation de surpeuplement (accentué ou modéré), soit 2,7 millions de ménages.

Pour définir la composante « mal-logement au sens de la contrainte budgétaire », nous avons opté pour un critère alliant à la fois un taux d'effort élevé (supérieur à 30 %) et un reste à vivre faible (inférieur à 60 % du reste à vivre médian). Il ne paraît en effet pas opportun d'inclure dans notre étude les ménages au seul reste à vivre faible. Le coût économique et social résultant de ces situations s'apparentant plus à un coût de la pauvreté qu'à un coût du mal-logement. Selon le critère retenu, la population touchée varie assez fortement. Alors qu'un quart des ménages accuse un taux d'effort supérieur à 30 %, près d'un ménage sur trois a un reste à vivre inférieur à 60 % du reste à vivre médian. Au total, 17 % des ménages cumulent ces deux caractéristiques.

Compte tenu de la multitude de situations d'habitat dégradé, le choix d'un indicateur synthétique s'avère pour cette composante particulièrement complexe. Afin d'éviter une dispersion tant des

résultats que des extrapolations potentielles de ces derniers, nous utilisons ici deux critères stricts (et non exhaustifs) des situations de « mal-logement au titre de l'habitat sans confort ». Le premier est un critère de bruit (ressenti) et le second indique la présence (déclarée) d'humidité dans le logement. Dans l'ENL 2013, 11 % des ménages répondent positivement à la question relative à la présence de bruit et 21 % déclarent la présence de signes d'humidité sur certains murs du logement. Enfin, sont considérés comme en situation de précarité énergétique les ménages déclarant avoir souffert du froid durant le dernier hiver⁴ et ayant un taux d'effort énergétique, défini comme le rapport entre dépenses d'énergie et revenu, supérieur à 10 %. Selon l'ENL 2013, 2,5 % des ménages sont touchés par la précarité énergétique (taux d'effort élevé et froid ressenti).

Une fois le choix et la définition des composantes du mal logement arrêtés, il s'agit de construire, pour chacun des champs d'étude retenu, des indicateurs fiables permettant de mesurer correctement l'impact des situations de mal logement sur la réussite scolaire, l'insertion dans l'emploi et l'état de santé.

Pour le champ d'étude de l'éducation, l'indicateur retenu est le retard scolaire (Goux et Maurin, 2003 ; Hernu, 2007 ; Minister, 2004 ; Pirus, 2006). Ce dernier est calculé en fonction de l'âge et de la position de l'élève dans le système scolaire. Ce retard ne peut être calculé dans l'enquête nationale Logement (ENL) 2013, la place de l'élève dans le système scolaire n'étant pas renseignée. Nous exploitons donc les données de l'ENL 2002 dans laquelle cette donnée est présente. Malgré tout, cette enquête ne permet pas d'étudier l'ensemble des individus en cours de scolarité. Nous optons donc pour la sélection d'un sous-échantillon composé des élèves nés en 1990, en 1988, en 1987 et en 1986 (Hernu, 2007). Les élèves nés en 1990 sont considérés en situation de retard scolaire si, au moment de l'enquête, ils n'ont pas atteint la classe de sixième, les élèves nés en 1988 (respectivement 1987 et 1986) sont eux en situation de retard scolaire s'ils n'ont pas atteint au moment de

4. L'intitulé exact de la question figurant dans l'enquête Logement est le suivant : « Au cours de l'HIVER dernier, votre ménage a-t-il souffert du froid dans votre logement pendant au moins 24 heures ? ».

l'enquête la classe de quatrième (respectivement troisième et seconde)⁵.

Concernant l'emploi, nous étudions la probabilité d'être ou non au chômage (CREDOC, 2011 ; Eberle, 2001). Enfin, nous nous appuyons sur la littérature existante pour tenter d'évaluer le coût du mal-logement et de ses composantes sur la santé. Pour ce faire, nous étudions l'état de santé déclaré comme *proxy* de l'état de santé réel et ce, bien que la littérature existante ait tendance à démontrer que cet indicateur sous-évalue plutôt la possible dégradation de l'état de santé des individus.

Il convient de noter l'existence de difficultés importantes associées à l'évaluation du lien causal entre les conditions de logement et la santé, l'emploi ou l'éducation de l'individu : les personnes qui habitent dans des logements insalubres présentent une variété de caractéristiques qui peuvent impacter leur niveau d'éducation, leur santé ou leur employabilité (FORS, 2012). Les difficultés associées à l'évaluation du coût social du mal-logement en France proviennent à la fois de difficultés à établir un lien de causalité mais aussi de l'inexistence ou de l'indisponibilité des données.

2.2. Méthodologie

La première étape consiste à circonscrire, pour chacune des composantes du mal-logement étudiées (sur-occupation, contrainte budgétaire dépassée, précarité énergétique, logement sans confort) et chaque champ d'étude retenu (éducation, emploi, santé), un choix d'indicateurs synthétiques adaptés (voir *supra*).

Une fois ce choix opéré, la deuxième étape consiste à mettre en évidence l'existence d'un lien statistique entre les indicateurs relatifs au mal-logement et ceux relatifs aux champs d'étude retenus (retard scolaire/sur-occupation, retard scolaire/précarité énergétique, ...).

Il s'agit alors de construire des modèles économétriques de type *logit* visant à expliquer l'indicateur de champs d'étude (éducation, emploi ou santé) à partir d'un certain nombre de facteurs explica-

5. Le retard scolaire mesuré ici est un retard scolaire « cumulé », c'est-à-dire un retard scolaire « d'au moins 1 an ». L'âge des élèves est celui de la fin de l'année afin de neutraliser de possibles biais liés au mois de naissance.

tifs parmi lesquels figureront les indicateurs de mal-logement (sur-occupation, contrainte budgétaire, précarité énergétique, logement sans confort). Cette méthodologie a notamment été appliquée dans les travaux de recherche menés sur la sur-occupation (Goux et Maurin, 2003 ; Hernu, 2007)⁶.

Enfin, la dernière étape consiste à traduire sur un plan monétaire, lorsque cela s'avère possible, l'impact des différentes composantes du mal-logement sur les champs d'étude sélectionnés. Pour ce faire, nous utilisons le risque relatif extrait de l'analyse économétrique et utilisons la méthode dite des *fractions attribuables*, largement développée dans la littérature épidémiologique ou celle visant au chiffrage de coûts sociaux (Imbernon, 2002 ; Sultan-Taïeb et Niedhammer, 2012 ; Serrier 2012 ; Trontin *et al.*, 2010).

La méthode des fractions attribuables (*FA*) vise à déterminer, pour une situation donnée, le nombre de cas attribuables à une caractéristique précise. La prévalence (*P*) de l'exposition au facteur de risque (*i.e.* la proportion, dans la population, de personnes exposées à ce facteur à un instant donné) et le risque relatif (*RR*) (*i.e.* la différence de risque de développer une « pathologie », pour une population exposée par rapport à une population non-exposée) permettent de déterminer cette proportion de cas attribuables. Ici, les pathologies considérées correspondent aux différents champs d'étude retenus (retard scolaire, chômage, état de santé dégradé) et les facteurs de risques correspondent aux composantes du mal logement.

La fraction attribuable est définie comme suit :

$$FA = \frac{(RR - 1) * P}{(RR - 1) * P + 1}$$

Les résultats de la phase d'analyse économétrique permettent de déterminer des valeurs de risques distincts par classe de populations (par âge, CSP, ...). Les niveaux de prévalences sont quant à eux déterminés par l'analyse descriptive des données. Dans le cas

6. Pour l'ensemble des champs d'étude, nous nous appliquons autant que possible à faire reposer notre analyse et nos modélisations sur des méthodes validées par la littérature, et ce même si certains d'entre elles ne fournissent pas obligatoirement les estimations les plus probantes. Pour l'ensemble des modélisations proposées, des tests de robustesse reposant sur l'ajout de variables supplémentaires ou complémentaires ont malgré tout été réalisés.

où le coût total d'un indicateur de « champs d'étude » est disponible au niveau national, cette méthode nous permet d'obtenir la fraction de ce coût imputable aux différentes situations de mal-logement. Trontin *et al.* (2010) ont tenté d'évaluer le coût économique et social du stress professionnel en France. La méthode utilisée croise le nombre de pathologies attribuables au stress professionnel et des données de coûts associés aux pathologies concernées. Le nombre de cas pathologiques dus au stress professionnel est alors établi à partir de la méthode des « fractions attribuables » pour chaque pathologie considérée suivant la formule. La méthode des fractions attribuables est reprise par Fénglio *et al.* (2000) pour évaluer le coût social de l'alcool, le tabac et les drogues illicites en France. Les coûts estimés ne prennent en compte que les coûts monétaires tangibles privés et publics.

Les liens statistiques révélés déterminent évidemment de relations de corrélation. En effet, les relations de causalité, bien que pouvant être mises en évidence pour certaines composantes et/ou certains champs d'étude, sont bien plus complexes à établir.

3. Les coûts induits des situations de mal logement : résultats

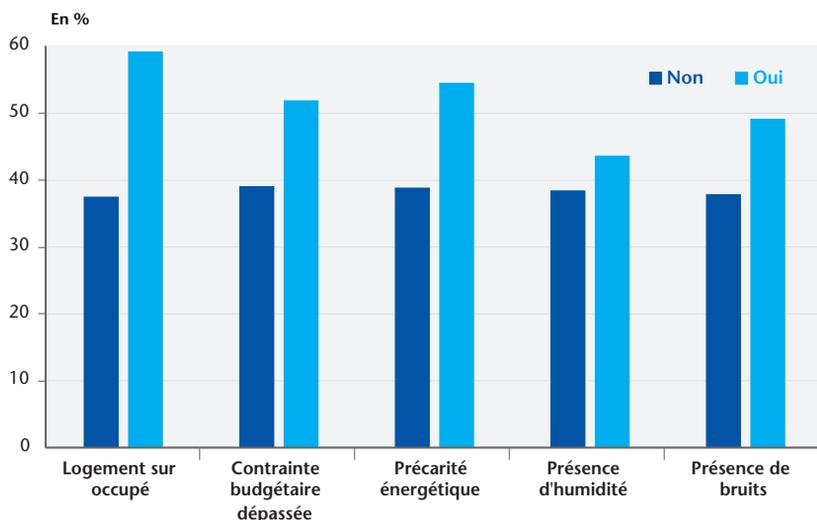
3.1. Conditions de logement et réussite scolaire

Si la relation statistique liant « sur-occupation » et « retard scolaire » a fait l'objet de nombreuses études scientifiques par le passé (voir *supra*), les possibles relations entre les autres composantes du mal-logement et ce champ d'étude, mais également ceux de l'emploi et de la santé, n'ont été que peu analysés dans la littérature. Afin de s'assurer à la fois de la robustesse de la méthodologie et de la cohérence des résultats, nous tentons dans un premier temps de quantifier monétairement l'impact de la « sur-occupation » sur le « retard scolaire ». Une fois la méthode validée, nous l'appliquerons aux autres composantes du mal-logement et aux autres champs d'étude retenus.

L'observation des taux de retard scolaire par âge et par situation des individus vis-à-vis du logement va à première vue dans le sens de la littérature. En effet, quel que soit l'âge de l'individu, le fait d'être en situation de sur-occupation augmente de 21 points le taux de retard scolaire (graphique 1). L'analyse descriptive du

retard scolaire par âge selon les situations budgétaires du ménage nous confirme quant à elle l'existence d'un lien entre ces dernières et l'échec scolaire des enfants (+13 points). C'est également le cas concernant l'exposition du ménage à la précarité énergétique (+16 points). L'effet sur le taux de retard scolaire de la présence ou non d'humidité dans le logement, bien que légèrement positif, ne semble pas significatif à ce stade de l'étude. *A contrario*, l'isolation phonique du logement impacte significativement la réussite scolaire des enfants puisque le taux de retard des enfants exposés au bruit est de 11 points supérieurs selon la classe d'âge.

Graphique 1. Retard scolaire selon la situation du logement



Échantillon : Sous-échantillon des individus âgés de 11, 13, 14 et 15 ans.

Sources : Enquête nationale Logement 2002, INSEE, calculs de l'auteur.

Pour autant, ces résultats purement descriptifs doivent être fortement relativisés puisqu'ils ne permettent pas de contrôler l'effet d'autres facteurs potentiellement explicatifs du retard scolaire (revenu des parents, réussite scolaire des parents, place de l'enfant dans la fratrie, ...), qui peuvent être eux-mêmes corrélés aux situations de mal-logement. Il convient donc de mettre en place des méthodes économétriques permettant de contrôler autant que possible les effets d'autres variables pouvant impacter le retard scolaire et/ou la sur-occupation. Afin de contrôler au mieux ces effets, nous allons analyser les résultats d'une régression logistique, la plus adaptée aux données étudiées (variables dichotomiques).

Dans les régressions mises en place ici, la variable à expliquer est une indicatrice égale à 1 si l'élève est en situation de retard scolaire et 0 sinon. Les variables explicatives sont l'âge de l'individu, son sexe, la taille de sa fratrie, une indicatrice d'obtention du bac pour le chef de ménage, les revenus du ménage par décile ainsi qu'une indicatrice de mal-logement. La catégorie socioprofessionnelle des parents ou encore le diplôme de la mère pourraient également être intégrés aux régressions, mais une fois encore nous nous appliquons ici à respecter au mieux les modélisations proposées dans la littérature. De plus, ces variables peuvent être considérées comme approximées par les variables de revenu et du diplôme du chef de famille. Il faut souligner que leur intégration dans le modèle en lieu et place du niveau d'étude du chef de ménage ne remet pas en cause les résultats présentés⁷.

Concernant la sur-occupation, les résultats économétriques confortent à la fois les premiers éléments descriptifs et les résultats issus de la littérature. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, un élève occupant un logement surpeuplé a 1,5 fois plus de chance d'être en échec scolaire qu'un élève résidant dans un logement adéquate (modèle 1, tableau 1)⁸.

Pour autant, ces résultats doivent être considérés avec précaution. Il est notamment possible, qu'un certain nombre d'effets ne soient pas pris en compte par le modèle décrit précédemment. Ces facteurs pourraient à la fois expliquer les situations d'échec scolaire et de sur-occupation (par exemple, la localisation du logement). Compte tenu de l'abondante littérature sur le sujet concluant pour la plupart à un effet marginal de ces endogénéités (Goux et Maurin, 2005 ; Hernu, 2007), nous mettons de côté ces risques. De plus, l'intégration de variables de localisation telle que l'appartenance ou non du logement à une zone urbaine sensible (ZUS) n'altère pas de manière notable les résultats, ce qui rassure sur la robustesse des modèles choisis.

7. L'ensemble des résultats issus des régressions complémentaires sont disponibles à la demande et figurent pour certains en annexe du rapport remis à l'ONPES.

8. Les résultats de l'étude d'Hernu (2007), en accord avec ceux de Goux et Maurin (2003), montraient qu'une augmentation d'un écart-type (0,59) du nombre d'enfants par chambre conduit à une hausse marginale de la probabilité de retard scolaire de 0,28.

**Tableau 1. Résultats des estimations *logit* pour le champ d'étude
« Éducation » : variable expliquée « être en retard scolaire »**

		Modèle 1 Odds ratio	Modèle 2 Odds ratio	Modèle 3 Odds ratio	Modèle 4 Odds ratio	Modèle 5 Odds ratio	Modèle 6 Odds ratio
Situation vis-à-vis du logement	« Normale »	ref	ref	ref	ref	ref	ref
	Sur-occupation	1,5***					1,4***
	Contrainte budgétaire dépassée		1,0				
	Précarité énergétique			1,0			
	Présence de bruits				1,4***		1,4***
	Présence d'humidité					1,1	
Diplôme le plus élevé du chef de ménage	Inférieur au bac	ref	ref	ref	ref	ref	ref
	Bac et supérieur	0,4***	0,4***	0,4***	0,4***	0,4***	0,4***
Nombre d'enfants du ménage	1	ref	ref	ref	ref	ref	ref
	2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,2	1,3
	3	1,1	1,1	1,1	1,2	1,1	1,2
	4	1,3	1,4	1,4	1,4*	1,4	1,4
	5	1,4	1,5*	1,5*	1,5*	1,5*	1,4
	6 et plus	2,6***	3,1***	3,1***	3,1***	2,9***	2,7***
Position dans la fratrie	Pas aîné	ref	ref	ref	ref	ref	ref
	Aîné	0,8***	0,8***	0,8***	0,8***	0,8***	0,8***
Sexe	Garçon	ref	ref	ref	ref	ref	ref
	Fille	0,6***	0,6***	0,6***	0,6***	0,6***	0,6***
Age au 31/12/2001	11	ref	ref	ref	ref	ref	ref
	13	1,6***	1,6***	1,6***	1,6***	1,6***	1,6***
	14	2,3***	2,3***	2,3***	2,3***	2,3***	2,3***
	15	4,1***	4,1***	4,1***	4,1***	4,1***	4,1***
Revenu du ménage par UC en décile	1 ^{er} décile	ref	ref	ref	ref	ref	ref
	2 ^e décile	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0	1,0
	3 ^e décile	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8	0,8
	4 ^e décile	0,9	0,8	0,9	0,9	0,9	0,9
	5 ^e décile	0,7	0,7	0,7	0,7	0,7	0,7
	6 ^e décile	0,6**	0,6**	0,6**	0,6**	0,6**	0,6*
	7 ^e décile	0,5**	0,5***	0,5***	0,5***	0,5***	0,6**
	8 ^e décile	0,5***	0,4***	0,4***	0,5***	0,4***	0,5***
	9 ^e décile	0,3***	0,3***	0,3***	0,3***	0,3***	0,3***
10 ^e décile	0,3***	0,3***	0,3***	0,3***	0,3***	0,3***	
Constante		0,9	1,0	0,9	0,8	0,9	0,8
R² de Nagelkerke		22 %	21 %	21 %	22 %	21 %	22 %

Note : Échantillon : 4 247 individus. Réf. : modalité de référence, n.s. : Coefficient non significatif ; * coeff. significatif au seuil de 90 % ; ** coeff. significatif au seuil de 95 % ; *** coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Le coefficient β est le coefficient émanant de la régression *logit*. $\text{Exp}(\beta)$. Il représente le rapport de chance (ou *odds ratio*) relatif à la variable décrite. Ainsi par exemple, toutes choses égales par ailleurs, un individu de 14 ans a 2,3 fois plus de chance d'être en situation de retard scolaire qu'un individu de 11 ans.

Source : Enquête nationale Logement 2002, INSEE, calculs des auteurs.

Pour ce qui est de la contrainte budgétaire, les résultats économétriques confirment les premières impressions issues de l'analyse descriptive. Une fois pris en compte l'effet du revenu, l'impact des dépenses en logement du ménage sur l'échec scolaire des enfants ne ressort pas significativement des régressions (modèle 2). L'effet mis en avant au cours de l'analyse descriptive est donc principalement un effet du revenu sur la réussite scolaire des enfants. Cet effet ne résultant pas directement de la situation du ménage vis-à-vis de son logement, nous ne le prenons pas en compte dans le reste de l'analyse et notamment dans le modèle 6 intégrant les différentes composantes du mal-logement. Il en est de même pour la précarité énergétique (modèle 3) et la présence d'humidité (modèle 5). La présence de bruit (modèle 4) multiplie par 1,4 la probabilité de retard scolaire des élèves, soit un impact comparable à celui observé pour la composante « sur-occupation » du mal-logement. Les cas de « multi-exposition » sont traités dans la spécification n° 6 qui contrôle des composantes de sur-occupation et de bruits, significatives lors des étapes précédentes. Les *odds ratio* ne diffèrent pas significativement, signe de la robustesse des résultats.

Les prévalences par âge de ces facteurs de risques « sur-occupation » et « bruit » sont fournies par l'ENL 2013 (tableau 2 et 3). La phase 3 n'ayant permis de conclure à un impact des autres composantes du mal-logement, elles sont ici écartées. Ces résultats permettent le calcul de fractions attribuables par âge. D'après l'enquête Logement 2013, les fractions attribuables par âge sont comprises entre 4 % (11 et 15 ans) et 5 % (13 et 14 ans) pour les deux composantes retenues⁹.

Tableau 2. Exposition au surpeuplement par âge en 2013

En %		Âge de l'individu au 31 décembre 2013			
		11	13	14	15
Logement sur occupé	Non	89,9	87,1	88,3	90,3
	Oui	10,1	12,9	11,7	9,7
Total		100,0	100,0	100,0	100,0

Source : ENL 2013, INSEE.

9. L'hypothèse est faite que les risques relatifs mis en évidence lors de la phase 2 demeurent inchangés au cours du temps.

Tableau 3. Exposition au bruit par âge en 2013

En %

		Âge de l'individu au 31 décembre 2013			
		11	13	14	15
Logement bruyant	Non	88,4	88,7	89,3	88,8
	Oui	11,6	11,3	10,7	11,2
Total		100,0	100,0	100,0	100,0

Source : Enquête nationale Logement 2013, INSEE, Calculs des auteurs.

Le coût estimé du redoublement varie selon les sources utilisées. Paul et Troncin (2004) estiment ainsi le coût du redoublement en primaire et au collège à 2,24 milliards d'euros. Selon l'OCDE (2013), le coût du redoublement au cours de la scolarité obligatoire des élèves (de 6 à 15 ans) en France était de 1,43 milliard d'euros en 2012. Enfin, l'Institut des politiques publiques (IPP, 2015) évaluait à 500 millions d'euros par cohorte d'élèves le coût du redoublement pour le primaire, à 600 millions pour le collège et à 900 millions pour le lycée, soit un coût total de l'ordre de 2 milliards d'euros par cohorte.

Sous l'hypothèse que les fractions attribuables sont comprises entre 4 % et 5 % quel que soit l'âge des élèves et selon l'estimation du coût du redoublement retenue, le coût annuel du retard scolaire dû aux situations de sur-occupation serait donc compris entre 55 et 115 millions d'euros par an.

Ces chiffres ne signifient pas que si aucun ménage ne se trouvait en situation de mal-logement, le coût global du redoublement diminuerait du montant mentionné. En effet, les déterminants du redoublement sont, au niveau microéconomique, multiples. Cette méthode vise à renseigner les ordres de grandeur à l'œuvre et permet de conclure à un impact significatif des situations de logement sur la réussite scolaire des élèves.

Ces effets sont à même de jouer sur l'avenir de ces élèves. Si le lien entre le retard scolaire et le niveau de diplôme atteint en fin d'étude est évident, l'existence d'une corrélation entre ce dernier et l'insertion dans l'emploi est elle aussi avérée. Ainsi, le tableau 4 présente, pour 2013, le taux de chômage selon le niveau de diplôme et la durée écoulée depuis la fin des études. Les ménages peu diplômés éprouvent des difficultés bien plus importantes que les autres catégories de ménages à s'insérer dans l'emploi et ce d'autant plus lorsqu'ils sortent juste de la période d'études.

Tableau 4. Taux de chômage selon le diplôme et le temps passé depuis la fin de la formation initiale en 2013

En %

	Sortis depuis...		
	1 à 4 ans de la formation initiale	5 à 10 ans de la formation initiale	11 ans et plus de la formation initiale
Enseignement supérieur	10,5	6,1	4,3
<i>Dont</i> : Enseignement supérieur long ¹	9,2	6,3	4,4
Enseignement supérieur court ²	13,0	5,8	4,2
Bac, CAP-BEP et équivalent	24,7	15,1	7,6
<i>Dont</i> : Baccalauréat	22,5	12,3	7,1
CAP-BEP	28,3	18,7	7,9
Brevet, CEP et sans diplôme	48,9	33,2	13,0
Ensemble	20,3	12,5	7,8

1. Notamment licence, master, doctorat, écoles de commerce et d'ingénieur.

2. Notamment DUT, BTS, Deug, diplômes paramédicaux et sociaux.

Lecture : en 2013, le taux de chômage (au sens du BIT) des hommes sortis depuis 1 à 4 ans de la formation initiale est de 21,7 %.*Note* : Données rétopolées sur la période 2003-2012 à la suite du changement du questionnaire de l'enquête Emploi en 2013. Cette rétopolation ne permet pas de corriger d'éventuelles ruptures liées aux modifications du questionnaire sur la formation.*Champ* : actifs sortis de la formation initiale en France métropolitaine depuis un an ou plus.*Source* : INSEE, enquêtes Emploi.

En influençant indirectement la réussite scolaire des élèves, les situations de mal-logement impactent également ces derniers en freinant leur future insertion sur le marché de l'emploi. Les situations de mal-logement peuvent également avoir, à plus court terme, des effets directs sur l'insertion professionnelle.

3.2. Conditions de logement et insertion dans l'emploi

Certaines situations de mal-logement ont pour conséquence directe d'exclure socialement les ménages qui en sont victimes. Or la recherche active d'emploi résulte de mécanismes inverses, d'inclusion sociale. Le chômeur, pour ne pas être « découragé », doit pouvoir vivre dans un environnement lui permettant de se consacrer pleinement à sa recherche d'emploi. Ce sont ces mécanismes que cette partie vise à expliciter. Évidemment, il faudra s'assurer que l'analyse distingue correctement les différents effets. Il existe un certain nombre de risques afférents à ce type d'analyse. En effet, si un lien statistique venait à être mis en évidence entre le mal-logement et la situation vis-à-vis de l'emploi, la relation liant

ces deux situations peut s'avérer complexe à définir, la causalité étant vraisemblablement à double sens.

Si les situations de mal-logement peuvent avoir un impact significatif sur le retour vers l'emploi, il y a aussi vraisemblablement un effet significatif du statut professionnel sur les conditions de logement et ce, par le biais du revenu des ménages. Plus pauvres, les ménages subissant le chômage sont également plus enclins à subir des situations de logement dégradé. Il est donc important de pouvoir contrôler ces effets.

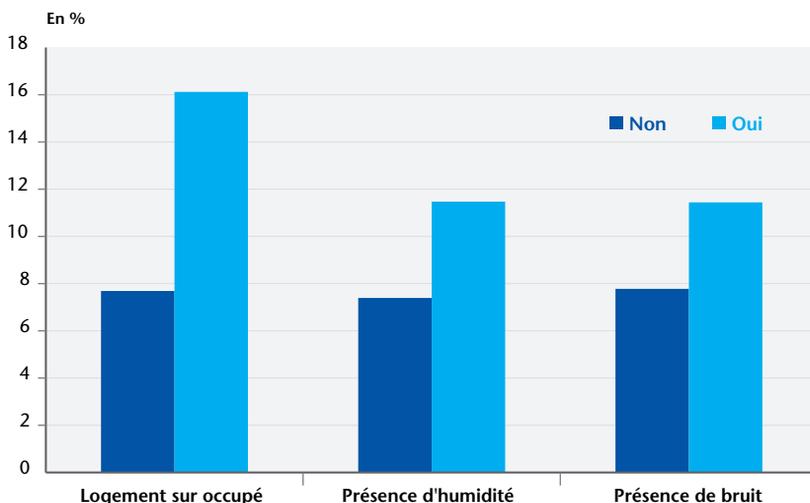
Afin de limiter ces risques, nous avons retenu pour notre analyse un sous-échantillon de ménages au sein de l'enquête nationale Logement 2013. Les résultats qui suivent devront donc obligatoirement être analysés comme des résultats partiels portant sur le sous-échantillon retenu.

Ce sous-échantillon d'analyse est composé des ménages n'ayant pas changé de logement et n'ayant pas connu de modification de leur structure familiale au cours des 4 années précédant l'enquête. Ce sous-échantillonnage permet de se prémunir de deux biais important : le fait que la situation professionnelle des ménages puisse impacter leurs situations de logement ; le fait qu'une modification de la composition familiale dans une période de chômage puisse faire basculer le ménage dans une situation de logement anormale.

Notons que les enquêtes nationales Logement de l'INSEE ne permettent pas de suivre les individus interrogés au cours des 4 dernières années. Notre analyse visant à analyser la situation des individus vis-à-vis de l'emploi, seule la population active est ici retenue, c'est-à-dire les individus ayant un emploi et ceux au chômage.

Sur le sous-échantillon considéré, le graphique 2 nous renseigne sur la probabilité d'un individu d'être au chômage au moment de l'enquête selon sa situation vis-à-vis de son logement. En 2013, le taux de chômage des individus vivant dans un logement sur-occupé était de 8 points supérieurs à celui des individus résidant dans un logement à l'occupation « normale ». De la même façon, les taux de chômage des individus exposés au bruit et à l'humidité sont plus de 4 points supérieurs aux taux de chômage des individus non exposés à ces composantes du mal-logement.

Graphique 2. Taux de chômage selon la situation du logement en 2013



Note : Sous-échantillon d'individus n'ayant pas eu de modification dans la structure de leur ménage et n'ayant pas déménagé au cours des 4 années précédant l'enquête.

Sources : Enquête nationale Logement 2013, INSEE, calculs de l'auteur.

Les composantes de « contrainte budgétaire » et de « précarité énergétique » ne sont pas retenues ici et dans la suite de l'analyse, en raison de leur forte relation causale liant la situation des individus vis-à-vis de l'emploi et leur revenu. De fait, les individus au chômage ont des revenus bien moindres que ceux des individus en emploi, entraînant des taux d'effort en logement et énergétique bien plus élevés et donc une analyse plus complexe de ces composantes du mal-logement.

À l'image du travail effectué sur le champ d'étude « Education », nous contrôlons maintenant les effets des autres variables pouvant influencer sur le taux de chômage. Pour ce faire, nous nous appuyons sur une analyse de la DARES menée en 2014 sur les enquêtes Emploi 2009-2012 de l'INSEE et portant sur l'emploi et le chômage des descendants d'immigrés¹⁰. Afin d'introduire dans nos régressions les meilleurs déterminants microéconomiques du chômage, nous reprenons l'intégralité des variables utilisées par la DARES (CSP, pays de naissance, niveau de diplôme, âge, taille urbaine, nombre d'enfants, vie en couple de l'individu et sexe) auxquelles

10. Voir DARES, 2014, « Emploi et chômage des descendants d'immigrés en 2012 », *DARES Analyse*, n° 023, mars.

nous ajoutons les variables relatives à la situation des individus vis-à-vis de leur logement¹¹.

Le tableau 5 nous renseigne sur l'impact des conditions de logement sur la probabilité d'être au chômage. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, en 2013, tout individu ayant les caractéristiques spécifiques de l'échantillon sélectionné et en situation de sur-occupation a 1,8 fois plus de chances d'être au chômage qu'un individu aux caractéristiques équivalentes mais vivant dans une situation d'occupation « normale » (modèle 1). Concernant l'habitat sans confort, ces risques relatifs sont respectivement de 1,5 et 1,3 pour les composantes d'humidité et de bruit (modèle 2 et 3). Le modèle 4 contrôle des situations de potentielles « multi exposition ». Les *odds ratio* sont une fois encore comparables. De même, l'introduction de variables de localisation plus précises telles que l'appartenance ou non à une ZUS ne modifie pas significativement les résultats présentés.

Les prévalences par âge sont données par les proportions d'individus exposés à ces facteurs de risques (tableaux 6 et 7). Nous obtenons donc des fractions attribuables comprises entre 4 % pour les 55 ans et plus et 16 % pour les moins de 30 ans pour la composante sur-occupation. Les fractions attribuables sont comprises entre 9% et 14 % pour la composante humidité et entre 4 % et 6 % pour la composante de bruit.

N'ayant pas à disposition d'estimation acceptable et validée dans la littérature du coût économique et social global du chômage (voir encadré), il apparaît complexe de chiffrer monétairement l'impact des situations de mal-logement sur l'emploi. De même, il faut une fois encore rappeler que ces résultats ne concernent que le sous-échantillon de la population active n'ayant connu ni modification dans ses conditions de logement, ni dans sa composition familiale.

11. Afin de maintenir des tailles d'échantillons suffisantes, les modalités de certaines variables ont été regroupées. Ces modifications et la différence de données engendrent certains changements dans les effets observés. Pour autant, les ordres de grandeur résultant de l'analyse de la DARES sont dans les grandes lignes respectés.

Tableau 5. Résultats de l'estimation *logit* pour le champ d'étude « Emploi » : variable expliquée « être au chômage »

		Modèle 1 Odds ratio	Modèle 2 Odds ratio	Modèle 3 Odds ratio	Modèle 4 Odds ratio
Situation vis-à-vis du logement	Normale	ref.	ref.	ref.	ref.
	Sur occupé	1,8***			1,7***
	Présence d'humidité		1,6***		1,5***
	Présence de bruit			1,5	1,3
CSP	Artisans, commerçants et chefs d'entreprise	ref.	ref.	ref.	ref.
	Cadres et professions intellectuelles supérieures	1,3	1,3	1,2	1,3
	Professions intermédiaires	1,5**	1,4**	1,4**	1,5**
	Employés	2,0***	2,0***	2,0***	2,0***
	Ouvriers	2,5***	2,6***	2,5***	2,5***
Pays de naissance	France	ref.	ref.	ref.	ref.
	Autres Pays	1,5***	1,6***	1,6***	1,5***
Niveau de diplôme	Certificat d'étude primaire ou aucun diplôme	ref.	ref.	ref.	ref.
	Brevets (BEPC, ...)	0,6***	0,6***	0,6***	0,6***
	CAP, BEP, ...	0,6***	0,6***	0,6***	0,6***
	Baccalauréats	0,6***	0,6***	0,6***	0,6***
	Bac +2	0,6***	0,5***	0,6***	0,6***
	Supérieur à BAC +2	0,5***	0,5***	0,5***	0,5***
Age	Moins de 30 ans	ref.	ref.	ref.	ref.
	Entre 30 et 34 ans	0,6***	0,6***	0,6***	0,6***
	Entre 35 et 39 ans	0,6***	0,6***	0,6***	0,6***
	Entre 40 et 44 ans	0,5***	0,5***	0,5***	0,5***
	Entre 45 et 49 ans	0,5***	0,5***	0,5***	0,5***
	Entre 50 et 54 ans	0,5***	0,5***	0,5***	0,5***
	55 ans et plus	0,7***	0,6***	0,6***	0,7***
Taille urbaine	Commune rurale et de – de 20 000 habitants	ref.	ref.	ref.	ref.
	Entre 20 000 et 200 000 habitants	1,1	1,1	1,0	1,0
	Plus de 200 000 habitants	1,1	1,1	1,0	1,0
	Aire urbaine de Paris	0,9	1,0	1,0	0,8*
Nombre d'enfants	Aucun	ref.	ref.	ref.	ref.
	1	1,1	1,1	1,2*	1,1
	2 et plus	0,8**	0,9	0,9	0,8**
Vie en couple	Oui	ref.	ref.	ref.	ref.
	Non	2,1***	2,1***	2,1***	2,0
Sexe	Masculin	ref.	ref.	ref.	ref.
	Féminin	0,9**	0,9**	0,9**	0,8**
Constante		0,1***	0,1***	0,1***	0,1***
R2		11 %	11 %	11 %	12 %

Note : Échantillon : 12 692 individus. Réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif ; * coeff. significatif au seuil de 90 % ; ** coeff. significatif au seuil de 95 % ; *** coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, CSP, Pays de naissance, Niveau de diplôme, Age, Taille urbaine, Nombre d'enfants, Sexe), un individu n'ayant pas subi de modifications de sa structure familiale et n'ayant pas déménagé voit sa probabilité d'être au chômage en 2013 multipliée par 1,6 s'il ne vit pas en couple.

Source : Enquête nationale Logement 2013, INSEE, Calculs de l'auteur.

Tableau 6. Exposition au surpeuplement par âge

		Âge						
		Moins de 30 ans	Entre 30 et 34 ans	Entre 35 et 39 ans	Entre 40 et 44 ans	Entre 45 et 49 ans	Entre 50 et 54 ans	55 ans et plus
Logement sur-occupé	Non	84,7	88,7	89,1	90,8	90,4	94,0	96,5
	Oui	15,3	11,3	10,9	9,2	9,6	6,0	3,5
Total		100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : Enquête nationale Logement 2013, INSEE, calculs de l'auteur.

Tableau 7. Exposition à l'humidité ou au bruit par âge en 2013

		Âge						
		Moins de 30 ans	Entre 30 et 34 ans	Entre 35 et 39 ans	Entre 40 et 44 ans	Entre 45 et 49 ans	Entre 50 et 54 ans	55 ans et plus
Logement humide	Non	73,9	73,4	74,8	75,1	77,5	78,4	84,4
	Oui	26,1	26,6	25,2	24,9	22,5	21,6	15,6
Total		100	100	100	100	100	100	100
Logement bruyant	Non	86,8	86,5	88,1	88,7	90,1	90,7	92,4
	Oui	13,2	13,5	11,9	11,3	9,9	9,3	7,6
Total		100	100	100	100	100	100	100

Source : Enquête nationale Logement 2013, INSEE, Calculs de l'auteur.

Encadré 1. Un coût du chômage sujet à débat

Bien qu'il existe un consensus autour de l'idée selon laquelle le chômage a un coût monétaire important tant pour les finances publiques (allocations chômage, accompagnement des demandeurs d'emploi, manque à gagner fiscal, ...) que pour les demandeurs d'emploi eux-mêmes (perte de revenu), chiffrer globalement et monétairement ce coût est complexe.

Barbe (1989) recense les concepts et résultats d'un certain nombre d'études qui ont visé à répondre à la problématique de chiffrage du coût économique du chômage. Une fois rappelées les limites d'un tel exercice, l'auteur fournit l'estimation d'un coût par personne de 7 000 F. de 1986. Appliqué au nombre de chômeurs de l'année 2013 et actualisé, cela représenterait selon cette estimation un coût du chômage total de l'ordre de 60 milliards d'euros par an.

À la demande de la Fédération européenne des services à la personne (EFSI), la société Idea Consult a mis en place une étude visant à estimer le coût d'une personne au chômage par rapport au profit procuré par une personne active dans six États membre de l'UE : l'Allemagne, la

Belgique, l'Espagne, le Royaume Uni, la Suède et la France (EFSI, 2012). Dans cette étude, le coût du chômage est entendu comme « *l'intervention publique complémentaire induite par le chômage et la perte potentielle de revenus pour le gouvernement* ». Des données harmonisées sur les dépenses étatiques ont été utilisées afin d'estimer le montant des interventions publiques au profit des demandeurs d'emploi. Pour estimer la perte potentielle de revenus pour le gouvernement, les recettes fiscales générées par les cotisations sociales et les impôts sur les revenus et la consommation des demandeurs d'emploi ont été comparées aux revenus perçus par le gouvernement pour un salarié touchant un salaire annuel brut moyen. Selon les estimations des auteurs, le coût annuel moyen d'un demandeur d'emploi français s'élèverait à 28 727 euros. En 2013, le nombre de chômeurs s'élevait à 2,8 millions, le coût total du chômage pouvait être estimé selon cette étude à près de 80 milliards d'euros, soit 4% du PIB.

Plus trivialement, chaque année, la DARES recense les dépenses en faveur de l'emploi et du marché du travail. Bien que ne prenant pas en compte par exemple le manque à gagner fiscal résultant des situations de perte d'emploi, ces dépenses peuvent servir d'approximation simple à l'évaluation du coût économique du chômage. En 2012, ces dépenses s'élevaient à 85,7 milliards d'euros. Ces dépenses excluent les mécanismes d'aide au maintien dans l'emploi (allègement de charge, RSA activité, ...) mais intègrent l'ensemble des dépenses financées par l'État, les collectivités locales ou les administrations de sécurité sociale.

Appliqué aux données fournies par la DARES sur les dépenses en faveur de l'emploi et du marché du travail (voir encadré), cela correspondrait à une part imputable aux situations de mal-logement comprise entre 2 et 8 milliards d'euros. Ces coûts ne pourraient pas disparaître entièrement en cas de résolution complète des situations de mal-logement, le phénomène de file d'attente jouant pleinement son rôle sur le marché de l'emploi. Le coût du chômage imputable aux situations de mal-logement doit être restreint aux situations de chômage classique. Celles-ci correspondent plus ou moins aux situations de plein emploi (*i.e.* quand on peut considérer que les chômeurs involontaires sont soit en insertion à la fin de leur formation, soit en transit entre deux emplois, soit inemployables du fait de leurs caractéristiques personnelles). Dans ce cas, le mal-logement peut être une cause de chômage du fait de son impact sur l'employabilité des chômeurs. La difficulté à trouver un logement adéquat peut aussi limiter la

mobilité des chômeurs et expliquer ainsi une part structurelle du chômage classique.

Par contre, en situation de chômage keynésien, on ne peut pas considérer que le sous-emploi est de nature structurelle. Le coût du chômage doit dès lors être imputé aux déséquilibres macroéconomiques. Dans ce cas, les chômeurs mal logés ou en difficulté pour trouver un logement, sont simplement rejetés en fin de la file d'attente et une amélioration de leur situation en matière de logement ne ferait que modifier leur rang dans cette file. Sans réduction du chômage global, il n'y aurait donc pas de réduction du coût monétaire du chômage à court terme. Ce n'est qu'à long terme, une fois revenu au plein emploi, que l'on pourrait enregistrer une réduction de coût du fait de l'amélioration structurelle de l'employabilité de la main-d'œuvre.

3.3. Conditions de logement et santé

Le lien causal entre « Situation de logement » et « Etat de santé » est à l'heure actuelle relativement bien documenté (voir *supra*). Entre autres, sur la base d'enquêtes réalisées dans 8 villes européennes (données LARES), l'organisation mondiale de la santé (OMS) a mis en lumière un lien statistique entre conditions de logement (confort thermique, accès à la lumière naturelle dans le logement, qualité de l'air intérieur, humidité et moisissures, exposition au bruit, qualité des installations sanitaires,...) et état de santé des individus. Nous tenterons de confirmer ces résultats sur un échantillon de la population française. Contrairement à la partie précédente, le sens de la relation causale semble, pour ce champ d'étude, plus facile à établir. Pour autant, si l'impact des conditions de logement sur l'état de santé est avéré, la question quant à sa quantification, monétaire ou non, reste à faire.

L'enquête Logement de l'INSEE étant dépourvue de questions relatives à la santé, nous axons notre analyse sur l'exploitation de l'enquête Santé de l'INSEE datant de 2002. Au sein de cette dernière, la question suivante est posée aux répondants : « Comment est votre état de santé général ? ». Les réponses proposées sont : « Très bon », « Bon », « Moyen », « Mauvais » et « Très mauvais ».

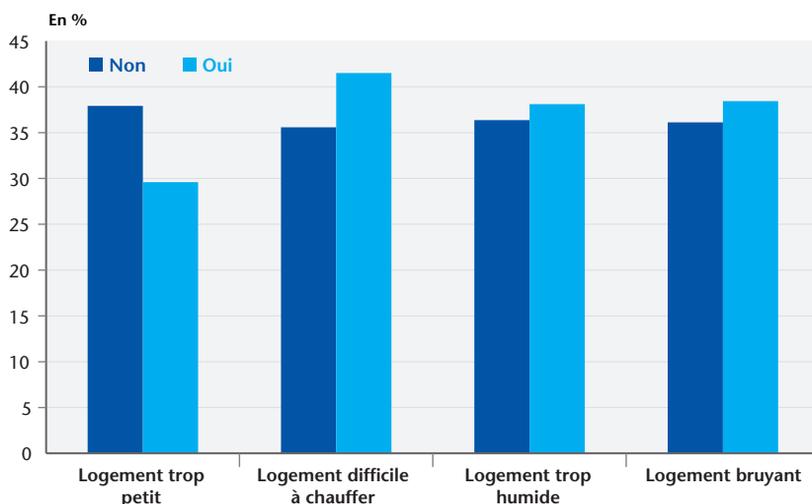
Concernant les composantes du mal-logement retenues, elles sont, exception faite de la composante de contrainte budgétaire

(non mesurable par manque d'information sur les dépenses en logement des ménages), toutes présentes dans l'enquête sous une forme toutefois plus déclarative que dans les enquêtes nationales Logement. Ainsi, les individus ont été interrogés sur leur ressenti vis-à-vis de la taille de leur logement (trop petit ou non) et sur la facilité ou non de chauffer ce dernier. Les questions relatives à l'humidité et au bruit sont quant à elle identiques à celles posées dans les enquêtes nationales Logement.

Le graphique 3 nous renseigne sur la proportion de ménages se déclarant en mauvaise ou très mauvaise santé (que nous regrouperons par la suite sous le terme : état de santé dégradé) selon les situations de logement. Excepté la composante de sur-occupation, toutes les autres composantes de mal-logement impactent négativement l'état de santé (ressenti) des individus interrogés. Ainsi, les individus vivant dans un logement « Difficile à chauffer » sont 5,3% à déclarer un état de santé dégradé contre 3,1 % pour les ménages résidant dans un logement correctement chauffé. Il en est de même pour ce qui est de l'humidité (5,3 % contre 3,3 %) et dans une moindre mesure du bruit (4,3 % contre 3,3 %).

Malgré tout, à l'image des résultats descriptifs des parties précédentes, ces analyses sont à exploiter avec la plus grande précaution puisqu'aucune autre caractéristique individuelle n'est ici prise en

Graphique 3. Déclaration d'état de santé dégradé selon la situation vis-à-vis du logement



Source : Enquête santé 2002, INSEE.

compte. L'âge constitue par exemple un facteur explicatif prédominant de l'état de santé déclaré des individus. L'absence de contrôle de cette variable est d'ailleurs l'une des explications probables de l'effet observé de la sur-occupation.

Le tableau 8 présente quant à lui les résultats des estimations *logit* réalisées. La variable à expliquer est ici la variable « État de santé dégradé » et les régressions présentées renseignent sur la probabilité qu'un individu déclare un état de santé dégradé. Une fois encore, nous avons fait le choix de baser les modélisations sur celles issues de la littérature traitant de l'impact des conditions de vie sur la probabilité de se déclarer ou non en mauvaise santé. Pour ce faire, nous réitérerons les régressions issues de l'article « Contexte géographique et état de santé de la population » publié en 2009 par l'IRDES. Cet article vise à mesurer l'impact du lieu de résidence (ZUS ou non) sur la probabilité de se déclarer en mauvaise santé, à l'aide d'un modèle de type *probit*.

Si, comme attendu, l'âge influence fortement l'état de santé des individus, le revenu joue également un rôle important dans la perception qu'ont ces derniers de leur santé et donc potentiellement leur état de santé réel. Cela est pris en compte à la fois par les variables relatives au revenu mais également par les CSP ou le niveau de diplôme. De même, les inactifs, qu'ils soient chômeurs ou non, déclarent beaucoup plus souvent un état de santé dégradé que les autres individus.

Concernant les composantes du mal-logement, leurs impacts sont, malgré les nombreux contrôles, particulièrement significatifs. Ainsi, les ménages « mal logés » voient leurs chances de se déclarer en mauvaise santé s'accroître fortement par rapport aux autres catégories de ménages. De même, les situations de multi-exposition (modèle 5) semblent plus nombreuses. Ainsi, alors qu'un individu en situation de surpeuplement a 1,6 fois plus de chances de se déclarer en état de santé dégradé qu'un individu en situation d'occupation normale dans le modèle 1, ce rapport de chance n'est « que » de 1,4 une fois contrôlé des autres composantes du mal-logement. Il en est de même pour les autres composantes. Ceci est en partie dû au caractère déclaratif de ces composantes dans l'enquête. En effet, les individus déclarant un état de santé dégradé ont tendance à ressentir une dégradation de l'ensemble de leurs conditions de vie. L'analyse des *odds ratio* émanant du modèle 5 apparaît ainsi plus appropriée pour le chiffrage.

Tableau 8. Résultats de l'estimation *logit* pour l'ensemble des composantes du mal-logement : variable expliquée « État de santé dégradé »

		Modèle 1 Odds ratio	Modèle 2 Odds ratio	Modèle 3 Odds ratio	Modèle 4 Odds ratio	Modèle 5 Odds ratio
Composantes du mal-logement	Aucune	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
	Logement sur-occupé	1,6***				1,4***
	Froid ressentit		1,7***			1,5***
	Présence d'humidité			1,8***		1,4***
	Présence de bruit				1,5***	1,4***
Âge (en tranche)	Moins de 30 ans	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
	Entre 30 et 44 ans	10,7***	10,7***	10,7***	10,8***	10,9***
	Entre 45 et 59 ans	20,3***	19,2***	19,4***	19,5***	21,2***
	Entre 60 et 79 ans	14,2***	13,2***	13,6***	13,4***	15,3***
	80 ans et plus	28,8***	27,1***	27,5***	27,6***	31,8***
CSP	Inactif	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
	Agriculteurs	1,4***	1,3*	1,3	1,4*	1,3*
	Artisans, commerçants, chefs d'entreprises	1,4**	1,4**	1,4**	1,4**	1,4**
	Cadre et prof. intellectuelles supérieures	1,0	1,1	1,1	1,0	1,1
	Professions intermédiaires	1,3	1,3*	1,3	1,3	1,3*
	Employés	1,3**	1,4**	1,3**	1,3*	1,3*
	Ouvriers	1,8 ³	1,8***	1,8***	1,8***	1,8***
Revenu	Inférieur à 14 500 euros	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
	Entre 14 500 euros et 23 999 euros	0,7***	0,7***	0,7***	0,7***	0,7***
	Entre 24 000 euros et 35 999 euros	0,6***	0,6***	0,6***	0,6***	0,6***
	36 000 euros et plus	0,4***	0,5***	0,5***	0,4***	0,5***
Niveau de diplôme	Inférieur au bac	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
	Bac	0,7***	0,7***	0,7***	0,7***	0,7***
	Bac +2 et plus	0,8*	0,8*	0,8*	0,8*	0,8*
Nationalité	Français de naissance	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
	Français par acquisition	1,6***	1,5***	1,6***	1,6***	1,5***
	Étrangers ressortissants de l'Europe des 15	1,4**	1,5**	1,5**	1,5**	1,5**
	Étrangers non ressortissants de l'Europe des 15	1,1	1,1	1,1	1,1	1,0
Taille urbaine	Moins de 50 000 habitants	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
	Entre 50 000 et 199 999 habitants	1,1	1,1	1,1	1,1	1,1
	Plus de 200 000 habitants	1,3***	1,3***	1,3***	1,3***	1,3***
	Paris	1,0	1,0	1,0	1,0	0,9
Occupation de l'individu	Actif occupé	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
	Chômeur	2,6***	2,5***	2,5***	2,6***	2,5***
	Inactif	4,4***	4,3***	4,3***	4,4***	4,3***
Logement en ZUS	Non	réf.	réf.	réf.	réf.	réf.
	Oui	1,1	1,2	1,1	1,1	1,1
Constante		0,0***	0,0***	0,0***	0,0***	0,0***
R²		20 %	21 %	20 %	20 %	21 %

Note : Échantillon : 35 788 individus. Réf. : modalité de référence, n.s : Coefficient non significatif ; * coeff. significatif au seuil de 90 % ; ** coeff. significatif au seuil de 95 % ; *** coeff. significatif au seuil de 99 %.

Note de lecture : Toutes choses égales par ailleurs (Situation du logement, Revenu, Age, Région), un cadre a une probabilité de déclarer son état comme « dégradé » 1,8 fois moins élevé qu'un ouvrier.

Source : Enquête Santé 2002, INSEE, Calculs des auteurs.

La prévalence par âge est toujours donnée par la proportion d'individus exposés aux différentes composantes du mal-logement dans le sous-échantillon retenu. Ces prévalences par âge sont fournies par les données de l'enquête Santé 2002 de l'INSEE (tableau 9).

Tableau 9. Exposition aux composantes du mal-logement par âge

En %

		Âge			
		Moins de 30 ans	Entre 30 et 49 ans	Entre 50 et 69 ans	Plus de 70 ans
Logement sur-occupé	Non	76,7	80,3	93,1	96,7
	Oui	23,3	19,7	6,9	3,3
Total		100,0	100,0	100,0	100,0
Logement difficile à chauffer	Non	82,2	84,2	85,6	83,9
	Oui	17,8	15,8	14,4	16,1
Total		100,0	100,0	100,0	100,0
Logement trop humide	Non	87,2	89,4	93,0	92,0
	Oui	12,8	10,6	7,0	8,0
Total		100,0	100,0	100,0	100,0
Logement trop bruyant	Non	78,4	80,9	85,0	86,8
	Oui	21,6	19,1	15,0	13,2
Total		100,0	100,0	100,0	100,0

Source : Enquête Santé 2002, INSEE, Calculs de l'auteur.

Pour la sur-occupation, les fractions attribuables sont donc comprises entre 1 % et 9 %. Concernant la composante de précarité énergétique, elles sont comprises entre 7 % et 8 % selon l'âge. Pour l'humidité et le bruit elles sont respectivement comprises entre 3 % et 5 % et entre 5 % et 8 %.

Afin de traduire monétairement ces fractions attribuables, nous devrions connaître le coût monétaire (par exemple en termes de dépenses de santé) pour un individu ou pour la collectivité du fait de déclarer un état de santé dégradé comparativement à un état de santé « normal », ce qui n'est pas le cas à l'heure actuelle. Pour autant, nous sommes en mesure de conclure à un impact significatif des conditions de logement sur l'état de santé des individus et une fois le lien monétaire établi entre « Etat de santé déclaré » et « Dépenses de santé », le chiffrage monétaire pourra être réalisé aisément.

4. Conclusion

Malgré le travail important effectué depuis des décennies tant par les chercheurs que par les acteurs du secteur, la qualification du mal-logement reste sujette à débat. Des situations les plus extrêmes touchant les publics les plus fragiles (sans-abrisme, exclusion sociale, ...) à celles, plus répandues, que sont la sur-occupation, les dépenses en logement trop élevées ou encore les difficultés de chauffage, les situations de mal-logement sont multiples et variées. De fait, la qualification et la quantification de l'impact de ces dernières est complexe et ce, d'autant plus que les données statistiques dont on dispose ne permettent pas d'analyser aisément l'ensemble des formes prises par le « mal-logement ».

Nous l'avons vu, mener une telle évaluation des coûts indirects à partir d'enquêtes dont la finalité initiale n'était pas celle-là, est complexe. Pour ce faire, des enquêtes plus spécifiques seraient nécessaires. Qu'elles soient qualitatives ou quantitatives, elles nous permettraient d'enrichir l'analyse initiée ici. Si celle-ci a permis de mettre en lumière les impacts induits par les conditions de logement tant en termes de retard scolaire que d'insertion dans l'emploi ou d'état de santé, impacts qui se sont révélés fortement significatifs, un certain nombre de problématiques restent en suspens. Ainsi, certains publics, touchés par le mal-logement, n'ont pas été étudiés (les personnes sans abri, atteintes de saturnisme, ...). De plus, la multiplicité des données utilisées et la non-exhaustivité de ces dernières ne permettent pas l'obtention *in fine* d'un chiffrage monétaire pouvant être jugé comme satisfaisant.

Malgré tout, les résultats montrent l'importance de l'environnement du foyer sur l'ensemble des champs d'étude retenus. En effet, les liens statistiques mis en évidence à travers notamment l'analyse économétrique concluent à un impact important des principales conditions de logement tant sur la réussite scolaire des élèves que sur la probabilité de retrouver un emploi ou celle de se déclarer en mauvaise santé. Ainsi, entre 8% et 10% du retard scolaire mesuré serait en partie expliqué par des conditions de logement dégradées. Concernant l'insertion dans l'emploi, les résultats obtenus mettent en évidence une corrélation importante entre logement et probabilité de retrouver un emploi. Enfin, la probabilité d'un individu à juger sa santé dégradée semble fortement liée à la situation de logement de ce dernier puisqu'entre 16 % et 30 % de la perception de

l'état de santé semble expliquée par la qualité de l'habitat. Au total, entendus au sens le plus large, les coûts directs et indirects engendrés par l'existence de situations de mal-logement pourraient dépasser les 30 milliards d'euros par an.

Références

- Ministry of Social Development and Economic Security, 2001, Homelessness Causes & Effects: The Costs of Homelessness in B. C., British Columbia, volume 3.
- Goux D. et E. Maurin, 2003, « The effect of overcrowded housing on children's performance at school », *Journal of Public Economics*, Elsevier, 89(5-6) : 797-819.
- Office of the Deputy Prime Minister, 2004, « The impact of overcrowding on health and education: a review of the evidence and literature », corp creators, 2004.
- Habitat insalubre et santé, Insalubrité, habitat indigne, taudis : quels impacts sur la santé ?, Institut Théophraste Renaudot, 2005.
- Hernu M., 2007, « Conditions de logement et échec scolaire », *Mémoire de recherche*, EHESS.
- CNIS, 2011, « Le mal-logement », *Rapport du groupe de travail du CNIS*, n° 126, juillet.
- CREDOC, 2011, « Les répercussions directes et indirectes de la crise du logement sur l'emploi », *Collection des rapports*, mars.
- Ministry of Social Development and Economic Security, 2001, « Homelessness Causes & Effects: The Costs of Homelessness in B. C. », *British Columbia*.
- FORS Recherche sociale, 2012, « Les coûts sociaux du mal-logement ».
- Davidson M., S. Nicol, M. Roys, H. Garrett, A. Beaumont et C. Turner, 2012, « The cost of poor housing in Northern Ireland », IHS BRE Press.
- Krupnick A., A. Alberini, M. Cropper, N. Simon, B. O'Brien, R. Goeree, et M. Heintzelman, 2002, « Age, Health and the Willingness to Pay for Mortality Risk Reductions: A Contingent Valuation Survey of Ontario Residents », *Journal of Risk and Uncertainty*, 24 (2), 161-186, 2002.
- Chanel O., E. Faugère, G. Geniaux, R. Kast, S. Luchini, P. Scapecchi, 2004, « Valorisation économique des effets de la pollution atmosphérique », *Revue économique*, 55 : 65-92.
- CESE, 2012, « Le coût économique et social de l'autisme », octobre.
- IPP, 2015, « Évaluation du cout du redoublement », *Rapport de l'IPP*, 7, janvier.
- OCDE, 2013, « PISA 2012 Results: What Makes Schools Successful ? Resources, Policies and Practices », OCDE Publishing, Volume IV.

- Paul, J.-J. et T. Troncin, 2004, « Les apports de la recherche sur l'impact du redoublement comme moyen de traiter les difficultés scolaires au cours de la scolarité obligatoire », *Rapport 14*, Haut conseil de l'évaluation de l'école, décembre.
- Trontin C., M. Lassagne, S. Boini, S. Rinal, 2010, « Le coût du stress professionnel au travail en 2007 », Institut national de recherche et de sécurité.
- IRDES, 2009, « Contexte géographique et état de santé de la population », *Question d'économie de la santé*, n° 139, janvier.

NOTE AUX AUTEURS

La *Revue de l'OFCE* est une revue à comité de lecture, classée au CNRS. Elle encourage la soumission d'articles de nature à faire progresser la réflexion en économie et en sociologie, selon des approches diversifiées, afin de favoriser le débat public et scientifique.

Les articles soumis à la *Revue de l'OFCE* doivent être inédits et ne pas être soumis simultanément à une autre revue.

Procédure

Les textes reçus font l'objet d'un ou deux rapports écrits, transmis aux auteurs, en respectant l'anonymat des parties. En fonction de ces rapports, le comité de rédaction prendra la décision soit i) d'accepter, ii) de refuser ou iii) d'accepter sous réserve de modifications tenant compte des remarques et commentaires des référés. Cette décision est communiquée dans un délai maximal de quatre mois après réception du manuscrit. Une fois acceptés, les textes font éventuellement l'objet d'un travail éditorial, effectué en concertation avec l'auteur.

Format

Articles : ils doivent être remis sous Word ainsi que les tableaux. Les graphiques doivent être envoyés sous Excel et les images (en .eps ou .pdf si possible) doivent être de bonne qualité.

Les articles doivent comporter au maximum 75 000 signes (espaces compris), tableaux, graphiques, notes, bibliographie et annexes inclus. Une page de texte comporte environ 2 500 signes (espaces compris) pour un format de page de 110 x 185 mm. Il faut compter environ 1 000 signes (espaces compris) pour un graphique.

En début d'article, doivent apparaître :

- le titre (120 caractères espaces compris maximum) ;
- le nom de l'auteur/des auteurs, accompagné de l'affiliation ;
- un résumé en français (1 200 caractères espaces compris maximum) ;
- quatre à cinq mots clés.

Les auteurs doivent aussi fournir :

- un résumé en anglais de 150 mots maximum, titre et nom d'auteur(s) inclus ;
- quatre à cinq *Keywords* ;
- les classifications de l'article selon la nomenclature du *Journal of Economic Literature*.

Intertitres : trois niveaux peuvent être utilisés (deux niveaux sont recommandés) ; ils doivent être numérotés hors introduction. Le premier niveau sera numéroté 1., 2. etc. ; le deuxième 1.1., 1.2. etc. Éviter de faire suivre immédiatement plusieurs sous-titres (les entrecouper si possible de quelques lignes d'écriture).

Notes de bas de page : elles doivent être numérotées en continu. Elles doivent être courtes.

Tableaux et graphiques : les tableaux sont numérotés en continu et doivent être appelés dans le texte. La même règle s'applique pour les graphiques. Tout

tableau ou graphique a un titre, court. Les unités sont clairement indiquées, en distinguant les éventuelles doubles échelles. Les sources complètes doivent être fournies : organisme, et éventuellement titre complet de la publication et date.

Encadrés : ils sont numérotés (éviter les encadrés de plus d'une page soit plus de 2 500 signes) et les tableaux et graphiques s'y trouvant ne doivent pas être numérotés avec ceux du texte.

Formules mathématiques : elles doivent être sous MathType ou sous l'éditeur d'équation de Word. Les symboles qui se trouvent dans le texte doivent restés en texte.

Les articles préparés au format Latex seront convertis en Word à l'OFCE.

Références bibliographiques : elles sont appelées dans le texte par le nom de l'auteur et la date de la publication, entre parenthèses : x (date) ou (x, 2005 ; x et y, 2006 ; x *et al.*, 2000). Elles sont regroupées en fin d'article par ordre alphabétique d'auteur. Elles comportent alors le nom de l'auteur, le prénom, la date de publication, le titre de l'article, le nom de la publication et son numéro, l'éditeur, le lieu de publication.

Exemple

Klenow P., et B. Malin, 2011, « Microeconomic Evidence on Price-Setting », *In Handbook of Monetary Economics 3A*, B. Friedman and M. Woodford (eds). Elsevier, 231-284.

Glaeser E. L. et A. Saiz, 2003, « The rise of the skilled city », *NBER Working Paper*, 10191, décembre.

Fujita, M., 1988, « A Monopolistic Competition Model of Spatial Agglomeration: Differentiated Product Approach », *Regional Science and Urban Economics*, 18 : 87-124.

Krugman P., 1998, « Space: the final frontier », *The Journal of Economic Perspectives*, 12(2) : 161-174.

Guellec D., T. Madiès et J.-C. Prager, 2010, *Les marchés de brevets dans l'économie de la connaissance*, Rapport du Conseil d'analyse économique, La Documentation française.

Envoi des articles

Les projets d'articles doivent être transmis par courrier électronique à : revue.ofce@sciencespo.fr

Publication

Le délai de diffusion électronique de l'article est sous la responsabilité de l'OFCE : mise en ligne immédiate de l'article sur le site de l'OFCE après BAT validé par l'auteur, la rédactrice en chef des publications de l'OFCE et le Président de l'OFCE, puis disponibilité sous CAIRN quelques semaines plus tard.

L'édition papier de la Revue peut être obtenue auprès des Éditions du Net : <http://www.leseditionsdunet.com/>

Un exemplaire de la *Revue de l'OFCE* sera envoyé aux auteurs.

Copyright

L'OFCE et ses auteurs restent seuls détenteurs du droit moral et toute utilisation de ses contenus doit faire l'objet d'une demande écrite auprès de la rédactrice en chef des publications de l'OFCE.

Achévé de rédiger en France
Dépôt légal : juin 2016
Directeur de la Publication : Xavier Ragot
Publié par les Éditions du Net SAS 92150 Suresnes

Réalisation, composition : Najette Moummi