



Évolution de l'emploi en Belgique : tentons d'y voir plus clair

Dans ce numéro de Regards économiques, trois questions sont étudiées. D'une part, nous examinons si, en Belgique, la relation entre l'emploi et l'activité économique (telle que mesurée par le PIB en volume) s'est renforcée au cours des dernières années. D'autre part, nous essayons de déterminer quels sont les principaux facteurs qui, en Belgique, ont contribué à la forte création d'emplois depuis 2015. Enfin, nous apportons quelques éléments d'analyse sur les impacts possibles sur l'emploi de la politique de modération salariale mise en œuvre en Belgique entre 2015 et 2018.

Vincent Bodart

Muriel Dejemeppe

Sébastien Fontenay¹

La situation économique de la Belgique au cours des dernières années a été marquée par de fortes créations d'emplois. Ainsi, après le ralentissement économique enregistré en 2012 du fait de la crise de la dette souveraine en zone euro, les créations nettes d'emplois se sont élevées à 30.100 unités en 2014, 45.700 unités en 2015, 65.600 unités en 2016, 58.100 unités en 2017 et 60.400 unités en 2018, soit un total de 259.900 unités sur l'ensemble de la période (selon les données de comptabilité nationale). Si on se limite à la période de la dernière législature (2015-2018), le nombre total d'emplois nets créés est de 229.800 unités, dont 157.700 emplois salariés dans le secteur privé² (soit 69 %).

Durant la période qui a suivi la crise de la dette souveraine en 2012, les créations d'emplois ont également été très nombreuses au sein de l'ensemble de la zone euro, sans que la croissance économique soit pour autant très soutenue. Face à ce constat, une étude récente réalisée par des économistes de la Banque centrale européenne (BCE) et publiée dans le Bulletin Mensuel de la BCE (2016) suggère que le contenu en emploi de la croissance économique a augmenté dans la zone euro durant la période qui a suivi la crise de la dette souveraine. De son côté, le rapport annuel 2017 de la Banque nationale de Belgique (BNB) souligne qu'en Belgique, les années récentes ont été marquées par une augmentation de l'intensité en emplois de la croissance économique.

Dans ce numéro de *Regards économiques*, trois questions sont étudiées. D'une part, en écho à l'étude de la BCE et au rapport de la BNB, nous examinons si, en Belgique, la relation entre l'emploi et l'activité économique (telle que mesurée par le PIB en volume) s'est renforcée au cours des dernières années (cf. sections 1 et 2). D'autre part, nous essayons de déterminer quels sont les principaux fac-

¹ Les auteurs remercient Bruno Van der Linden pour ses commentaires et suggestions.

² L'emploi salarié privé est calculé comme étant l'emploi total auquel on a soustrait l'emploi dans les secteurs suivants des comptes nationaux : administrations publiques, défense, enseignement, santé humaine, action sociale, et autres activités de services.

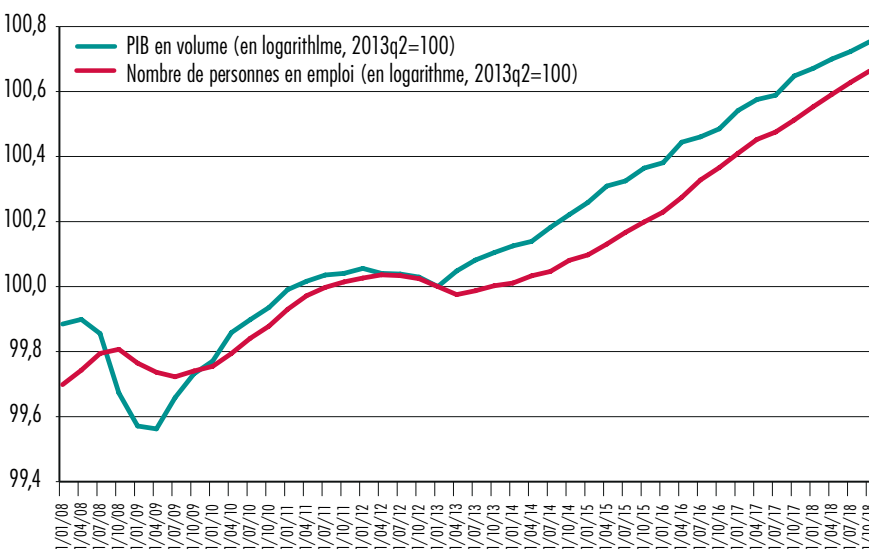
teurs qui, en Belgique, ont contribué à la forte création d'emplois de ces dernières années (cf. section 3). Enfin, nous apportons quelques éléments d'analyse sur les impacts possibles sur l'emploi des mesures de modération salariale mises en œuvre par le gouvernement sortant (cf. section 4).

1. Emploi et croissance économique : relation observée

Le graphique 1 propose un aperçu rapide de la relation entre l'évolution de l'emploi³ et celle de la production en Belgique. Pour mieux visualiser le phénomène étudié, la période couverte commence en 2008, au moment du début de la Grande Récession. Après une pause durant la période de la crise de la dette souveraine, l'emploi et le PIB ont augmenté de manière quasiment continue à partir de 2013. On peut également constater que la croissance du PIB fut supérieure à celle de l'emploi sur la période considérée. Ainsi, sur la période allant du 2^e trimestre 2013 au 4^e trimestre 2018, la hausse cumulée du PIB fut de 8,5 % et celle de l'emploi de 6,0 %. Ce constat n'a rien d'étonnant dans la mesure où la croissance du PIB est également tirée par les gains de productivité, ce qui se traduit par une élasticité de l'emploi par rapport au PIB qui est généralement inférieur à 1.⁴ Sur la période 2013-2018, celle-ci était de 0,70 (= 6,0/8,5), ce qui signifie qu'en moyenne, 1 % de PIB en plus est associé à 0,7 % d'emplois supplémentaires. Au cours de la période 1995-2008 qui a précédé la crise économique mondiale, cette élasticité n'était que de 0,44. Ce chiffre semble séduisant et corrobore à première vue l'idée que le rapport de progression de l'emploi à l'activité économique s'est intensifié en Belgique ces dernières années. Toutefois, pour au moins trois raisons que nous évoquons ci-dessous, ce chiffre ne permet pas de déterminer de manière rigoureuse que la relation entre la croissance de l'emploi et celle du PIB s'est ou ne s'est pas modifiée au cours des dernières années.

Graphique 1. PIB réel et emploi
(nombre de personnes occupées),
Belgique, 2008-2018

Sources : Comptes nationaux et
calculs propres.



Note de lecture : Le graphique montre l'évolution *en pourcentage* du PIB et de l'emploi par rapport au 1^{er} trimestre de 2013 où ces deux variables sont normalisées à 100. Au 1^{er} trimestre 2016, le PIB est de 4 % (= 100,4-100) supérieur à son niveau observé trois années auparavant, tandis que l'emploi a augmenté d'un peu plus de 2 % (= 100,2-100).

³ Selon les données des comptes nationaux, l'emploi mesure le nombre de personnes occupées, dans le secteur privé ou public, sous le statut de fonctionnaire, salarié ou indépendant.

⁴ L'élasticité entre deux variables y (par exemple, l'emploi) et x (par exemple, le PIB) est égale au rapport entre le taux de croissance de y et le taux de croissance de x . Une élasticité est inférieure à 1 si le taux de croissance de y est inférieur à celui de x .

... *Emploi et croissance économique : relation observée*

Primo, les élasticités rapportées ci-dessus mesurent le degré de corrélation *observé* entre la croissance du PIB et la progression de l'emploi sur une période donnée. Cela ne signifie pas nécessairement que la croissance économique *est à l'origine* d'une croissance plus soutenue de l'emploi. S'il est vrai que le PIB national détermine l'emploi, ce dernier peut également avoir un impact sur le PIB mesuré au même moment, à travers la dépendance entre emploi et consommation privée. Dans le langage statistique, on parle du problème de *causalité inverse*. Secundo, en n'examinant que la relation entre l'emploi et le PIB, une simple analyse de corrélation entre ces deux agrégats néglige toutes les autres variables (le coût du travail par exemple) qui auraient pu influencer l'évolution de l'emploi durant les sous-périodes considérées. Il se peut dès lors que les modifications observées dans la relation emploi-PIB résultent avant tout de ces variables omises, dont la contribution à l'évolution de l'emploi aurait augmenté sur la période 2013-2018. Si c'est effectivement le cas, il n'y aurait pas de modification *structurelle* de la relation emploi-PIB. Tertio, l'analyse de la relation entre des agrégats macro-économiques mesurés sur une longue période requiert un traitement statistique approprié⁵, sans lesquels des conclusions erronées sont susceptibles d'être tirées.⁶

L'analyse de la corrélation *observée* entre la croissance de l'emploi et celle du PIB ne peut donc être que purement illustrative. En corollaire, jauger l'efficacité des politiques d'emploi à partir de telles corrélations ne peut être que trompeur. La seule manière de pouvoir détecter valablement (sur le plan statistique et économique) si l'emploi est devenu structurellement plus sensible à l'évolution de l'activité économique au cours des dernières années consiste dès lors à procéder à une analyse statistique formelle des déterminants de la croissance de l'emploi.

2. Intensité en emploi de la croissance économique : analyse formelle

Pour être pertinente, l'analyse statistique formelle de la relation emploi-PIB doit tenir compte des autres variables que le PIB qui sont susceptibles d'influencer l'évolution de l'emploi.⁷ La théorie économique nous suggère qu'une de ces variables est le coût du travail. D'autres études ont également montré que l'emploi pouvait réagir avec retard aux variations du PIB et du coût de la main d'œuvre, et qu'il existait une certaine inertie dans l'évolution de l'emploi.⁸ C'est ainsi que notre analyse formelle de la relation emploi-PIB est menée à partir d'un modèle statistique *dynamique* qui fait dépendre le taux de croissance trimestriel de l'emploi du : (1) taux de croissance passé de l'emploi (= effet inertie); (2) taux de croissance passé du PIB en volume (= effet PIB, avec ajustement retardé de 1 à 4 trimestres); (3) taux de croissance passé de la rémunération réelle totale par employé⁹ (= effet coût du travail, avec ajustement retardé de 1 à 4 trimestres). Pour la raison évoquée dans la section 1 (causalité inverse), les valeurs contemporaines des deux dernières variables ne sont pas prises en compte. Dans ce modèle, le coefficient qui multiplie le taux de croissance du PIB mesure le degré de réaction de l'emploi aux variations du PIB. A travers une série de tests statistiques, nous

⁵ En particulier, la prise en compte des problèmes de non-stationnarité et de cointégration, bien connus dans l'analyse économétrique des séries temporelles (cf. l'encadré en fin de texte).

⁶ Signalons que si les élasticités de l'emploi par rapport à l'activité économique sont différentes entre secteurs, la modification de l'élasticité emploi-PIB mesurée au niveau macroéconomique pourrait également provenir d'une modification de la composition sectorielle de l'emploi.

⁷ Voir notamment l'étude de Mourre (2006) qui examine si l'intensité du contenu en emplois de la croissance économique dans la zone euro entre 1997 et 2001 diffère de celle enregistrée dans le passé et quelles pourraient en être les raisons.

⁸ Pour la Belgique, voir certaines de nos études précédentes qui ont estimé des équations d'emploi au niveau macroéconomique (Bodart *et al.*, 2009; Dejemeppe *et al.*, 2015).

⁹ Cette variable est mesurée par l'OCDE. Elle comprend le coût total de la main-d'œuvre, c'est-à-dire la rémunération directe (des salariés et indépendants) et indirecte (cotisations de sécurité sociale). Pour obtenir la variable en terme réel, le déflateur du PIB a été utilisé.

... Intensité en emploi de la croissance économique : analyse formelle

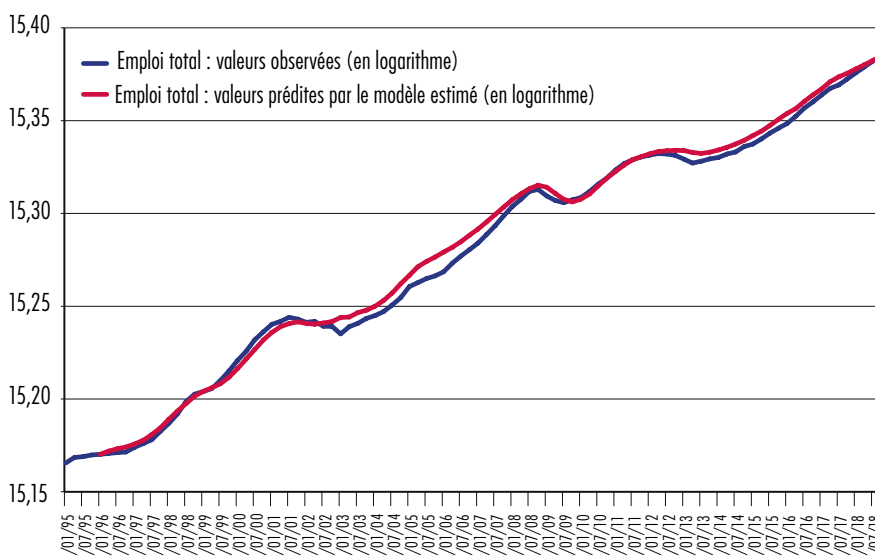
cherchons à vérifier si ce coefficient s'est modifié de manière sensible dans les années récentes. L'encadré en fin de texte présente le modèle statistique estimé et justifie sa spécification.

Le modèle statistique a été estimé sur la période 1995-2018 en considérant trois indicateurs de l'emploi : (1) l'emploi total exprimé en nombre de personnes; (2) l'emploi salarié en nombre de personnes; (3) l'emploi salarié en volume de travail¹⁰. Si on ne détecte pas de changement structurel dans la relation entre les effectifs en emploi et l'activité économique, il importe en effet de vérifier si ce résultat se maintient dans le cas où l'indicateur d'emploi tient compte non seulement du nombre de personnes employées mais aussi des heures travaillées (qui ne sont disponibles que pour le travail salarié). Précisons enfin que le modèle a été estimé sur les données belges mais aussi sur celles de nos trois principaux voisins et partenaires commerciaux (Allemagne, France et Pays-Bas).¹¹ Les trois enseignements de cette analyse sont les suivants.

(i) Concernant l'emploi en nombre de personnes occupées (salariées ou non) en Belgique, on ne détecte pas de hausse sensible et persistante de l'intensité en emplois de la croissance économique aux alentours de 2013, ou plus récemment, contrairement à ce que laissait suggérer la simple analyse de corrélation (section 1). Comme l'illustre le graphique 2, l'évolution observée de l'emploi en Belgique depuis la sortie de la grande crise en 2010 est très proche de celle prédite par notre modèle de base, dans lequel l'élasticité de l'emploi par rapport au PIB est supposée invariante dans le temps.

Graphique 2. Emploi (nombre de personnes occupées) observé et prédit, Belgique, 1995-2018

Source : Comptes nationaux et calculs propres.



Note de lecture : Le graphique montre le logarithme du nombre d'emplois observé et prédit par notre modèle statistique (cf. équation (1) dans l'encadré en fin de texte).

(ii) L'élasticité du volume de travail (emploi salarié) par rapport à la croissance économique semble par contre s'être accrue sensiblement depuis 2015 en Belgique. Cela voudrait dire que, pour un niveau donné de croissance économique, la progression des heures travaillées est plus forte que précédemment. Ce changement nous paraît toutefois trop récent pour que l'on puisse déjà le qualifier de «structurel». Il pourrait simplement refléter un changement temporaire dans la

¹⁰ On désigne par «volume de travail» le nombre total d'heures de travail prestées par les personnes en emploi.

¹¹ Pour nos pays voisins, la période d'observation se termine en 2017.

... Intensité en emploi de la croissance économique : analyse formelle

dynamique d'ajustement des heures de travail à l'activité économique, ce qui s'est déjà produit à d'autres périodes.

(iii) En Allemagne et, dans une moindre mesure aux Pays-Bas, on constate un accroissement notable et persistent dans l'intensité en emplois de la croissance économique depuis 2011 déjà, tant en nombre de personnes occupées qu'en heures travaillées. Ce n'est pas le cas de la France où une réduction sensible dans l'élasticité emploi-PIB a même été mesurée aux alentours de l'année 2013.

En conclusion, les simples corrélations établies entre la croissance de l'emploi et celle de l'activité économique semblent bien illusoire. Alors qu'elles suggèraient un renforcement dans le rapport d'évolution du nombre de personnes occupées à la croissance économique aux alentours de 2013, une analyse statistique formelle et rigoureuse nous enseigne que ce renforcement n'a pas eu lieu. Seule une plus forte sensibilité des heures travaillées aux conditions économiques est détectée depuis 2015, mais la période étudiée est trop courte pour conclure à un changement de régime significatif. Notre analyse révèle également une variabilité remarquable des résultats entre les différents pays étudiés. Alors qu'il apparaît clairement que l'emploi est devenu structurellement plus sensible à l'évolution de l'activité économique en Allemagne et aux Pays-Bas dans les années récentes, la France se démarque pour avoir connu une moindre sensibilité de l'emploi à la croissance économique sur la même période.

3. Création d'emplois depuis 2015 : décomposition

Comme indiqué dans la section précédente, les prédictions de notre modèle statistique en termes de nombre de personnes occupées reproduisent de manière fidèle l'évolution observée de l'emploi dans les années récentes en Belgique (voir graphique 2). Il est donc possible d'utiliser le modèle estimé pour décomposer les emplois (nets) créés au cours d'une période donnée en fonction de ses principaux déterminants.

On a abondamment parlé du nombre d'emplois créés depuis le début de la dernière législature. Si on se limite à la période allant de 2015 à 2018, le nombre total d'emplois nets créés est de 229.800 unités. Sur la même période, notre modèle prédit un nombre relativement proche de l'ordre de 205.000 unités (voir les deux premières lignes du Tableau 1). Comme il s'agit d'une estimation statistique, ce nombre est bien sûr assorti d'une marge d'erreur (non rapportée ici).

Tableau 1. Décomposition des créations nettes d'emploi sur la période 2015-2018

	Décomposition
Variation de l'emploi <i>observée</i>	+ 229.800
Variation de l'emploi <i>prédite</i>	+ 204.877 (100 %)
Effet1 = PIB réel	+ 103.611 (51 %)
Effet2 = Coût réel du travail	+ 14.207 (7 %)
Effet3 = Tendances	+ 44.032 (21 %)
Effet4 = Dynamique passée	+ 43.316 (21 %)

L'exercice que nous proposons ici est de diviser la variation *prédite* de l'emploi (+ 205.000) en quatre composantes distinctes (telles que prise en compte par notre modèle), à savoir (Effet1) la part expliquée par la croissance du PIB réel observée

... Création d'emplois depuis 2015 :
décomposition

au cours de la période 2015-2018, (Effet2) la part expliquée par la croissance des rémunérations réelles par travailleur observée entre 2015 et 2018, (Effet3) la part expliquée par la hausse tendancielle du nombre de personnes employées (cf. graphiques 1 et 2), et (Effet4) la part expliquée par la dynamique passée de l'emploi (ce que l'on nomme l'inertie de l'emploi). Cette dernière composante traduit le fait que l'emploi ne s'ajuste pas instantanément mais avec retard à tout changement dans le contexte socio-économique. Ainsi, l'évolution de l'activité économique et du coût du travail dans la période antérieure à 2015 joue également un rôle dans la dynamique des créations d'emploi entre 2015 et 2018. Les principaux résultats de cette analyse sont repris dans le Tableau 1 et s'expliquent de la manière suivante :

- Parmi les 205.000 emplois créés entre 2015 et 2018 en Belgique, environ 104.000 résultent de la croissance du PIB réel durant cette période (= effet1). Selon nos estimations, l'amélioration de la conjoncture économique sur les trois dernières années représente donc pas moins de la moitié des créations nettes d'emplois au cours de cette période.
- Les rémunérations réelles totales par travailleur ont décliné sensiblement au cours de la période 2015-2018, de l'ordre de - 0,9 %. Cette orientation à la baisse du coût réel du travail aurait permis une création de 14.000 emplois supplémentaires (= effet2), soit 7 % des emplois créés entre 2015 et 2018.
- Parmi les 205.000 emplois supplémentaires enregistrés sur la période 2015-2018, environ 87.000 -soit 42 %- proviennent de facteurs qui ne sont pas propres à la période considérée. D'un côté, la croissance tendancielle de l'emploi qui est à l'œuvre depuis de nombreuses années et qui trouve notamment ses origines dans celle de la population active, a généré 44.000 emplois supplémentaires entre 2015 et 2018 (= effet3). De l'autre côté, pas moins de 43.000 emplois additionnels peuvent être attribués à la dynamique positive de l'emploi observée *dans les années antérieures à 2015* et qui résulte, entre autres, du rythme de croissance élevé observé depuis 2013 et d'une décroissance des coûts réels de la main d'œuvre entamée à la mi-2013 déjà (= effet4).

En conclusion, la croissance de l'activité économique et les effets d'inertie qui sont liés aux conditions économiques favorables enregistrées depuis 2013 déjà ont joué un rôle prépondérant dans l'évolution de l'emploi en Belgique au cours de la période 2015-2018. Malgré une baisse du coût réel du travail de 1 % sur l'ensemble de la période, moins de 10 % des créations nettes d'emplois entre 2015 et 2018 peuvent être attribuées à ce facteur.

4. Analyse de l'impact de la modération salariale

Le résultat selon lequel l'évolution du coût réel du travail ne serait responsable que de 14.000 emplois supplémentaires entre 2015 et 2018 peut paraître surprenant dans la mesure où cette période a été marquée par une politique de modération salariale, laquelle s'est déclinée en trois principales mesures : le saut d'index d'avril 2015, le *tax shift* mis en œuvre à partir de 2016 et l'ajustement de la loi sur la norme salariale à partir de 2017. Toutefois, le chiffre de 14.000 emplois ne constitue pas une évaluation de l'impact de ces mesures, puisque d'autres facteurs qu'un saut d'index ou des baisses de charges patronales ont influencé l'évolution du coût du travail entre 2015 et 2018. En l'absence de ces autres facteurs, la décroissance du coût réel du travail aurait certainement été supérieure à 1 %, entraînant davantage de créations d'emplois.

Cette section a donc pour objectif d'examiner l'effet *propre* sur les créations d'emplois de la politique de modération salariale du gouvernement sortant. Pour ce faire, nous utilisons les résultats de notre modèle statistique pour *simuler* les effets sur l'emploi des principales mesures mises en place (en considérant donc que ces mesures sont le seul facteur qui a déterminé l'évolution du coût du travail

entre 2015 et 2018). Selon une étude de la FEB (2017), ces dernières ont eu pour effet de réduire le coût *salarial* réel d'un travailleur dans le secteur *privé* de 1,4 % en 2015, 3,0 % en 2016, 0,8 % en 2017 et 0,5 % en 2018. Comme notre modèle statistique fait dépendre l'emploi total du coût réel du travail d'un employé tant dans le secteur privé que public, nous devons faire l'hypothèse que ce dernier suit le profil de réduction du coût salarial dans le secteur privé.

Toutes autres choses restant égales par ailleurs, nos simulations indiquent que la politique de modération salariale aurait permis une création de 59.000 emplois supplémentaires sur la période 2015-2018. Si on se limite à simuler l'impact de cette politique sur l'emploi *salarie* dans le secteur *privé*, on obtient une hausse plus modeste de l'ordre de 27.500 emplois.¹²

Même s'ils ne sont pas négligeables, les effets sur l'emploi des mesures de modération salariale que nous avons simulés sont sensiblement plus faibles que ceux rapportés dans les études récentes sur le sujet. Sur la période 2015-2018, la FEB (2017) estime en effet que ces mesures ont permis de créer 140.000 nouveaux emplois *salarie*s dans le secteur *privé* entre 2015 et 2018, soit près de 90 % des créations d'emplois *salarie*s enregistrées dans le secteur privé sur cette période.¹³ Pour Bijmens et Konings (2019), l'impact est plus faible mais cependant toujours très positif puisqu'il s'élève à environ 75.000 emplois *salarie*s créés dans le secteur *privé*.¹⁴ Pour obtenir un ordre de grandeur similaire à celui rapporté par cette dernière étude, il faudrait que le coût *salarial* réel d'un travailleur dans le secteur *privé* soit réduit de 4 % par an pendant 4 ans (soit une réduction cumulée de 16 %) selon les résultats de nos simulations.

Il importe toutefois de souligner que nos simulations, comme celles effectuées dans les deux études précitées, n'intègrent pas les effets *indirects* de la politique de modération salariale sur l'emploi. D'un côté, elles ne tiennent pas compte des effets retour de cette politique sur la croissance de l'activité économique, qui sont positifs dans le secteur *salarie* privé selon une étude prospective réalisée en 2017 par la BNB à propos des mesures fiscales du *tax shift*. D'un autre côté, il faut aussi prendre en considération l'impact des mesures qui ont été prises parallèlement -ou devront encore l'être- par le gouvernement pour couvrir le coût budgétaire de sa politique de modération salariale. Selon cette même étude de la BNB, l'impact du financement du *tax shift* sur l'emploi *salarie* dans le secteur privé est négatif.¹⁵ En tenant compte des projections de la BNB, nous estimons que l'impact global de la modération salariale et de son financement sur la création d'emplois *salarie*s dans le secteur privé devrait être légèrement supérieur au chiffre généré par nos propres simulations.

¹² Les effets sur l'emploi *salarie* privé ont été calculés en ré-estimant notre modèle statistique (cf. l'encadré en fin de texte) à partir de variables mesurées pour le secteur privé *salarie* uniquement. Au 4^{ème} trimestre 2014, l'emploi total et l'emploi *salarie* privé étaient de respectivement 4.574.500 unités et 2.981.100 unités. Sur la période 2015-2018, ils ont augmenté respectivement de 229.800 et 157.700 unités. Nous avons également construit une variable du PIB réel pour le secteur privé ainsi qu'une variable représentant la rémunération réelle totale par *salarie* dans le secteur privé.

¹³ Selon nous, la spécification du modèle statistique de l'étude de la FEB (2017) pose problème et tend à fortement biaiser les résultats à la hausse. En particulier, outre qu'elle ignore les effets d'inertie dans l'évolution de l'emploi, elle ne tient pas compte des problèmes de causalité inverse, de stationnarité et de cointégration que nous avons mentionnés dans la section 1.

¹⁴ Sur base de ces résultats, Bijmens et Konings (2019) concluent que l'impact de la conjoncture sur les créations d'emplois *salarie*s dans le secteur privé a été moindre que celui des mesures prises par le gouvernement. Cette conclusion nous semble abusive. Il apparaît en effet que, dans leur décomposition de l'effet «conjoncture» et de l'effet «coût salarial», les auteurs procèdent comme si l'évolution du coût salarial depuis 2015 n'avait été déterminée que par les mesures prises par le gouvernement. Au vu de l'évolution observée du coût salarial, ceci aboutit à minimiser l'effet conjoncture. Par ailleurs, leur décomposition ignore que l'évolution de l'emploi a une composante tendancielle et d'inertie, c'est-à-dire qu'elle néglige les «effet3» et «effet4» de notre décomposition (qui expliquent 40 % des créations d'emploi depuis 2015 selon nos estimations).

¹⁵ En tenant compte des mesures de financement, la BNB (2017) a chiffré à 0,4 point de pourcentage le supplément de croissance cumulé en 2018 suite à la mise en oeuvre de la politique du *tax shift* en 2016. Hors mesures de financement, il est de 1,0 point.

... Analyse de l'impact de la modération salariale

Enfin, un des résultats de notre analyse est de mettre en évidence que les effets d'inertie expliquent une partie importante de l'évolution de l'emploi. Dès lors, si la politique gouvernementale a effectivement eu pour effet de relever la croissance du PIB et réduire celle du coût réel du travail, son impact sur l'emploi devrait se prolonger bien au-delà de 2018 et devrait donc être plus important que les estimations relativement modestes livrées par notre analyse pour la période 2015-2018. Deux bémols viennent toutefois nuancer cette note positive : (1) un montant de près de 5 milliards (soit environ 0,9 % du PIB attendu de 2021) reste encore à financer dans le cadre du *tax shift*, ce qui fait dire à la BNB (2017, p.5) que l'incidence globale du *tax shift* sur l'emploi est biaisée positivement; (2) si elles stimulent les créations d'emplois, les baisses de charges patronales risquent à terme d'engendrer des pressions salariales à la hausse. Selon Dejemeppe et Van der Linden (2015), ce risque est d'autant plus important si les réductions de cotisations ne sont pas uniquement ciblées sur les travailleurs à bas salaires, comme c'est le cas en Belgique.¹⁶

Conclusion

Entre 2015 et 2018, près de 230.000 nouveaux emplois ont été créés en Belgique, dont 158.000 dans le secteur salarié privé. Notre analyse a mis en évidence qu'une part non négligeable (40 %) de ces créations d'emplois provient de facteurs qui ne sont pas propres à la période considérée, en raison d'une inertie importante dans l'évolution de l'emploi. Et parmi les emplois supplémentaires qui sont le résultat de facteurs spécifiques aux quatre dernières années écoulées, les conditions économiques jouent un rôle prépondérant, d'un ordre de grandeur cinq fois plus élevé que l'évolution du coût du travail. Certes, les pouvoirs publics ont des leviers d'action pour soutenir l'activité économique mais, dans une économie très ouverte comme la Belgique, celle-ci est en grande partie déterminée par celle de nos partenaires commerciaux.

Récemment, plusieurs études ont entrepris d'évaluer quel a été l'impact de la politique de modération salariale menée par le gouvernement sortant sur les créations nettes d'emplois enregistrées au cours des dernières années. Selon au moins deux études dont nous avons connaissance (FEB, 2017; Bijnens et Konings, 2019), l'impact estimé est très positif : + 140.000 emplois et + 75.000 emplois salariés supplémentaires dans le secteur privé, pour ces deux études respectivement. Nos résultats suggèrent que l'impact est plus modeste, et ce pour deux raisons.

Premièrement, notre analyse ne révèle pas l'existence de rupture dans l'intensité en emplois de la croissance économique sur la période étudiée (1995-2018). Il nous semble que si les mesures de réduction du coût du travail (les récentes ainsi que celles prises par les gouvernements précédents) avaient eu un impact positif important sur la création d'emplois, une rupture aurait été détectée, comme cela est le cas pour l'Allemagne et les Pays-Bas.

En second lieu, les résultats de nos simulations montrent que l'ensemble des mesures d'abaissement du coût du travail prises pendant la législature qui se termine aurait permis la création de 59.000 emplois supplémentaires dans l'ensemble de l'économie et de 27.500 unités si on se limite à l'emploi salarié dans le secteur privé (comme le font les études de la FEB, 2017 et de Bijnens et Konings, 2019). En tenant compte du nécessaire financement de certaines mesures et de leurs effets retour potentiellement positifs sur la croissance économique, nous estimons

¹⁶ Selon la BNB (2017), entre 75 % et 85 % des réductions des cotisations patronales accordées entre 2015 et 2018 s'appliquent à tous les niveaux de salaire, le solde étant ciblé sur les bas salaires.

que l'impact global de la politique de modération salariale devrait être légèrement supérieur au chiffre généré par nos simulations.

Vincent Bodart est professeur d'économie à l'UCLouvain et chercheur à l'IRES (UCLouvain).

Muriel Dejemepe est professeure d'économie à l'UCLouvain et chercheuse à l'IRES (UCLouvain).

Sébastien Fontenay est assistant de recherche à l'IRES (UCLouvain) et au DULBEA (ULB).

Vincent Bodart, Muriel Dejemepe et Sébastien Fontenay

vincent.bodart@uclouvain.be

muriel.dejemepe@uclouvain.be

sebastien.fontenay@uclouvain.be

Références

BCE (2016). The employment-GDP relationship since the crisis. ECB Economic Bulletin, Issue 6 / 2016.

Bijnens, G., et J. Konings (2019). Een analyse van de impact van loonkost op werkgelegenheid en concurrentiekracht in Belgische Ondernemingen, VIVES Beleidspaper, Mars 2019.

BNB (2017). Incidence macroéconomique et budgétaire du scénario de tax shift révisé par le cabinet du ministre des Finances et comparaison avec l'exercice de novembre 2015.

BNB (2018). Rapport annuel 2017.

Bodart, V., P. Ledent, and F. Shadman-Metha (2009). An employment equation for Belgium. IRES Discussion Paper, 2009016, UCLouvain.

Dejemepe, M., C. Smith, et B. Van der Linden (2015). Did the Intergenerational Solidarity Pact increase the employment rate of the elderly in Belgium? A macro-econometric evaluation, *IZA Journal of Labor Policy*, 4:17.

Dejemepe, M. et B. Van der Linden (2015). Réduction des cotisations patronales : tout miser sur les bas salaires !, *Regards économiques*, 118.

Fédération des Entreprises de Belgique (2017), Les entreprises tiennent parole : entre 120.000 et 170.000 emplois supplémentaires créés dans le secteur privé grâce aux mesures de compétitivité.

Mourre, G. (2006). Did the pattern of aggregate employment growth change in the euro area in the late 1990s?, *Applied Economics*, 38(15): 1783–1807.

Le modèle statistique estimé et ses principaux résultats

Avant de se lancer dans une analyse qui repose sur des variables observées sur des périodes relativement longues, il faut tester la «stationnarité» des séries chronologiques (via des tests de «racine unitaire»¹⁷). En effet, lorsque les données sont non stationnaires et qu'elles ne sont pas cointégrées¹⁸, toute régression linéaire sur ces données est erronée et la relation est qualifiée de «fallacieuse» (les coefficients du modèle sont biaisés). Sur base du test de racine unitaire, il apparaît que les données *en niveau* de l'emploi, du PIB national et du coût salarial unitaire ne sont pas stationnaires. Les tests de cointégration¹⁹ ne permettent toutefois pas de conclure à la présence d'une relation de cointégration entre l'emploi, le PIB et le coût salarial unitaire. Les résultats de ces tests indiquent donc que notre analyse ne peut pas se baser sur ces variables exprimées *en niveau*. Par contre, nous pouvons exploiter leurs taux de croissance étant donné que ces derniers sont stationnaires sur base des tests réalisés.

Notre modèle explique la valeur actuelle du taux de croissance de l'emploi au trimestre t , $\Delta \log E_t$, par une constante, la valeur retardée du taux de croissance de l'emploi ($\Delta \log E_{t-1}$), les taux de croissance passés du PIB ($\Delta \log PIB_{t-1}$, $\Delta \log PIB_{t-2}$, ...), les taux de croissance passés de la rémunération réelle totale par employé ($\Delta \log elc_{t-1}$, $\Delta \log elc_{t-2}$, ...) et un terme d'erreur qui est une variable aléatoire de moyenne nulle, noté ci-dessous ϵ_t , résumant les déterminants non observés du taux de croissance de l'emploi. La spécification retenue s'écrit :

$$\Delta \log E_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta \log E_{t-1} + \delta_2 \left[\sum_{j=1}^4 \Delta \log PIB_{t-j} \right] + \delta_3 \left[\sum_{j=1}^4 \Delta \log elc_{t-j} \right] + \epsilon_t \quad (1)$$

où les symboles indicés δ_0 , δ_1 , δ_2 et δ_3 désignent les paramètres à estimer. Cette spécification appelle quelques commentaires. En premier lieu, le taux de croissance du PIB mesuré au trimestre t («contemporain») n'est pas intégré dans le modèle. Même s'il n'est pas exclu que la croissance du PIB puisse affecter celle de l'emploi au cours du même trimestre, cette dernière peut également avoir un impact sur la croissance contemporaine du PIB. Cette causalité inverse introduit un biais dans la valeur des coefficients estimés et, par conséquent, les prévisions d'emploi obtenues. Deuxièmement, la spécification retenue suppose que la croissance de l'emploi est déterminée par deux sommes qui résument *l'historique* de la croissance économique et du coût réel de la main d'œuvre sur un ensemble de trimestres consécutifs (au nombre de quatre).²⁰ Enfin, les estimations ont été réalisées en appliquant la correction de Newey-West.

Les tableaux suivants rapportent les coefficients estimés du modèle spécifié en (1) pour la Belgique sur la période 1995-2018. Le tableau 3 présente les coefficients estimés lorsque le nombre total de personnes occupées est utilisé comme indicateur d'emploi, tandis que le tableau 4 rapporte les coefficients estimés pour le nombre total de salariés du secteur privé.

¹⁷ Le test de racine unitaire que nous utilisons est le test de Dickey-Fuller augmenté.

¹⁸ Des variables sont cointégrées s'il existe une combinaison linéaire de ces variables qui est stationnaire. Lorsque des variables non stationnaires sont cointégrées, les régressions peuvent se faire en niveau et les coefficients estimés sont non biaisés.

¹⁹ Nous avons utilisé deux tests de cointégration, celui d'Engle-Granger et celui de Johansen.

²⁰ Pour chacune des variables, nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse que les coefficients associés à chacun des retards ne sont pas différents les uns des autres, de sorte qu'un seul coefficient est estimé.

Tableau 3. Le taux de croissance de l'emploi total (en nombre de personnes occupées), Belgique, 1995-2018; Coefficients estimés par les Moindres Carrés Ordinaires

Variable dépendante	Taux de croissance de l'emploi total ($\Delta \log E_t$)
$\Delta \log E_{t-1}$	0,3139*** (0,0861)
$\sum_{j=1}^4 \Delta \log PIB_{t-j}$	0,0723*** (0,0136)
$\sum_{j=1}^4 \Delta \log elc_{t-j}$	-0,0369*** (0,0138)
Terme constant	0,00062* (0,00032)
Nombre d'observations	91
Statistique du Test de Fisher	34,51
P- Valeur du Test de Fisher	0,000

Tableau 3. Le taux de croissance de l'emploi salarié privé (en nombre de personnes occupées), Belgique, 1995-2018; Coefficients estimés par les Moindres Carrés Ordinaires

Variable dépendante	Taux de croissance de l'emploi salarié privé ($\Delta \log E_t$)
$\Delta \log E_{t-1}$	0,3551*** (0,0913)
$\sum_{j=1}^4 \Delta \log PIB_{t-j}$	0,0990*** (0,0183)
$\sum_{j=1}^4 \Delta \log elc_{t-j}$	-0,0339* (0,0201)
Terme constant	-0,00029 (0,00041)
Nombre d'observations	91
Statistique du Test de Fisher	33,81
P- Valeur du Test de Fisher	0,000

Notes : (.) : écart-type du coefficient estimé; *, **, *** : statistiquement significatif à 1 %, 5 %, 10 % respectivement.

Afin de détecter un éventuel changement structurel dans l'élasticité emploi-PIB, nous effectuons un test de Chow, qui permet de vérifier si le coefficient d'une variable est différent pour deux groupes de données, ici deux sous-périodes de la série chronologique. Concrètement, nous intégrons dans la spécification du modèle un nouveau coefficient, α_2 , qui mesure, sur la période allant du trimestre t^* jusqu'au dernier trimestre de la période d'observation, la *différence* (positive ou négative) d'élasticité emploi-PIB par rapport à l'élasticité de la période de référence (mesurée par le paramètre δ_2) allant du 1^{er} trimestre de la période d'observation jusqu'au trimestre t^*-1 :

$$\Delta \log E_t = \delta_0 + \delta_1 \Delta \log E_{t-1} + [\delta_2 + \alpha_2 I(t \geq t^*)] \left[\sum_{j=1}^4 \Delta \log PIB_{t-j} \right] + \delta_3 \left[\sum_{j=1}^4 \Delta \log elc_{t-j} \right] + \epsilon_t$$

où la variable $I(t \geq t^*)$ est une variable indicatrice qui vaut 1 si le trimestre t est plus grand ou égal au trimestre t^* , et qui vaut 0 autrement. Pour détecter la présence d'une rupture structurelle dans la relation emploi-PIB, nous vérifions et testons si le coefficient, α_2 , est statistiquement différent de 0 en faisant varier t^* à travers la période d'observation. Les résultats de ces tests sont disponibles auprès des auteurs sur simple demande.

REGARDS ÉCONOMIQUES
IRES-UCLouvain

Place Montesquieu, 3
B1348 Louvain-la-Neuve
regard-ires@uclouvain.be
tél. 010 47 34 26

www.regards-economiques.be

Directeur de la publication
Vincent Bodart

Rédactrice en chef
Muriel Dejemeppe

Secrétariat & logistique
Virginie Leblanc

Graphiste
Dominique Snyers

Comité de rédaction
Paul Belleflamme

Vincent Bodart
Muriel Dejemeppe
Frédéric Docquier

Jean Hindriks
Marthe Nyssens
William Parienté
Frédéric Vrins



ISSN 2033-3013

 **UCLouvain**