

MAI 2019

RAPPORT DE RECHERCHE

N° 28

Les effets des aides à l'embauche en
Wallonie. Deux exercices d'évaluation ex ante

RÉSUMÉ

Le chômage des jeunes et des moins qualifiés reste élevé en Wallonie. Les aides à l'embauche ciblées visent à stimuler leur passage à l'emploi. Cependant, tant le ciblage, qui peut provoquer des pertes d'emplois parmi les non-bénéficiaires, que le caractère temporaire de l'aide, qui peut mener à la création d'emplois de courte durée, peuvent induire des effets indésirables. Cette recherche vise à estimer les effets des aides à l'embauche sur le volume et la stabilité de l'emploi et les trajectoires individuelles.

L'effet sur le volume de l'emploi est estimé au moyen d'un modèle de macro-simulation. L'impact de la baisse du coût du travail est quantifié en prenant en compte différents effets : la substitution entre les travailleurs éligibles et non-éligibles, la dynamique des flux de créations et de destructions, les effets multiplicateurs et les effets de retour sur les finances publiques. Nos résultats révèlent que les créations nettes d'emplois parmi les bénéficiaires s'accompagnent de pertes nettes, de moindre ampleur,

parmi les non-bénéficiaires, d'une rotation accrue, mais aussi d'une légère baisse des investissements. L'analyse conclut également que les aides à l'embauche impliquent moins d'effets d'aubaine que les réductions généralisées de cotisations patronales.

Un modèle d'appariement évalue les effets sur la stabilité de l'emploi. La théorie montre que des politiques qui stimulent l'offre de postes vacants peuvent aussi en modifier la composition et mener à l'ouverture de postes dont la probabilité de survie est inférieure. Nous montrons que les aides à l'embauche augmentent les créations, mais aussi les destructions et la prévalence de l'emploi temporaire. Selon nos estimations, les créations nettes attribuables à la politique sont presque exclusivement composées d'emplois temporaires. En termes de trajectoires, nous estimons que la politique augmente le taux de sortie du chômage mais aussi les allers-retours entre chômage et emploi. Le nombre de chômeurs qui accèdent à l'emploi permanent n'est pas significativement affecté.



PLAN
MARSHALL
4.0

COLOPHON

Auteurs : **Matthieu Delpierre** (IWEPS)
Frédéric Verschueren (IWEPS)

Édition : **Evelyne Istace** (IWEPS)

Création graphique : **Deligraph**
<http://deligraph.com>

Reproduction autorisée, sauf à des fins commerciales,
moyennant mention de la source.

IWEPS

Institut wallon de l'évaluation, de la
prospective et de la statistique

Route de Louvain-La-Neuve, 2
5001 BELGRADE - NAMUR

Tel : 081 46 84 11

Fax : 081 46 84 12

<http://www.iweps.be>

info@iweps.be

Remerciements

Les auteurs de ce travail tiennent à remercier sincèrement Didier Baudewyns, Vincent Bodart, Laurence Broze, Sébastien Brunet, Frédéric Caruso, Muriel Fonder, Frédéric Gaspart, Olivier Meunier, Michel Mignolet, Sile O'Dorchai, Vincent Scourneau, Bruno Van der Linden, Laurence Vanden Dooren, Valérie Vander Stricht et Frédéric Vesentini pour leurs conseils et commentaires constructifs.

Table des matières

Remerciements.....	3
Table des matières	4
1 Introduction.....	6
1.1 Questions évaluatives	6
1.2 Les effets attendus sur le volume de l'emploi.....	8
1.3 Les effets attendus sur la stabilité de l'emploi et les trajectoires individuelles.....	9
1.3.1 Les effets sur la stabilité de l'emploi.....	9
1.3.2 Les effets sur les trajectoires individuelles.....	9
2 Analyse des effets des aides à l'embauche sur le volume de l'emploi et l'économie au moyen d'un modèle de macro-simulation.....	12
2.1 Introduction.....	12
2.1.1 Le contexte évaluatif.....	12
2.1.2 Le contexte politico-institutionnel.....	13
2.1.3 Focus sur les éléments-clés de la méthodologie	13
2.1.4 Plan du chapitre.....	14
2.2 Repères bibliographiques.....	14
2.2.1 Les grands courants de la modélisation macroéconomique	14
2.2.2 Quelques essais de modèles macroéconomiques régionaux en Belgique	16
2.3 Le modèle PREVIEW.....	18
2.3.1 Brève description du modèle.....	18
2.3.2 Les principaux blocs du modèle.....	18
2.3.3 Représentation schématique du modèle	25
2.4 L'extension COSMIQUE	26
2.4.1 Balisage bibliographique	26
2.4.2 Principales hypothèses du module.....	27
2.4.3 Cadrage technique.....	31
2.5 Présentation des simulations obtenues avec le modèle complet.....	34
2.5.1 Synthèse sur la taille du modèle complet.....	34
2.5.2 Calibration statistique du modèle	35
2.5.3 Variantes de baisse du coût du travail étudiées.....	39
2.5.4 Résultats d'impact et interprétations.....	40
3 Analyse des effets des aides à l'embauche sur la stabilité de l'emploi au moyen d'un modèle d'appariement.....	51
3.1 Introduction.....	51
3.2 Positionnement dans la littérature	52

3.3. Le modèle théorique	54
3.3.1. Les hypothèses.....	55
3.3.2. L'équilibre	58
3.3.3. Les effets des aides à l'embauche : résultats analytiques	61
3.4. Le modèle calibré	64
3.4.1. Les données utilisées et le processus de calibration.....	64
3.4.1. Les effets des aides à l'embauche : résultats des simulations	69
3.4.2. Analyse de sensibilité.....	73
3.4.3. Limites de l'analyse	74
4. Conclusions et recommandations	75
4.1 Les effets sur le volume de l'emploi	75
4.2 Les effets sur la stabilité de l'emploi	76
4.3 Les effets sur les trajectoires individuelles	77
4.4. Recommandations	77
4.4.1. L'objectif de la politique	77
4.4.2. Les modalités de mise en œuvre de la politique.....	78
4.4.3. Les aspects institutionnels	79
4.4.4. Les aspects techniques de l'évaluation.....	79
5. Références	80

1 Introduction

Cette recherche a été initiée à la demande de la ministre de l'Emploi et de la Formation en 2017. En juillet de la même année, une réforme des aides à l'embauche, un instrument dont la gestion est aux mains des Régions depuis la sixième réforme de l'État, est intervenue en Wallonie avec la mise en place des aides *Impulsions*. Ces aides visent à stimuler les sorties du chômage parmi les travailleurs les plus défavorisés. Grâce à ce dispositif, les employeurs bénéficient temporairement de subsides en cas d'embauche de travailleurs appartenant à un groupe cible.

En Wallonie, la prévalence du chômage est importante parmi les travailleurs vulnérables que sont essentiellement les jeunes et les moins qualifiés. En effet, le taux de chômage des jeunes de moins de 25 ans s'élevait en 2017 à 29% selon l'Enquête sur les Forces de Travail (Statbel), qui suit la définition du BIT. La différence de genre est limitée avec 28,2% chez les jeunes femmes et 29,5% chez les jeunes hommes. Ce taux élevé se compare à une moyenne nationale de 19,3%, qui est proche de la moyenne européenne (hors Royaume-Uni). Du côté des moins qualifiés, qui ont au mieux atteint le niveau secondaire inférieur, 20,1% des travailleurs actifs étaient sans emploi en 2016 (19,9 chez les femmes et 20,2 chez les hommes ; EFT, Statbel) contre 16,1% au niveau national qui est, une fois encore, très proche de la moyenne européenne. Par ailleurs, les contrats précaires touchent relativement plus les travailleurs wallons et plus particulièrement les jeunes. En effet, selon l'Enquête sur les Forces de Travail de 2017, les différents types d'emplois temporaires concernent 11,8% des travailleurs wallons contre 10,4% des Belges. Cette différence est plus marquée parmi les jeunes avec une prévalence de l'emploi temporaire de 53,6% en Wallonie contre 47,3% au niveau national. Notons qu'en matière de stabilité de l'emploi, l'impact du genre est plus prononcé avec une prévalence de l'emploi temporaire globalement supérieure pour les femmes : 12,9% contre 11% chez les hommes ; et un constat identique parmi les jeunes (58% contre 50%).

Améliorer l'accès à l'emploi, et en particulier à un emploi stable, est donc un défi important pour les travailleurs jeunes et les peu qualifiés.

1.1. QUESTIONS ÉVALUATIVES

Les aides à l'embauche diffèrent des aides à l'emploi sur deux plans. D'une part, elles s'appliquent uniquement aux flux de sortie du chômage, c'est-à-dire aux embauches de demandeurs d'emploi inoccupés. D'autre part, elles sont limitées dans le temps et ont généralement un profil dégressif. Par ailleurs, pour répondre aux difficultés rencontrées par certains profils sur le marché du travail, ces aides sont ciblées et les travailleurs éligibles doivent rencontrer différents critères. En Wallonie, le ciblage opéré dans le cadre des aides *Impulsions* se base principalement sur l'âge, le niveau d'éducation et la durée d'inoccupation.

S'il semble intuitif que les créations d'emploi parmi les publics cibles soient favorisées par les aides, celles-ci pourraient également produire des effets défavorables. D'une part, ces créations d'emplois pourraient partiellement s'opérer au détriment de l'emploi des publics non ciblés par la mesure. D'autre part, puisque l'aide est temporaire, les destructions d'emploi pourraient augmenter à l'extinction du subside. Ces deux effets nous amènent à formuler les deux questions évaluatives suivantes :

1. Les aides à l'embauche contribuent-elles à augmenter le volume total de l'emploi ?
2. Quel est l'impact des aides à l'embauche sur la stabilité de l'emploi ?

Pour fournir des pistes de réponses à ces questions, nous proposons deux approches complémentaires. Toutes deux ont pour point commun de relever de l'évaluation *ex ante*. En d'autres termes, nous proposons de faire appel à des modèles mathématiques qui sont une représentation

simplifiée de la réalité, mais qui nous permettent de simuler l'impact des politiques tout en contrôlant l'environnement. Ces représentations permettent de tirer des conclusions qui sont valables « toutes autres choses étant égales par ailleurs », c'est-à-dire dans un environnement économique et réglementaire fictivement stable. L'idée est ainsi d'isoler les effets de la politique de tout autre facteur confondant, tel qu'une reprise de l'activité économique ou un autre changement politique ou technologique qui interviendrait de manière concomitante. L'évaluation des politiques est en effet toujours confrontée à cette difficulté d'isoler les effets de la politique de ceux de son environnement, lui aussi changeant. Ainsi, une modification de politique n'est pas forcément propice à une estimation de ses effets sur le plan statistique. En effet, une simple comparaison entre une variable de résultat, par exemple le taux de chômage, avant et après la réforme n'est généralement pas une mesure pertinente puisque le passage du temps s'accompagne inévitablement d'autres changements qui affectent le niveau de cette variable. Pour isoler l'impact de la politique, il faudrait observer ce qu'il se serait produit en l'absence de la politique ou de sa modification, cet état du monde inobservable que l'on appelle le contrefactuel, ce qui est souvent impossible et notamment si la réforme touche tout le monde au même moment. Face à cette difficulté, l'évaluation *ex post* a recours à des techniques statistiques pour reconstruire le contrefactuel en se basant sur la situation de personnes qui ne sont pas touchées par la réforme ou n'ont pas recours à la politique. Le principe de l'évaluation *ex ante* est de construire cet état du monde inobservé par le biais de la modélisation.

Nos deux contributions sont les suivantes :

Premièrement, la question du volume de l'emploi est traitée à l'aide du modèle de macro-simulation PREVIEW (Politique Régionale : Évaluation de Variantes et de leur Impact sur l'Économie Wallonne). Il s'agit d'un modèle macroéconomique régional d'inspiration keynésienne calibré sur les statistiques régionales belges. Son but est d'évaluer les effets à attendre de certaines variantes de politique économique au niveau régional. Le modèle est armé pour tenir compte des effets de substitution entre travailleurs ciblés et non ciblés, des effets multiplicateurs des aides via le marché des biens et services, mais aussi des effets de retour sur les finances publiques. PREVIEW est complété par une extension dynamique dénommée COSMIQUE (COhérence Statique et Multi-dynamique des Indicateurs QUantitatifs d'Emploi). Ce module capture le fait que les embauches au sein du groupe cible sont stimulées par la baisse du coût marginal de l'emploi peu qualifié. Mais il intègre également le constat statistique que les embauches additionnelles sont associées à une hausse des séparations via les rotations d'emplois. Les résultats des simulations que nous présentons portent sur la variation nette de l'emploi ainsi que sur le coût des créations nettes pour les finances publiques. Ce coût est comparé à celui de subsides permanents tels que les réductions structurelles de cotisations patronales. Sont aussi examinées les conséquences sur les principaux agrégats macroéconomiques, ainsi que la prise en compte d'un environnement économique européen plus favorable.

Deuxièmement, la question de la stabilité de l'emploi est abordée au moyen d'un modèle d'appariement. Ce modèle distingue emploi temporaire et permanent, de manière à étudier la stabilité de la trajectoire de sortie du chômage. Le modèle comporte un processus de destruction endogène des postes de travail. Il s'agit de représenter la décision de l'employeur de se séparer d'un travailleur au terme de la période de subside. En analysant cette décision, nous modélisons explicitement la transition des travailleurs entre l'emploi précaire et l'emploi stable, qui est viable en l'absence de subside. Le modèle fournit donc des prédictions sur la composition de l'emploi entre postes temporaires et permanents et sur les trajectoires individuelles, c'est-à-dire la probabilité de sortir du chômage, de faire des allers-retours entre chômage et emploi et d'accéder à l'emploi stable. Par ailleurs, nous mettons en évidence que les effets de la politique d'aides à l'embauche dépendent fortement du niveau de productivité des emplois dont la création est stimulée par les aides.

1.2. LES EFFETS ATTENDUS SUR LE VOLUME DE L'EMPLOI

Les aides à l'embauche contribuent-elles à augmenter le volume de l'emploi ? En la matière, bien que l'impact total soit attendu positif, différents effets entrent en jeu.

Premièrement, la baisse du coût du travail. En présence du subside, nous nous attendons à ce que la demande de travail émise par les employeurs soit en hausse et permette l'engagement d'un nombre accru de travailleurs éligibles. Si l'on se base sur l'unique critère du coût du travail, on pourrait s'attendre à ce que l'aide à l'embauche, dont l'octroi est limité dans le temps, ait un effet plus limité que les aides à l'emploi permanentes telles que les réductions de cotisation sociale. Deux effets plaident toutefois en faveur des aides à l'embauche ciblées et limitées dans le temps. Le premier d'entre eux est l'effet d'aubaine. En effet, les réductions de cotisations non ciblées s'appliquent à tout emploi existant et pas seulement aux emplois nouvellement créés. Il s'agit donc a priori d'une formule plus coûteuse en comparaison des aides à l'embauche qui ne s'appliquent qu'aux flux de sortie du chômage. L'effet d'aubaine se mesure comme la fraction de l'aide totale qui s'applique à des emplois qui auraient existé en l'absence de subside, c'est-à-dire les emplois subsidiés dont la création n'est pas imputable à la politique. Ce point pose la question du coût de la politique au regard de son potentiel en termes de créations nettes d'emplois. Des simulations du modèle macroéconomique sont consacrées à cette comparaison entre réductions de cotisations et aides à l'embauche. Le fait que l'aide se limite aux embauches n'offre nullement la garantie que l'effet d'aubaine est absent. En effet, le marché du travail se caractérise à tout moment par d'importants flux d'entrées et de sorties de travailleurs, de sorte qu'un grand nombre d'embauches subsidiées auraient eu lieu en l'absence d'aide. On s'attend toutefois à ce que la limitation dans le temps réduise l'effet d'aubaine en comparaison d'aides permanentes. Le second argument en faveur de la limitation dans le temps se rapporte à la sélection des travailleurs. Les travailleurs dont le profil est défavorable, de par leur manque d'expérience, de qualification et leur durée d'inoccupation, peuvent en effet souffrir de stigmatisation. Leur profil peut être perçu par un employeur potentiel comme un signal d'une productivité moindre. La malchance peut toutefois contribuer à allonger la durée d'inoccupation, et ce phénomène est cumulatif dans la mesure où le travailleur est de plus en plus mal perçu. Dans un contexte où les travailleurs sont hétérogènes, les employeurs prennent un risque en embauchant un travailleur au profil défavorable. L'aide à l'embauche peut donc être considérée comme un subside à la sélection. Une fois cette sélection opérée, le maintien de l'octroi dans le temps n'a donc pas de raison d'être puisque l'employeur aura confirmé les travailleurs les plus productifs, pour qui le subside est superflu ex post.

Deuxièmement, la limitation dans le temps peut toutefois générer des effets défavorables sur le volume de l'emploi. Une fois le subside éteint, l'employeur peut être incité à se séparer du travailleur de manière à bénéficier d'une nouvelle embauche subsidiée. Il s'agit de l'effet de déplacement.

Troisièmement, le ciblage peut également induire des destructions de postes puisque des travailleurs éligibles pourraient se substituer à des travailleurs non éligibles. Par définition, ces deux ensembles de travailleurs ont des profils différents. Il n'est, par exemple, pas toujours possible pour un employeur de remplacer de la main-d'œuvre qualifiée, non éligible, par de la main-d'œuvre moins qualifiée, pour laquelle des aides seraient d'application. Le modèle de macro-simulation prend en compte de manière explicite les possibilités de substitution entre travailleurs.

Enfin, des effets de type macroéconomique peuvent venir renforcer ou amoindrir les effets sur le volume de l'emploi. D'une part, des effets multiplicateurs, favorables, peuvent intervenir suite à la hausse de revenu et donc de consommation des travailleurs bénéficiaires. D'autre part, la baisse du coût du travail, même si elle est très faible en termes agrégés, peut inciter les entreprises à réduire

à la marge leur intensité capitalistique, ce qui peut agir en sens contraire puisque les investissements seraient réduits. Ces effets sont étudiés dans l'analyse macroéconomique.

1.3. LES EFFETS ATTENDUS SUR LA STABILITÉ DE L'EMPLOI ET LES TRAJECTOIRES INDIVIDUELLES

1.3.1. Les effets sur la stabilité de l'emploi

Quels sont les effets sur la stabilité de l'emploi ? La viabilité des emplois nouvellement créés est le principal déterminant de la stabilité de l'emploi pour les travailleurs éligibles. Trois types de mécanismes peuvent influencer le taux de survie de ces emplois. Premièrement, la disparition du subside à l'échéance impacte négativement ces transitions puisque le coût du travail augmente de manière plus ou moins brutale. Un deuxième effet peut toutefois venir compenser le premier. Les travailleurs éligibles peuvent en effet avoir subi une perte de capital humain suite à leur éloignement plus ou moins long de l'emploi. Dans ce cas, le retour à l'emploi s'accompagnera d'une hausse progressive de productivité qui pourrait compenser la perte de subside à l'échéance. Cet effet de capital humain favoriserait les transitions vers l'emploi stable. Les études empiriques tendent toutefois à montrer que cette hausse est lente parmi les travailleurs peu qualifiés (Blundell *et al.*, 2004 et Blundell, 2012). Dans le modèle d'appariement, nous montrons, en outre, que les emplois nouvellement créés ont un taux de survie potentiellement inférieur et qu'ils peuvent partiellement supplanter les autres postes. À la suite de cet effet, le taux de transition vers l'emploi stable sera plus faible.

1.3.2. Les effets sur les trajectoires individuelles

Une troisième question centrale, mais qui ne fait l'objet de cette évaluation que de manière indirecte, a trait aux effets des aides à l'embauche sur les trajectoires individuelles. Cette question est distincte des deux autres dans la mesure où les questions évoquées ci-dessus se rapportent à des agrégats, qu'il s'agisse du volume de l'emploi ou bien du taux de séparation et de la prévalence de l'emploi temporaire. Les effets agrégés peuvent toutefois masquer des réalités contrastées sur le plan individuel. Il peut, par exemple, y avoir des gagnants parmi les bénéficiaires et des perdants parmi les non-bénéficiaires si l'effet de substitution est présent. Puisque cette politique de l'emploi vise explicitement à discriminer positivement les publics cibles, une redistribution des opportunités d'emploi sur le court et le long terme en faveur des travailleurs fragilisés peut parfaitement se justifier sur le plan de l'équité. Il est donc légitime de se demander si les perspectives d'emploi des publics cibles sont meilleures en présence d'aides à l'embauche, abstraction faite de leur impact sur les autres. Le modèle d'appariement fournit des réponses partielles à cette question en analysant les effets sur, d'une part, la probabilité de sortie du chômage et, d'autre part, la probabilité d'atteindre l'emploi permanent parmi les bénéficiaires. Malgré tout, il nous semblait utile, avant de présenter nos propres analyses, de faire un rapide tour d'horizon des études empiriques disponibles sur ce sujet. Pour ce faire, nous proposons de synthétiser ci-dessous la revue de littérature proposée par Dejemeppe et Van der Linden (2016). Cette revue de littérature est plus large puisqu'elle porte à la fois sur les aides à l'embauche et sur les aides à l'emploi permanentes. Nous nous concentrons ici sur les aides à l'embauche et leurs effets sur les trajectoires individuelles en faisant abstraction des effets induits, notamment sur les autres catégories de travailleurs.

Dejemeppe et Van der Linden (2016) recensent donc les études qui s'intéressent aux effets sur les trajectoires d'emploi des bénéficiaires. Plus précisément, ils identifient trois questions relatives à ces trajectoires : (1) Les sorties du chômage sont-elles favorisées ? (2) Le passage à l'emploi régulier est-il plus probable ? (3) La durée en emploi est-elle accrue ? En d'autres termes, il s'agit de savoir si un travailleur ciblé a plus de chances de trouver un emploi et de se réinsérer de manière durable.

1.3.2.1. Les sorties du chômage sont-elles favorisées ?

Les réponses empiriques à la première question varient en fonction du profil ciblé. Ainsi, les taux de sortie du chômage sont généralement impactés à la hausse parmi les jeunes demandeurs d'emploi. Cet effet positif est documenté en Grande-Bretagne (Blundell *et al.*, 2004), en Afrique du Sud (Levinsohn *et al.*, 2014) et indirectement en Finlande où l'emploi dans les firmes subsidiées est en hausse (Kangasharju, 2007). Blundell *et al.* (2004) étudient le programme du New Deal en Grande-Bretagne. Outre le subsidy, ce programme fournit un accompagnement poussé des demandeurs d'emploi par les Services Publics de l'Emploi (SPE), notamment via des offres de formation en entreprise. Dans le cas finlandais, le subsidy est assorti de conditions d'octroi strictes qui visent à éviter les effets d'aubaine et de déplacement. Il est toutefois difficile, dans un cas comme dans l'autre, d'attribuer le succès de la politique à des modalités précises. Les résultats sont plus mitigés concernant les chômeurs de longue durée pour qui des effets positifs sur les sorties du chômage ont été identifiés en Finlande (Kangasharju, 2007) et en Suède (Sjögren et Vikström, 2015), mais pas en Allemagne (Schünemann *et al.*, 2015). Enfin, toujours en Allemagne, Boockmann *et al.* (2012) ne détectent pas d'effet significatif sur le retour à l'emploi de travailleurs âgés.

1.3.2.2. Le passage à l'emploi régulier est-il plus probable ?

La seconde question traite du passage à l'emploi régulier, non subventionné. Plus généralement, nous souhaitons savoir si le bénéficiaire reste en emploi au-delà de la période de subventionnement. Selon Dejemeppe et Van der Linden (2016), deux effets s'affrontent. D'une part, les bénéficiaires d'aides à l'embauche peuvent être stigmatisés. D'autre part, compte tenu de leur profil défavorable, leur expérience d'emploi peut précisément représenter un signal fort de motivation. En d'autres termes, c'est un moyen de se distinguer. En Belgique, Cockx *et al.* (2004) ont étudié les effets du *Plan Avantage à l'Embauche*. En particulier, ils se sont penchés sur les jeunes de moins de 25 ans, bénéficiaires du plan ciblant les demandeurs d'emploi dont la durée d'inoccupation était supérieure à 12 mois. Ils concluent que l'effet des aides à l'embauche sur le passage à l'emploi régulier est hétérogène parmi les bénéficiaires en ce sens qu'il ne se manifeste positivement que pour un petit tiers d'entre eux. Plus précisément, ils estiment que les aides accélèrent le passage à l'emploi régulier pour environ 32% des hommes et 27% des femmes. Chez les jeunes également, Caliendo *et al.* (2011) identifient un effet positif en Allemagne et Levinsohn *et al.* (2014) estiment que l'effet positif sur la probabilité d'emploi persiste au-delà de la période de subventionnement en Afrique du Sud. S'agissant de chômeurs de longue durée et de travailleurs peu qualifiés, Gerfin *et al.* (2005) concluent à un effet positif des aides sur le passage à l'emploi non subventionné en Suisse.

Mentionnons qu'une dichotomie apparaît assez nettement entre les emplois subventionnés dans le secteur privé et dans le secteur public. En effet, les premiers mènent plus aisément à l'emploi régulier (Card *et al.*, 2010 ; Kluve, 2010 ; Card *et al.*, 2015), mais les seconds peuvent même constituer un frein (Kluve, 2010). Différentes études pointent, en effet, un risque d'enfermement dans l'emploi subsidié dans le secteur public. Cela se vérifie plus particulièrement parmi les bénéficiaires de l'aide sociale. En Belgique, cela ressort de l'étude de Cockx et Ridder (2001) qui porte sur la mesure *Article 60*. Les conclusions sont similaires en Allemagne concernant les *One-Euro-Jobs* (Hohmeyer, 2012), dont les conditions sont assez semblables aux emplois *Article 60*. L'effet d'enfermement est aussi pointé par van Ours (2004).

1.3.2.3. La durée en emploi est-elle accrue ?

La troisième question se rapporte à l'impact des aides sur la durée en emploi. Deux études belges relatives au *Plan Avantage à l'Embauche* sont à mentionner. Sur la base de données administratives, Lopez-Novella (2003) identifie un effet positif sur la durée passée en emploi, sans cependant distinguer les effets sur le taux de séparation avant et après la fin de la période de subsidy. Cockx *et*

al. (2004) constatent également une augmentation de la durée en emploi. Le design de leur étude leur permet de constater que l'essentiel de l'effet se produit au cours de la première année, c'est-à-dire en cours de subvention. Ainsi, en comparaison des emplois non subventionnés décrochés par des travailleurs ayant un profil comparable, les taux de séparation parmi les bénéficiaires sont effectivement plus faibles de 37% pour les hommes et de 24% pour les femmes au cours de la première année. Mais l'effet s'inverse ensuite. Pour les hommes, le retournement se produit même avant la fin de la période de subvention. Ils sont en effet plus nombreux à retourner au chômage en cours de deuxième année. Pour les femmes, le retournement ne s'opère qu'au terme du subventionnement et son ampleur est moindre. Cette étude met donc en lumière que le taux de survie en emploi baisse nettement aux alentours de la fin de la période de subvention. Ce fait stylisé est au cœur de notre modèle d'appariement. Ce que notre modèle ne prend, par contre, pas en compte c'est l'hétérogénéité des effets parmi les bénéficiaires. Cockx *et al.* (2004) identifient donc deux groupes de bénéficiaires : ceux pour qui l'emploi aidé est un tremplin vers l'emploi régulier et ceux pour qui le bénéfice n'est que temporaire. Cette conclusion alimente l'idée que l'aide à l'embauche permet de subsidier un processus de sélection qui permet de (re)lancer les travailleurs les plus productifs et de leur éviter le piège du chômage de longue durée.

Outre ce chapitre introductif, ce rapport comporte deux chapitres. Le chapitre 2 est consacré à la première question évaluative, qui porte sur le volume de l'emploi et les effets macroéconomiques. Le chapitre 3 se concentre sur les effets sur la stabilité de l'emploi. Enfin, nous concluons.

2. Analyse des effets des aides à l'embauche sur le volume de l'emploi et l'économie au moyen d'un modèle de macro-simulation

2.1. INTRODUCTION

2.1.1. Le contexte évaluatif

Cette section aborde la première question évaluative mise en évidence dans l'introduction. Elle est ainsi consacrée à la présentation d'un exercice d'évaluation macroéconomique de l'impact, principalement sur le volume de l'emploi, mais aussi sur l'économie, que pourrait générer l'adoption de certaines variantes dans la politique wallonne d'aides à l'embauche. La méthodologie de recherche repose sur le développement et l'utilisation d'un outil de macro-simulation original, fondé sur la mise en commun de deux modélisations. Le premier modèle, dénommé PREVIEW¹, est un modèle macroéconomique statique permettant d'évaluer l'impact à long terme de l'introduction de chocs dans les économies régionales belges, que ces chocs soient d'ordre économique ou associé à un levier public. Il relève donc du volet « macroéconomique » de la question évaluative. Le second modèle, appelé COSMIQUE², est une extension dynamique au modèle PREVIEW qui se concentre sur le volet « aides à l'embauche » et distingue celles-ci des aides destinées au maintien de l'emploi, différenciation essentielle que le premier modèle n'opère pas. Les résultats obtenus dans ce chapitre sont donc calculés à partir de la fusion de ces deux modélisations développées spécifiquement à l'IWEPS.

Rappelons que les travaux présentés dans ce rapport se placent dans le cadre d'une évaluation d'impact de type *ex ante*. Il s'agit ainsi avant tout de chercher à estimer les effets *potentiels* de l'adoption d'une nouvelle politique publique avant que celle-ci ne soit mise en œuvre. Il n'est donc pas question ici d'une évaluation d'impact de type *ex post* qui vise, elle, à apporter un jugement définitif sur l'efficacité réelle de la politique publique. Les cadres méthodologiques disponibles sont bien entendu spécifiques au timing de l'évaluation et, il est vrai, peu en lien entre eux. Ainsi, une évaluation d'impact de type *ex post* reposera essentiellement sur la comparaison de données individuelles et sur l'application de méthodes statistiques pour valider, ou non, la présence d'un effet significatif de la politique³. Pour une évaluation d'impact de type *ex ante*, on se placera à un niveau davantage agrégé et l'on s'appuiera sur les concepts de la théorie économique et de la formalisation mathématique.

À ce titre, les modèles PREVIEW et COSMIQUE n'échappent pas aux limites inhérentes à tout exercice de modélisation⁴. Les propriétés de simulation de ces modèles sont, de fait, étroitement liées à l'existence de nombreuses — et nécessaires — hypothèses simplificatrices posées tant au niveau de la description des économies régionales que de la base de données permettant de les

¹ PREVIEW est l'acronyme de « Politique Régionale : Evaluation de Variantes et de leur Impact sur l'Économie Wallonne ».

² COSMIQUE est l'acronyme de COhérence Statique et Multi-dynamique des Indicateurs QUantitatifs d'Emploi », la dimension multidynamique faisant référence au double niveau de cette dynamique : celui des flux d'entrées et de sorties de travailleurs, d'une part, celui des transitions entre statuts possibles sur le marché du travail, d'autre part.

³ Une méthode très répandue en lien avec les travaux évaluatifs de type *ex post* est la méthode des doubles différences. Elle a notamment été exploitée dans le cadre de l'évaluation des pôles de compétitivité réalisée récemment par l'IWEPS (voir l'analyse évaluative n°2 « La politique des pôles de compétitivité dans le cadre de la stratégie de spécialisation intelligente » du programme d'évaluation du Plan Marshall 4.0 », IWEPS, 2019). Pour une revue des méthodes microéconométriques d'évaluation des politiques d'emploi, voir Brodaty *et al.* (2007).

⁴ C'est bien entendu également le cas pour la modélisation présentée dans le chapitre suivant.

quantifier. Les résultats d'évaluation délivrés par ces outils sont donc largement tributaires de ces choix, ce qui en restreindra d'autant la portée empirique. Ils ne peuvent dès lors être inférés à ceux d'une *politique déjà en vigueur dans toutes ses modalités*. L'objectif de ce chapitre n'est donc nullement de mener l'évaluation d'une réforme dans le système actuel wallon d'aides à l'embauche, mais plutôt d'attirer des points d'attention sur les conséquences potentielles de l'introduction de chocs de politique régionale sur un grand nombre de variables économiques et budgétaires. Notons que le modèle PREVIEW et son extension sont loin d'être figés ; la grande flexibilité qui les caractérise est telle qu'en fonction de la demande, ils pourraient être aménagés de manière à se rapprocher davantage de la réalité économique, statistique et politique de la région.

2.1.2. Le contexte politico-institutionnel

La présente évaluation se place dans le contexte de la récente sixième Réforme de l'État⁵, dont l'un des piliers concerne le transfert des politiques d'emploi consacrées aux groupes cibles du fédéral vers les entités fédérées⁶. Chaque région belge est désormais compétente pour octroyer les aides destinées à soutenir certaines catégories plus vulnérables de demandeurs d'emploi et de travailleurs. Parmi ces aides régionales à l'emploi, il est important de distinguer les aides à l'embauche (« *Hiring subsidies* »), qui sont limitées dans le temps et ne concernent que les engagements de travailleurs de la catégorie ciblée (principalement les chômeurs), des aides permanentes au maintien de l'emploi (« *Employment subsidies* »), qui se rapportent à l'ensemble des travailleurs de la catégorie et cherchent avant tout à éviter que ceux-ci ne perdent leur emploi.

En Wallonie, la récente réforme des aides à l'emploi s'est concentrée principalement autour de trois groupes cibles : les demandeurs d'emploi de moins de 25 ans, les demandeurs d'emploi de longue durée (+ de 12 mois), et les demandeurs d'emploi ainsi que les travailleurs âgés de plus de 55 ans. Les conditions d'éligibilité, de durée d'octroi de l'aide ainsi que son niveau monétaire sont spécifiques à chaque groupe. L'objet de la section n'est pas d'en faire un compte-rendu exhaustif, et nous renvoyons le lecteur aux nombreuses références détaillant cette réforme⁷ et les principaux dispositifs proposés⁸. On souligne toutefois à ce stade que les deux premiers types d'aides appartiennent à la catégorie des aides à l'embauche, alors que le troisième — les travailleurs âgés — constitue une aide à l'emploi plus globale, puisqu'elle concerne tant les engagements dans la catégorie ciblée que les emplois existants dans celle-ci. Pour ces derniers, elle est donc permanente.

2.1.3. Focus sur les éléments-clés de la méthodologie

Synthétisons déjà à ce stade les éléments-clés de la méthodologie.

- On s'intéresse ici à l'évaluation de l'impact d'une politique de baisse du coût du travail en Wallonie, via un rehaussement du montant de l'aide à l'embauche, qui est orientée sur un seul groupe cible, celui des demandeurs d'emploi locaux de faible niveau d'éducation. Les autres catégories de demandeurs d'emploi et de travailleurs ne bénéficient d'aucune aide à l'embauche ;
- Puisque le modèle PREVIEW est par essence statique, il délivre une estimation de l'impact de long terme. On ne cherchera pas à dérouler l'évolution des effets en fonction du temps, mais à obtenir directement le niveau à partir duquel ces effets sont stabilisés ;
- L'impact tient compte des effets directs (sur les bénéficiaires) et des effets indirects (effets de substitution sur les non bénéficiaires) sur le marché du travail, mais aussi des potentiels

⁵ Voir notamment Goosens et Cannoot (2015).

⁶ Voir entre autres Simar (2015).

⁷ Parmi ces références, citons le Forem, <https://www.leforem.be/a-propos/projets-reforme-aides-a-l-emploi.html>, et le CESW, http://www.cesw.be/uploads/2015_DossierEmploi-complet_site.pdf.

⁸ <https://www.leforem.be/particuliers/aides-financieres-emploi.html>

effets de retour relatifs aux conséquences macroéconomiques de la variante sur la croissance économique ;

- L'impact est calculé pour quatre grandes familles d'indicateurs se rapportant respectivement au marché du travail, à la structure du coût du travail, aux grands agrégats macroéconomiques et à des considérations budgétaires ;
- La variante principale consiste en une hausse du montant de l'aide régionale à l'embauche de 10%, à contexte économique exogène comparable, mais aussi à contexte économique exogène plus favorable. Une variante caractérisée par une augmentation plus marquée de l'aide à l'embauche (+50%) est également présentée. La variante principale est en outre comparée à deux autres variantes de baisse du coût du travail sollicitant des leviers liés à la parafiscalité sur le travail qui sont aux mains de l'État fédéral, à savoir une baisse du taux légal de cotisations patronales et une hausse du montant forfaitaire des réductions structurelles ;
- À ce sujet, le modèle éclaire sur les conséquences d'une politique de baisse de coût du travail, quel que soit le niveau de compétence du levier public considéré, sur les budgets des différents niveaux de pouvoir.

2.1.4. Plan du chapitre

Le chapitre est structuré comme suit. La seconde section fournit un balisage bibliographique relatif aux grands courants de la modélisation macroéconomique et aux modèles macroéconomiques spécifiquement développés au niveau régional belge. La troisième section expose les principaux blocs du modèle PREVIEW. La quatrième section fournit les détails du module dynamique COSMIQUE qui rend possible une évaluation d'impact sur le volume de l'emploi et sur l'économie placée dans le cadre des aides à l'embauche. La cinquième section propose un regard statistique sur certaines parties de la base de données, puis présente et discute les résultats de la simulation de quatre variantes de politique de modification du coût du travail.

2.2. REPÈRES BIBLIOGRAPHIQUES

Cette deuxième section propose une brève revue de la littérature autour de deux axes qui ont largement inspiré le contenu de la méthodologie retenue dans ce chapitre.

2.2.1. Les grands courants de la modélisation macroéconomique

La formalisation mathématique sous-tend généralement tout exercice d'évaluation *ex ante* des impacts macroéconomiques de chocs de politiques ou de chocs exogènes. On peut distinguer trois courants dans la manière d'appréhender la modélisation macroéconomique.

L'approche macro-économétrique traditionnelle (en abrégé, MET) repose sur une estimation économétrique des équations représentatives des grands agrégats macroéconomiques, ainsi que des relations entre ces agrégats. Elle a été fortement influencée par la *Cowles Commission* des années 30 et par les techniques économétriques développées à l'époque (voir Tinbergen, 1936). Son objectif principal est de déterminer la solution d'un système d'équations ainsi formé — séparer ce qui est expliqué par le modèle de ce qui en est exogène —, le chiffrage statistique des paramètres permettant ensuite de procéder à des exercices de prévisions économiques ou d'étudier les effets dans le temps de l'introduction de variantes de politique publique. Le modèle théorique de référence est celui de l'offre et de la demande agrégée avec rigidités nominales, un rôle majeur étant joué par le multiplicateur keynésien. Les modèles issus de cette approche ont connu un rapide succès compte tenu de leur excellent pouvoir prédictif, expliqué par le nombre parfois impressionnant d'équations présentes dans ces modèles.

Dans les années 70, et surtout sous l'impulsion de la crise pétrolière, ce courant traditionnel a été vivement remis en cause dans un contexte de baisse brutale de la qualité prévisionnelle des modèles MET. Basées sur une exploitation radicalement opposée de la théorie économique, deux nouvelles orientations méthodologiques ont alors été proposées.

L'approche macroéconomique structurelle (MES) est la première orientation, que l'on peut aisément qualifier de tranchée et radicale. Elle repose en grande partie sur la critique de Lucas (1976), qui a avancé que les paramètres des modèles MET sont dépendants des changements de politiques. L'hypothèse que les agents économiques anticipent naïvement le futur en se basant sur le passé, propre au courant traditionnel, est rejetée en faveur de l'hypothèse d'anticipations rationnelles introduite par Muth (1961). Pour cette dernière, les agents économiques intègrent dans leurs décisions toute l'information qu'ils ont à disposition, si bien qu'ils modifient nécessairement leur comportement si des changements de politiques sont attendus. Il en résulte une instabilité des paramètres des équations économétriques. Pour contourner cet obstacle, il est nécessaire d'inclure dans la modélisation des comportements d'agents optimisateurs regardant vers le futur, et d'identifier dans ce contexte les paramètres structurels qui sont, par définition, invariants aux changements de politiques (par exemple, les préférences des agents).

Ce deuxième courant de modélisation a donné naissance aux modèles à cycles réels (voir Kydland et Prescott, 1982), puis à la grande famille des modèles d'équilibre général (voir Epaulard *et al.*, 2008) dont le modèle économique représentatif est la nouvelle synthèse néoclassique, synthèse entre l'approche keynésienne de court terme et l'approche néoclassique de long terme. Par rapport aux modèles MET, les modèles MES veulent un traitement plus réaliste des anticipations et donc de la dynamique du modèle macroéconomique, cruciale pour cerner les effets dans le temps d'une politique. Cependant, avec le recul, la qualité prédictive de ces modèles structurels plus récents s'est révélée globalement inférieure à celle des MET, eu égard de leur plus faible taille essentiellement. Une des limites qui leur a été soulignée est leur haut degré de non-linéarité, rendant complexe l'obtention d'une solution de type endogène/exogène à partir de laquelle la variante de politique pourra être testée. En réalité, il n'est guère facile d'obtenir un modèle macroéconomique opérationnel parfaitement structurel, c'est-à-dire qui ne possède que des équations fondées au niveau microéconomique. Alors que, dans ses débuts, l'approche MES s'appuyait sur un calibrage des paramètres, l'estimation économétrique de ceux-ci a toutefois été progressivement admise.

L'autre réaction aux modèles MET est l'approche macro-économétrique autorégressive (MEA). Ce courant, né sous l'impulsion de Sims (1980) et sa proposition de représentation économétrique de type VAR (*Vector Autoregression*), prône une approche purement statistique lors de la construction d'un modèle. L'argument principal est que la théorie économique impose des contraintes à la modélisation – par exemple la séparation entre variables endogènes et exogènes – qui ne sont pas nécessairement compatibles avec les propriétés statistiques des données. Au début de la phase d'élaboration d'un modèle dynamique VAR, aucune restriction n'est donc imposée sur le lien entre les variables, les seules contraintes étant les variables entrant en ligne de compte et le nombre maximum de retards dans les équations. Ensuite, le modèle peut être réduit en testant économétriquement si certains coefficients peuvent être considérés comme non significatifs, la variable associée n'ayant alors aucun effet. Bien entendu, cette approche MEA entre dans le champ de la critique de Lucas. Il est cependant possible de tester si certaines restrictions entre les coefficients permettent de retrouver des équations issues de la théorie économique. On parle alors de modèle VAR structurel.

L'avantage principal d'un modèle VAR est que, par définition, il constitue une solution directement utilisable à des fins prédictives ou d'exercices de simulation. Par ailleurs, l'estimation de ses paramètres fait appel à des techniques économétriques relativement simples, comme la méthode

des moindres carrés ordinaires. En outre, c'est sous l'impulsion de ce courant MEA qu'ont été développées de nombreuses spécifications dynamiques à structure statistique très riche et flexible, comme les modèles à correction d'erreur et les systèmes co-intégrés (voir Engle et Granger, 1987) qui permettent de modéliser à la fois les impacts de court terme et ceux de long terme.

Malgré ces critiques, la modélisation macro-économétrique traditionnelle est loin d'être rejetée par la communauté scientifique (voir Fair, 1993). Des efforts sont consentis pour rendre un grand nombre d'équations économétriques interprétables au niveau structurel (à la MES) et de s'éloigner ainsi de l'approche purement agrégée qui caractérise la version traditionnelle. De plus, les modèles macro-économétriques modernes sont très friands des spécifications dynamiques issues de l'approche MEA.

2.2.2. Quelques essais de modèles macroéconomiques régionaux en Belgique

Survolons maintenant les principales expériences de modélisation régionale en Belgique qui ont eu pour objet — du moins en partie — l'évaluation *ex ante* de l'impact des politiques publiques. Il s'agit de baliser l'existant avant d'en proposer une extension adaptée à notre question évaluative. Pour une revue de la littérature plus détaillée en lien avec la modélisation en économie régionale belge, voir Bassilière *et al.* (2006).

Les premiers essais de modélisation régionale en Belgique datent du début des années 70, avec entre autres les modèles RENA (voir Thys-Clément *et al.*, 1973) et MACEDOINE (voir Glejser, 1975). Ces modèles ne possèdent toutefois pas un découpage en branche d'activités, ce qui les rend peu adaptés à l'analyse des effets des politiques sectorielles en vogue à l'époque.

Le modèle SERENA est sans doute l'un des premiers essais concluants de modélisation multirégionale avec des aspects sectoriels (voir d'Alcantara, 1983). Il s'agit d'un petit modèle macro-économétrique traditionnel de moyen terme, pouvant servir à simuler différentes variantes de politiques économiques. La production sectorielle est appréhendée au niveau national et détermine le ratio marginal optimal de capital-output, qui intervient dans une seconde étape comme déterminant des investissements régionaux (approche de type *top down*). Il en va de même pour la valeur ajoutée sectorielle qui est régionalisée via des clés endogènes au modèle. Les autres variables régionalisées sont la population (par classe d'âge et sexe) et le nombre de chômeurs.

Un autre modèle de type MET développé peu après est davantage centré sur la Région wallonne : il s'agit du modèle WALLONIE (voir Charles *et al.*, 1987 et Capron *et al.*, 1991). Ce modèle économétrique macro-sectoriel à deux régions (la Wallonie et le reste de la Belgique) distingue dix secteurs selon leur degré d'ouverture à la concurrence internationale et selon leurs facteurs de localisation. Les agents économiques sont répartis en quatre catégories agrégées : les particuliers, les entreprises, l'État et le reste du monde. Le modèle WALLONIE se compose de 750 équations réparties en 27 blocs interdépendants. Il a été notamment utilisé au début des années 80 pour évaluer l'impact au niveau régional de mesures de réduction du déficit budgétaire.

Le projet WALMOD, lancé fin des années nonante, constitue un essai intéressant de modélisation régionale dynamique et sectorielle. Il se place dans le cadre de l'approche structurelle MES, visant à construire un modèle d'équilibre général adapté à l'analyse de l'économie wallonne et à l'évaluation des politiques ou réformes futures (voir Bayar *et al.*, 2000). Ce projet n'a toutefois pas abouti.

À mi-chemin entre l'approche MET et MEA, le modèle WALEM (Wallonie-Emploi) est un modèle macro-économétrique monorégional centré sur la Wallonie et d'inspiration Kaldorienne. Dans le contexte théorique de cet économiste, l'industrie joue un rôle moteur dans la croissance globale et dans la dynamique de l'emploi. Le modèle se décompose en vingt secteurs. Outre le capital

physique et humain, il tient également compte de l'existence d'un stock de capital « connaissance » comme facteur de production. Une de ses spécificités est de n'être composé que d'équations à correction d'erreur typiques du courant statistique de la modélisation économique MEA. L'objectif est de simuler les effets de mesures de politiques d'emploi au niveau de la Wallonie (voir Capron et Piette, 2002).

Le modèle MOBILEC (voir Pauwels et Van de Vooren, 2001) est un modèle régional de type MET qui traite spécifiquement des questions de mobilité. L'infrastructure de transport est considérée comme un des inputs de la fonction de production. Le modèle distingue 43 arrondissements (niveau NUTS3) et ses simulations captent les effets de divers scénarios liés à la mobilité sur les flux interrégionaux de transport et d'investissements.

C'est dans le but d'évaluer les impacts du Phasing out Objectif 1 Hainaut qu'a été utilisé le modèle économétrique HELM 2 (voir Capron *et al.*, 2008). Il s'agit d'un des rares exemples de modèles macroéconomiques construits au niveau provincial. Le champ d'analyse concerne les actions mises en œuvre au cours de la période 2000-2006, et les mesures concernées sont réparties en sept catégories de capital. En termes de modélisation et de théorie économique, HELM 2 se rapproche fortement du modèle WALEM, bien qu'il soit de plus petite taille. Une version antérieure du modèle a par ailleurs servi à l'évaluation du DOCUP du Hainaut belge 1994-1999.

Certains modèles régionaux se préoccupent davantage de capter les implications de variantes de la politique régionale sur les finances publiques régionales. C'est le cas du modèle mis au point par le CERPE (voir Ernaelsteen *et al.*, 2007). Il calcule des projections pour des variables d'intérêt afin d'alimenter les outils de simulations qui traitent des impôts du pouvoir fédéral, des cotisations sociales patronales et personnelles, des secteurs de la sécurité sociale et des finances publiques des entités fédérées. L'approche est de type *top down*, ventilant dans un premier temps les projections nationales du Bureau fédéral du Plan (voir après) sur la base d'une projection des tendances passées régionales. On tient ensuite compte d'une composante appelée « dérive régionale » qui est estimée économétriquement ou par des méthodes statistiques.

Le modèle GREENMOD est un modèle d'équilibre général (courant MES) spécialement construit pour évaluer les impacts sectoriels et régionaux de politiques énergétiques et environnementales régionales (et internationales). Par rapport aux modèles présentés jusqu'à présent, il offre la particularité de différencier dans chacune des régions dix catégories de ménages selon le revenu, apportant une dimension *bottom up* supplémentaire à la modélisation qui offre l'avantage de pouvoir analyser les conséquences sociales de variantes de politique en termes de redistribution. Bayar *et al.* (2006a) présentent une application de ce modèle à l'évaluation des impacts régionaux de l'introduction de différents scénarios pour la valeur du carbone. Une version étendue de ce modèle (GREENMOD 2) est détaillée dans Bayar *et al.* (2006b).

Malgré cette longue expérience en modélisation régionale, peu de ces outils sont restés opérationnels pour permettre une analyse des implications de l'adoption de variantes de politiques wallonnes placées dans un contexte plus récent. À cet égard, le modèle HERMES, développé par le Bureau fédéral du Plan, reste la référence tant au niveau des projections macroéconomiques officielles de moyen terme que de l'évaluation des politiques publiques (voir Bassilière *et al.*, 2018, ainsi que BFP, 2018). Il s'agit d'un modèle de type MET, mais qui intègre des éléments représentatifs des approches MES et MEA. Le modèle HERMREG en est sa déclinaison régionale ; il est opérationnel pour établir des projections régionales de moyen terme pour la Belgique, mais uniquement dans une version de type *top down*. La version *bottom up*, indispensable pour une évaluation réaliste du mécanisme de propagation d'un choc de politique régionale, est en effet en

cours de réalisation⁹. Nous reviendrons ultérieurement sur la comparaison entre ce modèle et le nôtre.

2.3. LE MODÈLE PREVIEW

2.3.1. Brève description du modèle

PREVIEW est un petit modèle macroéconomique développé à l'IWEPS, qui distingue les trois régions belges (la Wallonie, Bruxelles-Capitale et la Flandre) tout en considérant les relations existant entre elles et vers l'étranger. Il s'agit d'un modèle principalement statique caractérisant des économies régionales essentiellement tirées par des considérations de demande. Il est donc à ce titre largement d'inspiration keynésienne. Une dynamique *ad hoc* est toutefois introduite afin de tenir compte du processus d'accumulation du capital et d'une boucle de rétroaction coûts-prix-salaires.

Un point clé du modèle est qu'il possède dès sa conception une structure agrégative (*bottom up*) : les fonctions de réaction des agents économiques sont établies au niveau régional, puis leurs décisions sont agrégées pour former le niveau national. Les agents représentés sont les ménages et les entreprises, et les politiques publiques sont décidées à la fois au niveau fédéral et au niveau régional. Tant le marché des biens et services que celui du travail sont spécifiques à la région ; ils sont en étroite interaction via la matrice des entrées-sorties régionales et celle des navettes. Le marché de la monnaie est limité à la présence d'un taux d'intérêt exogène observé au niveau national.

Il n'existe pas de découpage sectoriel dans PREVIEW, l'économie des régions est donc approchée dans sa globalité. Par contre, la main-d'œuvre est ventilée en deux niveaux d'éducation. Le niveau d'éducation faible concerne les travailleurs qui ont au mieux obtenu le diplôme de secondaire inférieur, le niveau d'éducation élevé se rapportant aux autres travailleurs. On parlera aussi de manière équivalente de personnel peu qualifié et de personnel qualifié. Cette distinction est fondamentale dans le cadre des politiques orientées sur les groupes cibles, récemment régionalisées, qui s'adressent essentiellement à la première catégorie de main-d'œuvre bien plus vulnérable sur le marché du travail. Le modèle prend donc en compte trois facteurs de production : le travail peu qualifié, le travail qualifié et le capital, qui génère l'investissement.

Comme tout modèle macroéconomique, PREVIEW fait la distinction entre les variables endogènes, dont les niveaux sont donnés par le modèle, et les variables exogènes, dont les niveaux sont fixés par le modélisateur. Parmi ces dernières, on trouve d'une part des variables d'environnement économique, par exemple le PIB de la Zone euro ou le taux d'intérêt, et d'autre part, l'ensemble des leviers publics¹⁰.

Examinons maintenant les grands blocs formant l'ossature du modèle PREVIEW. Notons déjà que certains blocs sont plus volumineux que d'autres, la version actuelle du modèle étant davantage centrée sur le marché du travail.

2.3.2. Les principaux blocs du modèle

Le modèle est décomposé en sept blocs. Nous proposons d'en donner pour chacun d'eux une description de contenu limitée et éludons au maximum les expressions mathématiques qui alourdiraient inutilement le texte ; les plus importantes sont reprises dans des encadrés. Le lecteur davantage intéressé par les aspects de formalisation pourra parcourir dans l'annexe un *Working*

⁹ Voir à ce sujet le lien relatif au Workshop organisé récemment sur HERMREG par les Institutions impliquées par le projet : <https://www.iweps.be/evenement/journee-detude-modelisation-economies-regionales-belgique/>

¹⁰ Pour davantage de détails sur la taille du modèle complet PREVIEW/COSMIQUE, voir la section 2.5.

Paper présentant le modèle PREVIEW de manière plus scientifique (voir Verschueren, 2018a). Le présent texte est largement inspiré de celui de ce document.

- **Bloc 1 : le marché des biens et services**

Au niveau de l'offre de biens et services, les entreprises régionales ajustent leur production de manière à satisfaire la demande qui leur est adressée. Dans ce contexte, elles vont chercher à minimiser le coût total auquel leur revient le niveau de production nécessaire pour répondre à cette demande. Le choix de la technologie de production est porté sur une fonction de type Cobb-Douglas¹¹ avec trois facteurs substituables et des rendements constants (voir encadré 2.1). Dans ce contexte, les coûts relatifs — c'est-à-dire le rapport entre les coûts des facteurs de production pris deux à deux — jouent un rôle central. Ainsi, si l'un des facteurs de production devient moins coûteux par rapport à un autre, *toute chose restant égale par ailleurs*, l'entreprise utilisera davantage ce premier facteur dans le processus de production au détriment du second.

On pourrait objecter que les biens d'investissement achetés par les entreprises exigent en général un degré plus élevé de qualification dans leur exploitation. En d'autres termes, il existerait plutôt un lien de complémentarité entre le capital et le travail qualifié et non un lien de substituable. Une telle option a notamment été appliquée par Sneesens et Shadman (2000) pour analyser le chômage wallon. Certaines fonctions mathématiques permettent de tenir compte d'un degré de substitution plus ou moins fort entre les facteurs de production, comme l'utilisation de la fonction de production imbriquée de type CES proposée par Arrow *et al.* (1961). Le modèle PREVIEW pourrait à l'avenir faire appel à une représentation plus flexible de la technologie de production.

Encadré 2.1 : Expression mathématique de la fonction de production à facteurs substituables

Les entreprises régionales disposent de trois facteurs de production : le travail salarié peu qualifié (L_r^{LQ}), le travail salarié qualifié (L_r^{HQ}) et le stock de capital (K_r). Les consommations intermédiaires n'étant pas considérées explicitement comme facteur de production, l'output prend la définition de la valeur ajoutée (VA_r), c'est-à-dire de la production diminuée de cette demande intermédiaire.

La fonction de production des entreprises implantées dans la région r prend ainsi la forme suivante :

$$VA_r = A_r (L_r^{LQ})^{a_r^{LQ}} (L_r^{HQ})^{a_r^{HQ}} (K_r)^{a_r^K} \quad (1)$$

Avec $A_r > 0$ un paramètre d'échelle, a_r^{LQ} , a_r^{HQ} et a_r^K trois paramètres s'interprétant comme l'élasticité de l'output régional respectivement par rapport au travail peu qualifié, au travail qualifié et au capital de la région r , avec $0 < a_r^{LQ}, a_r^{HQ}, a_r^K < 1$.

Les paramètres de la fonction de production sont supposés structurels et donc invariants à toute politique économique qui pourrait être menée — cf. la critique de Lucas (1976)¹². La productivité d'un travailleur peu qualifié étant a priori moindre que celle d'un travailleur qualifié, on s'attend à ce que $a_r^{LQ} < a_r^{HQ}$.

L'hypothèse de rendements constants implique que $a_r^{LQ} + a_r^{HQ} + a_r^K = 1$. On peut déjà tirer de cette hypothèse une conséquence importante en termes d'analyse d'impact : si les trois facteurs de production étaient simultanément modifiés d'une même proportion, l'output serait adapté dans cette proportion précise.

¹¹ Voir Cobb et Douglas (1928).

¹² Lucas a critiqué l'usage de modèles macro-économétriques sans fondements théoriques, car ceux-ci peuvent s'avérer instables dans le temps du fait que les agents économiques sont rationnels : ils anticipent les changements de politique économique et les intègrent dans leurs propres décisions. Les élasticités de notre fonction de production étant explicitement posées comme structurelles, leurs valeurs ne seront pas altérées suite à l'adoption de la politique de réduction ciblée du coût du travail.

Du côté de la demande de biens et services, on distingue la demande finale et la demande intermédiaire. La demande finale se rapporte à la consommation des ménages, aux investissements des entreprises ainsi qu'à leurs décisions d'exportations, et aux dépenses des administrations publiques considérées comme exogènes. Les déterminants explicatifs des trois premiers agrégats régionaux sont explicités dans l'encadré 2.4. La demande intermédiaire concerne les biens et services qui disparaissent dans le processus de production, et ne sont donc pas livrés à un demandeur final. Puisque la consommation intermédiaire n'apparaît pas explicitement comme un facteur de la fonction de production, c'est donc la valeur ajoutée qui constitue l'output¹³.

Le cadre multirégional de PREVIEW tient compte de la structure régionale différente des destinations de la production et des importations. Ainsi, le produit qui a satisfait la demande de consommation des ménages wallons peut avoir été fabriqué dans une autre région belge (ou à l'étranger, bien entendu). Nous intégrons ainsi dans le modèle une structure offre/demande calquée sur la matrice des entrées-sorties régionales. Cet outil puissant a pour principal avantage de pouvoir détailler la structure de livraison régionale de la production à un niveau très fin de produits et de branches d'activité. L'usage que nous en retenons est certes plus limité puisque nous ne nous intéressons ici qu'à un découpage régional et non sectoriel de l'économie. L'intérêt du cadre entrées-sorties est toutefois crucial, car il nous permet d'explicitier le poids que prennent les demandes finales régionales dans les agrégats d'offre et dans le Produit intérieur brut de chaque région. Le lien entre PIB et valeur ajoutée est assuré en considérant fixe le taux de conversion entre la mesure du PIB exprimée au prix du marché et celle exprimée au prix de base (ce qui revient à tenir compte de recettes de type TVA).

L'encadré suivant expose brièvement la formalisation de l'approche entrées-sorties.

Encadré 2.2 : Le cadre technique des entrées-sorties régionales

Nous présentons succinctement ce modèle en nous inspirant largement de Caruso et Scourneau (2016). Le tableau entrées-sorties est un outil statistique qui comptabilise tous les flux de biens et services destinés à être livrés à la demande finale ou à la demande intermédiaire. Ces flux sont observés au sein d'une entité économique donnée (un pays ou une région) durant une période déterminée (généralement un an), en distinguant les différentes branches d'activité domestique ainsi que les principales catégories d'agents dont émane la demande finale.

L'utilisation de ce tableau dans le cadre d'un modèle entrées-sorties particulier permet essentiellement d'estimer quelles pourraient être les répercussions d'une variation exogène de la demande finale sur les différents secteurs de l'économie. Abordant l'économie dans son ensemble, PREVIEW ne s'intéresse toutefois qu'uniquement à la structure régionale de ce tableau. L'objectif est ainsi d'apprécier le poids que prennent les différentes demandes finales régionales, d'où qu'elles soient émises, dans les différentes productions régionales, où qu'elles soient localisées.

Dans notre modèle, les équations issues du cadre entrées-sorties régional reposent sur l'exploitation de coefficients régionaux d'impact qui permettent de relier directement le niveau des demandes finales régionales aux niveaux régionaux de la production (Q), de la valeur ajoutée (VA), du PIB et des importations internationales (M).

De manière générique, on a ainsi :

¹³ La valeur ajoutée étant définie comme le niveau de production diminué de celui des consommations intermédiaires.

$$Z_r = \sum_m (\alpha_{r,m}^{Z,C} C_m + \alpha_{r,m}^{Z,I} I_m + \alpha_{r,m}^{Z,G} G_m + \alpha_{r,m}^{Z,X} X_m), \quad Z = Q, VA, PIB, M, \quad r, m = W, B, F$$

Avec C_m la consommation des ménages résidant dans la région m , I_m et X_m l'investissement et les exportations des entreprises localisées dans la région m , et G_m les dépenses des administrations publiques de la région m . Les valeurs des coefficients de type $\alpha_{r,m}^{Z,Z}$ sont présentées plus loin dans le tableau 2.2.

- **Bloc 2 : le marché du travail**

Le modèle permet de distinguer, pour chacun des deux niveaux d'éducation, l'emploi salarié mesuré au lieu de travail de celui mesuré au lieu de résidence du travailleur. La fonction de réaction de l'emploi salarié est déterminée par cohérence avec les implications mathématiques du programme de minimisation des entreprises que nous avons retenu. Ces conditions mènent ainsi aux expressions des équations régionales de demande de travail salarié qui relie ce dernier avec les coûts relatifs et la valeur ajoutée (voir encadré 2.3). L'ampleur de la réaction à une variation du coût du travail est étroitement liée à la valeur des élasticités de la fonction de production.

L'emploi indépendant de la région est également ventilé en deux catégories, mais il est d'abord calculé au niveau régional¹⁴, puis réparti par niveau d'éducation selon une clé fixe. Il est supposé dépendre du niveau de l'emploi salarié ainsi que de celui du PIB. Une telle configuration tente de refléter la coexistence de facteurs « *push* » et de facteurs « *pull* » spécifiques à la littérature sur l'entrepreneuriat, selon que la motivation sous-tendant la décision d'entreprendre soit volontaire (entrepreneur par opportunité de débouchés) ou contrainte (entrepreneur par nécessité vu l'absence d'alternative)¹⁵.

Encadré 2.3 : Expression mathématique des fonctions d'emploi salarié et indépendant

L'emploi salarié

On note le coût total de la production réalisée par les entreprises de la région r :

$$CT_r = \omega_r^{LQ} L_r^{LQ} + \omega_r^{HQ} L_r^{HQ} + c_r K_r \quad (2)$$

$\omega_r^q = (1 + \tau_r^{G,q}) w_r^q$ représente le coût salarial moyen de la catégorie q dans la région r , avec $\tau_r^{G,q}$ et w_r^q respectivement le taux global de cotisations patronales et le taux de salaire brut correspondant au niveau de découpage.

$c_r = (i + \delta_r) p_r^I$ se rapporte à la définition du coût d'usage du capital dans la région r , avec i le taux d'intérêt national, δ_r le taux régional de détérioration du capital (voir encadré 2.4) et p_r^I le déflateur régional de l'investissement (c'est-à-dire un indicateur de son prix), considéré comme égal au prix de la valeur ajoutée de la région (voir le bloc 5 de PREVIEW).

La minimisation de (2) sous la contrainte (1) amène, après quelques manipulations mathématiques, à la formulation des trois fonctions de réaction suivantes :

$$L_r^{LQ} = \left(\frac{a_r^{LQ}}{a_r^{HQ}} \right)^{a_r^{HQ}} \left(\frac{a_r^{LQ}}{1 - a_r^{LQ} - a_r^{HQ}} \right)^{1 - a_r^{LQ} - a_r^{HQ}} \left(\frac{\omega_r^{HQ}}{\omega_r^{LQ}} \right)^{a_r^{HQ}} \left(\frac{c_r}{\omega_r^{LQ}} \right)^{1 - a_r^{LQ} - a_r^{HQ}} \left(\frac{VA_r}{A_r} \right)$$

¹⁴ L'explication étant que nous ne disposons pas de séries temporelles de l'emploi indépendant par niveau d'éducation qui pourraient alimenter une régression économétrique impliquant cette variable par catégorie.

¹⁵ Voir notamment Giacomini *et al.* (2010).

$$\begin{aligned}
L_r^{HQ} &= \left(\frac{a_r^{LQ}}{a_r^{HQ}} \right)^{a_r^{HQ}-1} \left(\frac{a_r^{LQ}}{1 - a_r^{LQ} - a_r^{HQ}} \right)^{1-a_r^{LQ}-a_r^{HQ}} \left(\frac{\omega_r^{HQ}}{\omega_r^{LQ}} \right)^{a_r^{HQ}-1} \left(\frac{c_r}{\omega_r^{LQ}} \right)^{1-a_r^{LQ}-a_r^{HQ}} \left(\frac{VA_r}{A_r} \right) \\
&= \left(\frac{a_r^{HQ}}{a_r^{LQ}} \right) \left(\frac{\omega_r^{LQ}}{\omega_r^{HQ}} \right) L_r^{LQ} \\
K_r &= \left(\frac{a_r^{LQ}}{a_r^{HQ}} \right)^{a_r^{HQ}} \left(\frac{a_r^{LQ}}{1 - a_r^{LQ} - a_r^{HQ}} \right)^{-a_r^{LQ}-a_r^{HQ}} \left(\frac{\omega_r^{HQ}}{\omega_r^{LQ}} \right)^{a_r^{HQ}} \left(\frac{c_r}{\omega_r^{LQ}} \right)^{-a_r^{LQ}-a_r^{HQ}} \left(\frac{VA_r}{A_r} \right) \\
&= \left(\frac{1 - a_r^{LQ} - a_r^{HQ}}{a_r^{LQ}} \right) \left(\frac{\omega_r^{LQ}}{c} \right) L_r^{LQ}
\end{aligned}$$

Valeurs pour les paramètres ($W=Wallonie$): $\underline{a_W^{LQ} = 0.10}$, $\underline{a_W^{HQ} = 0.55}$. Méthode d'estimation : calibration.

De manière cohérente, si l'on substitue l'expression mathématique du niveau optimal de chaque facteur de production aux endroits où ces derniers apparaissent dans la fonction de production (1), on retrouve *exactement* le niveau de la valeur ajoutée.

Exploitant ces fonctions de réaction, on peut en outre aisément montrer que l'élasticité de l'output à un facteur de production donné équivaut au poids que représente le coût de ce facteur dans le coût total de production. Ce résultat clé sera exploité lors de la calibration statistique du modèle. Il implique ainsi qu'au plus la part que prend le coût du travail peu qualifié (a_r^{LQ}) est faible, au plus l'emploi peu qualifié est réactif à une baisse du coût du travail de la catégorie — l'élasticité emploi/coût des peu qualifiés est en effet égale à $(1 - a_r^{LQ})$.

L'emploi indépendant

Dans la région r , la proportion de l'emploi indépendant (L_r^I) dans l'emploi total est modélisée comme suit :

$$\frac{L_r^I}{L_r^I + L_r} = \pi_r^I = \lambda_{0,r} - \lambda_{1,r} \ln PIB_r + \lambda_{2,r} TREND$$

Avec $\lambda_{0,r}, \lambda_{1,r}, \lambda_{2,r} > 0$.

Valeurs pour les paramètres ($W=Wallonie$): $\underline{\lambda_{1,r} = 0.20}$, $\underline{\lambda_{2,r} = 0.0012}$. Méthode d'estimation : économétrie.

La forme de cette équation repose sur les résultats les plus probants obtenus à partir de l'estimation économétrique de différentes fonctions de l'emploi indépendant régional. Elle offre l'avantage de pouvoir définir un seuil de croissance possédant une interprétation intéressante.

Ré-exprimée en différences premières, l'équation de la part des indépendants s'écrit en effet :

$$\Delta \pi_r^I = -\lambda_{1,r} \left(\Delta \ln PIB_r - \frac{\lambda_{2,r}}{\lambda_{1,r}} \right)$$

Compte tenu des valeurs attribuées aux paramètres, lorsque la croissance économique wallonne est supérieure (versus inférieure) à 0.6%, la part des indépendants dans l'emploi intérieur total de la région tend à diminuer (versus augmenter).

L'emploi non salarié de la région est ensuite réparti par niveau d'éducation via une clé fixe (la répartition des indépendants selon le niveau d'éducation est maintenue constante)

La population active occupée de la région couvre l'ensemble des résidents qui occupent un emploi (salarié ou indépendant), que ces emplois soient localisés dans la région d'habitation ou non. Le passage entre le lieu de travail et le lieu de résidence du travailleur salarié est établi sur base de la matrice des navettes régionales. Nous retenons une hypothèse importante, mais de notre point de vue plausible : les entreprises tendent à garder constante la structure géographique de résidence de leurs travailleurs. À la population active salariée occupée s'ajoute l'emploi indépendant de la région supposé, par définition, occuper un emploi à l'endroit où son activité est déclarée.

La population active constitue l'offre de travail de la région, elle est considérée comme une variable exogène. Le chômage régional est défini de manière résiduelle en retranchant la population active occupée de la population active. Le taux de chômage régional est le rapport entre le niveau du chômage et la population active.

- **Bloc 3 : le stock de capital et l'investissement**

La demande pour le stock régional de capital des entreprises, troisième facteur de production, est déduite de la même manière que la demande de travail. Par définition, l'investissement régional possède une composante « investissement d'expansion », c'est-à-dire la variation nette du stock de capital, et une autre composante « investissement de remplacement », destinée à remplacer la partie du stock de capital qui n'est plus productive par usure. Le taux de remplacement du capital est considéré constant dans les trois régions.

- **Bloc 4 : du revenu primaire à la consommation des ménages**

Le passage entre le revenu primaire des ménages et leur revenu disponible pour la consommation (et l'épargne) est étroitement détaillé dans le compte des ménages de la comptabilité régionale.

Le revenu primaire est le revenu que les ménages tirent de leur activité économique. Il s'agit donc du revenu du travail salarié, mesuré à partir des salaires bruts de la population active occupée, additionné du revenu mixte des indépendants. Le salaire régional brut par salarié évolue de manière endogène (voir plus loin), le revenu mixte moyen est quant à lui considéré comme exogène. Des cotisations sociales personnelles sont prélevées sur ce revenu du travail à un taux de cotisations spécifique à la région et au niveau d'éducation. Le solde est ajouté aux revenus nets de la propriété des ménages pour former le revenu avant imposition. Un taux d'imposition exogène spécifique à la région et à la catégorie est appliqué sur ce dernier agrégat. Le revenu après imposition est complété par les allocations de chômage et les autres transferts aux ménages ventilés selon le double découpage pour former le revenu disponible des ménages.

Les dépenses de consommation des ménages sont modélisées en faisant référence à une fonction simplifiée : on considère qu'elles représentent une part fixe du revenu disponible réel, c'est à dire après déduction de l'inflation.

- **Bloc 5 : le coût de production, l'inflation et les salaires**

Le canal de transmission de l'inflation est la caractéristique centrale de ce bloc. Le taux de croissance du coût de production des entreprises localisées dans la région est supposé dépendre linéairement du taux de croissance des trois facteurs de production, les contributions respectives de ces taux étant reliées aux élasticités de la fonction de production. Dans le modèle, par cohérence avec le volet « offre » du bloc du marché des produits, le coût de la production régionale est assimilé au déflateur de la valeur ajoutée (ou prix de la valeur ajoutée).

L'inflation, c'est-à-dire l'évolution de l'indice des prix à la consommation, évolue de manière identique à la croissance des coûts de production. Cette relation matérialise l'hypothèse de l'application par les entreprises régionales d'un taux de marge constant dans le prix de leurs produits.

L'inflation étant mesurée au niveau national, il convient de prendre en compte le coût de production observé au niveau belge, c'est-à-dire la moyenne des observations régionales de cette variable-coût pondérée par la part nationale des valeurs ajoutées régionales.

L'indexation des salaires bruts et des allocations de chômage est automatique en Belgique. Dans chaque région et pour chaque niveau d'éducation, l'évolution des salaires bruts réels est ensuite contrôlée par la norme salariale, qui fixe l'augmentation maximale des salaires au cours de deux années. On suppose que la norme est entièrement réalisée. À noter que l'équation d'évolution des salaires contient également un terme fixe, censé refléter à la fois les augmentations barémiques et l'influence de la productivité. L'inflation est par contre le seul facteur affectant l'évolution des allocations moyennes de chômage.

- **Bloc 6 : le commerce régional et international**

Le commerce entre les trois régions belges est déduit directement du cadre entrées-sorties régionales abordé dans le bloc 1. Il permet donc de calculer les exportations de biens et services d'une région vers les deux autres régions et, par symétrie, les importations de celle-ci en provenance des deux autres régions.

Pour ce qui a trait au commerce des biens et services en dehors de la Belgique, les exportations internationales des entreprises régionales sont supposées être influencées essentiellement par des indicateurs liés au marché européen partageant la monnaie Euro. Plus spécifiquement, deux facteurs explicatifs entrent en ligne de compte. Le premier est un facteur de compétitivité, matérialisé par le rapport entre le coût salarial unitaire de la Zone euro (hors Belgique) et celui de la région belge. L'autre facteur se rapporte à l'effet volume du marché européen qui, lorsqu'il est positif, peut générer de nouvelles opportunités de parts de marché. Il est synthétisé par le PIB de la Zone euro.

Les importations internationales des entreprises régionales sont quant à elles obtenues à partir du cadre entrées-sorties.

- **Bloc 7 : les finances publiques**

Le modèle PREVIEW récolte certains éléments de recettes et de dépenses publiques liés aux instruments de politique retenus dans les six premiers blocs. Ils sont calculés au niveau de chaque région. Au niveau des recettes, on trouve les contributions nettes de cotisations sociales patronales (les contributions légales diminuées des réductions structurelles et des aides à l'embauche), les cotisations sociales personnelles, les impôts sur le revenu et les recettes de type TVA. Du côté des dépenses, on dispose, outre des dépenses des administrations publiques, du montant des allocations de chômage ainsi que de celui des autres transferts aux ménages.

Encadré 2.4 : Expressions mathématiques de trois fonctions-clés de demande finale

Consommation des ménages

$$C_r^q = \theta_r^q \frac{R_r^q}{p^c}$$

Avec C_r^q et R_r^q respectivement la consommation privée et le revenu disponible des ménages domiciliés dans la région r et de niveau de qualification q , et p^c l'indice des prix à la consommation. Le paramètre $\theta_r^q > 0$ s'interprète comme la propension marginale à consommer du ménage représentatif de la catégorie. Si l'on considère que les consommateurs maximisent l'utilité que leur rapportent leur consommation et leur épargne compte tenu de leur budget, et que la fonction d'utilité est de type Cobb-Douglas à rendements constants (comme celle utilisée pour la fonction de production, voir encadré 2.1), on peut aussi montrer que la propension marginale à consommer θ_r^q est parfaitement égale à l'utilité marginale de la consommation.

Valeurs pour les paramètres ($W=Wallonie$): $\theta_W^{LQ} = 96.4\%$, $\theta_W^{HQ} = 88.6\%$. Méthode d'estimation : calibration.

Investissements

Il s'agit du total des dépenses d'investissement consenties par les entreprises localisées dans la région, soit la somme de l'investissement privé, de l'investissement public et de l'investissement en logement. Il se définit :

$$I_r = K_r - (1 - \delta_r)K_r[-1]$$

Le paramètre δ_r matérialise le taux de détérioration du capital dans la région r .

Valeurs pour le paramètre ($W=Wallonie$): $\delta_W = 9.8\%$. Méthode d'estimation : calibration.

Comme la présente étude se place dans un contexte d'évaluation d'un impact à long terme, PREVIEW retient plutôt la solution d'équilibre de cette équation, de sorte que la fonction d'investissement empirique prend la forme finale :

$$I_r = \delta_r K_r$$

Exportations

L'équation caractéristique des exportations internationales par région possède une forme log-linéaire avec un terme constant :

$$\ln X_r = \xi_{0,r} + \xi_{1,r} \ln PIB_{ZE} + \xi_{2,r} \ln \frac{CSU_{ZE}}{CSU_r}$$

Avec X_r les exportations internationales des entreprises implantées dans la région r , PIB_{ZE} le Produit Intérieur Brut de la Zone euro (hors Belgique) et CSU_j le coût salarial unitaire de la région/zone j . Ce dernier indicateur se définit comme suit :

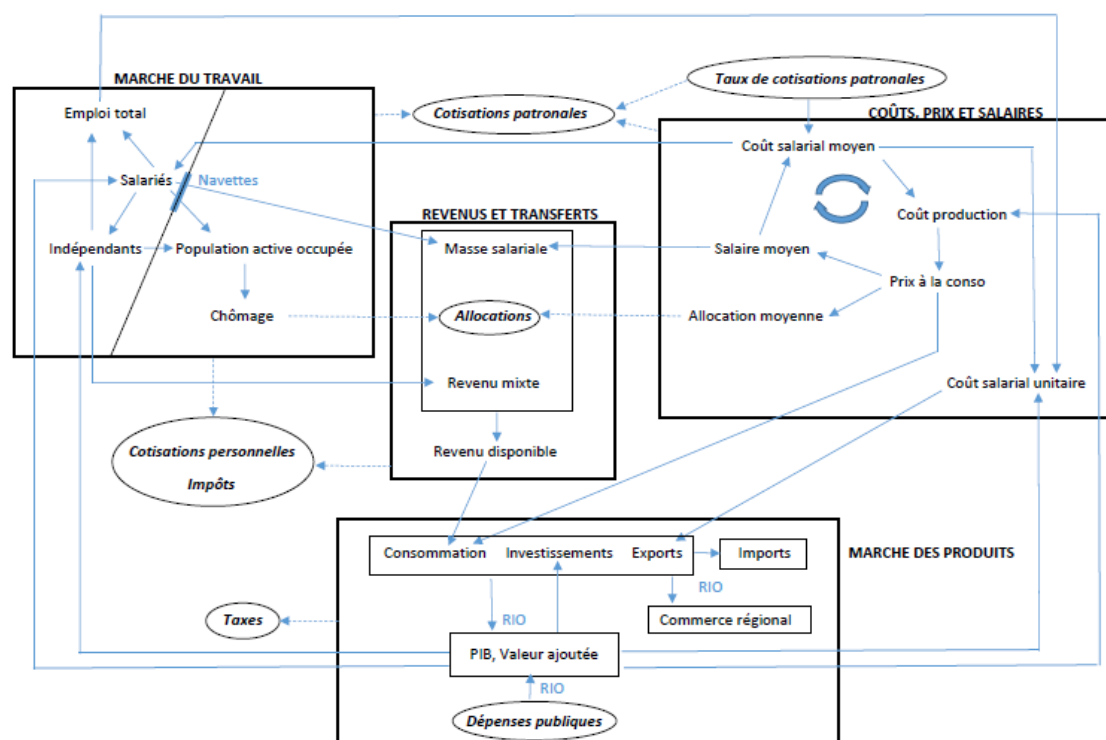
$$CSU_j = \frac{RS_j / L_j}{VA_j / (L_j + L_j^I)}$$

Valeurs pour les paramètres ($W=Wallonie$): $\xi_{1,W} = 0.30$, $\xi_{2,W} = 2.00$. Méthode d'estimation : économétrie.

2.3.3. Représentation schématique du modèle

Le schéma suivant montre les principales interactions entre les blocs du modèle PREVIEW. L'idée n'est nullement d'y faire apparaître toutes les variables du modèle, mais de ne retenir qu'une architecture générale fort utile à l'examen visuel des implications macroéconomiques d'une variante de baisse du coût du travail, sans considération de région ni de niveau d'éducation. Le point de départ en est ainsi le taux global de cotisations patronales qui, par effet de ricochet, va impacter l'ensemble des blocs et des variables retenus.

Figure 2.1 : Canaux de transmission d'un choc sur le taux de cotisations patronales



Source : PREVIEW

2.4. L'EXTENSION COSMIQUE

2.4.1. Balisage bibliographique

Au cours des quatre dernières décennies, le cadre d'analyse du marché du travail est progressivement passé d'un socle statique, basé sur l'examen statique du niveau de l'emploi, à un socle dynamique, reposant sur l'étude dynamique des flux d'emplois. Alors que la première approche se caractérise par l'utilisation d'indicateurs de situation, comme le nombre moyen de travailleurs au cours d'une année, la seconde approche s'intéresse à des indicateurs de mouvement, étudiant les transitions entre différents statuts possibles sur le marché du travail – par exemple, le nombre de travailleurs qui passent du statut « actif occupé » au statut « actif inoccupé ».

Le point de basculement en faveur de l'approche dynamique est probablement d'ordre statistique. Ainsi, lorsque les premières observations sur la dynamique du marché du travail américain ont été publiées au début des années 80 (voir par exemple Leonard, 1987), la communauté scientifique a réalisé l'ampleur prise par ces statistiques de créations d'emploi et de destructions d'emploi, puisqu'elles se comptaient en millions de *jobs* par an. Un tel résultat pouvait s'interpréter comme une confirmation empirique du processus de destruction créatrice de l'économie mis en avant par Schumpeter (1942). Surfant sur cette nouvelle vague, de nouvelles théories du marché du travail ont ainsi émergé, menant notamment aux célèbres contributions de Diamond (1982) et de Mortensen et Pissarides (1994). Cette dernière constitue d'ailleurs l'élément charnière du modèle développé dans le chapitre suivant.

Ce nouveau courant nous apprend donc que, pour mieux comprendre le fonctionnement du marché du travail et détecter ses défaillances, il convient d'aller au-delà de la seule analyse de la variation

nette de l'emploi (« l'emploi a-t-il augmenté ou pas ? »). En effet, une faible valeur obtenue pour cet indicateur peut être le pendant d'un contexte très nourri d'embauches et de licenciements, qui peut lui-même être relié à la position dans le cycle de l'économie. La nature cyclique des flux de travailleurs est ainsi bien documentée dans la littérature, cette thématique étant par exemple abordée par Lazear et Spletzer (2012). Citons aussi Krusell *et al.* (2017) qui s'intéressent à la modélisation des transitions entre emploi, chômage et non-participation au marché du travail en fonction de la conjoncture économique.

Afin de permettre une analyse fine des mouvements de flux d'emploi et de travailleurs, Davis et Halthiwanger (1998) — en abrégé DH — ont développé une approche statistique devenue incontournable dans les travaux empiriques qui abordent le marché du travail sous le point de vue dynamique. C'est précisément sur ce socle méthodologique que s'appuie la base de données Dynam¹⁶, fruit de la collaboration entre l'ONSS et HIVA-KUL à laquelle l'IWEPS, l'IBSA¹⁷ et le Département WSE¹⁸ apportent également un soutien méthodologique et financier. Ces statistiques sont disponibles par région, et l'IWEPS en a par ailleurs réalisé une analyse détaillée dans la version 2018 de son Rapport sur l'Économie Wallonne (voir Meunier *et al.*, 2018). Nous proposons au lecteur souhaitant davantage de renseignements méthodologiques sur l'approche DH et sur la base de données Dynam de consulter ce rapport.

Les deux angles d'attaque possibles du marché du travail — statique versus dynamique — doivent toutefois à notre avis rester complémentaires, et la vision plus moderne ne devrait pas se substituer intégralement à la vision davantage traditionnelle, qui est celle retenue dans le modèle PREVIEW. C'est plus que probablement la prise en compte des résultats issus des deux points de vue qui doit aider à nourrir la discussion et contribuer à apporter des solutions adéquates et efficaces aux difficultés observées sur le marché de l'emploi. Le développement du module COSMIQUE est l'illustration parfaite de ce propos.

2.4.2. Principales hypothèses du module

Le modèle PREVIEW présenté dans la section précédente repose sur une vision statique du marché du travail, basée sur des observations moyennes de l'année, et non sur des observations de flux d'entrées et de sorties indispensables à l'évaluation d'une politique d'aides à l'embauche. Il est toutefois possible d'adapter la modélisation de manière à ce que les concepts reliés à une représentation dynamique du marché du travail puissent y trouver leur place. Le résultat en est le modèle COSMIQUE, pour « COhérence Statique et Multi-dynamique des Indicateurs QUantitatifs d'Emploi ». La nature multidynamique du modèle repose sur un traitement de la dynamique à un double niveau. Le premier concerne celui relatif aux flux d'entrées et de sorties de travailleurs, le second celui des transitions entre les deux statuts possibles sur le marché du travail.

Investiguons les principales hypothèses que nous avons posées pour établir cette cohérence méthodologique.

- **Nécessité d'une base trimestrielle**

Une première hypothèse est liée à la fréquence d'observation des données de flux de travailleurs. Pour rappel, on parle d'entrée (vs. de sortie) lorsqu'un travailleur n'était pas (vs. était bien) inscrit dans la déclaration DmfA d'une entreprise assujettie à l'ONSS le 30 juin de l'année $t-1$, mais l'était bien (vs.

¹⁶ Voir <https://www.dynamstat.be/fr/about>

¹⁷ Institut Bruxellois de Statistique et d'Analyse

¹⁸ Le Département *Werk en Sociale Economie* est responsable de la coordination, du développement, du suivi et du contrôle de l'exécution de la politique d'emploi flamande.

ne l'était plus) le 30 juin de l'année t . Les statistiques sur la dynamique des travailleurs ne nous fournissent toutefois aucune information sur les mouvements de main-d'œuvre entre ces deux dates : à quel moment de l'année a été engagé un travailleur entrant ? À quel moment de l'année un travailleur sortant a-t-il été licencié ? Ce dernier a-t-il retrouvé un emploi avant la fin de la période ? Les dates d'entrées et de sorties sont pourtant cruciales pour calculer correctement le coût salarial de l'année puisque le paiement des cotisations patronales nettes, c'est-à-dire diminuées de toute réduction, se fait sur une base trimestrielle. Il est donc nécessaire de connaître les niveaux de flux d'entrées et de sorties de début de trimestre.

Une telle information est d'autant plus pertinente que l'Institut des Comptes Nationaux (ICN) calcule le stock annuel moyen d'emplois comme la moyenne arithmétique des niveaux observés trimestriellement. C'est précisément cette mesure de l'emploi qui intervient dans la fonction de production des modèles macroéconomiques traditionnels. Elle se différencie de la définition de l'emploi moyen calculé dans le cadre Dynam. En effet, non seulement cette dernière ne tient compte que des observations de début et de fin de période, mais elle intervient dans le dénominateur de la définition des importants taux d'entrées et de sorties. L'encadré 2.6 montre ainsi que le modèle prévoit une distorsion plus ou moins grande entre les deux indicateurs d'emploi selon l'évolution des conditions économiques.

Pour tenir compte de cette réalité trimestrielle, nous introduisons une hypothèse de distribution quant à la durée d'occupation des travailleurs entrants et des travailleurs sortants. De manière générale, on peut poser qu'une fraction $f(j)$ des travailleurs entrants dans une entreprise a été engagée il y a j trimestres, et qu'une fraction $g(j)$ des travailleurs sortants a quitté leur employeur il y a j trimestres. Le nombre maximum de trimestres à considérer est ici limité à quatre, le modèle statique PREVIEW ne concernant qu'une seule année. L'outil de simulation est donc capable de tester la sensibilité des résultats à un grand nombre de configurations dans les durées d'occupation au sein d'une entreprise. En outre, des observations liées à la saisonnalité de l'emploi pourraient nous aider à calibrer les probabilités. Dans le contexte simplifié de la présente évaluation, nous supposons toutefois que les entrées et sorties annuelles de travailleurs sont réparties uniformément sur les trimestres, de sorte que l'évolution vers le stock d'emploi de fin de période se réalise graduellement et à un rythme régulier. Ainsi, 25% des engagements de l'année sont réalisés au début de chaque trimestre et, à cette même date, on observe simultanément 25% des sorties de l'année.

- **Cyclicité des flux de travailleurs**

Se calquant sur des éléments de littérature, la seconde hypothèse instaure une relation positive entre le taux d'entrées de travailleurs et le taux d'évolution nette de l'emploi. L'idée sous-jacente à cette hypothèse est qu'une amélioration de la situation du marché de l'emploi, c'est-à-dire un accroissement des entrées nettes, devrait en principe aller de pair avec une recrudescence des engagements de travailleurs. Le taux d'entrées de travailleurs serait ainsi procyclique¹⁹. Le signe de l'effet du cycle sur les sorties de travailleurs est quant à lui plus ambigu, dépendant de l'importance du phénomène de la rotation de la main-d'œuvre. L'expression mathématique retenue dans le modèle COSMIQUE pour intégrer la présence d'aspects cycliques est suffisamment flexible pour tenir compte de ces différentes configurations possibles. L'encadré 2.5 en donne davantage de détails techniques.

¹⁹ Cette procyclicité des entrées de travailleurs en Wallonie a été confirmée dans une étude récente de l'IWEPS (voir Meunier *et al.*, 2018, section 4).

Encadré 2.5 : Expression mathématique du lien entre entrées de travailleurs et cycle de l'emploi

Pour tenir compte du lien potentiel entre l'ampleur prise par les entrées de travailleurs et la position du marché de l'emploi dans le cycle économique, nous nous basons sur l'équation :

$$h_r^q = \alpha_r^q + \sigma_r^q d_r^q$$

Cette équation relie de manière linéaire le taux d'entrées avec le taux d'évolution nette de l'emploi, ou taux d'entrées nettes, variables qui seront définies de manière formelle dans l'encadré suivant. Par construction, le taux de sorties prend la formulation :

$$s_r^q = \alpha_r^q - (1 - \sigma_r^q) d_r^q$$

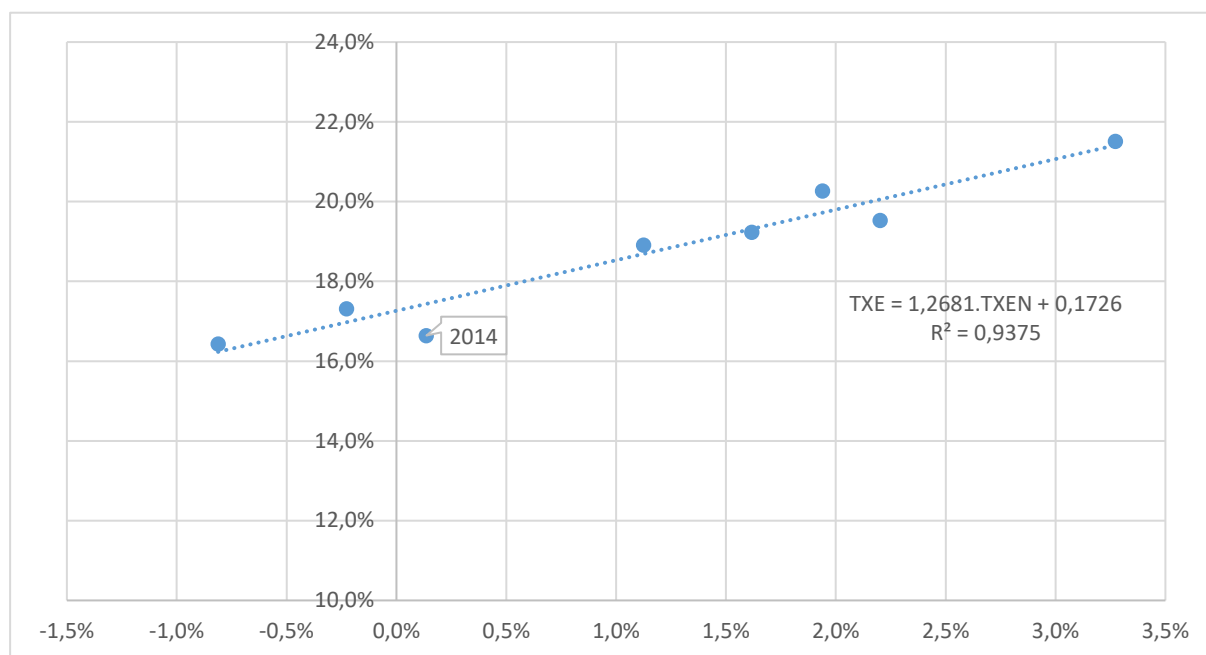
Le paramètre α_r^q s'interprète comme le taux d'entrées qu'il est nécessaire de dépasser pour assurer une évolution positive de l'emploi sur l'année. À ce niveau, les taux d'entrées et de sorties coïncident. On peut ainsi parler de taux d'équilibre.

Le paramètre σ_r^q représente l'impact d'une variation d'un point de pourcent du taux d'entrées nettes sur le taux d'entrées. La valeur de ce paramètre est étroitement liée au caractère pro- ou contra-cyclique des sorties. Ainsi, s'il est supérieur à l'unité, une embellie sur le marché de l'emploi tend à stimuler le taux de sorties des travailleurs. S'il est égal à l'unité, le taux de sorties est indépendant du cycle de l'emploi. Lorsque $\sigma_r^q < 1$, le taux de sorties diminue lorsque l'environnement économique s'améliore.

Confrontons dès à présent cette hypothèse de cyclicité des flux de travailleurs à la réalité des statistiques wallonnes, en procédant à une estimation économétrique de l'équation du taux d'entrées en Wallonie sur la période 2007-2014. Les résultats sont synthétisés dans le graphique 2.1, qui représente à la fois le nuage de points associé aux données et la droite de régression économétrique.

On relève une forte relation linéaire et positive entre les deux indicateurs d'emploi, qui est confirmée par la très bonne performance économétrique du modèle. Ainsi, les deux paramètres s'avèrent être significativement différents de zéro et positifs, et le pouvoir explicatif du modèle (le R^2) avoisine les 100%. Le paramètre linéaire de l'équation est estimé à 1,27. Puisqu'il est supérieur à l'unité, par construction, le taux de sorties des travailleurs se révèle également être procyclique. Le point se rapportant à l'année 2014 est mis en évidence ; on observe qu'il est associé à un très faible taux d'évolution nette de l'emploi.

Graphique 2.1 : Taux d'évolution nette de l'emploi et taux d'entrées



Source : Dynam, calculs propres.

- **Transition entre emploi et chômage**

Lorsqu'un travailleur quitte une entreprise, le cadre actuel Dynam ne nous permet pas de distinguer si ce travailleur retrouve directement un emploi – il transite ainsi entre deux emplois et, dès lors, représente une entrée pour le second employeur –, ou s'il devient demandeur d'emploi. Or, cette distinction est importante si la condition d'éligibilité pour l'obtention de l'aide régionale à l'embauche impose que le travailleur nouvellement engagé soit demandeur d'emploi inscrit en Wallonie. Le coût budgétaire de la politique d'aide à l'embauche ne peut donc se calculer sur le volume global des entrées : il faut soustraire de ce volume les transitions d'un emploi (wallon) à l'autre, mais aussi les entrées de travailleurs et de chômeurs provenant d'autres régions ou pays. De plus, tout travailleur wallon sortant peut aussi trouver un emploi dans une autre région ou à l'étranger, et l'employeur localisé en dehors de la Wallonie pourrait ainsi bénéficier du subsidie à l'embauche si la politique wallonne ciblée le permettait. En outre, il faut aussi tenir compte des autres statuts possibles sur le marché du travail, comme celui d'indépendant et celui d'inactif.

En absence de statistiques pertinentes sur ces différents mouvements de main-d'œuvre au moment d'écrire ces lignes, nous considérons dans cette évaluation qu'au début de chaque trimestre, une proportion fixe des travailleurs wallons sortants retrouve directement un emploi en Wallonie – on parlera de transitions volontaires –, et nous négligeons tous les autres flux entrants en, ou sortants de, Wallonie. Une telle configuration revient à poser l'hypothèse que le marché du travail est local et que la main-d'œuvre n'est pas mobile, ce qui n'est peut-être pas si éloigné de la réalité quant aux travailleurs peu qualifiés. La différence entre les entrées totales de travailleurs et la partie associée aux transits volontaires correspond donc aux engagements de demandeurs d'emploi qui bénéficient du subsidie à l'embauche.

- **Une conséquence importante : le coût marginal du travail peut différer du coût moyen**

La mise en commun de ces trois grands groupes d'hypothèses permet d'assurer la cohérence entre les visions statique et dynamique du marché du travail wallon. En cas de variation du coût du facteur travail consécutive à une modification du montant du subsidie à l'embauche, on peut calculer non

seulement les effets sur l'emploi moyen de la catégorie ciblée, mais aussi sur les flux d'entrées et de sorties de ces travailleurs ainsi que sur les mouvements de main-d'œuvre entre emploi et chômage régional. À ce niveau, un résultat fondamental peut être déduit. Il stipule qu'en présence de l'aide à l'embauche, le coût marginal du travail — c'est-à-dire l'augmentation de coût à supporter suite à l'engagement d'un travailleur supplémentaire — diffère de son habituel proxy observable qu'est le coût moyen du travail, rapport entre le coût salarial et l'emploi salarié. En réalité, nous montrons que le coût marginal du travail est inférieur à son coût moyen, l'écart entre les deux indicateurs étant d'autant plus important que les entrées nettes de travailleurs sont élevées.

2.4.3. Cadrage technique

L'encadré suivant fournit pour le lecteur intéressé les équations-clés et le cheminement vers la définition du coût marginal du travail en présence d'une aide à l'embauche. L'article sur lequel est basé cet encadré est disponible dans l'annexe, voir Verschueren (2018b)²⁰.

Encadré 2.6 : Équations-clés du module dynamique

Équations de cohérence entre stocks et flux de travailleurs

On définit l'évolution nette de l'emploi de niveau d'éducation q dans la région r comme la différence entre le stock d'emploi observé à la fin de la période, c'est-à-dire le niveau de début de période suivante ($LD_r^q[+1]$), et celui observé au début de la période en cours (LD_r^q) :

$$D_r^q = LD_r^q[+1] - LD_r^q$$

L'indicateur peut aussi se définir comme la différence entre les entrées de travailleurs (H_r^q) et les sorties de travailleurs (S_r^q) :

$$D_r^q = H_r^q - S_r^q$$

Le niveau moyen de l'emploi lié à ce cadre méthodologique est égal à :

$$LB_r^q = \frac{LD_r^q + LD_r^q[+1]}{2}$$

Il permet de formuler les taux d'entrées, de sorties et d'évolution nette de l'emploi :

$$h_r^q = \frac{H_r^q}{LB_r^q}; \quad s_r^q = \frac{S_r^q}{LB_r^q}; \quad d_r^q = h_r^q - s_r^q$$

S'ajoute l'équation clé reliée à la cyclicité du taux d'entrées (voir encadré 2.5) :

$$h_r^q = \alpha_r^q + \sigma_r^q d_r^q$$

Valeurs pour les paramètres (W =Wallonie): $\alpha_r^q = 16.42\%$, $\sigma_r^q = 1.40$ Méthode d'estimation : économétrie (voir graphique 2.1), puis calibration.

Les flux annuels d'entrées et de sorties de travailleurs de la catégorie sont répartis trimestriellement, sous l'hypothèse qu'ils se réalisent de manière uniforme :

$$H_{r,j}^q = \frac{H_r^q}{4}; \quad S_{r,j}^q = \frac{S_r^q}{4}$$

Avec $H_{r,j}^q$ et $S_{r,j}^q$, respectivement les entrées et sorties de travailleurs observées au début du trimestre j . Notons que le niveau des variables est supposé rester stable tout au long du trimestre.

²⁰ À noter que les résultats présentés dans cet article sont basés sur des hypothèses un peu différentes de celles finalement retenues pour cette évaluation, notamment en ce qui concerne le taux de transitions volontaires.

Dès lors, l'emploi de début de trimestre peut s'écrire :

$$L_{r,j}^q = LD_r^q + \frac{jD_r^q}{4}$$

Il permet de relier la définition moyenne du niveau macroéconomique de l'emploi présente dans PREVIEW (L_r^q , voir encadré 2.3), basé sur les quatre trimestres, à celle obtenue en exploitant l'approche des flux de travailleurs. On obtient ainsi :

$$L_r^q = LD_r^q + \frac{5D_r^q}{8}$$

De sorte que :

$$L_r^q - LB_r^q = \frac{D_r^q}{8}$$

Plus les entrées nettes de travailleurs D_r^q sont nombreuses, plus l'écart entre les deux indicateurs d'emploi moyen est conséquent.

Les équations retenues dans la modélisation sont une réécriture de ces hypothèses, qui exprime tous les indicateurs présentés dans l'encadré (sur base annuelle) par rapport à l'emploi moyen macroéconomique et le niveau de l'emploi de début de période, considéré comme exogène.

Équations d'ajustement du coût du travail suite aux modalités de la politique ciblée retenue

On distingue dans les entrées trimestrielles de travailleurs celles relatives à l'embauche de demandeurs d'emploi ($UH_{r,j}^q$) et celles consécutives à un mouvement (volontaire) de transition entre deux emplois ($SH_{r,j}^q$), elles-mêmes définies comme une fraction constante ϱ_r^q des sorties de travailleurs :

$$H_{r,j}^q = UH_{r,j}^q + SH_{r,j}^q$$

$$SH_{r,j}^q = \varrho_r^q S_{r,j}^q$$

Valeurs pour le paramètre (W =Wallonie) : $\varrho_W^q = 5\%$. Méthode d'estimation : calibration

Les sorties trimestrielles vers le chômage sont donc égales à :

$$SU_{r,j}^q = (1 - \varrho_r^q) S_{r,j}^q$$

Dans notre exercice d'évaluation, l'agrégat $UH_{r,j}^{LQ}$ relatif au niveau d'éducation faible constitue le seul groupe pour lequel une aide à l'embauche est disponible. Il intervient donc dans la définition du coût salarial total de la catégorie en tant que levier potentiel de baisse du coût du travail.

Dans le cadre théorique qui vient d'être exposé, on peut montrer que lorsque la catégorie peut bénéficier d'une aide à l'embauche en cas d'engagements dans le groupe cible, la rémunération des salariés prend la définition suivante :

$$RS_r^{LQ} = \left((1 + \tau_r^{E,LQ}) w_r^{LQ} - REDS_r^{LQ} - \phi_r^{LQ} aide_r^{LQ} \right) L_r^{LQ} + \xi_r^{LQ} aide_r^{LQ} LD_r^{LQ}$$

Avec

$$\phi_r^{LQ} = \frac{4 \left((1 - \varrho_r^{LQ}) (\alpha_r^{LQ} + 2\sigma_r^{LQ}) + 2\varrho_r^{LQ} \right)}{5}$$

$$\xi_r^{LQ} = \frac{(1 - \varrho_r^{LQ}) (8\sigma_r^{LQ} - \alpha_r^{LQ}) + 8\varrho_r^{LQ}}{5}$$

Si l'on réinjecte cette définition ajustée du coût salarial dans le programme de minimisation des coûts de production retenu dans PREVIEW, on en déduit un résultat fondamental. En présence de l'aide ciblée à l'embauche, le coût marginal du travail de la main-d'œuvre peu qualifiée est égal à :

$$\tilde{\omega}_r^{LQ} \equiv \frac{\partial RS_r^{LQ}}{L_r^{LQ}} = (1 + \tau_r^{E,LQ})\omega_r^{LQ} - REDS_r^{LQ} - \phi_r^{LQ} aidec_r^{LQ}$$

Il n'est plus égal au coût moyen du travail (ω_r^{LQ}), rapport entre RS_r^{LQ} et L_r^{LQ} , et l'on montre que :

$$\tilde{\omega}_r^{LQ} = \omega_r^{LQ} - \xi_r^{LQ} \frac{aide_r^{LQ} LD_r^{LQ}}{L_r^{LQ}} < \omega_r^{LQ}$$

Dans les expressions relatives aux facteurs de production présentées dans l'encadré 2.3, il est donc nécessaire de remplacer ω_r^{LQ} par $\tilde{\omega}_r^{LQ}$. En quelque sorte, la plus faible valeur de la définition marginale du coût du travail par rapport à sa définition moyenne adapte la différence d'échelle entre les deux populations auxquelles s'adressent les aides à l'emploi. L'aide à l'embauche concerne des engagements de demandeurs d'emploi alors que la réduction structurelle porte sur l'ensemble des emplois. Bien entendu, pour la catégorie des qualifiés, les deux indicateurs de coût du travail coïncident.

Notons finalement qu'il est possible de déduire analytiquement l'expression mathématique des élasticités des différents indicateurs d'emploi (moyen, entrées, sorties...) par rapport au montant de l'aide à l'embauche.

2.5. PRÉSENTATION DES SIMULATIONS OBTENUES AVEC LE MODÈLE COMPLET

2.5.1 Synthèse sur la taille du modèle complet

Avant d'aborder à proprement parler la partie empirique de ce chapitre, nous détaillons dans le tableau 2.1 certains éléments de taille du modèle complet résultant de la fusion des modèles PREVIEW et COSMIQUE.

Tableau 2.1 : La taille du modèle complet PREVIEW/COSMIQUE

Objet	Catégorie	Type	Niveau de la ventilation						
			R&P	R	B&P	B	E&P	E	Total
Variables	Exogènes	Politique	34	3	0	3	4	0	44
		Economique	24	0	0	0	0	1	25
		Toutes	58	3	0	3	4	1	69
	Endogènes	Politique	31	38	12	8	0	1	90
		Economique	159	154	63	50	0	8	434
		Toutes	190	192	75	58	0	9	524
	Toutes	Politique	65	41	12	11	4	1	134
		Economique	183	154	63	50	0	9	459
		Toutes	248	195	75	61	4	10	593
Équations	Comportementales		24	15	0	0	0	2	41
	Techniques		30	15	0	2	0	0	47
	De définition		134	83	37	19	0	7	280
	Agrégatives		2	79	38	37	0	0	156
	Toutes		190	192	75	58	0	9	524
Scalaires	Tous		57	120	0	1	1	6	185

Source : PREVIEW/COSMIQUE

En ce qui concerne les variables, tant les exogènes que les endogènes sont comptabilisées séparément selon qu'elles se rapportent à un instrument de politique publique ou qu'elles soient de nature économique.

Pour ce qui est des équations, dont chacune se rapporte à une variable endogène, on distingue quatre catégories. Les équations comportementales représentent les fonctions de réaction des actions des ménages et des entreprises (par exemple, la fonction de consommation des ménages de la région). Les équations techniques relient, par hypothèse, des variables de type économique entre elles (comme l'adaptation des salaires à l'inflation, ou l'équation procyclique du taux d'entrées). Les équations de définition synthétisent certaines variables en un indicateur (citons le taux de chômage ou le taux de valeur ajoutée) tandis que les équations agrégatives formalisent la caractéristique *bottom up* du modèle, soit le lien entre le niveau régional et le niveau national.

Les scalaires vont de pair avec les paramètres du modèle ; ils sont considérés comme fixes et donc invariants à toute modification de politique publique adoptée (par exemple, la hausse de la

consommation des ménages consécutive à une amélioration du niveau de vie des demandeurs d'emploi embauchés ne va pas altérer la part que prend leur nouvelle consommation dans leur nouveau revenu). Cette invariance est valable également pour tout choc de type économique ou tout exercice de projection économique.

Finalement, ce découpage des variables, équations et scalaires est enrichi d'une ventilation supplémentaire selon le niveau géographique (R pour région, B pour Belgique sans déclinaison régionale, et E pour européen) ou le niveau socio-économique (P pour population) concerné.

Au total, le modèle complet comporte 69 variables exogènes, 524 variables endogènes et donc autant d'équations, et 185 scalaires.

Le modèle PREVIEW/COSMIQUE s'avère donc être de taille plutôt faible. À ce titre, il ne concurrence pas les modèles HERMES ET HERMREG. Le premier cité comptabilise quelque 8 000 équations, dont 600 de type comportemental, et 1 200 variables exogènes. Pour le second, qui ajoute la dimension régionale, on dénombre quelque 19 000 équations dont 500 estimées de manière économétrique, et 2 900 variables exogènes. La déclinaison sectorielle concerne 13 branches d'activité et 23 catégories de biens de consommation sont distinguées. Le module relatif aux finances publiques est en outre très complet, ce qui permet au modèle de donner des détails très fins quant aux retombées budgétaires potentielles de l'adoption d'une variante de politique ou de la survenue d'un choc de type économique.

Malgré le fait que notre modèle est de taille plus modeste, il n'est pas moins sans atouts. Citons ainsi sa plus grande flexibilité quant aux réaménagements possibles de la modélisation — il est conçu dès le départ selon une architecture de type *bottom up*, et le découpage de la population peut être aisément adapté à une autre dimension socio-économique —, ainsi que sa plus grande facilité à identifier le chaînage des effets qui mène à l'impact final. Mais le modèle PREVIEW/COSMIQUE tient surtout compte de deux volets non intégrés dans HERMREG. Premièrement, il distingue dans les créations nettes les créations brutes et les destructions brutes. Ensuite, il utilise la bonne mesure du coût marginal du travail en cas de présence d'une aide à l'embauche, qui diffère de celle du coût moyen utilisé dans les modèles macroéconomiques traditionnels²¹.

2.5.2. Calibration statistique du modèle

La calibration statistique du modèle consiste à fixer les paramètres et le niveau de ses variables exogènes de manière à ce qu'il réplique le plus fidèlement possible le niveau des variables endogènes. L'exercice vise donc à rendre la modélisation cohérente avec la base de données qui l'alimente.

Le point de départ repose sur l'exploitation de sources de données officielles : la comptabilité régionale et nationale (BNB), la comptabilité européenne (EUROSTAT), les statistiques du cadre Dynam, les données de l'enquête annuelle sur la structure des salaires (ESE), celles issues de l'enquête sur les forces de travail (EFT). À cela s'ajoute l'utilisation de données macroéconomiques calculées spécifiquement dans le cadre d'HERMREG, ainsi que d'autres liées à la structure du coût salarial (données parafiscales de l'ONSS, enquête sur la structure du coût du travail, ESCT). Le trait

²¹ Une comparaison de nos résultats de simulation avec ceux qui seraient obtenus, pour les mêmes variantes, avec le modèle HERMREG serait encore prématurée étant donné que la version *bottom up* de ce dernier est toujours en phase de validation. Rappelons que, bien que certains points en commun les rapprochent, les deux modélisations reposent aussi sur des hypothèses qui leur sont spécifiques.

d'union de cette base de données en est l'année, 2014. Entrent aussi en ligne de compte les résultats de l'estimation économétrique de certaines équations régionales.

Bien évidemment, en tant que représentations très partielles de l'économie, les modèles PREVIEW et COMISQUE ne peuvent éviter de générer une marge d'erreur dans leur prédiction des endogènes. Suite à la réalisation de tests statistiques et économétriques, et après de nombreux tâtonnements, nous sommes toutefois parvenus à obtenir une calibration statistique qui nous apparaît réaliste tout en limitant la marge d'erreur de réplcation de la grande majorité des variables endogènes à moins de 1%.

Focalisons-nous succinctement sur la structure de certaines catégories de données de notre base statistique.

- La structure régionale des biens et services

Le tableau 2.2 présente les coefficients régionaux d'impact de la demande finale sur le PIB. Il livre ainsi les paramètres des équations de l'encadré 2.2 qui font notamment le lien entre le PIB et les différentes composantes de la demande finale. Le chiffre 45,6% s'interprète comme suit : si la consommation en volume des ménages wallons augmentait de 1 000 euros, alors le PIB de la région serait rehaussé d'une production en volume de 456 euros. Le PIB flamand ne gagnerait que 95 euros et celui relatif à la région Bruxelles-Capitale 85 euros. Rappelons que ces coefficients tiennent compte de la production supplémentaire en biens intermédiaires.

À choc monétaire identique, c'est un choc sur les dépenses des administrations publiques qui a le plus d'impact sur le PIB, et ce dans les trois régions. Cependant, un choc de même ampleur sur l'une des quatre catégories de demande finale en Wallonie aurait davantage d'impact sur la production flamande qu'un choc identique en Flandre pourrait l'avoir sur la production wallonne (chiffres mis en italiques dans le tableau).

Tableau 2.2 : Coefficients régionaux d'impact de la demande finale sur le PIB (en %)

Région	Agréat	PIB		
		Wallon	Bruxellois	Flamand
Wallonie	Consommation	45,6	8,5	9,5
	Dép. publiques	59,2	7,3	6,6
	Investissements	47,4	4,9	11,7
	Exportations	40,4	4,5	9,6
Bruxelles-Capitale	Consommation	4,3	43,4	10,3
	Dép. publiques	4,2	54,1	9,1
	Investissements	5,6	31,7	15,7
	Exportations	3,7	35,8	10,0
Flandre	Consommation	2,8	6,8	47,8
	Dép. publiques	2,6	10,5	51,8
	Investissements	2,8	3,4	48,3
	Exportations	3,2	4,3	40,8

Source : Bureau fédéral du Plan ; calculs propres

- La structure géographique de l'emploi salarié

Le tableau 2.3 fait apparaître un résultat bien connu en lien avec la mobilité régionale du travail salarié en Belgique. D'une part, le marché de l'emploi wallon et celui relatif à la Flandre apparaissent essentiellement locaux, la part des travailleurs salariés travaillant dans leur région d'origine dépassant les 92% — il atteint presque les 96% pour la Flandre. Par contre, les navettes régionales sont très présentes dans le cas de la Région de Bruxelles-Capitale dont l'emploi intérieur salarié n'est composé que de 45% d'habitants de cette région.

Par souci de simplification, nous avons retenu l'hypothèse que la structure régionale des navettes est identique pour les deux niveaux d'éducation.

Tableau 2.3 : Structure géographique de l'emploi salarié, par région (en %)

Lieu de résidence	Emploi salarié		
	Wallonie	Bruxelles-Capitale	Flandre
Wallonie	92,3	19,4	1,8
Bruxelles-Capitale	1,8	45,0	1,9
Flandre	2,2	34,8	95,6
Étranger	2,7	10,8	0,7
Total	100,0	100,0	100,0

Source : Bureau fédéral du Plan ; calculs propres

- Focus sur les données relatives au marché du travail

Le tableau 2.4 se concentre sur les principales données relatives au marché du travail, et notamment à son volet dynamique.

Tableau 2.4 : Focus sur le marché du travail wallon

	Niveau d'éducation		
	Faible	Élevé	Total
Salaire annuel brut moyen	31 445 €	38 379 €	37 070 €
Taux légal de cotisations patronales	38,32 %	33,30 %	34,10 %
Réduction structurelle, par trimestre	450 €	450 €	450 €
Aide par embauche ciblée, par trimestre	1 500 €	0 €	283 €
Taux global de cotisations patronales	31,84 %	28,61 %	29,13 %
Emploi moyen sur l'année (Compta)	188 421	808 973	997 394
Emploi moyen sur l'année (Dynam)	188 382	808 780	997 162
Stock d'emplois en début d'année	188 230	808 008	996 238
Stock d'emplois en fin d'année	188 535	809 552	998 087
Entrées de travailleurs sur l'année :	31 359	134 963	166 322
Du chômage	29 806	128 292	158 098
Transitions emploi-emploi	1 553	6 671	8 224
Sorties de travailleurs sur l'année :	31 054	133 419	164 473
Vers le chômage	29 501	126 748	156 249
Évolution nette de l'emploi	305	1 544	1 849
Taux d'entrées	16,65 %	16,69 %	16,68 %
Taux de sorties	16,48 %	16,50 %	16,49 %
Taux d'évolution nette de l'emploi	0,17 %	0,19 %	0,19 %
Taux de chômage moyen	25,02 %	13,26 %	16,81 %

Source : Comptabilité régionale, enquête EFT, enquête sur la structure des salaires, ONSS, Dynam ; calculs propres.

À noter que ces chiffres proviennent de la calibration du modèle et, bien qu'ils reposent sur des données officielles, ils n'en reflètent pas nécessairement les niveaux observés. Rappelons que l'exercice de calibration a pour objectif de rendre la modélisation cohérente avec la base de données qui l'alimente.

On relève ainsi un niveau de salaire brut moyen pour les peu qualifiés wallons de 18% inférieur à celui des qualifiés. Le montant de l'aide à l'embauche pour la catégorie ciblée est fixé à 1 500 euros par trimestre. La réduction structurelle s'établit à 450 euros par trimestre pour les deux catégories de travailleurs.

L'emploi salarié peu qualifié représente en Wallonie quelques 19% de l'emploi salarié total. En absence de statistiques sur les flux de travailleurs par niveau d'éducation dans la base de données Dynam, nous posons l'hypothèse d'un taux d'entrées et de sorties identique pour les deux catégories. Soulignons que nous avons retenu les chiffres relatifs aux employeurs wallons monorégionaux, c'est-à-dire ceux dont les sites de production sont tous situés en Wallonie. Ils représentent la grande majorité des employeurs de la région. Pour ce qui est des transitions volontaires d'un emploi à un autre, à défaut de données pour la Wallonie, nous fixons la part de ces mouvements emploi-emploi dans les sorties de travailleurs à 5%, se référant à Hyatt (2015)²². Insistons au final sur le fait que le taux de chômage repris dans le tableau pour les peu qualifiés (25%) est un

²² Ce chiffre est aussi en lien avec celui fourni dans l'article publié sur : <http://www.hrsquare.be/fr/le-coin-des-partenaires/que-retenir-de-la-faible-rotation-du-personnel-en-belgique->

peu supérieur à celui repris dans l'enquête EFT de 2016 (20,1%) ; c'est le résultat de la calibration complète du modèle qui se rapporte à une année antérieure.

- Focus sur les données liées à la structure du coût du travail

Le tableau 2.5 fournit le chiffrage des grands postes intervenant dans la définition du coût salarial des deux catégories de main-d'œuvre. Il ressort ainsi que l'enveloppe budgétaire affectée aux aides ciblées à l'embauche est très inférieure à celle destinée à financer les réductions structurelles de cotisations patronales ; elle en représente 13,2%. En outre, le coût marginal du travail faiblement qualifié, indicateur de coût à utiliser en présence d'une aide à l'embauche, se situe à près de 8% en deçà de la valeur prise par le coût salarial moyen.

Tableau 2.5 : Focus sur la structure du coût salarial en Wallonie, en millions d'euros (sauf mention contraire)

	Niveau d'éducation		
	Faible	Élevé	Total
Coût salarial sur l'année :	7 811,5	39 930,8	47 742,3
Masse salariale sur l'année	5 924,9	31 048,0	36 972,9
Cotisations patronales sur l'année :	1 886,6	8 882,8	10 769,4
Cotisations légales sur l'année	2 270,4	10 339,0	12 609,4
Réductions totales sur l'année :	383,8	1 456,2	1 840,0
Réductions structurelles sur l'année	339,1	1 456,2	1 795,3
Aides à l'embauche sur l'année	44,7	0,0	44,7
<i>(en euros)</i>			
Coût salarial annuel moyen	41 458 €	49 360 €	47 867 €
Coût salarial annuel marginal	38 196 €	49 360 €	

Source : Comptabilité régionale, Dynam, enquête EFT, enquête sur la structure des salaires ; calculs propres.

À noter que ces chiffres proviennent de la calibration du modèle et, bien qu'ils reposent sur des données officielles, ils n'en reflètent pas nécessairement les niveaux observés. Rappelons que l'exercice de calibration a pour objectif de rendre la modélisation cohérente avec la base de données qui l'alimente.

2.5.3. Variantes de baisse du coût du travail étudiées

Dernière mise au point avant d'aborder l'examen des résultats : les modalités des exercices de simulation proposés.

La principale variante de politique testée se caractérise ainsi par une **augmentation de 10% du niveau forfaitaire de l'aide à l'embauche ciblée sur les travailleurs peu qualifiés**, *toute chose restant égale par ailleurs*. Le forfait trimestriel passerait ainsi de 1 500 euros à 1 650 euros. Cette variante « +10% » correspond à une augmentation du subside à l'embauche que nous qualifions de modérée. Précisons au passage qu'implicitement, la durée d'octroi de l'aide à l'embauche est supposée être d'une année, un flux (un engagement) devenant partie intégrante du stock d'emploi lors de la période suivante.

Outre ce scénario principal, nous évaluons également l'impact que pourrait entraîner l'adoption d'une variante associée à une modification plus tranchée de l'aide ciblée à l'embauche. Il s'agirait ainsi d'une hausse de 50% de son montant forfaitaire.

Ensuite, nous examinons une variante de baisse du coût du travail qui posséderait les caractéristiques du scénario principal, mais qui serait placée dans un environnement économique exogène différent de celui de la référence. Ainsi, nous testons l'impact qu'aurait entraîné l'adoption de la variante « +10% » si le PIB de la Zone euro avait dans le même temps été 1% plus élevé que son niveau de 2014 (d'où son appellation de variante « +10%, +1% »).

Finalement, nous étendons le cadre « aides à l'embauche » des simulations en intégrant dans l'analyse les deux autres leviers de baisse du coût du travail que sont le taux légal de cotisations patronales et les réductions structurelles de cotisations patronales. L'idée est d'examiner les conséquences budgétaires qu'engendreraient les deux politiques fédérales si elles étaient calibrées *de manière à générer le même impact sur l'emploi moyen que celui observé dans la variante « +10% »*. En outre, observerait-on dans ces scénarios alternatifs un impact différent sur les grands agrégats macroéconomiques ? De telles simulations permettent de se rendre compte de la possibilité d'existence d'un chaînage des effets contrasté selon la politique, bien qu'il aboutisse pourtant au final à l'évaluation d'un impact identique sur une variable clé.

Signalons que toutes les simulations de cette section ont été réalisées à l'aide du logiciel IODE, développé par le Bureau fédéral du Plan et spécifiquement adapté aux exercices de macro-simulation²³. Le logiciel calcule numériquement la solution du système d'équations qui caractérise le modèle macroéconomique — il exprime l'ensemble des variables endogènes uniquement en fonction des variables exogènes. Il n'est donc pas nécessaire de connaître au préalable la forme analytique de cette solution.

2.5.4. Résultats d'impact et interprétations

2.5.4.1. Les enseignements de la variante « +10% »

- Impact sur le marché du travail

Le tableau 2.6 détaille les effets de la variante « +10% » sur les principaux indicateurs du marché du travail wallon, par niveau d'éducation. Les chiffres mentionnés correspondent donc à l'écart entre les résultats qui seraient obtenus avec le modèle complet PREVIEW/COSMIQUE en cas d'adoption de la variante, et ceux observés dans la simulation de référence — hors adoption de la variante donc, soit les chiffres présentés dans le tableau 2.4. Pour les indicateurs relatifs à l'emploi et aux flux de travailleurs, les écarts sont également fournis en pourcentage et exprimés en italique.

²³ Voir <http://iode.plan.be/doku.php?id=start>.

Tableau 2.6 : Impact de la variante « +10% » sur le marché du travail, écarts et % par rapport à la référence

	Niveau d'éducation		
	Faible	Élevé	Total
Salaire annuel brut moyen	- 2,7 €	-3,2 €	-12,9 €
Taux de cotisation légal	=*	=	=
Réduction structurelle, par trimestre	=	=	=
Aide ciblée par embauche, par trimestre	+150 € (+10 %)	=	+62,3 €
Taux global de cotisations patronales	-0,17 p%	=	-0,02 p%
Emploi moyen sur l'année (Compta)	+1 563 (+0,8%)	-769 (-0,1%)	+794 (+0,1%)
Emploi moyen sur l'année (Dynam)	+1 250 (+0,6%)	-615 (-0,1%)	+635 (+0,1%)
Entrées de travailleurs sur l'année :	+3 707 (+ 11,8 %)	-1 824 (-1,3%)	+1 883 (+1,1%)
Du chômage	+3 646 (+12,2%)	-1 794 (-1,4%)	+1 852 (+1,2%)
Transitions emploi-emploi	+61 (+3,9%)	-30 (-0,4%)	+31 (+0,4%)
Sorties de travailleurs sur l'année :	+1 206 (+3,9%)	-593 (-0,4%)	+613 (+0,4%)
Vers le chômage	+1 145 (+3,9%)	-563 (-0,4%)	+582 (+0,4%)
Évolution nette de l'emploi	+2 501	-1 231	+1 270
Taux d'entrées	+1,84 p%	-0,21 p%	+0,17 p%
Taux de sorties	+0,53 p%	-0,06 p%	+0,05 p%
Taux d'évolution nette de l'emploi	+1,31 p%	-0,15 p%	+0,12 p%
Taux de chômage moyen	-0,40 p%	+0,04 p%	-0,01 p%

Source : PREVIEW/COSMIQUE

* « = » signifie que la variable exogène reste à son niveau de référence dans la variante étudiée.

La variante « +10% » consiste en une hausse du montant forfaitaire trimestriel de la réduction ciblée sur les peu qualifiés de 10% par rapport à son niveau dans la référence. Il est important de se rappeler que les résultats obtenus sont tributaires des hypothèses statistiques et de modélisation associées à l'exercice d'évaluation. Ils ne peuvent en aucun cas être inférés à une estimation des effets d'une politique déjà en vigueur en Wallonie puisqu'ils sont calculés dans le cadre d'une évaluation de type *ex ante*.

Effets sur le groupe ciblé — Si l'option d'une augmentation de 10% du montant de la réduction ciblée sur les peu qualifiés avait été retenue en 2014, l'emploi salarié moyen wallon²⁴ de la catégorie aurait augmenté de 1 563 unités si l'on suit la définition comptabilité régionale de l'emploi, et de 1 250 unités selon le concept Dynam. Ces variations représentent respectivement une hausse relative de 0,8% et de 0,6% par rapport aux niveaux de la référence, soit ceux calibrés en 2014.

Sous l'impulsion de la baisse du coût du travail, un flux supplémentaire de 3 707 entrées de travailleurs aurait été généré dans la catégorie ciblée (+11,8%), réparti entre 3 646 engagements de demandeurs d'emploi wallons (98,4% des engagements) et 61 engagements de travailleurs en transit emploi-emploi (1,6% des engagements). En ce qui concerne ce dernier chiffre, souvenons-nous de la présence d'un contexte caractérisé par des travailleurs peu enclins à changer volontairement de job. Dans le même temps, 1 036 sorties additionnelles de travailleurs auraient été observées, dont 1 145 vers le chômage. Cet effet positif sur les séparations est la conséquence du résultat empirique important de la section 2.4, mettant en évidence le caractère procyclique des séparations en Wallonie.

Les différentiels observés en termes de flux de travailleurs auraient dès lors mené à une hausse de l'évolution nette de l'emploi de 2 500 travailleurs peu qualifiés (et donc une diminution nette du

²⁴ Souvenons-nous que dans notre exercice, seuls les travailleurs domiciliés en Wallonie peuvent bénéficier de l'aide wallonne à l'embauche.

chômage de même ampleur). Le nombre d'entrées nettes aurait ainsi été multiplié par 8,2, dans le contexte d'une année 2014 peu dynamique sur le marché de l'emploi (cf. graphique 2.1). En conséquence, le taux d'entrées de travailleurs de la catégorie ciblée serait passé de 16,7% à 18,5% (soit +1,8 point de %), et le taux de sorties se serait relevé de 16,5% à 17,0% (soit +0,5 point de %). Logiquement, le taux de chômage des peu qualifiés se serait quant à lui comprimé, baissant de 25,0% à 24,6%. N'oublions pas que l'ensemble des simulations réalisées dans ce chapitre l'ont été à population active inchangée.

Effets sur les travailleurs non éligibles. — Étant donné que les facteurs de production sont substituables, la baisse du coût du travail de la main-d'œuvre peu qualifiée incite les firmes à revoir le contenu socio-économique de leurs emplois et à substituer du personnel peu éduqué à du personnel éduqué. Ainsi, l'adoption de la variante « +10% » aurait entraîné une baisse de l'emploi moyen qualifié de 769 unités ou 615 unités, selon la définition de l'emploi moyen. On vérifie toutefois que cette diminution des niveaux par rapport à la référence n'aurait pas dépassé en valeur absolue la hausse de l'emploi peu qualifié, de sorte qu'au niveau de la Wallonie, l'emploi moyen aurait été positivement stimulé par la variante (+794 unités ou +635 unités).

En ce qui concerne la dynamique des flux, 1 824 entrées de travailleurs qualifiés ne se seraient pas réalisées du fait de l'adoption de la variante principale ; cela aurait concerné principalement le non-engagement de 1 794 chômeurs qualifiés. Simultanément, 593 sorties de travailleurs de la catégorie n'auraient également pas eu lieu. Au final, la variation nette de l'emploi wallon aurait donc été amputée de 1 231 unités par rapport à son niveau dans la référence.

Réexprimés en termes de ratios, les effets sur la main-d'œuvre de niveau d'éducation plus élevé se révèlent être d'une ampleur moindre, du fait de la plus grande représentation de l'emploi qualifié dans l'emploi total. Ainsi, les taux d'entrées et de sorties n'auraient perdu respectivement que 0,2 et 0,1 point de %. Le taux de chômage des travailleurs qualifiés ne se serait dès lors élevé que de 0,04 point de %.

- **Impact sur la structure du coût du travail**

Vu les effets contrastés de la simulation principale sur l'emploi par catégorie, la structure du coût du travail selon le niveau d'éducation s'en trouverait modifiée. Le tableau 2.7 fournit l'estimation des effets à attendre de l'introduction de la variante « +10% » sur les différents postes relatifs à la parafiscalité du travail, et donc sur une partie du budget associé aux différents niveaux de pouvoir.

Éducation faible — On vérifie tout d'abord qu'en cas d'adoption de la variante, le poste « Aides à l'embauche » du budget wallon aurait subi un supplément de coût qui se serait élevé à 10,5 millions d'euros. Dans le même temps, l'augmentation de l'emploi moyen des peu qualifiés aurait également entraîné une hausse du montant des réductions structurelles de 2,8 millions d'euros. Mais elle aurait simultanément induit pour la catégorie ciblée une augmentation à la fois des recettes de cotisations patronales légales (+18,6 millions d'euros) et de la masse salariale (+48,7 millions d'euros). Rappelons que le salaire moyen ne se modifierait quasiment pas dans cette simulation. Au final, le coût total du travail peu qualifié se serait accru de 54 millions d'euros, soit une hausse de 0,7% par rapport à celui de la référence. Alors que le coût salarial moyen de la catégorie ciblée n'aurait que très légèrement baissé — en pourcentage, cela représente -0,1% —, le coût marginal du travail peu qualifié aurait davantage diminué (-354 euros par emploi, soit -0,9%).

Ces résultats peuvent également être exprimés en termes d'indicateur d'efficience afin d'apprécier la balance entre le coût de la nouvelle politique et son efficacité. Ainsi, si l'on calcule le rapport entre le coût budgétaire (additionnel) direct de la variante et le flux supplémentaire d'embauches de demandeurs d'emploi peu qualifiés, on obtiendrait un coût annuel évalué à 2 880 euros par nouveau bénéficiaire pour le niveau régional wallon, et un coût annuel de 768 euros pour le niveau fédéral.

Au total, cela aurait donc représenté un coût annuel de 3 648 euros pour les deux niveaux de pouvoir concernés par la parafiscalité du travail. À noter que le premier montant budgétaire cité tient compte de l'augmentation simultanée du forfait de l'aide à l'embauche et du volume d'entrées de travailleurs bénéficiant de ce subside à l'embauche. Ainsi, il est supérieur à 1 650 euros (le montant de l'aide à l'embauche en cas d'adoption de la variante), car il faut également tenir compte d'une majoration dans le montant de l'aide à octroyer aux chômeurs déjà bénéficiaires dans la référence, montant qui s'élevait à 1 500 euros.

Tableau 2.7 : Impact de la variante « +10% » sur la structure du coût du travail, écarts par rapport à la référence (en millions d'euros, sauf mention contraire)

	Niveau d'éducation		
	Faible	Élevé	Total
Coût salarial sur l'année :	+54,0	-41,4	+12,6
Masse salariale sur l'année	+48,7	-32,1	+16,6
Cotisations patronales sur l'année :	+5,3	-9,3	-4,0
Cotisations légales sur l'année	+18,6	-10,7	+7,9
Réductions totales sur l'année :	+13,3	-1,4	+11,9
Réductions structurelles sur l'année	+2,8	-1,4	+1,4
Aides à l'embauche sur l'année	+10,5	=*	+10,5
<i>(en euros)</i>			
Coût salarial annuel moyen	-57 €	-4,30 €	-25 €
Coût salarial annuel marginal	-354 €	-4,30 €	—**
Coût direct par emploi subsidié :	3 648 €	—	—
À charge de la Wallonie	2 880 €	—	—
À charge du fédéral	768 €	—	—

Source : PREVIEW/COSMIQUE

* « = » signifie que la variable exogène reste à son niveau de référence dans la variante étudiée ; ** « — » signifie non pertinent. La variante « +10% » consiste en une hausse du montant forfaitaire trimestriel de la réduction ciblée sur les peu qualifiés de 10% par rapport à son niveau dans la référence. Il est important de garder à l'esprit que les résultats obtenus sont tributaires des hypothèses statistiques et de modélisation associées à l'exercice d'évaluation. Ils ne peuvent en aucun cas être inférés à une estimation des effets d'une politique déjà en vigueur en Wallonie puisqu'ils sont calculés dans le cadre d'une évaluation de type *ex ante*.

Éducation élevée — La main-d'œuvre qualifiée ne bénéficiant pas d'aides à l'embauche, il n'y a aucun effet pour la catégorie en termes de réductions ciblées. Par contre, la baisse de l'emploi moyen de la catégorie aurait entraîné une contraction des dépenses de réductions structurelles de l'ordre de 1,4 million d'euros. Au niveau global, toutefois, l'impact sur les dépenses totales de réductions de cotisations patronales aurait été positif, de l'ordre de +12 millions d'euros, la stimulation de l'emploi peu qualifié ayant élevé le montant des réductions structurelles à financer dans une proportion plus importante. Les recettes de cotisations patronales légales sur le travail qualifié se seraient comprimées vu l'effet dépressif de la variante sur l'emploi de la catégorie, mais aussi du fait de l'existence d'un salaire plus élevé pour le personnel qualifié (-10,7 millions d'euros). En conséquence, les contributions patronales versées par les employeurs sur leur personnel qualifié auraient diminué de 9,3 millions. En tenant compte des résultats liés aux peu qualifiés, l'impact de l'adoption de la variante sur les recettes de cotisations légales versées par les entreprises wallonnes se serait au final avéré être négatif (4 millions d'euros en moins par rapport à la référence).

- Impact sur les principaux agrégats macroéconomiques.

L'impact macroéconomique qu'aurait induit le choix de la variante « +10% » est détaillé dans le tableau 2.8. Les effets sur les principaux indicateurs macro du modèle y sont calculés aussi bien pour

la Wallonie que pour les deux autres régions, et donc pour la Belgique. Tous les chiffres du tableau sont donnés en écarts de pourcentage par rapport à la simulation de référence. Lorsque la valeur absolue de ce différentiel est inférieure au seuil de 0,01%, nous considérons que l'impact de la variante sur l'agrégat considéré est marginal et donc, non significatif.

Nous relevons de prime abord que l'impact sur le PIB wallon de la hausse de 10% du montant de l'aide à l'embauche aurait été au final très faiblement négatif, de l'ordre de -0,01%. Notons de suite que cela ne signifie nullement que le taux de croissance économique de la région aurait été inférieur à zéro. Ce dernier aurait toujours été positif, mais juste en deçà de sa valeur observée dans la référence, passant de 1,30% (observation de 2014) à 1,29%. En réalité, les différentes composantes de la demande finale auraient joué de manière contrastée.

Tableau 2.8 : Impact de la variante « +10% » sur les principaux agrégats macroéconomiques, en % par rapport à la simulation de référence

	Wallonie	Bruxelles-Cap.	Flandre	Belgique
PIB	-0,01	(+)	(+)	(-)
Consommation	+0,02	+0,01	+0,01	+0,01
Administrations publiques	=*	=	=	=
Investissements	-0,10	(+)	(+)	-0,02
Exportations totales :	-0,01	(+)	(+)	(-)
Internationales	-0,01	(+)	(+)	(-)
Régionales	(+)**	(+)	-0,01	—***
Importations totales :	-0,01	(+)	(+)	(+)
Internationales	-0,01	(+)	(+)	(+)
Régionales	-0,01	(+)	(+)	—
Emploi total ²⁵	+0,08	(+)	(+)	+0,02
Population active	+0,07	(+)	(+)	+0,02
Navettes régionales, solde net	(-)**	=	(+)	—
Chômage	-0,34	-0,03	-0,05	-0,17
Revenu disponible nominal	+0,02	+0,01	+0,01	+0,01
Prix à la consommation	-0,01	-0,01	-0,01	-0,01
Déflateur de la valeur ajoutée	-0,02	-0,01	-0,01	-0,01
Coût salarial unitaire	+0,03	-0,01	-0,01	(+)

Source : PREVIEW/COSMIQUE

* « = » signifie que la variable exogène reste à son niveau de référence dans la variante étudiée ; ** « (+) » est un écart relatif positif inférieur à +0,01%, « (-) » est un écart relatif négatif supérieur à -0,01%. Dans ces deux cas, l'évolution est considérée comme négligeable et donc non significative ; *** « — » signifie non pertinent.

La variante « +10% » consiste en une hausse du montant forfaitaire trimestriel de la réduction ciblée sur les peu qualifiés de 10% par rapport à son niveau dans la référence. Il est important de garder à l'esprit que les résultats obtenus sont tributaires des hypothèses statistiques et de modélisation associées à l'exercice d'évaluation. Ils ne peuvent en aucun cas être inférés à une estimation des effets d'une politique déjà en vigueur en Wallonie puisqu'ils sont calculés dans le cadre d'une évaluation de type *ex ante*.

Un premier résultat fait ainsi apparaître que la consommation des ménages wallons se serait logiquement accrue, suite à la hausse du revenu salarial générée par le supplément de transitions nettes du statut du chômage vers le statut de l'emploi. Cet accroissement se serait chiffré à +0,02%. Rappelons qu'en termes d'effet direct, seul le revenu salarial est impacté par la variante via les

²⁵ À noter que suite à la contraction du PIB wallon consécutif à l'adoption de la variante « +10% », l'emploi indépendant peu qualifié de la région aurait légèrement augmenté de 38 unités et celui de la catégorie des qualifiés de 158 unités (voir encadré 2.3).

salaires des résidents et le revenu mixte des indépendants, ainsi que les allocations de chômage ; il n'y a donc pas d'effet sur le revenu de la propriété ou sur les autres transferts publics vers les ménages. Par contre, les agrégats « dépenses » relatifs aux cotisations personnelles et aux impôts de type IPP auraient été indirectement stimulés (voir à ce sujet le tableau 2.9).

Au niveau de la Wallonie, l'effet de substitution entre catégories de personnel aurait toutefois atténué, sans l'annuler, l'effet direct favorable sur les dépenses de consommation des travailleurs du groupe ciblé. Du personnel qualifié aurait en effet été remplacé par du personnel peu qualifié, et cette baisse de l'emploi de la catégorie non bénéficiaire aurait pesé d'autant plus que le salaire de cette catégorie est plus élevé et qu'elle est davantage représentée dans l'emploi total de la région. Ainsi, la consommation des ménages wallons de faible niveau d'éducation aurait augmenté de 0,2% (+14,7 millions d'euros) et celle de la population active occupée de niveau d'éducation élevée se serait contractée de 0,02% (-3,9 millions d'euros).

Venons-en à l'effet sur l'inflation, qui se serait révélé très modeste, bien que très légèrement négatif, l'indice des prix à la consommation ne perdant que 0,01%. D'une inflation de 0,60% dans la référence, on serait passé à 0,59% après rehaussement de l'aide à l'embauche. C'est le résultat de la solution de la boucle coût-prix-salaires qui, dans PREVIEW, relie de manière positive et linéaire la croissance des prix avec la variation du taux global de cotisations patronales. Insistons sur une particularité de l'année de référence puisqu'en 2014, la modération salariale est considérée comme maximale. Outre l'indexation automatique, seules les augmentations barémiques peuvent ainsi être prises en compte dans la fixation de l'évolution des salaires nominaux. De fait, cette norme salariale de 0%, également présente dans la simulation de la variante, empêche tout effet inflationniste dont l'explication proviendrait d'une relance de la demande agrégée.

L'effet de la variante « +10% » sur la balance commerciale de la Wallonie serait, quant à lui, évalué comme étant plutôt neutre. Les exportations se seraient un peu comprimées (-0,01%) en réaction à la hausse du coût salarial unitaire, la rémunération totale des salariés augmentant du fait que l'effet bénéfique observé sur l'emploi total wallon aurait dominé l'effet déflatore sur le taux de parafiscalité moyen et sur les salaires moyens. Dans le même temps, les importations wallonnes auraient également été impactées de manière légèrement négative (-0,01%), tant au niveau du commerce international que régional. En réalité, la hausse limitée de la demande d'importation en biens de consommation des ménages wallons aurait été plus qu'absorbée par une baisse davantage marquée de la demande d'importation en biens d'investissement. C'est précisément l'effet sur l'investissement, qui nous reste à examiner, qui contribue largement à expliquer le résultat légèrement défavorable de la variante « +10% » sur la croissance économique wallonne.

Le niveau des dépenses d'investissement décidées par les entreprises wallonnes aurait en effet été réduit de 0,1% par rapport au scénario de référence. Même si dans la référence, l'investissement wallon ne représente que 22% du PIB de la région, une valeur largement inférieure à la part prise par la consommation des ménages (près de 59%), l'effet de substitution en défaveur de l'investissement aurait dominé en valeur absolue l'effet bénéfique sur la consommation. Puisque la variante « +10% » est réalisée à environnement économique exogène constant, les entreprises n'auraient pas disposé de perspectives de débouchés supplémentaires qui auraient permis de compenser, voire surpasser, l'effet ralentisseur de la variante sur la croissance économique. Ainsi, vu que l'élasticité de l'investissement à la valeur ajoutée est unitaire, un tel choc exogène compensatoire devrait juste dépasser le seuil de 0,1% — sans tenir compte des effets de retour. Nous reviendrons sur ce type de simulation lors de l'examen de la troisième variante.

Un aspect important entre aussi en ligne de compte pour expliquer la contraction de l'investissement. Il concerne le timing de réaction fort différent entre une modification du revenu du

travail et une modification du stock de capital. En effet, alors que les ménages auraient sans doute très rapidement converti leur revenu disponible supplémentaire en consommation additionnelle, les entreprises auraient plutôt progressivement adapté leur stock de capital vers le niveau d'équilibre obtenu dans la variante²⁶. L'impact de long terme sur l'investissement aurait donc en réalité été observé plusieurs périodes après celui sur la consommation. De par sa nature statique, l'architecture macroéconomique de PREVIEW ne peut tenir compte de ce décalage et fait coïncider les deux impacts au même moment.

Finalement, il ressort des résultats du tableau 2.8 que l'impact macroéconomique sur les deux autres régions de l'adoption en Wallonie de la variante « +10% » aurait été très limité, voire négligeable. Seule la consommation des ménages bruxellois et flamands aurait été très légèrement affectée par le choc de politique (+0,01%). Cet effet ne serait pas imputable à une hausse significative de l'emploi régional, mais simplement à la légère baisse des prix de même ampleur engendrée par la variante que subissent, dans le modèle, l'ensemble des régions belges. Le pouvoir d'achat des ménages des deux autres régions aurait ainsi mécaniquement augmenté et légèrement boosté leur revenu disponible réel. On relève que la Flandre aurait aussi perdu un peu de parts de marché quant à ses exportations régionales (-0,01%), essentiellement vers la Wallonie. Ce recul, certes relatif, s'explique par le poids pris par la demande de biens d'investissements wallons dans la production flamande, qui dépasse celui pris par la consommation des ménages wallons (voir tableau 2.2).

- Impact sur les finances publiques

Le tableau suivant fournit l'estimation de l'impact de la variante « +10% » sur les quelques postes de finances publiques budgétisés dans PREVIEW.

Tableau 2.9 : Impact de la variante « +10% » sur certaines catégories des finances publiques wallonnes, en millions d'euros

	Niveau d'éducation		
	Faible	Élevé	Total
Recettes	+21,5	-19,7	1,8
Cotisations patronales nettes	+5,3	-9,3	-4,0
Cotisations sociales personnelles	+6,6	-3,7	+2,9
Impôts sur les personnes physiques	+9,6	-6,7	+2,9
Dépenses	-12,7	+5,9	-6,8
Allocations de chômage	-12,7	+5,9	-6,8
Solde	+34,2	-25,6	+8,6

Source : PREVIEW/COSMIQUE

La variante « +10% » consiste en une hausse du montant forfaitaire trimestriel de la réduction ciblée sur les peu qualifiés de 10% par rapport à son niveau dans la référence. Il est important de garder à l'esprit que les résultats obtenus sont tributaires des hypothèses statistiques et de modélisation associées à l'exercice d'évaluation. Ils ne peuvent en aucun cas être inférés à une estimation des effets d'une politique déjà en vigueur en Wallonie puisqu'ils sont calculés dans le cadre d'une évaluation de type *ex ante*.

L'évolution de l'emploi moyen ayant aussi une influence directe sur le montant des recettes de cotisations personnelles et de celles de l'IPP, ainsi que sur les dépenses d'allocations de chômage, l'impact sur les différents postes budgétaires aurait été logiquement de signe opposé selon le niveau d'éducation. Dans la simulation, le surplus de recettes publiques — uniquement celles dont on tient compte ici — récoltées pour le compte de la population peu qualifiée suite à l'adoption de la variante

²⁶ Voir à ce sujet le modèle de Kydland et Prescott (1982) qui tient compte du fait que l'investissement met du temps à se réaliser.

aurait plus que largement compensé les baisses de recettes publiques prélevées sur la population qualifiée. À ce boni de recettes de 1,8 million d'euros s'ajoute une économie de dépenses publiques d'allocations de chômage de 6,8 millions d'euros au niveau de la région, si bien que l'adoption de la variante « +10% » aurait dégagé un solde net positif de +8,6 millions d'euros au compte de la Wallonie.

Bien entendu, pour apprécier l'impact au niveau national, il faut aussi tenir compte des effets budgétaires du changement de la politique wallonne sur les deux autres régions. Compte tenu de l'analyse du tableau 2.9, on assisterait au final, pour la Belgique, à une légère baisse des recettes publiques de l'ordre de 0,5 million d'euros, mais une compression des dépenses d'allocations de chômage de quelque 8,8 millions d'euros, soit un solde net positif de +8,3 millions d'euros. Rappelons que ce calcul est basé uniquement sur les postes de finances publiques retenus dans le modèle.

2.5.4.2. Effets d'une hausse plus marquée de l'aide à l'embauche

La deuxième variante étudiée s'intéresse à un scénario de hausse plus importante du subsidie à l'embauche que celle retenue dans la variante « +10% ». Le choc introduit représente ainsi un rehaussement de moitié du montant de l'aide ciblée sur les chômeurs wallons peu qualifiés, qui passerait donc trimestriellement de 1 500 euros à 2 250 euros. Nous synthétisons brièvement les résultats de cette variante dénommée « +50% ».

Par rapport au scénario principal de la section précédente, l'adoption de la variante « +50% » aurait gonflé à la fois les entrées et les sorties de travailleurs de faible niveau d'éducation, mais aussi amplifié l'effet de substitution envers les travailleurs de niveau d'éducation élevé. Ainsi, 18 940 chômeurs du groupe cible auraient bénéficié d'un engagement grâce à la variante, mais 8 990 embauches de chômeurs qualifiés n'auraient pas eu lieu, portant le solde pour la Wallonie à 9 950 embauches de demandeurs d'emploi. Pour les sorties vers le chômage, on aurait observé une hausse de 5 950 licenciements dans le personnel peu qualifié et une baisse de 2 820 licenciements dans le personnel qualifié, de sorte que l'évolution nette de l'emploi wallon aurait augmenté au final de 6 820 unités par rapport à la référence. Ce chiffre est 5,4 fois supérieur à celui enregistré dans la variante « +10% ». À noter que le taux d'entrées des travailleurs peu éduqués aurait grimpé à 26%, chiffre important qui n'a pas été observé dans l'échantillon sur lequel s'est basée la régression de cyclicité du taux d'entrées²⁷.

En ce qui concerne l'impact sur la structure du coût du travail, le surplus d'aides à l'embauche à financer suite à la nouvelle politique wallonne se serait élevé à 64 millions d'euros. La variante « +50% » aurait en outre généré 7 millions d'euros de réductions structurelles additionnelles sur le compte de l'emploi wallon (dont 14 millions pour la catégorie ciblée, le solde étant absorbé par l'effet sur les qualifiés). À nouveau, en tenant compte des deux catégories de travailleurs, le solde du compte de la Wallonie dans le budget fédéral aurait été en boni, les recettes nettes supplémentaires étant évaluées à 33 millions d'euros. Soulignons que le coût marginal du travail peu qualifié aurait diminué de 1 772 euros dans l'option du choix de la variante « +50% », ce qui représente une baisse conséquente de 4,6%.

Finalement, l'impact de la hausse plus marquée de l'aide à l'embauche sur le PIB wallon aurait été un peu plus défavorable que la variante principale, l'écart relatif par rapport à la référence s'établissant à -0,03%. Les effets relevés pour le scénario « +10% » auraient été de même signe pour

²⁷ On pourrait ainsi se demander si l'apparente linéarité de la relation entre taux d'entrées et taux d'évolution nette de l'emploi n'est que locale et valable uniquement dans l'espace des observations Dynam de l'échantillon. L'hypothèse d'une telle relation linéaire pourrait ainsi mener à une estimation irréaliste pour les taux d'entrées et de sorties en cas d'introduction d'un choc de grande ampleur, qu'il soit positif ou négatif. Il est ainsi prévu que nous testions une fonction de type logistique, qui assurerait que les valeurs possibles pour les taux de flux de travailleurs se situent entre deux bornes extrêmes.

l'ensemble des agrégats macroéconomiques, mais d'ampleur proportionnelle au choc monétaire plus important injecté dans la politique régionale.

2.5.4.3. La variante « +10% » dans un contexte économique plus favorable

Cette simulation tempère les retombées macroéconomiques de la variante « +10% » prise *toute chose étant égale par ailleurs*. Il repose sur le scénario que la variante « +10% » aurait été adoptée dans un contexte de croissance économique européenne plus favorable que celui de la référence. Ainsi, on retient l'hypothèse que le PIB de la Zone euro aurait été 1% supérieur à son niveau observé en 2014. Les trois régions belges auraient donc bénéficié d'un choc extérieur symétrique qui aurait boosté les perspectives de débouchés de leurs entreprises.

Les effets de cette variante dénommée « +10%, +1% » se seraient révélés très favorables pour l'économie wallonne. Ainsi, le PIB de la région aurait connu un surcroît de croissance de 0,83% par rapport à la simulation de référence. L'effet positif sur les exportations wallonnes (à parts de marché égales) aurait très largement compensé l'effet légèrement dépressif de la variante « +10% ». La consommation des ménages wallons se serait accrue de 0,22% et les entreprises de la région auraient investi davantage pour répondre à cette nouvelle demande extérieure à la Belgique (+0,73%). La balance commerciale de la Wallonie se serait au final améliorée du fait que la hausse des exportations internationales aurait plus que compensé la hausse des importations consécutive au relèvement de la demande intérieure. Le commerce régional n'aurait été par contre que très peu affecté.

En termes d'implications sur le marché du travail, l'emploi intérieur total en Wallonie aurait augmenté de 3 150 unités du côté des peu qualifiés et de quelque 6 000 unités du côté des qualifiés. Étant donné que le gain de croissance économique dépasse le seuil de basculement de 0,6% (voir encadré 2.3), l'emploi non salarié wallon aurait connu un mouvement de contraction, bien que de moindre ampleur (-442 unités au total pour les deux catégories). L'effet bénéfique du choc extérieur aurait amplifié l'effet de la variante « +10% » sur les nouveaux bénéficiaires de l'aide à l'embauche. Ainsi, 7 360 nouveaux engagements de chômeurs peu qualifiés auraient été réalisés par les entreprises wallonnes, ainsi que 14 000 embauches supplémentaires de chômeurs qualifiés ; l'effet volume aurait donc largement compensé l'effet de substitution. En valeur nette, tenant compte de l'augmentation des sorties de travailleurs vers le chômage, le chômage des peu qualifiés aurait reculé de 5 050 unités sur la période.

Le choc étant symétrique, la Flandre et la Région de Bruxelles-Capitale auraient également profité d'une hausse de leurs exportations internationales, et le PIB des deux régions aurait été d'environ 1% supérieur à celui de la référence. Soulignons que si le choc économique exogène s'était, par exemple, traduit par une hausse des dépenses des administrations publiques wallonnes, on aurait alors expérimenté la configuration d'un choc régional asymétrique et largement en faveur de la Wallonie (voir les coefficients d'impact, tableau 2.2). En conséquence, la croissance économique des deux autres régions aurait également été stimulée, mais, cette fois, de manière marginale. Le point défavorable de ce scénario est bien entendu son impact négatif sur le budget wallon via la hausse des dépenses publiques.

Soulignons que les résultats ci-dessus prennent en compte l'effet joint de la hausse des aides et de la présence d'un contexte de croissance plus favorable. Un dernier exercice consiste à estimer les créations nettes d'emplois attribuables à la politique dans ce contexte de croissance supérieure. Ainsi, en comparant la variante « +10%, +1% » à une situation de référence que l'on dénommerait « +0%, +1% » (seul l'environnement exogène varie), nous constatons que le nombre absolu d'emplois créés suite à une hausse des aides à l'embauche diffère très peu de celui observé dans le contexte

macro de base (voir la variante « +10% »). En d'autres termes, l'effet de la politique sur le volume de l'emploi n'est pas significativement impacté par l'environnement macroéconomique.

2.5.4.4. Comparaison avec deux autres politiques de baisse du coût du travail

Avant de clôturer la section empirique de ce premier chapitre, il nous a semblé utile d'inclure dans l'analyse la possibilité de solliciter les deux autres leviers de baisse du coût du travail que sont le taux légal de cotisations patronales et la réduction structurelle de cotisations patronales²⁸. L'idée est d'apprécier quelles auraient été les conséquences macro-budgétaires de l'introduction d'une variante en faveur des peu qualifiés dans l'une des deux politiques fédérales, qui serait calibrée de manière à générer le même impact sur l'emploi moyen wallon que celui observé dans la variante ciblée « +10% ». Une telle configuration serait ainsi atteinte en cas de baisse du taux légal de cotisations patronales de 1.05 point de pour cent ou en cas de hausse du montant forfaitaire de la réduction structurelle de 82.5 euros par trimestre.

Le tableau 2.10 synthétise les principaux résultats, déclinés par niveau d'éducation et poste budgétaire. La dernière colonne se rapporte bien entendu aux chiffres d'impact déjà observés pour la variante ciblée « +10% ».

Tableau 2.10 : Impact macro-budgétaire de deux autres politiques « équivalentes » de baisse du coût du travail, en millions d'euros (sauf mention contraire)

Niveau d'éducation	Poste budgétaire	Variante de politique testée		
		Baisse du taux légal de cotisations	Hausse de la réduction structurelle	Hausse de l'aide à l'embauche
Faible	Cotisations légales	-53,5	+17,5	+18,6
	Réductions structurelles	+2,8	+65,5	+2,8
	Aides à l'embauche	+5,5	+5,5	+10,5
Élevé	Cotisations légales	-10,9	-10,9	-10,7
	Réductions structurelles	-0,7	-0,7	-1,4
	Aides à l'embauche	=*	=	=
Total	Solde :	-72,0	-63,7	-4,0
	Imputation au fédéral	-66,5	-58,2	+6,5
	Imputation au régional	-5,5	-5,5	-10,5
Variation dans l'instrument de politique		-1,05 p%	+82,5 €	+150 €
<i>(en nombre de travailleurs)</i>				
Emploi moyen (éduc. faible), en unité		+1 563	+1 563	+1 563
Emploi moyen (éduc. élevée), en unité		-393	-393	-769
<i>(en millions d'euros)</i>				
PIB :		+0,02%	+0,02%	-0,01%
Consommation		+0,06%	+0,06%	+0,02%
Investissements		-0,10%	-0,10%	-0,10%
Exportations totales nettes		-0,04%	-0,04%	-0,02%
Indice des prix à la consommation		-0,06%	-0,06%	-0,01%

Source : PREVIEW/COSMIQUE

* « = » signifie que la variable exogène reste à son niveau de référence dans la variante étudiée.

²⁸ Une revue très complète de la littérature dédiée à l'évaluation des dispositifs d'allègement du coût du travail, qu'ils concernent les subsides temporaires à l'embauche ou les subventions structurelles à l'emploi, est proposée par Dejemeppe et Van der Linden (2013). Voir aussi Dejemeppe et Van der Linden (2016).

Il est important de garder à l'esprit que les résultats obtenus sont tributaires des hypothèses statistiques et de modélisation associées à l'exercice d'évaluation. Ils ne peuvent en aucun cas être inférés à une estimation des effets d'une politique déjà en vigueur en Wallonie puisqu'ils sont calculés dans le cadre d'une évaluation de type *ex ante*.

Puisque l'impact sur l'emploi moyen des peu qualifiés est identique dans les deux variantes fédérales, on s'attend à ce qu'il n'y ait pas de différences significatives quant aux résultats liés au personnel qualifié, ce qui est effectivement observé. Les deux grandes différences par rapport aux résultats budgétaires de la variante principale relative à l'aide à l'embauche concernent donc les peu qualifiés ; elles apparaissent dans le poste associé à l'instrument public sélectionné. Ainsi, l'adoption de la variante consistant en une baisse du taux légal de cotisations patronales aurait entraîné une baisse de recettes de cotisations légales de 53,5 millions d'euros, la baisse en pourcent du taux légal de la catégorie vulnérable (-2,7%) dominant largement la hausse en pourcent de l'emploi (+0,8%). A contrario, la variante affectant le montant de la réduction structurelle pour les travailleurs peu éduqués aurait généré une hausse importante de recettes de réductions structurelles à financer par le fédéral (+65,5 millions d'euros, ou +19,3%). Au final, le solde net de financement des deux politiques fédérales aurait été fortement déficitaire dans les deux variantes, s'élevant respectivement à -72,0 millions d'euros et -63,7 millions d'euros.

Au-delà du constat d'un impact budgétaire d'ampleur différente selon l'instrument sollicité, un autre message à retenir de cette simulation concerne les implications budgétaires que peut avoir l'adoption d'une politique décidée à un certain niveau de pouvoir sur les autres niveaux de compétence. Alors que le coût important des deux variantes fédérales aurait été largement imputé au budget fédéral, la variante de modification du montant de l'aide à l'embauche aurait rapporté un boni de cotisations légales nettes de réductions structurelles au budget fédéral. Le point clé est que les deux variantes fédérales et la variante régionale ne portent pas sur le même indicateur d'emploi, puisque les deux premières concernent l'ensemble des travailleurs alors que la troisième se concentre sur les flux de travailleurs bénéficiaires de l'aide à l'embauche. Le socle d'emplois bien plus large des variantes fédérales constituerait toutefois un atout en termes de retombées macroéconomiques, puisque le PIB wallon aurait été impacté positivement (+0,02% par rapport à la référence) suite à l'effet de retour plus marqué de la consommation des ménages. Il aurait en outre été accompagné d'une diminution plus forte des prix à la consommation que dans la variante « +10% ».

3. Analyse des effets des aides à l'embauche sur la stabilité de l'emploi au moyen d'un modèle d'appariement

3.1. INTRODUCTION

Nous nous tournons à présent vers le second objectif de ce rapport qui est d'analyser les effets sur la stabilité de l'emploi. Plus précisément, nous nous focalisons dans ce troisième chapitre sur les effets des aides à l'embauche sur le taux de séparation parmi les contrats aidés et sur la prévalence de l'emploi temporaire. Cet exercice nous permet également d'éclairer certains effets sur les trajectoires individuelles. En particulier, nous explorons les effets sur la probabilité de sortie du chômage et celle, consécutive, d'atteindre l'emploi permanent parmi les publics cibles.

Pour ce faire, nous adoptons une méthodologie très largement reconnue en économie du travail : le modèle d'appariement. Ce type de modèle vise à prendre en compte de manière explicite deux spécificités importantes du marché du travail.

La première est que, même en période d'accalmie, c'est-à-dire lorsque des agrégats tels que le taux d'emploi ou le taux de chômage varient peu, de très larges mouvements s'observent en termes de flux : à tout moment du temps, beaucoup de postes de travail sont créés et beaucoup disparaissent. Pour prendre l'exemple le plus récent, derrière une augmentation nette de 19 757 emplois en Wallonie entre mi-2016 et mi-2017 se cachent 66 304 créations et 46 547 destructions d'emplois²⁹. Les modèles d'appariement étudient explicitement ces flux de créations et de destructions.

La deuxième réalité à prendre en compte est que le marché du travail est soumis à des frictions. En d'autres termes, il n'est pas simple d'y trouver sa contrepartie. Les raisons sont multiples. La principale d'entre elles est qu'il ne s'agit pas d'un bien ou d'un service homogène dont l'échange n'est régi que par un prix. Il y a, tout d'abord, l'aspect géographique : travailleurs et employeurs recherchent un partenaire dans un rayon géographique déterminé. Ensuite, les postes de travail et les travailleurs sont eux-mêmes hétérogènes. Ils sont caractérisés par des compétences, requises ou offertes, très différentes, des conditions de travail variables, etc. En outre, les caractéristiques des emplois et des travailleurs ne sont pas toutes observables de prime abord. Pour toutes ces raisons, les interactions sur le marché du travail sont décentralisées et la recherche prend du temps et est coûteuse. Les modèles d'appariement prennent en compte ce processus grâce à un outil adéquat de formation des paires emploi – travailleur. Cet outil intègre le caractère aléatoire du processus. Plus les chômeurs sont nombreux par rapport au nombre de postes vacants, plus leur probabilité de sortie du chômage est faible. À l'inverse, un poste sera difficile à pourvoir si le marché est encombré et que les postes vacants sont relativement nombreux. Ainsi, lorsqu'un poste vacant (un travailleur) entre sur le marché, il diminue à la marge la probabilité pour les autres employeurs (travailleurs) de trouver une contrepartie. Ce phénomène, appelé *externalité de congestion*, joue un rôle important dans notre analyse.

²⁹ Sources : Dynam-Reg. IBSA – IWEPS – Departement WSE van de Vlaamse overheid – ONSS – HIVA-KU Leuven. Il est à noter que ce chiffre agrège des mouvements encore plus importants si l'on tient compte des transitions entre emplois et des mouvements en cours d'année.

Le reste de ce chapitre s'organise comme suit : la section 3.2 positionne notre contribution dans la littérature. Le modèle théorique et les résultats analytiques sont présentés dans la section 3.3. Enfin, la section 3.4 est consacrée à la description des étapes de la calibration du modèle et à la présentation des résultats chiffrés.

3.2. POSITIONNEMENT DANS LA LITTÉRATURE

Différents articles scientifiques étudient l'impact des aides à l'embauche dans le cadre de modèles d'appariement.

Mortensen & Pissarides (2001) se sont bien entendu penchés sur leur modèle original (Mortensen & Pissarides, 1994) pour y introduire différents types de taxes et subsides, en ce compris les aides à l'embauche. Parmi leurs résultats, il est intéressant de comparer les effets des aides à l'emploi, permanentes, avec ceux des aides à l'embauche, qui ne s'appliquent donc qu'aux flux de sortie du chômage, et ce de manière temporaire. Mortensen & Pissarides (2001) montrent que les deux types d'aides stimulent les créations d'emplois puisque les employeurs sont incités à poster de nouvelles offres en présence de subside. Par contre, les effets divergent s'agissant des destructions d'emplois. Les aides permanentes diminuent en effet l'incitant à détruire un emploi, mais l'inverse est vrai pour les aides à l'embauche, pour la raison suivante : leur modèle postule que les salaires sont fixés de manière décentralisée et plus précisément dans le cadre d'une négociation bilatérale entre employeur et travailleur. Le salaire est donc flexible au niveau de la paire employeur/employé. Et, puisque le taux de sortie du chômage est en hausse, les travailleurs bénéficient d'un meilleur pouvoir de négociation et obtiennent un salaire plus élevé. Par conséquent, les firmes qui subissent un choc externe ont une plus grande probabilité de se séparer de leurs travailleurs une fois le subside éteint. Puisque créations et destructions augmentent avec le subside, le modèle de Mortensen & Pissarides (2001) conclut que l'effet des aides à l'embauche sur le chômage est ambigu sur le plan théorique. Cet effet de destruction, qui passe par la hausse du salaire, n'est pas pertinent dans le cas des aides à l'embauche en Wallonie, et ce pour deux raisons. D'une part, la fixation des salaires résulte, en Belgique, d'un processus de négociation centralisée dans lequel les travailleurs ciblés par les mesures ont peu de poids. Ils sont en effet initialement sans emploi et donc « outsiders » à la négociation. D'autre part, il est fort probable que la législation sur le salaire minimum soit contraignante pour les employeurs désireux d'engager les travailleurs ciblés, dont le profil est plus défavorable. En d'autres termes, le salaire serait probablement plus faible en l'absence de la contrainte légale. Le salaire est donc globalement rigide, ce qui prévient l'apparition de l'effet de destruction décrit par Mortensen & Pissarides (2001). Notre modèle suppose des salaires fixes, mais introduit une caractéristique importante absente chez Mortensen & Pissarides (2001). Ils font en effet l'hypothèse que tous les postes de travail nouvellement créés ont un niveau de productivité égal. Ces postes sont ensuite touchés par des chocs aléatoires qui les rendent différents les uns des autres *ex post*. Mais ils sont donc tous identiques *ex ante*. Nous pensons que cela n'est pas réaliste et nous travaillons donc avec des postes de travail hétérogènes. L'idée est que les tâches à accomplir au sein d'une entreprise sont inégalement productives. Il est raisonnable de penser que c'est le coût du travail qui détermine *in fine* si un ensemble de tâches justifie une embauche additionnelle ou plutôt le recours à la mécanisation ou tout simplement l'abandon de ces tâches. Si ce coût diminue, par exemple suite à l'introduction d'une aide à l'embauche, des postes peuvent devenir rentables et être ouverts. Cependant, ces mêmes postes sont justement plus susceptibles que d'autres d'être détruits à l'extinction du subside. Ce mécanisme est central dans notre analyse et est la cause de la hausse des destructions. Cependant, comme nous le montrons plus bas, les postes de travail initialement plus rentables peuvent également être affectés par l'aide à l'embauche.

Les modèles d'appariement qui étudient l'effet des aides à l'embauche sur les créations et destructions d'emplois sont souvent des variantes du modèle original de Mortensen & Pissarides

(1994). Leurs conclusions ne sont toutefois pas homogènes. Les deux premiers articles cités concluent à un effet défavorable des aides à l'embauche sur les créations nettes :

Kitao *et al.* (2011) calibrent le modèle de Mortensen & Pissarides (1994) sur la base de données américaines en distinguant deux catégories de travailleurs selon le niveau de qualification. Ils simulent ensuite l'impact d'aides à l'embauche ciblées sur ces deux catégories. Ils obtiennent une hausse, attendue, des taux de sortie du chômage, mais également une hausse des destructions imputable à la négociation bilatérale des salaires évoquée ci-dessus. Ce dernier effet domine sur le long terme, de sorte que le chômage s'accroît dans les deux groupes de travailleurs. Toutefois, puisque la réserve de main-d'œuvre est plus importante parmi les peu qualifiés, dont le taux de chômage est initialement plus élevé, le salaire augmente moins dans ce groupe et l'effet sur les destructions est donc moindre. À l'inverse, les postes vacants, dont l'afflux est stimulé par les aides, sont plus difficiles à pourvoir parmi les plus qualifiés et la pression sur les salaires est donc plus forte. Les auteurs concluent que les aides à l'embauche ciblées sur les moins qualifiés peuvent se concevoir, mais devraient être octroyées en période de récession uniquement, de manière à bénéficier de la hausse des créations tout en limitant l'effet sur les destructions qui, selon eux, n'apparaît que sur le moyen terme.

Jahn & Wagner (2008) aboutissent également à un effet net défavorable sur l'emploi. Leur modèle explore un autre mécanisme, qui passe par le mode de recherche d'emploi. Ils distinguent les chômeurs selon leur durée d'inoccupation et l'intensité de leur recherche d'emploi. Ils étudient également l'implication des Services Publics de l'Emploi (SPE) dans le processus de recherche. Leur modèle arrive à la conclusion que les chercheurs d'emploi les moins actifs, qui sont aidés par les SPE, voient leurs perspectives d'emploi s'améliorer grâce aux aides à l'embauche, au détriment des chercheurs d'emploi les plus actifs. L'augmentation du taux de chômage est ainsi la résultante de deux effets : d'une part le taux de séparation est plus élevé, comme dans Mortensen & Pissarides (2001) ; d'autre part, la durée moyenne de recherche d'emploi est en hausse puisque les opportunités d'emploi sont redistribuées en faveur des demandeurs d'emploi les moins actifs.

Nous retrouvons par ailleurs deux contributions plus optimistes :

Le travail de Brown *et al.* (2011) consiste en une comparaison entre aides à l'emploi permanentes et aides à l'embauche. Le modèle est calibré sur la base de données allemandes. Il désagrège le groupe des employés entre entrants et *insiders* et distingue les demandeurs d'emploi de courte et de longue durée. Leur analyse plaide en faveur des aides à l'embauche, car les aides à l'emploi permanentes souffrent de deux défauts : d'une part, elles impliquent des effets d'aubaine plus importants, puisqu'elles s'appliquent à tous les travailleurs ciblés, alors que les aides à l'embauche ne sont accordées que de manière temporaire et seulement au flux de sortie du chômage. D'autre part, dans leur modèle, l'effet de hausse du salaire, identifié par Mortensen & Pissarides (2001) et qui limite les créations nettes, est déclenché par les aides permanentes³⁰, mais pas par les aides à l'embauche. Le motif, déjà évoqué plus haut, est que les travailleurs entrants ont peu de poids dans la négociation centralisée des salaires. En l'absence de hausse des salaires, les aides sont donc favorables à la création nette d'emplois. Nous relevons cependant une faiblesse dans l'analyse développée par Brown *et al.* (2011). En effet, bien que le taux de destruction d'emploi soit déterminé de manière endogène dans leur modèle, ce taux est le même pour les travailleurs entrants et les *insiders*. Dès lors, l'étape cruciale du passage de travailleur entrant à *insider* n'est pas spécifiquement

³⁰ Il est à noter que l'effet sur le salaire, qui joue dans le cadre de négociations décentralisées, joue aussi dans le cadre de négociations centralisées des salaires. En effet, les partenaires sociaux prennent en compte le subside dans le surplus à partager entre employeurs et travailleurs.

analysée. Selon nous, ce moment clé, où le subside s'éteint et où le travailleur doit être confirmé à son poste, est celui où le risque d'éviction est le plus grand. Les incitants de l'employeur à se séparer d'un travailleur à cette étape précise doivent recevoir une attention particulière. C'est ce que nous proposons. En d'autres termes, les motifs de séparation sont vraisemblablement différents pour un entrant et un *insider*.

Bucher (2010) se concentre, quant à elle, sur la composition du *pool* des demandeurs d'emploi. Son modèle d'appariement considère des postes de travail de deux types, des plus productifs et des moins productifs et des demandeurs d'emploi dont l'épisode de chômage est plus ou moins long. Elle formule l'hypothèse que les chômeurs de longue durée sont stigmatisés par les employeurs et n'ont pas accès aux emplois les plus productifs. Ce sont logiquement eux qui sont ciblés par les mesures d'aide à l'embauche. Le modèle met en lumière un effet de substitution entre les travailleurs éligibles et les autres, c'est-à-dire que des chômeurs de longue durée sont préférés aux chômeurs de courte durée, de sorte que l'effet net sur le chômage est indéterminé sur le plan analytique. De plus, puisque les perspectives d'emploi des chômeurs de longue durée progressent, les chômeurs de courte durée, dont l'option de sortie est meilleure, sont en mesure de négocier des salaires plus élevés, ce qui amplifie l'effet de substitution. Malgré cet effet, les simulations de Bucher (2010) concluent à un effet positif sur le volume de l'emploi. Cependant, la destruction des postes de travail relève, dans son modèle, d'un processus exogène et ne reflète donc pas l'impact des aides à l'embauche sur les incitants à se séparer d'un travailleur. Malgré cette faiblesse, l'article de Bucher (2010) met donc en lumière l'impact des aides sur la composition du pool des demandeurs d'emploi et, plus précisément, montre la diminution de la prévalence du chômage de longue durée. Il illustre l'argument selon lequel une plus grande rotation de la main-d'œuvre peut être socialement souhaitable puisque les chômeurs de longue durée qui bénéficient d'une expérience d'emploi, même courte, voient leurs perspectives d'emploi s'améliorer, notamment via un meilleur accès aux emplois les plus productifs. Comme mentionné plus haut, notre contribution est de nous focaliser sur la composition de l'emploi, et non du chômage, en distinguant emploi temporaire et emploi permanent.

Cette distinction entre emploi temporaire et permanent fait précisément l'objet du travail de Cahuc *et al.* (2016). Ils étudient la prévalence de l'emploi temporaire en réponse aux législations de protection du travail. Ils partent du constat que, dans la plupart des pays européens, il est tout aussi coûteux, voire impossible, pour l'employeur de rompre un contrat temporaire avant échéance que de mettre un terme à un contrat permanent. Dans ce contexte, ils modélisent le choix qu'opèrent les employeurs entre les deux types de contrats, ainsi que la durée du contrat temporaire si ce dernier est choisi. Les firmes sont exposées à des chocs de productivité aléatoires, de sorte que des contrats temporaires en court peuvent se révéler improductifs jusqu'à échéance, ce qui implique un coût pour l'entreprise. Ils montrent que la prévalence de l'emploi temporaire augmente avec les coûts de licenciement, mais aussi que la durée moyenne de ces contrats dépend de la durée attendue des opportunités de production. Les contrats temporaires sont jugés trop nombreux puisqu'ils peuvent se révéler paradoxalement plus rigides et donc impliquer des profits négatifs dans certains cas. Nous nous inspirons en partie de leur schéma théorique, mais nous centrons notre analyse sur l'effet des aides à l'embauche qui n'est pas étudié dans leur travail.

3.3. LE MODÈLE THÉORIQUE

Cette section est consacrée à la description du modèle analytique et de ses principaux résultats. Nous aborderons ensuite le modèle calibré et la description des données utilisées. Dans ce rapport, nous évitons de rentrer dans les aspects les plus techniques de la modélisation. Le lecteur intéressé par ces aspects peut se référer à l'article « *Are hiring subsidies detrimental to employment stability ? Insights from a calibrated matching model* », disponible en annexe.

3.3.1 Les hypothèses

Le modèle qui a été développé pour traiter de l'effet des aides à l'embauche sur la stabilité de l'emploi est un modèle d'appariement qui tient compte du caractère hétérogène des postes de travail. L'analyse fait abstraction des effets de substitution, qui ont été traités dans le modèle macroéconomique. Nous nous focalisons, dès lors, sur un segment du marché du travail uniquement composé des travailleurs ciblés.

Du côté de l'offre de travail, nous considérons un ensemble de travailleurs homogènes, c'est-à-dire aux caractéristiques identiques. Nous ne nous intéressons qu'aux actifs et donc la décision de participer ou non au marché du travail n'est pas analysée et, par conséquent, pas impactée par les aides à l'embauche. On peut en effet imaginer que les subsides attirent sur le marché du travail des personnes initialement inactives, ce qui aurait pour effet de gonfler le chômage. Cet effet n'est pas présent dans le modèle. Les travailleurs peuvent avoir trois statuts sur le marché du travail : ils peuvent être inoccupés et en recherche d'emploi (U – *unemployed*), occupés sous contrat temporaire (T) ou occupés sous contrat permanent (P). Le nombre de chômeurs, d'employés temporaires et d'employés permanents se note respectivement u , l_t et l_p et la taille de la population de travailleurs est normalisée à 1, de sorte que $u + l_t + l_p = 1$. Nous faisons l'hypothèse que toutes les nouvelles embauches mènent, dans un premier temps, à un emploi temporaire d'une durée égale à Δ . La période couverte par l'emploi temporaire correspond à plusieurs événements : Il y a premièrement le *timing* de réception du subside par l'employeur que nous pouvons intuitivement raccrocher à cette période. Toutefois, les résultats de l'analyse seraient identiques si l'aide à l'embauche était perçue de manière forfaitaire, c'est-à-dire si elle ne s'étalait pas dans le temps. Deuxièmement, comme nous l'expliquons en détail plus bas, cette période correspond aussi au temps nécessaire à l'employeur pour évaluer la productivité réelle de l'emploi créé. Enfin, comme le font Cahuc *et al.* (2016), nous supposons que le terme d'un contrat temporaire est le moment que choisit naturellement l'employeur, compte tenu des coûts de licenciement, pour détruire un poste de travail qui se révélerait insuffisamment productif ou, au contraire, convertir l'emploi temporaire en emploi permanent. Cette décision de reconduire ou de licencier un travailleur temporaire ressort de la destruction endogène, c'est-à-dire la destruction expliquée par le modèle. Parallèlement, nous supposons que les postes de travail sont soumis à un processus de destruction exogène. Il s'agit ici de capturer toutes les causes externes qui peuvent amener à la disparition d'un emploi. Formellement, tous les emplois, temporaires comme permanents, peuvent être impactés à tout moment par un choc exogène dont la probabilité de survenance est un paramètre de notre modèle.

Du côté de la demande de travail, nous supposons un ensemble d'employeurs qui ont, à tout moment du temps, la possibilité d'investir dans la création de postes de travail. Ce processus est coûteux et comprend différentes étapes :

Les employeurs doivent d'abord investir un montant forfaitaire κ dans un projet productif. Ce coût représente le temps et les ressources nécessaires à la conception de leur projet. Ils perçoivent alors un signal ε qui fournit une indication quant au potentiel productif de leur projet. Il s'agit, par exemple, de l'état du marché sur lequel ils envisagent de se lancer. Si l'employeur est déjà en activité, cela peut représenter le rendement attendu des tâches qu'il pense confier au travailleur à recruter et qui ne sont initialement pas remplies au sein de son entreprise ; ou encore des bénéfices à retirer de la réorganisation des tâches entre les employés que la nouvelle embauche pourrait permettre. De manière réaliste, ce rendement n'est pas parfaitement anticipé, de sorte qu'il persiste de l'incertitude quant au niveau réel de productivité du poste, notée y . Lequel ne sera révélé qu'après que le travail n'ait réellement débuté. Le signal ε peut être plus ou moins élevé. Les signaux élevés donnent une

plus grande probabilité d'obtenir, à terme, une productivité élevée et vice versa³¹. Par conséquent, les signaux élevés sont associés à une productivité attendue plus grande. Nous nous référerons également à ce signal lorsque nous parlerons du type d'un poste de travail. Un type haut (bas) est un poste dont la productivité attendue est élevée (faible). Cette hétérogénéité des postes est un apport original de ce travail et un ingrédient clé de la modélisation. Selon nous, cet aspect est réaliste et, compte tenu de ses implications, doit être impérativement pris en compte. En effet, les tâches sont inégalement productives. Prenons l'exemple du rôle d'un manoeuvre sur un chantier de construction. On peut penser de manière réaliste que c'est le coût du travail qui déterminera si l'entrepreneur aura ou non-recours à la mécanisation pour réaliser, au moins pour partie, la répartition des matériaux sur le chantier, la réalisation des mélanges, etc. Au sein de l'entreprise, mais aussi au niveau de l'économie de manière agrégée, la productivité marginale est réputée décroissante. Cela traduit cette idée qu'un poste de travail supplémentaire est moins rentable que le dernier poste pourvu. Les plus rentables étant ouverts en priorité.

Une fois le signal perçu, ainsi que l'indication qu'il donne sur le profit attendu, l'employeur décidera s'il ouvre ou non un poste vacant. Le processus d'appariement, par lequel sont formées les paires postes – employés, est aléatoire. Il est décrit plus en détail dans l'encadré 3.1.

Au terme de cette description, nous pouvons lister chronologiquement les étapes du cycle de vie d'un poste de travail dans le modèle :

1. À tout moment, les employeurs peuvent décider d'investir dans la définition d'un nouveau poste de travail en échange d'un coût forfaitaire κ .
2. Ils perçoivent alors un signal ε qui leur fournit une indication sur la productivité future du poste y . Sur la base du signal, ils décident d'ouvrir ou non un poste vacant.
3. Le poste vacant rentre dans le processus d'appariement et est pourvu avec une certaine probabilité.
4. Si une paire est formée au temps t , alors le poste est occupé par un travailleur temporaire. Le poste produit y . L'employeur reçoit une aide à l'embauche d'un montant de h par unité de temps et rémunère le travailleur au salaire w qui prévaut dans ce segment de marché. Les emplois temporaires peuvent être détruits à tout moment suite à un choc exogène dont la probabilité d'occurrence par unité de temps est égale à λ .
5. Si le poste n'a pas été détruit au terme du contrat temporaire, en $t + \Delta$, alors l'employeur observe sa productivité réelle y et décide de le convertir, ou non, en poste permanent.
6. Les emplois permanents ne bénéficient plus de l'aide à l'embauche. Ils produisent y et sont soumis au même risque de destruction exogène que les emplois temporaires.

Trois remarques additionnelles peuvent être formulées.

Premièrement, comme nous l'expliquons dans l'encadré 3.1, le processus d'appariement est aléatoire. Employeurs et travailleurs se cherchent et des contacts adéquats peuvent ou non s'établir. Ainsi, les postes vacants se remplissent avec une probabilité de $m(\theta)$ et les demandeurs d'emploi trouvent un travail avec une probabilité $\theta m(\theta)$.

Deuxièmement, le salaire w est donné de manière exogène. Comme nous l'avons déjà discuté, cela traduit le fait que le niveau de salaire résulte d'un mécanisme de négociation centralisée dans lequel

³¹ Formellement, le modèle fait l'hypothèse d'une relation de dominance stochastique d'ordre 1 entre une distribution de probabilité de la productivité conditionnée à un type élevé et une distribution conditionnée à un type faible. Les détails techniques, ainsi que l'ensemble des développements mathématiques, peuvent être consultés dans l'article disponible en annexe.

les chômeurs éligibles aux aides à l'embauche ont peu de poids et/ou le fait que la législation sur le salaire minimum soit contraignante.

La troisième remarque se rapporte à la distinction entre emploi temporaire et permanent. Cette distinction ne doit pas nécessairement s'interpréter littéralement, c'est-à-dire au sens contractuel. Bien entendu, un contrat à durée déterminée est un contrat temporaire et un contrat à durée indéterminée un contrat permanent. Néanmoins, la seule chose que notre modèle postule c'est que la destruction endogène, celle qui découle d'une décision de l'employeur, se produit au terme de ce que nous appelons l'emploi temporaire. Trois motifs peuvent déclencher cette décision : premièrement, le constat d'une productivité inférieure aux attentes. Dans cette optique, la durée de l'emploi temporaire Δ traduit le temps nécessaire à évaluer cette productivité. Deuxièmement, l'extinction du subside. La productivité peut en effet être faible, mais pas suffisamment pour se priver du subside restant à engranger. Dans ce cas de figure, l'emploi est rentable avec le subside, mais pas sans. L'employeur est donc incité à se séparer de l'employé précisément à la fin de la période d'octroi. Enfin, une productivité faible, mais couplée à des coûts de licenciements élevés. Dans ce cas, l'employeur est incité à choisir le terme du contrat de travail pour se séparer de l'employé. Par souci de simplicité, nous avons fait l'hypothèse que ces trois événements, la révélation de la productivité, l'extinction du subside et la fin de contrat, se déroulaient simultanément.

Encadré 3.1 : Le processus d'appariement

Le degré de tension sur le marché du travail

Le degré de tension sur le marché du travail est un indicateur fréquemment utilisé pour décrire « l'encombrement » du marché en postes vacants relativement à la main-d'œuvre disponible. La tension sur le marché (ou sur un segment de marché) du travail, que nous notons θ , se définit comme le ratio entre le nombre de postes vacants, noté v et le nombre de chômeurs : $\theta = v/u$. Plus ce ratio est élevé, plus un poste vacant sera difficile à pourvoir. À l'inverse, un chômeur trouvera un emploi avec une plus grande probabilité si θ est grand.

La fonction d'appariement

Le marché du travail n'est pas un marché standard, principalement parce que, tant les offreurs que les demandeurs de travail, sont différents les uns des autres. Les profils de compétences recherchés et offerts peuvent en effet être très spécifiques. Par ailleurs, bon nombre de caractéristiques des travailleurs (et des postes) sont *a priori* inobservables. Enfin, les contacts sur le marché se déroulent de manière très décentralisée, sous la forme de contacts et d'entretiens bilatéraux, à l'inverse des marchés très centralisés tels que les marchés financiers, par exemple. Ce processus prend du temps. La littérature économique utilise un moyen simple (et qui a prouvé sa pertinence) pour modéliser ces contacts et la formation des paires qui en découle. De la même manière que la production de biens et services résulte d'une quantité d'*inputs* et d'une technologie, la formation de paires résulte d'*inputs*, en l'occurrence les postes vacants et les chômeurs, et d'une technologie. Un même outil mathématique est donc utilisé. Il s'agit d'une fonction qui relie ces inputs au nombre de postes créés, c'est-à-dire de paires formées à tout moment du temps : $M = M(u, v)$. Ainsi, le pourcentage de postes vacants qui seront pourvus est donné par M/v . Sous l'hypothèse technique de rendements d'échelle constants, ce taux de remplissage ne dépend en fait que du degré de tension. Ainsi, on peut l'écrire $\frac{M}{v} = m(\theta)$. Ce taux peut également être interprété comme la probabilité qu'un poste vacant soit pourvu. Si l'on se place du côté des travailleurs, la probabilité de sortir du chômage est donnée par $\frac{M}{u} = \frac{M}{v} \frac{v}{u} = \theta m(\theta)$. Comme mentionné ci-dessus, la probabilité de trouver un emploi est croissante et la probabilité de pourvoir un poste vacant décroissante dans le degré de tension : $(\theta m(\theta))' > 0; m'(\theta) < 0$.

3.3.2. L'équilibre

Cette section décrit, sur le plan de l'intuition, l'équilibre du modèle dont nous avons détaillé les hypothèses ci-dessus. Nous commençons par étudier les décisions de licenciement et d'offre de postes vacants. Dans un deuxième temps, nous analysons les flux de travailleurs entre les trois statuts (chômeur, employé temporaire et employé permanent). Cela nous permet de définir l'équilibre d'état stationnaire. Ce concept, que nous préciserons plus bas, définit l'état vers lequel converge le marché du travail, si l'on suppose qu'il ne subit aucune perturbation.

3.3.2.1. La destruction de l'emploi temporaire et l'offre de postes vacants

Nous prenons le point de vue d'un employeur ayant pourvu un poste au temps t . En $t + \Delta$, si le poste n'a pas été détruit pour motif exogène auparavant, l'employeur a le choix de convertir le poste en emploi permanent ou de se séparer de son employé. À ce stade, il est en mesure d'évaluer la productivité du poste y et sait qu'il ne bénéficiera plus de subsides à l'avenir, l'aide étant arrivée à son terme. Dans ce contexte, l'emploi est maintenu à la simple condition que la productivité soit supérieure au salaire w . Si la productivité se révèle inférieure au salaire, l'employeur est en perte et l'emploi est détruit.

Les ressorts de l'offre de postes vacants sont plus complexes.

La première étape du raisonnement consiste à calculer le profit attendu d'un emploi temporaire³², noté $E[\Pi_t(y)|\varepsilon]$. Cette expression mesure combien l'employeur peut espérer gagner si le poste vacant qu'il ouvre est rempli, tenant compte du fait qu'il peut être détruit avant son terme si un choc survient et qu'il ne sera converti en emploi permanent que s'il se révèle suffisamment productif. Cette valeur doit être évaluée en situation d'incertitude puisque la productivité réelle est initialement inconnue. Toutefois, le signal ou le type d'emploi ε est à ce stade connu. Et, plus le signal est élevé, plus l'emploi est prometteur et donc plus le profit attendu est grand. C'est le premier résultat intermédiaire :

Lemme 1 : Sous nos hypothèses, le profit attendu d'un emploi temporaire est fonction croissante du type ε .

Il est important de noter que le profit attendu d'un emploi temporaire $E[\Pi_t(y)|\varepsilon]$ intègre l'aide à l'embauche. Une fois cette valeur connue, un employeur, qui a déjà investi dans la définition du poste, doit décider s'il l'ouvre ou pas. Comme le coût de définition du poste κ est déjà engagé, l'employeur ouvre le poste si et seulement si, sur la base du type ε , il anticipe un profit positif. C'est la seconde étape du raisonnement. Cette étape nous permet de déterminer quels types de postes seront ouverts. Il s'agit des plus prometteurs, ceux dont la productivité attendue est la plus élevée. Nous pouvons montrer qu'il existe un seuil $\tilde{\varepsilon}$ au-delà duquel les postes sont ouverts. Les types trop bas en restent au stade de l'idée. Formellement, ce seuil est tel que $E[\Pi_t(y)|\tilde{\varepsilon}] = 0$.

La dernière étape consiste à se demander s'il est profitable pour l'employeur d'investir dans la définition d'un nouveau poste de travail. Deux types d'aléas entrent en ligne de compte. D'une part, il y a l'incertitude relative au type de poste de travail. L'employeur doit, en effet, avoir la chance de découvrir un contexte favorable, c'est-à-dire de se trouver confronté à un poste dont le profit attendu est positif : $\varepsilon \geq \tilde{\varepsilon}$. Si tel est le cas, il fera face à la deuxième incertitude, relative au processus d'appariement : le poste ouvert sera-t-il pourvu ? Pour rappel, le niveau de tension θ est un déterminant important de sa probabilité de succès. Plus ce niveau est élevé, plus la probabilité de

³² Cette expression est l'espérance mathématique du profit. Le profit dépend en effet de la productivité : $\Pi_t(y)$. Cette productivité y est initialement inconnue et sa distribution de probabilité est conditionnelle au type ε .

trouver un candidat adéquat est faible, ce qui réduit la rentabilité attendue de l'ouverture d'un poste. Techniquement, le nombre de postes vacants répond à la condition d'annulation des profits (libre entrée). Cela signifie que de nouveaux postes arrivent sur la marché aussi longtemps que le profit attendu d'investir dans la définition d'un poste est positif. Au terme de ce raisonnement, nous pouvons caractériser l'offre de postes vacants :

Lemme 2: L'offre de postes vacants

Qualité : Les postes vacants ouverts sont de type supérieur ou égal au seuil $\bar{\varepsilon}$.

Quantité : La quantité de postes vacants satisfait à la condition de libre entrée. Pour un taux de chômage u donné, cette condition fixe le niveau de tension sur le marché du travail θ .

La qualité des postes vacants doit s'interpréter ici comme le niveau de productivité attendu, une qualité supérieure étant associée à une plus grande productivité attendue. Il s'agit donc du type de poste. Concernant la quantité de postes disponibles, il s'agit d'une variable importante puisqu'elle détermine *in fine* le nombre d'emplois créés et donc le taux de sortie du chômage. Comme nous le verrons, il y a un *tradeoff* entre quantité et qualité, puisqu'une plus grande quantité de postes sera associée à une qualité moindre, en moyenne. La quantité est bien entendu favorable à la création d'emplois, mais la qualité détermine la viabilité des postes, comme nous le montrons maintenant.

En effet, nous avons formulé l'hypothèse que les postes de travail offraient des perspectives de productivité hétérogènes. Les types bas (hauts) ont une productivité attendue plus faible (élevée). Une conséquence technique de notre ensemble d'hypothèses est que la probabilité que la productivité y soit inférieure au salaire w est plus élevée pour les types bas. Nous écrivons cette probabilité $F(w|\varepsilon)$. Pour rappel, si la productivité est supérieure au salaire (et que l'emploi n'est pas détruit pour des raisons exogènes), alors le poste donne lieu à un emploi permanent. La probabilité de transition de l'emploi temporaire vers l'emploi permanent est donc donnée par $1 - F(w|\varepsilon)$. Nous calculons la moyenne de cette probabilité parmi tous les postes ouverts, c'est-à-dire les postes dont le type est supérieur au seuil $\bar{\varepsilon}$. Nous notons cette valeur $1 - \bar{F}(\bar{\varepsilon})$. Ce taux est important puisqu'il mesure la fraction des emplois temporaires, arrivés à échéance, qui sont convertis en emploi permanent. Il s'agit donc aussi de la probabilité (en moyenne) pour un travailleur de transiter vers l'emploi stable. À l'inverse, $\bar{F}(\bar{\varepsilon})$ nous donne donc le taux de destruction des emplois temporaires échus et la probabilité (moyenne) de licenciement d'un travailleur temporaire (hors destruction exogène). Il est important de noter que, si la qualité moyenne des postes baisse, ce taux de destruction sera plus élevé.

Lemme 3 : Le taux de destruction de l'emploi temporaire est négativement lié au seuil d'ouverture des postes $\bar{\varepsilon}$.

Ce résultat nous indique que, si le seuil d'ouverture s'abaisse, alors le taux de destruction sera en augmentation et les transitions vers l'emploi permanent moins fréquentes. L'intuition est que les postes qui sont proches du seuil de rentabilité sont les moins prometteurs et les plus exposés à la disparition. Le message central de notre analyse est que stimuler l'offre de postes vacants a des conséquences en termes de quantité, ce qui est favorable à la création d'emplois, mais aussi en termes de qualité des postes, ce qui peut être à l'origine de plus de séparations / destructions.

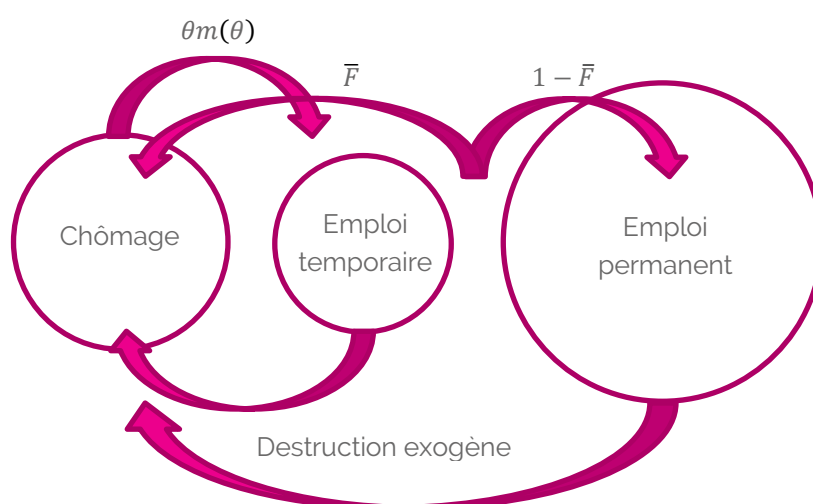
3.3.2.2. L'équilibre d'état stationnaire

Ayant caractérisé le comportement des employeurs en termes de destruction et d'ouverture de postes de travail, nous nous intéressons maintenant aux flux de travailleurs entre les trois statuts possibles : chômeur, employé temporaire et employé permanent. Ces flux sont calculés dans le modèle et nous établissons les conditions sous lesquelles les tailles de ces trois ensembles de travailleurs sont constantes dans le temps. Ceci permet d'identifier ce que l'on appelle l'équilibre

d'*état stationnaire*. Il s'agit de l'état vers lequel le marché est censé converger s'il ne subit plus de perturbation. Prenons l'exemple qui nous occupe et imaginons que le gouvernement décide de renforcer sa politique d'aides à l'embauche. Dans un premier temps, les créations d'emplois pourraient être stimulées en réponse à ce nouvel incitant. Le modèle suggère que, parmi les emplois nouvellement créés, certains auraient une probabilité plus faible de survivre au subside. Il s'ensuit qu'une hausse des destructions pourrait s'observer au terme de la durée de l'aide. Ainsi, le taux de chômage, initialement en baisse suite au choc causé par le changement de politique, prendrait un certain temps avant de converger vers le niveau correspondant au nouvel équilibre. L'équilibre d'*état stationnaire* correspond à ce nouvel équilibre et est l'objet de notre analyse, qui ne permet pas de détailler la dynamique qui y conduit³³.

La figure 3.1 reprend l'ensemble des transitions possibles entre les trois états. Pour chacun d'entre eux, nous détaillons les entrées et sorties qui, si elles sont égales, garantissent que les stocks restent constants.

Figure 3.1 : Les transitions entre les trois états sur le marché du travail



Commençons par le chômage. Les sorties du chômage sont données par le nombre de paires formées, c'est-à-dire le nombre de postes ouverts et pourvus. Le taux de sortie du chômage $\theta m(\theta)$ dépend positivement du niveau de tension θ . Les entrées proviennent, quant à elles, de deux sources : soit de l'emploi temporaire, soit de l'emploi permanent. Les emplois temporaires peuvent être détruits en cours de contrat pour des raisons exogènes ou en fin de contrat suite à la décision de l'employeur. À tout moment du temps, il y a donc, parmi les travailleurs dont le contrat arrive à échéance, une fraction $\bar{F}$ qui retourne au chômage. Concernant les employés permanents, certains d'entre eux sont aussi affectés de manière aléatoire en cours de contrat.

En ce qui concerne l'emploi temporaire, les entrées sont naturellement constituées des paires formées et les sorties mènent soit au chômage, soit à l'emploi permanent. Le retour au chômage, que nous avons déjà décrit, peut résulter des chocs en cours de contrat ou survenir en fin de contrat. Les travailleurs dont le contrat atteint son terme se dirigent donc vers le chômage avec une probabilité $\bar{F}$ et accèdent à l'emploi permanent avec une probabilité $1 - \bar{F}$.

Enfin, les entrées dans l'emploi permanent sont exclusivement constituées des travailleurs temporaires reconduits, puisque nous excluons le passage direct du chômage à l'emploi permanent,

³³ Cette remarque est donc identique à celle formulée à propos du modèle de macro-simulation présenté au chapitre 2.

par hypothèse. Les destructions de postes permanents ne peuvent, quant à elles, survenir que de manière aléatoire.

L'égalité entre les flux d'entrées et de sorties de ces trois statuts est mise en équations. Une fois résolu, ce système d'équations donne le taux de chômage d'équilibre :

$$u = \frac{\sigma}{\theta m(\theta) + \sigma}$$

où σ se définit comme

$$\sigma \equiv \lambda \frac{\lambda \Delta + e^{-\lambda \Delta}}{\lambda \Delta + (1 - \bar{F})e^{-\lambda \Delta}}$$

Commençons par interpréter la première équation. Le taux de chômage u dépend du flux de sortie, le taux de sortie étant donné par $\theta m(\theta)$: plus le taux de sortie, ou de création d'emplois est élevé, plus le taux de chômage sera faible. Le second facteur qui détermine le taux de chômage est naturellement lié aux entrées. La variable σ , dont l'expression mathématique est donnée ci-dessus à titre informatif, synthétise les deux types de destructions d'emplois. D'une part, λ mesure la probabilité de destruction d'un poste pour raisons exogènes. Tant les emplois temporaires que les emplois permanents sont exposés à ce risque. D'autre part, σ dépend positivement de $\bar{F}$, qui donne le taux de séparation endogène, c'est-à-dire imputable aux décisions des employeurs.

Au terme de la résolution du modèle, nous pouvons caractériser l'équilibre de manière plus synthétique. L'équilibre est donné par le vecteur (ξ, θ, u) qui satisfait les trois conditions suivantes :

1. Le seuil d'ouverture des postes vacants ξ dépend du profit attendu d'un emploi temporaire, tenant compte de l'aide à l'embauche, des chocs aléatoires et des chances de le voir converti en emploi permanent.
2. Le niveau de tension sur le marché du travail θ est donné par la condition de libre entrée : de nouveaux postes de travail sont définis jusqu'à annulation des profits.
3. Le taux de chômage u est donné par l'égalité des flux d'entrée et de sortie entre les trois statuts possibles sur le marché du travail (chômeur, employé temporaire, employé permanent).

3.3.3. Les effets des aides à l'embauche : résultats analytiques

L'objectif de l'analyse est d'évaluer l'impact des aides à l'embauche sur la stabilité de l'emploi. Dans le cadre de ce modèle, la stabilité peut être approchée de différentes manières. D'une part, en termes de stocks, nous souhaitons savoir comment est affectée la composition de l'emploi, en l'occurrence la répartition entre l'emploi temporaire, dont la probabilité de survie est plus faible, et l'emploi permanent, plus stable. D'autre part, il est possible de se pencher sur les flux, ce qui permet de mettre en lumière les effets sur les trajectoires individuelles.

L'évaluation des effets des aides à l'embauche comporte deux étapes. La première est analytique. Elle permet d'identifier les effets théoriques. Dans le cadre des hypothèses décrites ci-dessus, les résultats que nous mettons en évidence sont valables, quelles que soient les valeurs des paramètres du modèle. En d'autres termes, ils sont valables dans des contextes très variés et peuvent donc être considérés comme solides, tant que l'on admet que la mécanique de base est pertinente. Nous verrons que certains effets restent indéterminés. Cela nous amène à la seconde phase qui consiste à calibrer le modèle, c'est-à-dire à attribuer des valeurs aux paramètres, de manière à s'approcher le plus possible de la réalité du marché du travail wallon et à lever ces indéterminations.

Nous présentons dans cette sous-section les résultats analytiques. Le principe de l'évaluation ex ante dans le cadre du modèle théorique est décrit dans l'encadré 3.2.

Encadré 3.2 : L'évaluation ex ante dans le cadre du modèle théorique

La statique comparative

Le modèle théorique décrit une série de relations entre variables. Ces variables sont endogènes ou exogènes. Les valeurs des variables endogènes sont fixées par le modèle. Il s'agit, par exemple, du seuil qui détermine l'ouverture des postes, du niveau de tension sur le marché du travail ou encore du taux de chômage. Les variables exogènes se rapportent, quant à elles, à l'environnement du modèle. Elles incluent notamment la technologie de production, la technologie d'appariement et les variables de politique économique. L'évaluation ex ante dans un modèle théorique consiste à faire varier à la marge la variable de politique publique dont on souhaite analyser l'effet. Nous partons de l'équilibre initial, tel que décrit ci-dessus. Dans la terminologie de l'évaluation, la situation contrefactuelle est donc donnée par l'équilibre initial. Nous cherchons ensuite mathématiquement dans quelle direction la variable endogène d'intérêt, par exemple le chômage, doit s'ajuster de manière à retrouver l'équilibre suite à une petite hausse de la variable de politique, ici l'aide à l'embauche. Cet exercice répond à la question suivante : « Que se passerait-il si l'aide à l'embauche augmentait légèrement ? » La partie analytique permet d'évaluer le signe de l'effet, mais pas de le quantifier. Toutefois, si l'effet peut être signé de manière non ambiguë dans le modèle théorique, alors ce signe est valable, quelles que soient les valeurs des paramètres, et pas seulement dans le voisinage de l'équilibre. C'est donc un résultat relativement fort. Le modèle calibré permet de lever les indéterminations et de quantifier les effets, et ce pour différentes variantes de la politique. Mais il peut, en contrepartie, se révéler sensible aux valeurs des paramètres.

La première Proposition décrit l'effet d'une hausse des aides à l'embauche sur les variables qui déterminent l'offre de postes vacants en termes de quantité et de qualité.

Proposition 1 : Une hausse des aides à l'embauche

1. réduit le seuil d'ouverture des postes vacants $\tilde{\epsilon}$,
2. augmente le niveau de tension sur le marché du travail θ .

Sans surprise, l'offre de postes vacants est stimulée par une hausse des aides à l'embauche. Le premier point indique que le seuil de rentabilité est en baisse. En effet, une hausse du subside augmente le profit attendu d'un poste ouvert. Des postes de type plus bas, c'est-à-dire de productivité attendue inférieure, deviennent donc rentables grâce au subside et sont ouverts. Puisque leurs perspectives de productivité sont inférieures, ces postes sont plus susceptibles d'être détruits à l'extinction du subside. Par ailleurs, le niveau de tension augmente suite à l'afflux de nouvelles offres.

Proposition 2 : Effet sur les créations et les destructions d'emplois

Suite à une hausse des aides à l'embauche,

1. le taux de création d'emploi $\theta m(\theta)$ augmente,
2. le taux de destruction d'emploi σ augmente.

La hausse du taux de création d'emploi résulte simplement de l'afflux de postes vacants. Cependant, parmi ces nouvelles créations, il y a des postes de moindre productivité dont la probabilité de destruction est supérieure. Il s'ensuit que l'effet sur le taux de chômage est indéterminé. Rien n'indique, en effet, sur le plan analytique que l'effet sur les créations domine l'effet sur les destructions. Cette conclusion peut paraître contre-intuitive. En effet, si plus de postes sont créés, mais que ceux-ci encourent un risque de destruction plus élevé, on s'attend intuitivement à ce que l'effet net soit favorable puisque, parmi les postes additionnels, certains pourraient tout de même

subsister. Ce raisonnement n'est toutefois valable que si les postes ouverts avant la modification de la politique ne sont pas affectés par cette modification. En d'autres termes, il faudrait que la hausse des subsides suscite des ouvertures supplémentaires, notamment de qualité moindre, mais sans impacter ni l'ouverture de postes plus productifs ni leur taux de remplissage, ce qui n'est pas le cas comme nous le verrons plus bas.

Le résultat suivant se penche sur les trajectoires individuelles. La hausse du taux de création d'emploi permet d'améliorer le taux de sortie du chômage. Mais nous souhaitons également évaluer le caractère durable de ces sorties. Pour ce faire, nous analysons la survie en emploi et calculons notamment la probabilité d'atteindre l'emploi permanent.

Proposition 3 : Effets sur les trajectoires individuelles

Suite à une hausse des aides à l'embauche,

1. la probabilité de sortir du chômage augmente ;
2. la probabilité de sortir du chômage de manière temporaire, c'est-à-dire d'avoir un épisode d'emploi au mieux égal à la durée de l'emploi temporaire, augmente ;
3. le signe de l'effet sur la probabilité de sortir du chômage et d'atteindre l'emploi permanent est indéterminé.

Nous montrons donc que si les aides à l'embauche accroissent, en effet, les taux de sortie du chômage, ces sorties mènent plus souvent vers un épisode d'emploi de courte durée. Par contre, le modèle analytique ne permet pas de conclure si les sorties durables sont plus ou moins fréquentes en présence d'aides à l'embauche. Cette indétermination provient de la baisse du taux de transition de l'emploi temporaire vers l'emploi permanent $\bar{F}$.

Enfin, la partie théorique de l'analyse se conclut par la description des effets sur la composition de l'emploi.

Proposition 4 : Effet sur la composition de l'emploi

Les aides à l'embauche augmentent la proportion d'emploi temporaire dans l'emploi total.

La Proposition 4 présente la seule prédiction non ambiguë sur la composition de l'emploi. Elle indique donc une hausse de la proportion de l'emploi temporaire. En conséquence, le *turnover* de la main-d'œuvre est plus élevé.

Pour répondre à la question centrale de cette section, qui porte sur la stabilité de l'emploi, il est important de se pencher sur la prévalence d'emplois stables et donc sur le volume d'emplois permanents. Trois cas de figure peuvent se rencontrer. Premièrement, si le volume total d'emplois régresse (si le chômage augmente), alors le volume d'emplois permanents diminue nécessairement puisque sa proportion est inférieure. Si, par contre, l'emploi total progresse, deux alternatives persistent : soit les créations nettes mènent, pour partie, à plus d'emplois permanents. Dans ce cas de figure, puisque la proportion d'emploi permanent baisse, les créations nettes se composent donc plus que proportionnellement d'emplois temporaires. Soit, les créations nettes sont associées à une diminution de l'emploi permanent. En d'autres termes, des emplois permanents sont perdus, mais la le gain en termes d'emplois temporaires vient plus que compenser cette perte.

Si le modèle ne permet pas de conclure quant à la direction de l'effet total des aides sur l'emploi permanent, il met en évidence que des effets existent, ce qui n'est pas forcément intuitif. En effet, on pourrait penser que, dans le pire des cas, les aides ne contribuent qu'à créer de l'emploi temporaire. Il est moins évident d'identifier pourquoi l'emploi permanent serait affecté par les aides. Des effets adverses sur l'emploi permanent sont toutefois possibles comme nous l'expliquons

maintenant. Pour ce faire, il est utile de rappeler le processus de création d'un emploi permanent dans notre modèle : un emploi permanent est donc issu d'un poste ouvert, c'est-à-dire un poste dont le type est supérieur à $\bar{\epsilon}$, pourvu, ce qui se produit avec une probabilité de $m(\theta)$, et qui survit à la période de subside, avec probabilité $1 - \bar{F}$. Ces étapes, l'ouverture du poste, l'appariement et la conversion en emploi permanent, sont toutes trois impactées par la politique des subsides :

1. Plus de postes sont ouverts. Ce premier effet est favorable puisque parmi ces nouveaux postes vacants, certains seront pourvus et, à terme, convertis en emploi permanent.
2. Le niveau de tension sur le marché du travail θ augmente. Cela a pour conséquence de réduire le taux de remplissage de l'ensemble des postes ouverts $m(\theta)$. Cet effet partiel est donc défavorable à la création d'emplois permanents.
3. Le taux de séparation $\bar{F}$ augmente et donc, à l'inverse, le taux de transition vers l'emploi permanent $1 - \bar{F}$ diminue.

Pour rappel, ce sont les postes dont la productivité attendue est la plus élevée, c'est-à-dire les *types hauts*, qui ont la probabilité la plus grande de générer de l'emploi permanent. L'effet net sur l'emploi permanent dépend donc principalement de la manière dont l'offre de postes vacants est reconfigurée en présence d'aides à l'embauche. Il est acquis que l'offre de postes vacants est quantitativement stimulée. Il est également acquis que plus de *types bas* entrent sur le marché puisque le seuil de rentabilité baisse. Théoriquement, deux cas de figure peuvent survenir. Soit l'offre de postes de *type haut* augmente également, soit l'afflux d'offres de *types bas* se fait au détriment de *types hauts*, ce que nous appelons le *crowding out*. Le second cas de figure est à la fois le plus défavorable et le plus facile à comprendre. En effet, des offres qui sont parmi les plus susceptibles de mener à l'emploi permanent sont remplacées par des offres dont les perspectives sont moins favorables. Le premier cas de figure ne garantit pas, pour autant, une hausse de l'emploi permanent. En effet, l'afflux de postes vacants de productivité moindre accroît les *externalités de congestion*. En d'autres termes, le marché est plus encombré et le taux de remplissage des postes les plus productifs est plus faible, de sorte que le nombre de postes pourvu parmi les *types hauts* n'est pas forcément plus élevé. Ce raisonnement montre que stimuler l'offre de postes vacants n'offre aucune garantie d'accroissement du volume de l'emploi permanent.

Pour lever ces indéterminations, nous poursuivons l'analyse en calibrant le modèle sur la base des taux de transitions observés sur le marché du travail régional.

3.4. LE MODÈLE CALIBRÉ

3.4.1. Les données utilisées et le processus de calibration

Le modèle comporte une série de paramètres que nous cherchons à approcher pour obtenir une représentation réaliste du marché du travail régional. Parmi ces paramètres, certains peuvent trouver une contrepartie directe sur le plan empirique. Il s'agit, par exemple, du taux d'actualisation que nous fixons à 2%, ce qui correspond à l'inflation tendancielle et, plus particulièrement, à l'objectif de la politique monétaire de la Banque Centrale Européenne. En revanche, la plupart des autres paramètres ne trouvent pas de contrepartie empirique directe. C'est le cas pour les paramètres de la technologie d'appariement. Ceux-ci définissent le degré de facilité avec lequel les postes vacants et les travailleurs disponibles entrent en contact et forment des paires. Pour fixer ces paramètres, nous travaillons avec les taux de transition entre les différents statuts, que nous estimons empiriquement. Les paramètres sont alors fixés de manière à ce que le modèle réplique correctement les flux de travailleurs observés dans la réalité.

3.4.1.1. Les valeurs empiriques des taux de transition

Le premier chantier consiste donc à définir les valeurs empiriques correspondant à nos taux de transition. Les trois valeurs à définir sont les suivantes : (1) le taux de sortie du chômage $\theta m(\theta)$, (2) le taux de destruction exogène qui touche tant l'emploi temporaire que l'emploi permanent λ et (3) le taux de survie en emploi jusqu'à l'emploi permanent. Pour ce faire, nous utilisons les données de mobilité socio-économique du *datawarehouse* marché du travail et protection sociale de la Banque Carrefour de la Sécurité Sociale (BCSS). La BCSS compile les données de sources administratives, ce qui donne une vision exhaustive des mouvements sur le marché du travail, contrairement aux données d'enquête. Pour rappel, le modèle ne capte qu'une sous-population du marché du travail, correspondant au public ciblé par les aides. Nous avons fait le choix dans ce chapitre, choix principalement guidé par la disponibilité des données, de nous pencher sur les jeunes de moins de 25 ans.

Pour estimer le taux de sortie du chômage, nous sélectionnons tous les demandeurs d'emploi de 18 à 25 ans résidant en Wallonie pour une année donnée. Nous calculons ensuite simplement la proportion d'entre eux qui est en emploi l'année suivante (parmi ceux qui résident toujours en Wallonie). Nous calculons ce taux pour 5 périodes successives de 2010-2011 à 2014-2015 et en prenons la moyenne pour aboutir à une estimation du taux de sortie à un horizon d'un an égale à environ 28%. Ce taux peut en effet fluctuer d'une année à l'autre suivant la conjoncture économique. Étant donné que nous travaillons à l'état stationnaire, c'est-à-dire à l'équilibre de long terme du marché, cette moyenne dans le temps permet de nous en approcher.

Concernant le taux de destruction exogène, nous travaillons avec une cohorte de jeunes en emploi depuis une période suffisamment longue. L'idée est de capter les pertes d'emploi qui se rapprochent de la destruction de l'emploi permanent dans notre modèle. En effet, les emplois temporaires sont affectés par les deux sources de destruction, exogène et endogène, qu'il est difficile de distinguer dans les données. Puisque l'emploi permanent ne peut être détruit dans le modèle que suite à ces chocs exogènes, nous estimons le taux de perte d'emploi parmi les travailleurs employés depuis plusieurs années. Une limite importante de notre approche est que nous ne pouvons garantir que le travailleur qui est en emploi sur plusieurs périodes consécutives l'est chez un même employeur. Mais puisque le modèle ne traite pas des transitions entre emplois, il semble cohérent de les ignorer dans la partie empirique également. Concrètement, nous sélectionnons tous les jeunes, ayant moins de 25 ans pour l'année de référence, en emploi sur au moins trois années consécutives et résidant en Wallonie tout au long de la période considérée. Parmi eux, nous calculons le taux de pertes d'emploi en année 4. L'objectif en prenant un délai long est d'éviter les motifs de perte d'emploi qui relèvent du court terme, tels que l'évaluation du travailleur et bien entendu l'extinction d'un subside temporaire. De nouveau, de manière à s'approcher de l'état stationnaire, nous prenons la moyenne dans le temps de 5 périodes d'observations, et donc de 5 cohortes différentes de 2008-2011 à 2012-2015. Nous trouvons un taux de destruction moyen de 4,6%.

Enfin, la transition entre emploi temporaire et emploi permanent doit évidemment être estimée. Comme nous venons de le rappeler, l'emploi temporaire est impacté par les deux sources de destruction. Notre estimation du risque exogène permet d'isoler ce qui relève de la décision des employeurs. Notre stratégie consiste à approcher la survie en emploi jusqu'à l'emploi permanent. En effet, les travailleurs qui atteignent l'emploi permanent ont évité les deux types de risques. La probabilité de survie est donc fonction des deux types de risques, c'est-à-dire de λ et de $\bar{F}$. Donc, sur la base du taux de survie et de notre estimation de λ , nous pouvons déduire la valeur du taux de séparation $\bar{F}$. Pour connaître le taux de survie, nous prenons une fenêtre de 4 ans et sélectionnons tous les jeunes Wallons sans emploi en année 1 et employés en année 2. Dans cette cohorte, nous calculons la proportion que représentent ceux qui sont encore en emploi, sans interruption, en

année 4. Comme nous l'avons fait pour les autres estimations, nous répétons cette procédure 5 fois entre 2008-2011 et 2012-2015 et obtenons une moyenne de 66%. Il s'agit donc de notre estimation de la probabilité d'atteindre l'emploi permanent, ou de survivre à l'aide temporaire, pour un travailleur qui vient de sortir du chômage. Comme expliqué plus haut, en combinant cette valeur avec le taux de destruction exogène de 4,6%, nous calculons le taux de destruction endogène $\bar{F}$ et trouvons une valeur de 28%.

3.4.1.2. Les valeurs des paramètres techniques

Dans la deuxième étape de la calibration, nous utilisons donc les taux de transition estimés ci-dessus pour déterminer les valeurs des paramètres techniques :

Nous avons donc une valeur cible de 28% pour le taux de séparation $\bar{F}$. Ce taux dépend notamment du salaire, du niveau des aides à l'embauche et de la distribution de la productivité des postes. Le paramètre qui fixe dans le modèle ce qui relève du rapport entre le salaire et la productivité est choisi de manière à atteindre un taux de séparation de 28%. Dans cette étape, nous prenons en compte le taux de subside. Ce dernier est déterminé de la manière suivante : nous partons du schéma de subside *Impulsion moins de 25 ans* et calculons le taux de subside moyen sur la durée de l'aide. En effet, le niveau de l'aide varie dans le temps. Elle s'élève à 500 euros par mois pendant 2 ans et a un profil dégressif la troisième année avec respectivement 250 et 125 euros sur les deux derniers intervalles de 6 mois. La moyenne mensuelle sur la durée de vie du subside s'élève donc à $(24 * 500 + 6 * 250 + 6 * 125) / 36 \cong 396$ euros. En ce qui concerne le salaire, nous prenons le salaire brut mensuel des jeunes wallons en 2013 donné par Statbel (donnée la plus récente) et nous l'évaluons au prix de 2017 qui est l'année de mise en œuvre de la réforme des aides *impulsions*. En augmentant cette valeur d'un taux de cotisations de sécurité sociale de 33%, nous obtenons un montant de 3 131 euros pour le coût mensuel du travail. L'aide représente donc en moyenne environ 13% de ce coût. Nos simulations partent de cette valeur de référence.

À ce stade, il nous reste deux paramètres à calibrer. Le premier est le coût de la définition d'un poste de travail κ . Le second relève de la technologie d'appariement. Il s'agit de la productivité totale des facteurs, notée A . Pour un vecteur donné de postes vacants et de demandeurs d'emploi (v, u) , plus A est élevé, plus le nombre de paires formées sera grand. A est donc le déterminant de l'efficacité du processus d'appariement. Ces deux paramètres, κ et A sont déterminés de manière jointe. Ces deux inconnues peuvent en effet être reliées aux deux informations suivantes : d'une part, le taux de sortie du chômage $\theta m(\theta)$ que nous avons estimé à 28% et, d'autre part, le taux de vacance d'emploi. Selon la définition utilisée par Eurostat, le taux de vacance d'emploi est le ratio entre le nombre de postes vacants et la somme des emplois occupés et des postes vacants. Cet indicateur a pour objectif de mesurer l'ampleur du rationnement de la demande de travail. Le nombre de postes vacants dans notre modèle représente la demande totale de travail et pas seulement la fraction non satisfaite de cette demande. En d'autres termes, l'offre de postes vacants comporte à la fois les postes pourvus et ceux qui ne le sont pas. Pour rester dans l'esprit de l'indicateur, qui capture la demande non satisfaite, nous comptons donc les postes non pourvus. Le taux de vacance d'emploi est traduit dans les termes de notre modèle de la manière suivante :

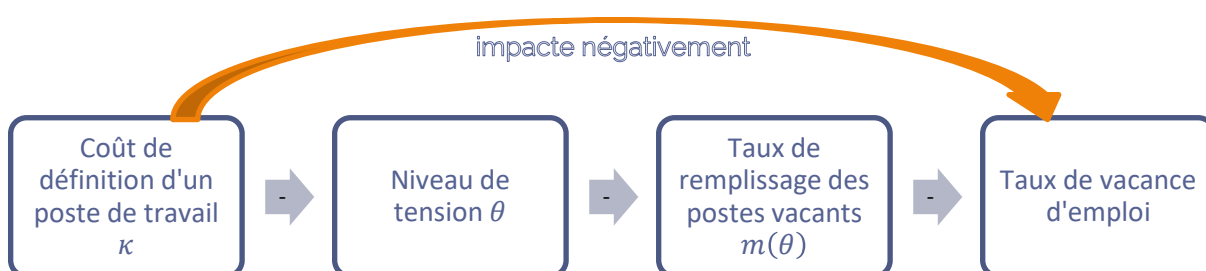
$$\text{Taux de vacance d'emploi} \equiv \frac{(1 - m(\theta))v}{(1 - m(\theta))v + (1 - u)}$$

où v est l'offre totale de postes vacants, $m(\theta)$ le taux de remplissage et $(1 - u)$ l'emploi total puisque notre population est normalisée à 1. La moyenne du taux de vacance d'emploi sur la période 2014-2018 est de 2,24% en Wallonie. Ces deux valeurs, le taux de vacance d'emploi de 2,24% et le taux de sortie du chômage de 28%, permettent de fixer l'efficacité de l'appariement A et le coût de la

définition d'un poste κ . En effet, si κ agit négativement sur les deux taux, A agit dans des directions opposées, ce qui garantit qu'il existe une solution unique :

1. Le coût de définition d'un poste de travail κ a un impact négatif sur l'offre de postes vacants et donc sur le niveau de tension θ . Si le niveau de tension est plus faible, le taux de sortie $\theta m(\theta)$ est inférieur.
2. L'impact de κ sur le taux de vacance d'emploi passe par un maillon supplémentaire, le taux de remplissage des postes, qui est plus grand si la tension diminue. La chaîne des effets est illustrée par la figure 3.2.
3. Une plus grande efficacité de l'appariement A permet d'augmenter le taux de sortie du chômage et de diminuer le taux de vacance d'emploi.

Figure 3.2 : Le taux de vacance d'emploi est fonction décroissante du coût de définition d'un poste de travail



Le tableau 3.1 compile l'ensemble des valeurs de paramètres utilisées dans la calibration de référence et dont l'origine est décrite ci-dessus.

Tableau 3.1 : Taux de transition et valeurs des paramètres dans la calibration de référence

Paramètres constants d'une simulation à l'autre	Valeur	Source
Taux de sortie du chômage ($\theta m(\theta)$)	28%	Estimé sur la base des données BCSS
Taux de destruction exogène (λ)	4,6%	Estimé sur la base des données BCSS
Taux de survie jusqu'à l'emploi permanent	66%	Estimé sur la base des données BCSS
Taux de séparation ($\bar{F}$)	28%	Déduit du taux de destruction exogène et du taux de survie jusqu'à l'emploi permanent sur la base d'une équation du modèle
Taux d'actualisation	2%	Inflation tendancielle
Productivité maximale	1	Normalisation
Taux de subside (h/w)	13%	Schéma <i>Impulsion moins de 25 ans</i> et Statbel
Taux de vacance d'emploi	2,24%	Statbel
Élasticité de la fonction d'appariement	0,5	Standard dans la littérature
Paramètres qui varient d'une simulation à l'autre	Valeur (référence)	Source
Valeur informative du signal et degré d'hétérogénéité des postes (α)	0,6	Arbitraire (nous proposons une analyse de sensibilité)
Coût du travail en proportion de la productivité maximale (w)	0,465	Fixé de manière à répliquer le taux de séparation
Efficacité de l'appariement (productivité totale des facteurs (A))	0,45	A et κ sont déterminés conjointement de manière à répliquer le taux de sortie du chômage et le taux de vacance d'emploi.
Coût de la définition d'un poste de travail (κ)	1 177	

L'un de ces paramètres, que nous notons α , n'a pas encore été défini à ce stade. Ce paramètre capture la valeur informative du signal ε . En d'autres termes, il mesure le degré de certitude que l'employeur peut avoir quant à la productivité future du poste. Il est donc inversement lié à l'incertitude résiduelle : plus l'information perçue sur la productivité avant l'ouverture du poste est grande, moins de risques restent à encourir. Deux cas extrêmes peuvent être considérés pour mieux appréhender α . Si α vaut zéro, l'incertitude est totale, c'est-à-dire que le signal ne donne pas d'information utile. Il s'ensuit que, dans ce cas de figure, tous les employeurs ayant défini un poste font face à la même productivité attendue puisqu'aucun n'a d'information fiable. En d'autres termes, les postes sont *a priori* homogènes dans ce cas de figure. À l'inverse, lorsque α vaut 1, la productivité future du poste est connue. Dans ce cas, nos hypothèses sont telles que le niveau d'hétérogénéité entre les postes est maximal. En conclusion, plus cette valeur informative est élevée, plus l'hétérogénéité entre les postes est grande. Le degré d'hétérogénéité détermine dans quelle mesure les postes qui s'ouvrent à la marge sont moins productifs que les postes initialement ouverts. C'est donc un paramètre important pour nos résultats, mais qui peut difficilement être approché empiriquement. C'est la raison pour laquelle différentes valeurs ont été testées. Puisque changer la valeur de ce paramètre modifie le comportement du modèle, les paramètres qui ne trouvent pas de

contrepartie empirique directe et que nous calibrons sur la base des taux de transition, comme nous l'avons décrit plus haut, varient d'une simulation à l'autre. Le tableau 3.1 présente leur valeur dans la simulation de référence.

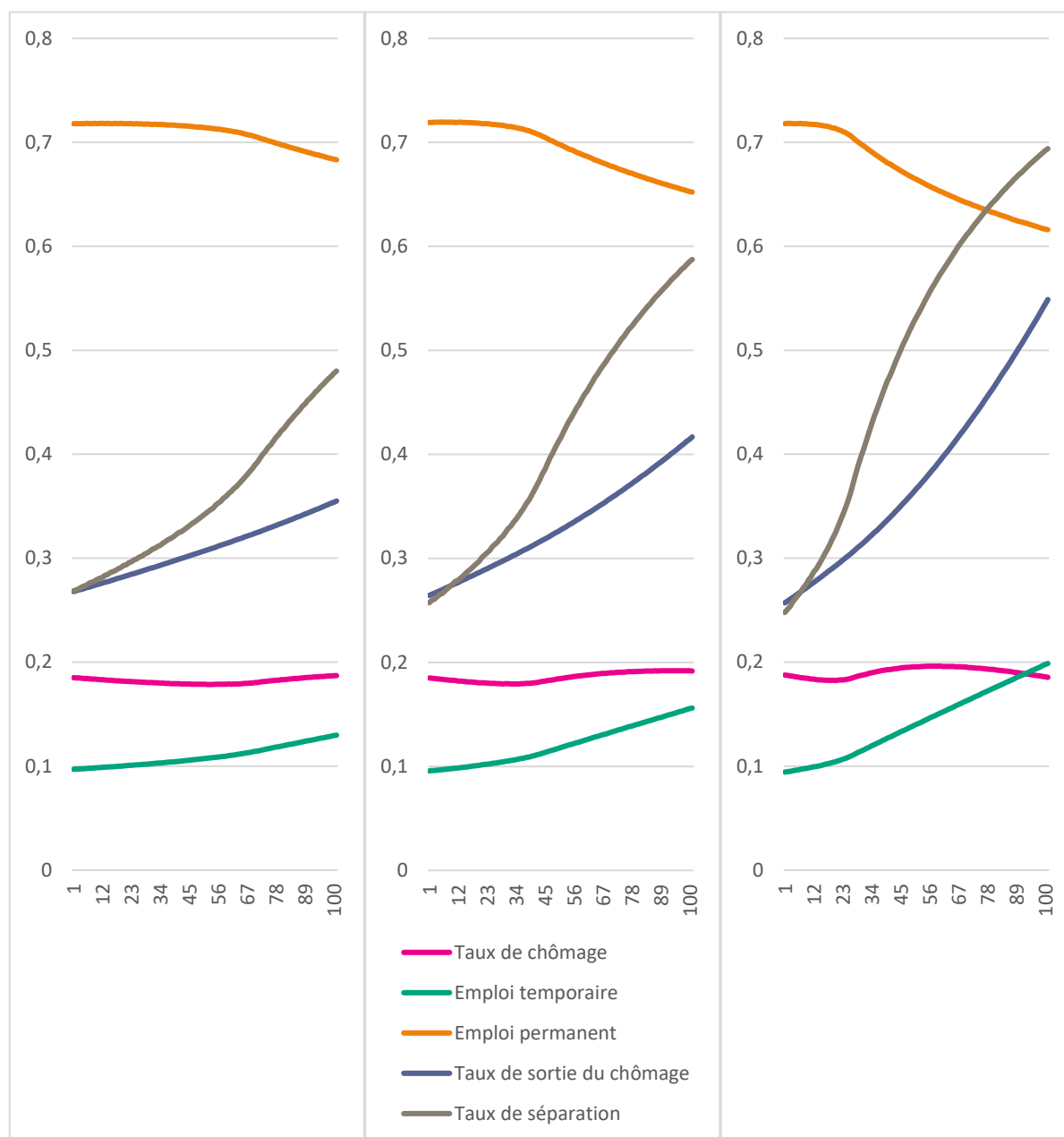
3.4.1. Les effets des aides à l'embauche : résultats des simulations

Nous passons maintenant à la présentation des résultats des exercices de simulation. Les variables d'intérêt sont de deux ordres. Premièrement, il y a les variables de stock. Nous nous penchons donc sur le chômage et sur la composition de l'emploi, c'est-à-dire les stocks respectifs d'emplois temporaires et permanents. Deuxièmement, nous nous intéressons aux deux transitions clés qui sont le passage à l'emploi, donné par le taux de sortie du chômage à l'horizon d'un an $\theta m(\theta)$ et la transition vers l'emploi permanent, qui est inversement liée au taux de séparation $\bar{F}$. Nous partons de la situation de référence dans laquelle les paramètres sont fixés aux valeurs données dans le tableau 3.1. Nous faisons ensuite varier le taux de subsidie, qui s'élève à 13% dans la situation de référence.

3.4.1.1. Description des effets

Les graphiques 3.1 à 3.3 donnent un aperçu des résultats de l'ensemble des 300 simulations. Nous y retrouvons les transitions, le taux de chômage et la composition de l'emploi en fonction du taux de subsidie, que nous avons donc fait varier de 0 à 100% pour trois calibrations alternatives. Les variables de stocks s'interprètent en proportion de la population active, dont la taille est normalisée à 1. Le niveau de chômage est donc directement interprétable comme le taux de chômage et l'emploi temporaire est mesuré comme la proportion de la population active en emploi temporaire et non comme la proportion des employés en emploi temporaire. La même définition s'applique à l'emploi permanent. Les trois graphiques correspondent à 3 valeurs différentes pour le paramètre α , qui capture la valeur informative du signal et est positivement lié à l'hétérogénéité des postes de travail. Cela nous permet d'analyser la sensibilité des résultats à ce paramètre. Ce point est traité spécifiquement dans la sous-section suivante. Selon la valeur de α , que nous faisons varier de 0,5 à 0,7, nous obtenons des bornes pour les différents effets analysés ci-après.

Graphiques 3.1 à 3.3 : Taux de transition et composition de l'emploi en fonction du taux de subside
de gauche à droite : $\alpha = 0,5$; $\alpha = 0,6$; $\alpha = 0,7$



Concernant les transitions, nous constatons que leur comportement est conforme aux prédictions du modèle théorique. Le taux de sortie du chômage, ou de création d'emploi, augmente avec le niveau de subside, comme attendu. Le taux de séparation, ou de destruction est, lui aussi, fonction croissante du montant de l'aide.

Le taux de chômage est bien entendu déterminé par une combinaison des créations et destructions. Il est toutefois utile de noter que cette relation n'est pas simple. La première raison est que ces taux s'appliquent à des stocks de grandeurs différentes. Ainsi, le taux de création $\theta m(\theta)$ s'applique au nombre de chômeurs et le taux de destruction ou de séparation $\bar{F}$ s'applique au nombre de contrats temporaires arrivés à terme. La deuxième raison est qu'un processus parallèle de destruction exogène est toujours à l'œuvre. Nous observons que l'ampleur de l'impact sur le taux de chômage

est limitée. Dans le voisinage de la situation de référence, c'est-à-dire de la situation actuelle dans laquelle le taux de subside s'élève à environ 13%, nous constatons que l'effet de création domine l'effet de destruction et donc que l'effet sur le chômage est légèrement favorable. À la marge et partant de son niveau actuel, le subside contribue donc à réduire le chômage. Ce résultat ne se vérifie toutefois pas pour toute valeur de subside. Nous estimons que le taux de chômage décroît avec le subside pour des niveaux faibles, mais peut repartir à la hausse pour des niveaux plus élevés, pour lesquels l'effet de destruction prendrait le pas sur l'effet de création. Dans notre calibration de référence, le taux de chômage minimum serait atteint pour un taux de subside d'environ 30% (graphique 3.2 ; $\alpha = 0,6$). Dans les 2 autres variantes, pour lesquelles le niveau d'hétérogénéité est fixé à 0,5 et 0,7, le minimum est atteint pour des taux de subside de respectivement 50% et 20%. Cela donne à penser qu'il y a une marge d'augmentation du subside dans laquelle des effets favorables sur l'emploi seraient préservés. Il convient toutefois d'insister sur le fait que ce minimum ne doit pas être l'objectif de la politique d'aides à l'embauche. Il faut en effet prendre en compte le coût de la politique. Lorsque le minimum est atteint, le gain en termes d'emploi d'une augmentation marginale du subside est nul. Par contre, puisque la hausse du subside s'applique à toutes les embauches, le coût de cette augmentation est strictement positif. En d'autres termes, en ce point, l'effet d'aubaine atteint 100% puisqu'aucune embauche additionnelle n'est imputable à la modification de la politique. L'optimum se situe donc en deçà de ce niveau.³⁴

Enfin, penchons-nous sur la composition de l'emploi. Comme attendu, l'emploi temporaire augmente avec le taux de subside dans les trois variantes considérées. La théorie ne permettait pas de conclure quant à l'impact sur l'emploi permanent. Nos simulations tendent à montrer que cet impact est quasi nul pour des taux de subsides faibles et intermédiaires, en particulier dans le voisinage du taux de subside actuel de 13%. Par contre, la diminution est plus marquée pour des taux de subsides élevés. Mais cette diminution se produit au-delà du point auquel le chômage est minimisé. En conséquence, tant que de l'emploi est créé, l'impact négatif sur l'emploi permanent est nul ou limité. Il en résulte également que les créations nettes d'emplois prennent essentiellement la forme d'emplois temporaires.

3.4.1.2. Quantification des effets de la politique

La calibration permet de quantifier l'impact de la politique sur les transitions, la composition de l'emploi et les trajectoires individuelles. Pour ce faire, nous comparons la situation de référence, dans laquelle le niveau de subside s'établit à 13%, à une situation contrefactuelle simulée grâce au modèle. Le contrefactuel naturel pour évaluer l'impact des aides à l'embauche est l'absence d'aides et donc un taux de subside égal à zéro. Les résultats de cette étude d'impact sont repris dans le tableau 3.2.

Tableau 3.2 : Estimation des impacts de la politique d'aides à l'embauche (en points de pourcentage)

	Contrefactuel 1 ($\alpha = 0,5$)	Contrefactuel 2 ($\alpha = 0,6$)	Contrefactuel 3 ($\alpha = 0,7$)
Taux de sortie du chômage ($\theta m(\theta)$)	+0,94	+1,44	+2,15
Taux de séparation ($\bar{F}$)	+1,57	+2,61	+4,40
Taux de chômage	-0,22	-0,33	-0,41
Emploi temporaire	+0,21	+0,34	+0,55
Emploi permanent	+0,01	-0,01	-0,14

³⁴ Le modèle ne vise pas à définir l'optimum social. Pour ce faire, il faudrait quantifier les coûts de la politique et l'impact de son financement sur l'économie, ce que nous ne faisons pas ici.

Selon nos estimations, le taux de sortie du chômage parmi les publics cibles serait moindre en l'absence de la politique. Plus précisément, l'effet positif des aides à l'embauche est estimé entre 0,94 et 2,15 points de pourcentage. Nous pouvons également calculer comment est affecté le nombre absolu de passages du chômage à l'emploi. Ce nombre augmente de 2,18% à 5,89% selon les variantes. Ceci confirme que la politique stimule les sorties. Cependant, nous estimons également que le taux de séparation serait lui aussi inférieur en l'absence du subside. L'impact à la hausse attribuable à la politique serait compris entre 1,57 et 4,40 points de pourcentage. Pour rappel, le taux de séparation en présence de la politique est estimé à 28%.

Nous pouvons également tenter de quantifier les effets de la politique sur le niveau du chômage. Cet exercice est réalisé à titre informatif puisqu'il comporte d'importantes limites. En effet, comme nous l'avons expliqué précédemment, le modèle d'appariement se concentre sur un segment du marché du travail et ne prend pas en compte les effets de substitution entre différents profils de travailleurs. Par ailleurs, le retour à l'emploi modifie notamment les comportements de consommation et impacte le marché des biens et services. Ce type d'effet d'équilibre général est absent du modèle d'appariement. Comme nous l'avons indiqué en introduction de ce rapport, l'analyse des effets des aides sur le volume de l'emploi est développée principalement à l'aide du modèle de macro-simulation. Sur la base du tableau 3.2, nous voyons que le taux de chômage parmi les publics cibles serait supérieur en l'absence de la politique. L'impact serait toutefois limité et compris entre 0,22 et 0,41 point de pourcentage.

Il est plus intéressant, dans le cadre de ce modèle, de se concentrer sur la composition de l'emploi, qui est ici au centre de l'analyse. L'analyse vise en effet à répondre à la question suivante : comment se distribuent les créations nettes d'emplois entre emploi temporaire et permanent ? Par construction, les trois dernières lignes du tableau 3.2 se somment à zéro, les deux dernières lignes indiquant les sources de l'impact total sur le chômage. À la lecture de ce tableau, on peut constater que la réponse à cette question est fort dépendante du paramètre d'hétérogénéité. L'essentiel, voire la totalité des créations nettes proviennent d'une hausse de l'emploi temporaire. Seule une valeur de α très élevée peut conduire à une faible destruction nette d'emplois permanents. Les créations nettes d'emplois temporaires (0,55 point de pourcentage) viennent dans ce cas plus que compenser ces pertes nettes (0,14 point de pourcentage).

Enfin, le tableau 3.3 détaille les effets estimés de la politique sur les trajectoires individuelles.

Tableau 3.3 : Estimation des impacts de la politique d'aides à l'embauche sur les trajectoires individuelles

	Au chômage en t	Au chômage en t+1	En emploi en t+1	
			Retour au chômage	Accès à l'emploi permanent
Contrefactuel 1 ($\alpha = 0,5$)	1 000	729	90	181
Contrefactuel 2 ($\alpha = 0,6$)	1 000	735	85	180
Contrefactuel 3 ($\alpha = 0,7$)	1 000	741	79	180
Situation de référence	1 000	720	97	183

Dans le tableau 3.3, nous analysons les trajectoires de 1000 chômeurs sous la politique et en l'absence de celle-ci. Pour rappel, trois variantes sont testées, ce qui nous donne trois estimations pour la situation contrefactuelle (l'absence de politique). En présence des aides à l'embauche, les taux de transition révèlent que, parmi 1 000 chômeurs en année t, 720 sont toujours au chômage

l'année suivante. Les 280 restants sont donc en emploi en $t+1$ (le taux de sortie est bien de 28%). Si l'on s'intéresse aux trajectoires des 280 sortants, on constate que seuls 183 d'entre eux atteindront l'emploi permanent. Les 97 autres retourneront au chômage, soit parce que leur emploi aura été détruit pour cause exogène en cours de contrat, soit parce que leur employeur n'aura pas renouvelé ce contrat. Le tableau 3.3 fournit une estimation de ce qui se serait produit pour ces 1 000 demandeurs d'emploi en l'absence de la politique, ce qui nous permet d'estimer son impact. Les trois variantes nous donnent ici des résultats qualitativement similaires. Premièrement, le taux de sortie du chômage est plus grand en présence de la politique, ce que nous savions déjà. Deuxièmement, la proportion de demandeurs d'emploi qui font un aller-retour du chômage à l'emploi est plus importante avec les aides. En d'autres termes, le *turnover* de la main-d'œuvre est clairement stimulé par la politique d'aides à l'embauche. Troisièmement, la proportion des demandeurs d'emploi qui atteignent à terme l'emploi permanent est plus élevée, bien que cet effet soit très faible, puisqu'il est de 2 à 3 travailleurs pour 1 000. Ce résultat peut paraître contradictoire avec la diminution du nombre de postes permanents que l'on observe si l'on se réfère aux contrefactuels 2 et 3. Ces résultats sont pourtant compatibles. La raison est que le chômage est en diminution grâce à la politique. Donc moins de personnes accèdent à l'emploi permanent, mais elles représentent une proportion plus importante des demandeurs d'emploi. Ces deux effets étant très faibles, on peut conclure que l'accès à l'emploi permanent depuis le chômage et le nombre de postes permanents ne sont pas significativement affectés par la politique. Par contre, la probabilité de transiter de l'emploi temporaire vers l'emploi permanent est nettement inférieure puisque le taux de séparation est plus élevé comme cela apparaît dans le tableau 3.2.

3.4.2. Analyse de sensibilité

Comme l'illustrent les graphiques 3.1 à 3.3, les résultats des simulations sont dépendants de la valeur du paramètre d'hétérogénéité, les effets étant globalement plus marqués lorsque α est élevé. Pour rappel, une valeur élevée a une double signification : d'une part, elle révèle un degré d'incertitude moindre. En d'autres termes, le signal a une valeur informative plus élevée et la productivité a peu de chance de s'écarter de la valeur attendue. D'autre part, une valeur élevée est associée à un degré d'hétérogénéité entre les postes plus important. Les postes ouverts à la marge lorsque l'offre est stimulée ont alors, en moyenne, une productivité attendue significativement plus faible. Nous remarquons sur la base des graphiques que les effets sur les transitions sont exacerbés, en particulier l'effet sur les séparations. En effet, lorsque le degré d'incertitude est grand, c'est-à-dire pour des valeurs faibles de α , la productivité peut se révéler supérieure au salaire « par chance ». Parallèlement, puisque les postes sont semblables, les postes de type bas mèneront à l'emploi permanent avec une probabilité raisonnable. À l'inverse, l'effet de séparation est nettement amplifié lorsque l'hétérogénéité est plus grande et que les perspectives offertes par les postes ouverts en réaction aux aides sont nettement inférieures. Paradoxalement, c'est aussi dans ce cas de figure que l'effet favorable sur le chômage sera le plus grand, aidé par une plus forte stimulation des sorties du chômage. Cependant, cet effet va de pair avec un risque amplifié de remplacement des postes permanents par des postes temporaires. Toutefois, comme nous l'avons déjà indiqué, le déclin de l'emploi permanent intervient à un niveau d'aides pour lequel le taux de chômage serait en augmentation.

En conclusion, si tous les emplois se ressemblent, les mécanismes mis en lumière dans cette section sont atténués. La pertinence de ce modèle sera donc d'autant plus grande que l'hétérogénéité des postes est une hypothèse réaliste.

3.4.3. Limites de l'analyse

Outre la difficulté d'approcher empiriquement l'hétérogénéité des postes de travail, le modèle présente deux principales limites dans ses estimations.

La première limite se rapporte au taux de chômage. En effet, dans la situation de référence, qui doit être le reflet de la réalité sous la politique actuelle, le taux de chômage des jeunes wallons tourne autour de 18%. Ce taux sous-estime largement la réalité du chiffre, qui est plutôt de l'ordre de 29% selon les données de l'Enquête sur les Forces de Travail (EFT 2017). Il semble donc utile d'expliquer la provenance de ce taux dans le modèle. Pour rappel, le modèle est calibré sur la base des taux de transition, c'est-à-dire le passage du chômage à l'emploi, mais aussi la survie en emploi qui nous permet d'estimer le taux de séparation. C'est ensuite l'hypothèse d'*état stationnaire* qui permet d'établir les relations mathématiques qui traduisent ces flux en stocks et donnent, entre autres, le taux de chômage. Notre sous-estimation peut donc avoir des origines de deux ordres. D'une part, nous estimons les transitions sur la base des données de la BCSS qui sont des données administratives et se rapportent donc aux demandeurs d'emploi inscrits auprès des Services Publics de l'Emploi (SPE) et plus particulièrement à leurs changements de statut dans la base de données BCSS. La première source de divergence peut donc être imputée à la différence entre les données d'enquête (EFT) et les données de sources administratives. Pour identifier le statut de chômeur, les données d'enquêtes se basent sur la définition du Bureau International du Travail (BIT). Trois conditions doivent être simultanément remplies pour être considéré comme chômeur au sens BIT : (1) être sans emploi, (2) être disponible pour un emploi et (3) être en recherche d'emploi. Les demandeurs d'emploi inscrits auprès des SPE ne remplissent pas toujours ces trois conditions. À l'inverse, les chômeurs au sens BIT ne sont pas tous, pour diverses raisons, inscrits auprès des SPE. Données administratives et données d'enquêtes sont donc conceptuellement différentes. D'autre part, le modèle représente le marché du travail à l'*état stationnaire*, c'est-à-dire à son équilibre de long terme. Dans la réalité, l'équilibre diverge en permanence de cet état puisque diverses perturbations, telles que la conjoncture et les changements dans l'environnement réglementaire, démographique ou politique, interviennent. C'est la deuxième raison pour laquelle notre taux de chômage peut apparaître sous-estimé. Une fois de plus, nous conseillons au lecteur de se référer au modèle de macro-simulation présenté dans le chapitre 2 pour ce qui concerne les effets sur le chômage et le volume de l'emploi.

La deuxième limite a trait à la part estimée de l'emploi temporaire dans le modèle. Dans la situation de référence, l'emploi temporaire ne représente dans le modèle que 12% de l'emploi total, ce qui est très largement en deçà des 53% estimés dans l'EFT de 2017 pour les jeunes travailleurs wallons. Cette différence est probablement imputable à notre utilisation des données de la banque carrefour dans lesquelles les transitions entre emplois ne sont pas visibles. Nous avons d'ailleurs pris le parti de les ignorer pour nous focaliser sur la transition la plus pertinente dans le cadre d'une étude sur les aides à l'embauche, à savoir le passage du chômage à l'emploi. Nous n'observons pas non plus le type de contrat de travail. Notre distinction entre emploi temporaire et emploi permanent n'est pas à interpréter sur le plan contractuel. Nous visons plutôt à évaluer le caractère durable de l'insertion en emploi.

4. Conclusions et recommandations

La prévalence du chômage parmi les jeunes et les travailleurs les moins qualifiés reste plus importante en Wallonie qu'au niveau national. Les aides à l'embauche, essentiellement ciblées sur ces deux catégories, se destinent précisément à stimuler le passage à l'emploi de ces travailleurs. Cette politique, dont la compétence est passée aux mains des Régions suite à la 6^e réforme de l'État, est souvent préférée aux aides permanentes et généralisées dont le coût apparaît mécaniquement supérieur pour un même effet sur l'emploi. Cependant, tant le ciblage, qui peut provoquer des pertes d'emplois parmi les non-bénéficiaires, que le caractère temporaire de l'aide, qui peut mener à la création d'emplois de courte durée, peuvent induire des effets indésirables.

L'objectif des travaux présentés dans ce rapport était de fournir des éléments de réponse aux deux questions suivantes : compte tenu de ces effets indésirables,

1. Les aides à l'embauche contribuent-elles à augmenter le volume total de l'emploi ?
2. Quel est l'impact des aides à l'embauche sur la stabilité de l'emploi ?

Notre revue de littérature a également permis d'éclairer une troisième question :

3. Quel est l'impact des aides à l'embauche sur les trajectoires individuelles ?

4.1. LES EFFETS SUR LE VOLUME DE L'EMPLOI

La question portant sur le volume de l'emploi a été traitée au moyen d'un modèle de macro-simulation calibré sur la Wallonie. L'analyse s'est focalisée sur les travailleurs les moins qualifiés. Nous avons spécifiquement développé un module qui intègre la dynamique du marché du travail sur lequel d'importants flux de créations et de destructions de postes de travail cohabitent à tout moment du temps. L'analyse révèle qu'en Wallonie les destructions de postes sont procycliques, c'est-à-dire qu'en période de croissance de l'emploi, les destructions sont tendanciellement plus nombreuses. Ceci traduit le fait qu'une hausse des créations de postes est généralement associée à un renouvellement plus important. Ce module a permis de quantifier les embauches éligibles et, de ce fait, de traduire les aides à l'embauche en baisse du coût marginal du travail pour les employeurs. L'impact de la baisse du coût marginal du travail sur l'emploi a ensuite été quantifié en prenant en compte différents effets : la substitution entre le travail non qualifié, éligible aux aides, et le travail qualifié, non éligible ; la dynamique des flux de créations et de destructions ; les effets multiplicateurs et les effets de retour sur les finances publiques.

Notre principale simulation estime l'impact attendu d'une hausse de 10% du montant des aides par rapport à leur niveau actuel. Nos résultats révèlent que l'emploi progresserait d'environ 2 500 unités parmi les publics cibles. Nous mettons en évidence un effet de substitution qui aboutirait à la perte d'environ 1 200 postes parmi les travailleurs non éligibles. Ces effets sur le volume de l'emploi seraient associés à des mouvements accrus. En particulier, tant le taux de création que le taux de destruction de postes seraient en hausse dans la catégorie ciblée. Ainsi, le nombre de sorties du chômage serait environ 12% plus élevé sur base annuelle. Les retours au chômage seraient eux environ 4% plus élevés.

Sur le plan qualitatif, les résultats mettent en lumière un effet adverse. Ainsi, la substitution attendue entre les travailleurs éligibles et les autres s'opère aussi entre travail et capital. La baisse du coût du travail a, en effet, un léger effet dépressif sur l'investissement dans notre modèle. Il en résulte que l'effet multiplicateur ne joue pas dans la direction escomptée. Les personnes qui retrouvent un emploi via l'effet direct de la politique consomment plus, ce qui augmente la demande de biens et services et donc la demande de travail. Cependant, cet effet multiplicateur est plus que compensé

par la baisse des investissements. Dès lors, l'effet multiplicateur, plutôt que de renforcer l'effet direct sur l'emploi, tend à le comprimer légèrement. Au final, outre le coût direct de la politique, il convient de prendre en compte un coût en termes de moindre croissance du PIB. Rappelons que l'objectif principal d'une politique d'aides à l'embauche n'est nullement de stimuler la croissance économique, mais bien de rapprocher de l'emploi un public vulnérable.

Nous avons également testé la sensibilité de nos résultats à la conjoncture. Ainsi, le nombre absolu d'emplois créés suite à une hausse des aides à l'embauche n'est pas significativement impacté par l'environnement macroéconomique. C'est ce qui ressort de notre estimation des effets des aides dans le contexte d'une croissance du PIB européen 1% plus élevée que dans la simulation de référence³⁵.

Enfin, nous avons comparé les aides à l'embauche à des politiques de l'emploi alternatives telles que des réductions de cotisations patronales (baisse du taux légal, hausse des réductions structurelles). Comme attendu, il apparaît que, pour un même objectif de créations nettes d'emplois, les aides à l'embauche sont moins coûteuses que les réductions de cotisations généralisées qui impliquent des effets d'aubaine plus importants.

4.2. LES EFFETS SUR LA STABILITÉ DE L'EMPLOI

Nous avons abordé la question de la stabilité de l'emploi au moyen d'un modèle d'appariement. Le principal objectif était d'estimer les effets des aides à l'embauche sur la composition de l'emploi, en particulier la prévalence de l'emploi de courte durée, et sur les transitions sur le marché du travail : d'une part, le passage du chômage à l'emploi et, d'autre part, le passage à l'emploi stable.

Par rapport à la littérature existante sur les aides à l'embauche, notre contribution est double : d'une part, nous distinguons dans le modèle emplois temporaires et emplois permanents ; d'autre part, nous intégrons le fait important que les postes de travail sont inégalement productifs.

Notre analyse comporte deux étapes : la construction d'un modèle analytique, qui fournit des résultats qualitatifs, et la calibration de ce modèle, qui permet de détailler les effets et de fournir des estimations d'impacts chiffrées.

La partie théorique a révélé que des politiques qui stimulent l'offre de postes vacants peuvent également modifier la composition de cette offre. Ainsi, une hausse des aides à l'embauche abaisse le seuil de rentabilité, de sorte que des postes de travail moins productifs deviennent profitables en présence de l'aide. Ces postes moins productifs ont une probabilité plus faible de survivre à l'extinction du subside. Les offres de postes vacants sont donc quantitativement stimulées, ce qui induit une hausse des créations d'emplois. Cependant, parallèlement, le taux de destruction est porté à la hausse par une baisse de la productivité moyenne des postes ouverts. Ces effets ont des répercussions sur les trajectoires d'emploi : d'une part, la probabilité de sortie du chômage augmente ; d'autre part, puisque les séparations augmentent également, la probabilité d'effectuer des allers-retours entre chômage et emploi est plus grande. Concernant la composition de l'emploi, le modèle théorique prédit que le nombre d'emplois temporaires, ainsi que leur part dans l'emploi total sont tous deux plus élevés en présence d'aides à l'embauche. Les effets sur le nombre de postes permanents sont ambigus, ce qui constitue un résultat en soi. En effet, l'intuition suggère que les aides puissent conduire à l'ouverture de postes temporaires qui, pour certains, mèneront à

³⁵ Kitao *et al.* (2011) préconisent d'utiliser de préférence cette politique en période de ralentissement pour soutenir l'emploi. La raison est que le modèle d'appariement qu'ils utilisent tient compte du niveau de tension sur le marché du travail. En période de ralentissement, ce niveau est inférieur, ce qui facilite les embauches additionnelles et limite l'effet sur les salaires.

l'emploi permanent. Toutefois, des effets indésirables sont à souligner. L'afflux de postes moins productifs augmente l'*externalité de congestion* dans le processus d'appariement, ce qui diminue le taux de remplissage des postes plus productifs. En des termes plus clairs, des travailleurs seront recrutés sur des postes peu viables, alors qu'ils auraient pu l'être sur des postes plus prometteurs.

L'étape de calibration nous permet d'estimer l'état du marché du travail en l'absence d'aides à l'embauche (la situation contrefactuelle qui ne peut être observée) et donc d'estimer l'impact des aides. Nous confirmons que les niveaux de subsides actuels semblent contribuer à des créations nettes d'emplois, mais d'ampleur relativement limitée et composées presque exclusivement d'emplois temporaires. Il est important de souligner que l'impact négatif sur l'emploi permanent, possible sur le plan théorique, ne se produit pas au voisinage des taux de subside actuels. Cet effet se manifeste, par contre, plus nettement dans notre modèle pour des taux de subsides plus élevés. En termes de trajectoires d'emploi, le message est qualitativement similaire : les passages à l'emploi sont plus nombreux, mais les allers-retours entre chômage et emploi le sont aussi. Le nombre de chômeurs qui accèdent à l'emploi permanent n'est pas significativement affecté. Soulignons que ce dernier constat est imputable aux limites du modèle qui ignore que les expériences d'emploi, même de courte durée, peuvent améliorer les perspectives des travailleurs sur le long terme.

4.3. LES EFFETS SUR LES TRAJECTOIRES INDIVIDUELLES

La littérature consacrée aux effets des aides à l'embauche sur les trajectoires individuelles délivre des messages nuancés.

Concernant les taux de sortie du chômage parmi les publics cibles, le profil des bénéficiaires semble jouer un rôle. Ainsi, la littérature internationale est plutôt unanime sur un effet positif sur les jeunes, mais présente des résultats contrastés concernant les chômeurs de longue durée.

Ces sorties du chômage sont-elles durables ? Cette question est abordée sous deux angles dans la littérature. Premièrement, certains ont comparé la survie en emploi des bénéficiaires et non-bénéficiaires. En Belgique, il a été démontré qu'un effet globalement favorable sur la durée en emploi pouvait cohabiter avec des taux de sortie significativement plus élevés parmi les bénéficiaires aux alentours de l'extinction du subside. Ce message concorde avec nos estimations d'un *turnover* plus important. Mais, comme nous l'avons déjà mentionné, une expérience d'emploi de courte durée peut améliorer les perspectives d'emploi des bénéficiaires. C'est ce raisonnement qui a suscité le second angle d'attaque, qui vise à estimer les effets des aides à l'embauche sur l'accès à l'emploi régulier, c'est-à-dire non subsidié. Cet effet est hétérogène : d'une part, plusieurs études concluent à un effet d'enfermement dans l'emploi public parmi les bénéficiaires de l'assistance sociale, tant en Belgique qu'à l'étranger. À l'inverse, des effets positifs existent dans le secteur privé, mais pas pour tous. Pour certains travailleurs, l'emploi subsidié est un tremplin vers l'emploi régulier, pour d'autres pas. Ce constat donne du crédit à l'hypothèse selon laquelle les aides à l'embauche donnent aux demandeurs d'emploi les plus productifs ou les plus motivés une (seconde) chance de se signaler sur le marché du travail.

Les effets sur les sorties du chômage et la durée dans l'emploi qui a fait l'objet du subside font partie de notre analyse et le message que nous délivrons est cohérent avec la littérature empirique.

4.4. RECOMMANDATIONS

4.4.1. L'objectif de la politique

Compte tenu de nos estimations, qui révèlent des créations nettes d'emplois plutôt modestes et presque exclusivement composées d'emplois temporaires, le message central que nous souhaitons délivrer est qu'**une politique d'aide à l'embauche doit rester un outil visant à améliorer les**

perspectives d'emploi des bénéficiaires. Ce dispositif ne doit donc pas être considéré comme un levier de création d'emplois.

En effet, **concernant le volume de l'emploi**, nous avons montré que les effets des aides à l'embauche sur le chômage étaient potentiellement non-linéaires. Dès lors, même si nous estimons que les taux de subsides actuellement pratiqués contribuent, à la marge, à réduire le chômage parmi les bénéficiaires, rien n'indique que ces effets puissent s'amplifier suite à une hausse importante du taux de subside. Le contraire est même possible. Par ailleurs, une hausse importante des aides à l'embauche comporte deux risques : d'une part, sur le plan macroéconomique, le risque d'une baisse plus prononcée des investissements et, d'autre part, le risque de porter atteinte au stock d'emplois stables et de générer des effets néfastes sur les trajectoires d'emploi.

Concernant les trajectoires des bénéficiaires, qui doivent donc, selon nous, être au cœur des préoccupations, nous établissons trois constats :

(1) La politique semble contribuer à améliorer les taux de sortie du chômage parmi les bénéficiaires. Cet objectif est donc vraisemblablement rempli. (2) La politique semble stimuler les allers-retours entre chômage et emploi. (3) Ses effets sur l'accès à l'emploi stable n'apparaissent pas significatifs dans le cadre de nos analyses.

Face à ces deux derniers constats, il convient de rappeler que les modèles présentent une vue simplifiée de la réalité. En particulier, les travailleurs sont supposés identiques, ce qui est irréaliste et peut masquer des effets positifs plausibles. Ainsi, l'aide à l'embauche est un subside à la sélection des demandeurs d'emploi par les employeurs, qui prennent le risque d'engager des profils défavorables. Les travailleurs les plus productifs qui se retrouvent dans ce groupe par accident peuvent en bénéficier. Selon la littérature, une telle sélection semble plausible, mais ne bénéficie qu'à une minorité de travailleurs éligibles. Notons que cet effet est vraisemblablement plus important parmi les jeunes sans expérience professionnelle puisque ceux-ci n'ont pas encore eu l'opportunité de signaler leurs compétences sur le marché du travail. Le dispositif peut donc avoir du sens parmi ce public en particulier.³⁶

Par ailleurs, les allers-retours plus nombreux entre chômage et emploi vont de pair avec une plus grande probabilité de bénéficier d'une première ou d'une nouvelle expérience d'emploi, qui pourrait permettre une accumulation de capital humain et ouvrir de meilleures perspectives. La hausse de productivité en emploi est un aspect que nous n'avons pas non plus explicitement traité. Cet effet est important dans la mesure où il peut compenser, du point de vue de l'employeur, la perte du subside à échéance. La formation en entreprise, potentiellement couplée au subside telle que dans le *Plan Formation-Insertion*, peut permettre de renforcer cet effet et est donc une piste qui mérite de l'attention.

4.4.2. Les modalités de mise en œuvre de la politique

Les recherches présentées dans ce rapport relèvent de l'évaluation *ex ante*. En d'autres termes, nous avons eu recours à la modélisation économique pour estimer les effets de la politique sur l'emploi, la stabilité de l'emploi et les trajectoires individuelles. Bien que des enseignements utiles aient pu être tirés de l'étude, il y a lieu de reconnaître les limites de l'exercice. En particulier, **nos analyses ne nous permettent pas d'argumenter sur les modalités de mise en œuvre de la politique**, qu'il s'agisse du ciblage ou du profil temporel, c'est-à-dire la durée d'octroi et la dégressivité. Parmi ces modalités,

³⁶ Comme nous le mentionnons par la suite, les avis que nous émettons sur les modalités concrètes de la politique ne découlent pas directement de nos analyses, mais plutôt de notre consultation de la littérature.

l'ajout de conditions d'octroi, portant sur le type de contrat de travail ou le maintien du volume de l'emploi dans l'entreprise, comme celles pratiquées dans un pays tel que la Finlande (Kangasharju, 2007), pourrait permettre de limiter les effets de déplacement. Cependant, il convient de mettre en balance les effets positifs de la conditionnalité de l'octroi avec deux effets défavorables : d'une part, la charge administrative accrue à supporter par les employeurs, au risque d'augmenter le taux de non-recours et donc de réduire l'effectivité de la politique ; d'autre part, le fait que conditionner l'octroi, par exemple, à l'offre d'un contrat à durée indéterminée est incompatible avec le processus de sélection discuté plus haut. Mentionnons enfin que certains auteurs estiment qu'un ciblage trop étroit peut renforcer la stigmatisation et le risque d'enfermement dans l'emploi subsidiaire.

4.4.3. Les aspects institutionnels

Nos calculs des effets de retour sur les finances publiques illustrent que les politiques de l'emploi, en particulier les politiques d'activation, font partie de ces paquets de compétences incomplets qui peuvent générer des problèmes d'incitations pour les décideurs publics concernés. Ainsi, à l'instar de la prévention en matière de santé publique, les fruits de l'investissement en activation sont globalement récoltés par un autre niveau de pouvoir via les économies en dépenses de chômage, mais aussi par le biais des cotisations patronales. Les Régions pourraient donc être incitées à sous-investir en activation. Dans le cadre de compétences incomplètes, ce problème ne peut se régler que par la coopération entre les différents niveaux de pouvoir. Si l'on adopte uniquement le point de vue de la Région, cela doit amener à questionner systématiquement l'efficacité des politiques mises en œuvre.

4.4.4. Les aspects techniques de l'évaluation

Nous espérons que ce travail aura donné un aperçu de l'utilité de réaliser une évaluation de type *ex ante*. Mais, conscients des limites d'un tel exercice, et notamment de la dépendance des résultats aux hypothèses retenues, nous sommes également convaincus qu'il doit idéalement être complété par une évaluation de type *ex post* qui permettrait d'estimer plus finement les effets de la politique sur les trajectoires des bénéficiaires en fonction de leur profil. L'évaluation *ex post* requiert de pouvoir distinguer, de manière convaincante, un groupe traité et un groupe de contrôle. La réforme des aides *Impulsions* intervenue en juillet 2017 pourrait, à ce titre, servir d'*expérience naturelle*. En effet, cette réforme a notamment modifié des critères d'éligibilité tels que les seuils d'âge. Cette modification pourrait permettre d'identifier un groupe de contrôle, soudainement devenu non éligible et aux caractéristiques proches des personnes éligibles. Cette piste de recherche pourrait être soutenue et exploitée dès que le recul sera suffisant pour pouvoir en capter l'ensemble des effets, et pour autant que les données individuelles sur les trajectoires soient disponibles.

Terminons par mentionner que l'importance de la disponibilité des données s'applique aussi dans le cadre de l'approche macroéconomique, qui reposait sur l'exploitation de bases de données non harmonisées, portant en outre sur une ventilation de la main-d'œuvre moins utilisée dans les modèles macro traditionnels.

5. Références

d'Alcantara, G. (1983), *SERENA: A macroeconometric sectoral regional and national accounting econometric model for the Belgian economy*, Acco (eds.).

Arrow, K., Chenery, H., Minhas, B. & R. Solow (1961), Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency, *Review of Economics and Statistics*, 43, 225-250.

Bassilière, D., Bossier, F., Caruso, F., Hoorelbeke, D., Lohest, O. et F. Thiery (2006), *Élaboration du modèle régional HERMREG*, premier rapport intermédiaire, Bureau fédéral du Plan.

Bassilière D., Dobbelaere, L. & F. Vanhorebeek (2018), *Le fonctionnement du modèle HERMES*, WP 10-18, Bureau fédéral du Plan, 32 p.

Bayar A., J-M Dupierreux, A. Marfouk & O. Masudi (2000), *Construction d'un modèle régional dynamique et sectoriel de l'économie wallonne*, rapport de la première phase, 124 p.

Bayar A., F. Dramaix, C. Erbyl, C. Mohora & M. Opese (2006a), *Regional impacts of carbon values*, CESifo Working paper, 31 p.

Bayar A., F. Dramaix, C. Mohora, M. Opese, F. Altdorfer & M. Germain (2006b), *Greenmod II : dynamic regional and global multi-sectoral modelling of the Belgian economy for impact, scenario and equity analysis*, Rapport final CP/51, Scientific Support Plan for a Sustainable Development Policy.

Blundell, R. (2012), Tax policy reform: The role of empirical evidence, *Journal of the European Economic Association*, 10(1), 43-47.

Blundell, R., Costa-Dias, M., Meghir, C. & van Reenen, J. (2004), Evaluating the impact of a mandatory job search assistance program, *Journal of the European Economic Association*, 2(4), 569-606.

Boockmann, B., Zwick, T., Ammermüller, A. & Maier, M. (2012), Do hiring subsidies reduce unemployment among older workers? Evidence from natural experiments, *Journal of the European Economic Association*, 10(4), 735-764.

Bossier F., I. Bracke, S. Gilis & F. Vanhorebeek (2004), *Une nouvelle version du modèle HERMES*, Working Paper 05-04, Bureau fédéral du Plan.

Brodaty T., B. Crépon & D. Fougère (2007), Les méthodes micro-économétrique d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi, *Économie et Prévision*, 177(1), 93-118.

Brown, A. J., Merkl, C., & Snower, D. J. (2011). Comparing the effectiveness of employment subsidies, *Labour Economics*, 18(2), 168-179.

Bucher, A. (2010). Impacts of hiring subsidies targeted at the long-term unemployed on the low-skilled labor market: The French experience, *Economic Modelling*, 27(2), 553-565.

Bureau fédéral du Plan (2018), *Description et utilisation du modèle HERMES*, WP 1 DC2019, Bureau fédéral du Plan, 20 p.

Cahuc, P., Charlot, O. & Malherbet, F. (2016). Explaining the spread of temporary jobs and its impact on labor turnover, *International Economic Review*, 57, 533-572.

Altonji, K., Ichimura, S. & Schmidl, R. (2011), *Fighting youth unemployment: The effects of active labor market policies*, IZA Discussion Paper 6222, Institute for the Study of Labor (IZA).

Capron H., Z. Erlich, D. Janssen & F. Thys-Clément (1991), *Modèle Wallonie : conception théorique et modèle de simulation*, *Cahiers Économiques de Bruxelles*, 129(1), 27-49.

Capron H. & C. Piette (2002), *Les relations macro-économétriques explicatives de l'emploi en Wallonie*, rapport au Service d'étude et de la Statistique de la Région wallonne, 154 p.

Capron H., D. Baudewijn, S. Chaïbi & M. Depelchin (2008), *Évaluation de la mise en œuvre du Phasing out Objectif 1 en Hainaut*, Centre d'Économie Régionale et de la Technologie, DULBEA, 76 p.

Card, D., Kluve, J. & Weber, A. (2010), Active Labor Market Policy Evaluations – A Meta-analysis, *The Economic Journal*, 120, 452-477.

Card, D., Kluve, J. & Weber, A. (2018). What Works? A Meta Analysis of Recent Active Labor Market Program Evaluations, *Journal of the European Economic Association*, 16(3), 894-931.

Caruso F. & V. Scourneau (2016), Analyse du tableau entrées-sorties interrégional de 2010, in: Rapport sur l'économie wallonne 2016, IWEPS/SOGEPA/DG06, 61-78.

Charles M., J.C. Praet, O. Rouland & F. Thys-Clément (1987), Un modèle de la région wallonne : outil de développement sectoriel et régional, *Cahiers Économiques de Bruxelles*, 102, 279-303.

Christiano L., M. Eichenbaum & C. Evans (2005), Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy, *Journal of Political Economy*, 113, 1-45.

Cobb, C. & P. Douglas (1928), A Theory of Production, *American Economic Review*, 18, 139-165.

Cockx, B. & Ridder, G. (2001), Social Employment of Welfare Recipients in Belgium: An Evaluation, *The Economic Journal*, 111(470), 322-352.

Cockx, B., Goebel, C. & Van der Linden, B. (2004), *Politiques d'activation pour des jeunes chômeurs de longue durée sans expérience de travail*, Politique scientifique fédérale : Bruxelles & Academia Press : Gand.

Davis, S. & J. Haltiwanger (1998), *Measuring Gross Worker and Job Flows*, in: J. Haltiwanger, M. Manser and R. Topel (eds.), *Labor Statistics Measurement Issues*, 77-122.

Dejemeppe, M. & Van der Linden, B. (2013), *Les soutiens financiers à la création d'emploi*, IRES, UCLouvain, 125 p.

Dejemeppe, M. & Van der Linden, B. (2016), Réduire le coût du travail. Oui, mais comment ?, *Dynamiques Régionales*, 3, 15-28.

Delpierre, M. (2019), *Are hiring subsidies detrimental to employment stability? Insights from a calibrated matching model*, mimeo, IWEPS, 30p.

Diamond, P. (1981). Mobility costs, frictional unemployment, and efficiency. *Journal of Political Economy*, 89(4), 798-812.

Diamond, P. (1982a). Wage determination and efficiency in search equilibrium. *Review of Economic Studies*, 49, 217-227.

Diamond P. (1982b), Aggregate Demand Management in Search Equilibrium, *The Journal of Political Economy*, 90(5), 881-894.

Engle R. and C. Granger (1987), Co-integration and error-correction: representation, estimation and testing, *Econometrica*, 55 (2), 251-276.

Epaulard A., J-P Laffargue & P. Malgrange (2008), La nouvelle modélisation macroéconomique appliquée à l'analyse de la conjoncture et à l'évaluation des politiques : les modèles dynamiques stochastiques d'équilibre général, *Économie et Prévision*, 183/184, 1-13.

Ernaelsteen C., M. Mignolet & M-E Mulquin (2007), *Première expériences de projections macroéconomiques régionales à l'aide d'une démarche « top-down »*, Cahier de recherche - Série politique économique, 21, CERPE, 9 p.

Fair R. (1993), Testing macro-econometric models, *American Economic Review Paper and Proceedings*, 83(2), 287-293.

Fève P. (2005), Voies de la modélisation macro-économétrique ?, *Revue française d'Économie*, 20, 147-179.

Gerfin, M., Lechner, M. & Steiger, H. (2005), Does Subsidised Temporary Employment Get the Unemployed Back to Work? An Econometric Analysis of Two Different Schemes, *Labour Economics*, 12(6), 807-835.

Giacomin O., F. Janssen, J-L Guyot & O. Lohest (2010), Entrepreneuriat contraint et volontaire. Quel impact sur le choix sectoriel des entrepreneurs ?, *Revue internationale P.M.E.*, 23 (3-4), 211-243.

Glejser H. (1975), *Macedoine, un modèle régional de l'économie belge*, Bureau fédéral du Plan.

Goesaert, T. & L. Struyven (2018), *Dynamique du marché du travail dans et entre les provinces belges*, Dynam Working Paper, 2018/1, 35 p.

Goossens, J. & P. Cannoot (2015), Belgian Federalism after the Sixth State Reform, *Perspectives on Federalism*, 7(2), 27 p.

Hohmeyer, K. (2012), Effectiveness of One-Euro-Jobs: Do programme characteristics matter? », *Applied Economics*, 44(34), 4469-4484.

Hyatt H. (2015), The decline in job-to-job flows, *IZA World of Labor*, 2015(175), 1-8.

Jahn, E. J. & Wagner, T. (2008). *Do Targeted Hiring Subsidies and Profiling Techniques Reduce Unemployment?*, IZA Discussion Paper 3768, Institute for the Study of Labor (IZA).

Kangasharju, A. (2007), Do wage subsidies increase employment in subsidized firms?, *Economica*, 74, 51-67.

Kitao, S., Sahin, A. & Song, J. (2011). Hiring subsidies, job creation and job destruction, *Economics Letters*, 113(3), 248-251.

Kluve, J. (2010), The effectiveness of European active labor market programs, *Labour Economics*, 17, 904-918.

Krusell, P., Mukoyama, T., Rogerson, R. & A. Sahin (2017), Gross Worker Flows over the Business Cycle, *American Economic Review*, 107(11), 3447-3476.

Kydland F. & E. Prescott (1982), Time to build and aggregate fluctuations, *Econometrica*, 50(6), 1345-1370.

Lazear E. & R. Spletzer (2012), Hiring, Churn and the Business Cycle, *American Economic Review* 102(3), 3, 575-579.

Legendre F. (2004), *Micro-simulation et évaluation des politiques économiques et sociales : un panorama des développements récents en France*, mimeo

Leonard J. (1987), *In the Wrong Place at the Wrong Time: The Extent of Frictional and Structural Unemployment*, in: Kevin Lang and Jonathan Leonard (eds.) *Unemployment and the Structure of Labor Markets* (New York: Blackwell).

- Levinsohn, J., Rankin, N., Roberts, G. & Schöer, V. (2014), *Wage subsidies and youth unemployment in South Africa: Evidence from a randomized control trial*, Stellenbosch Economic Working Papers, 16-030214, University of Stellenbosch.
- Lopez-Novella, M. (2003), *Effets de certains subsides temporaires à l'embauche : une analyse micro-économique des plans plus et du plan avantage à l'embauche*, Bureau Fédéral du Plan, Working Paper 16-03.
- Lucas R. (1976), Econometric policy evaluation: a critique, *Canergie Rochester Conference Series on Public Policy*, K. Brunner and A. Meltzer (eds.), 19-46.
- Meunier O., Vanden dooren L., Vander Stricht V. & F. Verschuere (2018), *Un regard sur la dynamique de l'emploi salarié wallon*, in: Rapport sur l'économie wallonne 2018, IWEPS/SOGEPA/SPW, 71-142.
- Mortensen, D. (1982). The matching process as a noncooperative bargaining game. In J. McCall, editor, *The Economics of Information and Uncertainty*, pp. 233-258, University of Chicago Press.
- Mortensen, D. T. & Pissarides, C. A. (1994). Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *Review of Economic Studies*, 61(3), 397-415.
- Mortensen, D. & Pissarides, C. (2001). *Taxes, Subsidies and Equilibrium Labour Market Outcomes*, C.E.P.R. Discussion Paper 2989.
- Mulkay B. & M. Van Audenrode (1993), Création, destruction et chômage: le cas de la Belgique, *Économie et prévision*, 108, 19-29.
- Muth J. (1961), Rational Expectations and the Theory of Price Movements, *Econometrica*, 29(3), 315-335.
- Pauwels T. & F. Van de Vooren (2001), *MOBILEC-Belgie. Toepassing van het model MOBILEC op de 43 Belgische arrondissementen*, Universiteit Antwerpen, UFSIA-RUCA.
- Schumpeter J. A. (1942), *Capitalism, Socialism and Democracy*. New York: Harper & Row, 381 p.
- Schünemann, B., Lechner, M. & Wunsch, C. (2015), Do long-term unemployed workers benefit from targeted wage subsidies?, *German Economic Review*, 16(1), 43-64.
- Simar L. (2016), *Les politiques d'emploi en Wallonie après la Sixième réforme de l'État*, *Dynamiques Régionales*, 3, 36-47.
- Sims C. (1980), Macroeconomic and reality, *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- Sjögren, A. & Vikström, J. (2015), How long and how much? Learning about the design of wage subsidies from policy changes and discontinuities, *Labour Economics*, 34, 127-137.
- Sneesens H. & F. Shadman (2000), *Chocs asymétriques et persistance du chômage*, 14^{ème} Congrès des économistes belges de langue française, IRES, UCLouvain.
- Thys-Clément F., P. Van Rompuy et L. De Corel (1973), *RENA, un modèle économétrique pour l'élaboration du Plan 1976-1980*, Bureau fédéral du Plan.
- Tinbergen J. (1936), An Economic Policy for 1936, in: L.H. Klaassen, L.M. Koyck and H.J. Witteveen (eds.), *Jan Tinbergen, Selected Papers*, Amsterdam, 1959 pp. 37-84.
- Verschuere F. (2015), Evaluation ex ante des effets directs d'une politique d'emploi wallonne orientée sur un groupe cible : une illustration chiffrée, *Dynamiques régionales*, 3, IWEPS, 29-35.
- Verschuere F. (2018a), *A new Model to Evaluate the Macroeconomic Impact of Regional Economic and Policy Shocks in Belgium*, Working paper IWEPS, 17 p.

Verschueren F. (2018b), *Regional Hiring Subsidies for Target Groups, Worker Flows and Employment*, Working paper IWEPS, 28 p.

Van Ours, J.C. (2004), The Locking-in Effect of Subsidized Jobs, *Journal of Comparative Economics*, 32(1), 37-55.



L'Institut wallon de l'évaluation, de la prospective et de la statistique (IWEPS) est un institut scientifique public d'aide à la prise de décision à destination des pouvoirs publics. Autorité statistique de la Région wallonne, il fait partie, à ce titre, de l'Institut Interfédéral de Statistique (IIS) et de l'Institut des Comptes Nationaux (ICN). Par sa mission scientifique transversale, il met à la disposition des décideurs wallons, des partenaires de la Wallonie et des citoyens, des informations diverses qui vont des indicateurs statistiques aux études en sciences économiques, sociales, politiques et de l'environnement. Par sa mission de conseil stratégique, il participe activement à la promotion et la mise en œuvre d'une culture de l'évaluation et de la prospective en Wallonie.

Plus d'infos : <https://www.iweps.be>



2019