

FORMATION DES SALAIRES ET INDEXATION AUTOMATIQUE

Analyse comparative
de quatre pays européens



LE GOUVERNEMENT
DU GRAND-DUCHÉ DE LUXEMBOURG
Ministère de l'Économie

Observatoire de la compétitivité

FORMATION DES SALAIRES ET INDEXATION AUTOMATIQUE

Analyse comparative
de quatre pays européens

Les « Perspectives de Politique Économique » reprennent des rapports, études, recherches ou actes de colloques réalisés ou édités par les collaborateurs du ministère de l'Économie ou par des experts d'institutions associées.

Les opinions exprimées dans ces publications sont celles des auteurs et ne correspondent pas nécessairement à celles du ministère de l'Économie du gouvernement.

Pour toute requête ou suggestion, contactez l'Observatoire de la compétitivité du ministère de l'Économie du Grand-Duché de Luxembourg.

Ministère de l'Économie
Observatoire de la compétitivité

19-21, Boulevard Royal
L-2449 Luxembourg

Fax (+352) 26 86 45 18
observatoire@eco.etat.lu
www.odc.public.lu

Juillet 2014
ISBN 978-2-919770-17-5

Cette publication est téléchargeable sur le site
www.odc.public.lu

© Ministère de l'Économie, Luxembourg, 2014

Executive summary

The problem

Automatic indexation mechanisms are often criticized for being a key source of inflexibility of real wages and thus responsible for a lack of adjustment in the labour market and for a deterioration of cost-competiveness. The aim of this study is to empirically assess whether this point of view is well founded. The Statistical and econometric research relates to four countries: two with institutionalized indexation of wages to consumer prices (Luxembourg and Belgium) and two without institutionalized indexation (Germany and France). This comparative approach is appropriate for detecting potential contrasts in terms of wage setting between countries with or without automatic indexation mechanisms of wages to consumer prices.

In the absence of automatic indexation, the adjustment of nominal wages to price changes may of course be obtained as part of wage negotiations, but such adjustments then depend more on workers' negotiating powers and those of their trade unions. Recent economic theory takes into account the relatively complex influence of indexation on the transmission of economic shocks and fluctuations. These developments underline the necessity to avoid simplistic conclusions regarding the effects of wage indexation on prices and encourage empirical work on wage setting to be pursued.

Wage setting and trends in four countries

Even if some procedures differ, Luxembourg and Belgium have in common an automatic indexation of wages to consumer prices that first appeared in the early 1920s and since then, for several decades now, has been extended to all economic sectors. On the other hand in Germany, an aversion to any potentially inflationary system led to a ban on indexation in 1948. In France, since 1983, collective bargaining agreements must no longer refer to indexation. Only the minimum wage is still indexed.

Changes in real hourly wages and hourly productivity in the tradable sector seem to have been strongly related since the early 1980s in France, Luxembourg, and to a lesser extent Belgium. While all countries saw a shift in real wage increases in the early 1980s, Germany clearly stands out as a result of wage austerity put in place in the mid-1990s. In each country these trends have led to a more or less pronounced reduction in the wage share of income. However, simply observing these trends does not allow to detect any specific issues related to the existence or absence of automatic indexation mechanisms.

A theoretical wage-setting model

Building a precise theoretical model for wage negotiations can allow us to understand how the various key variables may impact wage setting. The model provides a wage equation wherein the bargained wage depends positively on a reservation wage (a basic wage acceptable to workers and depending in particular on replacement income and consumer prices), on company profits

and on workers' bargaining power, and depends negatively on the unemployment rate. These different variables are approximated in the econometric study by indicators that can be observed over a long period.

Initial empirical work concerning a study by the European Commission (2011)

In a recent report (EC 2011) including an econometric analysis of 28 countries, the Directorate-General for Economic and Financial Affairs (DG ECFIN) attempted to show that countries with indexation had wage setting practices that were more inflexible and in particular were insensitive to determining factors as essential as the unemployment rate. This econometric analysis was re-estimated for all countries, and subsequently individually, extending the period of observation with more recent data. A number of issues merit mention:

- Panel estimation brings together countries with very different economic structures whose only assumed common point is the presence or absence of wage indexation mechanisms. This procedure may lead to significant estimation bias.
- Taking into account more recent observations considerably alters the results obtained by DG ECFIN. This problem of a lack of robustness is fairly common due to the small sample size, but suggests great care when interpreting results.
- The DG ECFIN study relates to economies in their entirety. However, this type of econometric analysis is usually applied to the tradable sector alone, where competitiveness plays a much more significant role, and where productivity measures are more meaningful than in the non-tradable sector.
- It is important to take into account the differences observed in the development of working hours in each country, and thus to examine the relationship between hourly wages and hourly productivity rather than per worker. Over a long period, the reduction in working time may differ from one country to another.
- Lastly, the endogeneity of some explanatory variables can also be the source of serious bias when using the DG ECFIN method. Indeed, our theoretical model suggests that variables such as productivity or the unemployment rate are probably not exogenous with respect to wages.

Consequently, it seems difficult to confirm conclusions on the effects of indexation by means of the econometric analysis undertaken in the DG ECFIN study.

Empirical results using a VAR (Vector Autoregressive) method for four countries, with and without indexation

Taking into account the issue of endogeneity described above, a VAR model was set up and estimated for the four countries involved. A VAR (Vector Autoregressive) model is a system of

equations in which all variables are considered at the outset to be endogenous. Each variable is explained by its own previous values and the previous values for all other variables in the model.

We have estimated a VAR model for each country (Luxembourg, Belgium, Germany, and France) for the period 1976-2011 and for various levels of aggregation: total economy, the tradable sector, and, for Luxembourg, a disaggregation into the manufacturing industry and business services sectors. The models are in terms of hourly wages and hourly productivity.

Our analysis has a certain fragility due to a relatively small number of observations for VAR modelling. Moreover, significant changes in the data series took place in the mid-1990s, and data on working hours appear to be subject to structural breaks. Despite these reservations, this econometric analysis provides certain interesting results:

- Long-term relationships are obtained between traditional explanatory variables and hourly remuneration in the four countries in question, with or without wage indexation mechanisms. In general, the various coefficients show more similarities than differences between countries. There are no systematic differences between countries with or without automatic indexation. This overall result is a sign that the presence of an indexation system does not cause a radical change in the way in which wages are set in the long term.
- For the four countries, and whatever the level of disaggregation, the econometric estimations imply that hourly remunerations have an elasticity which is not significantly different from one with respect to the consumer price index. In the long term, indexation, even if it has not been institutionalized, seems to be a valid proposition in all four economies.
- As regards the effect of the unemployment rate on hourly remuneration, the coefficients for the four countries exhibit some differences, but are still quite close. The coefficients are negative throughout, and significantly different from zero. This is a major difference with regard to the Commission study, which obtained non-significant results for the group of countries with indexation.
- The other variables, namely productivity, competitiveness indicators, or real exchange rate terms have the expected sign and are significant in all of our estimations.
- Estimating a VAR system also allows for a comparative analysis of the dynamic effects of exogenous economic shocks in economies with or without automatic indexation. For the four countries in question, we have calculated the short- and long-term effects of an exogenous increase in consumer prices. The impact is comparable in the four countries. Nevertheless, in Germany, the effect of the shock is dissipated more quickly than in the other countries. In France, in contrast, the wage-price spiral is the most significant. Price and wage dynamics are similar in Belgium and Luxembourg, and midway between the

German and French dynamics. There is thus no reason to conclude, on this basis, that automatic mechanisms for indexing wages significantly change the dynamics of wage adjustments.

Hence this comparative econometric study, applied to four countries with or without indexation mechanisms, shows that the presence of institutionalized indexation does not significantly alter the process through which hourly wages are set, as revealed by the long-term relationships or dynamic reactions to an exogenous shock. In other words, whilst differences in wage flexibility exist, their causes may be found elsewhere and not necessarily in automatic indexation mechanisms. Beyond the perimeter of this study, factors for the adjustment or inflexibility of wages might rather be sought in other directions, such as wages upon recruitment, inter-sector flexibility, the variable portion of remuneration, or changes in the composition of the labour force by sector, for example.

Introduction

Au cours des dernières années, le Luxembourg a connu un taux d'inflation généralement supérieur à la moyenne de l'Union européenne (UE) et de nos pays voisins.

L'indexation automatique des salaires a souvent été suspectée d'être la principale cause de l'évolution plus rapide de l'inflation au Luxembourg. L'indexation des salaires a suscité une série d'études au cours des dernières années, chaque adoptant un point d'attaque différent, que ce soit en terme de méthodologie, de données ou de niveau d'analyse. Un bref aperçu des études récentes a été présenté dans le Bilan Compétitivité 2010¹. La Banque Nationale de Belgique a publié en 2012 une étude analysant l'ampleur, la nature et les conséquences de l'indexation pour l'économie belge et a étudié des alternatives possibles². Récemment, dans le cadre des travaux de l'Observatoire de la formation des prix du ministère de l'Economie, une étude juridique s'est plus particulièrement intéressée aux mécanismes conventionnels et automatiques d'adaptation du prix des relations contractuelles³. De plus, sur base d'entretiens réalisés au sein d'entreprises artisanales et commerciales localisées au Luxembourg, une étude micro-économique a analysé les mécanismes d'adaptations de prix par les entreprises au Luxembourg⁴.

La présente étude est motivée par les doutes méthodologiques autour d'une étude de la Commission européenne publiée en 2011⁵ qui a trouvé que les pays avec un système d'indexation des salaires avaient un comportement de formation des salaires plus rigide que les pays sans adaptation automatique des salaires.

L'Observatoire de la compétitivité du ministère de l'Economie a commandité en 2013 auprès de l'Université du Luxembourg une étude analysant plus en profondeur les effets potentiels de l'indexation automatique sur la formation des salaires au Luxembourg en comparaison à ses pays voisins. Cette étude a été réalisée par Henri Sneessens et Arnaud Bourgain du CREA de l'Université du Luxembourg et par Fatemeh Shadman et Kirti Mehta de MeSh Analytics. Cette étude s'est avérée d'autant plus importante que maintes organisations internationales comme l'OCDE, le FMI et la Commission européenne n'ont cessé de recommander au Luxembourg d'abandonner au moins partiellement le mécanisme d'indexation traditionnel auquel les salariés et les organisations syndicales sont attachées.

L'objectif de la présente étude a été d'analyser la méthodologie ainsi que les principaux résultats de l'étude de la Commission européenne citée ci-dessus et d'autre part, de procéder à une analyse avec les données les plus récentes et les méthodes économétriques les plus adéquates. Le Luxembourg et la Belgique disposent d'un mécanisme d'indexation automatique des salaires tandis que la France et l'Allemagne ne connaissent pas un tel système. Cette étude montre qu'un

¹ "Bilan Compétitivité 2010", *Perspectives de politique économique N°16*, octobre 2010.

² "Indexation en Belgique: ampleur, nature et conséquences pour l'économie et alternatives possibles", Banque Nationale de Belgique, juin 2012.

³ "Modalités de la réglementation des clauses d'indexation de prix en France, Allemagne, Belgique et Luxembourg", *Perspectives de politique économique N°19*, mai 2012.

⁴ "Etude des adaptations de prix des entreprises au Luxembourg", *Perspectives de politique économique N°26*, juillet 2013.

⁵ "Labour Market Developments in Europe", 2011, European Commission.

mécanisme d'indexation institutionnalisée ne modifie pas significativement le processus de formation des salaires. Les auteurs concluent : « *En d'autres termes, si des différences de rigidité salariale existent, leurs causes seraient à trouver ailleurs que dans les mécanismes d'indexation automatique* ».

Ce travail d'envergure vise à nourrir les réflexions engagées sur les clauses d'indexation automatiques et complétera l'ensemble des études dédiées à la formation des prix et des salaires au Luxembourg.

Formation des salaires et indexation automatique

Analyse comparative de quatre pays européens

Arnaud Bourgain, Henri Sneessens,
(CREA, Université du Luxembourg¹)

Fatemeh Shadman et Kirti Mehta
(MeSh Analytics, Bruxelles)

¹ Avec la précieuse assistance technique de Déborah Schwartz, collaboratrice scientifique au CREA

Table des matières

Résumé analytique	4
1. Introduction.....	8
2. Fixation des salaires dans quatre pays européens	11
2.1. Mode de fixation des salaires	11
2.2. Indicateurs fondamentaux	16
Rémunération horaire réelle et productivité horaire du travail.....	16
Evolution et décomposition de la part salariale dans la valeur ajoutée	20
3. Cadre théorique.....	24
3.1. Cadre d'analyse.....	24
3.2. Comportement de l'entreprise.....	26
3.3. Comportement des travailleurs	29
3.4. Négociation salariale.....	30
3.5. Implications pour un modèle empirique	32
4. Etude empirique	33
4.1 Les variables utilisées	34
Définition des variables	34
Sources statistiques	37
Statistiques descriptives.....	38
4.2. L'étude de la DG ECFIN, 1980-2007	41
Les résultats de la DG ECFIN	41
Ré-estimation du modèle de la DG ECFIN	42
Actualisation de l'étude	44
Conclusions.....	47
4.3 Les méthodes VAR.....	47
4.4 Estimation d'un modèle VAR par pays	54
4.4.1. Ensemble de l'économie.....	55
4.4.2. Le secteur marchand	61
4.4.3. Effets dynamiques de chocs de prix.....	65

4.5 VAR sectoriel pour le Luxembourg.....	76
4.5.1. L'industrie	76
4.5.2. Les services marchands.....	78
4.6 Synthèse des principaux résultats des estimations	80
5. Eléments de conclusion.....	81
Annexes.....	83
Annexe I : Variables utilisées, graphiques.....	83
Annex II : DG ECFIN, Labour Market Developments in Europe, 2011	86
Annexe III : Modèle VAR, ensemble de l'économie, simulation d'un choc de prix ...	87
Annexe IV : Modèle VAR sectoriel, Luxembourg, simulation d'un choc de prix	94
Références bibliographiques	96

Résumé analytique

Problématique

Les mécanismes d'indexation automatique sont régulièrement visés par le reproche d'être une source essentielle de la rigidité des salaires réels et ainsi responsables d'un mauvais ajustement sur le marché du travail et d'une détérioration de la compétitivité-coût. L'objet de cette étude est d'évaluer empiriquement le bien-fondé de ce point de vue. Les travaux statistiques et économétriques portent sur quatre pays : deux avec indexation institutionnalisée des salaires sur les prix à la consommation (Luxembourg et Belgique) et deux sans indexation institutionnalisée (Allemagne et France). Cette approche comparative est appropriée pour déceler les éventuels contrastes en termes de fixation des salaires entre les pays avec ou sans mécanisme d'indexation automatique des salaires sur les prix à la consommation.

En l'absence d'indexation automatique, l'ajustement des salaires nominaux à l'évolution des prix peut bien sûr être obtenu dans le cadre des négociations salariales, mais cet ajustement dépend alors davantage du pouvoir de négociation des salariés et de leurs syndicats. La théorie économique récente prend en compte l'influence, relativement complexe, de l'indexation sur la transmission de chocs et les fluctuations économiques. Ces développements soulignent la nécessité d'éviter les conclusions simplistes sur les effets de l'indexation des salaires sur les prix et invitent à poursuivre des travaux empiriques sur la formation des salaires.

Mode de formation et évolution des salaires dans quatre pays

Même si certaines modalités diffèrent, Le Luxembourg et la Belgique ont en commun un mécanisme d'indexation mécanique des salaires sur les prix à la consommation, apparu au début des années 1920 et généralisé depuis plusieurs décennies à l'ensemble des secteurs économiques. Au contraire, en Allemagne, l'aversion envers tout système potentiellement inflationniste a conduit à l'interdiction de l'indexation dès 1948. En France, depuis 1983, les conventions collectives ne doivent plus faire référence à l'indexation. Seul le salaire minimum reste indexé.

Les évolutions des salaires horaires réels et de la productivité horaire dans le secteur marchand apparaissent particulièrement conjointes depuis le début des années quatre-vingt pour la France, le Luxembourg et dans une moindre mesure pour la Belgique. Si tous les pays ont connu un infléchissement de la progression des salaires réels au début des années quatre-vingt, l'Allemagne se distingue clairement par une austérité salariale mise en œuvre dès le milieu des années quatre-vingt-dix. Ces évolutions conduisent dans

chaque pays à une baisse plus ou moins prononcée de la part salariale. Cependant, la simple observation de ces tendances ne permet pas de détecter d'éventuelles spécificités liées à l'existence ou non de mécanismes d'indexation automatique.

Modèle théorique de la formation des salaires

L'élaboration d'un modèle théorique précis de négociation salariale permet de comprendre comment les différentes variables clés peuvent intervenir dans la formation des salaires. En bref, ce modèle conduit à une équation de salaires comprenant essentiellement : un salaire de réserve (salaire de base acceptable pour les salariés) qui dépend notamment des revenus de remplacement et des prix à la consommation ; auquel s'ajoutent les influences négatives du taux de chômage, positive du pouvoir de négociation des travailleurs, positive des profits des entreprises. Ces différentes variables seront approximées dans l'étude économétrique par des indicateurs observables sur une longue période.

Un premier travail empirique sur une étude de la Commission européenne (2011)

Dans un rapport récent (EC 2011) comprenant une analyse économétrique sur 28 pays, la Direction générale pour Affaires économiques et financières (DG ECFIN) a essayé de montrer que les pays avec indexation avaient un comportement de formation des salaires plus rigide et notamment insensible à des déterminants aussi essentiels que le taux de chômage. Ces estimations ont été recalculées pour l'ensemble des pays, puis individuellement et en élargissant la période d'observation avec des données plus récentes. Un certain nombre de points posent problème :

- L'estimation en panel regroupe des pays qui ont des structures économiques très différentes et dont le seul point commun est la présence ou non de mécanismes d'indexation des salaires. Cette procédure peut entraîner des biais d'estimation importants.
- La prise en compte des observations plus récentes modifie sensiblement les résultats obtenus par la DG ECFIN. Ce problème de manque de robustesse est assez courant du fait de la petite taille de l'échantillon mais incite à la prudence quant à l'interprétation des résultats.
- L'étude de la DG ECFIN concerne les économies dans leur totalité. Or habituellement, ce genre d'analyse économétrique est appliqué au secteur marchand seulement, dans lequel la compétitivité joue un rôle beaucoup plus important, et pour lequel la productivité a plus de sens que dans le secteur non-marchand.

- Il est important de tenir compte des différences observées dans l'évolution des heures de travail dans chacun des pays, et donc de mettre en relation salaire et productivité horaires plutôt que par travailleur. Sur une longue période, la réduction du temps de travail peut être différente d'un pays à l'autre.
- Enfin, une éventuelle endogénéité des variables explicatives ne peut pas être traitée par la méthode utilisée par la DG ECFIN. Or, comme l'a notamment montré notre modèle théorique, les variables comme la productivité ou le taux de chômage ne sont probablement pas exogènes par rapport au salaire.

Par conséquent, il semble difficile de valider une conclusion sur l'effet de l'indexation par la méthode économétrique utilisée par la DG ECFIN.

Résultats empiriques à partir d'une méthode VAR (Vector Auto Regressive) pour quatre pays avec et sans indexation

Compte tenu du problème d'endogénéité évoqué, des estimations en système VAR sont menées sur les quatre pays concernés. Un modèle VAR (Vector Auto Regressive) est un système d'équations dans lequel toutes les variables sont traitées au départ comme endogènes. Chaque variable est expliquée par ses propres valeurs passées et les valeurs passées de toutes les autres variables du modèle. Autrement dit, ce système VAR qui permet de tenir compte des relations qui peuvent exister entre toutes les variables (aussi bien expliquées qu'explicatives).

Nous avons estimé le modèle VAR pour chaque pays (Luxembourg, Belgique, Allemagne, France) sur la période 1976-2011 pour différents niveaux d'agrégation : économie globale, secteur marchand et, dans le cas du Luxembourg, sur une désagrégation industrie manufacturière – services marchands. L'effet des heures de travail sur les variables de rémunération et de productivité est pris en compte.

Notre analyse souffre d'une certaine fragilité en raison d'un nombre d'observations relativement faible pour une modélisation VAR. De plus, des changements importants dans les séries de données ont eu lieu au milieu des années quatre-vingt-dix, et les données sur les heures de travail sont sujettes à des ruptures structurelles. Malgré ces réserves, cette analyse économétrique parvient à des résultats intéressants :

- Des relations de long terme sont obtenues entre les variables explicatives traditionnelles et la rémunération horaire dans les quatre pays considérés, avec ou sans mécanisme d'indexation des salaires. De manière générale, les différents coefficients présentent plus de similitudes que de différences entre pays. Il n'y a pas de différence systématique entre pays avec ou sans indexation automatique. Ce résultat général est le signe que la présence d'un système d'indexation ne

cause pas un changement radical dans le mode de formation de salaires sur le long terme.

- Pour les quatre pays, et quel que soit le niveau de désagrégation, les estimations économétriques aboutissent, dans la relation de long terme, à un coefficient d'indexation non-significativement différent de un. A long terme, l'indexation, même si elle n'est pas institutionnalisée, semble vérifiée dans ces quatre économies.
- En ce qui concerne l'effet du taux de chômage sur les rémunérations horaires, les coefficients pour les quatre pays présentent quelques différences, mais restent assez proches. Les coefficients sont partout négatifs et significativement différents de zéro. C'est une différence majeure avec l'étude de la Commission qui obtenait des résultats non significatifs pour le groupe de pays avec indexation.
- Les autres variables, à savoir la productivité, les indicateurs de compétitivité ou de termes de l'échange ont l'effet attendu et sont significatives dans toutes nos régressions.
- L'estimation d'un système VAR permet également une analyse comparative des effets dynamiques de chocs économiques dans les économies avec ou sans indexation automatique. Pour les quatre pays considérés, nous calculons les effets court et à long terme d'une hausse exogène des prix à la consommation. L'effet d'impact est comparable dans les quatre pays. Néanmoins, en Allemagne, l'effet du choc se dissipe plus rapidement que dans les autres pays. C'est en France que la boucle prix-salaires prend le plus d'ampleur. Les dynamiques des prix et salaires sont semblables en Belgique et au Luxembourg, et à mi-chemin entre les dynamiques allemande et française. Il n'y a donc pas de raison de conclure sur cette base que des mécanismes d'indexation automatique des salaires modifient significativement la dynamique d'ajustement salarial.

Ainsi, cette étude économétrique comparative, appliquée à quatre pays avec ou sans mécanisme d'indexation, montre que la présence d'indexation institutionnalisée ne modifie pas significativement le processus de formation des salaires horaires, ceci en observant les relations de long terme ou les réactions dynamiques face à un choc exogène. En d'autres termes, si des différences de rigidité salariale existent, leurs causes seraient à trouver ailleurs que dans les mécanismes d'indexation automatique. En dépassant le cadre de cette étude, les facteurs d'ajustement ou de rigidité de salaires pourraient être recherchés davantage en d'autres directions, telles les salaires d'embauche, la flexibilité intersectorielle, la part variable des rémunérations, ou des changements dans la composition sectorielle de la main d'œuvre par exemple.

1. Introduction

En se fondant sur les enseignements théoriques de la formation des salaires, l'objet de cette étude est de parvenir à une évaluation empirique, dans une optique comparative, de la différence en termes de fixation des salaires entre les situations avec ou sans indexation contractuelle des salaires sur les prix à la consommation.

Le mécanisme d'indexation des salaires sur les prix peut en effet être institutionnalisé, prévu par la loi comme en Belgique ou au Luxembourg. Mais une indexation partielle ou totale peut aussi résulter d'accords salariaux issus de négociations collectives ou individuelles dans la plupart des pays développés. Si l'indexation institutionnalisée a un effet en principe mécanique sur la formation des salaires, les négociations peuvent aussi engendrer une adaptation plus ou moins rapide des salaires nominaux aux prix à la consommation. Mais dans les économies sans indexation automatique, cet ajustement dépend davantage du pouvoir de négociation des salariés et de leurs syndicats pour protéger le pouvoir d'achat.

Les analyses économiques des effets de l'indexation

Le principe de l'indexation des salaires sur les prix est traité par la théorie économique dans le cadre de l'analyse des formes des rigidités salariales et de leurs conséquences sur le marché du travail et sur les équilibres macroéconomiques. Selon les travaux de Layard, Nickel et Jackman (1991), qui ont marqué l'économie du travail de ces dernières décennies, l'indexation peut être considérée comme une des caractéristiques institutionnelles à la source de la rigidité des salaires réels au même titre que les conventions collectives centralisées, les syndicats et les diverses législations protectrices des travailleurs. La rigidité des salaires réels est tenue pour responsable d'un mauvais ajustement sur le marché du travail et ainsi de la persistance du chômage. Associé à l'argument d'un risque de détérioration de la compétitivité-coût, c'est un des fondements sur lesquels se basent régulièrement les rapports des institutions internationales pour mettre en cause les mécanismes d'indexation automatique (par exemple EC 2011, OCDE 2012b). Ainsi, la Commission européenne (EC, 2011) a essayé de montrer que les pays avec indexation avaient un comportement de formation des salaires plus rigide et notamment insensible à des déterminants aussi essentiels que le taux de chômage.

Cependant, les récents développements de la théorie macroéconomique ont généralement analysé les effets de l'indexation dans des modélisations plus complètes en intégrant les nouvelles analyses keynésiennes. Ces travaux sont passés en revue par Aizenman (2008) et par la BNB (2012b). Dans les années 70, en travaillant sur le rôle des anticipations pour la fixation de contrats nominaux avant la réalisation de chocs, Gray (1976) et

Fischer (1977) ont permis de définir la notion de « degré optimal d'indexation ». Le but recherché est de minimiser la volatilité de l'activité économique et de l'emploi. Le degré optimal d'indexation est alors un compromis entre deux forces opposées. Le premier effet de l'indexation est de neutraliser les conséquences sur l'économie réelle de chocs nominaux (chocs monétaires) en évitant au salaire réel de réagir et de modifier la demande de travail et donc le produit. La seconde force, inverse, engendrée par l'indexation, peut induire une plus grande volatilité du produit en cas de choc réel d'offre en raison de l'impossibilité d'ajuster le salaire réel. Les travaux macroéconomiques vont suivre cette direction en analysant le degré d'indexation optimal en fonction : des différents types de chocs possibles ; de situations initiales de déséquilibres (Aizenman et Frenkel, 1985) ; en économie ouverte car le régime de change et la politique monétaire induisent des chocs nominaux (Flood et Marion, 1982); selon l'indexation d'autres actifs et taxes autres que les salaires... Les récents développements de la Nouvelle Economie Keynésienne vont prolonger les recherches sur les effets de l'indexation et des frictions nominales dans des modèles d'équilibre général dynamique stochastique. En général, les salaires et les prix sont indexés sur l'inflation de long terme et partiellement sur l'inflation observée à la période précédente, ce qui présente l'avantage d'introduire une rigidité moins radicale, moins extrême qu'une rigidité totale des salaires réels. Ces modèles permettent d'approfondir et de préciser l'influence de différents types de chocs sur les variables macroéconomiques en présence d'indexation (BNB 2012b). De plus, tous ces développements soulignent la nécessité d'éviter les conclusions trop rapides sur les effets de l'indexation des salaires sur les prix et invitent à poursuivre des travaux empiriques sur la formation des salaires. En effet, comme le rappelle Aizenman (2008) : “The economic evaluation of the role and desirability of wage indexation is inherently tied to the assessment of the functioning of the labour market and the role of wage contracts.”

Travaux sur l'économie luxembourgeoise

Au Luxembourg, l'indexation étant un sujet très polémique, un certain nombre d'études sur la formation des prix et des salaires ont été menées récemment. Une synthèse de ces travaux, portant spécifiquement sur l'économie luxembourgeoise, est présentée dans le Rapport 2010 sur la Compétitivité (Ministère de l'Economie, Observatoire de la Compétitivité, 2010). Comme pour d'autres petites économies ouvertes, les prix étrangers apparaissent en général comme un déterminant majeur de la formation des prix à la consommation, et les travaux portent sur la vitesse avec lesquels des chocs sur les coûts vont se répercuter sur les prix. La BCL (Lünnemann et Mathä, 2005) a également mesuré le degré de rigidité des prix sur des données individuelles. Les auteurs observent une hétérogénéité entre les types de biens et services analysés, et montrent que l'effet du déclenchement du mécanisme d'indexation se limite à un nombre limité de produits et en

particulier quelques services à la personne. Pour Luxembourg, quelques travaux économétriques assez récents ont porté sur la formation des salaires. La BCL (Lünnemann P. et Wintr L., 2010) a mené une analyse sur des données individuelles (base IGSS) sur la période 2001-2006, rejoignant une étude au niveau européen engagée par la BCE. Les auteurs ont vérifié la rigidité à la baisse des salaires réels. L'analyse de Hujer et Rodrigues (2007) de l'Université de Francfort/Main se situe dans une approche comparative du Luxembourg avec la Belgique, la France, l'Allemagne et l'Espagne. Elle mesure essentiellement l'impact de l'augmentation du coût salarial sur le taux d'inflation. F. Aka et P. Pieretti (2007) ont modélisé une boucle prix-salaires adaptée aux petites économies ouvertes qu'ils ont testée sur des données macroéconomiques trimestrielles luxembourgeoises. Le salaire courant apparaît surtout influencé par les prix étrangers et la productivité du travail, facteurs qui vont avoir un impact sur les prix à la consommation. Cependant cette dernière étude est limitée au Luxembourg et ne permet pas une distinction par branche. L'étude la plus récente sur des mesures d'effets de l'indexation concerne la Belgique (Bodart et Shadman, 2013). Ces auteurs mesurent si des chocs de prix (pétroliers) ont eu des effets négatifs sur la compétitivité de l'économie belge, mesurée en termes de coût salarial. Leurs résultats économétriques tendent à montrer que l'indexation n'est pas un facteur déterminant de l'évolution à long terme de la compétitivité des entreprises belges, même si l'existence d'effets négatifs à court terme est relevée.

Problématique de cette étude

Par rapport à d'autres travaux du bloc « prix-salaires », l'objectif est de se concentrer sur la formation des salaires, en particulier dans les branches marchandes, au Luxembourg et dans ses trois pays voisins (Allemagne, Belgique, France). En effet, il apparaît crucial de rechercher dans quelle mesure l'indexation automatique peut différencier la formation des salaires entre économies. A cette fin, le cœur du projet réside en l'estimation économétrique de formes d'équations de salaires adaptées à ces quatre pays européens. On peut trouver une telle démarche comparative dans les travaux de Nymoën, R., Rodseth A. (2003) pour quatre pays scandinaves. Pendant plusieurs décennies, les économies scandinaves avaient été considérées comme des modèles associant un faible taux de chômage et une rigidité des salaires réels. Or, ces pays ont connu de fortes hausses de leur taux de chômage dans les années 90, mais de façon différenciée. Par l'estimation d'équations de salaires, les auteurs recherchent alors si la formation des salaires pouvait expliquer des écarts entre pays.

Dans notre étude comparative nous nous concentrons sur la présence ou l'absence de mécanisme d'indexation automatique des salaires sur les prix. Plus précisément, nous tentons d'évaluer l'impact de l'indexation : premièrement en estimant le coefficient

d'indexation des salaires sur les prix à la consommation ; deuxièmement en observant la dépendance des salaires envers leurs grands déterminants économiques et troisièmement en observant la dynamique d'ajustement.

La *section 2* est consacrée à l'analyse de la fixation des salaires dans deux pays avec indexation automatique (Luxembourg et Belgique) et deux autres pays européens sans mécanisme automatique d'indexation (Allemagne et France). Après une brève présentation des modalités institutionnelles de formation des salaires et surtout de leur réformes dans les quatre pays, nous analysons l'évolution des indicateurs fondamentaux en matière de salaires : rémunération horaire réelle ; productivité horaire du travail ; composantes de part salariale dans la valeur ajoutée.

Un cadre théorique de négociation salariale est proposé dans la *section 3*. Il permet de comprendre comment les différentes variables clés interviennent dans la formation des salaires et constitue ainsi un soubassement théorique à notre étude économétrique.

L'ensemble de nos travaux économétriques sont présentés dans la *section 4*. Tout d'abord, un recalcul et une discussion des résultats du rapport de la commission européenne de 2011 (EC 2011) sont menés. Puis, des équations de salaire sont estimées (VAR) pour les quatre pays, d'une part pour l'ensemble de leur économie et d'autre part en se focalisant sur leur secteur marchand. Ces résultats économétriques sont accompagnés de simulations de chocs exogènes de prix. Enfin, une étude sectorielle (VAR) est consacrée successivement aux services marchands et à l'industrie manufacturière du Luxembourg afin de tenir compte de la structure spécifique de l'économie luxembourgeoise.

2. Fixation des salaires dans quatre pays européens

2.1. Mode de fixation des salaires

LUXEMBOURG

Le mécanisme institutionnalisé d'indexation automatique des salaires sur les prix à la consommation est le pilier essentiel de la formation des salaires au Luxembourg. L'ajustement automatique des salaires est directement lié à l'indice des prix à la consommation national (IPCN)². Une cote d'application, qui sert d'indice dans la fixation des salaires, est augmentée de 2,5% à chaque déclenchement du mécanisme d'indexation. En principe, cet ajustement se produit le mois suivant le dépassement de la cote

² L'IPCN est calculé en fonction de la structure de consommation des seuls résidents. Il se différencie par sa pondération de l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH). Les écarts entre ces deux indices sont importants lorsque les prix des carburants et du tabac varient fortement.

d'échéance par la moyenne semestrielle de l'indice des prix à la consommation rattaché à la base 100 au 1.1.1948, et engendre ainsi une augmentation du salaire brut de 2,5%³.

Ce mécanisme a fait son apparition au Luxembourg en 1921 via une clause d'indexation introduite pour les traitements et pensions des agents des chemins de fer et des fonctionnaires de l'État. Après plusieurs modifications des règles de calculs, l'indexation automatique des salaires sera généralisée par la loi du 27 mai 1975 à tous les salaires du privé et du public, aux pensions et aux indemnités d'apprentissage. Le système a subi de nombreuses modulations ponctuelles. A la suite de la forte inflation engendrée par les deux chocs pétroliers, le nombre de tranches déclenchées par année a été plusieurs fois limité par l'Etat (en 1981, 1982, 1983 et 1984). En 1984, un dispositif organise cette limitation. A partir de 2006, plusieurs décalages de l'ajustement ont été décidés en raison de la forte augmentation du prix du pétrole. De plus, certaines taxes et prélèvements ont été neutralisés dans l'indice des prix à la consommation (comme les taxes sur le tabac ou taxes à objectifs écologiques). Puis, dans le cadre d'un plan d'assainissement budgétaire et de compétitivité décidé en décembre 2010, le système d'indexation a été modulé pour l'année 2011⁴ et ensuite pour les années 2012, 2013 et 2014⁵.

Le mode de fixation ne se limite toutefois pas au système d'indexation automatique. Le mode de négociation « tripartite » est une caractéristique majeure du « modèle social luxembourgeois » fondé sur la recherche d'un consensus. Lors de la crise sidérurgique, la mise en place du Comité de coordination tripartite (1977), rassemblant des représentants du patronat, des salariés et des pouvoirs publics a permis d'atténuer très sensiblement les conséquences sociales de la restructuration de la sidérurgie, par l'adoption d'un système de préretraite de grande envergure et des reconversions massives. Depuis 2006, l'attention portée à la compétitivité dans les discussions des institutions du dialogue social, dans un contexte de ralentissement économique, a rendu plus difficiles les accords négociés (Hirsch 2010).

A côté de la fixation par l'Etat des salaires des fonctionnaires et du salaire minimum⁶, les conventions collectives forment un cadre bien institutionnalisé. Les accords peuvent être

³ Des explications plus précises et détaillées du mécanisme d'indexation sont fournies notamment dans : CSL (2010), Allegrezza et al. (2010).

⁴ Loi du 8 avril 2011 adaptant certaines modalités d'application de l'échelle mobile des salaires et traitements et modifiant l'article 11 de la loi modifiée du 22 juin 1963 fixant le régime des traitements des fonctionnaires de l'Etat.

⁵ Loi du 31 janvier 2012 adaptant certaines modalités d'application de l'échelle mobile des salaires et traitements et modifiant l'article 11 de la loi modifiée du 22 juin 1963 fixant le régime des traitements des fonctionnaires de l'Etat.

⁶ Le salaire minimum est revu tous les deux ans au sein de la Chambre des députés qui étudient à ce moment la situation économique du pays. Le salaire minimum peut être augmenté suite à ces discussions. La loi spécifie un salaire minimum pour les travailleurs non qualifiés et qualifiés. Ce dernier est supérieur de 20% comparé au premier.

établis entre syndicats et une entreprise ou par branche d'activité. C'est le cas par exemple pour le secteur de la construction, pour les entreprises de nettoyage ou les banques, assurances. Au Luxembourg, environ 60% des salariés sont couverts par une convention collective et 40% sont syndiqués⁷. La couverture des conventions collectives dépend fortement de la taille des entreprises, puisqu'en 2008, seulement 28% des petites entreprises (moins de 50 salariés) appliquent une convention alors que cette proportion s'élève à 80% pour celles employant plus de 250 employés. (Schäfer 2010)

BELGIQUE

En Belgique, le système de formation des salaires est fondé sur une indexation automatique par rapport aux prix à la consommation. Dans le secteur privé, l'indexation des salaires est prévue par les conventions collectives sectorielles, alors qu'elle est instaurée par la loi pour le secteur public. Les salaires, traitements, loyers et allocations sont indexés sur base de l'évolution de l'« indice santé lissé» depuis 1994. Cet indice est lissé sur 4 mois et en sont exclus les prix du tabacs, alcools et carburants.

D'un point de vue historique⁸, les systèmes d'indexation belges et luxembourgeois ont des ressemblances. L'origine de l'indexation en Belgique se situe en 1920 pour l'industrie minière, puis elle s'est progressivement étendue à d'autres secteurs à partir de 1938. L'année 1960 marque la généralisation de l'indexation automatique à la plupart des conventions collectives, et la loi du 2 août 1971 instaure l'indexation dans le secteur public. En 1976, suite au premier choc pétrolier, l'indexation est suspendue pour la partie des salaires dépassant 40250 FB. Mais c'est la politique de forte austérité instaurée en 1982 qui va imposer une suspension totale en 1982 et 1983, puis trois autres suspensions de déclenchement d'indexation en 1984, 1985 et 1987. En janvier 1989, une Loi de sauvegarde est instaurée qui donne au gouvernement des pouvoirs spéciaux pour intervenir dans le système de formation des salaires en cas de circonstances exceptionnelles de perte de compétitivité⁹. Depuis 1994, l'indice de référence pour l'indexation a effectivement évolué de manière plus modéré que l'indice des prix à la consommation ce qui a retardé l'ajustement des salaires.

Des négociations interprofessionnelles sont organisées tous les deux ans auprès du Conseil National du travail du secteur privé (NLC), suivi par des négociations au niveau sectoriel. La place des négociations collectives est très importante dans la formation des

⁷ European Federation of Public Service Unions, www.epsu.org

⁸ Une description détaillée de l'évolution du système d'indexation et des indices de prix de référence en Belgique se trouve dans Robette (2012)

⁹ La compétitivité est évaluée par Le Conseil central de l'économie à l'aide d'une batterie d'indicateurs relativement aux cinq principaux partenaires de la Belgique : Allemagne, France, Pays-Bas, Royaume-Uni, Italie, et Japon et EU.

salaires. La Belgique se place au 2^{ème} rang des pays de l'OCDE avec un taux de couverture des conventions collectives de 96 % (OCDE 2012). Son taux de syndicalisation est, avec le groupe des pays nordiques, le seul qui dépasse les 50 % et il n'a pas connu de recul depuis 1990 (OCDE 2012, p.147) contrairement à la plupart des autres pays.

ALLEMAGNE

L'Allemagne a connu un système d'indexation généralisée entre la première guerre mondiale et 1948, année où l'indexation fut abolie et interdite par la loi. Ce rejet de l'indexation s'explique bien sûr par l'aversion envers tout système potentiellement inflationniste. Mais surtout, un mécanisme d'indexation automatique restreint les prérogatives de négociation des partenaires sociaux, longtemps fondamentales dans le modèle allemand.

Le système salarial allemand a été longtemps une référence pour ses conventions de branches et sa « Tarifautonomie », adapté à une économie réputée pour sa compétitivité hors prix et qui semblait être un rempart contre les bas salaires. Cependant, afin de restaurer sa compétitivité, qui s'était dégradée dans les années 1990, l'Allemagne a pratiqué, sous l'impulsion de l'ancien chancelier Gerhard Schröder, une politique de modération salariale au début des années 2000 (Agenda 2010). Cette politique s'est accentuée en 2003 et 2005, années de lancement d'un certain nombre de réformes sans précédent visant à flexibiliser le marché du travail. Connus sous le nom de « loi Hartz IV », ces réformes ont notamment créé des *mini-jobs* à temps partiel, dont la rémunération est plafonnée à 400€ par mois. Ces mini-jobs étant quasiment dispensés de charges sociales, les employeurs ont eu tendance à les substituer aux contrats classiques à temps complet fiscalisés entraînant une forte hausse du temps partiel et une pression à la baisse sur les salaires nominaux (Brenke 2009). Les minijobs sont très inégalement utilisés à travers les branches. Ils ne représentent que 6 % des emplois dans l'industrie manufacturière contre un tiers des emplois dans l'hôtellerie-restauration et le quart des postes de travail dans les services à la personne (Hege 2011). L'évolution défavorable des salaires, à laquelle auraient résisté les secteurs de la métallurgie, de la chimie et de la banque ne serait que partiellement imputable à l'augmentation des emplois à bas salaires. Les conventions collectives de branches restent le socle du système de fixation des salaires en Allemagne, surtout pour certains secteurs, mais son taux de couverture recule (de 70% en 1996 à 54 % en 2011) et s'accompagne d'une baisse du taux de syndicalisation (Hege 2011, OCDE 2012). Dans leurs travaux récents, Dustmann C et al. (2014) montrent que la décentralisation des négociations et les concessions faites par les salariés face au risque de délocalisation à partir du milieu des années 90, ont eu plus d'impact que les lois Hartz.

FRANCE

En France, le mécanisme d'indexation ainsi qu'un salaire minimum ont fait leur apparition dans les accords de Matignon de 1936 (Front populaire). Mais à cette époque, ce sont des ajustements ponctuels qui seront appliqués plutôt qu'une échelle mobile généralisée. Après la période d'après-guerre où les salaires étaient administrés, une loi en 1950 instaure le salaire minimum interprofessionnel et généralisé (Gulieni 1955). A partir de 1952, ce salaire minimum, indexé, servira de base à une application d'une échelle mobile à laquelle les conventions collectives peuvent faire référence. Cependant, jusqu'en 1968, le salaire minimum a moins augmenté que les salaires médians et moyens qui ont progressé régulièrement (en termes réels) jusqu'au second choc pétrolier (Baillet et Demailly, 1996).

Les années 1982 et 1983 marquent une rupture dans la politique salariale. A des fins de compétitivité, les prix et les revenus sont bloqués de juin à novembre 1982, et ensuite, est instaurée une politique de désindexation dans les négociations collectives¹⁰.

Par contre, depuis son instauration en 1970, le SMIC, salaire minimum interprofessionnel de croissance, est indexé sur l'évolution des prix à la consommation, à laquelle s'ajoute la moitié de la croissance du pouvoir d'achat du salaire horaire de base ouvrier. Le gouvernement peut aussi décider une hausse supplémentaire à ces augmentations. En France, c'est un moyen traditionnel pour l'Etat d'intervenir significativement dans la politique salariale. Plusieurs études empiriques ont régulièrement évalué l'effet de « diffusion » de ces augmentations du salaire minimum (qui concernent directement 13% des salariés) sur les autres salaires (Goarant et Muller 2011, Koubi et Lhommeau, 2007). Une augmentation du salaire minimum de 1% a un impact assez fort sur la tranche de salaire de 1 à 1,1 SMIC, mais s'atténue au-delà de 1,5 SMIC et devient quasi nul après le niveau de 2 SMIC.

En France, depuis 1950, et comme dans d'autres pays européens, la branche est le niveau essentiel pour les négociations salariales collectives. Toutefois, des années quatre-vingt jusqu'à aujourd'hui, plusieurs mesures institutionnelles ont favorisé les négociations par entreprises (Avouyi-Dovi et al 2009)¹¹. D'autre part, bien que le taux de syndicalisation

¹⁰ Plus précisément, le gouvernement a incité les partenaires sociaux à prendre comme référence non plus l'inflation passée mais l'objectif annuel affiché dans le budget de l'État, afin de modifier les anticipations de niveau d'inflation future des différents agents économiques (Desplatz et al 2003, p.47).

¹¹ La loi Auroux de novembre 1982 a instauré l'obligation de négocier sur certains thèmes, dont les salaires, même si un accord n'est pas obligatoire ; et la loi permet de déroger à l'accord de branche dans des domaines spécifiques. Les lois de réduction du temps de travail (loi Robien du 11 juin 1996, loi Aubry I du 13 juin 1998 et loi Aubry II du 19 janvier 2000) ont amplifié la tendance à la décentralisation en élargissant au temps de travail le champ des dérogations possibles. De plus, plusieurs incitations fiscales ont facilité la négociation d'entreprise. Ainsi, la loi du 3 décembre 2008 conditionne l'octroi de réductions de charges à la négociation annuelle sur les salaires effectifs dans les entreprises.

soit parmi les plus faibles d'Europe et même de l'OCDE (moins de 10%), le taux de couverture des accords collectifs est supérieur à 90 %. En effet, lorsqu'une convention est signée, la procédure d'extension de l'accord à toutes les entreprises de la branche, mêmes celles ne faisant pas partie des organisations patronales signataires est très facile à obtenir (Avouyi-Dovi et al 2009).

2.2. Indicateurs fondamentaux

Comme dans la plupart des études empiriques portant sur l'analyse de la fixation des salaires, notre étude statistique se concentre sur le secteur marchand non agricole, en écartant le secteur dit « non marchand ». En effet, des variables, essentielles dans ce type d'études, comme la productivité du travail et le prix de la valeur ajoutée ont un caractère beaucoup trop incertain dans le secteur dit « non marchand ». Par ailleurs, la rémunération des salariés, par définition, ne comprend pas la rémunération des travailleurs non-salariés (indépendants). Ici notre étude ne concerne pas le secteur agricole où une grande part du travail est fournie par des non-salariés.

La rémunération des salariés¹² ainsi que la productivité du travail sont exprimées relativement aux heures travaillées plutôt que par rapport aux nombre de salariés dans les branches considérées. Cette précision est cruciale dans une étude sur une longue période pour tenir compte de l'influence de la réduction du temps de travail hebdomadaire, ainsi que du développement du travail à temps partiel. (*voir graphique 4.1*)

Rémunération horaire réelle et productivité horaire du travail

La rémunération horaire réelle des salariés, déflatée par l'indice des prix à la consommation, permet d'observer l'évolution du pouvoir d'achat des salariés, et d'être comparée avec l'évolution de la productivité horaire du travail. Cette comparaison n'est pas un indicateur de l'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée (voir paragraphe suivant) car le déflateur utilisé est l'indice des prix à la consommation plutôt que celui de la valeur ajoutée.

Les graphiques 2.1, 2.2, 2.3 et 2.4 présentent l'évolution conjointe de la productivité horaire du travail et des salaires réels (déflatés par les prix à la consommation) pour les quatre pays. La période considérée étant longue, les données sont représentées par le

¹² La « rémunération des salariés » au sens du système actuel de comptabilité nationale, inclut les salaires et traitements bruts ainsi que les cotisations sociales à la charge des employeurs. Dans cette étude, l'expression simplifiée « salaires » est quelques fois employée et correspond à la définition de la rémunération des salariés.

logarithme des indices afin que la pente de la courbe représente le taux de croissance des variables.

Sur longue période, globalement, les quatre pays présentent des évolutions de productivité horaire du travail assez comparables. De manière générale, l'évolution des salaires et de la productivité du travail sont particulièrement conjointes depuis les années 80 pour la France, le Luxembourg mais dans une moindre mesure pour la Belgique. Dans le cas de l'Allemagne nous retrouvons la période de rigueur salariale débutée au milieu des années 90 pendant laquelle le salaire réel a progressé nettement moins que la productivité horaire du travail. Les grands chocs qui ont touché la valeur ajoutée (comme le choc pétrolier de 1974, la crise de 2008/2009) apparaissent également clairement.

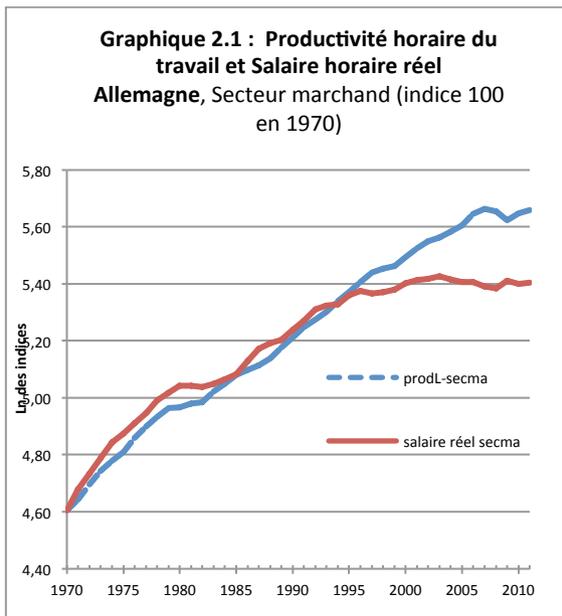
Le cas de *l'Allemagne* (graphique 2.1) se distingue par le décrochement de la progression salariale par rapport à l'évolution de la productivité à partir du milieu des années 90 (comme le précisent bien Dustmann et al., 2014) et sur la décennie 2000. Alors que la productivité horaire du travail s'accroissait en moyenne de 3 % par an dans les années 90, la progression moyenne des salaires ne fut que de +1,5% par an. Durant les années 2000, les rémunérations horaires réelles dans le secteur marchand ont connu un taux de croissance moyen nul alors que la productivité progressait de 1,5% annuellement. La baisse du temps de travail moyen par salarié ayant continué de baisser, cette stagnation du salaire horaire correspond ainsi à une baisse réelle du salaire par travailleur. Cette rigueur salariale a touché toutes les catégories de travailleurs et les charges sociales ne sont pas un élément explicatif (Hege 2012). Il s'agit donc bien d'une stagnation du pouvoir d'achat des heures de travail dans le secteur marchand allemand.

La Belgique (graphique 2.2), a connu, dans les années 70, une progression salariale plus élevée que celle de la productivité, et plus forte que dans les trois autres pays de notre étude. Cette phase a été nettement interrompue par la période de restrictions généralisées (1982-1984), dont le gel des salaires, qui a accompagné la dévaluation du franc belge par rapport aux autres monnaies du système monétaire européen. Cette période a été suivie par une évolution en générale plus lente des rémunérations horaires par rapport à la productivité horaire du travail. Dans les années 2000, la progression de la productivité est équivalente à celle observée en Allemagne. Une modération salariale peut également être observée mais toutefois légèrement moins marquée qu'en Allemagne (progression de + 0,4 % par an de la rémunération horaire réelle moyenne).

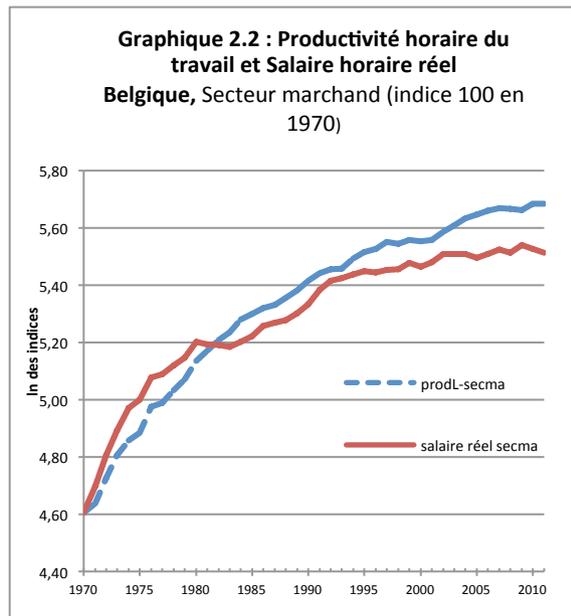
En France, (graphique 2.3), 1983 a marqué une nette rupture, comme en Belgique, avec la période précédente où la progression des salaires réels horaires était plus forte que la productivité. Cette nouvelle ère peut être considérée comme une période de modération salariale durable (Desplatz et al 2003), bien que les salaires réels aient pu évoluer favorablement lors d'épisodes de bonne conjoncture (fin des années 80 et fin des années

90). Durant la décennie 2000, les gains de productivité horaire ont été sensiblement inférieurs à ceux observés en Allemagne (1,2 % /an au lieu de 1,5% en Allemagne). Par contre, la progression des salaires réels est quasiment égale aux gains de productivité.

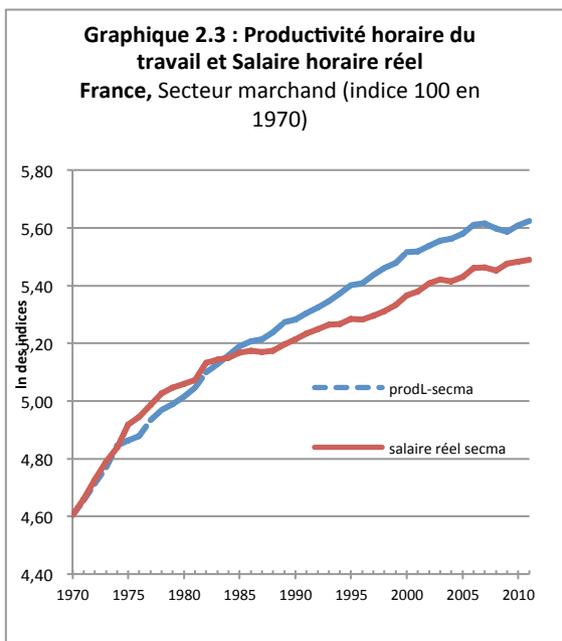
Le Luxembourg (graphique 2.4) a connu, comme la Belgique et la France, une période d'infléchissement de la progression du salaire réel au début des années 80. Cette période a été suivie d'un rattrapage salarial par rapport à la productivité à la fin des années 80 et dans les années 90, années de bonne conjoncture. Globalement, la progression du salaire réel a été régulière, proche de celle observée en France et sans choc de rigueur « à l'Allemande ». Durant les années 2000, la progression annuelle moyenne des rémunérations horaires est faible (+0,8 %/an), mais tout de même supérieure aux faibles gains de productivité horaire du travail. L'accroissement de la productivité horaire apparaît plus modéré que dans les autres pays et en particulier qu'en Allemagne. L'économie luxembourgeoise se distingue par une part des services marchands plus élevée que dans les autres pays, une beaucoup plus faible réduction du temps de travail par rapport aux trois autres pays, et une chute brutale de la productivité horaire pendant la crise de 2008-2009. Ces éléments peuvent contribuer à expliquer la faiblesse des gains de productivité horaire sur les deux dernières décennies.



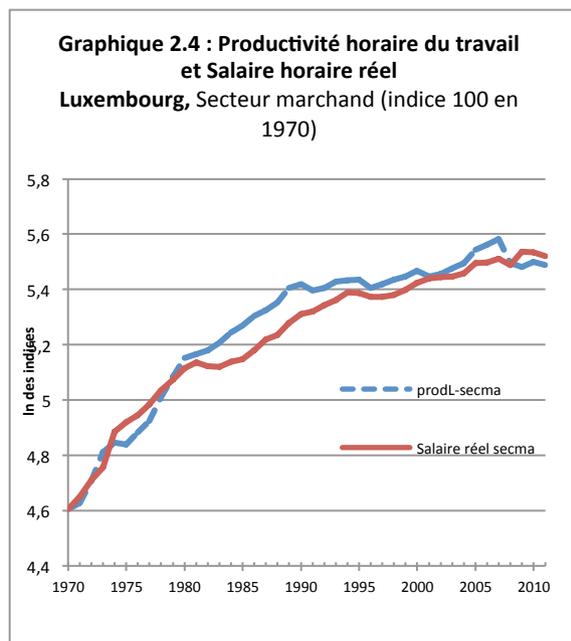
Sources : Destatis, Euklems et calculs des auteurs



Sources : BNB, Euklems et calculs des auteurs



Sources : Insee, Euklems et calculs des auteurs



Sources : Statec, Euklems et calculs des auteurs

Evolution et décomposition de la part salariale dans la valeur ajoutée

La part salariale dans la valeur ajoutée est calculée en rapportant la masse des rémunérations salariales à la valeur ajoutée. Le partage de la valeur ajoutée est quelquefois censé représenter le rapport de force dans la négociation salariale. Mais il peut aussi refléter une certaine rigidité salariale face à une évolution plus volatile de la valeur ajoutée.

Ici, le complément à la rémunération des salariés n'est pas uniquement le profit (rémunération du capital) mais comprend aussi les prélèvements indirects nets des administrations publiques. En effet, ce type d'impôts est inclus dans la valeur ajoutée mesurée au prix de base (ce qui est le cas dans le système de comptabilité nationale actuel, SEC 95). Par ailleurs, la rémunération des salariés, par définition, ne comprend pas la rémunération des travailleurs non-salariés (indépendants) et ne couvre donc pas tous les revenus du travail.

La baisse tendancielle et générale de la part salariale à partir des années 80 est observée dans de nombreux travaux récents (Sylvain 2007, OIT 2013, OCDE 2012...). Les explications fournies s'orientent essentiellement sur ces facteurs structurels (OIT 2013, Stockhammer 2013) :

- Un glissement de la composition de l'emploi au détriment des secteurs à forte intensité de main d'œuvre (de Serre et al 2002, OCDE 2012) ;
- Une baisse de pouvoir de négociation collective, en raison notamment de la moindre force syndicale ;
- La rationalisation de la production en relation avec le processus de mondialisation ;
- La financiarisation de l'économie qui pousse les entreprises à accroître leurs bénéfices à court terme (Stockhammer 2013) ;
- Un rattrapage consécutif à la forte augmentation observée dans les années 70.

Cette diminution est bien vérifiée depuis les années 80 en Allemagne, Belgique et France (Graphique 2.9). Plus précisément, la France et dans une moindre mesure la Belgique voient cette part se stabiliser en partie durant les années 90 et 2000, alors qu'elle continue sa chute en Allemagne en raison de la période de forte rigueur salariale des années 2000.

Concernant le *Luxembourg*, la part salariale de l'ensemble du secteur marchand se trouve à un niveau nettement plus bas et plus heurtée. Cette originalité par rapport aux trois autres pays peut se justifier par l'importance du secteur financier dans son économie, mais aussi par la branche « immobilier » en raison d'une part salariale extrêmement

basse. Le graphique 2.5 présente différentes courbes de part salariale au Luxembourg lorsqu'on exclut la finance et les autres services marchands¹³ (dont fait partie l'immobilier). La part salariale amputée de ces deux secteurs se trouve alors comparable à celle des autres pays. La plus grande volatilité observée pour la part salariale luxembourgeoise est directement reliée à la forte volatilité de l'évolution de la valeur ajoutée.

Dans les quatre pays, on observe une remontée très conjoncturelle de la part salariale durant la période de crise (2008-2009) due à l'effet de la chute brutale des profits face à une certaine inertie de la masse salariale. Cet effet semble plus fort au Luxembourg, où l'ajustement de l'emploi a été plus lent afin de préserver une main d'œuvre qualifiée (Adam et Sinner, 2012).

Afin de mieux appréhender les ressorts de l'évolution de la part des rémunérations dans la valeur ajoutée (partage de la valeur ajoutée), ce ratio, objet de nombreux commentaires, peut être décomposé en trois éléments : La productivité horaire du travail (Q/h) ; le salaire horaire nominal (W) et le prix de la valeur ajoutée (P_{VA})

$$\frac{W \cdot h}{P_{va} \cdot Q} \text{ ou } \frac{W}{P_{va} \cdot Q/h}$$

Une augmentation équivalente d'une part des salaires horaires nominaux et d'autre part de la productivité horaire du travail et du prix de la VA maintient la part salariale constante. Autrement dit, l'accroissement de la productivité horaire du travail et du prix de la valeur ajoutée permet une augmentation du salaire horaire en laissant la part non salariale (marge) constante.

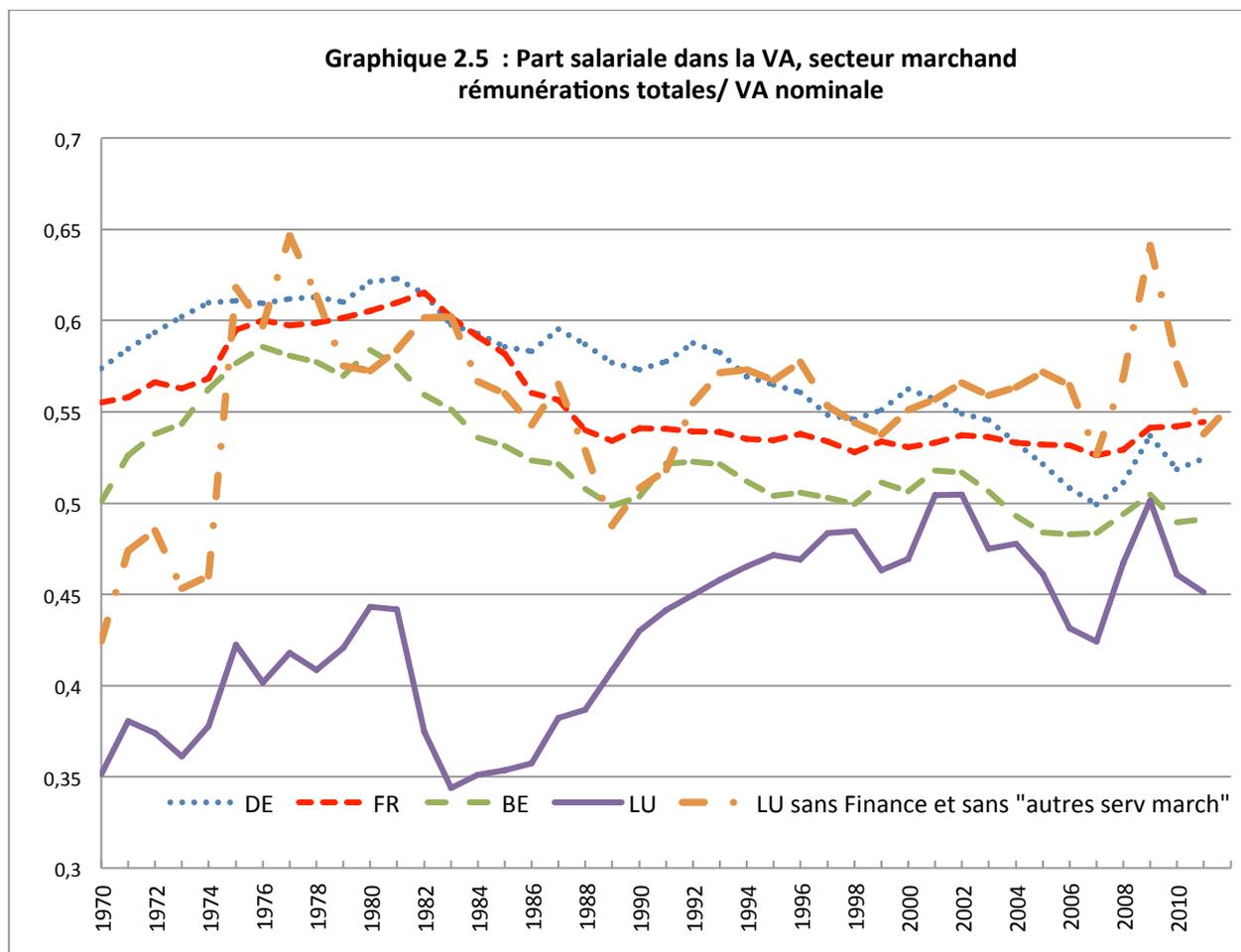
En Allemagne (graphique 2.6), la période de forte austérité de 2000-2004 se distingue nettement par une somme des accroissements des prix de la valeur ajoutée et de la productivité horaire du travail supérieure à l'évolution des salaires. Pour les autres périodes, les augmentations de salaires nominaux sont davantage en phase avec les accroissements de productivité et du déflateur de la valeur ajoutée.

Concernant *la Belgique* (Graphique 2.7), les années 80 sont marquées par une variation de rémunérations inférieure à la variation cumulée de la productivité et des prix de la valeur ajoutée. Le partage est plus équilibré dans les périodes suivantes.

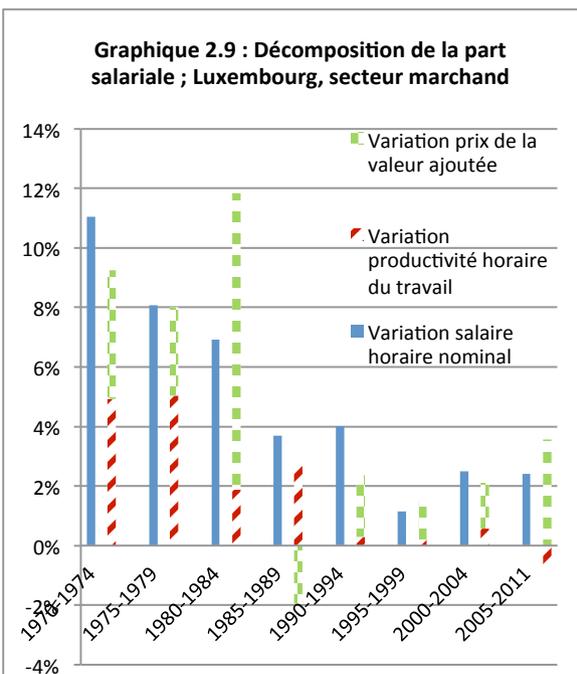
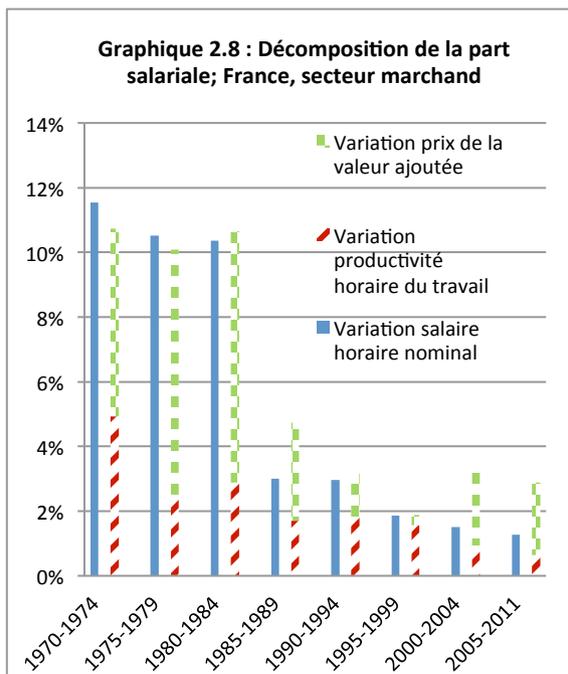
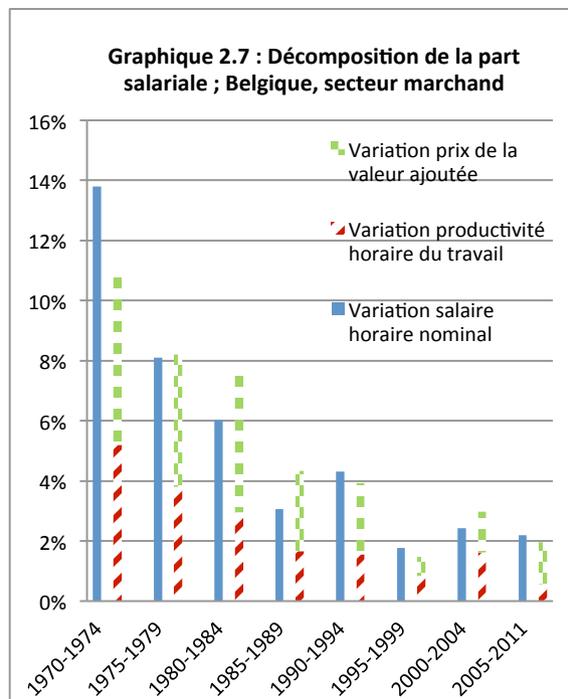
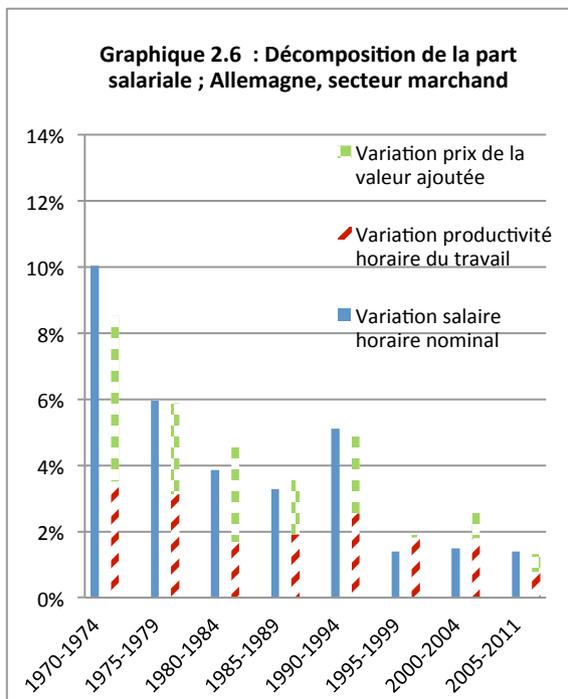
En France (Graphique 2.8), hormis la première moitié des années 80, l'évolution des rémunérations nominales apparaît assez proche de deux autres composantes, aboutissant à une relative constance de la part salariale dans la valeur ajoutée. Pour les années récentes, les taux de variation annuels de ces composantes sont très modestes.

¹³ Il n'est pas possible d'isoler la sous-branche « immobilier » sur l'ensemble de la période étudiée ; c'est pourquoi, nous avons exclu l'ensemble de la branche « autres services marchands »

Pour le *Luxembourg*, (graphique 2.9), pour l'ensemble du secteur marchand, il apparaît que dans les années récentes, les faibles gains de productivité horaire sont associés à de plus fortes augmentations du prix de la valeur ajoutée face aux augmentations salariales nominales. Cependant ces évolutions doivent être interprétées avec prudence en raison, comme indiqué précédemment, des biais engendrés par le secteur financier et la branche « immobilier ». Par ailleurs, les traditionnelles difficultés rencontrées dans la mesure du déflateur de la valeur ajoutée dans certains secteurs de services touchent particulièrement les données sur l'économie luxembourgeoise.



Sources : Destatis, BNB, Insee, Statec, Euklems et calculs des auteurs



Sources : Destatis, BNB, Insee, Statec, Euklems et calculs des auteurs

3. Cadre théorique

L'analyse de la formation des prix et des salaires dans les modèles macroéconomiques s'inscrit le plus souvent dans un cadre de concurrence imparfaite avec agents faiseurs de prix. Cette approche, connue sous le nom de « modèle WS-PS » (Wage Setting - Price Setting), fut popularisée par Layard et al. (1991). On suppose typiquement que l'entreprise est en concurrence monopolistique sur le marché des biens, et qu'elle négocie le salaire avec ses employés sur le marché du travail. Dans le modèle avec « droit à gérer » (right-to-manage model), les négociations portent exclusivement sur le salaire, l'entreprise se réservant le pouvoir d'ajuster librement le volume d'emploi.

Nous intégrerons cette analyse dans le cadre d'une économie ouverte, avec deux pays produisant chacun des biens différenciés. La production de chacun des pays est déclinée en une infinité de variétés produites chacune par une entreprise spécifique. Les entreprises sont en concurrence monopolistique. Les préférences des ménages sont identiques dans les deux pays, et représentées par une fonction d'utilité distinguant biens domestiques et biens étrangers. L'objectif ici n'est pas de développer un modèle d'équilibre général, mais d'explicitier les comportements de formation des salaires dans le pays domestique.

3.1. Cadre d'analyse

Notre approche est illustrée dans la figure 3.1. En concurrence imparfaite, les courbes WS (Wage Setting) et PS (Price Setting) remplacent respectivement les courbes d'offre et de demande de travail. Leur intersection détermine l'emploi d'équilibre. La courbe WS illustre le lien entre salaire réel négocié et emploi. La pente de WS reflète l'impact positif du niveau d'emploi sur le salaire d'acceptation des travailleurs ; sa position dépend de facteurs d'incitation (wage-push factors) tels la générosité des indemnités de chômage, le pouvoir des négociations des travailleurs, le coin fiscal, etc. La courbe PS représente les comportements de prix et emploi des entreprises. Elle détermine en fait le salaire réel maximal (feasible real wage) que l'entreprise est disposée à payer pour un niveau d'emploi donné. La pente négative de PS résulte de l'hypothèse de productivité marginale décroissante du travail. La position de la courbe PS dépend de « price-push factors » tels les chocs technologiques (y inclus chocs pétroliers), l'investissement, le pouvoir de marché sur le marché des biens, la réglementation du marché du travail, etc.

Dans le cas d'une économie ouverte, il faut également prendre en compte le prix relatif des biens étrangers (la compétitivité des entreprises). Plus précisément, dans une économie ouverte, un même salaire nominal W a des implications différentes pour les entreprises et pour les travailleurs. Pour l'entreprise, le coût réel de la main-d'œuvre est le rapport du salaire nominal au prix des biens domestiques, W/P . Pour le travailleur, la valeur réelle du salaire est le rapport du salaire nominal au prix à la consommation, W/P^c . A cause du prix des biens importés,

les indices de prix P et P^c peuvent évoluer différemment. La mesure du salaire réel retenue dans la figure 3.1 est le pouvoir d'achat des travailleurs W/P^c . C'est la mesure appropriée pour décrire les comportements de formation des salaires (courbe WS). Pour la courbe PS, il faut tenir compte des variations du prix relatif P^c/P : une hausse de P^c/P à pouvoir d'achat des travailleurs W/P^c inchangé est synonyme pour l'entreprise de baisse du coût réel de la main-d'œuvre et stimule la demande de travail (déplacement de la courbe PS vers le haut). Soulignons la différence entre ce scénario et celui d'une hausse des prix de l'énergie. Dans ce cas également le prix à la consommation augmente, mais il en sera de même du prix des biens domestiques. On a en fait une situation équivalente à une perte de productivité, et donc réduction de la demande de travail à pouvoir d'achat w/p^c donné (déplacement de la courbe PS vers le bas), et baisse de l'emploi.

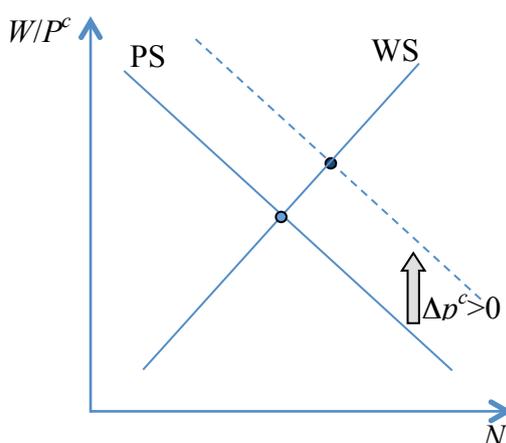


Figure 3.1. Le modèle WS-PS de court terme. Détermination de l'équilibre et effet d'un accroissement de compétitivité.

La figure 3.1 est une analyse de court terme, avec stock de capital constant. L'entreprise ne réagit à des perturbations de son environnement qu'en ajustant l'emploi et les prix. Dans le long terme en revanche, l'entreprise peut également ajuster le capital. On montre aisément que lorsque les rendements d'échelle sont constants et que l'entreprise peut ajuster tous les facteurs de production de façon optimale, le salaire réel maximal que l'entreprise est disposée à payer (feasible real wage) est indépendant du niveau d'emploi, de sorte que la courbe PS devient une droite horizontale. Cette propriété résulte du fait que des variations d'emploi n'ont aucun impact sur la productivité marginale du travail dès lors que stock de capital et volume d'emploi varient de concert. La figure 3.2 illustre le modèle WS-PS de long terme, et son articulation avec le court terme. Le diagramme de gauche reprend la description des comportements de prix et de salaires ; le diagramme de droite la frontière de prix des facteurs (FPF). A long terme, l'ajustement du stock de capital à sa valeur optimale implique qu'on se trouve nécessairement sur la frontière de prix des facteurs (on peut en dévier à court terme). A coût du capital cc^{ss} donné, le salaire maximal acceptable pour l'entreprise est fixe (w^{ss}), indépendant du niveau d'emploi. Il en résulte qu'à long terme PS_{LT} est horizontale, de sorte que des chocs de salaire (déplacements de la courbe WS reflétant l'effet des « wage-push factors ») affectent uniquement le niveau d'emploi,

pas le coût salarial supporté par l'entreprise. Le coût salarial est totalement déterminé du côté de la demande, par les facteurs technologiques, le coût d'usage du capital et le pouvoir de marché des entreprises qui déterminent la position de la droite PS_{LT} .

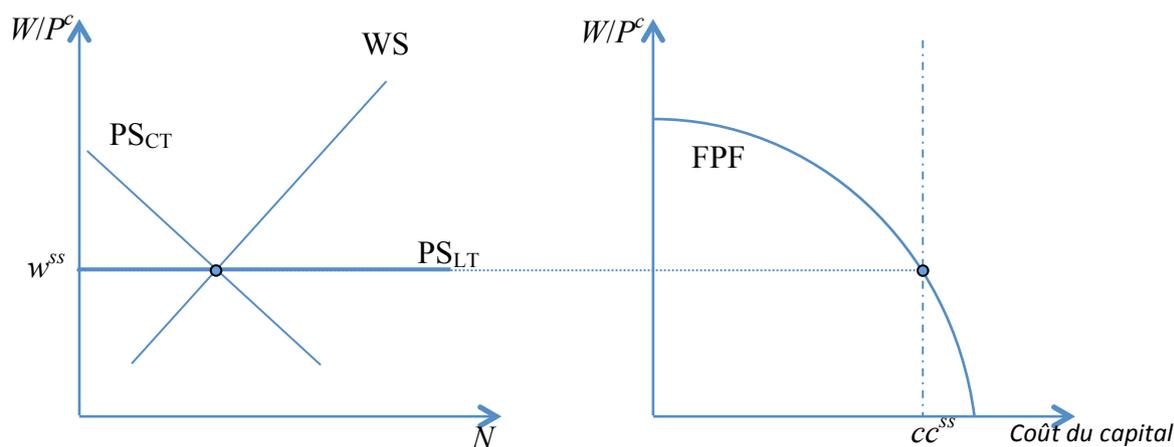


Figure 3.2. Le modèle WS-PS de long terme

Notre objectif est de spécifier et estimer la courbe de salaires WS . Les sections suivantes sont consacrées à une discussion plus formelle des comportements de formation des salaires. Le contexte est le modèle de négociation avec droit à gérer (« right-to-manage »). La séquence des décisions est la suivante. Dans un premier temps, le salaire est négocié entre employeurs et employés, compte tenu de l'impact anticipé du salaire sur l'emploi. Dans un second temps, compte tenu du salaire négocié, l'entreprise ajuste l'emploi de façon à maximiser son profit. Le salaire négocié étant fonction des perspectives de demande, nous commençons par décrire les comportements de l'entreprise et la demande de travail. Nous décrivons ensuite brièvement les comportements des travailleurs, qui détermineront le salaire de réserve, et nous terminons par la formation des salaires.

3.2. Comportement de l'entreprise

On considère des entreprises en concurrence monopolistique. L'entreprise maximise son profit. Chaque entreprise est dotée de la même technologie, représentée par une fonction CES :

$$(3.1) \quad F(A, h, N, h^\beta K) = \{a(A, h, N)^{-\rho} + (1-a)(h^\beta K)^{-\rho}\}^{-\frac{1}{\rho}}$$

avec $\rho > 0$, de sorte que l'élasticité de substitution $\sigma = 1/(1+\rho)$ est inférieure à l'unité. N représente le nombre de travailleurs, K le stock de capital, A le progrès technique (labour-augmenting) exogène. Les heures de travail par salarié (h) sont exogènes ; la durée d'utilisation des équipements est une fonction concave des heures par salarié ($0 < \beta < 1$). En d'autres termes,

une réduction du temps de travail de la main-d'œuvre conduit à une réduction moins que proportionnelle du temps d'utilisation des équipements.

Prix et emploi optimaux

Le stock de capital étant fixe à court terme, l'entreprise n'a qu'une seule variable d'ajustement, le prix de vente et concomitamment la production et l'emploi. On réécrira donc la fonction de production sous la forme intensive suivante :

$$(3.2) \quad y = f(A, n, h) \stackrel{\text{def}}{=} \{a(A \cdot h^{1-\beta} \cdot n)^{-\rho} + (1-a)\}^{\frac{1}{\rho}} \cdot h^{\beta}$$

où y et n désignent respectivement la production et l'emploi par unité de capital. Le problème d'optimisation de l'entreprise est le suivant :

$$(3.3) \quad \max_n \pi = \frac{P}{\bar{P}} y - \frac{W}{\bar{P}} \cdot h \cdot n$$

sous la contrainte technologique (2) et la contrainte de débouchés (4) :

$$(3.4) \quad y \leq \left(\frac{P}{\bar{P}}\right)^{-1/\varepsilon} \bar{y} \quad \text{avec } 0 \leq \varepsilon < 1.$$

\bar{P} est le prix des concurrents sur le marché des biens domestiques. Si on pose $f_1' \stackrel{\text{def}}{=} \frac{\partial f}{\partial A \cdot n}$, le prix optimal et le niveau d'emploi qu'il implique doivent satisfaire la condition d'optimalité suivante :

$$(3.5) \quad A \cdot f_1' = \mu \cdot \frac{W}{\bar{P}} \cdot h \quad \Leftrightarrow \quad P = \mu \frac{W}{A \cdot f_1' / h}, \quad \text{avec } \mu \stackrel{\text{def}}{=} \frac{1}{1-\varepsilon} \geq 1$$

En d'autres termes, le prix optimal est égal au coût marginal fois un taux de marge μ d'autant plus élevé que le pouvoir de marché est élevé. On peut montrer¹⁴ qu'au niveau de l'entreprise, la valeur absolue de l'élasticité de l'emploi au salaire nominal η (le prix est fixé par l'entreprise) est une fonction décroissante du pouvoir de marché μ . Plus précisément :

$$(3.6) \quad \eta = \sigma \frac{1 + \frac{a}{1-a} (Ah^{1-\beta}n)^{-\rho}}{1 + \varepsilon \cdot \sigma \frac{a}{1-a} (Ah^{1-\beta}n)^{-\rho}} \leq \sigma \left\{ 1 + \frac{a}{1-a} (Ah^{1-\beta}n)^{-\rho} \right\}$$

A l'équilibre symétrique, toutes les entreprises domestiques affichent le même prix, de sorte que $P = \bar{P}$. On peut réécrire la condition d'optimalité (la courbe PS) en termes d'emploi optimal. En substituant pour f_1' dans (5), on obtient :

¹⁴ Il faut tenir compte du fait qu'en concurrence monopolistique le prix est endogène. On prend donc la dérivée de (5) par rapport au salaire nominal W , compte tenu du fait que P est lié au niveau de production y (équation (4)) et donc à celui de l'emploi n (via (2)). La démonstration est facile si on suppose une fonction de production Cobb-Douglas ($\rho = 0$).

$$(3.7) \quad n^* = n \left(\frac{\mu \cdot w}{A}, h \right) \cdot \frac{1}{A}$$

où $w = W/P$. La même équation peut être réécrite en termes de part des salaires dans la valeur ajoutée ou de productivité apparente du travail, soit respectivement :

$$(3.8) \quad \alpha \stackrel{\text{def}}{=} \frac{w \cdot h \cdot n}{y} = \frac{1}{\mu} \left\{ 1 + \frac{1-a}{a} (A \cdot h^{1-\beta} \cdot n)^a \right\}^{-1} = \frac{a}{\mu} \cdot \left[\frac{\mu \cdot w}{a \cdot A} \right]^{1-\sigma}$$

$$(3.9) \quad \mathcal{P} \stackrel{\text{def}}{=} \frac{y}{h \cdot n} = \left(\frac{\mu \cdot w}{a \cdot A} \right)^\sigma \cdot A$$

Lorsque $\sigma = 1$ (Cobb-Douglas), la part des salaires dans la valeur ajoutée ne dépend plus du niveau des salaires et est fonction inverse du taux de marge des entreprises ($\alpha = a/\mu$). Lorsque l'élasticité de substitution est inférieure à l'unité, la part des salaires à court terme est fonction positive de l'écart entre salaire et progrès technique exogène.

Le profit maximal π^* est fonction négative du salaire:

$$(3.10) \quad \pi^* = \pi(W/\bar{P}, h, A), \quad \text{avec} \quad \pi'_w \stackrel{\text{def}}{=} \left. \frac{\partial \pi}{\partial W/\bar{P}} \right|_{n=n^*} = -n \cdot h < 0$$

(par application du théorème de l'enveloppe).

Intensité capitalistique optimale

A long terme, l'entreprise réajuste également le stock capital pour atteindre l'intensité capitalistique optimale. Ce problème d'optimisation peut s'écrire sous la forme :

$$(3.11) \quad \max_K \Pi = f(A \cdot n^*, h) \cdot K - w \cdot h \cdot n^* \cdot K - v \cdot K$$

où v est le coût d'usage du capital (en termes réels) et n^* satisfait la condition d'optimalité (3.6). Le stock de capital optimal est alors tel que :

$$(3.12) \quad f(A \cdot n^*, h) = v + w \cdot h \cdot n^*$$

On peut montrer que cette condition d'optimalité implique¹⁵ :

$$(3.13) \quad v = \frac{1-\alpha}{1-\alpha\mu} h^\beta F_2 \geq h^\beta F_2$$

où $F_2 = \frac{\partial F}{\partial h^\beta K}$ est la productivité marginale du capital. Lorsqu'il y a pouvoir de marché ($\mu > 1$), la rentabilité marginale du capital est supérieure à sa productivité marginale. En substituant pour F_2 dans (3.13), on obtient l'intensité capitalistique optimale :

¹⁵ On obtient cette relation en combinant le théorème d'Euler et la condition (12). Le théorème d'Euler implique $f - F_1 A h n = F_2 h^\beta$. En divisant membre à membre avec (12) semblablement réarrangé, on obtient $\frac{v}{F_2 h^\beta} = \frac{f - w h n}{f - \mu w h n} = \frac{1-\alpha}{1-\alpha\mu}$.

$$(3.14) \quad \frac{h^{\beta_K}}{A.h.N} = \left\{ \frac{1-\alpha}{1-\alpha\mu} \right\}^{\sigma} \left\{ \frac{1-a}{a} \cdot \frac{\mu.w/A}{h^{-\beta_V}} \right\}^{\sigma} \geq \left\{ \frac{1-a}{a} \cdot \frac{\mu.w/A}{h^{-\beta_V}} \right\}^{\sigma}$$

Frontière de prix des facteurs

Posons $F_1 = \frac{\partial F}{\partial A.h.N}$ et $F_2 = \frac{\partial F}{\partial h^{\beta_K}}$. Plus formellement :

$$(3.15) \quad F_1 = a \cdot \left\{ a + (1-a) \left(\frac{h^{\beta_K}}{A.h.N} \right)^{-\varrho} \right\}^{\frac{1}{\sigma-1}},$$

$$(3.16) \quad F_2 = (1-a) \cdot \left\{ a \left(\frac{h^{\beta_K}}{A.h.N} \right)^{\varrho} + (1-a) \right\}^{\frac{1}{\sigma-1}}.$$

En combinant ces expressions (par élimination de la variable intensité capitalistique), on obtient la relation suivante entre les productivités marginales :

$$(3.17) \quad \left\{ \frac{\left(\frac{F_1}{a} \right)^{\sigma-1} - a}{a} \right\} \left\{ \frac{\left(\frac{F_2}{1-a} \right)^{\sigma-1} - (1-a)}{1-a} \right\} = 1.$$

A l'équilibre, la productivité marginale du travail F_1 ($= f'_1/h$) est reliée au salaire réel par (3.5), tandis que la productivité marginale du capital F_2 est reliée au coût du capital par (3.13). Après substitution dans (3.17), on obtient la frontière de prix des facteurs. Dans le long terme, le stock de capital s'est par définition ajusté à sa valeur d'équilibre de sorte que les conditions d'optimalité (3.5) et (3.13) sont satisfaites. On aura donc à long terme :

$$(3.18) \quad F_1^{SS} = \underset{-}{\varphi}_1(\underset{+}{v}, \underset{+}{h}, \underset{+}{\mu}) \quad \text{et} \quad F_2^{SS} = \underset{+}{\varphi}_2(\underset{+}{v}, \underset{-}{h}, \underset{-}{\mu}).$$

où l'on suppose v exogène¹⁶. On peut semblablement obtenir les valeurs d'équilibre de long terme du salaire réel, de la part des salaires et de la productivité apparente du travail comme fonction de v, h, μ .

3.3. Comportement des travailleurs

Les consommateurs choisissent leur consommation et leur offre de travail de façon à maximiser leur utilité, dans le respect de la contrainte budgétaire. Notre objectif n'étant pas de développer un modèle d'équilibre général, nous simplifierons au maximum la présentation de ces comportements pour nous concentrer sur les points importants pour la détermination des salaires et de l'emploi.

¹⁶ La valeur de cc^{SS} dans la figure 3.2 correspond à F_2^{SS} .

L'utilité est fonction de la consommation et du loisir. Le premier terme est représenté par une fonction CES dont les deux arguments sont la consommation de biens domestiques c et la consommation de biens étrangers c^* , de prix P et P^* respectivement. L'utilité du loisir est représentée par une fonction linéaire du loisir. La durée du temps de travail pour les individus en emploi est exogène. Le problème d'optimisation du travailleur peut dès lors être résumé sous la forme suivante :

$$(3.19) \quad \begin{aligned} \max_{c,c^*} C &= \{(c)^q + (c^*)^q\}^{1/q} + \xi_1 \cdot (1 - h), \\ \text{srq} \quad P \cdot c + P^* \cdot c^* &= W \cdot h \quad \text{si en emploi } (h > 0), \\ &= X \quad \text{sinon } (h = 0), \end{aligned}$$

où $\xi_1 \cdot h$ mesure la perte de bien-être associée à la perte de loisir lorsque le travailleur est en emploi. Le revenu de non-emploi X inclut divers éléments tels que les indemnités de chômage, le revenu des activités domestiques, etc. Les choix de consommation optimaux conduisent à définir comme suit l'indice des prix à la consommation :

$$(3.20) \quad P^c = \{(P)^\lambda + (P^*)^\lambda\}^{1/\lambda}, \text{ avec } \lambda \stackrel{\text{def}}{=} q/(1 + q)$$

qui satisfait :

$$P^c \cdot C = P \cdot c + P^* \cdot c^*.$$

Cet indice de prix implique également que le rapport entre l'indice des prix à la consommation et les prix domestiques est une fonction non-linéaire des prix relatifs domestique/étranger :

$$(3.21) \quad p^c \stackrel{\text{def}}{=} \frac{P^c}{P} = \left\{ 1 + \left(\frac{P^*}{P} \right)^\lambda \right\}^{\frac{1}{\lambda}}.$$

Dans ce contexte, le salaire de réserve (celui qui rend le travailleur indifférent entre emploi ou non-emploi) s'écrit :

$$(3.22) \quad \frac{W^r}{P^c} = x + \xi_1 \cdot h$$

où $x = X/P^c$. Par définition du salaire de réserve, la différence de bien-être entre une personne en emploi et une personne sans emploi est égale à $\frac{W - W^r}{P^c}$.

3.4. Négociation salariale

L'objectif de la négociation salariale est le partage du surplus. Lorsque les préférences sont linéaires, les surplus sont mesurés en unités de bien. Le surplus de l'entreprise est égal à son profit ; le surplus du travailleur est la différence entre le salaire négocié w et le revenu alternatif

\bar{w} qu'il pourrait obtenir par ailleurs, dans une autre entreprise ou en chômage, et qui constitue sa position de repli (fallback position) et définit son salaire d'acceptation. Plus formellement, si y représente la valeur ajoutée par unité de capital, n l'emploi par unité de capital et p^c le prix relatif des biens de consommation, on écrira :

$$(3.23) \quad \mathcal{S}^f = \frac{P}{\bar{P}} \cdot y - \frac{W}{\bar{P}} \cdot h \cdot n \quad \text{et} \quad \mathcal{S}^n = \frac{W - \bar{W}}{P^c} \cdot h \cdot n$$

où \mathcal{S}^f désigne le surplus de la firme et \mathcal{S}^n le surplus du travailleur en emploi. Dans le cas particulier d'une économie fermée ($P^c/P=1$), le surplus total est égal à la valeur ajoutée nette du salaire de repli \bar{W} . Lorsque les préférences ne sont pas linéaires dans la dépense C (comme supposé jusqu'ici), ces relations doivent être exprimées en termes d'utilité¹⁷. Cela n'affecte pas la nature des conclusions.

Lorsque la négociation salariale est un processus de marchandage avec offres et contre-offres, le résultat de la négociation correspond à la valeur du salaire qui maximise le produit de Nash généralisé, sous la contrainte d'emploi. En d'autres termes, le salaire négocié est solution de :

$$(3.24) \quad \max_W \{ \mathcal{S}^n \}^\gamma \cdot \{ \mathcal{S}^f \}^{1-\gamma}$$

srq $n = n\left(\frac{\mu \cdot W/P}{A}, h\right) \cdot \frac{1}{A} \quad (\text{cfr équation (3.7)}).$

Le paramètre γ mesure le pouvoir de négociation des travailleurs. La solution de ce problème d'optimisation peut s'écrire sous la forme :

$$(3.25) \quad \frac{W - \bar{W}}{W} = \frac{\gamma}{\gamma \cdot \eta + (1-\gamma) \cdot \frac{|\pi'_w| W}{\pi \bar{P}}}$$

où η désigne (la valeur absolue de) l'élasticité de la demande de travail au salaire, au sein de l'entreprise. L'élasticité des profits au salaire peut être réécrite sous la forme $\frac{|\pi'_w| W}{\pi \bar{P}} = \frac{w \cdot h \cdot n}{\pi} = \frac{\alpha}{1-\alpha}$; c'est donc une fonction positive de la part des salaires dans la valeur ajoutée.

Dans l'expression (3.25), le terme de gauche est le « taux de marge » entre salaire négocié et salaire de réserve. Le terme de droite indique que ce taux de marge est

- une fonction positive du pouvoir de négociation des travailleurs γ ;
- une fonction négative de η , l'élasticité de la demande de travail au salaire, et par ce biais fonction positive du pouvoir de marché μ ;
- une fonction négative de α , elle-même fonction négative de μ .

¹⁷ Par exemple, pour les travailleurs, on écrira : $\mathcal{S}^n = [u(w \cdot h) - u(w^r \cdot h)] \cdot n$

L'effet du pouvoir de marché et de la profitabilité des entreprises sur le salaire négocié est donc a priori ambigu. L'effet positif l'emportera lorsque le pouvoir de négociation des travailleurs (γ) est suffisamment élevé, ce que nous supposons. On obtient finalement la relation suivante :

$$(3.26) \quad W = m(\gamma, \mu) \cdot \bar{W} \quad \text{avec } m(.) \geq 1 .$$

+ +

La courbe des salaires

L'équation (3.26) permet d'obtenir la relation agrégée entre salaire négocié et emploi (la courbe WS). A l'équilibre macroéconomique, le salaire d'acceptation \bar{W} est le revenu attendu d'un travailleur à la recherche d'un emploi. Ce revenu attendu est la moyenne du salaire w et du salaire de réserve W^r , pondérés par la probabilité de trouver ou non un emploi. Si celle-ci est déterminée par le taux de chômage u , on écrira :

$$(3.27) \quad \bar{W} = (1 - u) \cdot W + u \cdot W^r$$

Une modélisation plus fine devrait prendre en compte l'effet du chômage de longue durée sur la probabilité moyenne de trouver un emploi, par exemple en définissant u par le taux de chômage net des chômeurs de longue durée. En combinant (3.26) et (3.27), on écrira finalement l'équation de salaires comme suit :

$$(3.28) \quad W = \Omega(\gamma, \mu, u) W^r, \quad \text{avec } \Omega(.) \geq 1 ,$$

+ + -

où W^r est défini par (22).

3.5. Implications pour un modèle empirique

Le modèle théorique conduit à une équation de salaires WS dont les principaux ingrédients peuvent être résumés comme suit :

- le salaire négocié est égal au salaire de réserve fois un taux de marge ;
- le taux de marge est
 - fonction négative du taux de chômage ;
 - fonction positive du pouvoir de négociation des travailleurs ;
 - fonction positive des profits des entreprises mesurés par leur pouvoir de marché sur le marché des biens ;
- le salaire de réserve est une fonction positive des revenus de remplacement et de la valeur du temps de loisir ; il évolue proportionnellement au prix à la consommation.

Nombre de ces variables explicatives ne sont pas observées. En particulier :

- Nous n'avons guère d'informations sur le pouvoir de négociation des travailleurs (γ). Il a probablement diminué sur l'ensemble de la période, suite aux dérégulations et à l'ouverture des marchés, ce qu'on s'efforcera de capter par une tendance linéaire, éventuellement avec ruptures.
- Pour tester l'existence d'un effet profitabilité dans des économies ouvertes, nous approximerons celle-ci par des mesures de la compétitivité telles les termes de l'échange ou le taux de change réel.
- Le salaire de réserve W^r n'est pas une variable observable. On peut raisonnablement supposer que dans une économie en croissance, revenus de remplacement et valeur du loisir (y inclus revenu des activités domestiques) sont une fonction positive de la productivité apparente du travail. On inclura également un trend. On postulera donc la relation suivante :

$$w^r = \phi\left(\frac{y}{n}, t\right) \cdot p^c$$

Sous ces hypothèses, la spécification empirique retenue peut être résumée comme suit :

$$(3.29) \quad W = \mathcal{W}\left(t, u, \frac{y}{n}, \frac{p}{p^*}\right) P^c .$$

- + +

Soulignons enfin que les variables explicatives, en particulier le taux de chômage et la productivité apparente du travail, ne sont pas exogènes. Il faudra donc utiliser une méthode d'estimation qui corrige les biais de simultanéité.

4. Etude empirique

Notre objectif est d'évaluer si l'existence de procédures d'indexation automatique des salaires a un impact à court et à moyen terme sur l'évolution des salaires moyens d'une économie. Pour ce faire, nous estimons une équation de salaires basée sur le modèle théorique de la section 3, et comparons les résultats obtenus pour différents pays. Les statistiques utilisées sont décrites en section 4.1. L'analyse économétrique proprement dite commence en section 4.2 avec la reprise et la mise en perspective d'une étude effectuée par les services de la Commission européenne (DG ECFIN). Nous concentrerons ensuite l'attention sur quatre pays, deux avec indexation automatique (Belgique, Luxembourg), deux sans indexation automatique des salaires (Allemagne, France). Pour éviter les problèmes de simultanéité, nous utiliserons un modèle VAR. La méthode est décrite en section 4.3, et les résultats d'estimation en section 4.4. Nous terminons en section 4.5 avec une analyse plus désagrégée pour le Luxembourg.

4.1 Les variables utilisées

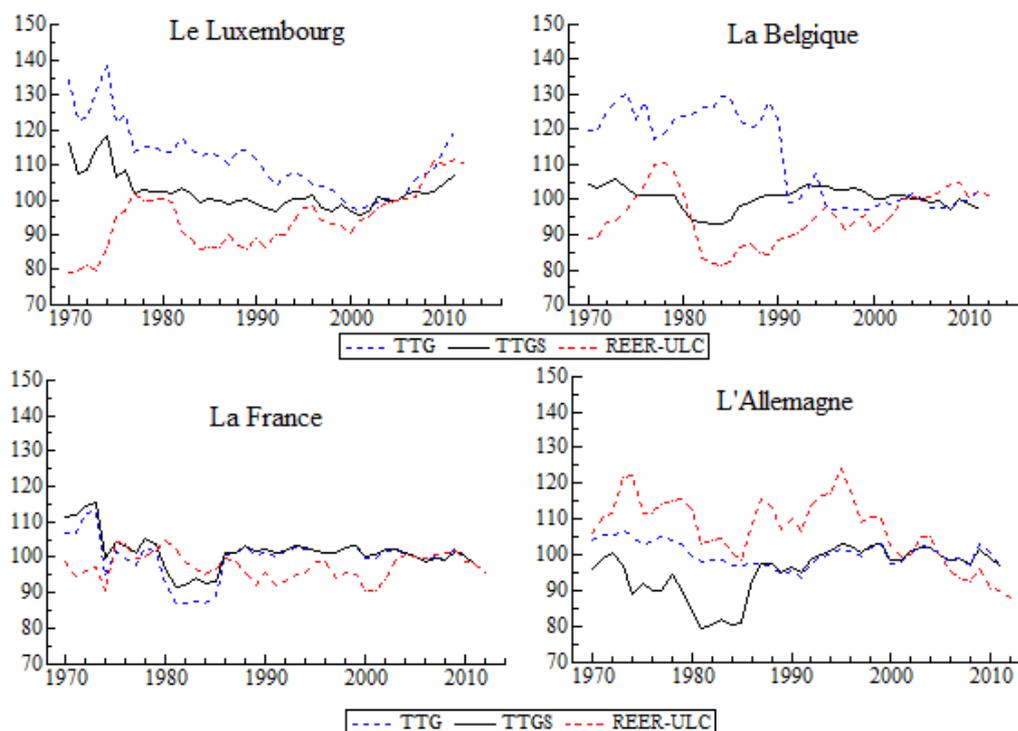
Les variables clés d'une équation des salaires sont, outre le salaire nominal lui-même, le taux de chômage, les gains de productivité, la compétitivité (comme mesure des taux de marge et de la profitabilité en économie ouverte) et bien sûr l'indice des prix à la consommation. D'autres variables telles le coin fiscal (tax wedge) et le degré d'ouverture de l'économie sont susceptibles d'influencer l'évolution des salaires. Faute de disposer de données trimestrielles sur une période suffisamment longue pour les pays qui nous intéressent le plus¹⁸, nous utiliserons des données annuelles sur la période 1970-2011.

Définition des variables

Les variables retenues sont définies comme suit.

- *La rémunération des salariés par heure travaillée* comprend l'ensemble des rémunérations : salaires et traitements bruts en espèces et en nature, cotisations sociales effectives et imputées à la charge des employeurs. L'utilisation d'un salaire horaire plutôt que mensuel permet de prendre en compte l'évolution du temps de travail sur la période 1970-2011, en particulier l'importance croissante du temps partiel (voir graphique sur la durée de temps de travail par salarié).
- *L'indice des prix à la consommation (CPI)* est l'indice de prix harmonisé selon la méthode d'Eurostat.
- *Le taux de chômage* est le taux de chômage au sens du Bureau International du Travail (BIT). Un « taux de chômage Grande Région » pour le Luxembourg, qui prend en compte le taux de chômage des régions frontalières du Luxembourg, a également été testé mais il ne couvre pas toute la période d'analyse, et ne change guère les résultats.
- *La productivité horaire du travail* est définie comme la valeur ajoutée obtenue pour chaque unité du facteur de production « travail » utilisé. Le facteur de production « travail » est mesuré en nombre d'heures travaillées par tous les employés sur une année.
- *La compétitivité des entreprises* peut être mesurée de différentes manières : termes de l'échange, taux de change effectif réel, coût salariaux. L'évolution de ces indicateurs est reproduite dans le graphique 4.1.
 - Les termes de l'échange (terms of trade *TT*) sont le rapport entre l'indice des prix des exportations et des importations. Le calcul peut prendre en compte l'ensemble des biens et services marchands (*TTGS*) ou seulement les biens (*TTG*).

¹⁸ L'utilisation de données trimestrielles aurait limité l'analyse à la période 1995-2011. La perte d'information eût été considérable. Les graphiques de la section 2 montrent clairement que la sous-période 1995-2011 est très différente de celle qui la précédait, de 1980 à 1995.



Graphique 4.1. Indicateurs de compétitivité : TTG = termes de l'échange de biens ; TTGS = termes de l'échange de biens et services ; REER-ULC = taux de change effectif réel en termes de coûts salariaux unitaires

- Les termes de l'échange sont souvent approximés par le prix de la valeur ajoutée divisé par l'indice des prix à la consommation (termes de l'échange « modifiés »). Cette variable peut être vue comme une proxy des termes de l'échange pour un petit pays ouvert dans la mesure où une grande part de la valeur ajoutée est exportée et une grande part de la consommation est importée.
- La mesure la plus courante du taux de change effectif réel est basée sur les indices de prix à la consommation domestiques et étrangers. Cette mesure est facilement disponible sur longue période et pour beaucoup de pays. Une hausse (diminution) de l'indice de taux de change effectif réel correspond à une appréciation (dépréciation) du taux de change réel et indique donc une détérioration (amélioration) de la compétitivité d'un pays. Les taux de change effectifs réels utilisés dans notre analyse sont ceux construits par la BRI (Banque des Règlements Internationaux), à partir des indices du niveau général des prix à la consommation.

Cette mesure du taux de change effectif réel n'est pas cependant un bon indicateur de compétitivité dans une petite économie ouverte où la structure de consommation diffère

fondamentalement de la structure de la production et des échanges extérieurs. Dans le cas de notre étude du secteur marchand, un taux de change effectif réel utilisant des prix à la production serait plus adapté. Mais cet indicateur n'est pas disponible pour tous les pays que nous considérons, et la période couverte est aussi trop courte, ne débutant que dans les années 90.

- Le taux de change effectif réel peut également être calculé en termes de coûts salariaux unitaires (Real Effective Exchange rate – Unit Labour Cost *REER-ULC*). Les coûts salariaux unitaires dans l'industrie sont souvent utilisés comme proxy des coûts salariaux unitaires dans le secteur marchand. Ce dernier est calculé par l'OCDE et reprend les quatre pays de l'analyse sur la période longue 1970-2011.

Notre point de départ a été d'utiliser les termes de l'échange traditionnels, c'est-à-dire le rapport entre l'indice des prix des exportations sur celui des importations des biens et services. Mais cette variable ne donne pas toujours des résultats significatifs et d'autres variables comme les termes de l'échange des biens (dans le cas de l'Allemagne) ou le taux de change effectif réel (dans le cas de la France et la Belgique) semblent apporter une meilleure indication de la situation de compétitivité. Le graphique 4.1 permet de comparer l'évolution de ces diverses mesures pour les pays concernés par notre étude.

- *Le degré d'ouverture* est mesuré par le rapport du produit intérieur brut et de la somme des importations et des exportations divisée par deux. Cette variable a été testée mais les résultats obtenus ne sont pas significatifs.
- *Le coin fiscal* (tax wedge) est utilisé afin de prendre en compte le degré de taxation des revenus du travail (différence entre le coût salarial et le salaire net). Pour cette variable, la période couverte est trop courte, et les variations sont trop faibles.

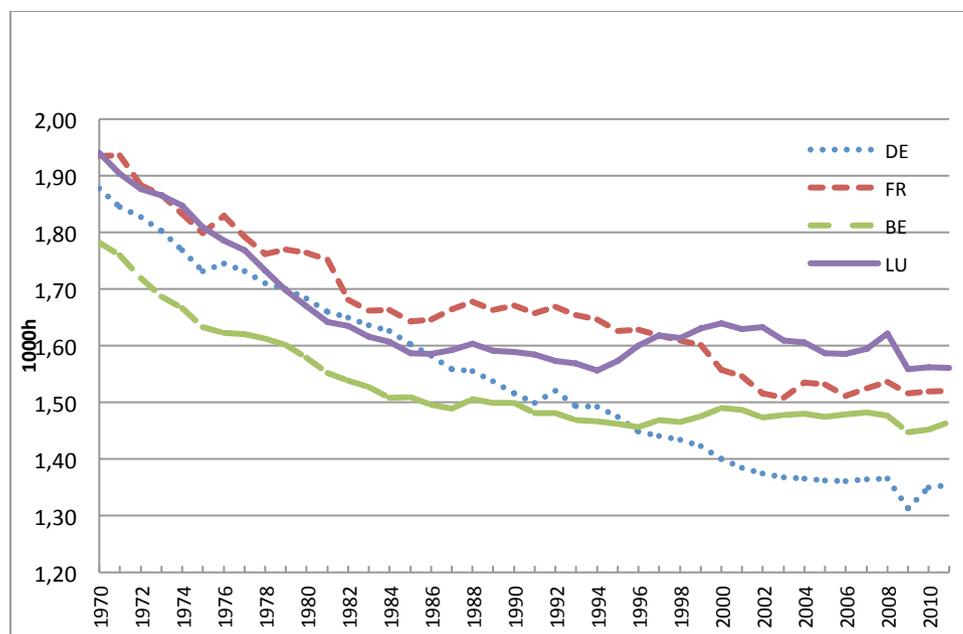
Sources statistiques

La première partie de cette étude consiste à reproduire et actualiser une étude antérieure de la Commission européenne (DG ECFIN, 2011). Pour que les résultats puissent être comparés, nous utiliserons pour cette partie les mêmes bases de données Ameco et Euklems que la DG ECFIN. Pour toutes les autres estimations, nous avons privilégiés (pour des raisons de fiabilité) les sources nationales (Destatis, Insee, BNB, Statec) en les complétant le cas échéant par celles d'Euklems, d'Eurostat ou de l'OCDE.

Contrairement aux travaux de la Commission, le cœur de l'étude est consacré au secteur marchand non-agricole, et ne prend donc pas en compte le secteur non-marchand. Ce choix est motivé par la nécessité d'avoir une mesure adéquate de la valeur ajoutée et de la productivité du travail. Rappelons que la valeur ajoutée du secteur non-marchand est calculée simplement en faisant la somme des coûts, ce qui introduit un lien tautologique entre salaires et productivité.

Le secteur marchand est défini par les sections C à K de la NACE Rév.1.1 et les sections B à N pour la nouvelle NACE Rév.2. Les sections prises en compte sont celles comprenant l'industrie, la construction, le commerce, l'HORECA, les activités financières et immobilières ainsi que les services aux entreprises. Le changement de NACE peut survenir à différentes périodes dans différents pays.

Comme indiqué précédemment, il faut dans notre équation de salaire raisonner en termes horaires (salaire et productivité) plutôt qu'en termes annuels. Les statistiques sur les heures de travail annuelles par salarié disponibles dans les bases de données usuelles ne sont pas toujours directement utilisables. Pour la France et la Belgique, les heures de travail sont issues des bases nationales (Insee et BNB) correspondant exactement à la base Euklems (avec un petit écart seulement en niveau pour la Belgique). Pour l'Allemagne, les données sur les heures travaillées sont issues des sources nationales (Destatis) complétées pour la période avant réunification par la base Euklems. Soulignons que l'Allemagne étant traitée pour toute la période 1970-2011 comme un ensemble unifié, les données portant sur la période 1970-1990 comprennent des approximations liées à l'intégration de l'Allemagne de l'Est. Ces données seront peu utilisées dans les estimations économétriques. En ce qui concerne le Luxembourg, ces données n'étant disponibles que depuis 1995 dans les statistiques nationales (Statec), les évaluations d'Euklems ont été utilisées pour la période antérieure. De plus, les données pour la branche « industrie » sur la période 1970-1986, qui paraissaient aberrantes, ont été remplacées par les valeurs calculées selon la variation du nombre d'emplois.



Graphique 4.2. Nombre d'heures par an par salarié (secteur marchand, milliers d'heures)
Source : Destatis, Insee, BNB, Stateg, Euklems et calcul des auteurs

Les valeurs obtenues sont reproduites dans le graphique 4.2. La tendance apparaît clairement décroissante pour l'Allemagne et la France, dans une moindre mesure pour la Belgique, et presque constante pour le Luxembourg sur la période récente (vingt dernières années).

Statistiques descriptives

Nous incluons ici quelques statistiques descriptives sur les séries temporelles utilisées dans les estimations dont les résultats sont donnés dans les sections 4.5.1 et 4.5.2 ci-dessous. Nous donnons les moyennes et les écarts-type de chaque variable en niveau, et ensuite les mêmes statistiques pour les taux de croissance. Pour les variables qui diffèrent au niveau du secteur marchand, nous donnons ces statistiques au niveau de l'économie globale ainsi qu'au niveau du secteur marchand.

LES SÉRIES EN NIVEAU

<i>Moyenne</i>				
	Luxembourg 1976-2011	Belgique 1976-2011	Allemagne 1986-2011	France 1976-2011
Économie globale				
Heures (millions)	359,19	4840,70	48542,00	39093,00
Rémunérations horaires	19,69	21,14	21,22	15,47
CPI	77,91	78,17	89,92	77,54
Taux de chômage	2,84	8,28	7,95	8,50
Productivité horaire	48,41	49,43	38,10	31,90
Termes de l'échange des biens et services	100,59	99,84	98,99†	100,19
Termes de l'échange modifiés (Def _{va} /PC)	102,89	91,41	104,20	100,53
Taux de change effectif réel	95,61	95,18	105,74	97,61
Secteur marchand				
Heures (millions)	280,06	3225,90	34339,00	24981,00
Rémunérations horaires	19,15	21,56	21,57	16,38
Productivité horaire	50,917	55,25	41,40	35,66
Termes de l'échange modifié (Def _{vasecma} /PC)	101,51	93,49	105,44	103,81

<i>Écart-type</i>				
	Luxembourg 1976-2011	Belgique 1976-2011	Allemagne 1986-2011	France 1976-2011
Économie globale				
Heures (millions)	109,59	309,74	1490,40	1165,70
Rémunérations horaires	8,48	8,24	4,41	6,88
CPI	21,74	21,56	13,17	23,64
Taux de chômage	1,28	1,43	1,67	1,88
Productivité horaire	6,80	8,21	5,83	6,50
Termes de l'échange des biens et services	2,82	3,12	2,55†	3,46
Termes de l'échange modifiés (Def _{va} /PC)	6,91	2,25	5,56	1,51
Taux de change effectif réel	7,19	8,20	9,30	3,61
Secteur marchand				
Heures (millions)	86,85	188,46	1807,00	864,10
Rémunérations horaires	7,94	8,39	4,61	6,90
Productivité horaire	8,07	10,97	7,48	7,67
Termes de l'échange modifié (Def _{vasecma} /PC)	7,32	2,60	6,90	3,27

† Les termes de l'échange des biens

LES SÉRIES EN TAUX DE CROISSANCE

<i>Moyenne</i>				
	Luxembourg 1976-2011	Belgique 1976-2011	Allemagne 1986-2011	France 1976-2011
Économie globale				
Heures (millions)	2,28	0,28	-0,04	-0,08
Rémunérations horaires	5,01	4,70	3,04	5,98
CPI	3,33	3,32	1,85	4,09
Taux de chômage*	0,13	0,08	-0,05	0,16
Productivité horaire	1,57	1,81	1,92	2,06
Termes de l'échange des biens et services	0,02	-0,11	0,03†	-0,16
Termes de l'échange modifiés (Def _{va} /PC)	-0,18	-0,29	-0,40	-0,07
Taux de change effectif réel	0,44	0,04	-0,35	-0,16
Secteur marchand				
Heures (millions)	2,09	-0,10	-0,22	-0,04
Rémunérations horaires	5,00	4,74	3,09	5,67
Productivité horaire	1,80	2,22	2,22	2,11
Termes de l'échange modifié (Def _{vasecma} /PC)	0,01	-0,35	-0,56	-0,28

<i>Écart-type</i>				
	Luxembourg 1976-2011	Belgique 1976-2011	Allemagne 1986-2011	France 1976-2011
Économie globale				
Heures (millions)	2,11	1,46	1,48	1,41
Rémunérations horaires	2,53	3,14	2,19	4,52
CPI	2,42	2,28	1,21	3,70
Taux de chômage	0,52	0,85	0,83	0,65
Productivité horaire	2,45	1,68	1,29	1,43
Termes de l'échange des biens et services	1,95	1,59	2,39†	2,51
Termes de l'échange modifiés (Def _{va} /PC)	3,34	1,19	1,19	0,91
Taux de change effectif réel	3,05	3,76	4,59	2,60
Secteur marchand				
Heures (millions)	2,76	2,00	2,03	1,72
Rémunérations horaires	3,02	3,29	2,19	4,41
Productivité horaire	3,08	1,94	1,55	1,47
Termes de l'échange modifié (Def _{vasecma} /PC)	3,75	1,44	1,25	0,98

* Dans ce cas, c'est la moyenne des différences premières du taux de chômage

† Les termes de l'échange des biens

4.2. L'étude de la DG ECFIN, 1980-2007

La littérature économique suggère que la dynamique du processus de formation des salaires peut être influencée par le degré de centralisation et la coordination des négociations salariales collectives dans l'économie. C'est en particulier la question souvent posée de l'impact de l'indexation automatique des salaires sur cette dynamique qui fait l'objet de cette étude. La démarche logique est donc de comparer le comportement des salaires dans différents pays avec et sans indexation.

Notre point de départ pour évaluer l'impact de l'indexation automatique sur la compétitivité au Luxembourg est la reprise et actualisation d'une analyse économétrique détaillée menée par la Direction générale pour Affaires économiques et financières (DG ECFIN) de la Commission européenne et publiée dans *European Economy* sous le titre "Labour Market Developments in Europe 2011." Dans un premier temps, nous chercherons simplement à reproduire l'étude initiale. Ensuite, nous actualisons l'étude en ajoutant les statistiques les plus récentes (qui incluent la crise actuelle) pour quatre pays, deux sans indexation (Allemagne, France) et deux avec indexation (Belgique, Luxembourg).

Les résultats de la DG ECFIN

L'étude de la DG ECFIN privilégie l'approche d'une équation simple qui explique les salaires, exprimés comme les rémunérations nominales par employé (W), en termes de prix à la consommation (CPI), le taux de chômage (u), la productivité ($PROD$) définie comme le PIB par nombre d'emplois et les termes de l'échange (TT) qui sont le ratio des prix à l'exportation sur les prix à l'importation. La relation de long-terme supposée entre ces variables s'écrit donc comme suit :

$$(4.1) \quad W_{it} = \alpha + \beta_1 CPI_{it} + \beta_2 u_{it} + \beta_3 PROD_{it} + \beta_4 TT_{it} + e_{it}$$

Dans cette équation, toutes les variables sont en logarithme, sauf le taux de chômage qui est en points de pourcentage. Les indices i et t font respectivement référence au pays et à la période.

L'échantillon utilisé couvre les 27 états membres de l'UE et la période 1980 à 2007, mais pas uniformément. Les estimations sont faites en prenant un panel des états membres. Les pays sont ensuite groupés en deux sous-ensembles : ceux avec et ceux sans indexation des salaires. Les différences observées dans les valeurs des paramètres estimés dans chacun des deux groupes sont interprétées comme reflétant les conséquences de l'indexation automatique et son impact sur l'évolution des salaires (voir tableaux III.A3.4-III.A3.5, pp 116-117 du rapport, reproduits en Annexe II).

Comme mentionné par l'étude de la DG ECFIN, plusieurs des variables qui apparaissent dans l'équation (4.1) sont non-stationnaires. Estimer cette équation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) peut donner des estimateurs des coefficients de long-terme qui sont

convergençs et acceptables du point de vue économique, si les variables sont co-intégrées. L'approche recommandée est de pré-tester les variables pour établir leur ordre d'intégration avant d'estimer la relation (4.1). Si l'hypothèse nulle d'absence de co-intégration est rejetée, on procède à l'estimation du modèle dynamique sous la forme appropriée de modèle à correction d'erreurs (ECM). C'est bien l'approche qui est utilisée par la DG ECFIN.

Les tableaux AII.1 et AII.2 de l'Annexe II résument les résultats obtenus du rapport de la DG ECFIN. Deux spécifications de l'équation sont mentionnées par la DG ECFIN: avec ou sans la variable termes de l'échange. AII.1 donne les résultats des relations de long-terme, quand la variable termes de l'échange est incluse, pour les deux groupes des 27 pays membres : 22 pays sont sans indexation et 5 avec. Le tableau AII.2 fait de même pour la forme ECM.

Le tableau AII.1 suggère que pour les pays sans indexation, toutes les variables apparaissent avec le signe attendu. Le taux de chômage en particulier a le signe négatif, comme prévu par la théorie. Pour les pays avec indexation par contre, cette variable n'a pas le bon signe. Le tableau AII.2 donne les résultats pour les ECMs. Ici, les résultats sont plus nuancés. Pour le groupe des pays sans indexation, le taux de chômage est à peine significatif – à 10% – en présence des termes de l'échange. Le coefficient du terme de correction d'erreur est significatif à 5% mais très faible, suggérant ainsi un ajustement très lent vers l'équilibre. En ce qui concerne le groupe des pays avec indexation, le taux de chômage a toujours le mauvais signe et la variable termes de l'échange est non-significative. Le coefficient du terme de correction d'erreur est très significatif (à 1%). La conclusion tirée par l'étude est la suivante :

« Comme on pouvait s'y attendre, les pays avec mécanismes d'indexation montrent en moyenne une faible réactivité des salaires au taux de chômage et aux termes de l'échange, après avoir contrôlé pour les effets des prix et de la productivité.¹⁹ »

Cette moindre réactivité des salaires aux fondamentaux de l'économie contribuerait à la persistance des déséquilibres macroéconomiques.

Ré-estimation du modèle de la DG ECFIN

Nous avons ré-estimé le modèle de la DG-ECFIN sur la même période d'observation²⁰ et par la même méthode. Les résultats obtenus sont très proches de ceux de la DG ECFIN, indiqués en annexe II. Les tableaux 4.2-1 et 4.2-2 donnent les résultats obtenus pour les pays avec indexation. Les deux premières colonnes présentent les résultats d'estimation en panel, la première ceux de la DG ECFIN, la seconde notre ré-estimation. Dans notre ré-estimation en panel, la variable taux de chômage a le bon signe mais reste totalement non-significative. Les colonnes suivantes donnent les résultats de ré-estimation pour le Luxembourg, la Belgique et l'Espagne.

¹⁹ Labour Market Developments in Europe, European Commission, Chapter 4, p. 97, last paragraph.

²⁰ Les différences en termes du nombre d'observations sont minimales. Nous remercions l'équipe responsable de ce rapport à la DGEFIN pour nous avoir donné la base de données AMECO, ainsi que leur temps précieux pour nous expliquer leur démarche.

Tableau 4.2-1 : Equation de salaires DG ECFIN, relation de long terme, 1980-2007
Variable dépendante: salaire nominal par employé

	Panel avec indexation† DG ECFIN	Panel avec indexation† Ré-estimation	Luxembourg Ré- estimation	Belgique Ré- estimation	Espagne Ré- estimation
Log CPI	0.955*** (0.05)	0,977*** (0,04)	1,256*** (0,105)	0,496*** (0,102)	1,237*** (0,103)
Taux de Chômage	0.00025 (0.002)	-0,001 (0,001)	0,0023 (0,007)	0,004 (0,003)	0,005 (0,003)
Log Productivité	0.868*** (0.069)	0,897*** (0,035)	0,670*** (0,094)	1,613*** (0,178)	-0,661 (0,560)
Log Termes de l'échange	0.134 (0.073)	0,110 (0,079)	-0,319 (0,223)	0,505*** (0,141)	0,220** (0,086)
Constante	-3.073*** (0.26)	-5,49*** (0,263)	-3,679*** (1,099)	-8,42*** (0,759)	-0,588 (1,949)
Observations	101	92	23	28	28
R-squared	0.99	0,99	0,99	0,99	0,99
Nombre de pays	5	4	1	1	1

† Les pays avec indexation sont BEL, CYP, ESP, LUX et MLT. Malte n'est pas repris dans nos estimations à cause de données manquantes. Les équations sont estimées par LSDV.

Les écarts-type robustes sont donnés entre les parenthèses, mais les variables étant non-stationnaires, les distributions des coefficients estimés sont non-standards.

***significatif à 1%, ** à 5% et * à 10%.

Tableau 4.2-2 : Equation de salaires DG ECFIN, relation de court terme, 1980-2007
Variable dépendante: taux de croissance du salaire nominal par employé

	Panel avec indexation† DG ECFIN	Panel avec indexation† Ré-estimation	Luxembourg Ré- estimation	Belgique Ré- estimation	Espagne Ré- estimation
Δ Log CPI	0.855*** (0.075)	0,877*** (0,04)	0,761*** (0,193)	0,784*** (0,144)	1,093*** (0,179)
Δ Taux de Chômage	0.00441*** (0.0008)	0,004*** (0,0008)	0,0006 (0,004)	0,013** (0,005)	0,005** (0,002)
Δ Log Productivité	0.177** (0.049)	0,286*** (0,11)	0,429*** (0,096)	0,839*** (0,261)	-0,331 (0,439)
Δ Log Termes de l'échange	-0.0355 (0.023)	-0,074*** (0,026)	-0,186 (0,125)	0,334* (0,190)	-0,063 (0,069)
Terme de correction d'erreur	-0.302*** (0.042)	-0,329*** (0,029)	-0,588*** (0,176)	-0,638*** (0,194)	-0,365*** (0,105)
Constante	0.0136*** (0.0024)	0,009*** (0,0008)	0,015*** (0,005)	0,005 (0,005)	0,008 (0,006)
Observations	96	88	22	25	25
R-squared	0.796	0,86	0,74	0,67	0,85
Nombre de pays	5	4	1	1	1

† Les pays avec indexation sont BEL, CYP, ESP, LUX et MLT. Malte n'est pas repris dans nos estimations à cause de données manquantes. Les équations sont estimées par LSDV.

Les écarts-type robustes sont donnés entre les parenthèses.

***significatif à 1%, ** à 5% et * à 10%.

La méthode d'estimation utilisée et la nature des données utilisées appellent néanmoins les remarques suivantes :

1. L'estimation en panel regroupe des pays qui ont des structures économiques très différentes et dont le seul point commun est la présence ou non de mécanismes d'indexation des salaires. Cette procédure peut entraîner des biais d'estimation importants, ce que semble suggérer les différences observées entre coefficients obtenus en panel et ceux obtenus pour chacun des pays (voir par exemple tableau 4.2-1).
2. L'estimation par moindres carrés ordinaires d'une relation de long-terme entre variables non-stationnaires peut souffrir d'importants biais de petit échantillon. Ces biais sont ensuite transférés au modèle à correction d'erreurs. Compte tenu du faible nombre d'observations, ces biais sont potentiellement importants.
3. On peut aussi s'attendre à ce que le comportement d'une économie dans sa totalité soit différent du secteur marchand, dans lequel la compétitivité joue un rôle beaucoup plus important.
4. Enfin, il nous semble important de tenir compte des différences observées dans l'évolution des heures de travail dans chacun des pays, et donc de mettre en relation salaire et productivité horaires plutôt que par travailleur.

Pour répondre à ces points, nous avons choisi de faire une étude comparative détaillée de quelques pays avec ou sans indexation. Nous avons retenu, outre le Luxembourg, la Belgique (un autre petit pays avec indexation), la France et l'Allemagne, deux grands pays sans indexation et proches partenaires commerciaux du Luxembourg, et la Suisse, également sans indexation mais avec un fort secteur financier comme au Luxembourg.²¹

Actualisation de l'étude

Dans un premier temps, nous avons refait l'estimation des équations de salaires avec les mêmes variables que dans l'étude de la DG ECFIN, mais avec la base de données AMECO prolongée jusque 2011-2012. C'est utile et intéressant à deux titres, parce que cela permet d'augmenter légèrement la taille de l'échantillon, et aussi (surtout) parce qu'on inclut ainsi dans l'analyse les années de crise. Les équations individuelles pour chaque pays nous permettent aussi de voir la différence entre les dynamiques individuelles des prix et de la productivité.

En ce qui concerne les estimations de la relation de long-terme, on remarque les points suivants dans le tableau 4.2-3:

²¹ Notre intention au départ était d'inclure la Suisse dans le reste de cette analyse comparative. Malheureusement, nous avons été obligés d'abandonner à cause de manque de données.

- i) le taux de chômage a le mauvais signe pour le panel des pays avec indexation, mais au niveau individuel le signe est correct (y compris les pays sans indexation), bien que généralement non-significatif;
- ii) la variable productivité est significative au niveau individuel, sauf pour la Suisse et l'Allemagne ; elle est significative pour le panel des pays avec indexation, mais pas dans le panel des pays sans indexation;
- iii) la variable "termes de l'échange" a le bon signe et est significative seulement dans le cas de l'Allemagne et le panel des pays avec indexation.

Tableau 4.2-3 : Equation de salaires DG ECFIN, relation de long terme, 1980-2011†
Variable dépendante: salaire nominal par employé (devise nationale)

	Luxembourg	Belgique	Panel avec indexation	Allemagne	France	Suisse	Panel sans indexation
Log CPI	1,475*** (0,063)	0,800*** (0,088)	1,044*** (0,101)	0,754*** (0,193)	1,023*** (0,064)	1,686*** (0,246)	1,149*** (0,104)
Taux de Chômage	-0,007 (006)	-0,001 (0,004)	0,010** (0,005)	-0,0007 (0,004)	-0,007** (0,003)	-0,009 (0,006)	-0,005 (0,003)
Log Productivité	0,478*** (0,065)	1.152*** (0,173)	0,802*** (0,094)	0,215 (0,288)	0,669*** (0,120)	-0,043 (0,282)	0,228 (0,356)
Log Termes de l'échange	-0,115 (0,199)	0,220 (0,140)	0,365*** (0,084)	0,687** (0,284)	-0,33*** (0,118)	-0,122 (0,166)	0,160 (0,291)
Constante	-4,547*** (0,965)	-6,22*** (0,659)	-6,479*** (0,328)	-4,123** (1,640)	-2,48*** (0,562)	-2,626*** (0,865)	-2,724*** (0,417)
I_1							-0,787*** (0,017)
I_2							-0,636*** (0,031)
Observations	27	33	60	21	32	20	73
R-squared	0,99	0,99	0,99	0,97	0,99	0,99	0,99
Nombre de pays	1	1	2	1	1	1	3

† Les équations sont estimées par LSDV. Les écarts-type robustes sont donnés entre les parenthèses.
***significatif à 1%, ** à 5% et * à 10%. Dans le cas des estimations en panel, I_1 correspond au changement de l'effet fixe pour le Luxembourg en cas des pays avec indexation. Pour les pays sans indexation, I_1 correspond à l'Allemagne et I_2 à la France.

Pour les modèles à correction d'erreurs, le tableau 4.2-4 montre les résultats suivants :

- i) la variable « terme de correction d'erreur » a partout le bon signe, mais reste non-significative pour la France et le panel des pays sans indexation ;

- ii) toutes les autres variables ont le signe correct et sont très significatives pour le panel des pays avec indexation ; pour le panel des pays sans indexation en revanche, seule la variable « prix » est significative au seuil de 5% ;
- iii) la valeur du coefficient de terme d'erreur pour la France, ainsi que le panel des pays sans indexation, est beaucoup plus basse que pour les autre pays et est non-significative.

On voit que la prise en compte des observations plus récentes fait disparaître le contraste entre pays avec ou sans indexation que soulignait la DG ECFIN, ce qui illustre bien les précautions à prendre lorsqu'on interprète des résultats obtenus avec de si petits échantillons. Les nouvelles valeurs obtenues pour le coefficient de la variable taux de chômage ne confortent guère l'hypothèse que les salaires seraient moins réactifs au chômage dans les pays avec indexation.

Tableau 4.2-4 : Equation de salaires DG ECFIN, relation de court terme, 1980-2011†
Variable dépendante: taux de croissance du salaire nominal par employé
(devise nationale)

	Luxembourg	Belgique	Panel avec indexation	Allemagne	France	Suisse	Panel sans indexation
Δ Log CPI	0,735*** (0,175)	0,745*** (0,103)	0,822*** (0,03)	1,051*** (0,005)	0,960*** (0,040)	1,188*** (0,201)	0,993*** (0,037)
Δ Taux de Chômage	-0,004 (0,004)	0,008*** (0,003)	0,005*** (0,001)	0,002 (0,003)	0,0008 (0,002)	-0,0003 (0,004)	-0,0005 (0,0006)
Δ Log Productivité	0,333*** (0,069)	0,519*** (0,159)	0,314*** (0,033)	0,312* (0,164)	0,131 (0,10821)	-0,144 (0,210)	0,123 (0,148)
Δ Log Termes de l'échange	-0,135 (0,117)	0,133 (0,144)	0,086*** (0,106)	0,353** (0,153)	0,085 (0,052)	-0,045 (0,101)	0,128* (0,067)
Terme de correction d'erreur	-0,510*** (0,137)	-0,49*** (0,124)	-0,230*** (0,006)	-0,572** (0,201)	-0,094 (0,078)	-0,84*** (0,215)	-0,01 (0,024)
Constante	0,017*** (0,004)	0,008** (0,004)	0,009*** (0,0008)	-0,005 (0,005)	0,008*** (0,002)	0,004 (0,004)	0,004** (0,002)
I_1			0,005*** (0,0001)				-0,004*** (0,0005)
I_2							0,003*** (0,001)
Observations	26	32	58	20	31	19	70
R-squared	0,68	0,76	0,64	0,74	0,96	0,76	0,85
Nombre de pays	1	1	2	1	1	1	3

† Les équations sont estimées par LSDV. Les écarts-type robustes sont donnés entre les parenthèses.

***significatif à 1%, ** à 5% et * à 10%. Dans les estimations en panel, I_1 correspond au changement de l'effet fixe pour le Luxembourg (panel avec indexation) ou l'Allemagne (panel sans indexation), I_2 au changement de l'effet fixe pour la France.

Conclusions

Il est clair donc que l'extension de l'échantillon de la DG ECFIN jusqu'en 2011 change les résultats. C'est assez courant en travail empirique du fait des biais de petit échantillon, mais ceci ne doit pas nous dispenser d'une réflexion plus profonde sur les causes possibles d'une telle instabilité des coefficients estimés. On a déjà souligné la nécessité d'être attentif à la distinction entre secteur marchand ou non-marchand, la nécessité de raisonner en termes horaires plutôt que par travailleur. Il faut également être particulièrement attentif au fait que les variables explicatives sont elles-mêmes affectées par l'évolution des salaires et utiliser une méthode d'estimation qui prenne en compte la possibilité de biais de simultanéité. Nous utiliserons l'approche VAR (Vector Auto Regressive) multivarié. Cette méthode d'estimation traite toutes les variables d'intérêt de la même manière, sans faire d'hypothèse a priori sur l'exogénéité des variables explicatives. Elle a également de meilleures propriétés en petits échantillons.

La section 4.3 ci-après décrit brièvement les propriétés des méthodes de VAR multivarié. La section 4.4 sera consacrée à la ré-estimation de l'équation de salaires dans ce contexte.

4.3 Les méthodes VAR

La littérature récente montre que les séries temporelles de variables économiques présentent souvent une non-stationnarité de type racine unitaire. L'analyse graphique ainsi que les tests statistiques montrent que la plupart des séries temporelles utilisées dans notre étude sont effectivement non-stationnaires, c'est-à-dire (pour faire court) que leur moyenne et leur variance ne sont pas constantes au cours du temps. Pourtant, la stationnarité est essentielle pour pouvoir conduire l'analyse empirique et l'inférence de façon rigoureuse.

LA CO-INTÉGRATION ET LE MODÈLE À CORRECTION D'ERREUR (ECM)

On peut montrer que la stationnarité du modèle empirique peut souvent être rétablie par des transformations telles que la différentiation des variables et/ou par des combinaisons linéaires des variables. Lorsqu'elles existent, ces combinaisons linéaires, qu'on appelle alors « relations de co-intégration, » sont stationnaires quand bien même les variables individuelles qui la composent ne le sont pas. Il n'y a bien sûr aucune garantie a priori que de telles combinaisons stationnaires existent, et leur présence doit être testée.

La co-intégration est une propriété d'un système multivarié, car une seule variable ne peut pas être co-intégrée. Les tests de co-intégration sont donc développés sur base de régressions multiples. Les premiers tests ont été proposés par Engle et Granger (1987)²² sur les résidus d'une seule relation statique entre plusieurs variables. Cette relation serait la relation d'équilibre de long terme entre elles.²³ Malheureusement, cette approche ne permet pas de voir s'il existe

²² Voir Enders (1995).

²³ C'est l'approche utilisée dans l'étude réalisée par la Commission Européenne sur le marché du travail.

plusieurs relations d'équilibre entre plusieurs variables. Et des études ont montré que ce type de test peut manquer de puissance pour rejeter une hypothèse nulle d'absence de relation de long terme, quand cette hypothèse est incorrecte.

Pour remédier à ce manque de puissance, une proposition est d'estimer directement une relation dynamique entre les variables en l'écrivant sous forme de mécanisme de correction d'erreurs (ECM, Error Correction Mechanism). Le test de la nullité du coefficient du terme de correction d'erreur serait alors un test de co-intégration. Ce test a plus de puissance que le test proposé par Engle et Granger. L'estimation d'une équation simple entre plusieurs variables est néanmoins inappropriée lorsqu'une ou plusieurs variables explicatives ne peuvent être considérées comme exogènes. C'est le cas par exemple lorsqu'une ou plusieurs variables explicatives sont elles-mêmes fonction du terme de correction d'erreur. Dans cette situation, l'équation dynamique simple ne permet plus de détecter correctement la présence d'une relation de co-intégration, et les méthodes multivariées deviennent incontournables.

LE MODÈLE VAR

L'analyse de l'équation des salaires sera donc réalisée dans le cadre d'un modèle VAR. Un modèle VAR (Vector Auto Regressive) est un système d'équations dans lequel toutes les variables sont traitées au départ comme endogènes. Chaque variable est expliquée par ses propres valeurs passées et les valeurs passées de toutes les autres variables du modèle.

Les cinq variables utilisées dans cette étude sont W^H , CPI , u , $PROD^H$ et TT , où W^H est le salaire horaire, $PROD^H$ la productivité horaire, TT les termes de l'échange.²⁴ Si on pose $x_t' = [W^H, CPI, u, PROD^H, TT]$, le modèle s'écrit comme suit :

$$x_t = \Pi_1 x_{t-1} + \Pi_2 x_{t-2} + \mu + \delta t + \varepsilon_t \quad (4.3.1)$$

où μ est un vecteur de termes constants et δ le vecteur des coefficients de la tendance déterministe pour les 5 équations. Comme les données sont de fréquence annuelle, et que nous n'avons pas des séries longues de données historiques, nous avons utilisé un retard maximal de 2 périodes. L'inclusion d'une tendance déterministe est motivée d'une part par la nécessité de prendre en compte d'éventuels changements tendanciels dans les pouvoirs de marché par exemple (voir les conclusions de la partie théorique) et par le fait que plusieurs des variables du système pourraient être caractérisées par une telle tendance. Mais cette question peut être testée.

Une fois le modèle estimé, il faut s'assurer avant de procéder aux tests statistiques que les hypothèses de base sous-jacentes à la spécification du modèle VAR sont satisfaites. Ces

²⁴ La variable TT est tantôt définie comme les termes de l'échange et tantôt comme le taux de change réel. Toutes les variables sont exprimées en logarithme sauf le taux de chômage qui est exprimé en niveau et en points de pourcentage.

hypothèses sont la constance des paramètres, la normalité des erreurs²⁵ et l'absence d'autocorrélation dans les erreurs. Le VAR non-contraint est estimé par moindres carrés ordinaires, et les tests de spécification sont utilisés pour voir si les hypothèses sont satisfaites, ou si d'autres modifications sont nécessaires, comme l'augmentation du nombre de retards, le changement de l'échantillon ou l'ajout d'autres variables comme des variables auxiliaires pour tenir compte de changements structurels.

Une fois qu'un VAR est considéré comme une bonne représentation des propriétés des données utilisées, on peut tester l'existence ou non de racines unitaires dans ce système. Pour que les inférences faites sur base du modèle estimé soient solides, il est important de pouvoir établir la stationnarité de chacune des relations. À cette fin, il est souvent utile de transformer le modèle pour l'écrire sous la forme suivante :

$$\Delta x_t = \Phi_1 \Delta x_{t-1} - \Pi x_{t-1} + \mu + \delta t + \varepsilon_t \quad (4.3.2)$$

Dans cette équation, $\Pi = I - \Pi_1 - \Pi_2$ contient toute l'information pour déterminer la stationnarité ou non des variables du modèle. Si cette matrice est de rang complet, cela implique que toutes les variables dans le système sont stationnaires. Si $\Pi = 0$, le terme en niveau de x_{t-1} disparaît et les relations sont exprimées en termes de différences premières des variables, qui seront en général stationnaires.²⁶ Mais il existe parfois aussi un cas intermédiaire où la matrice Π est dite de rang réduit r . Dans ce cas, le vecteur x_t est non-stationnaire, mais r combinaisons linéaires de ses éléments deviennent stationnaires. On dit alors que les variables dans ce système sont co-intégrées. La matrice Π peut alors être écrite sous la forme d'un produit de deux vecteurs:

$$\Pi = -\alpha \beta'$$

où β est le vecteur des coefficients de la relation de co-intégration et α le vecteur des coefficients de correction d'erreur. On peut alors ré-écrire l'équation (4.3.2) sous la forme d'un VAR co-intégré :

$$\Delta x_t = \Phi_1 \Delta x_{t-1} - \alpha \beta' x_{t-1} + \mu + \delta t + \varepsilon_t \quad (4.3.3)$$

La méthode la plus souvent utilisée pour déterminer le rang de co-intégration est celle proposée par Johansen (1988, 1991). Cette méthode applique l'approche de maximum de vraisemblance à un modèle VAR dans lequel des contraintes sont imposées sur la matrice Π . Avant de déterminer le rang de co-intégration, il est important de bien réfléchir à la spécification des termes déterministes (terme constant et tendance déterministe), étant donné que les distributions asymptotiques des tests de co-intégration changent selon que ces termes sont inclus ou non dans la relation de co-intégration.

²⁵ La normalité est rarement acceptée en pratique, mais c'est surtout la symétrie qui compte. Voir Hendry et Juselius (2001).

²⁶ Cela dépend alors des propriétés de la matrice Φ_1 .

Les premières contraintes à tester sont donc celles qui déterminent le rang de la matrice Π , c'est-à-dire le nombre de relations de co-intégration, interprétées du point de vue économique comme des relations d'équilibre de long-terme. Ensuite, et conditionnellement au choix du rang, on peut tester des contraintes sur les paramètres de long terme β , et les ajustements de court-terme α et Φ_1 .

LA SPÉCIFICATION DU MODÈLE EMPIRIQUE

Le système VAR que nous allons estimer pour chaque pays aura donc la forme suivante :

$$\begin{pmatrix} \Delta W_t^H \\ \Delta CPI_t \\ \Delta u_t \\ \Delta PROD_t^H \\ \Delta TT_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{131} & \phi_{14} & \phi_{15} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} & \phi_{24} & \phi_{25} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} & \phi_{34} & \phi_{35} \\ \phi_{41} & \phi_{42} & \phi_{43} & \phi_{44} & \phi_{45} \\ \phi_{51} & \phi_{52} & \phi_{53} & \phi_{54} & \phi_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta W_{t-1}^H \\ \Delta CPI_{t-1} \\ \Delta u_{t-1} \\ \Delta PROD_{t-1}^H \\ \Delta TT_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & \pi_{131} & \pi_{14} & \pi_{15} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & \pi_{23} & \pi_{24} & \pi_{25} \\ \pi_{31} & \pi_{32} & \pi_{33} & \pi_{34} & \pi_{35} \\ \pi_{41} & \pi_{42} & \pi_{43} & \pi_{44} & \pi_{45} \\ \pi_{51} & \pi_{52} & \pi_{53} & \pi_{54} & \pi_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} W_{t-1}^H \\ CPI_{t-1} \\ u_{t-1} \\ PROD_{t-1}^H \\ TT_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \psi_1 \\ \psi_2 \\ \psi_3 \\ \psi_4 \\ \psi_5 \end{pmatrix} d_t + \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \mu_4 \\ \mu_5 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \end{pmatrix} t + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \varepsilon_5 \end{pmatrix} \quad (4.3.4)$$

La variable δ_t est une variable auxiliaire (de valeur 0 ou 1) utilisée pour prendre en compte l'effet d'événements particuliers, tel un choc pétrolier ou un changement de politique économique.²⁷

Avant de procéder à déterminer le rang de la matrice Π , il faut s'assurer que le VAR estimé est bien spécifié, qu'il n'y a ni autocorrélation des résidus ni instabilité des paramètres, et que les résidus ont une distribution normale. C'est bien à ce stade que l'on doit décider si la présence d'une ou plusieurs variables auxiliaires est souhaitable. Si c'est le cas, il faut aussi décider comment les traiter, c'est-à-dire si on estime que leurs effets étaient transitoires ou permanents. Si un effet est estimé permanent, alors cette variable doit apparaître dans l'éventuelle relation de long-terme. Ce choix aura un effet sur le reste de l'approche. Dans la plupart des résultats dans ce rapport, les variables auxiliaires n'interviennent pas dans l'équilibre de long-terme, sauf dans le cas du secteur marchand en Belgique, où l'introduction de la fixation de l'indexation sur l'indice pivot semble avoir un effet permanent sur l'équilibre de long-terme.

L'étape suivante est le test de rang de la matrice Π qui détermine le nombre de relations d'équilibre de long-terme entre les cinq variables. Nous trouvons dans presque tous les cas qu'il existe une et une seule relation de long-terme. En d'autres termes, la relation (4.3.4) peut être écrite sous la forme suivante :

$$\begin{pmatrix} \Delta W_t^H \\ \Delta CPI_t \\ \Delta u_t \\ \Delta PROD_t^H \\ \Delta TT_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{131} & \phi_{14} & \phi_{15} \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} & \phi_{24} & \phi_{25} \\ \phi_{31} & \phi_{32} & \phi_{33} & \phi_{34} & \phi_{35} \\ \phi_{41} & \phi_{42} & \phi_{43} & \phi_{44} & \phi_{45} \\ \phi_{51} & \phi_{52} & \phi_{53} & \phi_{54} & \phi_{55} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \Delta W_{t-1}^H \\ \Delta CPI_{t-1} \\ \Delta u_{t-1} \\ \Delta PROD_{t-1}^H \\ \Delta TT_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \\ \alpha_5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \beta_1 & \beta_2 & \beta_3 & \beta_4 & \beta_5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} W_{t-1}^H \\ CPI_{t-1} \\ u_{t-1} \\ PROD_{t-1}^H \\ TT_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \psi_1 \\ \psi_2 \\ \psi_3 \\ \psi_4 \\ \psi_5 \end{pmatrix} d_t + \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \\ \mu_4 \\ \mu_5 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \delta_3 \\ \delta_4 \\ \delta_5 \end{pmatrix} t + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \\ \varepsilon_5 \end{pmatrix} \quad (4.3.5)$$

²⁷ On peut inclure plusieurs variables auxiliaires, sans changer la discussion générale.

Le vecteur β donne la combinaison linéaire des variables dans le système qui devient stationnaire, et le vecteur α la vitesse de réaction de chaque variable aux déviations de l'équilibre de long terme (terme de correction d'erreur). On peut alors tester si des éléments de β prennent des valeurs particulières (0 ou 1 par exemple). On peut aussi voir si certains éléments du vecteur α disparaissent. Dans ce cas, le terme de correction d'erreur disparaît de l'équation de la variable correspondante et on peut dire que cette variable est faiblement exogène pour les paramètres de long-terme. Il est possible dans un système VAR qu'une variable i n'ait aucun effet de long-terme ($\beta_i=0$) et disparaisse donc de la relation d'équilibre de long terme, bien qu'elle ait un effet de court terme important (ϕ_{ij} ou $\phi_{ji} \neq 0$).

UN EXEMPLE

Pour illustrer à la fois la nature du modèle utilisé et la méthode d'estimation, on prendra comme exemple un petit modèle macroéconomique stylisé, inspiré des manuels de théorie macroéconomique. Pour que l'exemple soit aussi parlant que possible, on s'en tiendra à une représentation simplifiée, en économie fermée.

Le modèle comprend cinq équations : demande agrégée, formation des prix (équivalent en concurrence imparfaite de la demande de travail), formation des salaires (équivalent de l'offre de travail), productivité apparente de la main-d'œuvre. Les relations non-stochastiques de long terme sont les suivantes :

$$y_t = m_t - p_t, \quad \text{où } y_t = a_t + \alpha n_t, \text{ avec } 0 < \alpha < 1; \quad (4.3.6a)$$

$$p_t = w_t - z_t + \mu_t; \quad (4.3.6b)$$

$$w_t = p_t + \beta_1 n_t + \beta_2 z_t, \quad \text{avec } \beta_1 > 0 \text{ et } 0 \leq \beta_2 \leq 1; \quad (4.3.6c)$$

$$z_t = -(1 - \alpha)n_t + a_t. \quad (4.3.6d)$$

Toutes les variables sont exprimées en logarithme ; pour simplifier la notation, tous les termes constants sont ignorés. La première équation est la relation demande agrégée ; y est l'output, m la masse monétaire nominale, p l'indice de prix. L'output y et l'emploi n sont liés par la fonction de production Cobb-Douglas avec progrès technique exogène a . On suppose que la productivité marginale du travail est décroissante ($\alpha < 1$). La seconde équation définit le prix par le coût marginal plus un taux de marge μ . Le coût marginal est égal, à un terme constant près, au salaire nominal w moins la productivité apparente z . La troisième équation est l'équation des salaires, de laquelle on a pour l'instant évacué tous les termes dynamiques. La quatrième équation définit la productivité apparente.

Ce modèle de long terme a les propriétés néoclassiques traditionnelles : la production et l'emploi d'équilibre sont déterminés entièrement du côté de l'offre agrégée, la demande agrégée et la politique monétaire servant uniquement à déterminer simplement le niveau des prix. Un choc de demande (m) n'a donc aucun effet sur l'emploi. Un choc d'offre en revanche (variation de a ou μ) affectera l'emploi, la productivité et le salaire réel. Par exemple, une hausse du taux de marge

μ diminue l'emploi et le salaire réel, mais stimule la productivité apparente ; une baisse du progrès technique a aura un effet négatif sur l'emploi, le salaire réel et aussi sur la productivité apparente (contrairement au choc de taux de marge).

Pour analyser les propriétés de court terme du modèle, il faut spécifier la dynamique des salaires et spécifier les valeurs des chocs m_t , μ_t et a_t . Pour la dynamique des salaires nominaux, on retiendra le modèle à correction d'erreur suivant :

$$\Delta w_t = \omega_1 \Delta n_{t-1} + \omega_2 \Delta p_{t-1} + \omega_3 \Delta w_{t-1} + \omega_4 \Delta z_{t-1} - \lambda \cdot [w_{t-1} - p_{t-1} - \beta_1 n_{t-1} - \beta_2 z_{t-1}] + \varepsilon_t^w . \quad (4.3.7)$$

Le paramètre λ mesure la vitesse de retour à l'équilibre ; ε_t^w est un choc aléatoire de moyenne nulle. On supposera également les processus stochastiques suivants :

$$\Delta m_t = \rho_m \Delta m_{t-1} + \varepsilon_t^m ; \quad (4.3.8a)$$

$$\Delta \mu_t = \rho_\mu \Delta \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu ; \quad (4.3.8b)$$

$$\Delta a_t = \rho_a \Delta a_{t-1} + \varepsilon_t^a . \quad (4.3.8c)$$

Les termes ε_t^m , ε_t^μ , ε_t^a sont des chocs aléatoires de moyenne nulle ; les paramètres ρ_m , ρ_μ et ρ_a ont une valeur comprise entre 0 et 1, et mesurent la persistance des chocs. Ainsi un choc de 1% sur la masse monétaire au temps t produira à long terme un accroissement de $1/(1-\rho_m)$ % de la masse monétaire, et semblablement pour les autres chocs. La première relation peut s'interpréter en termes d'objectif de politique monétaire. L'hypothèse implicite est que la politique monétaire a pour objectif un taux de croissance constant de la masse monétaire, dont on peut dévier transitoirement suite à des chocs monétaires ε_t^m . Cette représentation, quoique simplifiée (on omet la réaction des autorités monétaires aux évolutions de l'inflation et du niveau d'activité) est assez proche des représentations obtenues dans les travaux empiriques sur l'évolution de la quantité de monnaie. Les valeurs obtenues pour ρ_m sont significativement différentes de zéro, de l'ordre de 0.65. On suppose une relation du même type pour les deux chocs d'offre. Pour le choc de productivité (la troisième équation), la relation correspond à celle utilisée dans les modèles RBC, où ρ_a est fixé le plus souvent à des valeurs proches de l'unité ($\rho_a = 0.95$ en termes annuels). La représentation des chocs de taux de marge pourrait être plus sophistiquée et inclure un terme de correction d'erreur. Par souci de simplicité, nous omettons ce terme.²⁸

Ajoutons qu'une relation dynamique du type

$$\Delta x_t = \rho_x \Delta x_{t-1} + \varepsilon_t^x$$

implique :

²⁸ Introduire un terme de correction d'erreur sur les taux de marge impliquerait l'existence d'une seconde relation de co-intégration (en plus de celle sur les salaires), ce que ne suggère pas notre étude empirique sur la période 1976-2011.

$$x_t = \frac{\varepsilon_t^x}{(1-\rho_x L)(1-L)}$$

où L est l'opérateur de retard. Après substitution dans les relations initiales et réarrangements, le système dynamique peut s'écrire sous la forme matricielle suivante²⁹ :

$$A. \Delta X_t = B. \Delta X_{t-1} - \lambda. C. X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4.3.9)$$

où $X_t = (n_t, p_t, w_t, z_t)'$ est le vecteur des variables, $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^m, \varepsilon_t^\mu, \varepsilon_t^w, \varepsilon_t^a)'$ le vecteur des termes aléatoires, et A, B et C sont des matrices de coefficients. L'équation (4.3.9) constitue le modèle structurel dynamique, dans lequel les chocs structurels apparaissent clairement. En multipliant à gauche et à droite par la matrice A inversée, on obtient :

$$\Delta X_t = F. \Delta X_{t-1} - \lambda G. X_{t-1} + v_t, \quad (4.3.10)$$

où $F = A^{-1}B$, $G = A^{-1}C$ et $v_t = A^{-1}\varepsilon_t$. Plus précisément, les matrices F, G et les termes d'erreurs v_t sont définis comme suit :

$$F = \begin{pmatrix} \varrho_m - \omega_1 & \varrho_m - \varrho_\mu - \omega_2 & \varrho_\mu - \omega_3 & \varrho_m - \varrho_\mu - \omega_4 \\ (1-\alpha)(\varrho_m - \varrho_a) + \alpha\omega_1 & \varrho_\mu + (1-\alpha)(\varrho_m - \varrho_\mu) + \alpha\omega_2 & -\alpha\varrho_\mu + \alpha\omega_3 & \varrho_\mu + (1-\alpha)(\varrho_m - \varrho_\mu) + \alpha\omega_4 - \varrho_a \\ \omega_1 & \omega_2 & \omega_3 & \omega_4 \\ -(1-\alpha)(\varrho_m - \varrho_a) + (1-\alpha)\omega_1 & -(1-\alpha)(\varrho_m - \varrho_\mu) + (1-\alpha)\omega_2 & -(1-\alpha)\varrho_\mu + (1-\alpha)\omega_3 & -(1-\alpha)(\varrho_m - \varrho_\mu - \omega_4) + \varrho_a \end{pmatrix}$$

$$G = \begin{pmatrix} \beta_1 & 1 & -1 & \beta_2 \\ -\alpha\beta_1 & -\alpha & \alpha & -\alpha\beta_2 \\ -\beta_1 & -1 & 1 & -\beta_2 \\ -(1-\alpha)\beta_1 & -(1-\alpha) & (1-\alpha) & -(1-\alpha)\beta_2 \end{pmatrix}$$

$$v_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^m - \varepsilon_t^\mu - \varepsilon_t^w \\ (1-\alpha)\varepsilon_t^m + \alpha(\varepsilon_t^\mu + \varepsilon_t^w) - \varepsilon_t^a \\ \varepsilon_t^w \\ (1-\alpha)(\varepsilon_t^m - \varepsilon_t^\mu - \varepsilon_t^w) + \varepsilon_t^a \end{pmatrix}$$

L'équation (4.3.10) est la forme réduite du modèle. Elle correspond exactement à l'équation (4.3.5) discutée précédemment dans le contexte de l'estimation de modèles VAR. On soulignera en particulier que le terme de correction d'erreur apparaît dans chacune des équations de la forme réduite bien qu'il était présent dans la seule équation des salaires dans le modèle structurel de départ. On soulignera également que le terme d'erreur associé à chacune des équations de la forme réduite est une combinaison linéaire des termes d'erreurs structurels. Les termes d'erreurs de la forme réduite seront donc généralement corrélés.

Dans cet exemple, le modèle structurel sous-jacent au modèle VAR est connu, et on peut donc espérer pouvoir identifier les paramètres et les termes d'erreurs structurels. C'est impossible lorsque le modèle structurel sous-jacent est inconnu, comme dans l'analyse empirique qui va suivre. On pourrait bien sûr faire l'hypothèse que le modèle structurel sous-jacent dans notre étude empirique correspond précisément à celui utilisé dans notre exemple. C'est probablement

²⁹ On a également éliminé la variable y_t en utilisant la fonction de production $y_t = a_t + \alpha n_t$.

beaucoup trop restrictif, en particulier en économie ouverte. On préférera donc rester prudent quant à une interprétation en termes structurels.

4.4 Estimation d'un modèle VAR par pays

Cette section présente les résultats d'estimation obtenus dans le cadre d'un modèle VAR multivarié. Quatre pays sont considérés : deux avec indexation (Belgique et Luxembourg), deux sans indexation (Allemagne et France). On considérera successivement les résultats obtenus pour l'ensemble de l'économie et pour le seul secteur marchand. Cette distinction est motivée par le fait que les modes de détermination des salaires et des prix sont assez différents dans les secteurs marchand et non-marchand de l'économie. A priori, les spécifications utilisées conviennent mieux à la logique du secteur marchand. Il est donc important de vérifier la robustesse des résultats obtenus à l'inclusion ou non du secteur non-marchand dans l'analyse. Une analyse plus fine encore au niveau des secteurs (industrie vs services marchands) fera l'objet de la section 4.5 et sera limitée au cas du Luxembourg.

Remarques préliminaires

Nous avons choisi d'utiliser pour nos estimations les statistiques nationales de chacun des pays, plutôt que EUKLEMS. Il existe plusieurs raisons pour ce choix. Premièrement, le recours aux données nationales est obligé pour une analyse plus fine au niveau des secteurs désagrégés, comme nous le ferons pour le Luxembourg (voir section 4.5). Deuxièmement, le recours aux statistiques nationales est nécessaire pour reconstruire certaines séries statistiques, en particulier les séries de salaire et productivité horaires. Dans le cas du Luxembourg, la base de données EUKLEMS semble construite sous l'hypothèse que les heures travaillées auraient évolué parallèlement dans les différents secteurs avant 1987. Ceci s'est fait au niveau de la désagrégation des heures globales aux secteurs marchand et non-marchand, ainsi qu'au niveau plus fin de la désagrégation du secteur marchand aux secteurs industrie et services marchands.

Dans le cas de l'Allemagne, il est difficile de voir comment les données pré- et post-unification ont été mises ensemble. Les graphiques de la section 2 sur les heures de travail suggèrent que le même type de multiplicateur fixe a été appliqué également. Pour la Belgique, les nombres d'heures dans les données EUKLEMS sont systématiquement supérieurs à ceux publiés par la BNB, et pour la France ils sont systématiquement inférieurs à ceux publiés par l'INSEE. Avant 1995, le seul pays où les autres données EUKLEMS et nationales correspondent est la France. Après 1995, la correspondance s'applique pour tous les pays.

Dans toutes les estimations, nous avons inclus la tendance déterministe t dans la relation de long-terme. En l'absence de cette contrainte, on aurait des tendances déterministes dans les taux de croissance des variables, et donc des tendances quadratiques dans les niveaux, ce qui serait irréaliste dans la plupart des situations économiques. Par contre, le terme constant est non-

contraint, ainsi que la plupart des variables auxiliaires. Contraindre le terme constant à la relation de long-terme implique des taux de croissance de long-terme de 0 et aucune tendance dans les séries, ce qui de nouveau n'est clairement pas le cas avec les variables de ce modèle.

Comme mentionné dans la section précédente, il est parfois nécessaire d'introduire des variables auxiliaires dans le modèle afin de tenir compte des événements extraordinaires. Le bon choix du rang de co-intégration dans un modèle VAR doit se faire sur base d'un modèle bien spécifié. L'impact des événements extraordinaires, tel un choc pétrolier ou un changement de politique économique, rejaillit en général sur la normalité des résidus des équations estimées. L'introduction de variables auxiliaires permet de satisfaire les conditions nécessaires pour pouvoir tester correctement la présence de relations d'équilibre de long-terme. Dans tous les cas présentés dans cette section, le test de co-intégration de Johansen suggère la présence d'une seule relation d'équilibre de long-terme.

Nous avons estimé plusieurs spécifications pour chacun des pays, en introduisant des variables différentes dans le système VAR, telles que les taux de change réels basés sur les prix à la consommation ou sur les coûts unitaires en main-d'œuvre. Les résultats retenus dans ce rapport sont ceux qui nous semblent les plus fiables. Pour le Luxembourg, l'effet des termes de l'échange sera mesuré par le logarithme des termes de l'échange des biens et services (*LTTGS*). Dans le cas de la France, la variable *LTTGS* a toujours posé un problème et nous avons opté plutôt pour le taux de change effectif réel basé sur les coûts unitaires de travail. Dans le cas de la Belgique, la variable *LTTGS* n'est jamais significative dans l'équilibre de long-terme et nous avons opté également pour le taux de change effectif réel basé sur les coûts unitaires de travail. Dans certains cas, nous avons aussi testé l'ajout de la variable représentant le ratio du prix de la valeur ajoutée sur le prix à la consommation (en logarithme).

Nous avons systématiquement testé si le coefficient de long terme des prix à la consommation était significativement différent de l'unité. Les deux résultats, non-contraints et contraints, sont présentés. Les résultats contraints sont reproduits dans la colonne en grisé.

4.4.1. Ensemble de l'économie

Les tableaux 4.4.1-1 à 4.4.1-4 donnent les résultats de la relation d'équilibre de long-terme ainsi que les relations dynamiques qui ressortent de l'estimation de modèles VAR au niveau de tous les secteurs pour le Luxembourg, la Belgique, la France et l'Allemagne.

LUXEMBOURG

Deux équations sont présentées pour le Luxembourg. La première colonne est la relation d'équilibre non-contrainte. Toutes les variables ont le signe correct. Dans cette relation, on remarque que le coefficient de la productivité est non-significatif. La deuxième colonne impose la contrainte que le coefficient de CPI soit égal à 1. Cette contrainte est acceptée et la productivité devient significative. C'est aussi le cas pour la tendance déterministe.

On remarque que pour l'équation dynamique, la plupart des coefficients restent du même ordre de grandeur dans les deux spécifications. Le coefficient du terme de correction d'erreur est par contre non-significatif pour la version non-contrainte, mais devient significatif à 5% pour le modèle contraint. Les autres variables restent significatives.

Tableau 4.4.1-1a : Luxembourg, ensemble de l'économie, relation de long terme,
Variable dépendante : salaire nominal horaire
Estimations par un modèle VAR, méthode de Johansen pour la cointégration.

	Luxembourg <i>non-contraint</i>	Luxembourg <i>contraint</i>
Log CPI	1,811 (0,298)	1
Taux de Chômage	-0,106 (0,015)	-0,066 (0,009)
Log Productivité/heure	0,198 (0,362)	0,593 (0,170)
Log Termes de l'échange	1,624 (0,675)	0,944 (0,465)
Tendance	0,002 (0,004)	0,014 (0,002)
Observations	36	36
Echantillon	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires (hors de la relation d'équilibre)	Di78t, Di89t, Di03t Di08t, Di09t	Di78t, Di89t, Di03t Di08t, Di09t

D_{it} prend la valeur de 1 en temps 19t ou 20t et 0 autrement.

Tableau 4.4.1-1b : Luxembourg, ensemble de l'économie, relation de court terme,
Variable dépendante : taux de croissance du salaire horaire nominal
Estimations par FIML.

	Luxembourg <i>non-contraint</i>	Luxembourg <i>contraint</i>
$\Delta \text{Log Rémunération/heure}_{t-1}$	0,437***	0,424***
$\Delta \text{Log CPI}_{t-1}$	0,204*	0,193*
$\Delta \text{Taux de Chômage}_{t-1}$	0,014***	0,014***
$\Delta \text{Log Productivité/heure}_{t-1}$	0,373***	0,256**
$\Delta \text{Log Termes d'échange}_{t-1}$	-0,242**	-0,179**
Terme de Correction d'Erreur $_{t-1}$	-0,048	-0,095**
Constante	0,010*	0,013***
Observations	36	36
sigma	0,011	0,011
Echantillon	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires	Di78 _t , Di89 _t , Di09 _t	Di78 _t , Di89 _t , Di09 _t

Un '-' dans une case signifie que la variable n'était pas significative dans le modèle à correction d'équilibre, testé par ratio de vraisemblance. Les termes de correction d'erreurs sont chaque fois ajustés pour leur moyenne.

BELGIQUE

Comme pour le Luxembourg, les deux colonnes sont des versions non-contrainte et contrainte de la relation d'équilibre de long-terme. Nous avons utilisé la variable taux de change effectif réel basé sur les coûts unitaires de travail (*reer-ulc*) pour la compétitivité et inclus la variable auxiliaire *Ds94+* qui prend la valeur de 0 jusque 1993 et la valeur de 1 à partir de 1994, date où l'indexation des salaires a été fixée sur l'indice pivot.

Nous remarquons que le taux de chômage, la productivité et le taux de change effectif réel sont significatifs, même après l'imposition de la contrainte que le coefficient du *CPI* soit égal à 1, et celui de la tendance déterministe égal à 0.

En ce qui concerne le modèle dynamique, on remarque que les coefficients des variables restent plus ou moins du même ordre de grandeur quelle que soit la spécification. Remarquons aussi que la variable taux de change effectif réel basé sur les coûts unitaires de travail n'a pas d'effets de court-terme significatifs dans les deux cas. Mais le retrait de la variable de l'équation dynamique est rejeté par les critères d'information.

Tableau 4.4.1-2a : Belgique, ensemble de l'économie, relation de long terme, Variable dépendante : salaire nominal horaire
Estimations par un modèle VAR, méthode de Johansen pour la cointégration.

	Belgique <i>non-contraint</i>	Belgique <i>contraint</i>
Log CPI	0,987 (0,168)	1
Taux de Chômage	-0,012 (0,004)	-0,013 (0,003)
Log Productivité/heure	0,531 (0,217)	0,647 (0,035)
Log REER-ulc	-0,170 (0,077)	-0,088 (0,047)
Tendance	0,002 (0,002)	0
Observations	36	36
Echantillon	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires (hors de la relation d'équilibre)	$Di80_t, Di82_t$ $Ds94+_t$	$Di80_t, Di82_t$ $Ds94+_t$

Les coefficients 0 résultent de test de maximum de vraisemblance. D_{it} prend la valeur de 1 en temps $19t$ ou $20t$ et 0 autrement. D_{st} prend la valeur de 1 à partir du temps $19t$ jusqu'à la fin de la période et 0 autrement.

Tableau 4.4.1-2b : Belgique, ensemble de l'économie, relation de court terme,
Variable dépendante : taux de croissance du salaire horaire nominal
Estimations par FIML.

	Belgique <i>non-constraint</i>	Belgique <i>constraint</i>
$\Delta \text{Log Rémunération/heure}_{t-1}$	0,421***	0,455***
$\Delta \text{Log CPI}_{t-1}$	0,289**	0,286
$\Delta \text{Taux de Chômage}_{t-1}$	-	-
$\Delta \text{Log Productivité/heure}_{t-1}$	-0,345**	-0,352**
$\Delta \text{Log REER-ulc}_{t-1}$	-	-0,083
Terme de Correction d'Erreur $_{t-1}$	-0,328***	-0,401***
Constante	0,011*	0,008
Observations	36	36
sigma	0,013	0,013
Echantillon	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires	Di80 _t , Di82 _t Ds94 _t	Di80 _t , Di82 _t Ds94 _t

Un '-' dans une case signifie que la variable n'était pas significative dans le modèle à correction d'équilibre, testé par ratio de vraisemblance. Les termes de correction d'erreurs sont chaque fois ajustés pour leur moyenne.

FRANCE

Dans le cas de la France, comme dans les deux cas précédents, nous présentons deux spécifications. Les deux colonnes ci-dessous donnent les versions non-contraite et contrainte de la relation d'équilibre de long-terme.

Nous avons examiné plusieurs spécifications avec la variable habituelle représentant les termes de l'échange, *LTTGS*. Mais nous avons toujours rencontré le même problème de signe négatif et significativement différent de 0. L'utilisation du ratio prix de la valeur ajoutée - prix à la consommation comme variable supplémentaire ne résout pas le problème. Nous avons finalement opté pour la spécification avec la variable taux de change effectif réel basés sur les coûts unitaires de travail, *reer-ulc*.

Le taux de chômage ainsi que la productivité apparaissent avec le bon signe et sont significatifs. Le taux de change effectif réel a un signe négatif et est significatif. Cela suggère qu'une diminution de ce taux de change réel provoque une augmentation des salaires nominaux dans les périodes qui suivent.

En ce qui concerne le modèle dynamique, à part le taux de chômage, toutes les autres variables ont aussi des effets significatifs dans le court-terme. Le taux de croissance des prix à la consommation garde un coefficient relativement élevé même à court-terme.

Tableau 4.4.1-3a : France, ensemble de l'économie, relation de long terme,
Variable dépendante : salaire nominal horaire
Estimations par un modèle VAR, méthode de Johansen pour la cointégration.

	France <i>non-constraint</i>	France <i>constraint</i>
Log CPI	0,859 (0,058)	1
Taux de Chômage	-0,011 (0,004)	-0,011 (0,003)
Log Productivité/heure	0,986 (0,254)	0,698 (0,103)
Log REER-ulc	-0,486 (0,122)	-0,228 (0,085)
Tendance	0,004 (0,004)	0,006 (0,002)
Observations	36	36
Echantillon	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires (hors de la relation d'équilibre)	Di80 _t , Di82 _t Di86 _t , Di09 _t	Di80 _t , Di82 _t Di86 _t , Di09 _t

D_{it} prend la valeur de 1 en temps 19t ou 20t et 0 autrement

Tableau 4.4.1-3b : France, ensemble de l'économie, relation de court terme,
Variable dépendante : taux de croissance du salaire horaire nominal
Estimations par FIML.

	France <i>non-constraint</i>	France <i>constraint</i>
Δ Log Rémunération/heure _{t-1}	0,174	0,319***
Δ Log CPI _{t-1}	0,957***	0,821***
Δ Taux de Chômage _{t-1}	-	-
Δ Log Productivité/heure _{t-1}	-0,396*	-0,376*
Δ Log REER-ulc _{t-1}	-0,150**	-0,149**
Terme de Correction d'Erreur _{t-1}	-0,361***	-0,384***
Constante	0,015***	0,011**
Observations	36	36
sigma	0,012	0,013
Echantillon	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires	Di80 _t , Di82 _t Di86 _t , Di09 _t	Di80 _t , Di82 _t Di86 _t , Di09 _t

Un '-' dans une case signifie que la variable n'était pas significative dans le modèle à correction d'équilibre, testé par ratio de vraisemblance. Les termes de correction d'erreurs sont chaque fois ajustés pour leur moyenne.

Nous remarquons aussi que le coefficient du taux de chômage dans la relation de long-terme n'est pas tellement différent du cas de la Belgique mais est plus faible. Il est beaucoup plus faible que pour le Luxembourg. Le terme de correction d'erreurs, par contre, a un coefficient beaucoup plus élevé que pour le Luxembourg mais reste très proche de la Belgique.

ALLEMAGNE

Dans le cas de l'Allemagne, nous avons d'abord commencé à estimer le modèle sur toute la période. Après quelques estimations différentes, nous avons conclu qu'il était préférable d'essayer de s'en tenir autant que possible aux données post-réunification. Comme pour les autres pays, la série nombres d'heures pose un problème. On voit clairement une rupture incompréhensible dans cette série au moment de la réunification, rupture qui a un impact important sur les valeurs des séries de salaire et productivité horaires. Nous avons donc choisi de limiter l'utilisation des données pré-réunification à 1986.

Une autre série qui pose problème dans le cas de l'Allemagne est la série termes de l'échange des biens et services, qui est bien différente des termes de l'échange des biens avant 1988, mais qui coïncide (ou presque) avec celle-ci après cette date. Nous avons donc opté pour les termes de l'échange des biens et les résultats sont donnés dans les tableaux 4.4.1-4a et 4.4.1-4b.

Le tableau 4.4.1-4a montre que le chômage, la productivité horaire ainsi que les termes de l'échange sont toutes des variables bien significatives dans la détermination du niveau d'équilibre des rémunérations horaires nominales. Le coefficient du taux de chômage reste proche du celui pour la Belgique et la France, bien que légèrement plus élevé.

Dans la relation dynamique, les taux de croissance des rémunérations horaires nominales, des prix à la consommation et des termes de l'échange des biens jouent un rôle. La vitesse d'ajustement est plus élevée que pour le Luxembourg.

Tableau 4.4.1-4a : Allemagne, ensemble de l'économie, relation de long terme,
Variable dépendante : salaire nominal horaire
Estimations par un modèle VAR, méthode de Johansen pour la cointégration.

	Allemagne <i>non-constraint</i>	Allemagne <i>constraint</i>
Log CPI	0,651 (0,185)	1
Taux de Chômage	-0,017 (0,004)	-0,014 (0,003)
Log Productivité/heure	1,250 (0,185)	1
Log Termes de l'échange (des biens)	2,411 (0,247)	2,015 (0,187)
Tendance	-0,011 (0,003)	-0,013 (0,0006)
Observations	26	26
Echantillon	1986-2011	1986-2011
Variables auxiliaires (hors de la relation d'équilibre)	$Di90-92_t, Di09_t$	$Di90-92_t, Di09_t$

D_{it} prend la valeur de 1 en temps 19t ou 20t et 0 autrement.

Tableau 4.4.1-4b : Allemagne, ensemble de l'économie, relation de court terme,
Variable dépendante : taux de croissance du salaire horaire nominal
Estimations par FIML

	Allemagne <i>non-constraint</i>	Allemagne <i>constraint</i>
Δ Log Rémunération/heure _{t-1}	0,587***	0,548***
Δ Log CPI _{t-1}	0,435*	0,396*
Δ Taux de Chômage _{t-1}	-	-
Δ Log Productivité/heure _{t-1}	-	-
Δ Log Termes de l'échange _{t-1}	-0,384***	-0,346***
Terme de Correction d'Erreur _{t-1}	-0,200**	-0,198**
Constante	0,001	0,003
Observations	26	26
Sigma	0,010	0,009
Echantillon	1986-2011	1986-2011
Variables auxiliaires	Di90-92 _t	Di90-92 _t

Un '-' dans une case signifie que la variable n'était pas significative dans le modèle à correction d'équilibre, testé par ratio de vraisemblance. Les termes de correction d'erreurs sont chaque fois ajustés pour leur moyenne.

4.4.2. Le secteur marchand

Dans cette partie de l'analyse, nous nous sommes concentrés sur le secteur marchand pour chacun des quatre pays. Étant donné que ce secteur est le plus affecté par la compétitivité au niveau international, il est intéressant de voir si les relations entre les variables principales de notre étude, les rémunérations nominales, les prix à la consommation, le chômage, la productivité horaire et les termes de l'échange, sont différentes quand on analyse ce secteur séparément. La variable supplémentaire utilisée dans ce cas est le ratio du déflateur de la valeur ajoutée sectorielle au prix à la consommation.

Nous présentons ci-dessous les résultats par groupe de pays : Le Luxembourg et la Belgique comme les deux pays avec indexation ; l'Allemagne et la France comme les deux pays sans indexation.

LUXEMBOURG ET BELGIQUE

Les tableaux 4.4.2-1a et 4.4.2-1b donnent les résultats d'estimation pour le secteur marchand dans les deux pays avec indexation. Pour chaque pays, la première colonne présente le modèle non-constraint, la deuxième (en grisé) le modèle contraint retenu. Toutes les contraintes retenues sont acceptées au seuil de 5% (test du rapport des vraisemblances).

Comme on le voit dans le tableau 4.4.2-1a, le modèle contraint pour le Luxembourg présente un signe correct pour le chômage. Cette variable ainsi que la productivité horaire sont toutes les deux significatives. La variable termes de l'échange n'apparaît avec le bon signe que lorsqu'on

introduit aussi la variable ratio des prix (modèle non-contraint). Malheureusement, le modèle non-contraint donne un signe incorrect pour le taux de chômage.

Une spécification similaire pour la Belgique (modèle contraint) donne de bons résultats. On remarque que le coefficient de la variable taux de chômage est plus élevé que celui pour Luxembourg. La productivité horaire a aussi un coefficient beaucoup plus élevé.

Le tableau 4.4.2-1b présente les résultats des modèles dynamiques (ECM). Pour le Luxembourg, on remarque que les valeurs retardées des taux de croissance des rémunérations nominales, des prix ainsi que de la productivité horaire et le changement du taux de chômage restent bien significatives. Le terme de correction d'erreur a un coefficient qui est assez faible.

La spécification pour la Belgique présente une dynamique assez différente, avec un coefficient du taux d'inflation qui est beaucoup plus important. Le taux de chômage, la productivité horaire et les termes de l'échange n'ont pas d'effets de court-terme significatifs. Le coefficient du terme de correction d'erreurs est encore plus bas dans le cas de la Belgique que pour le Luxembourg.

Tableau 4.4.2-1a : Secteur marchand, Belgique et Luxembourg, relation de long terme
Variable dépendante : salaire horaire nominal
Estimation par modèle VAR, méthode de Johansen pour la cointégration

	Luxembourg <i>non-contraint</i>	Luxembourg <i>contraint</i>	Belgique <i>non-contraint</i>	Belgique <i>contraint</i>
Log CPI	1,099 (0,081)	1	0,774 (0,449)	1
Taux de Chômage	0,013 (0,004)	-0,034 (0,005)	-0,062 (0,008)	-0,062 (0,007)
Log Productivité/heure	0,206 (0,078)	0,377 (0,051)	1,196 (0,501)	1,029 (0,215)
Log Termes de l'échange	0,468 (0,166)	0		
Log Px(VA _{ma})/CPI	-0,636 (0,053)			
Log REER-ulc			-0,662 (0,188)	-0,555 (0,148)
Tendance	-0,005 (0,001)	0,011 (0,001)	-0,009 (0,006)	-0,012 (0,004)
Observations	36	36	36	36
Echantillon	1976-2011	1976-2011	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires (dans la relation d'équilibre)			Ds94+ _t	Ds94+ _t
Variables auxiliaires (hors de la relation d'équilibre)	Di78 _t , Di89 _t , Di03 _t Di08 _t	Di78 _t , Di89 _t , Di03 _t Di08 _t , Di09 _t	Di80 _t , Di00 _t , Di08 _t	Di80 _t , Di00 _t , Di08 _t

D_{it} prend la valeur de 1 en temps 19t ou 20t et 0 autrement. D_{st} prend la valeur de 1 à partir du temps 19t jusqu'à la fin de la période et 0 autrement. La significativité des coefficients ou restrictions qui apparaissent dans les tableaux sont testées et acceptées par maximum de vraisemblance (95%).

Tableau 4.4.2-1b : Secteur marchand, Belgique et Luxembourg, relation de court terme
Variable dépendante: taux de croissance du salaire horaire nominal
Estimation par FIML

	Luxembourg <i>non-constraint</i>	Luxembourg <i>constraint</i>	Belgique <i>non-constraint</i>	Belgique <i>constraint</i>
$\Delta \text{Log Rémunération/heure}_{t-1}$	0,533***	0,360***	-	-
$\Delta \text{Log CPI}_{t-1}$	0,278*	0,291**	0,819***	0,838***
$\Delta \text{Taux de Chômage}_{t-1}$	0,015***	0,016***	-	-
$\Delta \text{Log Productivité/heure}_{t-1}$	-	0,234***	0,040	0,054
$\Delta \text{Log Termes de l'échange}_{t-1}$	-	-	-	-
$\Delta \text{Log Px}(VA_{ma})/CPI_{t-1}$	-	-	-	-
$\Delta \text{Log REER-ulc}_{t-1}$	-	-	-	-
Terme de Correction d'Erreur t_{-1}	-0,161	-0,142**	-0,117***	-0,120***
Constante		0,014***	0,015***	0,014***
Observations	36	36	36	36
sigma	0,015	0,013	0,012	0,012
Echantillon	1976-2011	1976-2011	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires	Di89 _t , Di03 _t	Di89 _t , Di03 _t , Di08 _t , Di09 _t	Di80 _t , Di08 _t	Di80 _t , Di08 _t

Un '-' dans une case signifie que la variable n'était pas significative dans le modèle à correction d'équilibre, testé par ratio de vraisemblance. Les termes de correction d'erreurs sont ajustés pour leur moyenne.

ALLEMAGNE ET FRANCE

Les tableaux 4.4.2-2a et 4.4.2-2b donnent les résultats d'estimation pour le secteur marchand en Allemagne et en France, deux pays sans indexation. Pour les raisons invoquées précédemment (voir section 4.4.1), nous avons choisi pour l'Allemagne de ne retenir que la période 1986-2011. Comme précédemment, la première colonne donne pour chaque pays le modèle non-constraint, la deuxième colonne (en grisé) donne le modèle contraint finalement retenu. Toutes les contraintes retenues sont acceptées au seuil de 5% (test du rapport des vraisemblances).

Les coefficients de long terme (tableau 4.4.2-2a) ont tous le signe attendu et sont significatifs. On remarquera que les coefficients du taux de chômage sont semblables dans les deux pays, mais sensiblement plus faibles (en valeur absolue) que ceux obtenus pour le Luxembourg et la Belgique. La variable auxiliaire *Di82* qui est incluse dans le cas de la France pour prendre en compte l'arrêt de l'indexation automatique des salaires à partir de 1982 est bien présente dans le cas du secteur marchand, comme elle l'est dans le cas de l'économie globale.

Le tableau 4.4.2-2b présente les résultats des modèles dynamiques. On voit que dans les deux cas, le taux de chômage n'a pas d'effet significatif à court-terme.

Tableau 4.4.2-2a : Secteur marchand, Allemagne et France, relation de long terme
Variable dépendante : salaire horaire nominal
Estimation par modèle VAR, méthode de Johansen pour la cointégration

	Allemagne <i>non-constraint</i>	Allemagne <i>constraint</i>	France <i>non-constraint</i>	France <i>constraint</i>
Log CPI	0,922 (0,133)	1	0,942 (0,058)	1
Taux de Chômage	-0,017 (0,003)	-0,014 (0,002)	-0,020 (0,005)	-0,019 (0,003)
Log Productivité/heure	1,108 (0,111)	1	0,758 (0,253)	0,819 (0,024)
Log Termes de l'échange (des biens)	1,844 (0,188)	1,755 (0,125)		
Log REER-ulc			-0,700 (0,161)	-0,430 (0,089)
Tendance	-0,016 (0,002)	-0,015 (0,0004)	0,016 (0,003)	0
Observations	26	26	36	36
Echantillon	1986-2011	1986-2011	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires (hors de la relation d'équilibre)	Di90-92 _t , Di09 _t	Di90-92 _t , Di09 _t	Di80 _t , Di82 _t Di86 _t , Di09 _t	Di80 _t , Di82 _t Di86 _t , Di09 _t

La significativité des coefficients ou restrictions qui apparaissent dans les tableaux sont testées et acceptées par maximum de vraisemblance (95%). D_{it} prend la valeur de 1 en temps 19t ou 20t et 0 autrement.

Tableau 4.4.2-2b : Secteur marchand, Allemagne et France, relation de court terme
Variable dépendante: taux de croissance du salaire horaire nominal
Estimation par FIML

	Allemagne <i>non-constraint</i>	Allemagne <i>constraint</i>	France <i>non-constraint</i>	France <i>constraint</i>
Δ Log Rémunération/heure _{t-1}	0,556***	0,540***	0,079	0,246*
Δ Log CPI _{t-1}	0,427*	0,417*	0,986***	0,821***
Δ Taux de Chômage _{t-1}	-	-	-	-
Δ Log Productivité/heure _{t-1}	-	-	-0,340*	-0,432*
Δ Log Termes de l'échange _{t-1}	-0,316***	-0,304***		
Δ Log REER-ulc			-0,115*	-0,138**
Terme de Correction d'Erreur _{t-1}	-0,230***	-0,223***	-0,182***	-0,162**
Constante	0,002	0,003	0,016***	0,015***
Observations	26	26	36	36
sigma	0,009	0,009	0,013	0,013
Echantillon	1986-2011	1986-2011	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires	Di90-92 _t	Di90-92 _t	Di80 _t , Di82 _t Di86 _t , Di09 _t	Di80 _t , Di82 _t Di86 _t , Di09 _t

Un '-' dans une case signifie que la variable n'était pas significatif dans le modèle à correction d'équilibre, testé par ratio de vraisemblance. Les termes de correction d'erreurs sont ajustés pour leur moyenne.

Pour l'Allemagne, la productivité horaire n'a pas non-plus d'effet de court-terme significatif. Le terme de correction d'erreurs a un coefficient plus élevé par rapport aux autres pays, mais ce coefficient reste encore assez faible. On remarque aussi que la dynamique change très peu par rapport au modèle non-contraint, ce qui illustre bien que les contraintes imposées sur la relation de long terme sont acceptées par les données.

Pour la France, hormis le taux de chômage, toutes les variables ont un effet de court terme significatif. Le coefficient du taux d'inflation est assez élevé. Le coefficient du terme de correction d'erreurs a une valeur proche de celle obtenue pour le Luxembourg.

4.4.3. Effets dynamiques de chocs de prix

La comparaison des valeurs des coefficients est une première façon de vérifier s'il existe des différences significatives entre pays avec ou sans mécanisme d'indexation automatique. Dans le contexte de systèmes multivariés tels que notre modèle VAR, les simulations numériques sont un outil d'analyse supplémentaire qui permet de comparer directement les évolutions dynamiques de prix et salaires engendrées par des chocs exogènes. Nous explicitons brièvement quelques éléments utiles pour bien comprendre la portée de cet exercice et présentons et comparons ensuite les résultats obtenus pour chacun des pays.

Eléments de méthodologie

Notre modèle VAR est un système de cinq équations. A chaque équation est associé un terme d'erreur aléatoire (« résidu »). Après reformulation sous forme de mécanismes de correction d'erreurs (ECM ; voir équation (4.3.5)), le système d'équations représente un processus stationnaire qu'on peut réécrire comme une moyenne mobile d'ordre infini dans les erreurs des équations. On peut ensuite, par simulation numérique, calculer les effets d'un choc aléatoire associé à une équation particulière du système sur les valeurs courantes et futures de chacune des variables du système et retracer ainsi les "impulse responses" (littéralement « réponses impulsionnelles ») au choc aléatoire.³⁰ Les effets ainsi calculés sont basés sur l'hypothèse qu'une seule équation est soumise à un choc, en négligeant le fait que les erreurs des différentes équations du système peuvent être corrélées (voir l'exemple développé en section 4.3).

Nous examinerons plus particulièrement les effets dynamiques d'un choc de prix sur les autres variables du système. Parce que le système est interdépendant, un choc sur les prix va affecter l'ensemble des variables. L'effet induit sur les salaires nominaux vient directement via l'indexation (automatique ou non) des salaires sur les prix à la consommation, mais aussi indirectement via les autres variables du système (productivité, chômage, termes de l'échange) et les effets des termes de correction d'erreur. Les conséquences d'un choc sur les prix sont

³⁰ Voir Lütkepohl (1993), section 2.3.2 pour l'explication des "impulse responses" dans le cas d'un système de variables stationnaires et ensuite section 11.3.3 pour une discussion des problèmes liés à l'utilisation de ces effets dans le cas d'un système de variables intégrées et co-intégrées.

particulièrement intéressantes à examiner. La crainte en effet est que la boucle prix-salaires ait une ampleur et une vitesse plus élevées dans les pays avec mécanismes d'indexation automatique, de sorte qu'un choc de prix conduirait à des pertes de compétitivité et des hausses du chômage plus élevées dans ces pays.

Pour éviter toute interprétation abusive des résultats de simulation, il faut garder à l'esprit les limites de cet exercice. Comme souligné dans l'exemple de la section 4.3, les équations du système ne sont pas des équations structurelles, au sens économétrique du terme. Ce sont plutôt des formes réduites d'un modèle structurel partiel non-spécifié. Ceci implique que les termes aléatoires associés à chacune des équations sont en fait des combinaisons linéaires des termes aléatoires du modèle structurel sous-jacent (inconnu). Le terme aléatoire de l'équation de prix par exemple peut représenter aussi bien l'effet d'un choc pétrolier sur les prix ou d'un changement exogène des taux de marge de l'entreprise (cost-push inflation) que celui d'un choc de demande (demand-pull inflation), voire une combinaison des deux. Ce problème est bien connu dans les modèles VAR et a conduit notamment à toute une littérature sur les diverses manières d'identifier les chocs structurels dans les modèles VAR. Cet aspect n'est pas primordial dans le contexte de cette étude.

Résultats de simulation

Nous présentons dans cette section les résultats de simulations obtenus à partir des modèles présentés dans la section 4.4.2, pour le seul secteur marchand. Ce choix est motivé par le fait que la logique de formation des prix et des salaires est assez différente dans les secteurs marchand et non-marchand, les spécifications utilisées convenant mieux au secteur marchand. Les résultats obtenus pour l'ensemble de l'économie sont présentés en annexe III. Les résultats de ces deux ensembles de simulation convergent sur de nombreux points.

Les résultats de simulation sont présentés sous forme de graphiques décrivant les effets d'un choc de prix (exogène) de 1% au temps 0. Les graphiques reproduisent soit les réponses impulsionnelles (impulse responses), soit les effets cumulés (c'est-à-dire la somme des réponses impulsionnelles depuis le moment du choc jusqu'à la date considérée). Les figures 4.4.3-1 à 4.4.3-3 comparent les résultats obtenus pour les différents pays en termes d'évolution des prix, d'évolution des salaires nominaux et d'évolution des salaires réels. Les résultats détaillés par pays (incluant les effets du choc de prix sur le taux de chômage, la productivité et la compétitivité) sont présentés dans les figures 4.4.3-4 à 4.4.3-7. Les effets sont exprimés en points de pourcentage pour le taux de chômage, en taux de croissance annuels pour les autres variables.

Ces figures suggèrent les commentaires suivants.

- Concernant le taux de croissance des prix (taux d'inflation, figure 4.4.3-1)

Le choc exogène sur les prix est de 1% dans tous les pays à la période 1. La figure 4.4.3-1 montre que le choc présente partout une certaine persistance, de sorte que le taux de croissance des prix reste positif durant plusieurs années. La persistance du choc inflationniste est cependant variable selon les pays (voir panneau supérieur de la figure 4.4.3-1). En Allemagne, le taux d'inflation redevient quasi nul dès la seconde période, et devient même (faiblement) négatif ensuite. La persistance est nettement plus élevée en France, où le taux d'inflation est encore de 0.4% après cinq ans. La Belgique et le Luxembourg sont dans une situation intermédiaire, avec une inflation inférieure à 0.2% après 5 ans.

Le résultat est plus frappant encore en termes d'effets cumulés (panneau inférieur de la figure 4.4.3-1). Le choc exogène initial de 1% engendre une hausse cumulée des prix de quelque 5% en France, contre 2.5% et 3% au Luxembourg et en Belgique respectivement, et moins de 1% en Allemagne.

Le contraste entre l'Allemagne et les autres pays est frappant. A la réflexion, ces résultats ne sont pas forcément surprenants. L'Allemagne est connue pour son aversion profonde de l'inflation, en particulier dans la conduite de la politique monétaire avant le passage à l'euro. Le Luxembourg et la Belgique sont un cas intermédiaire, avec une aversion pour l'inflation plus marquée qu'en France, aversion qui s'est manifestée notamment par un arrimage de fait au DMark bien avant le passage à l'euro, via la politique monétaire et la politique salariale (encadrement des négociations salariales, modifications temporaires des mécanismes d'indexation automatique, etc).

- Concernant le taux de croissance des salaires nominaux et des salaires réels (figures 4.4.3-2 et 4.4.3-3)

Les premiers effets du choc de prix apparaissent sur les salaires nominaux avec une période de retard. Le choc de prix implique donc en période 1 une baisse du salaire réel de 1% (figure 4.4.3-3, panneau supérieur). Cette baisse initiale est néanmoins rapidement comblée. Les ajustements des salaires nominaux ramènent assez rapidement les salaires réels à leur nouvelle valeur d'équilibre (figure 4.4.3-3, panneau inférieur). Celle-ci est légèrement inférieure au salaire réel de départ en Belgique, France et Luxembourg, légèrement supérieure en Allemagne.

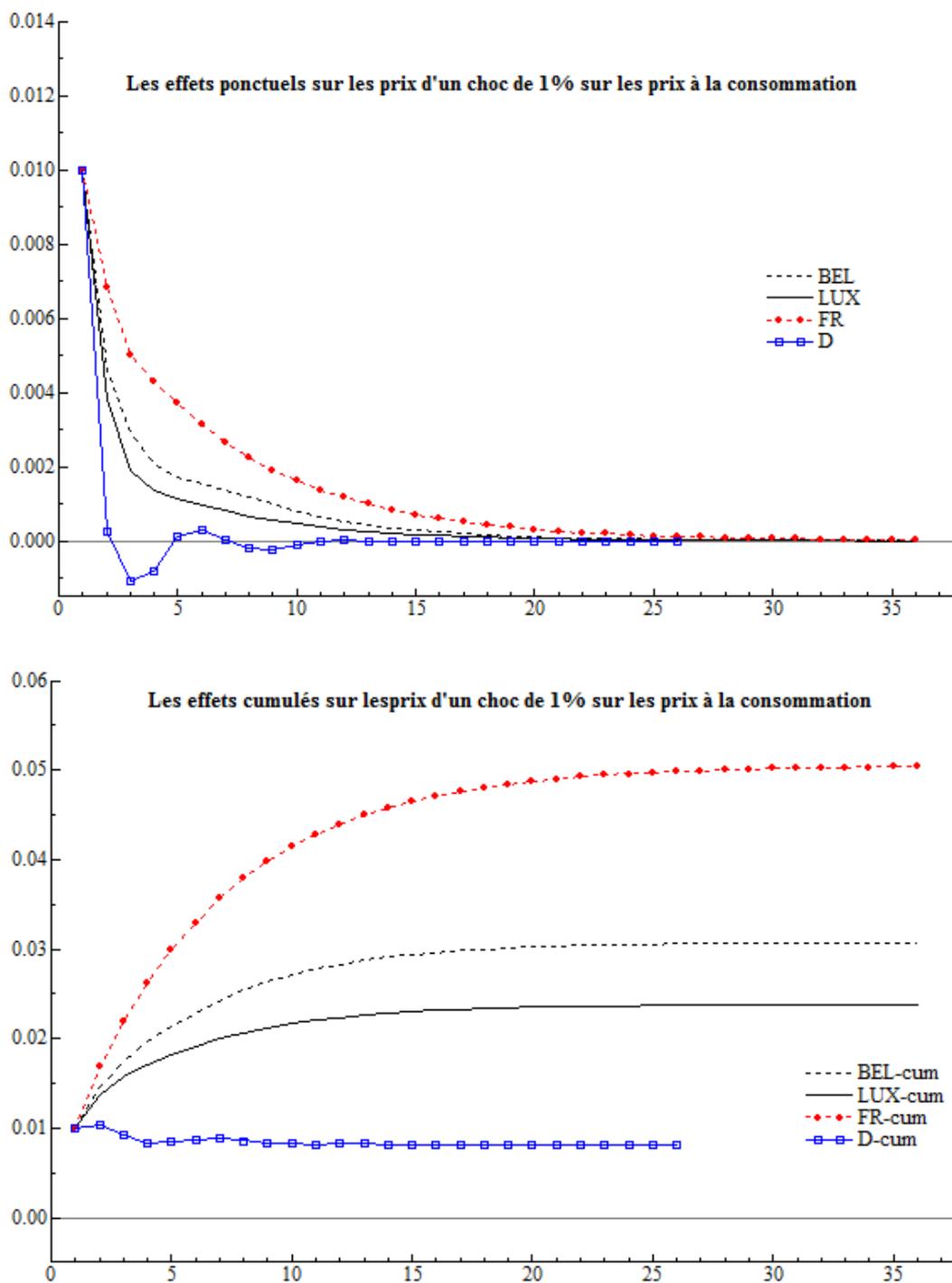


Figure 4.4.3-1 : L'effet d'un choc de 1% sur les prix, sur les prix à la consommation

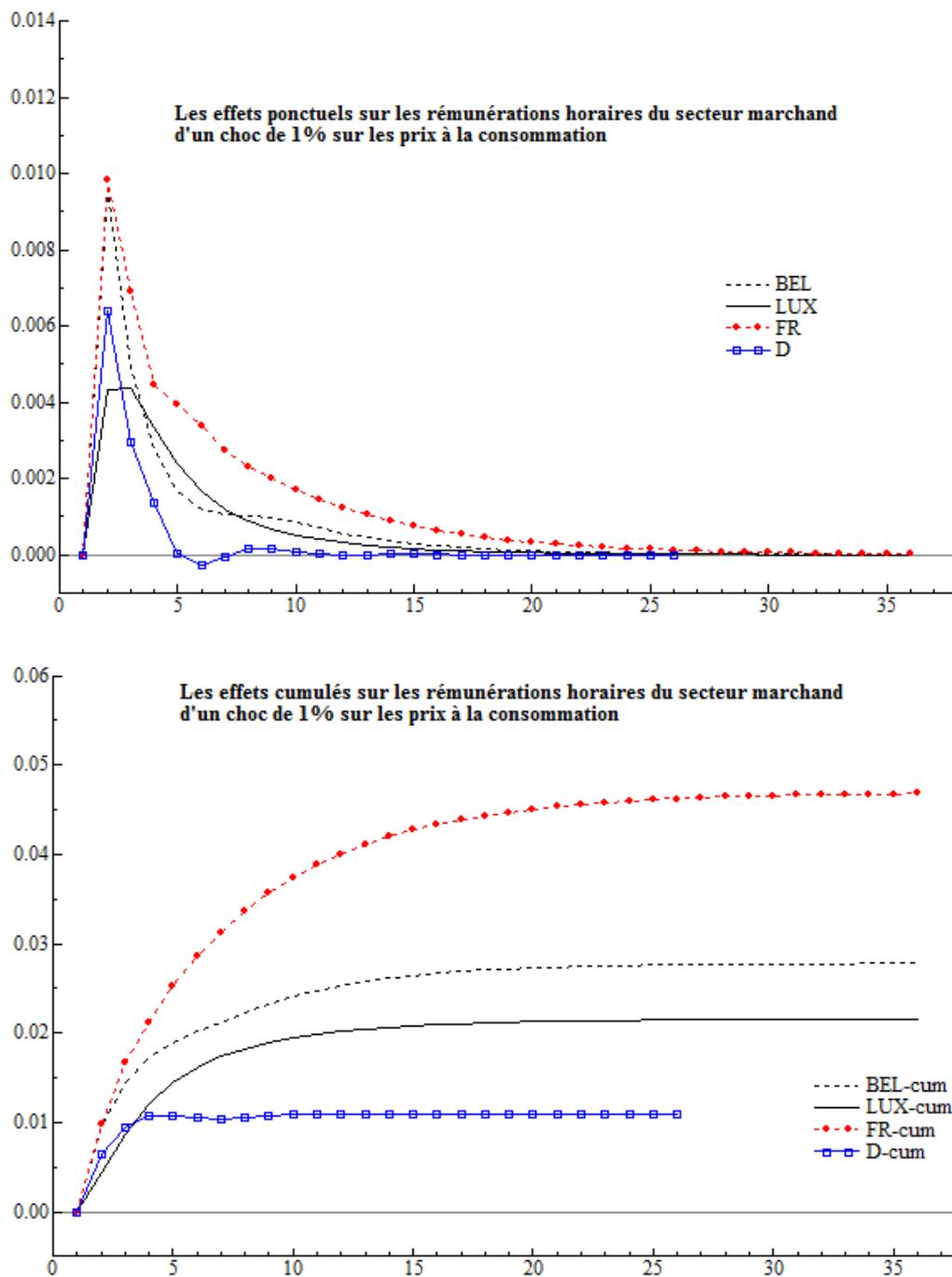


Figure 4.4.3-2 : L'effet d'un choc de 1% sur les prix sur les rémunérations du secteur marchand

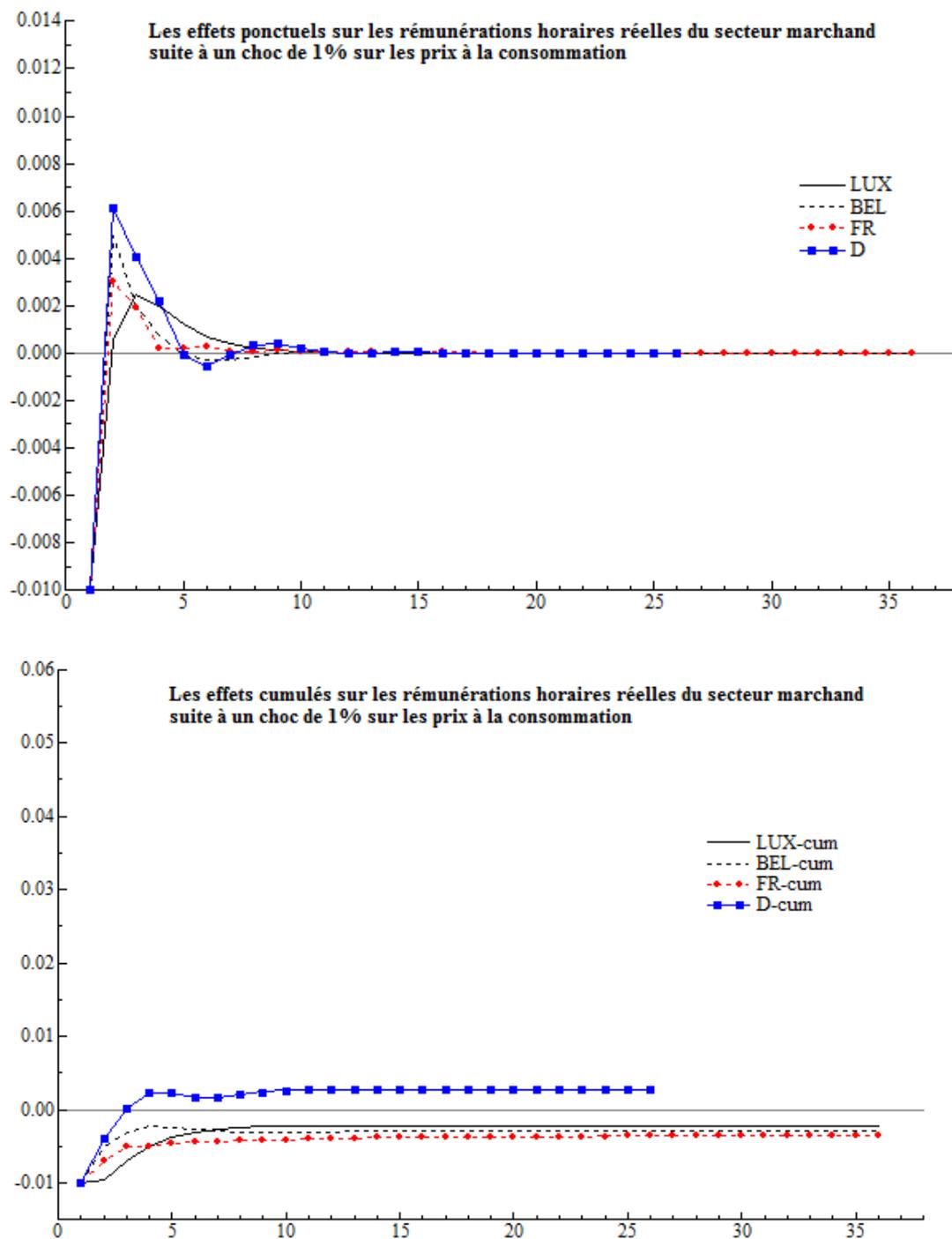


Figure 4.4.3-3 : L'effet d'un choc de 1% sur les prix, sur les rémunérations horaires réelles du secteur marchand

Il n'y a de ce point de vue aucune différence notable entre les pays avec ou sans indexation automatique des salaires. Tout au plus peut-on souligner que la hausse des salaires nominaux n'excède jamais 1% (figure 4.4.3-2, panneau supérieur). Elle reste toujours inférieure à 0.5% au Luxembourg où le rattrapage des salaires sur les prix est quelque peu plus lent, de sorte que les salaires réels ne se stabilisent à leur nouvelle valeur d'équilibre qu'après 5 ans, contre 3 ans dans les autres pays (figure 4.4.3-3, panneau inférieur).

- Concernant le taux de chômage (figures 4.4.3-4 à 4.4.3-7)

Le choc de prix implique dans tous les pays une hausse légère mais durable du taux de chômage. L'effet cumulé sur le chômage est 0.1 point de pourcentage au Luxembourg, 0.3 en Belgique, 0.4 en Allemagne, 0.5 en France.

- Concernant la productivité et la compétitivité (figures 4.4.3-4 à 4.4.3-7)

L'effet du choc de prix sur la productivité apparente du travail est positif et durable en Belgique, France et Luxembourg ; il est négatif en Allemagne (où le salaire réel augmente). L'effet sur la compétitivité est négatif en Belgique (avec néanmoins redressement à long terme), France et Luxembourg ; il est positif en Allemagne.

On sait que le choc de l'équation de prix peut être une combinaison linéaire de différents chocs structurels. Si on s'en réfère à l'exemple de la section 4.3, le fait que le choc de prix implique dans quatre pays sur cinq une hausse durable du chômage associée à une baisse du salaire réel et une hausse de la productivité apparente incite à privilégier une interprétation en termes de choc de taux de marge des entreprises, ou du moins d'une combinaison de chocs dans laquelle le choc de taux de marge jouerait un rôle prépondérant.

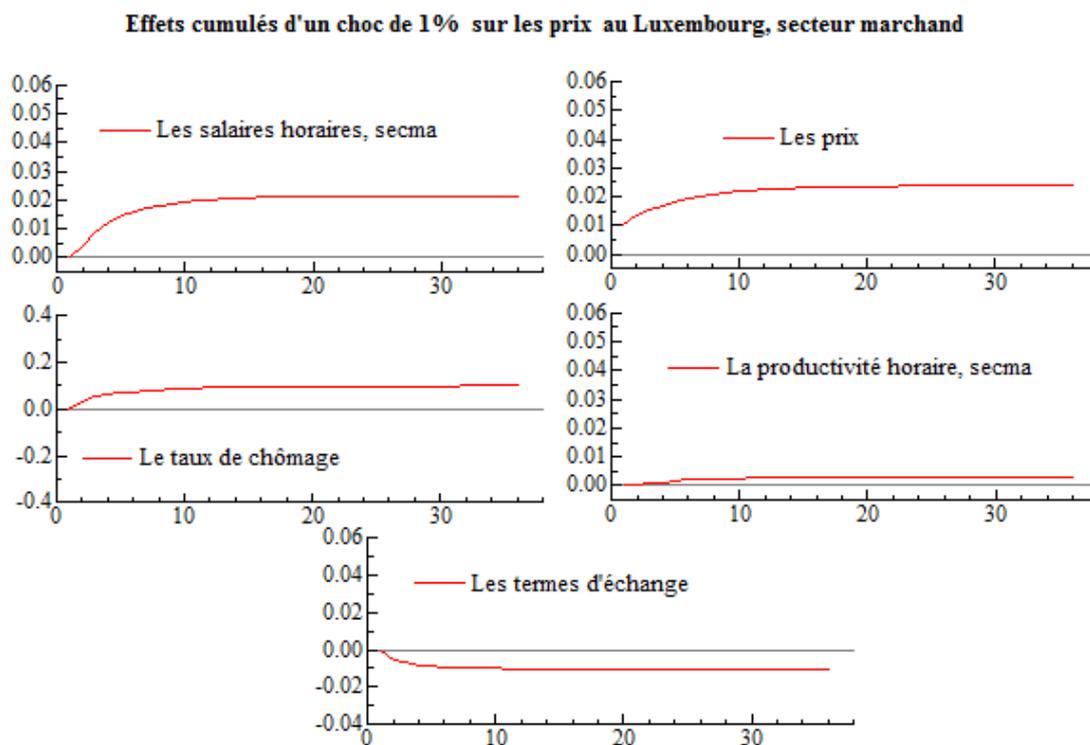
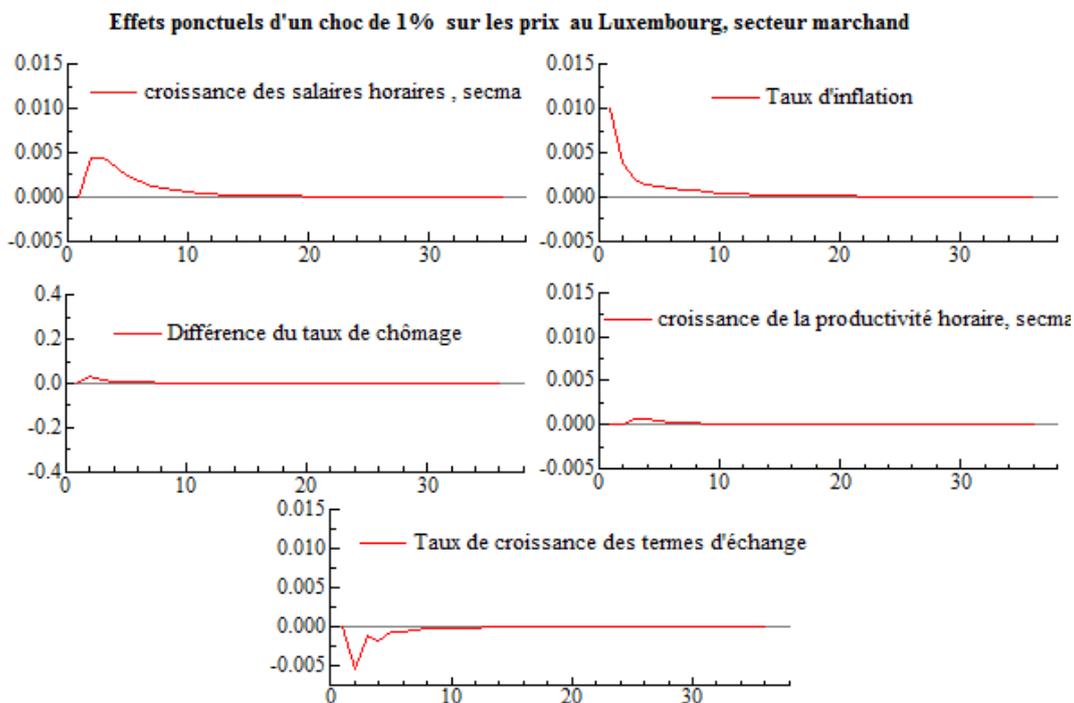


Figure 4.4.3-4 : L'effet d'un choc de 1% sur les prix, secteur marchand, Luxembourg, réponse impulsionnelle (en haut) et effets cumulés (en bas)

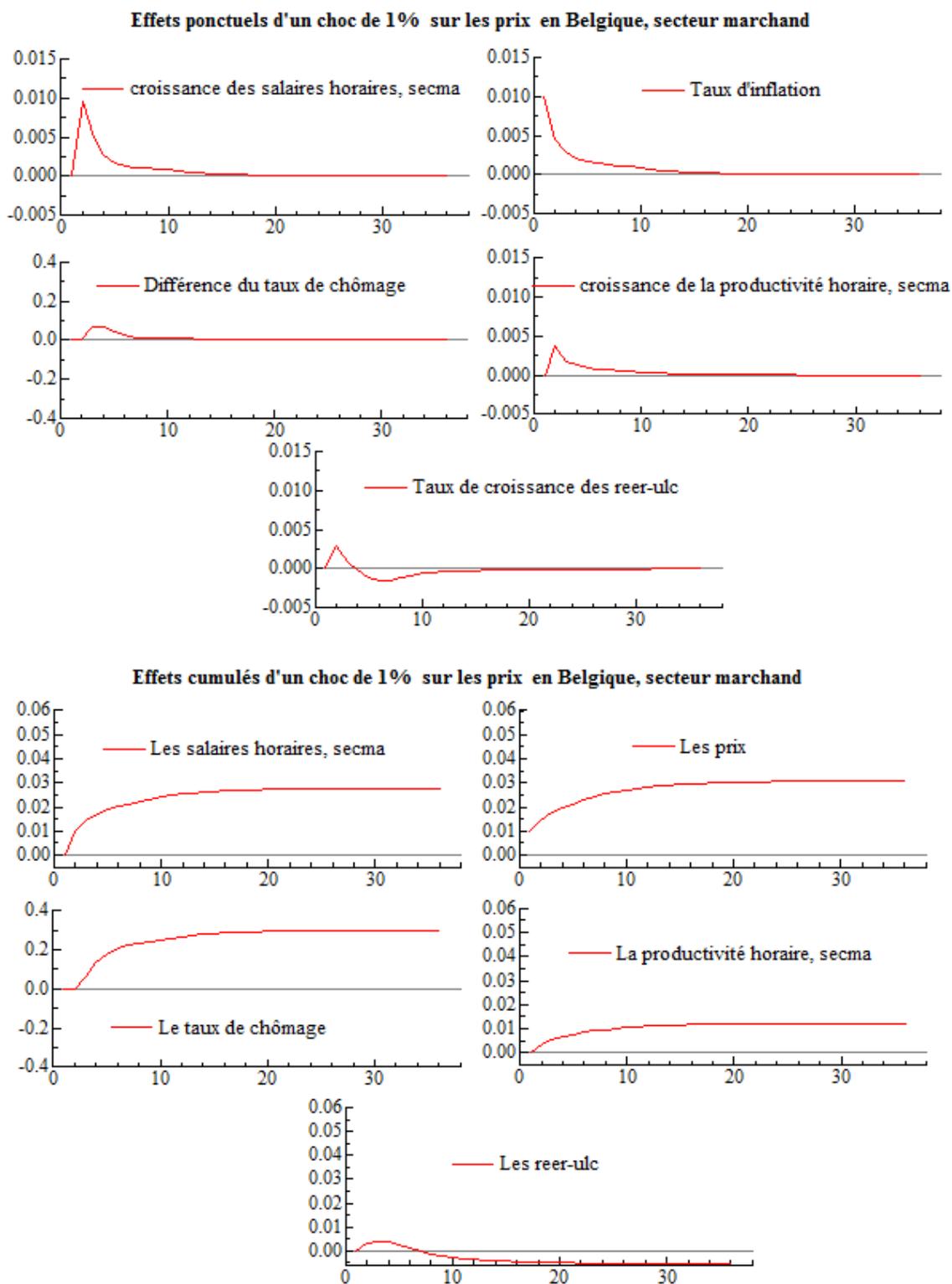


Figure 4.4.3-5 : L'effet d'un choc de 1% sur les prix, secteur marchand, Belgique, réponse impulsionnelle (en haut) et effets cumulés (en bas)

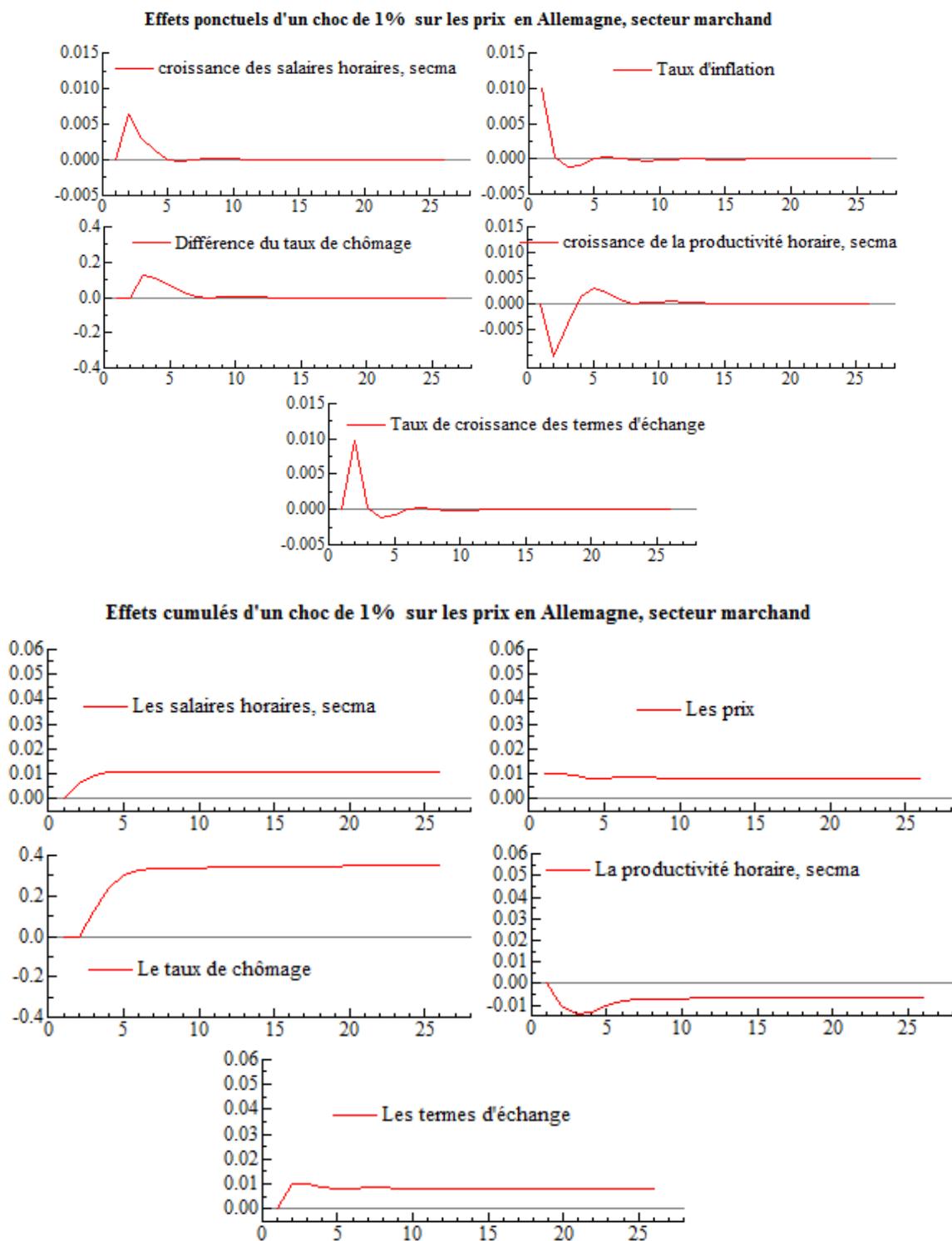


Figure 4.4.3-6 : L'effet d'un choc de 1% sur les prix, secteur marchand, Allemagne, réponse impulsionnelle (en haut) et effets cumulés (en bas)

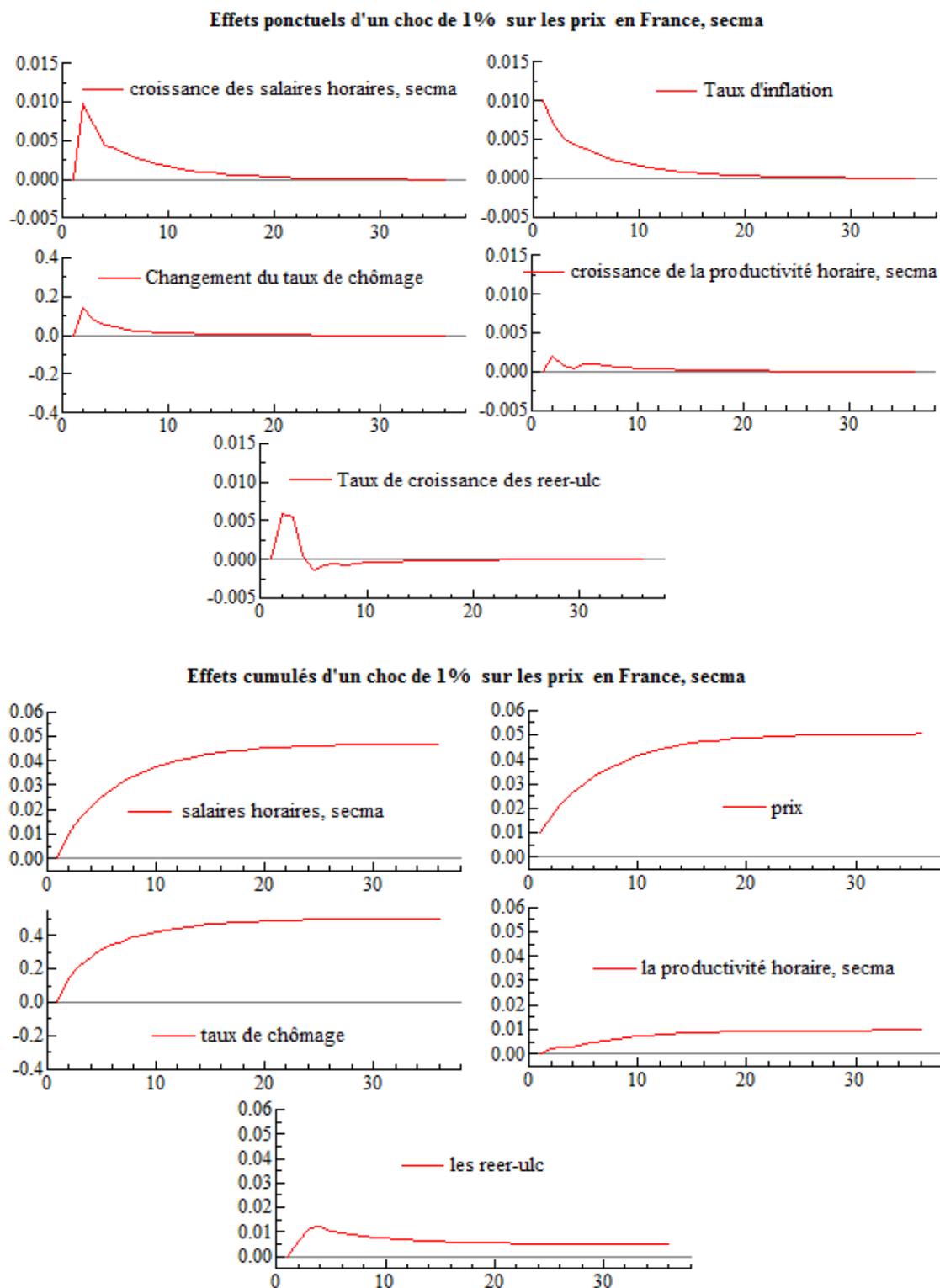


Figure 4.4.3-7 : L'effet d'un choc de 1% sur les prix, secteur marchand, France, réponse impulsionnelle (en haut) et effets cumulés (en bas)

4.5 VAR sectoriel pour le Luxembourg

Dans cette partie de l'analyse, nous avons cherché à creuser davantage le comportement des différents secteurs en désagrégeant le secteur marchand en ses deux composantes, industrie et services marchands. La spécification utilisée est la même que celle utilisée précédemment pour le Luxembourg, avec deux ajouts : (i) un effet de productivité croisé pour prendre en compte d'éventuelles interactions entre secteurs ; (ii) un effet du prix relatif de la valeur ajoutée (en plus de la variable termes de l'échange des biens et services LTTGS) pour capter au mieux les éventuels effets de compétitivité.

4.5.1. L'industrie

Le tableau 4.5.1-1 reproduit les résultats obtenus avec ou sans contraintes. Toutes les contraintes retenues sont acceptées au seuil de 5% (test du rapport des vraisemblances). Toutes les variables ont le signe correct et presque toutes sont significatives, sauf la productivité horaire du secteur services marchands.

Le tableau 4.5.1-2 donne les résultats de l'estimation du modèle dynamique (ECM). La structure dynamique est très simple. Outre le terme de correction d'erreur, seules les variables taux de chômage et taux d'inflation ont un coefficient significativement différent de zéro. Le terme de correction d'erreurs a un coefficient plus élevé, et donc une vitesse d'ajustement plus élevée, que celui obtenu précédemment pour l'ensemble de l'économie et pour le secteur marchand.

La simulation des effets d'un choc de prix donne des résultats semblables à ceux obtenus pour l'ensemble du secteur marchand. Ces résultats pour l'industrie sont reproduits en annexe IV.

Tableau 4.5.1-1 : Relations de long-terme, industrie au Luxembourg
 Variable dépendante : salaire horaire nominal
 Estimations par modèle VAR, méthode de Johansen pour la cointégration..

	Industrie <i>non-constraint</i>	Industrie <i>constraint</i>
Log CPI	0,847 (0,107)	1
Taux de Chômage	-0,061 (0,006)	-0,067 (0,006)
Log Productivité/heure	0,259 (0,065)	0,183 (0,039)
Log Productivité/heure dans les services marchands		0,075 (0,061)
Log Termes de l'échange	0,452 (0,277)	0,676 (0,242)
Log Px(VA)/CPI	0,147 (0,106)	
Tendance	0,018 (0,003)	0,014 (0,002)
Observations	36	36
Echantillon	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires (hors de la relation d'équilibre)	Di78 _t , Di99 _t , Di03 _t , Di08 _t , Di09 _t	Di78 _t , Di99 _t , Di03 _t , Di08 _t , Di09 _t

L'estimation est faite par un modèle VAR. Le rang de cointégration est fixé à 1, suite au test de Johansen. La significativité des coefficients ou d'autres restrictions qui apparaissent dans les tableaux sont testées et acceptées par maximum de vraisemblance (95%). D_{it} prend la valeur de 1 en temps 19t ou 20t et 0 autrement.

Tableau 4.5.1-2 : Relation de court terme (ECM), industrie au Luxembourg
 Variable dépendante: taux de croissance du salaire horaire nominal

	Industrie <i>non-constraint</i>	Industrie <i>constraint</i>
Δ Log Rémunération/heure _{t-1}	-	-
Δ Log CPI _{t-1}	0,388***	0,302*
Δ Taux de Chômage _{t-1}	0,026***	0,024**
Δ Log Productivité/heure _{t-1}	-	-
Δ Log Productivité/heure _{t-1} (services marchands)		-
Δ Log Termes de l'échange _{t-1}	-	-
Δ Log Px(VA)/CPI _{t-1}		
Terme de Correction d'Erreur _{t-1}	-0,252***	-0,397***
Constante	0,030***	0,033***
Observations	36	36
sigma	0,024	0,025
Echantillon	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires	Di99 _t , Di03 _t	Di99 _t , Di03 _t , Di09 _t

Les équations sont estimées par FIML. Un '-' dans une case signifie que la variable n'était pas significatif dans le modèle à correction d'équilibre, testé par ratio de vraisemblance. Les termes de correction d'erreurs sont chaque fois ajustés pour leur moyenne.

4.5.2. Les services marchands

Le tableau 4.5.1-2 reproduit les résultats obtenus avec ou sans contraintes. Toutes les contraintes retenues sont acceptées au seuil de 5% (test du rapport des vraisemblances). Toutes les variables ont le signe correct et toutes sont significativement différentes de zéro, sauf la variable de productivité de l'autre secteur et les termes de l'échange (ces variables restent néanmoins dans le système VAR).

Le tableau 4.5.2-2 donne les résultats de l'estimation du modèle dynamique (ECM). Outre le terme de correction d'erreurs, les variables taux de chômage, taux d'inflation et productivité dans le secteur ont un coefficient significativement différent de zéro. Le terme de correction d'erreur a un coefficient bien significatif, mais assez faible, suggérant un ajustement beaucoup plus lent aux déséquilibres dans le secteur des services marchands que dans le secteur industrie.

Nous pouvons maintenant faire le même exercice d'examiner l'effet des chocs sur les équations de l'indice des prix à la consommation. La figure 4.5-2 montre l'effet d'un choc d'ordre de 1%. Ici le résultat est très différent que dans le cas de l'industrie. Les rémunérations nominales augmentent plus ou moins au même rythme que les prix, ce qui a pour effet de garder les salaires réels du secteur intacts. L'effet sur la productivité du secteur est minime. Le chômage global aussi est peu affecté, une augmentation de moins de 0.1 point de pourcentage. Il y a une détérioration des termes de l'échange, mais pas aussi importante que l'augmentation des prix et salaires.

La simulation des effets d'un choc de prix donne des résultats semblables à ceux obtenus pour l'ensemble du secteur marchand. Ces résultats pour le secteur des services marchands sont reproduits en annexe IV. Par rapport à l'industrie, on notera simplement un effet de même signe mais de moindre amplitude sur le chômage et les salaires réels.

Tableau 4.5.2-1 : Relations de long-terme, services marchands au Luxembourg
 Variable dépendante : salaire horaire nominal
 Estimations par modèle VAR, méthode de Johansen pour la cointégration.

	Services marchands <i>non-constraint</i>	Services marchands <i>constraint</i>
Log CPI	1,742 (0,077)	1
Taux de Chômage	-0,094 (0,014)	-0,078 (0,012)
Log Productivité/heure	0	0,580 (0,113)
Log Productivité/heure dans l'industrie		0
Log Termes de l'échange	0	0
Tendance	0	0,014 (0,001)
Observations	36	36
Echantillon	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires (hors de la relation d'équilibre)	$D_{i78_t}, D_{i89_t}, D_{i99_t},$ D_{i08_t}, D_{i09_t}	$D_{i78_t}, D_{i89_t},$ D_{i99_t}, D_{i09_t}

L'estimation est faite par un modèle VAR. Le rang de cointégration est fixé à 1, suite au test de Johansen. La significativité des coefficients ou d'autres restrictions qui apparaissent dans les tableaux sont testées et acceptées par maximum de vraisemblance (95%). D_{it} prend la valeur de 1 en temps 19t ou 20t et 0 autrement.

Tableau 4.5.2-2: Relation de court terme (ECM), services marchands au Luxembourg
 Variable dépendante: taux de croissance du salaire horaire nominal

	Services marchands <i>non-constraint</i>	Services marchands <i>constraint</i>
Δ Log Rémunération/heure _{t-1}	-	-
Δ Log CPI _{t-1}	0,731***	0,626***
Δ Taux de Chômage _{t-1}	0,015**	0,017***
Δ Log Productivité/heure _{t-1}	0,535***	0,466***
Δ Log Productivité/heure _{t-1} (industrie)		-
Δ Log Termes de l'échange _{t-1}	-	-
Terme de Correction d'Erreur _{t-1}	-0,081**	-0,147***
Constante	0,016***	0,021***
Observations	36	36
sigma	0,022	0,020
Echantillon	1976-2011	1976-2011
Variables auxiliaires	D_{i89_t}, D_{i09_t}	$D_{i89_t}, D_{i99_t}, D_{i09_t}$

Les équations sont estimées par FIML. Un '-' dans une case signifie que la variable n'était pas significatif dans le modèle à correction d'équilibre, testé par ratio de vraisemblance. Les termes de correction d'erreurs sont chaque fois ajustés pour leur moyenne.

4.6 Synthèse des principaux résultats des estimations

Le tableau 4.6-1 résume l'ensemble des résultats d'estimation obtenus à partir de l'approche VAR.

Tableau 4.6-1: Elasticité du salaire nominal aux diverses variables : tableau récapitulatif

	Luxembourg	Belgique	France	Allemagne
Elasticité au prix à la consommation				
Ensemble de l'économie	1	1	1	1
Secteur marchand	1	1	1	1
Industrie	1			
Services marchands	1			
Effet du taux de chômage				
Ensemble de l'économie	-0,066	-0,013	-0,011	-0,014
Secteur marchand	-0,034	-0,062	-0,019	-0,014
Industrie	-0,067			
Services marchands	-0,078			
Elasticité à la productivité horaire				
Ensemble de l'économie	0,593	0,647	0,698	1
Secteur marchand	0,377	1,029	0,819	1
Industrie	0,183			
Services marchands	0,580			
Elasticité à l'indicateur de compétitivité†				
Ensemble de l'économie	0,944	-0,088	-0,228	2,015
Secteur marchand	0	-0,555	-0,430	1,755
Industrie	0,676			
Services marchands	0			
Terme de coefficient d'erreurs				
Economie globale	-0,095	-0,401	-0,384	-0,198
Secteur marchand	-0,142	-0,120	-0,162	-0,223
Industrie	-0,397			
Services marchands	-0,147			

† Les signes et valeurs obtenues varient selon l'indicateur de compétitivité retenu. Il s'agit des termes de l'échange des biens et services pour le Luxembourg, les termes de l'échange des biens pour l'Allemagne et le taux de change effectif réel, basé sur les coûts unitaires de travail, pour la Belgique et la France. Dans ce dernier cas, une hausse de l'indice correspond une perte de compétitivité.

5. Éléments de conclusion

Cette étude comparative de quatre pays, deux avec mécanisme d'indexation des salaires sur les prix (Belgique et Luxembourg) et deux sans indexation (Allemagne et France), tente de déterminer si la formation des salaires est influencée de manière significative, sur une longue période, par la présence d'une indexation institutionnelle.

Les évolutions des salaires horaires réels dans le secteur marchand et de la productivité horaire apparaissent particulièrement conjointes depuis le début des années quatre-vingt pour la France, le Luxembourg et dans une moindre mesure pour la Belgique. Si tous les pays ont connu un infléchissement de la progression des salaires réels au début des années quatre-vingt, l'Allemagne se distingue clairement par une austérité salariale mise en œuvre dès le milieu des années quatre-vingt-dix. Ces évolutions sont également observées dans l'évolution plus ou moins décroissante de la part salariale de chaque pays.

La simple observation de ces tendances ne suffit pas pour détecter d'éventuelles spécificités dans la formation des salaires des économies avec indexation. Un rapport récent de la Commission européenne (2011) a tenté de mettre en évidence économétriquement un comportement de formation des salaires plus rigide dans les pays avec indexation parmi 27 pays membres. Ces pays auraient une formation des salaires insensible notamment au taux de chômage. Cependant, regrouper dans un groupe les pays dont le seul point commun est d'appliquer l'indexation malgré leur structure économique différente entraîne des biais importants dans les estimations. De plus, la méthode économétrique à correction d'erreur avec une seule équation de salaire ne permet pas de traiter l'éventuelle endogénéité des variables explicatives. Le travail de réestimation mené sur la base des données de la Commission a fait apparaître des résultats assez médiocres et peu robustes, que les pays aient ou non une indexation.

A partir d'un modèle théorique de négociations salariales, nous avons entrepris d'estimer des équations de formation de salaire pour chaque pays (Luxembourg, Belgique, Allemagne, France) sur longue période, dans un système VAR qui permet de tenir compte des relations qui peuvent exister entre toutes les variables (aussi bien expliquées qu'explicatives). Notre analyse économétrique prend en considération des heures de travail dans les variables de rémunération et de productivité, et s'applique non seulement sur l'économie globale, mais se concentre aussi sur le secteur marchand, et une désagrégation industrie manufacturière – services marchands est entreprise pour le Luxembourg.

Notre analyse souffre d'une certaine sensibilité des résultats aux séries de données utilisées et aux périodes concernées. Le nombre d'observations est relativement faible pour déterminer précisément une relation de long terme à partir d'une modélisation VAR. De plus, il y a eu des changements importants pour harmoniser les définitions des variables au milieu des années quatre-vingt-dix, et surtout les données sur les heures de travail sont sujettes à des ruptures

structurelles. Malgré ces limites, notre analyse économétrique parvient à quelques résultats intéressants :

- Nous parvenons à une relation d'équilibre de long terme entre les variables explicatives traditionnelles et la rémunération horaire dans les quatre pays considérés, avec ou sans mécanisme d'indexation des salaires. De manière générale, les coefficients obtenus présentent plus de similitudes que de différences entre pays.
- Pour les quatre pays, et quel que soit le niveau de désagrégation, les estimations économétriques aboutissent, dans la relation de long terme, à un coefficient d'indexation non-significativement différent de un. A long terme, l'indexation, même si elle n'est pas institutionnalisée, semble vérifiée dans ces quatre économies.
- En ce qui concerne l'effet du taux de chômage sur les rémunérations horaires, les coefficients pour les quatre pays présentent quelques différences, mais restent assez proches, et surtout ils sont significatifs. C'est une différence majeure avec l'étude de la Commission qui obtenait des résultats non significatifs pour le groupe de pays avec indexation.
- L'effet de la productivité horaire du travail apparaît avec le bon signe et elle est significative dans toutes nos régressions. Elle est très proche de l'unité dans certains cas.
- En ce qui concerne les élasticités par rapport à l'indicateur de compétitivité ou de termes de l'échange, il est difficile d'établir une comparaison précise, étant donné que nous utilisons les termes de l'échange pour le Luxembourg et l'Allemagne, et le taux de change effectif réel pour la Belgique et la France. Néanmoins, ces variables sont significatives dans la détermination des salaires nominaux, elles jouent un rôle important dans les ajustements dynamiques à un choc exogène sur les prix.
- Une analyse des ajustements dynamiques des modèles considérés suite à une simulation de choc exogène sur les prix permet d'observer la différence de réaction des quatre économies (impulses responses). L'impact ponctuel est d'une ampleur très comparable entre les quatre pays. Néanmoins, en Allemagne, l'effet du choc sur les prix se dissipe plus rapidement que dans les autres pays. Au contraire, en France, les salaires nominaux présentent la plus grande persistance après ce choc simulé. Les dynamiques des salaires belges et luxembourgeois apparaissent extrêmement proches. Il n'y a donc pas de raison de conclure que le mécanisme d'indexation des salaires empêcherait la dynamique d'ajustement salarial.
- Par ailleurs, l'exercice de simulation d'un choc de prix sur les salaires réels vérifie l'indexation unitaire de long terme. En effet, l'impact d'un choc de prix sur les salaires réels est d'ampleur limitée sur le court terme pour les quatre économies concernées et devient nul au-delà de quelques années.

Annexes

Annexe I : Variables utilisées, graphiques

Les variables utilisées dans cette étude sont fournies dans le fichier "Base de données-Étude Projet salaires 2013".

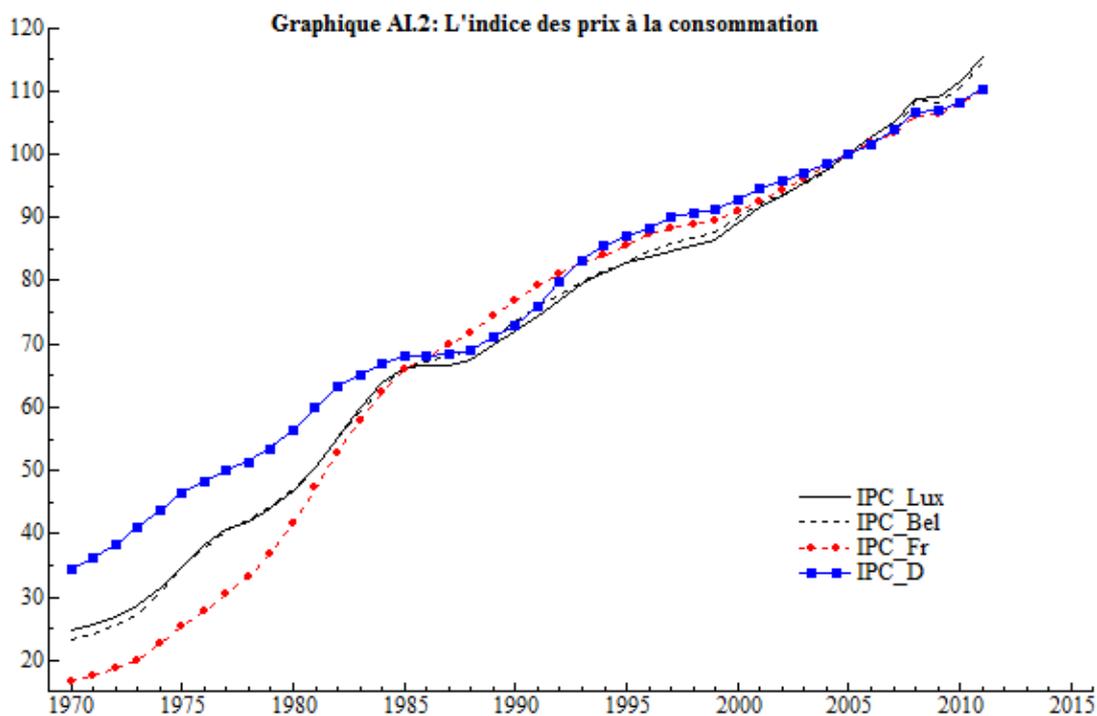
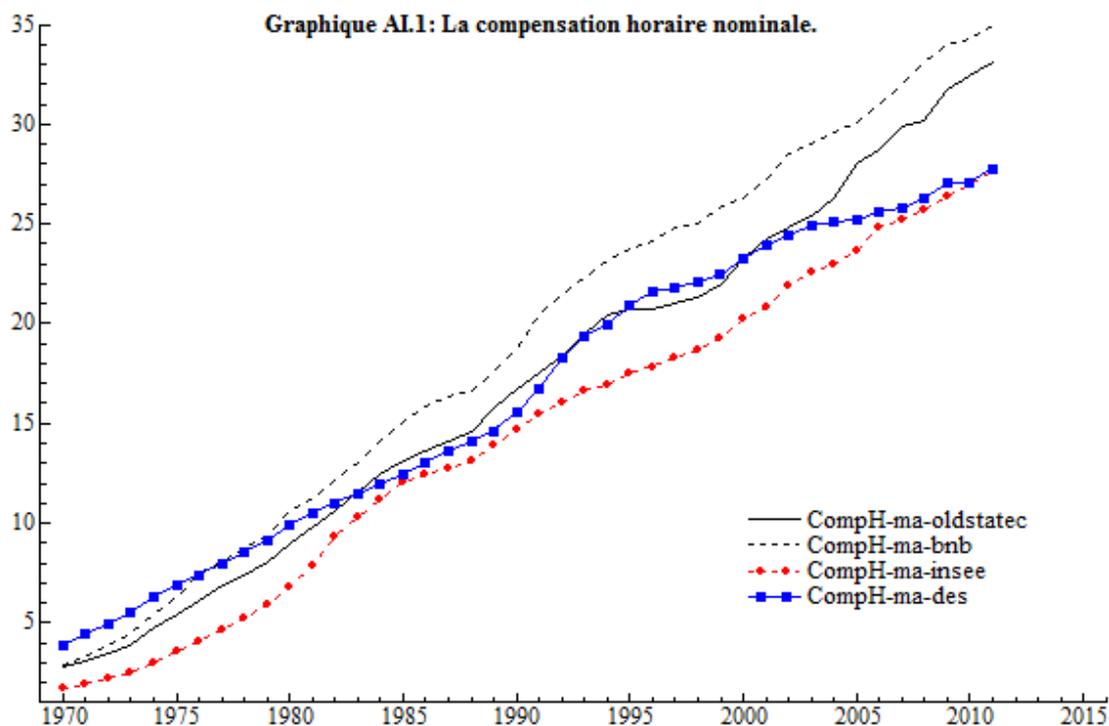
La première feuille du fichier donne la liste complète des variables de base utilisées ainsi que leur source. Il existe des séries provenant de la base de données Euklems, et des séries qui proviennent des sources nationales. Certaines explications complémentaires sont fournies ici.

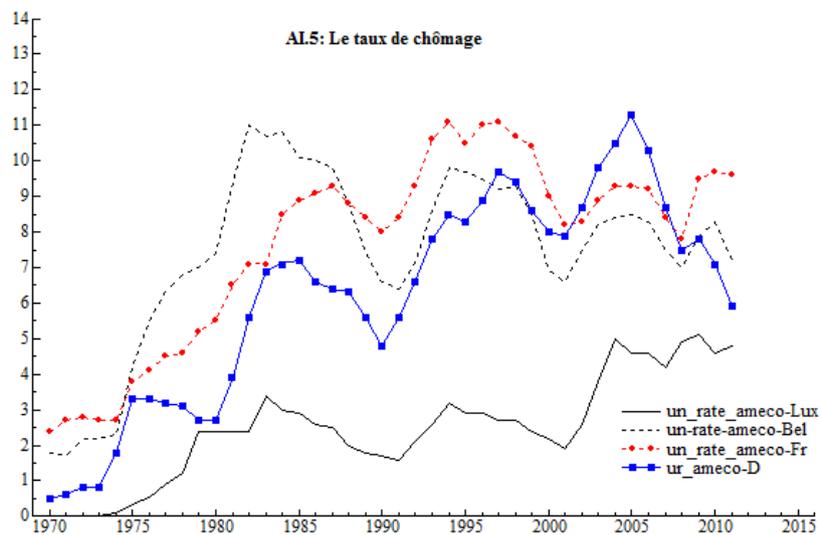
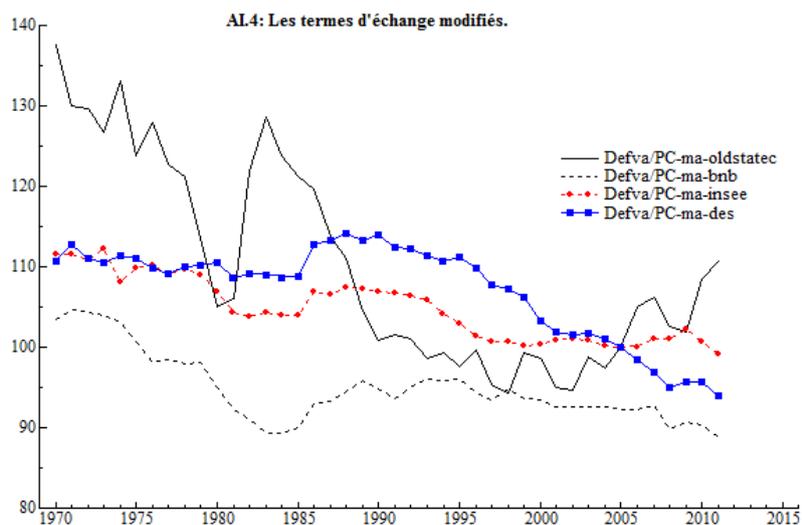
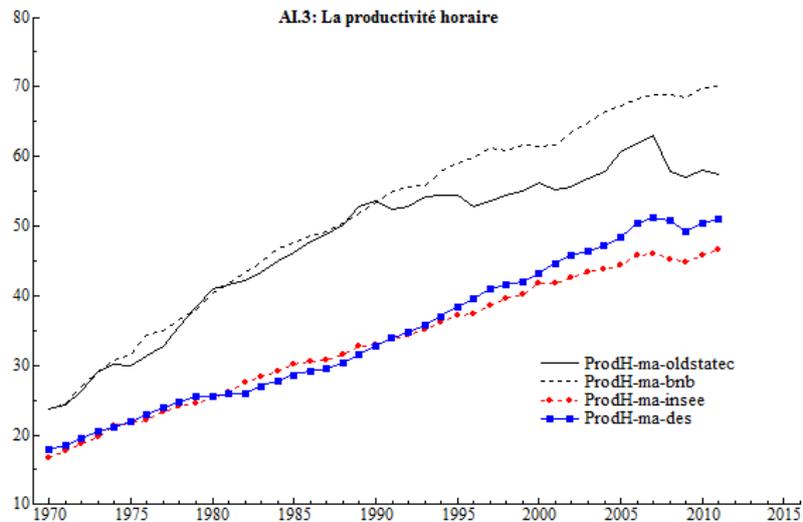
Les données des sources nationales sont celles qui ont été utilisées dans cette étude. Mais comme dans certains cas toutes les séries ne sont pas disponibles avant 1995, les taux de croissance des séries Euklems sur la période 1970 à 1995 sont utilisés pour reconstruire les parties manquantes.

Pour le Luxembourg, les séries pour le secteur marchand désagrégé réunissent avant la date de 1995 les anciennes données du Statec. Pour le secteur non-marchand, les données avant 1995 sont reconstruites à partir des séries Euklems. Ensuite pour l'économie globale, nous avons ajouté les séries des deux secteurs marchand et non-marchand.

Nous avons aussi effectué une correction importante des heures de travail pour le Luxembourg, après avoir remarqué une inconsistance dans les données Euklems. En fait les données du Statec sur les heures ne commencent qu'en 2002. Avant cette date, c'est le taux de croissance de la base Euklems qui est utilisé pour reconstruire les heures. Nous avons remarqué que dans cette base, le rapport des heures de travail dans le secteur industrie au secteur service marchand reste tout-à-fait constant avant 1987. Et nous avons remarqué que la source du problème était le nombre d'heures de travail dans le secteur industrie. Dans ce cas nous avons appliqué une correction qui consiste à recalculer les heures dans ce secteur en supposant le même taux de croissance des heures de travail que l'emploi dans ce secteur. Nous avons ensuite recalculé le total des heures pour le secteur marchand. Nous avons constaté que le même type de problème existe dans le rapport des nombres d'heures du secteur non-marchand au secteur marchand. Alors la même approche a été appliquée: une fois que la série de nombre d'heures du secteur non-marchand a été construit à partir de la base Euklems, la correction est appliquée de façon à ce que avant 1986, le taux de croissance des nombres d'heures du secteur non-marchand soit le même que le taux de croissance de l'emploi dans ce secteur. Finalement, le nombre total d'heures de travail est calculé à partir des deux séries corrigées.

Les graphiques ci-dessous montrent les variables qui ont finalement figuré dans l'analyse empirique pour le secteur marchand.





Annex II : DG ECFIN, Labour Market Developments in Europe, 2011³¹

	(9)	(10)	(11)	(12)
Dependent variable: log of nominal compensation per employee	Countries with out indexation systems throughout the whole sample period		Countries with indexation systems throughout the whole sample period	
Explanatory variables				
Log CPI	1.011** [0.0294]	0.965** [0.0176]	1.021** [0.0171]	0.955** [0.0511]
Unemployment rate	-0.00511+ [0.00253]	-0.00396* [0.00187]	0,000174 [0.00190]	0,000251 [0.00223]
Log labour productivity	0.803** [0.0644]	0.827** [0.0489]	0.789** [0.0296]	0.868** [0.0692]
Log terms of trade		0.464** [0.125]		0,134 [0.0732]
Constant	-2.513** [0.0935]	-4.502** [0.553]	-2.622** [0.0617]	-3.073** [0.226]
Observations	448	448	101	101
R-squared	0,99	0,992	0,992	0,993
Number of countries	22	22	5	5

Table A II-1: Wages and institutions: evidence from long-run wage equations, various sample splits, EU27, 1980-2007

	(9)	(10)	(11)	(12)
Dependent variable: $\Delta \log$ nominal compensation emp	Countries with out indexation systems throughout the whole sample period		Countries with indexation systems throughout the whole sample period	
Explanatory variables				
$\Delta \log$ CPI	0.967** [0.0459]	0.968** [0.0427]	0.849** [0.0611]	0.855** [0.0752]
Δ Unemployment rate	-0.00425* [0.00185]	-0.00358+ [0.00187]	0.00432** [0.000737]	0.00441** [0.000835]
$\Delta \log$ labour productivity	0.463** [0.146]	0.500** [0.133]	0.162+ [0.0648]	0.177* [0.0494]
$\Delta \log$ terms of trade		0.147* [0.0673]		-0.0355 [0.0233]
Error correction term	-0.0941* [0.0452]	-0.151* [0.0545]	-0.265** [0.0185]	-0.302** [0.0424]
Constant	0.0116** [0.00402]	0.00997* [0.00363]	0.0139** [0.00189]	0.0136** [0.00244]
Observations	426	426	96	96
R-squared	0,777	0,788	0,778	0,796
Number of countries	22	22	5	5

Table A II-2: Wages and institutions: evidence from Error Correction Models, various sample splits, EU27, 1980-2007

³¹ Source : Table III.A3.4 and 3.5 in European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs (2011) "Labour Market Developments in Europe, 2011" European Economy/2011, pp 116-117

Annexe III : Modèle VAR, ensemble de l'économie, simulation d'un choc de prix

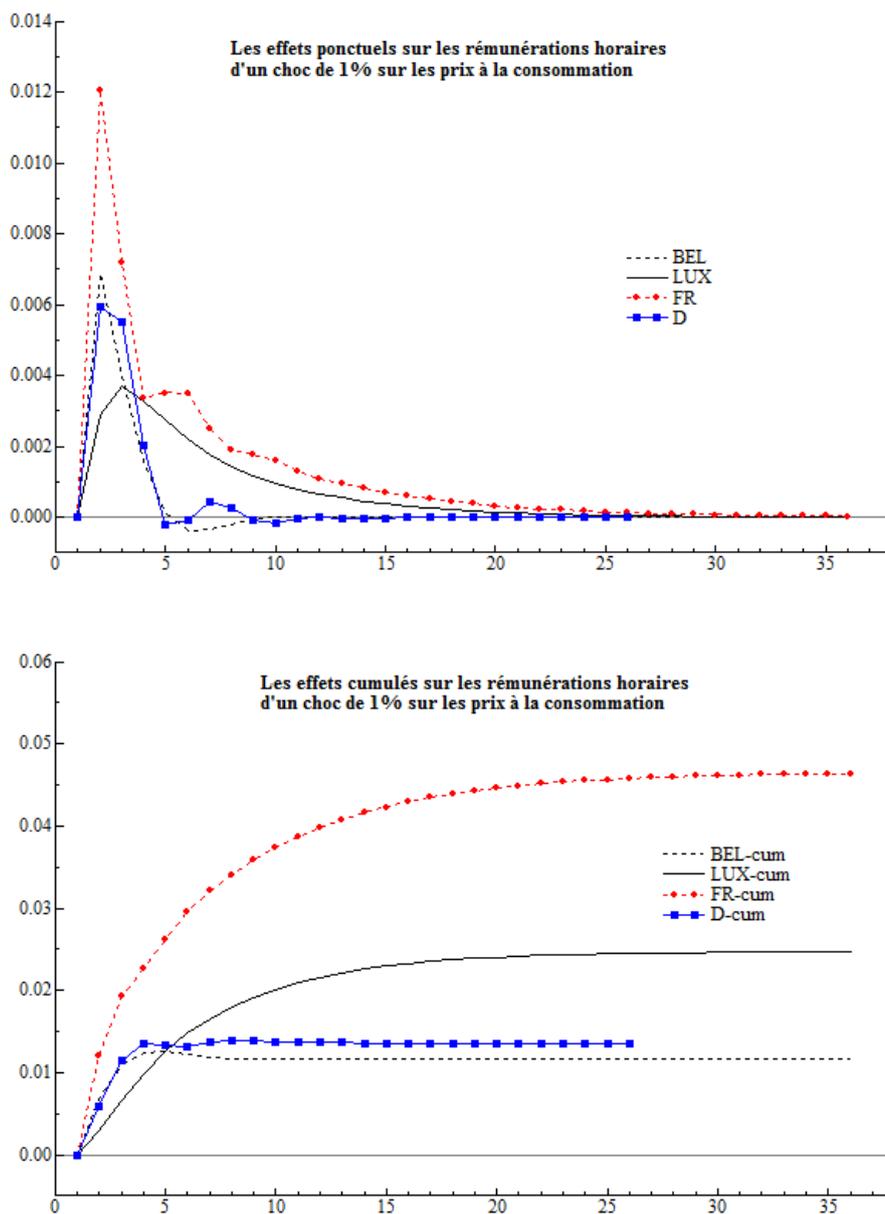


Figure AIII-1 : Comparaison des effets dynamiques sur les salaires nominaux, ensemble de l'économie.

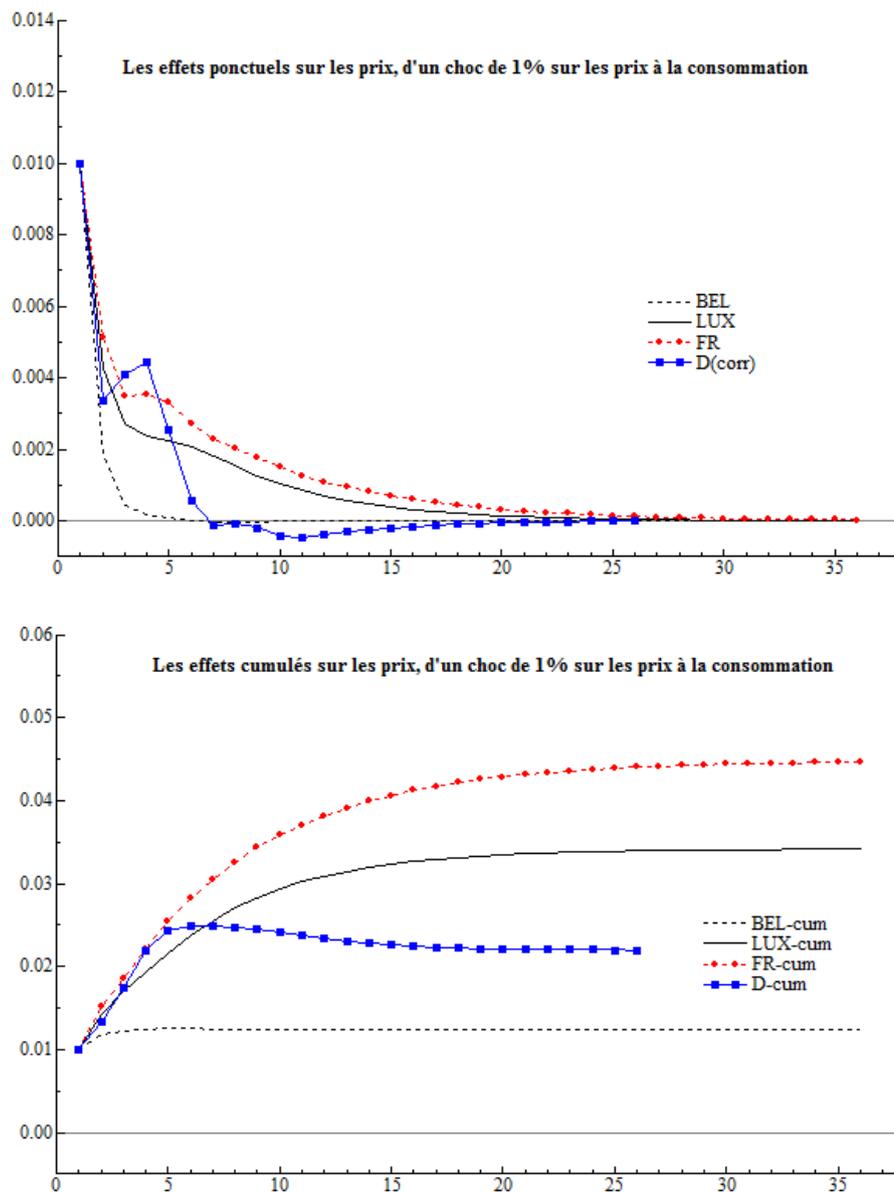


Figure AIII-2 : Comparaison des effets dynamiques sur les prix, ensemble de l'économie

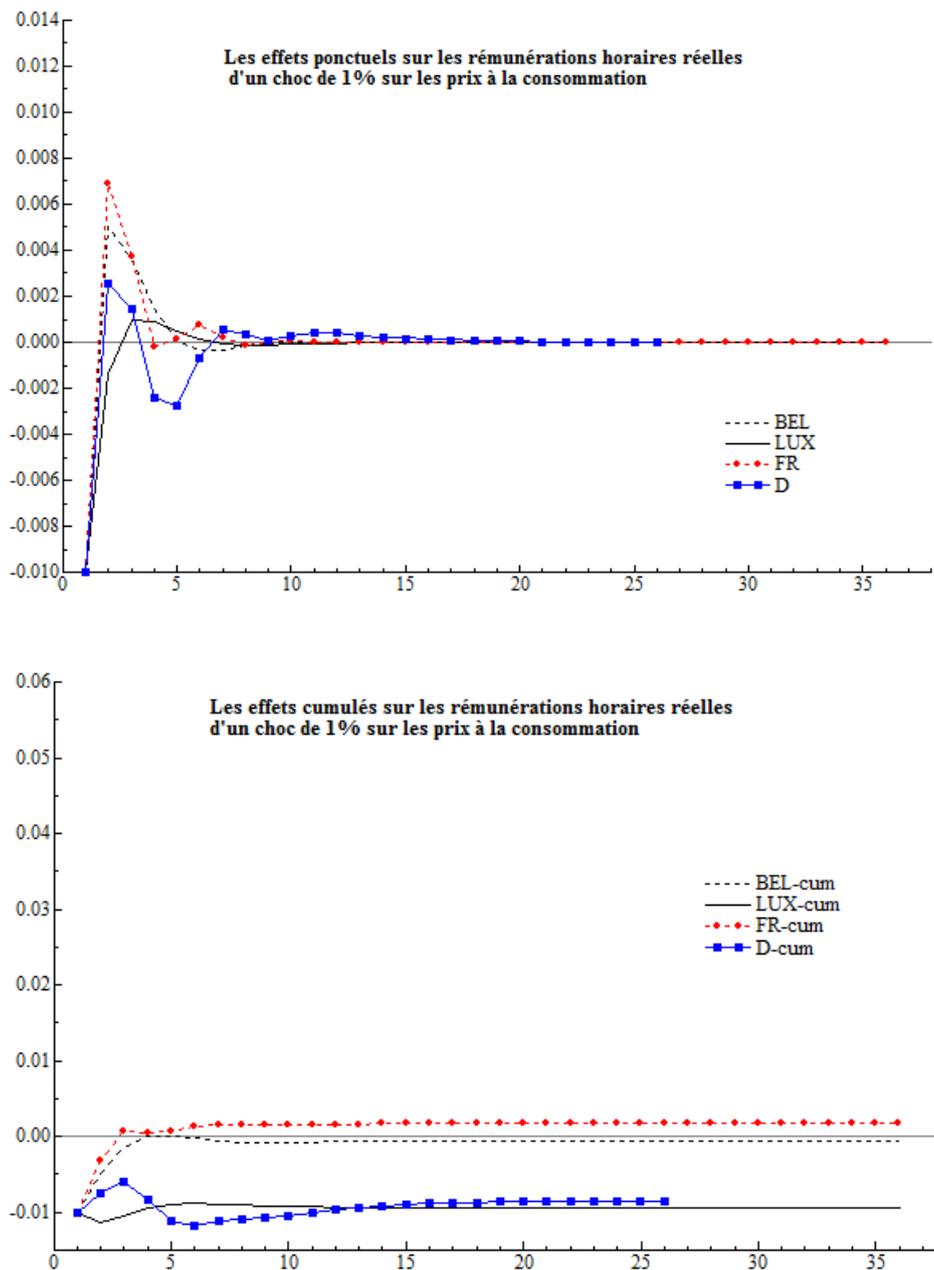


Figure AIII-3 : Comparaison des effets dynamiques sur les salaires réels, ensemble de l'économie

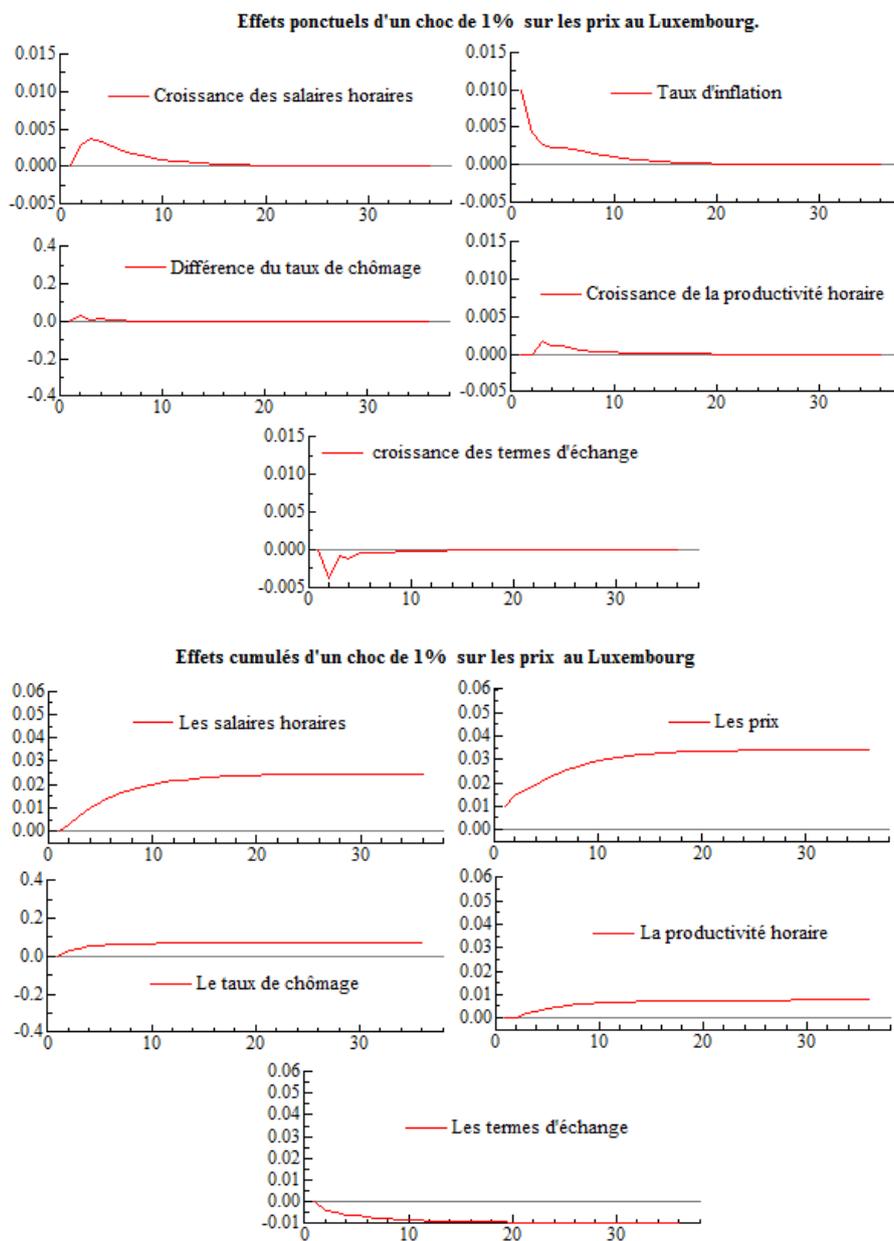


Figure AIII-4 : Les effets dynamiques d'un choc sur les prix au Luxembourg, économie globale.

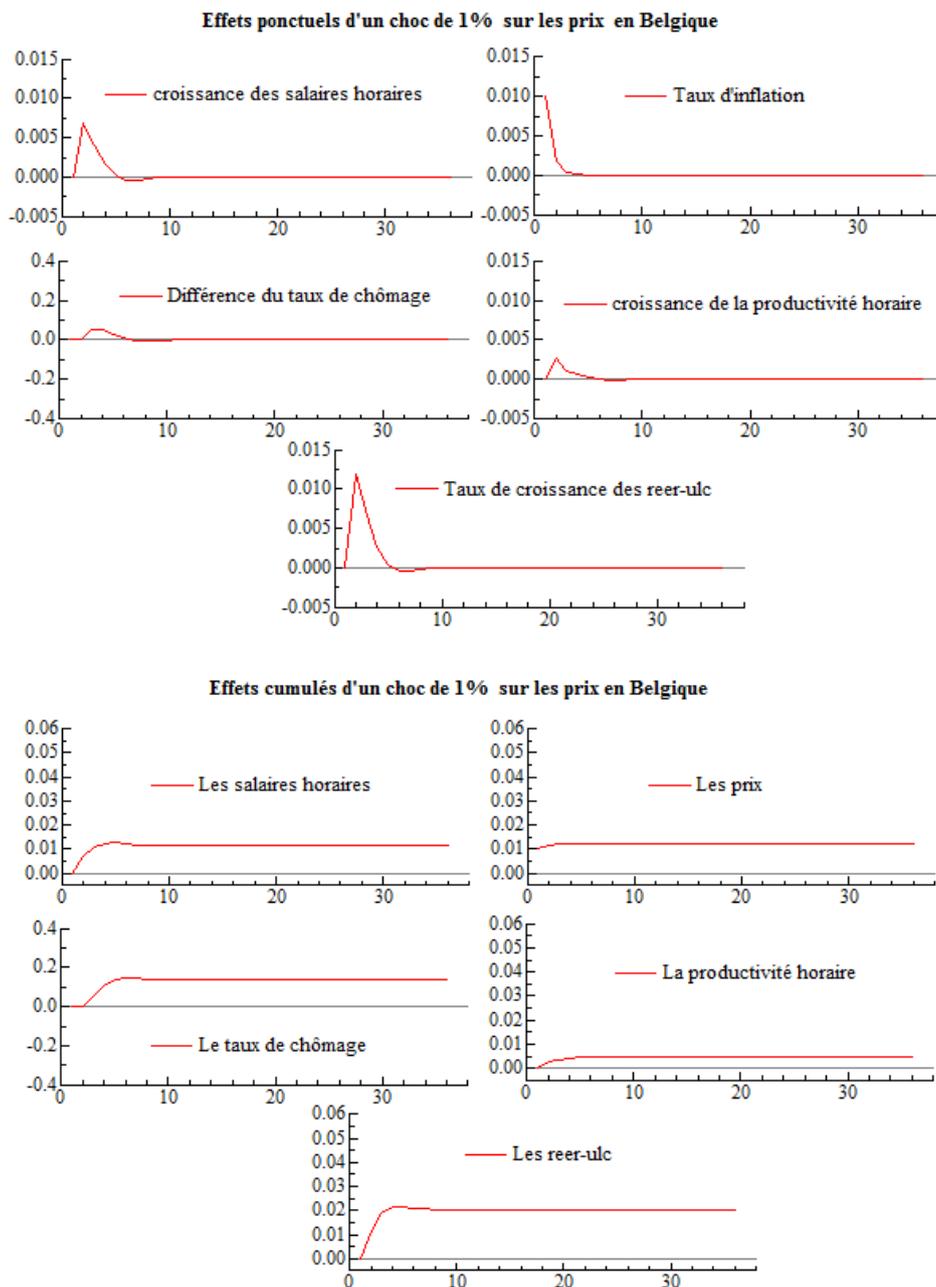


Figure AIII-5 : Les effets dynamiques d'un choc sur les prix en Belgique, ensemble de l'économie

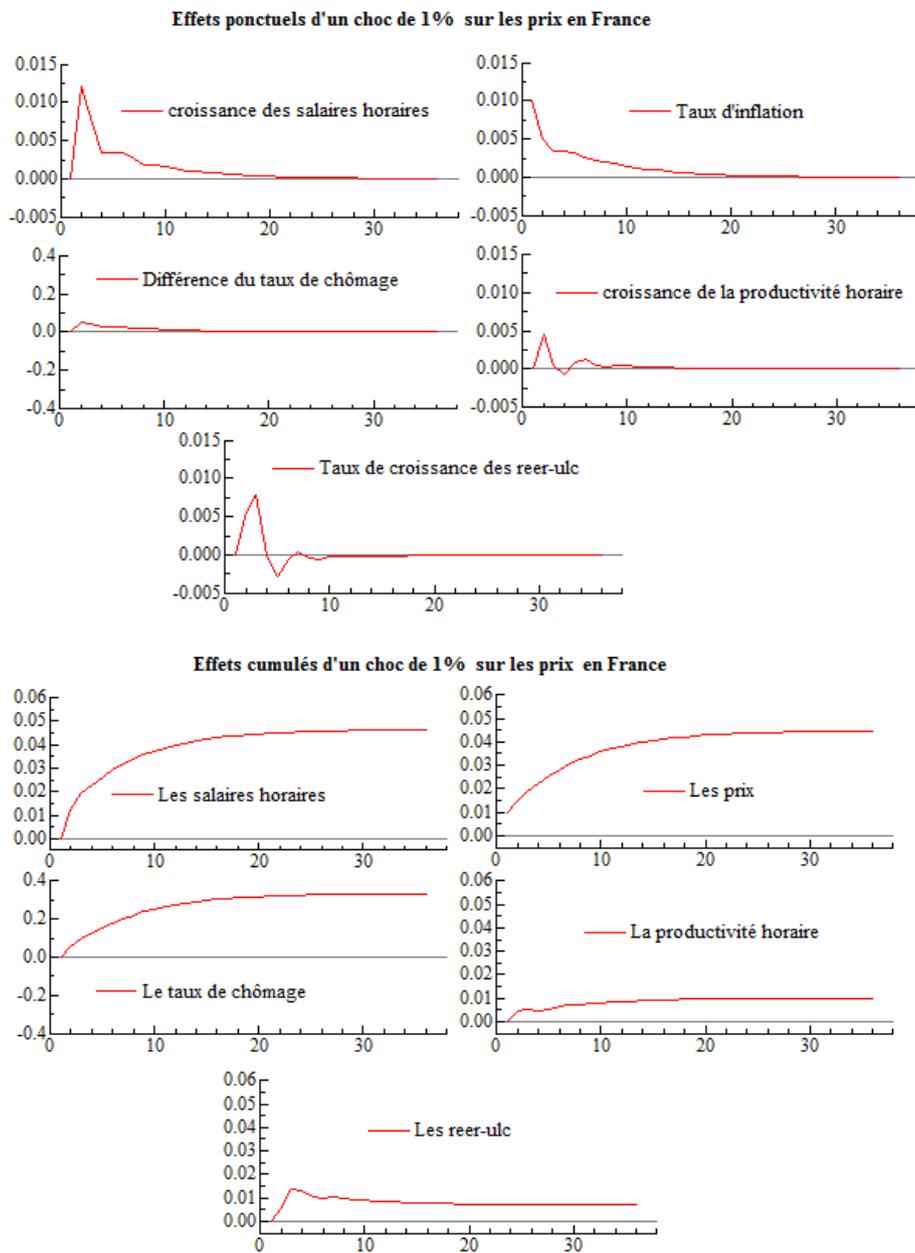


Figure AIII-6 : Les effets dynamiques d'un choc sur les prix en France, ensemble de l'économie

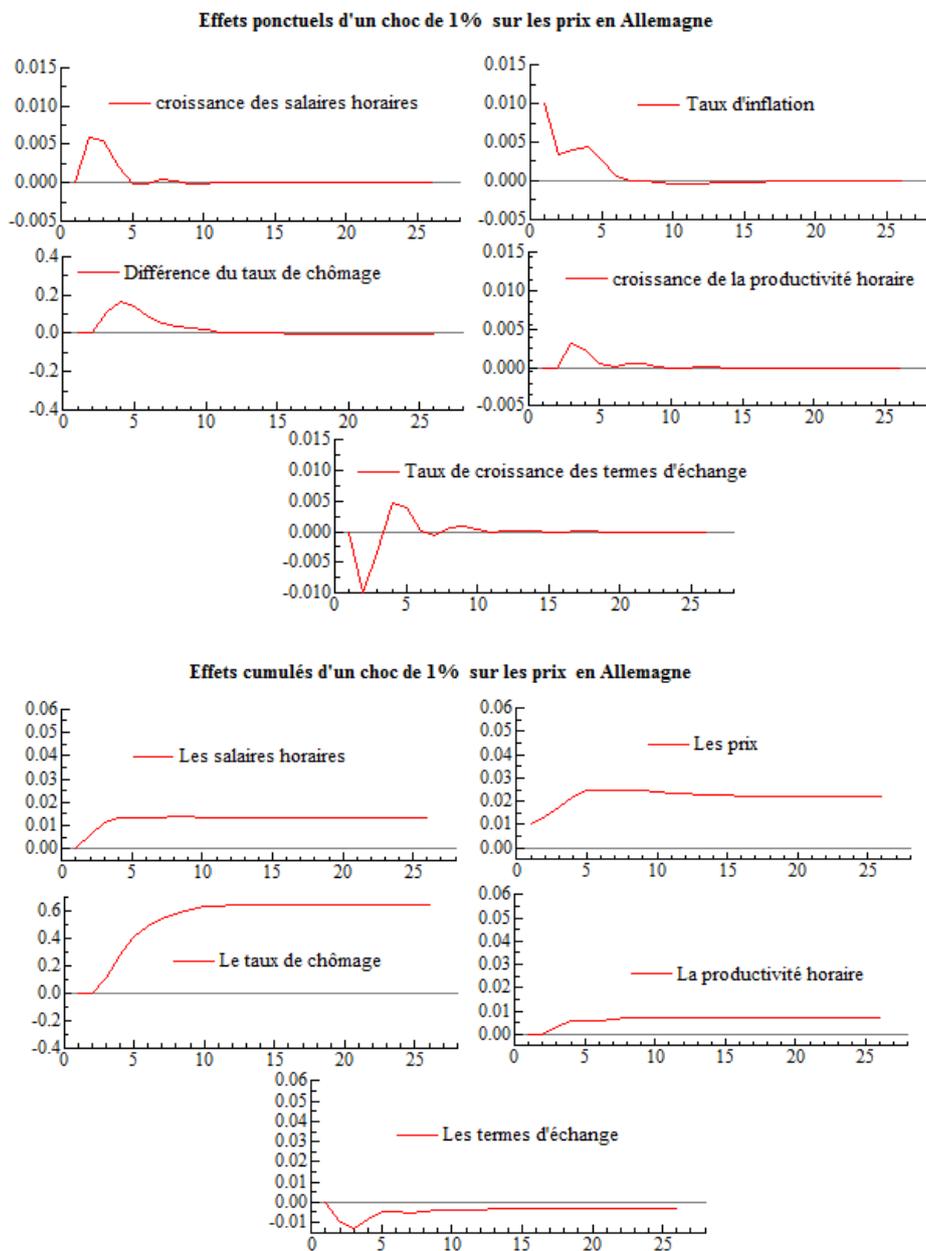
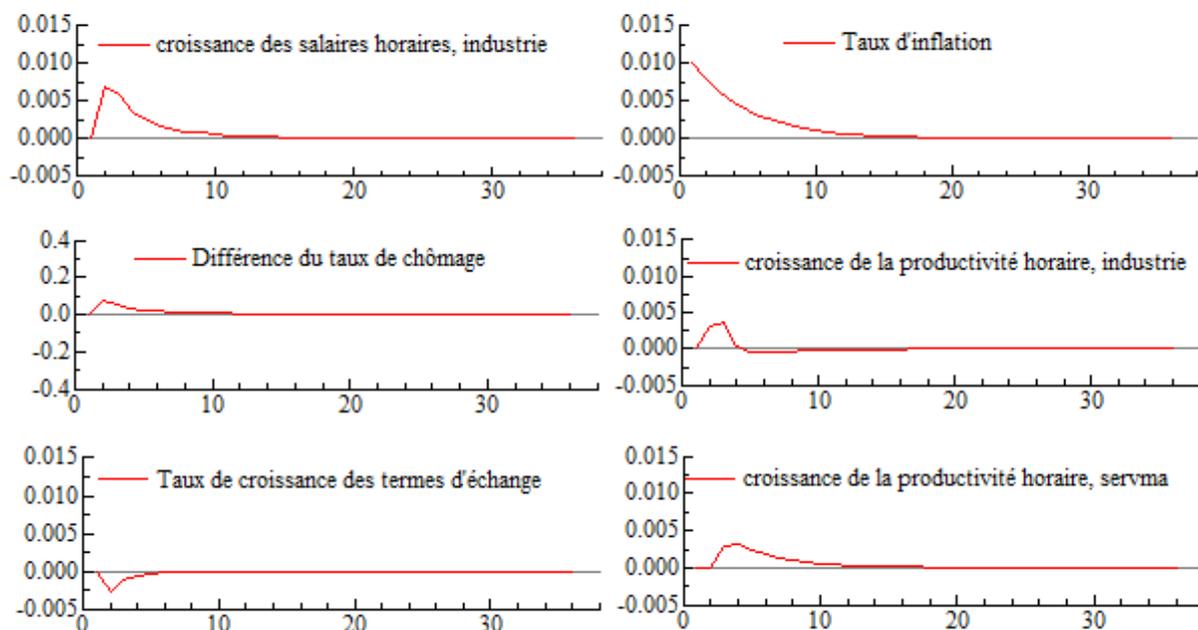


Figure AIII-7 : Les effets dynamiques d'un choc sur les prix en Allemagne, ensemble de l'économie

Annexe IV : Modèle VAR sectoriel, Luxembourg, simulation d'un choc de prix

Effets ponctuels d'un choc de 1% sur les prix au Luxembourg, industrie



Effets cumulés d'un choc de 1% sur les prix au Luxembourg, industrie

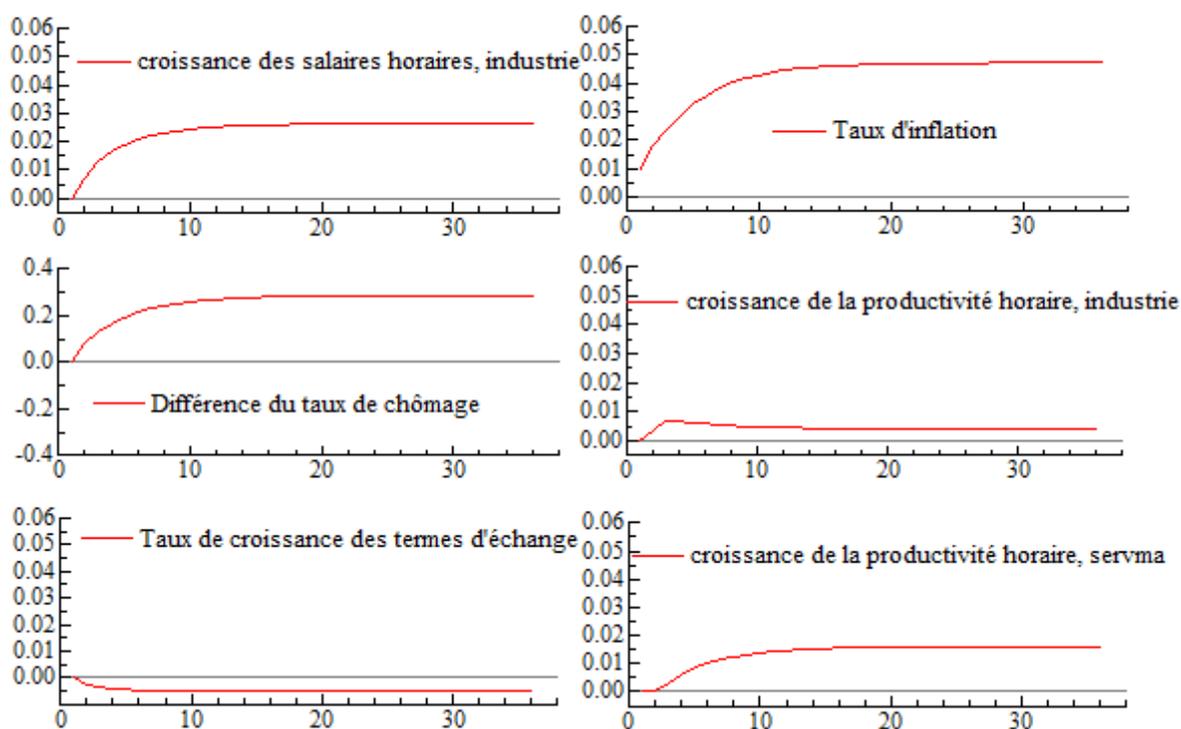
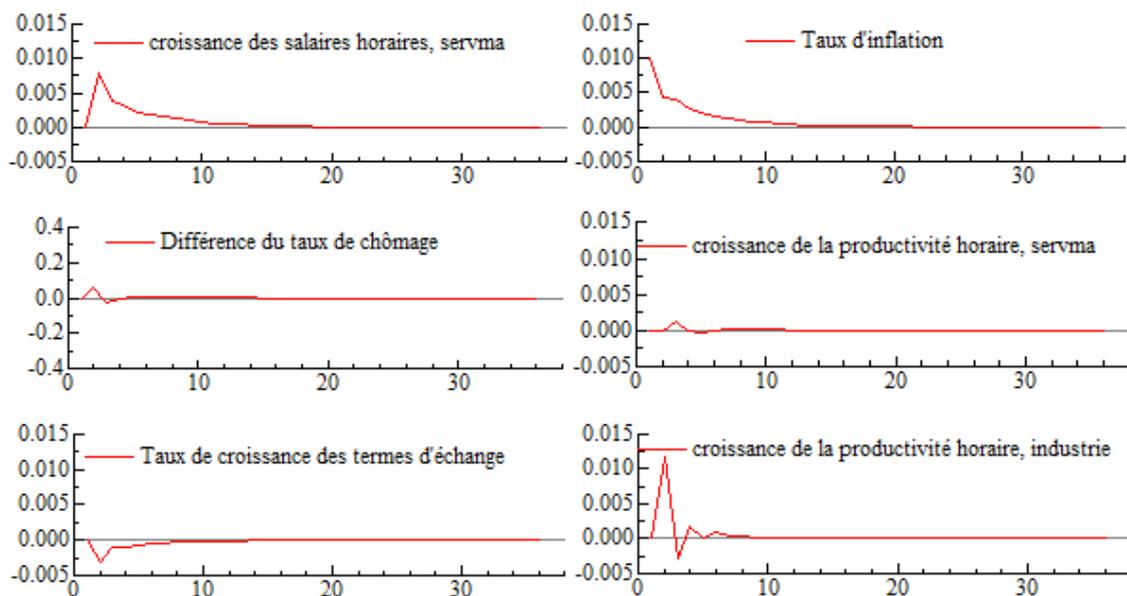


Figure A.IV-1: L'effet d'un choc de 1% sur les prix, secteur industrie au Luxembourg

Effets ponctuels d'un choc de 1% sur les prix au Luxembourg, services marchands



Effets cumulés d'un choc de 1% sur les prix au Luxembourg, services marchands

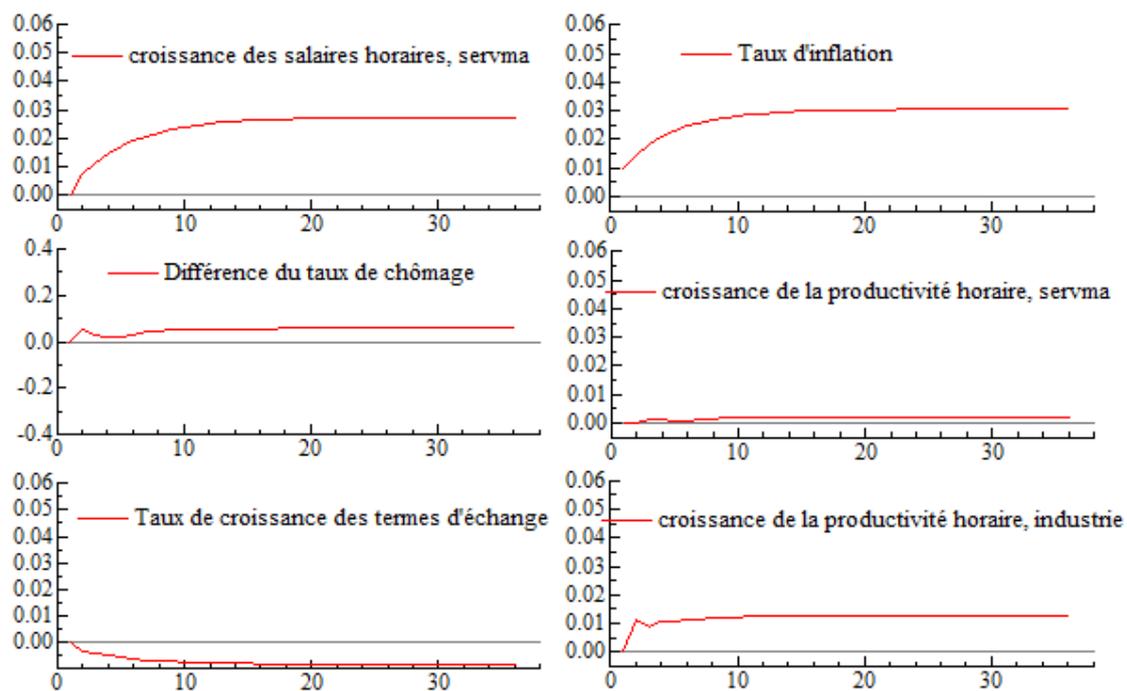


Figure A.IV-2: L'effet d'un choc de 1% sur les prix, secteur des services marchands au Luxembourg

Références bibliographiques

Adam F., Sinner V. (2012), Analyse comparative de la productivité apparente du travail Luxembourg/Zone euro depuis le début de la crise, *Economie et statistiques* n° 60, Statec.

Aizenman J. (2008), Wage indexation, in: *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Second Edition, edited by S. N. Durlauf and L. E. Blume.

Aizenman J., Frenkel J. (1985), Optimal wage indexation, foreign exchange interventions and monetary policy, *American Economic Review*, 75(3), 402-423.

Aka B.F., Pieretti P. (2007), Modélisation de la formation de l'indice général des prix à la consommation, des salaires et de l'emploi, *Économie et Statistiques – Working papers du STATEC* n° 19.

Allegrezza S., Hury J., Lamboray C. (2010), Les modulations du mécanisme d'indexation automatique des salaires, *Economie et statistiques*, Statec, n° 43, août.

Avouyi-Dovi S., Fougère D., Gautier E. (2009), Les négociations salariales en France : une analyse à partir de données d'entreprises (1994 - 2005), *Economie et statistique*, n°426, p. 29-65.

Bayet A., Demailly D. (1996), Salaires et coûts salariaux. 45 ans d'évolution, *Insee Première*, n°449, Mai, Insee.

BNB, Banque Nationale de Belgique (2012), L'indexation des salaires dans les modèles macroéconomiques, note.

Brenke K. (2009), Reallöhne in Deutschland über mehrere Jahre rückläufig, *DIW Wochenbericht*, n° 33, p. 550-560.

Bodart V., Shadman F. (2013), Indexation et compétitivité en Belgique, *Regards économiques*, UCL, n° 107, novembre.

Chambre des salariés du Luxembourg (2010), Oui à l'indexation automatique et intégrale des salaires, *Dialogue*, n°2, septembre.

Desplatz R., Jamet S., Passeron V., Romans F. (2003), La modération salariale en France depuis le début des années 1980, *Economie et statistique*, n°368, p. 39-37.

Druant M., Fabiani S., Kezdi G., Lamo A., Martins F., Sabbatini R. (2009), How are firms' wages and prices linked. Survey evidence in Europe, *ECB Working Paper* 1084, August.

Dufour Ch., Hege A. (2011), L'évolution de la négociation collective et de ses acteurs dans six pays européens, *Relations industrielles / Industrial Relations*, vol. 66, n° 4, 2011, p. 535-561.

Dustmann C., Fitzenberger B., Schönberg U., Spitz-Oener A. (2014), From Sick Man of Europe to Economic Superstar: Germany's Resurgent Economy, *Journal of Economic Perspectives* 28(1), p. 167-188.

Enders W. (1995), *Applied Econometric Time Series*, Wiley.

Engle R. E., Granger C.W.J. (1987), "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, p. 251-76.

EuroFound (2011), Recent developments in wage setting and collective bargaining in the wake of the global economic crisis, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Ireland.

European Commission - DG for Economic and Financial Affairs (2011), *Labour Market Developments in Europe*, 2011.

European Federation of Public Service Unions, <http://www.epsu.org>

Fischer S. (1977), Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule, *Journal of Political Economy*, 85, p. 163-190.

Flood R., Marion N. (1982), The transmission of disturbances under alternative exchange rate regimes with optimal indexing, *Quarterly Journal of Economics*, 97, p. 43-66.

Forslund A., Gottfries N., Westermark A. (2008), Prices, Productivity and Wage Bargaining, in Open Economies, *Scandinavian Journal of Economics* 110(1), p. 169-195.

Goarant, C., Muller L. (2011): Les effets des hausses du Smic sur les salaires mensuels dans les entreprises de 10 salariés ou plus de 2006 à 2009," *Emploi et salaires*, INSEE.

Gray J.A. (1976), Wage indexation: a macroeconomic approach, *Journal of Monetary Economics*, 2, p. 221-235.

Guglielmi J.L. (1955), Echelle mobile ou indexation des salaires en France, *Revue économique*, Vol 6., n°2, p. 218-235.

Hege A. (2012), Allemagne : Une décennie de modération salariale. Quelle emprise syndicale sur la dynamique des salaires ?, *Revue de l'IRES*, n°2, p. 205-235.

Hendry D.F., Juselius K., (2001), "Explaining Cointegration Analysis: Part II", *The Energy Journal*, International Association for Energy Economics, 22(1), p. 75-120.

Hirsch M. (2010), Luxembourg. La coordination tripartite à l'épreuve, Grande Europe n°21, La Documentation française, Juin.

Hujer R., Rodrigues J.M. (2007), *Wirtschaftliche Auswirkungen der Lohnindexierung*, Studie für Observatoire de la Compétitivité, Ministère de l'Economie et du Commerce extérieur, Luxembourg.

Johansen S. (1988), Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, p. 231-54.

Johansen S. (1991), Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59, p. 1551-80.

Koubi M., Lhommeau B.(2007), Les effets de diffusion des hausses du Smic dans les grilles salariales des entreprises de dix salariés ou plus sur la période 2000-2005, *Insee Références. Les salaires en France*.

Layard R., Nickel S., Jackman R. (1991), *Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.

de Loubens A., Thornary B. (2010), Modélisation de la boucle prix-salaires pour la France par une approche macrosectorielle, *Les Cahiers de la DG Trésor – n° 2010-04 – Octobre*.

Lünnemann P., Mathä T.Y. (2005), Consumer price behaviour in Luxembourg. Evidence from CPI microdata, Working paper, n°17, BCL.

Lünnemann P., Wintr L. (2010), Downward wage rigidity and automatic wage indexation: Evidence from monthly micro wage data, Working Paper n°48, BCL.

Lütkepohl H. (1993), *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.

Nymoén R. (1989), Modelling Wages in the Small Open Economy: An Error-correction Model of Norwegian Manufacturing Wages, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 51, p. 239–258.

Nymoén R., Rodseth A. (2003), Explaining unemployment: some lessons from Nordic wage formation, *Labour Economics*, 10, p. 1-29.

Manning A. (1993), Wage Bargaining and the Phillips Curve: Identification and Specification of Aggregate Wage Equations, *Economic Journal* 103, p. 98–118.

Ministère de l'Economie et du Commerce Extérieur (2010), Les effets de l'indexation des salaires, un bref aperçu des études récentes, in : *Bilan compétitivité 2010, Perspectives de politique économique*, Observatoire de la Compétitivité, Luxembourg, p. 157-169.

OIT/ILO (Organisation Internationale du Travail) (2013), *Rapport mondial sur les salaires 2012/13*, Genève.

OCDE (2012a), Partage de la valeur ajoutée entre travail et capital : Comment expliquer la diminution de la part du travail ?, dans *Perspectives de l'emploi de l'OCDE 2012*, Éditions OCDE.

OCDE (2012b), *Perspectives économiques de l'OCDE*, Vol. 2012/2, Editions OCDE, mai.

Pétursson T. G. (2002), Wage and Price Formation in a small Open Economy: Evidence from Iceland. Central Bank of Iceland, WP n° 16.

Robette F. (2012), Le mécanisme d'indexation des salaires en Belgique : analyse, avantages et inconvénients, Mémoire de Master, Economics School of Louvain, UCL.

de Serre A., Scarpetta S., de la Maisonneuve Ch. (2002), Sectoral shifts in Europe and the United States: How they affect aggregate labour shares and the properties of wage equations, *OECD Economics Department Working Papers*, n°326.

Schäfer A. (2010), Conventions collectives et salaires, *Economie et statistiques*, STATEC, n° 36, février.

Stockhammer E. (2013), Why have wage shares fallen? A panel analysis of the determinants of functional income distribution, *Conditions of Work and Employment Series No. 35*, ILO/OIT, Genève.

Sylvain A. (2007), Partage de la valeur ajoutée dans les pays industrialisés, *Revue de l'OFCE*, 100, p. 203-234.

