

## **ANALYSE DE L'IMPACT DES INTERACTIONS SECTORIELLES SUR L'ÉVOLUTION DES SALAIRES**

Comparaison de quatre pays



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

Observatoire de la compétitivité

**ANALYSE DE L'IMPACT  
DES INTERACTIONS SECTORIELLES  
SUR L'ÉVOLUTION DES SALAIRES**

Comparaison de quatre pays

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

[observatoire@eco.etat.lu](mailto:observatoire@eco.etat.lu)

Mai 2017  
ISBN : 978-2-919770-23-6

Cette publication est téléchargeable sur le site  
[www.odc.public.lu](http://www.odc.public.lu)

© Ministère de l'Économie, Luxembourg

# Introduction

Le mécanisme de l'indexation automatique a suscité une série d'études au cours des dernières années, chacune adoptant un point d'attaque différent, que ce soit en termes de méthodologie, de données ou de niveau d'analyse. Un bref aperçu des études récentes a été présenté dans le Bilan Compétitivité 2010 de l'Observatoire de la compétitivité du ministère de l'Économie<sup>1</sup>.

Récemment, dans le cadre des travaux de l'Observatoire de la formation des prix du ministère de l'Économie, une étude juridique (2012) s'est plus particulièrement intéressée aux mécanismes conventionnels et automatiques d'adaptation du prix des relations contractuelles<sup>2</sup>. De plus, sur base d'entretiens réalisés au sein d'un échantillon d'entreprises artisanales et commerciales localisées au Luxembourg, une étude microéconomique (2013) a analysé les mécanismes d'adaptations de prix par les entreprises au Luxembourg<sup>3</sup>. L'Observatoire de la compétitivité du ministère de l'Économie a publié une étude commanditée auprès de l'Université du Luxembourg analysant la formation des salaires et les mécanismes d'indexation automatique (2014)<sup>4</sup>. Ces mécanismes sont régulièrement visés par le reproche d'être une source essentielle de la rigidité des salaires réels et ainsi être responsables d'un manque de capacité d'ajustement sur le marché du travail et d'une détérioration de la compétitivité-coût. Cette étude économétrique comparative, appliquée à quatre pays avec ou sans mécanisme d'indexation, et plus spécifiquement le Luxembourg et ses trois pays voisins (Allemagne, Belgique, France) a montré que la présence d'une 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.

La formation des salaires constitue également un point central dans le cadre de la surveillance multilatérale et de la coordination des politiques économiques dans l'UE (« semestre européen »). En ce qui concerne par exemple le Luxembourg, le Conseil des ministres de l'UE (2015) stipule que l'économie luxembourgeoise se caractérise par des écarts significatifs de productivité de la main-d'œuvre selon les secteurs économiques, le secteur financier affichant un niveau deux fois supérieur à celui des secteurs non financiers. En conséquence, une variation plus importante des salaires réels par secteur, correspondant à la productivité sectorielle de la main-d'œuvre, pourrait favoriser une redistribution des effectifs vers de nouveaux secteurs compétitifs ou des secteurs souffrant d'une perte de compétitivité en matière de coûts. Il subsiste des obstacles aux ajustements salariaux nécessaires à long terme dans chaque secteur.

<sup>1</sup> « Bilan Compétitivité 2010 », Perspectives de politique économique N° 16, octobre 2010.

<sup>2</sup> « Modalités de la réglementation des clauses d'indexation de prix en France, Allemagne, Belgique et Luxembourg », Perspectives de politique économique N° 19, mai 2012.

<sup>3</sup> « Étude des adaptations de prix des entreprises au Luxembourg », Perspectives de politique économique N° 26, juillet 2013.

<sup>4</sup> « Formation des salaires et indexation automatique. Analyse comparative de quatre pays européens », Perspectives de politique économique N° 28, juillet 2014.

Le Conseil des ministres de l'UE a donc recommandé au Luxembourg de « réformer le système de formation des salaires, en concertation avec les partenaires sociaux et conformément aux pratiques nationales, afin que les salaires évoluent en fonction de la productivité, en particulier au niveau sectoriel »<sup>5</sup>. L'objectif de la présente nouvelle étude (2017) a donc été d'analyser les interactions sectorielles de salaire dans quatre pays européens (Allemagne, Belgique, France et Luxembourg), en particulier les interactions entre secteur privé et secteur public, avec pour le Luxembourg une attention particulière dédiée au rôle du secteur financier. Les résultats de cette étude montrent que pour l'Allemagne, la Belgique et le Luxembourg, il n'y a pas un secteur « leader » et un secteur « follower » d'après les définitions habituelles de « wage leadership », mais bien des interactions sectorielles réciproques, très fortes et assez rapides, tant pour les effets de court de terme que pour ceux de long terme. Dans le cas du Luxembourg, une désagrégation en deux secteurs public-privé ne permet pas de rendre compte de l'importance et de la spécificité du secteur financier et des activités qui y sont directement liées : en 2015, le secteur financier défini au sens large représente environ 30 % de l'emploi total et 48 % de la valeur ajoutée au Luxembourg. Les principales conclusions du modèle à trois secteurs corroborent et élargissent celles obtenues du modèle à deux secteurs.

Ce nouveau travail d'envergure de l'Université du Luxembourg vise à nourrir les réflexions engagées sur les mécanismes d'indexation automatique et complétera l'ensemble des études dédiées à la formation des prix et des salaires au Luxembourg.

<sup>5</sup> RECOMMANDATION DU CONSEIL du 14 juillet 2015 concernant le programme national de réforme du Luxembourg pour 2015 et portant avis du Conseil sur le programme de stabilité du Luxembourg pour 2015.

# **Analyse de l'impact des interactions sectorielles sur l'évolution des salaires**

## **Comparaison de quatre pays**

**Arnaud Bourgain, Henri Sneessens,**  
(CREA, Université du Luxembourg<sup>1</sup>)

**Fatemeh Shadman et Kirti Mehta**  
(MeSh Analytics, Bruxelles)

**Version du 31 mai 2017**

---

<sup>1</sup> Avec la précieuse assistance technique de Déborah Schwartz, collaboratrice scientifique au CREA



## Table des matières

|   |    |
|---|----|
| Résumé analytique .....                                     | i  |
| Executive summary.....                                      | v  |
| 1 Introduction.....   | 1  |
| 2 Structures institutionnelles de négociation .....         | 3  |
| 2.1 Aperçu général .....                                    | 3  |
| 2.2 Luxembourg .....  | 7  |
| 2.3 Belgique .....  | 9  |
| 2.4 France .....  | 10 |
| 2.5 Allemagne .....   | 13 |
| 3 Cadre théorique.....                                      | 16 |
| 3.1 Concurrence parfaite .....                              | 16 |
| 3.2 Imperfections de marché .....                           | 17 |
| 4 La littérature empirique.....                             | 20 |
| 4.1 Le modèle de référence .....                            | 21 |
| 4.2 Evidence empirique.....                                 | 24 |
| 4.3 Conclusions .....                                       | 27 |
| 5 Modèle à deux secteurs.....                               | 27 |
| 5.1 Les variables utilisées.....                            | 28 |
| 5.2 La méthode d'estimation.....                            | 34 |
| 5.3 Equation de salaire du secteur privé.....               | 35 |
| 5.4 Equation de salaire du secteur public.....              | 39 |
| 5.5 Identification des deux vecteurs de co-intégration..... | 42 |
| 5.6 Interactions sectorielles .....                         | 43 |
| 5.7 Conclusions .....                                       | 46 |
| 5.8 Analyse en système – Le cas du Luxembourg .....         | 48 |
| 6 Modèle à trois secteurs.....                              | 61 |
| 6.1 Les relations de long terme .....                       | 61 |
| 6.2 Analyse en système .....                                | 68 |
| 7 Conclusions.....  | 78 |
| 8 Références bibliographiques.....                          | 81 |
| Annexe A : Les méthodes VAR.....                            | 85 |
| Annexe B : Estimation du modèle à 2 secteurs.....           | 92 |
| Annexe C : Estimation du modèle à 3 secteurs.....           | 94 |
| Annexe D : Base de données .....                            | 95 |



## Résumé analytique

La présente étude est consacrée à l'analyse des interactions sectorielles de salaire dans quatre pays européens (dans l'ordre alphabétique Allemagne, Belgique, France et Luxembourg) en particulier les interactions entre secteur privé (exposé) et secteur public (abrité), avec pour le Luxembourg une attention particulière au rôle du secteur financier. L'analyse est faite sur données trimestrielles couvrant la période 1995-2015.

### Contexte et méthodes

Le cadre institutionnel dans lequel s'inscrivent les négociations salariales joue un rôle important, notamment pour déterminer la direction et l'importance des interactions sectorielles. La section 2 de ce rapport illustre la complexité et la diversité des structures et règles (explicites ou implicites) susceptibles d'influencer les pouvoirs de négociation et le mode de fixation des salaires. Le cadre théorique ébauché dans la section 3 formalise de façon stylisée les conséquences des imperfections et institutions du marché du travail pour la détermination des salaires. Elle montre en particulier que même en l'absence de mobilité du travail, les interactions sectorielles peuvent être très rapides et très fortes. Les interactions sectorielles résultent peut-être davantage de considérations d'équité et de motivation des travailleurs (on parle également « d'effets d'envie ») relayées par des structures de négociation plus ou moins centralisées ou coordonnées, que de la mobilité des travailleurs. Dans ce contexte, des études empiriques récentes ont cherché à quantifier l'importance des interactions sectorielles dans des modèles à deux secteurs, privé et public, et testé l'hypothèse de leadership salarial du secteur privé. Ces travaux s'inscrivent dans la lignée des modèles scandinaves avec leadership du secteur exposé. Les résultats de ces recherches, présentés dans la section 4, sont contrastés, parfois (souvent) contradictoires. Ils établissent l'existence de fortes interactions sectorielles bi- ou multidirectionnelles à court et à long terme, mais sans leadership clair. En d'autres termes, les hypothèses du modèle scandinave (leadership du secteur privé exposé) ne sont généralement pas vérifiées, hormis peut-être le cas de la Suède.

Outre l'intérêt particulier pour le Luxembourg, notre contribution à la littérature existante est d'élargir le cadre d'analyse de deux manières. D'une part, nous élargissons le modèle à deux secteurs en l'intégrant dans un cadre macroéconomique plus large. La plupart des études disponibles aujourd'hui utilisent un modèle à correction d'erreurs vectoriel (VECM, Vector Error Correction Model) incluant uniquement les variables salariales. Nous ajouterons dans notre modèle la plupart des variables qu'on trouve traditionnellement dans les équations structurelles de salaire, c'est-à-dire, outre les salaires eux-mêmes, l'indice des prix, la productivité, le chômage et la compétitivité. D'autre part, dans le cas du Luxembourg, nous élargissons l'analyse en considérant trois plutôt que deux secteurs, de façon à étudier le rôle spécifique que peut y jouer le secteur financier. Le secteur financier, défini au sens large (comprenant en plus des activités financières les activités immobilières ainsi que les activités scientifiques et techniques

(NACE1, section J et K)), représente en 2015 au Luxembourg 30% de l'emploi total et 48% de la valeur ajoutée.

L'intégration de l'analyse des salaires dans un cadre macroéconomique plus large introduit des difficultés méthodologiques non négligeables, liées à la non-stationnarité des variables et à la taille des échantillons. Les variables économiques incluses dans des équations de salaire sont typiquement non-stationnaires. Il est donc crucial du point de vue économétrique de tester l'existence de « relations de co-intégration, » c'est-à-dire l'existence de combinaisons linéaires stationnaires des variables d'intérêt. La co-intégration est une propriété d'un système multivarié, car une seule variable ne peut pas être co-intégrée. Le recours à des méthodes multivariées de type VAR (Vector Auto Regressive) est donc assez naturelle dans ce contexte. La généralité de cette approche a néanmoins son revers : l'approche en système implique l'estimation d'un nombre considérable de paramètres, et pose problème en petit échantillon. Nous avons donc opté pour une procédure d'estimation en deux étapes. La première étape est basée sur l'estimation d'équations de salaire pour chaque secteur séparément. Elle permet d'estimer les vecteurs de co-intégration. Conditionnellement à ceux-ci, on estime ensuite dans une deuxième étape la dynamique du système complet. Le modèle dynamique ainsi estimé permet d'étudier les conséquences de chocs structurels (chocs de productivité, salaire ou prix) et d'analyser par ce biais l'importance des interactions sectorielles.

#### Comparaisons internationales dans un modèle à deux secteurs (privé-public)

L'analyse à deux secteurs (privé vs public, défini au sens large pour inclure les services non-marchands), présentée en section 5, a été réalisée pour quatre pays : Allemagne, Belgique, France et Luxembourg. Les estimations sont faites séparément pour chaque pays, de façon à tester plutôt qu'imposer l'existence d'un schéma commun, notamment en termes de relations de long terme (les relations de co-intégration). Les principales conclusions peuvent être résumées comme suit :

- Allemagne, Belgique et Luxembourg suivent un même schéma. L'évolution conjointe à long terme des salaires dans les secteurs privé et public est fonction de la productivité, du taux de chômage et de la compétitivité (l'inverse du coût salarial unitaire relatif).
- Dans ces trois pays, le salaire réel à long terme évolue dans chaque secteur au même rythme que la productivité globale de l'économie. Cette relation salaire réel – productivité est semblable à celle qu'on trouve dans les modèles agrégés à un secteur. Dans le cadre d'un modèle trimestriel à un secteur estimé en panel pour 19 pays de l'UE sur la période 1995-2013, Rusinova et al. (2015) utilisent la même relation de long terme entre salaires et productivité.
- Dans tous les pays, l'effet du taux de chômage sur le salaire du secteur privé est négatif et implique qu'une hausse du taux de chômage de 1 point diminue le salaire réel du secteur privé d'environ 2% à long terme. L'effet à long terme du taux de chômage sur le salaire relatif public/privé est négatif en Allemagne et en France, quasi nul en Belgique. En revanche, l'effet du taux de chômage sur le salaire relatif du secteur public est clairement positif au Luxembourg. Holmlund-Ohlsson (1992) obtiennent un résultat semblable pour

la Suède. Afonso-Gomes (2014) supposent d'emblée (sans tester) que le salaire relatif privé/public est à long terme insensible aux variations du taux de chômage. Ils obtiennent néanmoins une plus forte sensibilité à court terme du salaire privé.

- L'effet de la compétitivité est moins clair. Dans trois pays sur quatre, l'effet est négatif, mais pas significativement différent de zéro. Dans le cas du Luxembourg, l'effet estimé de la compétitivité apparaît néanmoins quantitativement important, puisque toutes autres choses égales par ailleurs un choc de compétitivité (perte de compétitivité) de 1% est susceptible d'engendrer à terme une baisse des salaires réels de 0.3%.
- Si on s'en réfère aux définitions habituelles de « wage leadership » utilisées dans la littérature empirique, il n'y a pas dans ces trois pays un secteur « leader » et un secteur « follower », mais bien des interactions sectorielles réciproques, très fortes et assez rapides, tant pour les effets de court de terme que pour ceux de long terme. On soulignera néanmoins qu'à long terme les salaires évoluent avec la productivité, et que cet effet à long terme de la productivité transite intégralement par le salaire privé. Dans ce sens, on pourra dire que secteur privé est leader à très long terme, bien que ce soit un abus de langage.
- La France donne une image assez différente. Le salaire du secteur privé y est largement déterminé par la productivité comme pour les autres pays (avec un coefficient qui n'est pas significativement différent de l'unité), mais les interactions sectorielles privé-public sont faibles, voire inexistantes. A long terme, l'effet est à sens unique et assez faible, du privé vers le public. A court terme, on observe également un effet significatif du privé vers le public, mais pas l'inverse. Dans ce sens, on pourra dire que le secteur privé est leader à court et à long terme, même si le salaire du secteur public semble suivre largement une logique propre, peu liée à la productivité globale et davantage sensible aux fluctuations du taux de chômage.

#### Interactions sectorielles de salaire au Luxembourg

Ce premier modèle est ensuite élargi dans la section 6 à trois secteurs dans le cas du Luxembourg, pour distinguer les secteurs privé non-financier, financier et public. Les principales conclusions corroborent et élargissent celles obtenues précédemment. Elles peuvent être résumées comme suit :

- L'évolution conjointe à long terme des salaires dans les secteurs privé non-financier, financier et public est fonction de la productivité, du taux de chômage et de la compétitivité (l'inverse du coût salarial unitaire relatif).
- La productivité exerce un effet direct et positif sur le salaire du secteur privé non-financier. Comme dans le modèle à deux secteurs, on ne peut rejeter l'hypothèse qu'à long terme cet effet se propage dans tous les secteurs de la même façon, via les interactions sectorielles de salaire (effets d'entraînement et mimétismes salariaux).
- Le chômage n'exerce un effet direct et négatif sur les salaires que dans le seul secteur privé non-financier. Toutes autres choses égales par ailleurs, une hausse du taux de chômage de 1 point y provoque une baisse du salaire de 2.8%. On ne peut rejeter

l'hypothèse qu'à long terme les interactions sectorielles et mimétismes salariaux amplifient et propagent cet effet initial dans tous les secteurs, bien qu'au final l'effet chômage reste plus prononcé dans le secteur privé non-financier. En d'autres termes, la hausse du chômage a un effet négatif à long terme sur le salaire relatif du secteur privé non-financier.

- La compétitivité (l'inverse du coût salarial unitaire relatif) exerce une influence positive directe sur le salaire du secteur privé non-financier. En d'autres termes, une hausse (resp. perte) de compétitivité accroît (resp. réduit) le salaire relatif du secteur privé non-financier. Les salaires des deux autres secteurs ne sont affectés qu'indirectement, à travers les interactions sectorielles de salaire. L'importance de ces interactions fait qu'on ne peut exclure que l'effet compétitivité soit à long terme identique dans tous les secteurs. Toutes autres choses égales par ailleurs, une perte de compétitivité de 1% réduirait à terme tous les salaires de 0.6%, un résultat similaire à celui obtenu dans le modèle à deux secteurs.
- Un choc transitoire de salaire dans un secteur particulier voit ses effets disparaître très rapidement dans le secteur directement concerné, et génère peu de variations de salaire dans les autres secteurs.
- Si on s'en réfère aux définitions habituelles de « wage leadership » utilisées dans la littérature empirique, il n'y a pas un secteur « leader » et des secteurs « follower », mais bien des interactions sectorielles réciproques et très fortes. On soulignera néanmoins qu'à long terme tous les salaires sont affectés de façon quasi identique par des variations de la productivité, de la compétitivité ou du chômage, et que ces effets de long terme transitent intégralement par le salaire privé non-financier. Dans ce sens, on pourrait dire que le secteur privé non-financier est leader pour ce qui concerne le très long terme, bien que ce soit un abus de langage.
- Il faut souligner cependant que la « prime de salaire » des secteurs public et financier par rapport au secteur privé non-financier (dont l'essentiel est capté par les termes constants) est assez élevée au Luxembourg, et n'a guère varié durant la période sous revue. Il faut donc interpréter ce « leadership » du secteur privé non-financier dans ce contexte. Tout se passe comme si les variations du salaire privé non-financier induites par des variations de la productivité ou de la compétitivité ou encore du chômage étaient progressivement transmises aux autres secteurs de façon à maintenir intacte la prime de salaire de ces secteurs.

Ces conclusions bien sûr sont sujettes aux habituelles incertitudes propres à l'inférence statistique, en particulier lorsque l'échantillon est de taille si réduite. On soulignera néanmoins la similitude des résultats de pays à pays et d'un modèle à l'autre, ce qui est un signal encourageant en termes de robustesse des résultats.

## Executive summary

The research presented here addresses sectoral wage interactions in four European countries (in alphabetical order: Belgium, France, Germany and Luxembourg). We in particular consider the interactions between the exposed private sector and the protected public sector, with for Luxembourg special attention being given to the role of the financial sector. The analysis is carried out using quarterly data over the 1995-2015 period.

### Context and methods

The institutional setting in which wage negotiations take place is important, notably in order to determine the sign and size of sectoral interactions. Section 2 of this report illustrates the complexity and diversity of the different structures and rules (explicit and implicit) that may well influence bargaining power and the wage-determination process. The theoretical model sketched out in Section 3 is a stylised formalisation of the effects of labour-market imperfections and institutions on wage determination. The model underlines in particular that even in the absence of labour mobility sectoral interactions can be both rapid and sizeable. Sectoral interactions then perhaps reflect more equity considerations and worker motivation (that are also called “envy effects”) that work via more or less decentralised and unco-ordinated bargaining structures rather than worker mobility. In this context, recent empirical work has attempted to establish the size of sectoral interactions in two-sector (private and public) models, and tested the model of wage leadership by the private sector. These contributions follow in the footsteps of Scandinavian models with leadership of the exposed sector; their results, presented in Section 4, are varied and sometimes (often) contradictory. They find evidence of strong sectoral bi- or multi-directional interactions in the short or long run, but without any clear evidence of leadership. In other words, the hypotheses of the Scandinavian model (the leadership of the exposed private sector) are in general not supported, except perhaps for Sweden.

Apart from our particular focus on Luxembourg, our contribution to the existing literature is to extend the analytical framework in two ways. We first extend the two-sector model by embedding it in a larger macro-economic framework. Most current work uses Vector Error Correction Models (VECM) including only the wage variables. We will add to our model the majority of the variables that are typically found in structural wage equations: other than the wages themselves, these are price indices, productivity, unemployment and competitiveness. Second, for Luxembourg, we extend the analysis by looking at three rather than two sectors, in order to take into account the particular role of the financial sector. This latter, widely-defined (including not only financial activities but also those related to real estate, renting and business activities: NACE1, sections J and K), represented 30% of employment in Luxembourg in 2015, and 48% of value-added.

Including wages in a broader macro-economic framework brings about a number of non-negligible methodological difficulties, resulting from the non-stationarity of the variables and the sample size. The economic variables included in wage equations are typically non-stationary.

From an econometric point of view it is then necessary to test for the existence of “co-integrating relationships”, i.e. the existence of stationary linear combinations of the variables of interest. Co-integration refers to multivariate systems: a single variable cannot be co-integrated. The use of Vector Auto Regressive (VAR) type multivariate methods is natural in this context. The generality of this approach does nonetheless have a down side: the system approach implies the estimation of a considerable number of parameters, which can pose problems in small samples. We therefore turn to a two-stage estimation procedure. The first stage consists of the estimation of wage equations separately for each sector. This allows the co-integration vectors to be estimated. Conditionally on these, we then estimate the dynamics of the system in the second stage. The estimated dynamic model allows us to look at the consequences of structural shocks (to productivity, wages and prices) and to analyse the importance of sectoral interactions.

#### International comparisons of a two-sector (private-public) model

The two-sector analysis (private vs. public, with the latter being defined widely to include non-profit private-sector services), presented in Section 5, is carried out for four countries: Belgium, France, Germany and Luxembourg. The estimations are run separately for each country, to allow us to test for (rather than impose) a common structure, notably in terms of long-run relationships (the co-integrating relationships). The main conclusions are as follows:

- The structures in Germany, Belgium and Luxembourg are similar. The joint long-run evolution of wages in the private and public sectors is determined by productivity, the unemployment rate and competitiveness (the inverse of the unit wage cost).
- In these three countries, the long-run real wage in each sector grows at the same rate as overall productivity in the economy. This real wage–productivity relationship is similar to that found in one-sector aggregated models. In a one-sector quarterly model estimated on panel data for 19 EU countries over the 1995-2013 period, Rusinova *et al.* (2015) use the same long-run relationship between wages and productivity.
- The effect of unemployment on private-sector wages is negative in all countries: a one percentage-point rise in unemployment reduces real private-sector wages by around 2% in the long-run. The long-run effect of the unemployment rate on public/private relative wages is negative in Germany and France, and around zero in Belgium. On the contrary, this unemployment effect is clearly positive in Luxembourg. Holmlund-Ohlsson (1992) obtain a similar result in Sweden. Afonso-Gomes (2014) assumes (without any test) that the private/public wage ratio is independent of the unemployment rate in the long run. They do find nonetheless that private wages are more sensitive to the unemployment rate in the short run.
- The effect of competitiveness is less clear. In three out of the four countries, the effect is negative but not significantly different from zero. In Luxembourg, the estimated competitiveness effect turns out to be large as, all else equal, a competitiveness shock (loss of competitiveness) of 1% is estimated to lead to a long-run fall in real wages of 0.3%.

- Using the standard definitions of “wage leadership” in the empirical literature, there is no “leader” sector and “follower” sector in these three countries (Belgium, Germany, Luxembourg), but rather reciprocal sectoral interactions, relatively fast and large in size, both for the short-run and long-run effects. It should however be emphasised that in the long run wages move in line with productivity, and that this long-run productivity effect works entirely via the private sector. In this sense it can be said that the private sector is the leader in the long-run, although this is not the typical sense of this term in the literature.
- France is different in this respect. Private sector wages there are largely determined by productivity, as in the other three countries (with an estimated coefficient that is not significantly different from one), but the private-public sectoral interactions are only small, if not non-existent. In the long run, the effect is one-way and of only modest size, from the private to the public sector. In the short run, we equally find a significant effect from the private to the public sector, but not the opposite. In this sense we can say that the private sector is the leader in both the short and the long run, even if public sector wages seem to largely follow their own logic, with only a weak link to overall productivity but being more sensitive to the unemployment rate.

#### Sectoral wage interactions in Luxembourg

This first model is then developed in Section 6 into one with three sectors for Luxembourg, distinguishing the private non-finance, finance and public sectors. The main conclusions concur with and add detail to those obtained previously. They can be summarised as follows:

- The joint long-run evolution of wages in the private non-finance, finance and public sectors is determined by productivity, the unemployment rate and competitiveness (the inverse of the unit wage cost).
- Productivity has a direct positive effect on private non-finance wages. As in the two-sector model, we cannot reject the hypothesis that the relationship between productivity and the long-run real wage is the same in each sector, via sectoral wage interactions (spillover or copycat effects).
- Unemployment only has a direct negative effect on wages in the private non-finance sector. All else equal, a rise in unemployment of one percentage point brings about a fall in wages there of 2.8%. We cannot reject the hypothesis that in the long run sectoral interactions and wage spillovers amplify and propagate this initial effect across all sectors, even though the final unemployment effect is the largest in the private non-finance sector. In other words, higher unemployment has a long-run negative impact on relative wages in the private non-finance sector.
- Competitiveness (the inverse of the unit wage cost) has a direct positive impact on private non-finance wages: greater (lower) competitiveness thus increases (reduces) relative wages in the private non-finance sector. Wages in the other two sectors are only affected indirectly via sectoral wage interactions. The size of these interactions is such that we cannot reject that in the long run the effect of competitiveness on wages is the

same in all three sectors. Holding all else constant, a one per cent loss of competitiveness reduces all wages by 0.6% in the long run, a result similar to that found in the two-sector model.

- The effects of a transitory wage shock in a particular sector dissipate rapidly in the sector directly concerned, and provoke little in the way of wage movements in the sectors.
- Using the standard definitions of “wage leadership” in the empirical literature, there is no “leader” sector and “follower” sector in Luxembourg, but rather strong sectoral interactions. It should again be underlined that in the long run wages in each sector are almost identically affected by movements in productivity, competitiveness and unemployment, and that these long-run effects transit entirely via the private non-finance sector. In this sense it can be said that the private non-finance sector is the leader in the long-run, although this is not the typical sense of this term in the literature.
- It should however be emphasised that the “wage premium” in the public and finance sectors relative to the private non-finance sector (most of which is reflected in the different constant terms) is relatively high in Luxembourg, and has barely changed over the period under consideration. The “leadership” of the private non-finance sector should thus be read in this context. It seems as if the movements in private non-finance wages brought about by changes in productivity, competitiveness and unemployment are progressively transmitted to the other two sectors in such a way as to leave the wage premium in these latter unchanged.

These conclusions are of course to be read with the usual caution inherent to any statistical inference, in particular when the sample is so small. We do however underline the similarity of our results across the different countries that have been analysed here, and between the different models, which is an encouraging signal in terms of the robustness of the results.

## 1 Introduction

Le mode de détermination des salaires joue un rôle considérable dans l'évolution de la compétitivité et des performances économiques d'un pays. Nombre de travaux théoriques et empiriques ont étudié comment le cadre institutionnel dans lequel s'inscrivent les négociations salariales peuvent influencer l'évolution des salaires en partant de l'emploi. Le cadre institutionnel doit s'entendre au sens large, et inclut toute structure ou règle explicite ou implicite susceptible d'influencer les pouvoirs de négociation et le mode de fixation des salaires, tels par exemple le taux de syndicalisation, le taux de couverture, le degré de centralisation des négociations, les mécanismes de coordination intersectorielle, etc. Dans une précédente étude, nous avons examiné l'effet de mécanismes d'indexation automatique. La présente étude est consacrée à l'analyse des interactions sectorielles, en particulier entre secteur privé et secteur public, avec pour le Luxembourg une attention particulière au rôle du secteur financier. L'analyse est faite sur données trimestrielles couvrant la période 1995-2015. On comparera le Luxembourg avec ses voisins immédiats, Allemagne, Belgique et France.

L'analyse des interactions sectorielles est le plus souvent basée sur la distinction de deux secteurs, l'un dans lequel le progrès technique et les gains de productivité sont importants (disons le secteur manufacturier), l'autre dans lequel ils sont quasiment absents (services). Parce qu'il bénéficie de progrès techniques et de gains de productivité plus importants, le secteur manufacturier est en mesure d'accorder des hausses de salaires régulières, hausses auxquelles le secteur des services ne peut que s'ajuster. Dans un cadre néo-classique traditionnel avec concurrence parfaite et parfaite mobilité de la main-d'œuvre, le secteur à fort progrès technique jouera automatiquement le rôle de leader. Le modèle scandinave d'Aukrust (1970, 1977) est une variante de cette approche adaptée au cas d'une petite économie ouverte en taux de change fixes, avec distinction entre un secteur exposé (leader) et un secteur abrité (follower).

L'existence d'imperfections de marché rend cependant la réalité passablement plus complexe. Lorsque les salaires sont négociés, le mode de négociation des salaires et les pouvoirs de négociation au sein de chaque secteur exerceront un rôle déterminant. Calmfors et Seim (2013) par exemple remettent en cause le modèle scandinave et ses implications et suggèrent que dans un système de changes fixes avec conventions salariales types (« pattern bargaining »), un leadership du secteur abrité (par rapport au secteur exposé) n'est pas à exclure et est susceptible de conduire à une plus grande modération salariale. Plus généralement, le modèle scandinave amendé pour tenir compte des imperfections sur le marché du travail prédit de fortes interactions sectorielles sans pour autant impliquer un strict leadership du secteur exposé. Les travaux empiriques vont dans le même sens (voir par exemple Toh (1978), Eitheim-Nymoén (1991), Friberg (2007))

Semblablement, dans le cadre d'une distinction secteur privé-secteur public, on ne peut exclure que le secteur public serve de référent pour les autres secteurs et devienne de facto le secteur « leader ».

Les analyses théoriques de ces questions sont très peu nombreuses. Plusieurs travaux empiriques en revanche ont été consacrés au ré-examen des interactions sectorielles, principalement entre secteur privé et secteur public. Lamo et al. (2012) étudient les interactions entre salaires du secteur privé et salaires du secteur public dans 18 pays de l'OCDE<sup>2</sup> sur la période 1970-2006 (données annuelles). Les effets de report de secteur à secteur sont le plus souvent bi-directionnels, avec néanmoins un effet plus fort du privé vers le public. Les résultats suggèrent une forte hétérogénéité entre pays, laquelle peut refléter des différences « institutionnelles. » Afonso et al. (2014) examinent fondamentalement la même question pour les mêmes pays et (quasiment) la même période (1973-2000). La modélisation et la méthode d'estimation retenues sont néanmoins très différentes. L'analyse est basée sur un modèle structurel, identique pour tous les pays, qui prend en compte explicitement le rôle de quelques variables institutionnelles telles que le degré de centralisation/coordination, le taux de syndicalisation dans chacun des secteurs etc. Toutes choses égales par ailleurs (taux de chômage, pouvoir des syndicats, etc...), les interactions sectorielles sont supposées identiques dans tous les pays. A nouveau les résultats suggèrent des effets de report bi-directionnels, avec un effet plus fort du privé vers le public. D'Adamo (2014) adopte une ventilation en trois secteurs pour étudier les interactions entre secteur public, secteur abrité et secteur exposé dans les économies en transition d'Europe de l'Est entre le premier trimestre 2000 et le second trimestre 2011. Les secteurs abrité et public apparaissent fréquemment comme des secteurs « leader », bien qu'on observe à nouveau une forte hétérogénéité entre pays. Camarero et al. (2014) exploitent également des données trimestrielles pour dix pays de la zone euro<sup>3</sup> et distinguent quatre secteurs (industrie, services, construction et secteur public). La période d'estimation va en général du premier trimestre 1995 au quatrième trimestre 2011, avec des différences entre pays dues à la disponibilité de données. L'étude confirme l'existence de différences importantes entre pays. Le secteur public jouerait un rôle de leader en Allemagne, Belgique et Grèce ; tandis que le secteur de la construction aurait ce rôle en Espagne et Irlande, deux pays caractérisés par une forte bulle immobilière. Il n'y a, à notre connaissance, aucune étude sur le Luxembourg.<sup>4</sup>

La première partie de l'étude (section 2) sera consacrée à une analyse comparative des caractéristiques qui gouvernent les systèmes de formation des salaires au Luxembourg et dans les pays voisins (Allemagne, Belgique, France) en se concentrant sur la dimension inter-sectorielle.

Une deuxième partie (sections 3 et 4) présente une revue de la littérature scientifique analysant l'impact des interactions sectorielles sur l'évolution des salaires.

Le cœur du projet est l'estimation économétrique d'équations de salaire sectorielles à partir de données trimestrielles sur la période 1995-2015. Cette analyse empirique a pour objectif de

---

<sup>2</sup> Autriche, Belgique, Canada, Danemark, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Irlande, Italie, Japon, Pays-Bas, Norvège, Portugal, Espagne, Suède, Royaume Uni, Etats-Unis.

<sup>3</sup> Autriche, Belgique, Finlande, France, Allemagne, Grèce, Irlande, Italie, Pays-Bas, et Espagne.

<sup>4</sup> L'étude de la Commission européenne (de Castro et al., 2013) ne contient pour le Luxembourg que des résultats très fragmentaires et ne porte de toute façon pas sur les dynamiques intersectorielles.

déterminer l'importance des effets de report entre secteurs dans les pays concernés. Les résultats sont présentés dans les sections 5 (modèle à deux secteurs) et 6 (trois secteurs).

## 2 Structures institutionnelles de négociation

Les institutions de négociation collective jouent un rôle majeur dans la formation des salaires particulièrement en Europe de l'Ouest continentale. Sans être le principal déterminant des interactions sectorielles, vues dans le sens d'une contagion ou au contraire dans le sens de la formation des disparités sectorielles, les modes de négociation forment le cadre institutionnel incontournable pour toute analyse comparative internationale. A cet égard, le taux de couverture des négociations collectives, le degré de centralisation des négociations et la coordination de l'Etat sont des caractéristiques-clés de ces structures institutionnelles. Ainsi, Du Caju et al. (2010) établissent une corrélation positive<sup>5</sup> entre le taux de couverture des conventions collectives et le différentiel salarial sectoriel. Il est également attendu qu'un haut degré de centralisation des négociations et qu'une forte coordination, souvent avec l'intervention de l'Etat, renforcent le parallélisme des évolutions sectorielles.

### 2.1 Aperçu général

Une comparaison internationale de quelques caractéristiques institutionnelles de négociation salariale permet de situer les quatre pays parmi les autres économies avancées. Cet aperçu s'appuie sur la base de données ICTWSS (Institutional Characteristics of Trade Unions, Wage Setting, State Intervention and Social Pacts, 1960-2014, de l'Université d'Amsterdam, Amsterdam Institute for Advanced labour Studies (cf. Visser 2013) et sur les travaux de Du Caju et al (2008).

#### Taux de couverture des négociations collectives

Le taux de couverture est ici « ajusté », c'est le rapport entre les salariés couverts par une convention collective, signée entre organisations syndicales et patronales, et le total des salariés potentiellement concernés.

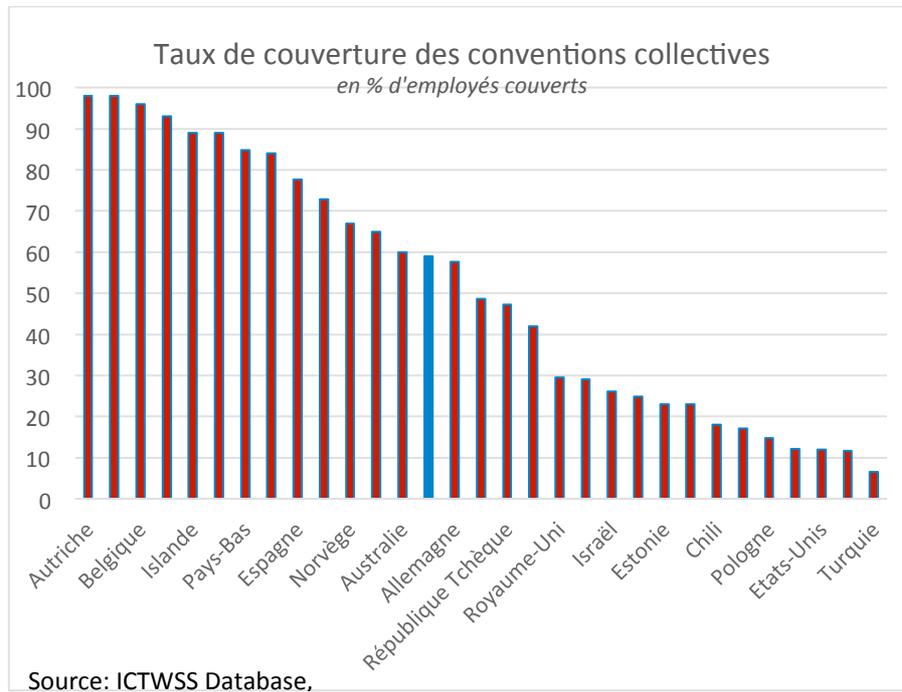
Parmi les économies avancées (Graphiques 2.1 et 2.2), le modèle d'Europe occidentale continentale présente des taux de couverture des conventions collectives bien supérieurs aux pays d'Europe de l'Est ou à la plupart des pays de l'OCDE non européens. Contrairement à l'intuition, la corrélation entre le taux de couverture et le taux de syndicalisation est faible.

Le taux de couverture peut venir de différents modes, automatiques ou non, d'extension, de convention à des employés et employeurs qui n'étaient pas représentés lors de la négociation. Ces modalités sont différentes d'un pays à l'autre. D'autre part, un taux de couverture élevé ne signifie pas forcément une influence très forte de la convention sur les salaires, par exemple si la

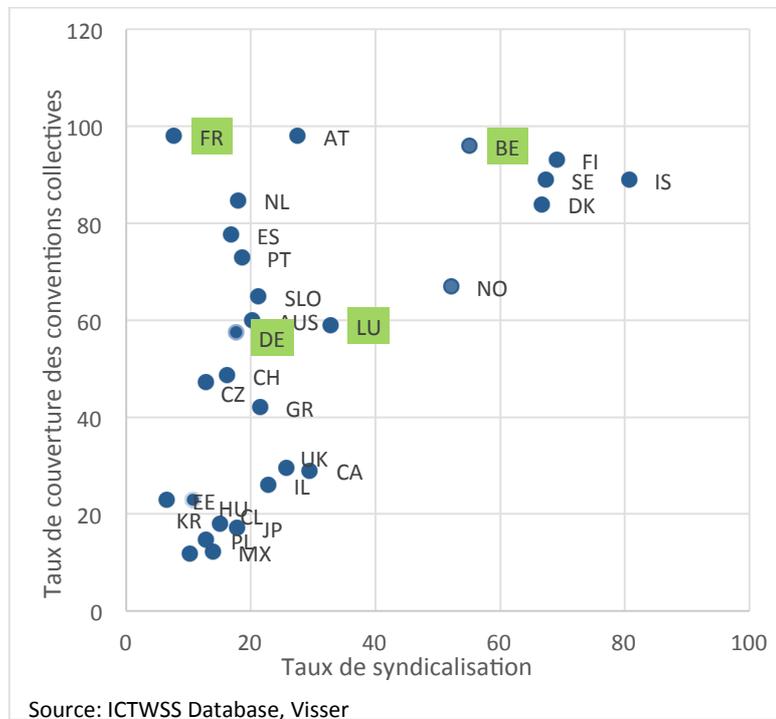
---

<sup>5</sup> Les auteurs précisent bien qu'il s'agit d'une corrélation et non d'une relation de causalité sachant qu'un différentiel salarial sectoriel peut aussi influencer la structure de négociation.

convention est ancienne ou se démarquant peu des conditions générales hors convention (Visser 2013).



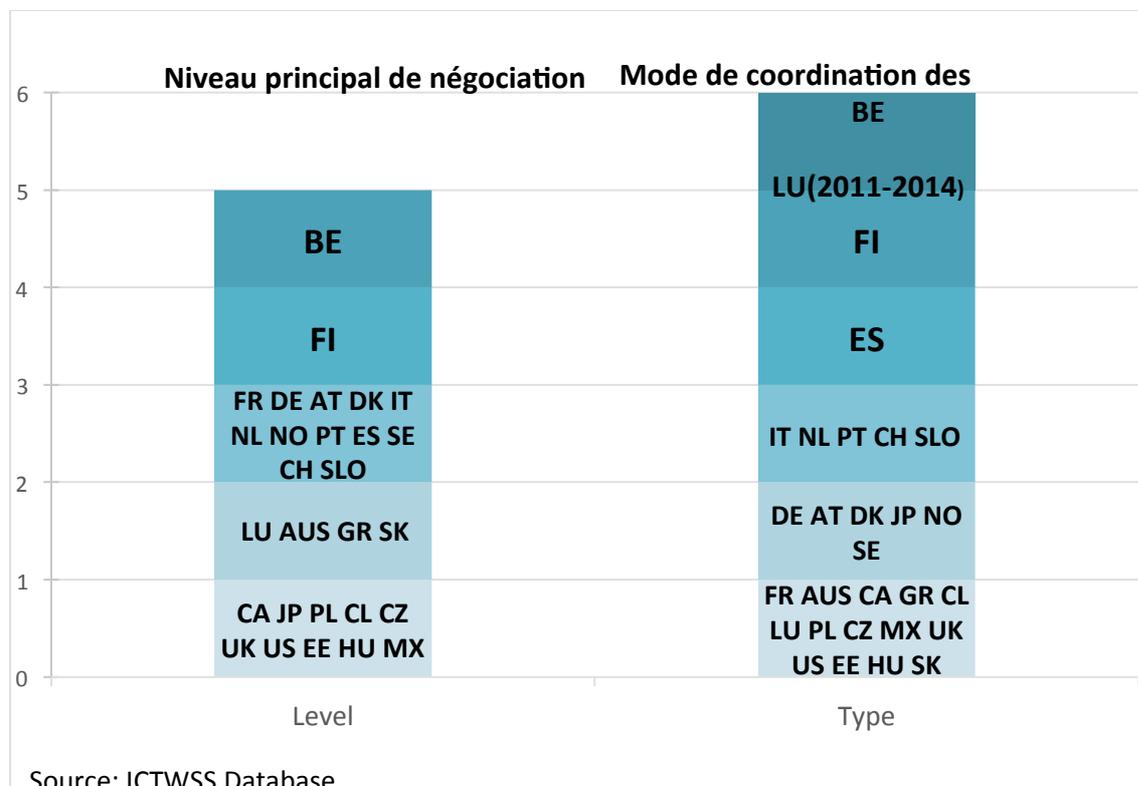
**Graphique 2.1 : Taux de couverture des conventions collectives**



**Graphique 2.2 : Taux de syndicalisation et taux de couverture des conventions collectives**

### Niveau de (dé)centralisation des négociations

Traditionnellement, les observateurs tentent de situer chaque pays selon son principal niveau de négociation salariale sur une échelle représentant les degrés de centralisation : firme, branche, national. Ces évaluations sont très simplificatrices car dans de nombreux pays les niveaux se superposent pour influencer la fixation des salaires. En fait, les cas « simples » sont rares. Il est assez courant qu'une convention collective de branche forme un cadre à partir duquel des négociations sont menées au niveau des entreprises en respectant un principe de « faveur »<sup>6</sup>. Par ailleurs, certaines clauses d'exception (opening clause) pour des entreprises à l'accord de branche ont même quelquefois été prévues.



**Graphique 2.3 : Niveau de (dé)centralisation des négociations et mode de coordination des négociations**

Selon la base de données ICTWSS, il est possible d'établir un classement des pays selon leur degré dominant de (dé)centralisation de négociation.

Depuis son abandon par les pays scandinaves (années 80), par l'Espagne et le Portugal en 2012, et très récemment par la Grèce, le niveau national n'apparaît plus dominant dans aucun pays. Les

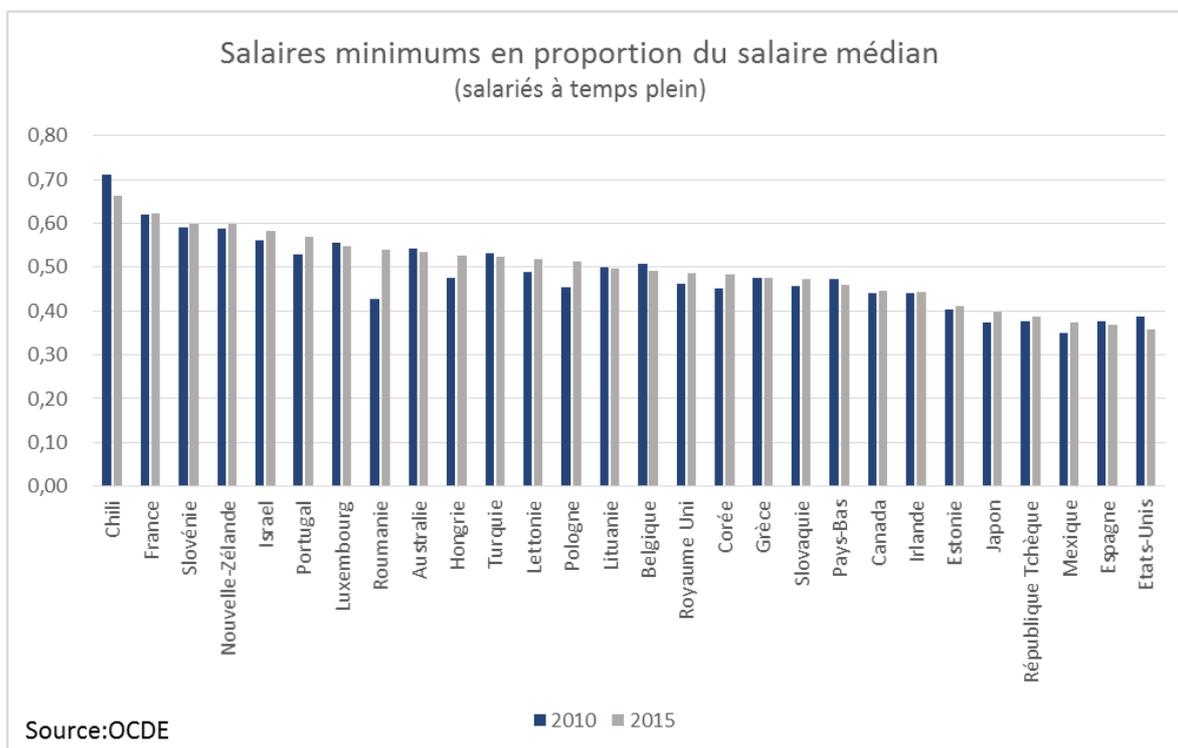
<sup>6</sup> Principe selon lequel un accord au niveau de l'entreprise peut seulement améliorer la situation des employés par rapport à l'accord de branche.

niveaux 1, 2 et 3 correspondent respectivement à des négociations principalement au niveau de l'entreprise, mixte et principalement au niveau de la branche.

#### Coordination et implication de l'Etat

Bien qu'actuellement l'accord salarial national n'ait plus d'existence réelle dans les économies avancées, l'influence nationale et donc intersectorielle peut être présente si les négociations au niveau décentralisé suivent une certaine coordination, éventuellement avec l'implication de l'Etat.

La détermination des salaires dans le secteur public et la fixation d'un salaire minimum sont des moyens plus ou moins directs d'influence selon la taille du secteur public et le nombre de salariés concernés par des augmentations du salaire minimum lorsque celui-ci est national. Le graphique 2.4 permet d'observer les niveaux relatifs du salaire minimum par rapport au salaire médian. Par ailleurs, l'instauration par la loi d'une forme d'indexation des salaires sur les prix à la consommation (Belgique, Luxembourg) est à classer comme une « puissante » coordination salariale au niveau national.



**Graphique 2.4 : Evolution des salaires minimums**

A côté de ces leviers, Du Caju et al (2008) et Visser (2013) reprennent la typologie de Traxler, Blaschke et Kittel (2001) qui définissent six différents modes de coordination : (6) négociation imposée par l'Etat ; (5) négociation parrainée par l'Etat, incluant les divers « pactes » salariaux réguliers et tripartites ; (4) Coopération entre (peak) associations de syndicats et d'employeurs ; (3) guidage par une ou quelques associations principales, par exemple d'employeurs ; (2)

influence forte d'un ou de quelques secteurs sur les autres ; (1) négociations non-coordonnées. Visser (2016) note que lors de la récente dépression, un rôle dominant des gouvernements est réapparu, quelque fois sous pression de la Commission européenne, au détriment des accords collectifs, et ceci d'autant plus lorsque les pays étaient fortement touchés par la crise.

## 2.2 Luxembourg

Au Luxembourg, le mécanisme institutionnalisé d'indexation automatique des salaires sur les prix à la consommation<sup>7</sup> est un vecteur essentiel de coordination au niveau national, et donc intersectoriel, de la formation des salaires. Les modulations de ce système ainsi que les pactes de modération salariale se concluent également au niveau national. Depuis le traitement de la crise sidérurgique, un Comité de coordination tripartite (1977), rassemblant des représentants du patronat, des salariés et des pouvoirs publics, a notamment pour mission de surveiller la situation économique et sociale et peut négocier « la réduction des coûts de production dans l'intérêt de la sauvegarde de l'emploi ». Cette négociation tripartite, centralisée, pouvant aboutir à des pactes salariaux consensuels lors de crises, est en général considérée comme un pilier du « modèle social luxembourgeois ». Pourtant, à plusieurs reprises, l'Etat a dû passer en force un programme de modération salariale après des négociations tripartites qui n'aboutissaient pas. Ce fut le cas en 1982, lorsque le gouvernement a fait adopter son programme d'austérité par la chambre des députés face à l'opposition des syndicats (Hirsch, 2010). En 2010, c'est aussi le gouvernement qui a décidé d'un plan d'assainissement budgétaire et de compétitivité qui a instauré une modulation<sup>8</sup> temporaire du système d'indexation de 2011 à 2014. Ces deux plans nationaux de modération salariale sont des épisodes classés « coordination par l'Etat » dans la base de données ICTWSS (graphique 2.3).

Comme dans la plupart des pays européens, la fixation par l'Etat des salaires des fonctionnaires et du salaire minimum<sup>9</sup> sont des moyens d'influence du niveau gouvernemental dans la formation des salaires.

---

<sup>7</sup> L'ajustement automatique des salaires est directement lié à l'indice des prix à la consommation national (IPCN) à travers « l'échelle mobile des salaires ». 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 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%.

<sup>8</sup> Plus précisément, deux modulations ont été appliquées : en 2011, l'application de la tranche indiciaire a été reportée de 6 mois ; puis, pour les trois années suivantes (2012-2014), la Chambre des députés a décidé que « pour les années 2012, 2013 et 2014, au moins douze mois doivent s'écouler entre deux adaptations des traitements, salaires, pensions, rentes et autres indemnités ».

<sup>9</sup> 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.

| Secteur d'activité (Nace Rév.2)                                    | 2008 | 2012 |
|--|------|------|
| Industries manufacturières   | 40   | 40   |
| Prod.et distr.d'eau, assainiss.,gestion des déchets et dépollution | 53   | 72   |
| Construction   | 70   | 64   |
| Commerce; réparation d'automobiles et de motocycles                | 20   | 26   |
| Transports et entreposage  | 62   | 63   |
| Hébergement et restauration  | 15   | 14   |
| Information et communication                                       | 8    | 12   |
| Activités financières et d'assurance                               | 57   | 68   |
| Activités spécialisées, scientifiques et techniques                | 6    | 7    |
| Enseignement (privé)   | 38   | 32   |
| Santé humaine et action sociale                                    | 72   | 61   |
| Arts, spectacles et activités récréatives                          | 17   | 24   |
| Autres activités de services                                       | 12   | 17   |
| Industrie  | 60   | 57   |
| Services   | 32   | 34   |
| Industrie et services  | 41   | 41   |

Source : Statec, *Enquête sur le niveau et la structure du coût de la main d'œuvre*

**Tableau 2.1 : Luxembourg : % des entreprises dans lesquelles il existe une CCT**

Dans le reste de l'économie, la formation des salaires repose en grande partie sur un système bien établi de conventions collectives (voir Tableau 2.1). Les accords collectifs peuvent être signés entre les syndicats et le patronat d'une entreprise ou pour une branche d'activité. Les syndicats « justifiant de la représentativité nationale » (OGBL, LCGB et CGFP) ont une place institutionnalisée dans la négociation, à laquelle peuvent également participer les syndicats « justifiant de la représentativité dans un secteur particulièrement important »<sup>10</sup>. Le niveau de la branche devient alors important lorsque la convention est déclarée « d'obligation générale » par règlement Grand-Ducal, pour l'ensemble des employeurs et de travailleurs de la profession ou de la branche concernée. Actuellement, c'est le cas dans chaque branche suivantes : Assurances, Banques, Bâtiment et génie civil, Entreprises de travail intérimaire, Sociétés de service de sécurité et de gardiennage, Entreprises d'autobus privés, Etablissements hospitaliers, Garagistes, Nettoyage de bâtiments, Pharmacies, Secteur de l'assistance en escale des aéroports, Secteur social, Sociétés d'exploitation cinématographique, Transport et logistique, ainsi que divers métiers<sup>11</sup>. La convention du secteur sidérurgique est en fait une convention d'entreprise (Arcelor-

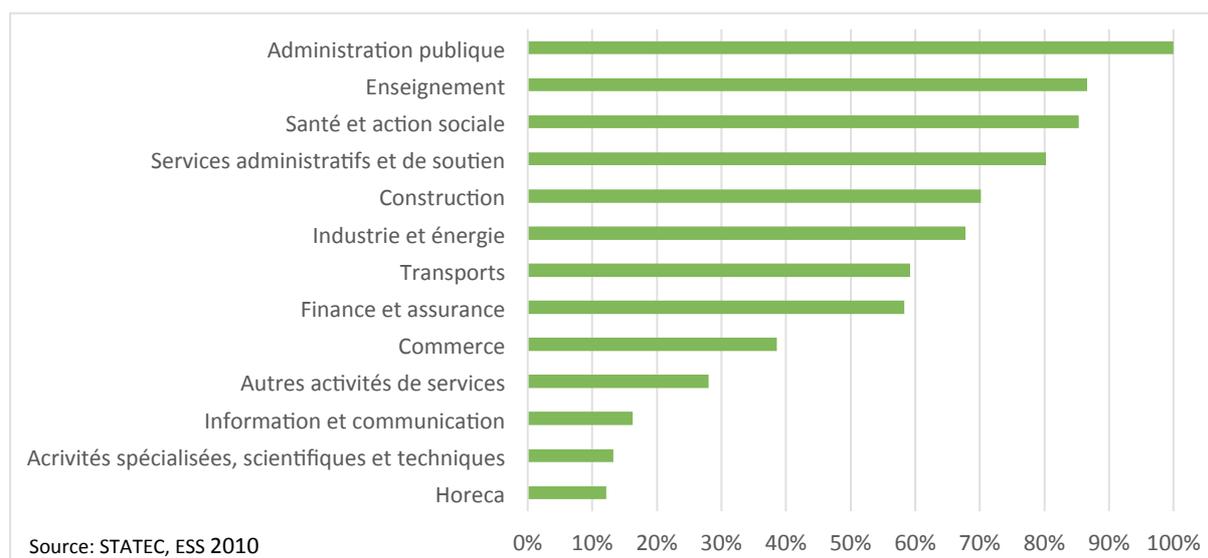
<sup>10</sup> Peuvent également participer aux négociations : des syndicats ayant obtenu au moins 50% des suffrages lors des dernières élections pour les délégués du personnel dans les entreprises qui relèvent du champ d'application de la convention collective de travail ; de syndicats admis à l'unanimité aux négociations par les syndicats à représentativité nationale générale et sectorielle membres de la commission de négociation

<sup>11</sup> Carreleurs, chauffeurs de taxi, électriciens, gens de mer, installateurs d'ascenseurs, mécaniciens de machines agricole, menuisiers, peintres, métiers de la toiture, graphistes.

Mittal). Le taux d'entreprises concernées par une convention collective de branche ou d'entreprises est assez différent d'un secteur à l'autre de l'économie luxembourgeoise. Les secteurs industriels, financiers, du transport, de la construction, du service de nettoyage dépassent les 50%.

Le taux de couverture des salariés par une convention collective est estimé à 59 % (Ries 2013 à partir de l'Enquête structure des salaires 2010). En dehors du secteur public, le taux de couverture le plus élevé est enregistré dans le secteur de la santé et de l'action sociale (87%) et le taux le plus faible dans HORECA (13%). Ces taux de couverture placent le Luxembourg dans la partie basse des pays d'Europe continentale (graphique 2.1), assez proche de l'Allemagne, depuis que cette dernière a vu son taux baisser dans les années 2000.

En terme de niveau de négociation (entreprise-branche), le Luxembourg est considéré comme mixte, avec 40% des négociations qui se feraient au niveau de l'entreprise (base ICTWSS, Visser 2013). Il n'est pas relevé dans la littérature une influence particulière d'une branche dominante sur les autres négociations.



**Graphique 2.5 : Taux de couverture en 2010 par branche d'activité (en %)**

### 2.3 Belgique

En Belgique, comme au Luxembourg, 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. Depuis 1994, c'est un indice « santé lissé » qui sert de référence. Il exclut les prix des tabacs, alcools et carburants, et contribue à un ralentissement dans l'ajustement des salaires.

Mise à part cette indexation assouplie, le système belge de fixation des salaires apparaît comme un des plus coordonné et centralisé parmi les économies avancées (Graphiques 2.3 et Visser 2013). Après une période de crises et d'échecs de négociations bi- et tri-partites de 1981 à 1986,

(Cassiers, Denayer 2009), les interventions du gouvernement ont été courantes dans les négociations salariales avec des gels de salaires et des tentatives d'établir des pactes sociaux. En 1996, une loi relative à la « promotion de l'emploi et à la sauvegarde préventive de la compétitivité » instaure une coordination particulièrement originale. Les interlocuteurs syndicaux et patronaux, appelés « Groupe des dix », doivent définir une marge de négociation salariale maximale sur le plan national et interprofessionnel, pour les deux années à venir. Cette norme d'augmentation des salaires ne doit pas excéder la moyenne des augmentations salariales de trois pays : Allemagne, France, Pays-Bas. A défaut d'accord, le gouvernement fédéral fixe la marge à respecter pour les négociations sectorielles ou d'entreprises. C'est ce qui s'est produit en 2005-2006 et en 2011-2012.

Les trois niveaux de négociation pouvant être impliqués dans la fixation des salaires en Belgique sont strictement hiérarchisés. Les négociations nationales intersectorielles biennuelles indiquent les normes à respecter et laissent aux conventions collectives sectorielles une fixation des augmentations salariales. Des négociations collectives d'entreprises peuvent aussi apporter des précisions, mais leur rôle est bien moindre par rapport aux autres pays européens. De plus, la plupart des conventions collectives sont étendues par arrêté royal et s'appliquent à l'ensemble des employeurs relevant du champ d'application de chaque convention. Les niveaux intersectoriels et sectoriels dominent clairement le système salarial belge.

La Belgique ne connaît pas officiellement un système de négociations-pilote de certains secteurs qui vont guider les autres comme en Autriche ou en Allemagne. Historiquement, les centrales syndicales des secteurs à faible productivité s'efforçaient d'obtenir des progrès salariaux analogues à ceux obtenus dans les secteurs à haute productivité (Cassier, Denayer, 2009). Il semble que le secteur le plus intensif en capital (chimie notamment) avec une main d'œuvre qualifiée serve encore de référence dans les négociations.

Le taux de couverture des conventions collectives atteint 96 % (2014, base ICTWSS), un des taux les plus élevés avec l'Autriche, la France et la Finlande. Et bien que sa corrélation avec le taux de syndicalisation soit faible en général, la Belgique est un des seuls pays à ne pas avoir connu de chute de ce taux qui se maintient à 55 %. Ces caractéristiques associées à la forte coordination centralisée font du système belge un cas unique, assez typique pour une étude comparative de la formation des salaires.

## **2.4 France**

Comme les autres pays d'Europe de l'Ouest continentale, la France a un système de fixation des salaires où les trois niveaux interviennent (national, branche et entreprise). Par contre, comme le note le récent Rapport Combrexelle (2015, p.43) : « La France partage donc le caractère multiniveaux de ses négociations collectives avec ces nombreux pays européens. Elle semble néanmoins s'en démarquer par le nombre de niveaux de régulation qui interviennent conjointement, la difficulté à identifier un niveau de négociation dominant et la place de la norme législative et réglementaire ».

Au niveau national, le SMIC, salaire minimum interprofessionnel de croissance<sup>12</sup>, est le moyen traditionnel pour l'Etat d'influencer la politique salariale. A ce sujet, des travaux empiriques (Goarant et Muller, 2011 ; Koubi et Lhommeau, 2007) ont montré qu'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. Les travaux très récents de Fougère, Gautier et Roux (2017) portent sur une base de données de 50 000 salaires-plancher, définis pour 6500 professions se rapportant aux grilles salariales propres à 365 branches sur la période 2007-2015. Ils confirment l'influence significative du SMIC sur la fixation des salaires de branche, même si l'élasticité des salaires de branche par rapport au SMIC décroît bien tout au long de l'échelle des salaires. En fait, l'implication législative de l'Etat dans le processus de négociation est jugée plus forte en France que dans les autres pays (Naboulet 2011, Combrexelle 2015). Cette constatation n'est sans doute pas indépendante du très faible taux de syndicalisation (8%) en France.

La branche demeure un niveau essentiel pour les négociations salariales collectives. A ce niveau, les partenaires sociaux doivent engager des négociations salariales chaque année. Concrètement, la négociation porte sur les valeurs des salaires minima conventionnels qui ne peuvent être appliqués que s'ils sont supérieurs au SMIC. Signe de la perte d'influence des accords de branches, un certain nombre de salaires conventionnels ont décroché par rapport au SMIC dans les années 90 et 2000<sup>13</sup>, suite à des revalorisations de celui-ci et aux mesures de réduction du temps de travail (Dares, 2011). Les pouvoirs publics ont dû impulser un processus de relance de la négociation salariale de branche. De plus, le grand nombre de branches (évalué à plus de 700) serait un handicap important car beaucoup d'entre elles sont trop petites pour être actives et bien organisées. Le contraste avec les 50 branches allemandes est souvent relevé (Combrexelle 2015).

Lorsqu'une convention de branche est signée, comme en Belgique, l'extension à tous les salariés et employeurs compris dans le champ d'application de la convention est facile à obtenir. De plus, il existe une possibilité d'élargissement. En cas d'absence ou de carence des organisations de salariés ou d'employeurs se traduisant par une impossibilité persistante de conclure une convention ou un accord dans une branche d'activité ou un secteur territorial déterminé, le ministre chargé du travail peut, à la demande d'une des organisations représentatives intéressées ou de sa propre initiative, rendre obligatoire dans le secteur professionnel considéré une convention ou un accord professionnel déjà étendu à un autre secteur professionnel, ou encore étendre son application territoriale.

Une spécificité française vient de plusieurs mesures législatives, notamment depuis les lois dites Auroux de 1982, visant à favoriser la négociation salariale au niveau de l'entreprise en la rendant

---

<sup>12</sup> Le SMIC (depuis 1970) 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.

<sup>13</sup> Si les négociations salariales n'aboutissent pas, la grille conventionnelle existante reste applicable (ainsi certaines branches ont conservé pendant 10 ans la même grille salariale).

obligatoire. Le « principe de faveur » doit normalement être respecté de telle sorte qu'un texte de niveau inférieur ne peut déroger à la norme supérieure à la condition qu'elle soit plus favorable pour le salarié. Cependant, l'évolution du droit incitant à la négociation d'entreprise et multipliant des exceptions<sup>14</sup> fait que « le système d'institutions strictement hiérarchisées est à nuancer » (Castel et al 2013, p. 22). J.D. Combrexelle (2015, p. 20) évoque même « une autonomisation des différents niveaux de négociations, limitant fortement la portée du principe de faveur ». Une « Loi travail » discutée au Parlement en mai-juin 2016 propose encore un renforcement de cette tendance. Son article 2 élargit ainsi les domaines (temps de travail et heures supplémentaire) pour lesquels les accords d'entreprises auront priorité sur les accords de branche sans devoir respecter le « principe de faveur ».

Dans ce cadre institutionnel, la France atteint un taux de couverture extrêmement élevé (98%) des salariés par une convention collective, proportion comparable à celle de l'Autriche et de la Belgique (graphique 2.1) tout en ayant un taux de syndicalisation également record mais par son bas niveau. Face à cette articulation particulièrement complexe des trois niveaux de négociation J. Visser (2013) classe le mode de négociations en France comme relativement décentralisée (comme l'Allemagne et le Luxembourg) et peu coordonné par l'Etat (graphique 2.3). L'activité conventionnelle au niveau des branches demeure importante avec 1000 à 1300 accords par an ; le nombre d'accords d'entreprise se situant autour de 35 000 par an (Combrexelle 2015). En 2010, encore plus d'un quart des établissements concernés par l'obligation annuelle de négocier n'ont pas connu de négociation, en raison d'une application directe d'un accord de branche (Naouas et Romans 2014).

L'enquête « Relations professionnelles et négociations d'entreprise » (REPONSE) est réalisée tous les six ans par la DARES (ministère du Travail<sup>15</sup>) sur un grand échantillon d'entreprises (4000) pour fournir une photographie des relations sociales dans les entreprises. Castel et al (2013, p.26) ont exploité l'enquête de 2005 pour classer les entreprises françaises selon trois modes de régulation salariale en relation avec le niveau de négociation :

- *Régulation salariale mixte* (42 % des établissements, 49 % des salariés) : concerne les branches professionnelles : métallurgie et sidérurgie ; chimie et pharmacie ; plastiques, caoutchouc et combustibles ; verre et matériaux de construction ; agro-alimentaire ; banques et assurances ». Les deux niveaux de négociation (branche et entreprise) ont un poids important, 55 % des établissements déclarant avoir négocié sur les salaires et ils sont également plus nombreux que la moyenne à prendre en compte les recommandations de branche, même si elles sont plus souvent considérées comme secondaires (39 % d'entre eux).
- *Régulation salariale non négociée* (31 % des établissements, 25% des salariés) : secteurs des services ayant une faible tradition de négociation collective, tels que :

---

<sup>14</sup> La loi du 4 mai 2004 (Fillon) permet à un accord d'entreprise de déroger à un accord de branche en dehors du principe de faveur sauf si l'accord de branche l'interdit expressément.

<sup>15</sup> Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (Dares) du ministère du travail, de l'emploi, de la formation professionnelle et du dialogue social.

hôtels, cafés, restaurants ; bureaux d'études et prestations de service aux entreprises ; culture et communication. Ce profil est marqué par la faiblesse des deux niveaux de négociation : seulement 36 % des établissements ont effectivement ouvert une discussion sur les salaires et plus de la moitié n'accorde aucune importance aux recommandations de branche

- *Régulation salariale de branche* (27% des établissements, 25% des salariés) : typique des branches professionnelles : bâtiments et travaux publics ; commerce alimentaire ; nettoyage et prévention ; santé, social. Plus de 59 % des représentants de la direction déclarent considérer les recommandations de branche comme primordiales et 31 % d'entre eux seulement ont négocié les salaires. Ce profil est donc marqué par un poids prépondérant de la branche et par de rares négociations d'établissement. La faiblesse des relations sociales au sein de l'établissement s'explique également par l'absence fréquente de délégués syndicaux.

Ces observations, qui mériteraient d'être réitérées sur une enquête plus récente, donnent un éclairage sectoriel à la situation assez contrastée et complexe des négociations salariales en France. Toujours dans notre optique sectorielle, il semble qu'il n'y ait peu ou pas d'accords conclus dans des secteurs leaders qui s'imposeraient comme référentiels pour les négociations dans d'autres secteurs (Combrexelle 2015).

## 2.5 Allemagne

En Allemagne, contrairement à d'autres pays européens, le niveau national (fédéral) n'est pas crucial dans le processus des négociations salariales. Toute forme d'indexation a disparue depuis 1948. Le principe de l'autonomie contractuelle « Tarifautonomie », inscrit dans la Constitution, prévoit que les négociations doivent se réaliser de façon autonome, sans ingérence de l'Etat, par les fédérations de branche syndicales et patronales. Ainsi, seuls deux secteurs, construction et secteur public, ont des commissions syndicales et patronales au niveau fédéral qui mènent des négociations salariales. Dans ce contexte, l'Allemagne n'avait pas instauré de salaire minimum<sup>16</sup> jusqu'en 2015. Des salaires minima existaient dans une dizaine de secteurs, mais la mise en place d'un salaire minimum unique a longtemps été repoussé notamment car en contradiction avec le principe de la négociation par branche (Hege 2012).

En dépit de quelques évolutions, le système allemand demeure l'exemple type de la négociation salariale au niveau de la branche. La législation sur la négociation collective réserve clairement les questions salariales à la négociation de branche entre représentations syndicales et patronales régionales sectorielles au sein de commissions paritaires (sauf secteurs public et construction).

Traditionnellement, depuis plusieurs décennies, une diffusion à travers les Länder et les branches se fait à partir du résultat de la négociation salariale dans le secteur métallurgique du Bade-Wurtemberg entre employeurs et IG Metall, le puissant syndicat des salariés de la métallurgie

---

<sup>16</sup> Le salaire minimum a été introduit le 1<sup>er</sup> janvier 2015 à un taux de 8,5 € de l'heure. Une commission composée à parité de représentants des employeurs et des salariés doit déterminer si son niveau doit être révisé.

allemande<sup>17</sup>. Etant donné ce rôle leader, la politique de négociation d'IG Metall est davantage guidée par la conjoncture macro-économique qu'uniquement par les données de la métallurgie (Bosch 2002).

Cependant, depuis la réunification, les conventions de branche ont tendance à comporter des clauses d'ouverture (Öffnungsklauseln) qui permettent des négociations au sein des partenaires au niveau de l'entreprise. C'est dans ce cadre que sont signés des « pactes pour l'emploi » impliquant des concessions salariales en contrepartie d'un maintien de l'emploi. Par ailleurs, des associations d'employeurs ont créé des statuts spéciaux pour certaines grandes entreprises qui peuvent négocier leur propre accord. C'est par exemple le cas de Volkswagen, mais ces cas demeurent rares (Visser, 2013).

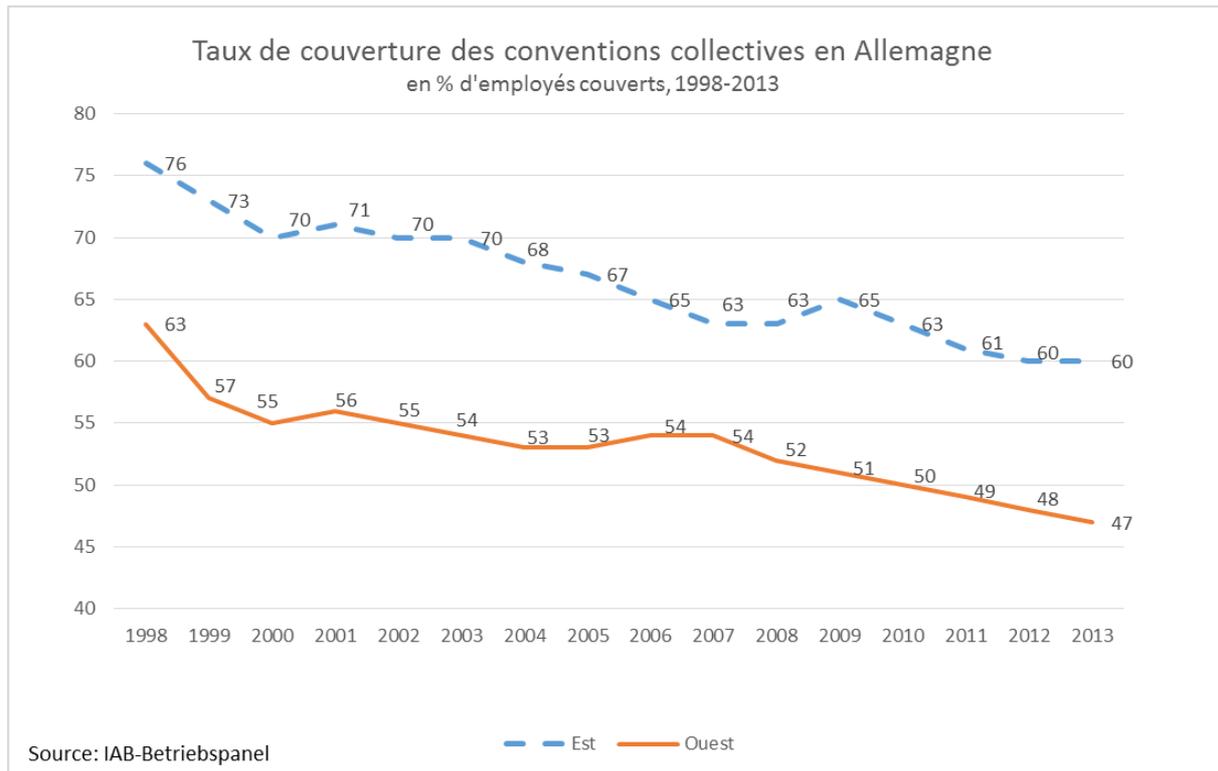
En 2013, le taux de couverture des salariées par des conventions collectives s'élève à 57,6 %, taux qui se situe comme la Suisse et le Luxembourg, aux alentours de la médiane des pays de l'OCDE (voir graphique 2.6). Mais cet indicateur global ne doit pas cacher que le taux de couverture est beaucoup plus élevé en Allemagne de l'Ouest qu'à l'Est, et surtout que son déclin est une tendance fondamentale dans toute l'Allemagne, essentiellement depuis les années 90. Ainsi, de 1998 à 2013, le taux de couverture a baissé de 76% à 60% pour l'Allemagne de l'Ouest et de 63% à 47% en Allemagne de l'Est (Graphique 2.6, WSI<sup>18</sup>, 2015). Cette diminution vient essentiellement de la non-adhésion ou de la désaffiliation des employeurs aux organisations patronales que de la baisse du nombre d'employés syndiqués (Visser 2013, Hege 2012) ; le phénomène étant plus marqué à l'Est mais touche aussi l'Ouest. La baisse d'influence des conventions collectives et la tendance à la décentralisation des négociations sont considérées dans les travaux récents de Dustmann et al. (2014) comme ayant eu plus d'impact que les célèbres lois Hartz.

Le tableau 2.2 présente les disparités sectorielles et Ouest-Est en matière de taux de couverture des conventions collectives. Certaines branches ont, relativement aux autres, un taux de couverture plus élevé au niveau de l'entreprise, mais cela ne compense en général pas leur faible taux de couverture au niveau de la branche. Un cas typique est celui du secteur Information-communication. Par contre, les données disponibles permettent d'observer qu'environ la moitié des salariés non couverts par une convention collective sont employés dans une entreprise qui se fonde sur la convention de sa branche pour la fixation des salaires. Cette observation relativise la perte d'influence des conventions de branches en Allemagne.

---

<sup>17</sup> Début 2015, le patronat de la métallurgie et l'IG Metall du Bade-Wurtemberg ont signé un accord le 24 février pour relever les salaires de 3,4 % à partir du 1er avril, et pour une prime unique de 150 euros. En principe, cet accord conclu pour un an doit également s'appliquer dans le reste du pays.

<sup>18</sup> Das Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Institut



**Graphique 2.6 : Evolution du taux de couverture des conventions collectives**

|   | Conv. Coll. de Branche |           | Accords d'entreprises |           | Pas de convention |   |           |   |
|---|------------------------|-----------|-----------------------|-----------|-------------------|---|-----------|---|
|   | Est                    | Ouest     | Est                   | Ouest     | Est               | dont orienté vers conventions de branches | Ouest     | dont orienté vers conventions de branches |
|   |                        |           |                       |           |                   | Ouest                                     |           | Ouest                                     |
| Agriculture, sylviculture et pêche  | 51                     | 17        | 2                     | 2         | 47                | 36  | 81        | 43  |
| Production et distribution d'énergie, d'eau, gestion des déchets et industrie extractives | 75                     | 30        | 13                    | 30        | 12                | 70  | 40        | 60  |
| Industries manufacturières  | 54                     | 24        | 10                    | 13        | 36                | 59  | 62        | 51  |
| Construction  | 70                     | 50        | 2                     | 4         | 28                | 62  | 46        | 61  |
| Commerce de gros, réparation et distribution automobiles                                  | 42                     | 14        | 5                     | 13        | 52                | 53  | 74        | 56  |
| Commerce de détail  | 41                     | 33        | 4                     | 9         | 54                | 64  | 58        | 45  |
| Transport et entreposage  | 44                     | 16        | 15                    | 21        | 41                | 35  | 62        | 35  |
| Information et communication  | 20                     | 10        | 16                    | 17        | 64                | 25  | 72        | 26  |
| Activités financières et d'assurances   | 79                     | 64        | 3                     | 1         | 19                | 49  | 35        | 44  |
| Hébergement et restauration   | 42                     | 28        | 2                     | 4         | 56                | 45  | 68        | 48  |
| Santé et enseignement   | 55                     | 31        | 8                     | 19        | 37                | 61  | 50        | 55  |
| Activités de services scientifiques, administratifs et de soutien                         | 46                     | 47        | 5                     | 7         | 49                | 38  | 46        | 35  |
| Organismes sans but lucratif  | 57                     | 29        | 10                    | 18        | 33                | 57  | 52        | 53  |
| Administration publique   | 87                     | 85        | 11                    | 15        | 1                 | 64  | 0         | 13  |
| <b>Total</b>  | <b>53</b>              | <b>36</b> | <b>7</b>              | <b>12</b> | <b>40</b>         | <b>51</b>                                 | <b>51</b> | <b>48</b>                                 |

Source : IAB-Betriebspanel

**Tableau 2.2 : Taux de couverture des salariés par secteur (%), 2012**

### 3 Cadre théorique

Deux secteurs suffisent pour illustrer la nature des interactions sectorielles dans la formation des salaires. Nous considérerons d'abord une économie de concurrence parfaite. Nous introduirons ensuite les changements liés à l'existence d'imperfections sur le marché du travail.

#### 3.1 Concurrence parfaite

On suppose une économie où tous les consommateurs-travailleurs sont identiques dans leurs préférences et leur accès aux marchés du travail (pas de distinction de qualification, de critère de nationalité, etc.). A même salaire, les travailleurs sont indifférents entre les divers types d'emploi. Les préférences du consommateur sont représentées par la fonction d'utilité  $C = \phi(N)$  où  $C$  est un agrégateur de type Cobb-Douglas sur l'ensemble des biens de consommation :

$$C = \prod_i C_i^{\gamma_i}, \quad \sum_i \gamma_i = 1. \quad (3.1)$$

La maximisation sous contrainte de ressources conduit à une offre de travail de la forme

$$N^s = \sum_i N_i^s = s \left( \frac{W_{\max}}{P} \right) \quad (3.2)$$

où  $W$  est le salaire nominal,  $W_{\max} = \max_i W_i$  et  $P$  l'indice des prix à la consommation. Ce dernier peut s'écrire sous la forme d'un agrégateur Cobb-Douglas :

$$P = \prod_i P_i^{\gamma_i}. \quad (3.3)$$

Dans chaque secteur les entreprises maximisent les profits sous la contrainte technologique

$$Y_i = A_i F(N_i). \quad (3.4)$$

La demande de travail est

$$N_i^d = d \left( \frac{W_i}{P_i} \right), \text{ telle que } \frac{W_i}{P_i} = A_i F_{N_i} \quad (3.5)$$

Sous l'hypothèse de parfaite mobilité du travail, l'équilibre sur les marchés du travail requiert

$$W_i = W_j, \quad \forall j \neq i, \quad (3.6)$$

$$\sum_i N_i^d = s \left( \frac{W}{P} \right). \quad (3.7)$$

L'égalisation des salaires nominaux résulte de l'hypothèse d'homogénéité et de parfaite mobilité du travail, et du fait que le niveau de prix de référence pour le travailleur est l'indice des prix à la consommation. On a supposé implicitement que le capital est immobile, ce qui est une approximation raisonnable à court terme. A plus long terme, la mobilité du capital assure l'égalité des salaires entre secteurs même si la main-d'œuvre est peu mobile.

Toutes autres choses égales par ailleurs, l'évolution nominale des salaires est guidée par l'évolution des prix à la consommation, donc par la politique de la banque centrale. Dans le cas d'une économie ouverte, la distinction de deux secteurs sera faite traditionnellement en termes

de secteur exposé/abrité. Si de plus on suppose une petite économie ouverte en changes fixes, le prix du secteur exposé est fixé par le reste du monde, ce qui fixe automatique la valeur du salaire nominal d'équilibre. C'est dans ce contexte qu'on pourra dire que le secteur exposé est « leader » bien que ce soit un abus de langage dans un cadre de concurrence parfaite.

### 3.2 Imperfections de marché

Considérons maintenant un marché du travail caractérisé par des « frictions » liées aux créations/destructions d'emplois et aux réallocations continues de la main-d'œuvre dans un contexte d'information imparfaite. Dans ce contexte, on ne peut plus considérer que le salaire est déterminé anonymement par le marché. Le salaire est fixé par les agents eux-mêmes. Les deux approches les plus fréquentes sont les modèles de salaire d'efficacité et les modèles de négociation. Les négociations peuvent se faire au niveau individuel ou collectivement à un niveau plus ou moins centralisé ; elles peuvent porter sur le seul salaire (modèle de négociation avec droit à gérer) ou simultanément sur le salaire et le volume d'emploi (négociations efficaces). D'autres approches mettent davantage l'accent sur les aspects institutionnels et/ou sociologiques (pattern bargaining/négociation-type de Budd (1997) ; fair wage/juste salaire comme chez Akerlof-Yellen (1990)) mais sont en fait complémentaires aux approches précédentes. Nous articulons la discussion autour du modèle de négociation collective avec droit à gérer. Nous reviendrons ensuite sur les apports des autres approches.

#### Négociations salariales

Supposons que le salaire soit dans chaque secteur déterminé par négociation collective avec droit à gérer pour l'entreprise. Le modèle standard de négociation salariale (voir par exemple Layard et al. (1991, Ch.2)) suppose la maximisation du produit de Nash généralisé sous contrainte de la demande travail (3.5) et sous l'hypothèse que l'alternative pour le travailleur (la menace utilisée durant la négociation) est de quitter l'entreprise pour trouver un emploi ailleurs. Si on représente les surplus de l'entreprise et des travailleurs dans le secteur  $i$  respectivement par  $S_i^f$  et  $S_i^w$ , le salaire négocié sera défini par :

$$\frac{W_i}{P} = \operatorname{argmax} (S_i^f)^{1-\beta_i} (S_i^w)^{\beta_i}, \quad (3.8a)$$

$$\text{où } S_i^f = (P_i/P)A_iF(N_i) - (W_i/P)N_i, \quad (3.8b)$$

$$S_i^w = \{(W_i/P) - w_i^r\}N_i, \quad (3.8c)$$

$$W_i = A_iF_{N_i}P_i, \quad (3.8d)$$

où  $w_i^r$  est le salaire de réservation dynamique<sup>19</sup> exprimé en termes réels. On obtient finalement un salaire négocié proportionnel au salaire de réservation :

---

<sup>19</sup> Le salaire de réservation statique est le concept utilisé également en concurrence parfaite. C'est le salaire qui détermine le choix entre participation ou non-participation au marché du travail. Le salaire de réservation dynamique est un concept spécifique aux modèles avec flux de création/destruction d'emploi et réallocation de la main-d'œuvre. Il détermine le choix entre acceptation ou non-acceptation d'une offre d'emploi. Sa valeur peut évoluer notamment en fonction de la durée de la période de chômage du travailleur.

$$W_i = \psi_i w_i^r P. \quad (3.9)$$

Le coefficient  $\psi_i$  est fonction positive du pouvoir de négociation et fonction négative de l'élasticité de la demande de travail au salaire. Le salaire de réservation est fonction des revenus alternatifs possibles (fall-back wage), qui incluent revenus de non-emploi  $b$  (valeur réelle des indemnités de chômage, mais aussi revenus d'activités domestiques, utilité marginale du loisir et salaire de réservation statique) et revenus d'emploi potentiels dans les autres secteurs pondérés par leurs probabilités respectives. Plus formellement :

$$w_i^r = (1 - \pi)b + \pi \sum_{j \neq i} \eta_j (W_j/P) \quad (3.10)$$

où  $\pi$  est la probabilité de retrouver un emploi dans n'importe quel autre secteur et  $\pi \cdot \eta_j$  la probabilité de retrouver un emploi dans le secteur  $j$ . La probabilité  $\pi$  de retrouver un emploi dans l'économie sera fonction notamment du taux de chômage agrégé ; la valeur de  $\eta_j$  dépendra par exemple de la taille relative et de la compétitivité du secteur  $j$  et/ou de la mobilité sectorielle des travailleurs (résultant par exemple d'exigences de qualifications ou de conditions d'accès spécifiques au secteur  $j$ ).

Les implications de ce modèle sont très fortes, puisque le salaire négocié ne dépend finalement pas de la profitabilité de l'entreprise et du surplus total à partager. Que l'entreprise fasse de petits ou grands profits ne change rien à l'issue de la négociation. Les gains de productivité dans l'économie n'affectent le salaire négocié que via leur effet sur les indemnités de chômage ou la désutilité du travail.

### Généralisation

Pour éviter les conclusions contre-intuitives du modèle de négociation conventionnel, Forslund et al. (2008) adoptent le modèle conventionnel avec concurrence monopolistique sur le marché des biens et négociation collective sur le marché du travail mais le modifient dans deux directions. Sur le marché des biens, l'élasticité (en valeur absolue) de la demande augmente lorsque le prix relatif affiché par l'entreprise augmente. Cette hypothèse implique que le taux de marge des entreprises diminue lorsque le salaire augmente (toutes autres chose égales par ailleurs), conformément à l'évidence empirique sur le report partiel des coûts dans les prix de vente (limited passthrough). Sur le marché du travail, la menace crédible que peut exercer le travailleur lors des négociations n'est pas de quitter l'entreprise mais plus prosaïquement de faire durer la négociation et prolonger l'arrêt de la production. Moyennant ces deux hypothèses, le salaire négocié devient une fonction positive de la profitabilité de l'entreprise et de la productivité. L'interprétation de la variable  $b$  dans (3.10) doit donc être revue en ce sens.

D'autres éléments encore sont à prendre en considération. A partir d'enquêtes auprès des entreprises de l'Union européenne, Du Caju et al. (2015) montrent que l'évolution des salaires dépend non seulement des pouvoirs et des structures de négociation mais également de considérations d'équité et de motivation des travailleurs (on parle également « d'effets d'envie »). Semblablement Galuscak et al. (2012) obtiennent que les situations internes à l'entreprise et des considérations d'équité en son sein influencent les salaires d'embauche plus

que ne le font les conditions du marché du travail. Ce type de considérations est sous-jacent aux modèles de salaire d'efficience ou de négociation-type (pattern bargaining). Dans ces modélisations alternatives, les effets de reports intersectoriels ne sont donc pas (forcément) liés à la mobilité des travailleurs et aux probabilités de retrouver un emploi dans d'autres secteurs. Le salaire négocié dans un secteur particulier peut être fonction des salaires d'un autre secteur directement pour des considérations d'équité et/ou via les « institutions » du marché du travail, par exemple le calendrier des négociations ou la coordination intersectorielle des négociations. Le salaire négocié dans le secteur public peut aussi être utilisé par les pouvoirs publics comme signal et comme instrument de politique de revenus lorsque ce salaire influence les négociations dans les autres secteurs (voir par exemple Redor (1997) pour une discussion du cas de la France). L'interprétation des  $\eta_j$  sera donc plus générale que celle utilisée jusqu'à présent. Par ailleurs, des considérations d'équité dans le partage de la valeur ajoutée entre profits et salaires introduisent à nouveau un lien direct entre productivité et salaires, tant au sein d'un secteur que dans la dimension macroéconomique intersectorielle, qu'on prendra en compte en élargissant la signification de  $b$ .

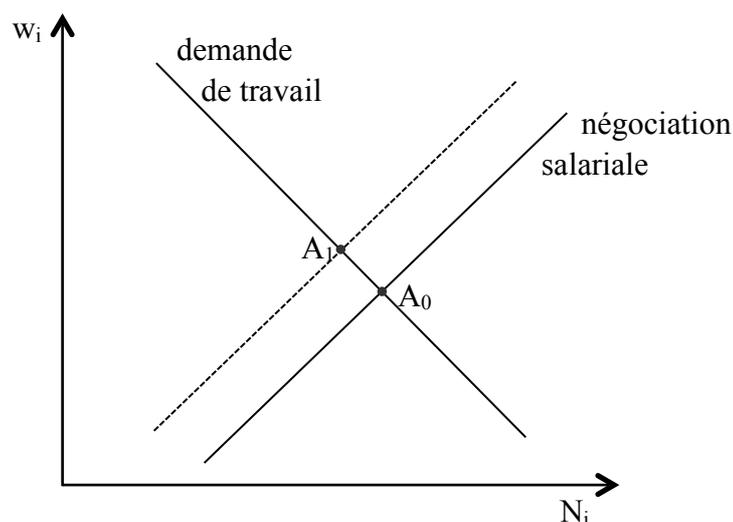
Pour toutes ces raisons, l'équation de salaire retenue aura donc la forme suivante :

$$\ln w_i = a_{i0} + \sum_{j \neq i} b_{ij} \ln w_j + c_i \ln A - d_i u - f_i \ln e \quad (3.11)$$

où les  $w_j$  représentent des salaires réels,  $A$  mesure l'évolution de la productivité dans *l'ensemble* de l'économie,  $u$  est le taux de chômage et  $e$  le taux de change réel (comme mesure de la compétitivité ou de la profitabilité d'un secteur). Le terme constant capture les effets fixes liés aux différences systématiques de profitabilité ou de pouvoir de négociation entre secteurs.

#### Taux de chômage d'équilibre

Ce système d'équations de salaires combiné aux demandes de travail détermine le taux de chômage d'équilibre. Le modèle à un secteur est un cas particulier du modèle multisectoriel. L'analyse des déterminants du taux de chômage d'équilibre est donc semblable à celle d'un modèle agrégé standard, mais avec la possibilité de discuter les effets d'un choc de salaire dans un secteur sur les salaires des autres secteurs et sur le taux de chômage agrégé. Ceci est illustré dans figure 3.1. Le choc de salaire est représenté par un déplacement vers le haut de la courbe de salaire négocié (la traditionnelle WS curve). Ce déplacement résulte ici d'une hausse exogène des salaires dans l'autre secteur. La conséquence est une baisse de l'emploi et une hausse du chômage d'équilibre dans l'économie.



**Figure 3.1 : Effet d'un choc de salaire sur l'emploi d'équilibre**

#### Spécificités du secteur public

Nombre d'études concentrent l'attention sur la distinction entre secteurs privé et public. D'un point de vue théorique, les spécificités du secteur public peuvent résulter de différences dans la fonction de production ou la structure de négociation ou encore, à la suite de Leslie (1985), du rôle particulier de la contrainte budgétaire comme substitut aux contraintes de marché (Holmlund (1997), Fernández-de-Córdoba et al. (2012)). Ces études théoriques sont ciblées soit sur la compréhension de la détermination des salaires dans le secteur public soit plus largement sur les interactions secteur public-secteur privé. Gomes (2015) par exemple considère un modèle d'équilibre général à deux secteurs (privé/public) avec frictions sur le marché du travail. Taux de destruction (exogène) des emplois et efficacité d'appariement sont différentes dans les deux secteurs. Le gouvernement fixe le salaire dans le secteur public (et donc la prime du salaire public sur le privé) ainsi que le nombre de postes créés de façon à obtenir in fine le niveau d'emploi et de production de services publics qu'il juge approprié, compte tenu de l'environnement macroéconomique et de la conjoncture. Dans ce contexte, Gomes examine l'impact qu'exerce la politique du gouvernement sur la volatilité du chômage et sur le bien-être à travers les interactions sectorielles.

## 4 La littérature empirique

La littérature empirique sur les liens entre les salaires des secteurs privé et public est abondante et basée largement sur le concept de « wage leadership » appréhendé en termes de causalité et de

co-intégration.<sup>20</sup> Le concept de leadership salarial est présent déjà implicitement dans le concept de « key bargain » de McGuire-Rapping (1968) ou dans les modèles scandinaves des années 60-70. Il est sous-jacent également au modèle de « pattern bargaining » (négociation-type) de Budd (1997) et sous-tend plus généralement toutes les discussions sur l'articulation entre politique de modération salariale et politique de salaire dans le secteur public. Plus récemment, l'utilisation de modèles statistiques dynamiques pour tester l'hypothèse de leadership salarial a permis de clarifier la signification de ce concept et ses implications. On présentera d'abord les principaux éléments de cette modélisation, et ensuite les principaux résultats empiriques disponibles aujourd'hui.

#### 4.1 Le modèle de référence

Vector Error Correction Model (VECM )

Lindquist-Vilhelmsson (2006) et nombre d'autres auteurs avec eux formalisent le concept de leadership salarial à partir d'un modèle statistique dynamique décrivant l'évolution des salaires nominaux. Plus formellement, on postule le modèle dynamique multivarié suivant :

$$W_t = \mu + \delta t + \sum_{\tau=1}^p \Pi_{\tau} W_{t-\tau} + \varepsilon_t, \quad (4.1)$$

où  $W_t = [\ln W_{1t}, \ln W_{2t}, \dots, \ln W_{nt}]'$  est le vecteur des  $n$  salaires nominaux sectoriels. Les différents secteurs sont traités de façon parfaitement symétrique et le système n'inclut pas d'autres variables que les salaires nominaux, hormis termes constants et tendances déterministes. Le système (4.1) peut être réécrit en différences premières sous la forme :

$$\Delta W_t = \mu + \delta t + \sum_{\tau} \Phi_{\tau} \Delta W_{t-\tau} - \Pi W_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4.2)$$

où la matrice  $\Pi$ , de dimension  $n \times n$ , est définie par  $\Pi = I - \Sigma \Pi$ . Cette matrice est de rang complet ( $r = n$ ) lorsque les variables sont toutes stationnaires, c'est-à-dire (pour faire court) lorsque leurs moyenne et variance inconditionnelles ne varient pas dans le temps. Ce n'est pas le cas de la plupart des séries économiques, en particulier nominales, qui sont caractérisées par une tendance haussière reflétant la croissance et l'inflation. A l'autre extrême, lorsque  $\Pi = 0$  ( $r = 0$ ) le terme en niveau  $W_{t-1}$  disparaît et les relations sont exprimées en termes de différences premières des variables, qui seront en général stationnaires.<sup>21</sup> C'est un cas extrême, qui impliquerait l'absence totale de liens entre les niveaux des différentes variables. Le cas le plus intéressant est le cas intermédiaire où la matrice  $\Pi$  est dite de rang réduit  $r < n$ . Dans ce cas, le vecteur  $W_t$  est non-stationnaire, mais  $r$  combinaisons linéaires de ses éléments deviennent stationnaires. On dit alors que les variables sont co-intégrées. La matrice  $\Pi$  peut alors être écrite sous la forme d'un produit de deux vecteurs:

<sup>20</sup> La littérature sur les interactions sectorielles ne se limite pas bien sûr à celle des interactions privé/public ou abrité/exposé. Beaudry et al. (2012) par exemple utilisent un modèle d'interactions semblable à (3.10)-(3.11) pour évaluer l'impact de changements dans la composition industrielle sur l'évolution du salaire moyen dans différentes métropoles aux Etats-Unis.

<sup>21</sup> Les salaires réels sont en général I(1) ; on ne peut exclure a priori que les salaires nominaux soient I(2).

$$\Pi = -\alpha\beta' \quad (4.3)$$

où  $\beta$  est une matrice  $n \times r$  contenant en colonne, pour chacune des  $r$  relations de co-intégration, le vecteur de coefficients correspondant ;  $\alpha$  est une matrice  $n \times r$  contenant en ligne, pour chaque secteur, les vitesses d'ajustement du salaire sectoriel aux  $r$  termes de correction d'erreurs. On peut ainsi ré-écrire l'équation (4.2) sous la forme d'un système d'équations à correction d'erreurs<sup>22</sup> (vector error-correction model, VECM) :

$$\Delta W_t = \mu + \delta t + \sum_{\tau} \Phi_{\tau} \Delta W_{t-\tau} - \alpha\beta' W_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (4.4)$$

A long terme, lorsque les salaires ont atteint leur régime stationnaire (éventuellement un taux de croissance constant), on a en l'absence de nouveaux chocs :

$$\alpha\beta' W^{LT} = \mu' + \delta t. \quad (4.5)$$

Cette relation (plus exactement ce système d'équations) décrit les relations de long terme qui lient les salaires nominaux entre eux.

### Les concepts-clés

Le contenu et les implications de l'hypothèse de leadership salarial peuvent être explicités en termes de restrictions testables sur les paramètres et caractéristiques du VECM (4.4).

Les trajectoires suivies par les salaires sectoriels peuvent être plus ou moins coordonnées à long terme, soit par l'effet direct de la coordination des négociations sectorielles, soit indirectement par effets de mimétisme intersectoriel (considérations d'équité, envy effects) ou par l'effet de la mobilité intersectorielle de la main-d'œuvre. Nous interpréterons le nombre de relations de co-intégration comme une mesure du degré de coordination à long terme. L'absence de relations de co-intégration ( $r = 0$ ) impliquerait que dans chaque secteur le salaire évolue suivant une tendance stochastique qui lui est propre. Il n'y aurait dans ce cas aucune coordination à long terme. A contrario, lorsque la coordination est maximale, on s'attend à ce qu'il y ait une seule tendance stochastique commune à tous les salaires, ce qui implique l'existence de  $r = n-1$  relations de co-intégration.

### **Coordination salariale à long terme** ( $r$ , nombre de relations de co-intégration)<sup>23</sup>

*Le degré de coordination des salaires sectoriels est mesuré par le nombre de relations de co-intégration relativement au nombre de secteurs moins un ( $r/(n-1)$ ).*

*On dira que la coordination à long terme est maximale (resp. nulle) lorsque le rapport  $r/(n-1)$  est égal à 1 (resp. 0).*

Soulignons que cette définition du degré de coordination salariale à long terme ne dit rien de l'évolution des salaires relatifs. Une coordination maximale (telle que nous l'avons définie) n'implique nullement que les salaires relatifs demeurent constants. L'existence de relations de

<sup>22</sup> On reviendra de façon plus détaillée sur ce type de formalisation lorsque nous discuterons les problèmes de co-intégration en section 5.7.

<sup>23</sup> Camarero et al. (2014) parle de mobilité intersectorielle de la main-d'œuvre plutôt que de coordination salariale intersectorielle.

co-intégration contraint l'évolution des salaires relatifs mais n'impose des évolutions proportionnelles (à long terme) que si et seulement si ces relations sont toutes homogènes de degré 1 dans les salaires. Dans ce cas particulier, on dira donc que l'adaptabilité des salaires (wage adaptability) est totale et multilatérale. Dans ce cas, les équations de long terme (4.5) peuvent être écrites en termes de salaires relatifs. Mais on peut très bien observer une adaptabilité totale entre un nombre limité de secteurs seulement, par exemple une adaptabilité totale entre deux secteurs seulement (adaptabilité bilatérale).

**Adaptabilité multilatérale** (contraintes d'homogénéité sur la matrice  $\beta$ )

*On dira que la capacité d'adaptation des salaires est multilatérale et complète à long terme (full multilateral wage adaptability) lorsque la coordination est maximale et la somme des coefficients des salaires dans chacun des vecteurs de co-intégration n'est pas significativement différente de zéro. Plus formellement, il faut  $\sum_j \beta_{kj} = 0, \forall k \in (1, n-1)$ .*

**Adaptabilité bilatérale** (contrainte d'homogénéité sur un vecteur  $\beta_k$ )<sup>24</sup>

*Considérons deux secteurs  $k$  et  $j$ . On dira que la capacité d'adaptation des salaires de ces deux secteurs ( $\ln W_{kt}$  et  $\ln W_{jt}$ ) est complète à long terme (full bilateral wage adaptability) lorsque ces deux variables sont co-intégrées et la somme de leurs coefficients dans la relation de co-intégration n'est pas significativement différente de zéro. Plus formellement, il faut  $\beta_{kk} + \beta_{kj} = 0$ .*

La question du leadership salarial prend tout son sens lorsqu'il y a coordination maximale et une tendance stochastique commune à tous les secteurs. Y a-t-il dans ce cas un secteur qui, dans le long terme, impose son rythme à tous les autres ? Si la réponse est négative, s'il n'y a pas de secteur « leader à long terme » et que la tendance commune est en fait déterminée conjointement par l'interaction de tous les secteurs, on pourra néanmoins observer un « leadership à court terme », lorsque l'évolution des salaires dans un secteur précède et influence l'évolution à court terme des salaires dans les autres secteurs. Le modèle (4.4) permet de définir plus formellement ces concepts.

**Leadership à long terme** (exogénéité faible ; contraintes sur  $\alpha$ )

*On dira que le secteur  $k$  est leader à long terme par rapport aux secteurs  $i$  et  $j$  si les salaires de ces trois secteurs sont co-intégrés et si pour tout  $i$  et  $j$   $\alpha_{ik} \neq 0$ ,  $\alpha_{jk} \neq 0$  mais  $\alpha_{ki} = \alpha_{kj} = 0$ , en d'autres termes  $\ln W_{kt-1}$  est faiblement exogène par rapport aux deux autres.*

**Leadership à court terme** (causalité au sens de Granger ; contraintes sur  $\Phi$ )

*On dira qu'un secteur  $k$  est leader à court terme si dans les  $\Phi_i$  de l'équation (4.4)  $\phi_{jk} \neq 0$  mais  $\phi_{kj} = 0$  pour tout  $j \neq k$ . En d'autres termes, les valeurs passées  $\Delta \ln W_{kt-s}$*

---

<sup>24</sup> La plupart des auteurs ne considèrent que l'adaptabilité bilatérale. Camarero et al. (2014) ont une définition de l'adaptabilité qui requiert également le leadership à long terme d'un des deux secteurs.

*peuvent être utilisées pour prédire les valeurs présentes  $\Delta \ln W_{jt}$  pour  $j \neq k$ , mais les valeurs passées  $\Delta \ln W_{jt}$ , ne permettent pas de prédire  $\Delta \ln W_{kt}$ .*

Ces définitions n'excluent pas la possibilité qu'un secteur soit leader à court terme mais pas à long terme, ou inversement qu'il soit leader à long terme mais pas à court terme. Soulignons enfin que ces définitions du leadership ne disent rien des salaires relatifs.

#### Un exemple

A titre d'illustration, considérons le cas particulier où il y aurait seulement deux secteurs. Supposons d'emblée l'existence d'un vecteur de co-intégration (coordination maximale à long terme). Le système (4.4) peut alors s'écrire sous la forme suivante :

$$\Delta \ln W_{1t} = \mu_1 + \phi_{11} \Delta \ln W_{1t-1} + \phi_{12} \Delta \ln W_{2t-1} - \alpha_1 \{ \beta_1 \ln W_{1t-1} + \beta_2 \ln W_{2t-1} \} + \varepsilon_{1t} ;$$

$$\Delta \ln W_{2t} = \mu_2 + \phi_{21} \Delta \ln W_{1t-1} + \phi_{22} \Delta \ln W_{2t-1} - \alpha_2 \{ \beta_1 \ln W_{1t-1} + \beta_2 \ln W_{2t-1} \} + \varepsilon_{2t}.$$

On a pour simplifier ignoré la tendance déterministe et supposé qu'il n'y avait qu'un seul retard dans la dynamique de court terme. On a alors les définitions suivantes :

- l'adaptabilité intersectorielle des salaires  $W_1$  et  $W_2$  est complète si  $\beta_1 + \beta_2 = 0$ , de sorte que le système peut s'écrire :

$$\Delta \ln W_{1t} = \mu_1 + \phi_{11} \Delta \ln W_{1t-1} + \phi_{12} \Delta \ln W_{2t-1} + \alpha_1 \ln (W_{2t-1}/W_{1t-1}) + \varepsilon_{1t} ,$$

$$\Delta \ln W_{2t} = \mu_2 + \phi_{21} \Delta \ln W_{1t-1} + \phi_{22} \Delta \ln W_{2t-1} - \alpha_2 \ln (W_{2t-1}/W_{1t-1}) + \varepsilon_{2t} ;$$

- le secteur 1 est leader à long terme si et seulement si  $\alpha_1 = 0$  et  $\alpha_2 \neq 0$  ;
- le secteur 1 est leader à court terme si et seulement si  $\phi_{12} = 0$  et  $\phi_{21} \neq 0$  .

Si le secteur 1 est leader à court et à long terme et si l'adaptabilité intersectorielle est totale, le système peut s'écrire sous la forme simplifiée suivante :

$$\Delta \ln W_{1t} = \mu_1 + \phi_{11} \Delta \ln W_{1t-1} + \varepsilon_{1t} ,$$

$$\Delta \ln W_{2t} = \mu_2 + \phi_{21} \Delta \ln W_{1t-1} + \phi_{22} \Delta \ln W_{2t-1} - \alpha_2 \ln (W_{2t-1}/W_{1t-1}) + \varepsilon_{2t}.$$

## 4.2 Evidence empirique

Le cas de la Suède a été abondamment utilisé pour vérifier la validité des hypothèses sous-jacentes au modèle scandinave. Lindquist et Vilhelmsson (2006) estiment le VECM (4.4) distinguant secteur privé (employés uniquement) et secteur public (gouvernement central). Les données utilisées sont des salaires mensuels nominaux, en rythme annuel sur la période 1970-2002. L'hypothèse de leadership à court et à long terme du secteur privé est acceptée. Ces résultats confirment les conclusions d'études antérieures, notamment Holmlund-Ohlsson (1992). Ces derniers montraient également un effet positif du taux de chômage sur le salaire relatif du secteur public. Friberg (2007) reprend l'étude du cas suédois en distinguant cette fois six secteurs (manufacturier (C+D+E), construction (F), commerce de gros et de détail (G+H), finance et assurance (J+K), pouvoirs locaux, pouvoir central). Les données utilisées sont des salaires

mensuels nominaux, en rythme trimestriel mais sur une période plus courte (1980-2002). Vu le nombre de paramètres en jeu, il n'est pas possible d'estimer le VECM sur les 6 secteurs simultanément. Les estimations sont faites par groupes de trois ou quatre secteurs ( $n=3$  ou  $4$ ). Dans chaque cas, Friberg obtient  $n-1$  vecteurs de co-intégration, ce qui suggère une tendance stochastique commune à tous les secteurs et un degré élevé de coordination salariale. Le degré d'adaptabilité intersectorielle des salaires est en général élevé également, sauf pour le secteur financier vis-à-vis des autres secteurs. Les tests de causalité de Granger indiquent de fortes interactions sectorielles, mais aucun secteur n'émerge comme leader incontesté.

Plusieurs auteurs ont repris récemment ce schéma d'analyse pour étudier les interactions salariales sectorielles dans différents pays de l'OCDE. Pérez et Sánchez (2011) examinent les interactions entre salaires nominaux des secteurs privé et public dans quatre pays européens (Allemagne, France, Italie, Espagne). Ils utilisent un VAR incluant, outre les variables salariales, le niveau des prix, la productivité et divers indicateurs institutionnels exogènes (protection de l'emploi, taux de syndicalisation, degré de coordination des négociations,...). Les variables non-institutionnelles sont trimestrielles et couvrent la période 1981:I-2007:IV. Il n'y a pas de test de co-intégration, et donc pas de discussion du leadership à long terme ni du degré d'adaptabilité des salaires. Les résultats suggèrent des interactions sectorielles fortes et rapides. L'essentiel des effets intersectoriels prend place au cours des quatre premiers trimestres. Il n'y a pas de résultat clair cependant concernant le leadership à court terme. Le secteur leader (à court terme) change en fonction du pays ou de la période considérée. En Allemagne, le secteur privé est leader en début de période, ensuite les influences sont réciproques. En France, le secteur privé paraît dominant durant les années 80, les rôles sont ensuite inversés et le secteur public devient leader après 1990.

Lamo et al. (2012) estiment le VECM (4.4) pour 18 pays de l'OCDE en données annuelles sur la période 1970-2006. Il y a deux secteurs, privé et public (gouvernement). Les salaires sont les rémunérations nominales annuelles par employé. Il n'y a pas d'autres variables explicatives. Les résultats sont les suivants : (i) dans tous les pays hormis le Portugal, les salaires des secteurs privé et public ont une tendance stochastique commune ( $r = 1$ ) ; (ii) l'hypothèse d'adaptabilité parfaite (restriction d'homogénéité sur le vecteur de co-intégration) est acceptée dans la plupart des cas ; (iii) il y a leadership à long terme du secteur privé en Suède, dans les pays Anglo-saxons et les pays méditerranéens, et à l'inverse leadership à long terme du secteur public en Irlande, dans les pays scandinaves (hormis la Suède) et les pays d'Europe de l'Ouest continentale Allemagne, France, Pays-Bas, Belgique ; (iv) il y a leadership à court terme du secteur privé dans presque tous les pays, sauf UK et Espagne.

Camarero et al. (2014) utilise également le VECM (4.4) pour étudier la dynamique des salaires horaires réels (et non plus nominaux) dans dix pays de la zone euro (Allemagne, Autriche, Belgique, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Pays-Bas). Il n'y a pas de variables autres que les salaires. Les auteurs distinguent quatre secteurs (industrie, services marchands, construction, secteur public au sens large, y inclus les services non-marchands). Les données sont trimestrielles. Les résultats obtenus varient beaucoup de pays à pays. L'hypothèse de coordination maximale à long terme (c'est-à-dire trois relations de co-intégration et une tendance

stochastique commune à tous les salaires) n'est retenue que dans la moitié des pays, dont l'Allemagne et la Belgique. Pour les trois pays qui nous intéressent plus particulièrement (Allemagne, Belgique, France), la période couverte par l'analyse ne dépasse pas 1990-2011. En Allemagne, il y a trois vecteurs de co-intégration et leadership à long terme du secteur public. La Belgique est caractérisée par la même configuration, avec un leadership plus accentué encore du secteur public puisqu'il est leader à court et à long terme et que les salaires des autres secteurs s'adaptent complètement. En France, il y a un seul vecteur de co-intégration qui contraint l'évolution à long terme du seul secteur de la construction par rapport auquel les trois autres secteurs sont faiblement exogènes ; ces autres secteurs ont chacun leur tendance stochastique propre.

Afonso et Gomes (2014) étudient les interactions salariales entre secteurs privé et public dans dix-huit pays de l'OCDE sur la période 1973-2000, en données annuelles. Ils le font dans le cadre d'un VAR incluant notamment le taux de croissance de la productivité, les variations du taux de chômage, ainsi que des variables institutionnelles telles que taux de syndicalisation, degré de coordination des négociations, etc. Les salaires sont des rémunérations réelles par personne. Les auteurs présupposent l'existence d'un et un seul vecteur de co-intégration liant les deux salaires et imposant un salaire relatif constant à long terme (hypothèse d'adaptabilité parfaite à long terme). Cette hypothèse « naturelle » (sic) a le mérite de leur permettre d'estimer le modèle en panel et d'exploiter pleinement la dimension transversale, notamment pour tester l'effet des variables institutionnelles. Il n'y a pas en revanche de tentative de tester l'existence d'autres relations de co-intégration, par exemple entre niveaux des salaires réels et niveau de la productivité. Les résultats d'estimation soulignent l'importance des interactions sectorielles à court terme, une hausse de 1% du salaire dans l'un secteur induisant une hausse de 0.33-0.56% dans l'autre secteur au cours de la même année. Le coefficient associé au terme de correction d'erreurs est dans chaque équation significativement différent de zéro. Ces résultats suggèrent donc qu'il n'y a pas un secteur leader, ni à court ni à long terme. Le coefficient du terme de correction d'erreur est significativement différent de zéro mais assez faible (0.04-0.09) et implique un retour très lent à la trajectoire de long terme après des chocs exogènes. Au cours du cycle, le salaire relatif du secteur privé est influencé positivement par la baisse du chômage ou par la hausse de la productivité. Les variables institutionnelles ne semblent jouer aucun rôle.

D'Adamo (2014) estime le VECM (4.4) en données trimestrielles sur la période 2000:I-2011:II pour dix pays d'Europe de l'Est. Il distingue trois secteurs : industrie (proxy pour le secteur privé exposé), services (secteur privé abrité) et secteur public (administration publique). Dans tous les pays il y a au moins un vecteur de co-intégration, et deux vecteurs dans quatre pays sur dix. L'hypothèse d'homogénéité de degré 1 des vecteurs de co-intégration (hypothèse d'adaptabilité parfaite à long terme) est acceptée dans quatre pays seulement. En termes de leadership, les résultats sont hétérogènes également.

Lamo et al. (2013) ré-examinent la question des interdépendances salariales entre secteurs privé et public (gouvernement) pour 18 pays de l'OCDE sur la période 1960-2006, en données annuelles. Leur approche est assez différente des précédentes et comporte deux parties. Dans la première partie, les auteurs calculent les corrélations inconditionnelles entre salaires nominaux

ou réels sans tendance. Les corrélations sont en général très fortes, et maximales lorsque contemporaines, ce qui suggère qu'on n'est pas dans un scénario de leadership où l'évolution des salaires dans un secteur déterminerait celle de l'autre. Pour la zone euro, les corrélations contemporaines valent 0.71 et 0.66 en termes nominaux et réels respectivement. Les auteurs évaluent ensuite l'importance des co-mouvements à moyen-long terme. Le VAR estimé est utilisé pour générer des prévisions à échéance plus ou moins longue des salaires de chacun des secteurs. Les corrélations entre erreurs de prévision des deux secteurs sont élevées aux différentes échéances, suggérant que les évolutions à moyen-long terme des salaires dans les secteurs privé et public sont fortement influencées par des chocs communs.

### 4.3 Conclusions

Les principaux enseignements de ces travaux empiriques récents peuvent être résumés comme suit.

1. Les interactions sectorielles sont étudiées le plus souvent à partir du VECM (4.4) incluant les seules variables de salaire (nominal ou réel). Quelques études utilisent un VAR incluant d'autres variables telles que la productivité ou le niveau des prix. Aucune ne teste simultanément l'existence de relations de co-intégration entre salaires des différents secteurs d'une part et prix ou productivité d'autre part.
2. La plupart des études distinguent deux secteurs (privé et public). L'extension à quatre secteurs ou davantage accroît fortement le nombre de paramètres à estimer et est toujours problématique.
3. Les résultats obtenus suggèrent le plus souvent l'existence d'une tendance stochastique commune à tous les secteurs, et donc un degré de coordination élevé, souvent maximal ( $r = n-1$ ), des salaires sectoriels à long terme.
4. Les relations de co-intégration obtenues sont le plus souvent homogènes de degré 1, ce qui suggère un degré élevé d'adaptabilité des salaires à long terme et permet d'écrire les relations de co-intégration en termes de salaires relatifs.
5. Les résultats concernant l'existence d'un leadership salarial à court ou à long terme sont contrastés, parfois (souvent) contradictoires. On conclura donc simplement qu'il y a de fortes interactions sectorielles bi- ou multidirectionnelles à court et à long terme, mais sans leadership clair. En d'autres termes, les hypothèses du modèle scandinave (leadership du secteur privé exposé) ne sont pas généralement vérifiées, hormis peut-être le cas de la Suède.

## 5 Modèle à deux secteurs

Notre objectif est d'étudier les interactions sectorielles dans la détermination des salaires. Hormis l'intérêt particulier pour le Luxembourg, notre contribution à la littérature existante est d'élargir le cadre d'analyse en introduisant explicitement la plupart des variables qu'on trouve traditionnellement dans les équations de salaire, c'est-à-dire, outre les salaires eux-mêmes, l'indice des prix, la productivité, le chômage (ou toute autre mesure des tensions sur le marché

du travail) et la compétitivité (voir section 3, équation (3.11)). Compte tenu de la taille des échantillons disponibles et du risque de sur-paramétrisation, on n'introduira pas d'autres variables. L'objectif est l'estimation d'un VAR incluant toutes ces variables. Dans ce cadre, on testera les diverses restrictions discutées en section 4 pour vérifier l'importance des interactions sectorielles à court et à long terme, et éventuellement identifier un secteur leader. Ce modèle dynamique sera ensuite utilisé pour examiner les effets de chocs de salaire, de productivité ou de prix.

La première partie de notre travail empirique porte sur l'estimation d'un modèle à deux secteurs (privé-public) pour quatre pays, dans l'ordre alphabétique : Allemagne, Belgique, France et Luxembourg. Tous ces pays sont dans la zone euro et voisins géographiques. Deux sont de petite taille, deux sont grands à l'échelle européenne. Pour chacun de ces pays, nous estimons des équations de salaires du type proposé dans la section 3, pour les secteurs privé et public.

### 5.1 Les variables utilisées

Le modèle inclut les variables endogènes suivantes : salaire horaire réel dans chacun des secteurs ( $w_{pri}$  et  $w_{pub}$ ), productivité horaire (apparente) du travail pour l'ensemble de l'économie ( $A$ ), niveau des prix ( $P$ ), taux de chômage ( $u$ ), taux de change réel ( $e$ ).

#### Définition des variables

*Le salaire réel horaire* est calculé en prenant la rémunération des salariés par heure travaillée sur l'IPC. *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 mieux appréhender l'évolution du temps de travail sur la période considérée (1995-2015), en particulier l'importance croissante du temps partiel.

*L'indice des prix à la consommation (IPC)* est l'indice des prix harmonisé provenant des instituts statistiques nationaux.

*Le taux de chômage* est le taux de chômage harmonisé, au sens du BIT, pour les quatre pays.

*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 par trimestre.

*Les taux de change effectifs réels* utilisés dans notre analyse sont ceux construits par le Fonds Monétaire International (FMI) à partir des coûts salariaux unitaires. Une hausse (diminution) de l'indice du 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.

## Sources statistiques

Dans un premier temps, l'analyse distingue le secteur privé et le secteur public. Le secteur public est composé de l'Administration publique, de l'enseignement et du secteur de la santé et de l'action sociale. Le secteur privé tient compte du reste des branches telles que l'industrie, la finance ou encore le commerce. Par la suite, pour le Luxembourg qui se distingue par la présence d'un secteur financier important, la distinction sera faite entre trois secteurs : le secteur public, le secteur financier au sens large (comprenant en plus du secteur financier et d'assurances, le secteur immobilier et les services aux entreprises) et un secteur privé (ensemble des branches restantes). Un tableau récapitulatif donne les différents secteurs utilisés dans l'analyse ainsi que la correspondance NACE.

| Secteurs       | NACE Rév.2** | Désignation  |
|----------------|--------------|--|
| Secteur public | O, P, Q      | Adm pub, enseignement, santé et action sociale   |
| Secteur privé* | A_J, R_S     | agri, industrie, construction, commerce, Horeca, transports, info et communication, arts et spectacles |
| Finance        | K_N          | Activités financières et d'assurance, services aux entreprises, immobilier                             |

\*Lors de l'analyse des deux secteurs, privé et public, la finance est incluse dans le secteur privé.

\*\* pour des raisons de cohérence et de disponibilité des données (heures de travail), nous utilisons, pour le Luxembourg, des données en NACE Rév 1. La désignation des secteurs est la suivante : secteur public (L, M, N), secteur privé (A\_I, O, P), secteur financier (J,K).

Les variables utilisées lors de cette étude proviennent pour une grande majorité des instituts statistiques nationaux, à savoir, le Statec pour le Luxembourg, l'INSEE pour la France, la BNB pour la Belgique et Destatis pour l'Allemagne. D'autres sources ont été nécessaires afin de compléter la base de données, Eurostat pour le taux de chômage (l'ADEM pour le Luxembourg), le Fonds Monétaire International (FMI) pour le taux de change effectif réel, Ameco pour les termes de l'échange.

## Quelques observations graphiques

Les rémunérations horaires réelles des secteurs privés et publics présentent des profils sensiblement différents parmi les quatre pays. La modération salariale en Allemagne se constate pour les deux secteurs, plus nettement depuis le début des années 2000. En Belgique, en 1996 et dans les années qui suivirent, la modération salariale semble avoir davantage concerné le secteur privé que le public. Par la suite, les rémunérations horaires ont des évolutions très parallèles dans les deux secteurs. En France, la rémunération horaire réelle du secteur public a rejoint celle du secteur privé en 2001 et ces rémunérations moyennes sont extrêmement proches depuis.

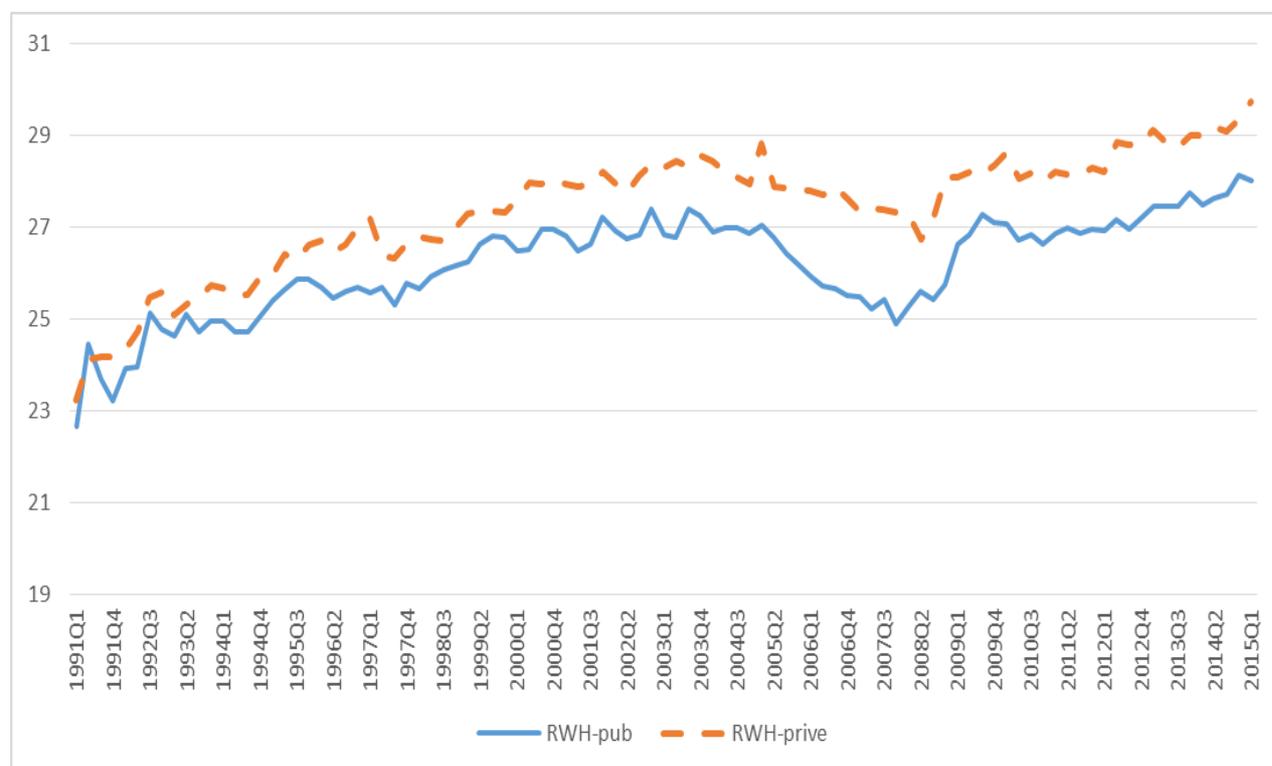
Le Luxembourg se distingue par un niveau de rémunération horaire nettement plus élevé dans le secteur public et le secteur financier (au sens large).

Les courbes de salaire relatif (secteur public / secteur privé, figure 5.5) présentent une certaine stabilité sur l'ensemble de la période. Nous retrouvons le niveau exceptionnellement élevé de ce ratio pour le Luxembourg.

Le graphique 5.6 présente l'évolution des productivités horaires des quatre pays plutôt qu'une comparaison en niveau. Avant la crise de 2008, l'Allemagne a connu une plus forte croissance de sa productivité horaire comparée à celle des trois autres pays. Le choc négatif de productivité engendré par la crise a été plus violent en Allemagne et au Luxembourg. Par contre, le redressement de la productivité horaire est nettement moins marqué au Luxembourg et cette évolution peut être attribuée au secteur financier.

En matière de taux de chômage, l'Allemagne se distingue des trois autres pays par une augmentation plus forte au début des années 2000, puis par une forte baisse depuis le milieu de cette décennie. La France et la Belgique ont des profils d'évolution de leur taux de chômage assez comparables, à un niveau élevé. L'évolution conjoncturelle du taux de chômage luxembourgeois est proche de celle de la France et de la Belgique, à un niveau plus faible mais suivant une tendance croissante.

Les taux de change effectifs réels fondés sur les coûts salariaux unitaires sont très proches dans les quatre pays. L'Allemagne présente toutefois des gains de compétitivité-coût sur plusieurs périodes depuis le milieu des années 2000.



**Figure 5.1 : Rémunérations horaires réelles, Allemagne**

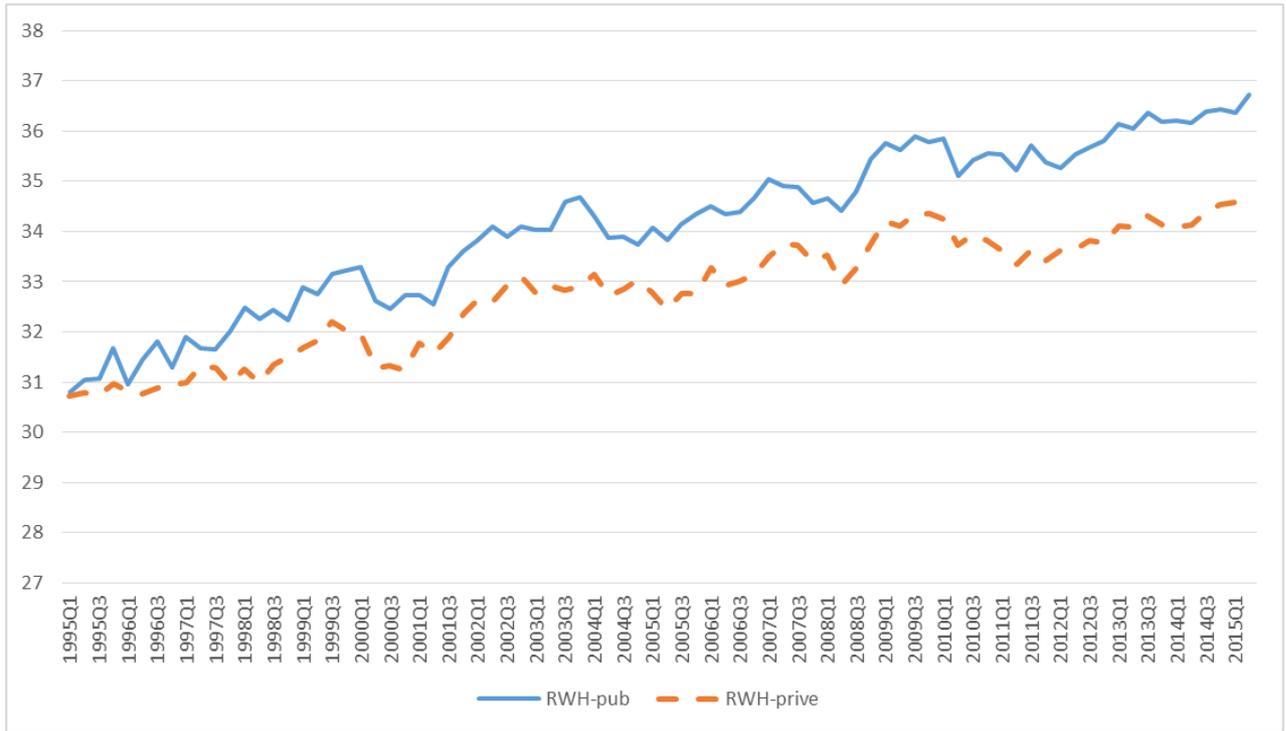


Figure 5.2 : Rémunérations horaires réelles, Belgique

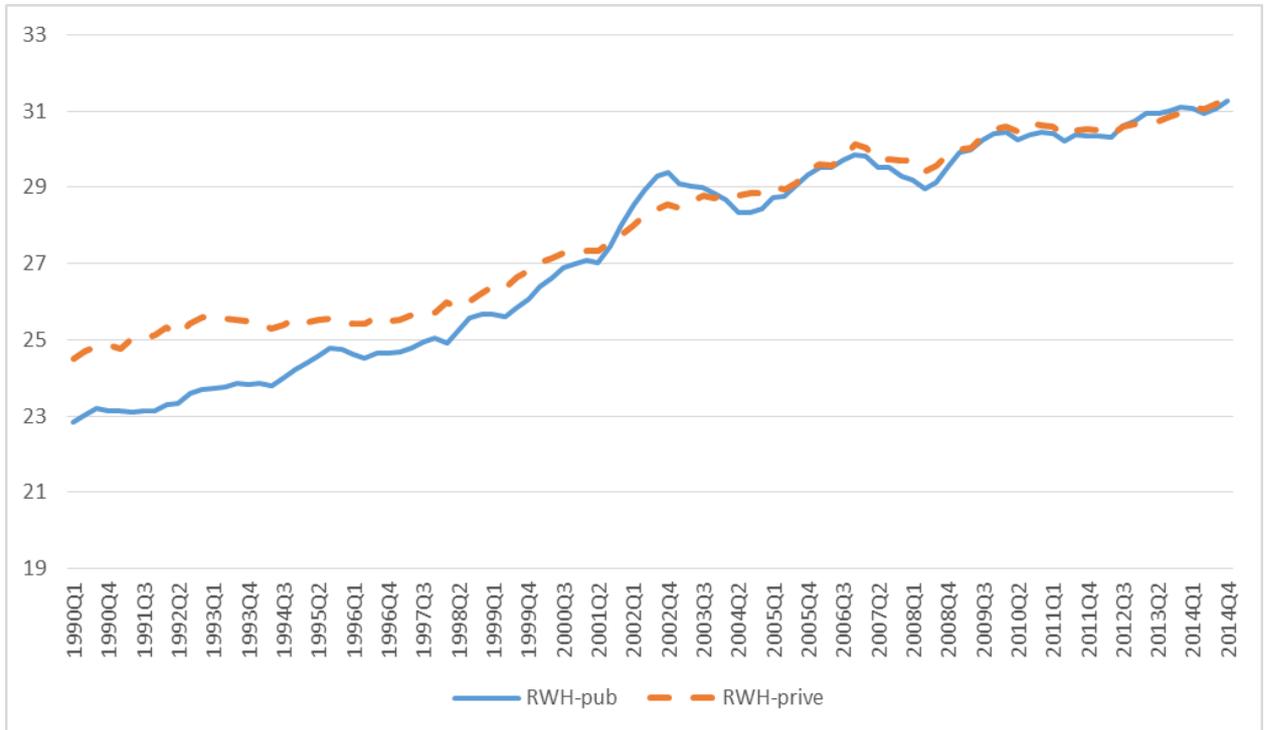


Figure 5.3 : Rémunérations horaires réelles, France

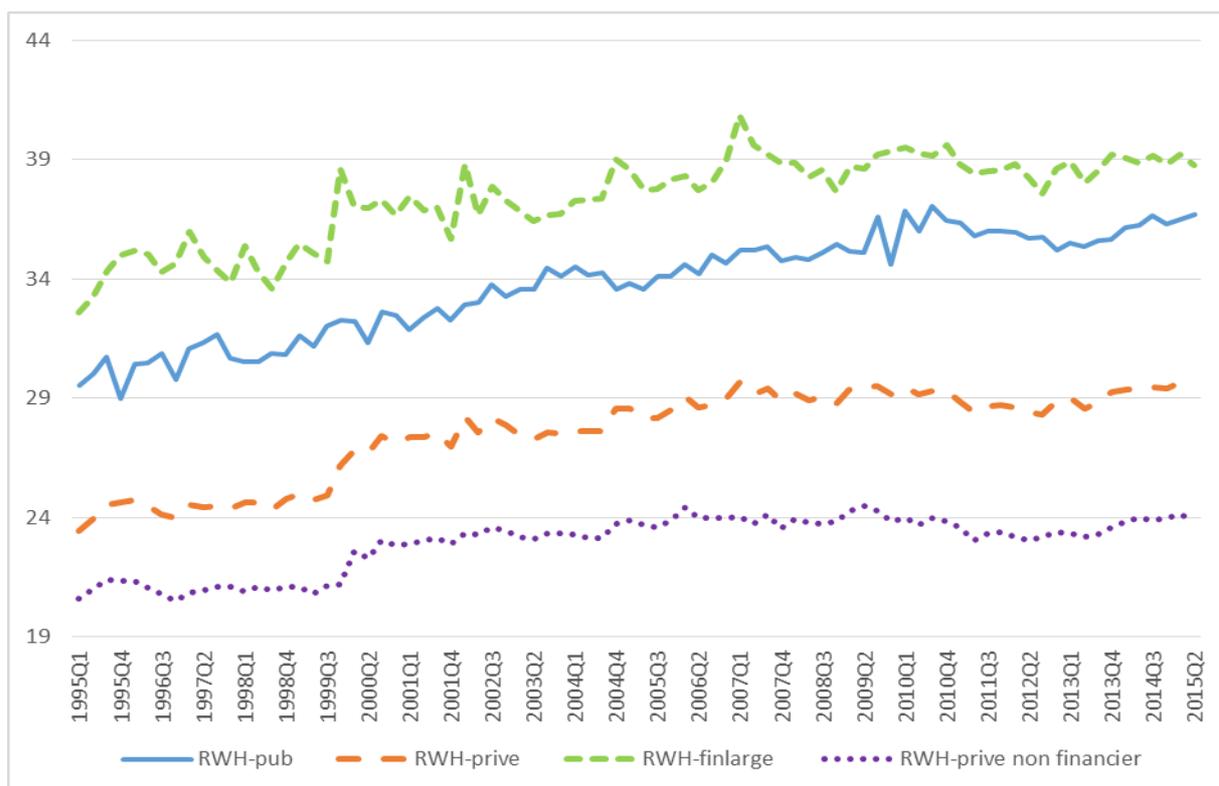


Figure 5.4 : Rémunérations horaires réelles, Luxembourg

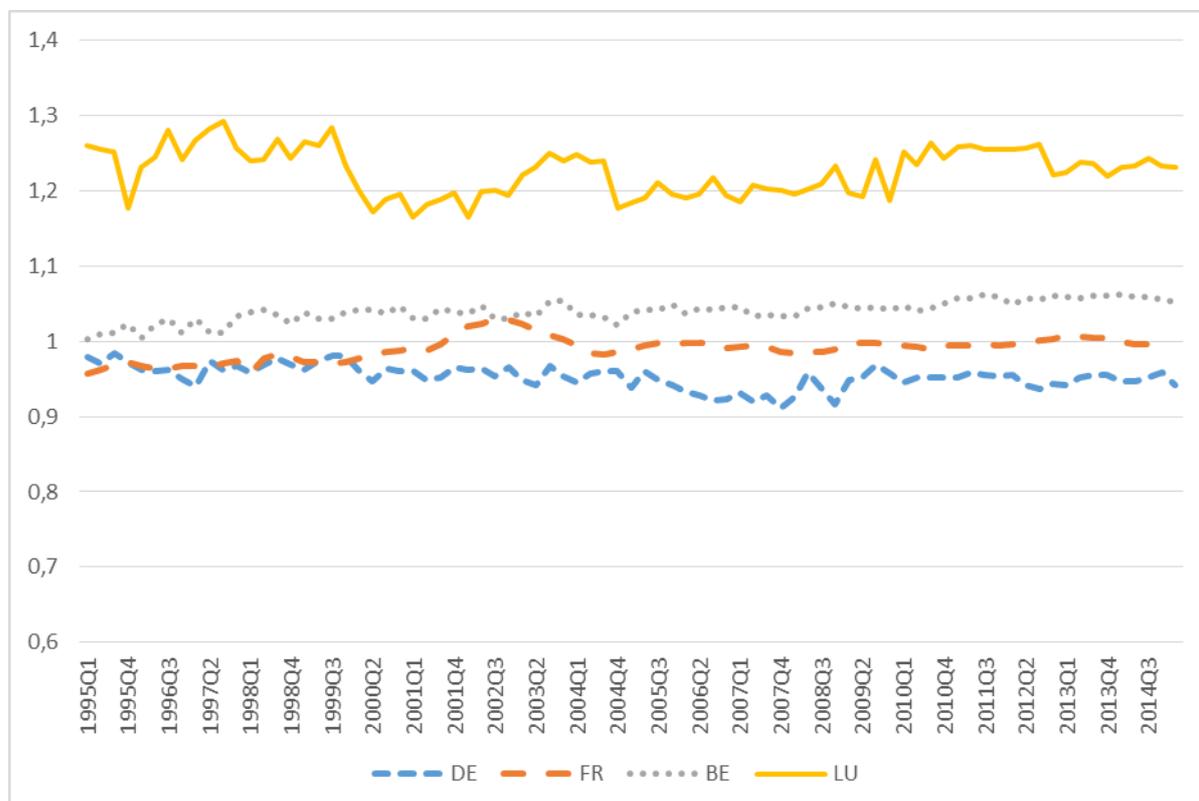
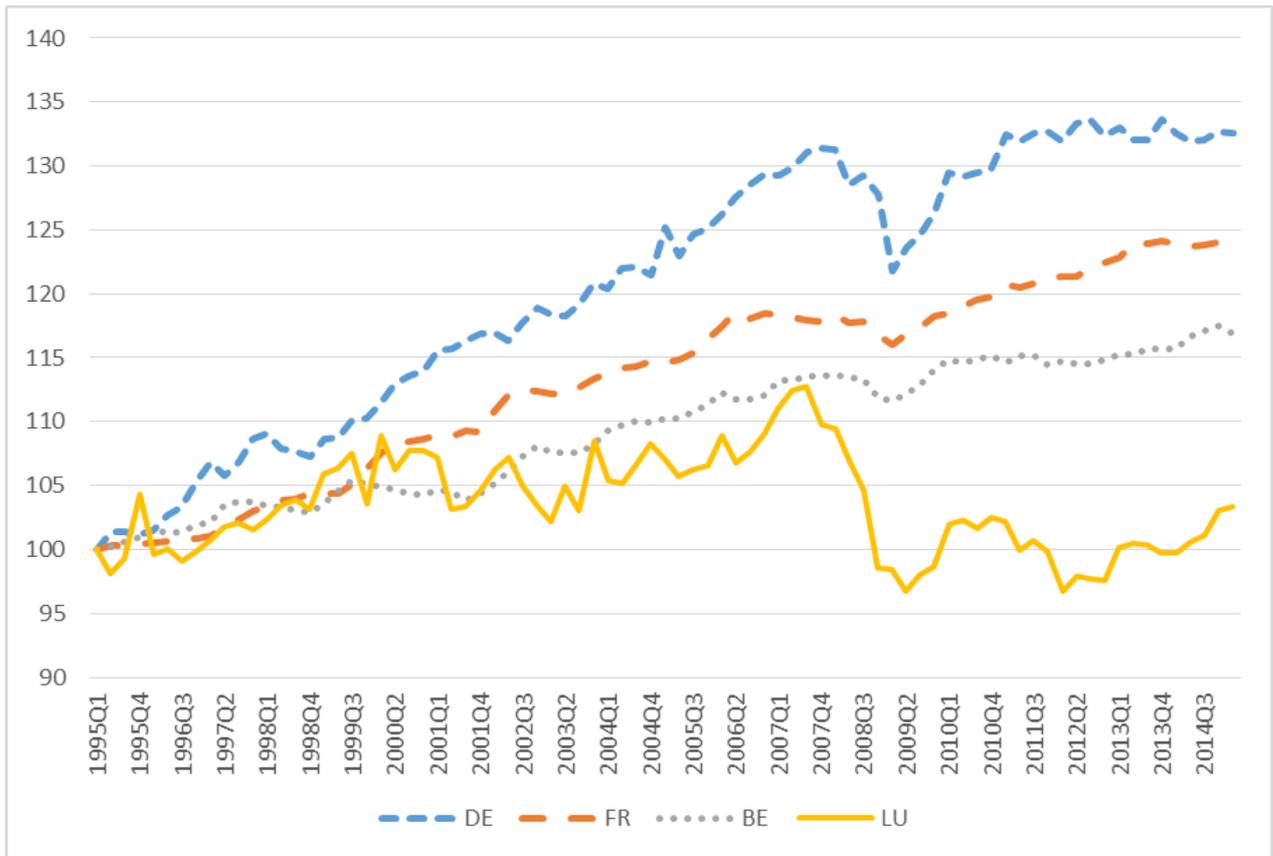
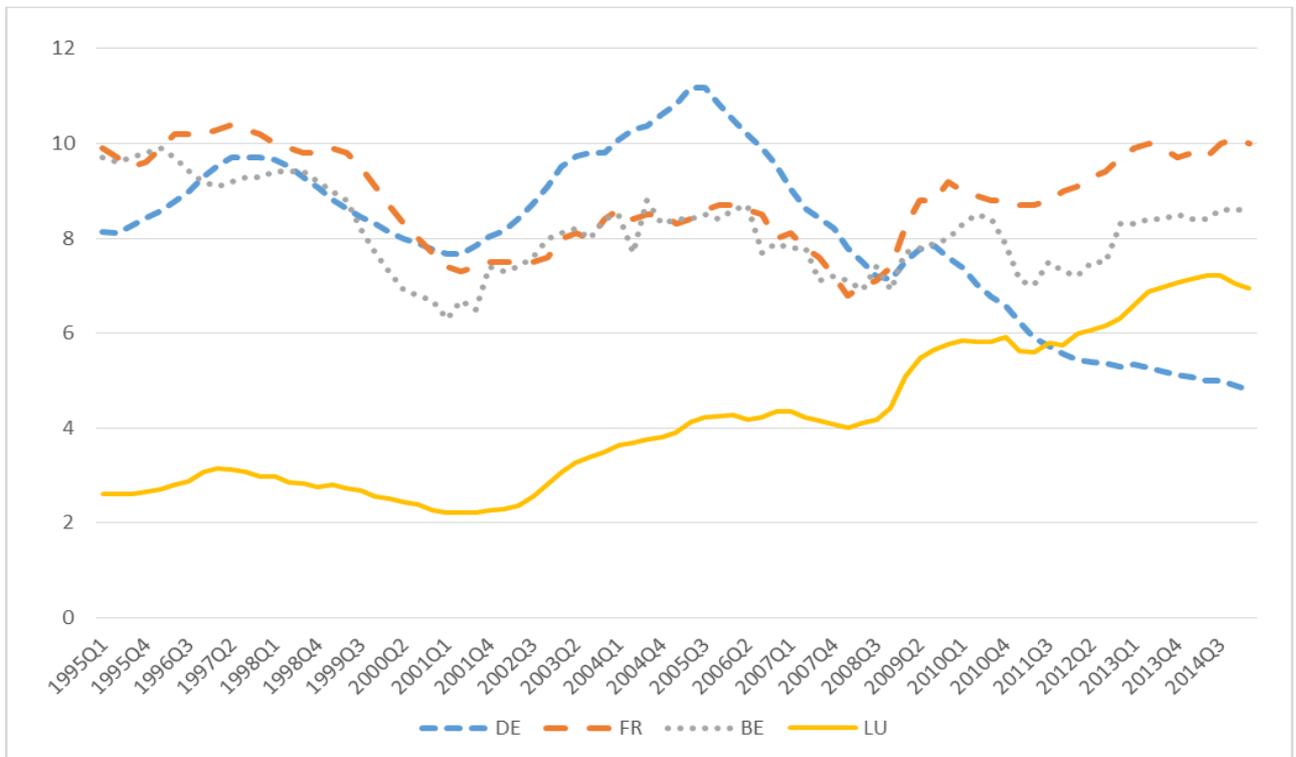


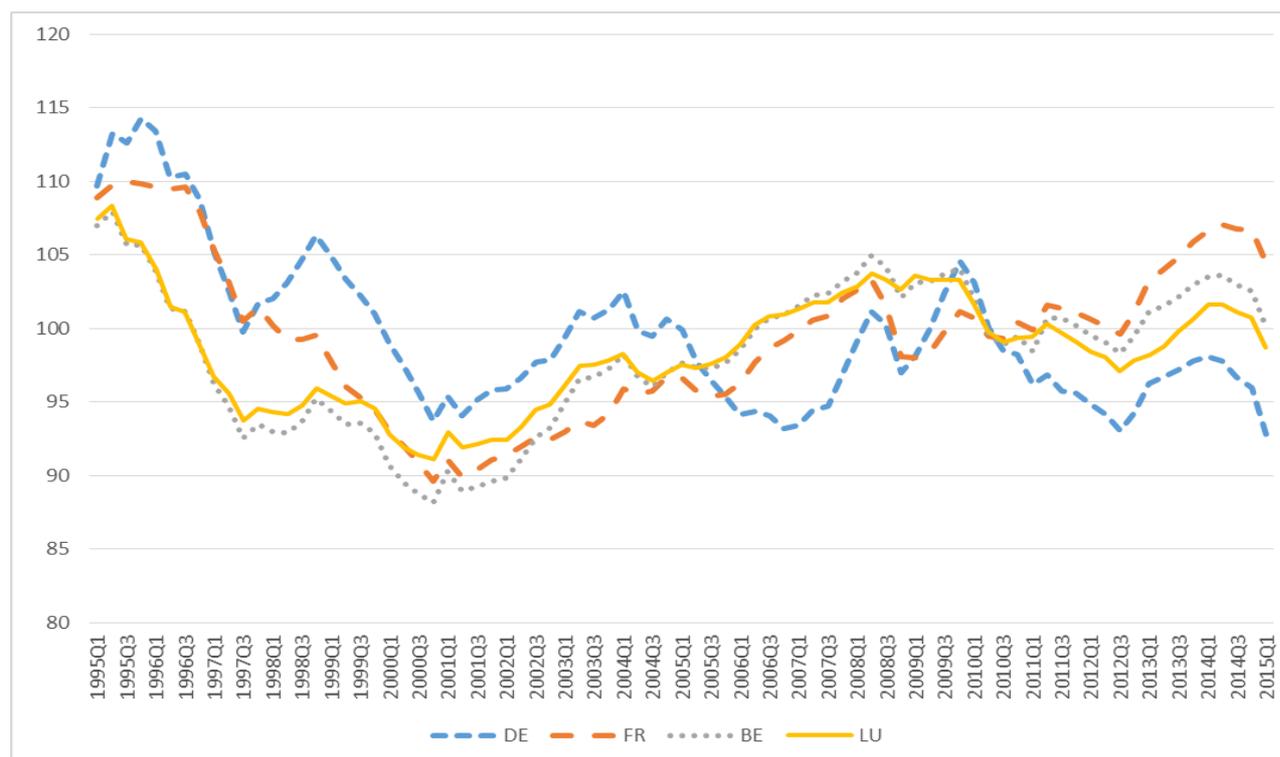
Figure 5.5 : Salaires horaires relatifs du secteur public



**Figure 5.6 : Productivités horaires apparentes du travail, tous secteurs (base 100=1995T1)**



**Figure 5.7 : Taux de chômage**



**Figure 5.8 : Taux de change effectifs réels – coûts unitaires en main-d'œuvre**

## 5.2 La méthode d'estimation

L'analyse graphique ainsi que les tests statistiques montrent que la plupart des séries temporelles utilisées dans notre étude sont 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 statistique de façon rigoureuse. Lorsque les séries sont intégrées d'ordre 1, la stationnarité peut être rétablie par la différentiation des variables. Une telle approche implique cependant une perte d'information considérable sur l'évolution à long terme des variables. L'alternative est de garder les variables en niveau et tester l'existence de « relations de co-intégration, » c'est-à-dire l'existence de combinaisons linéaires stationnaires quand bien même les variables individuelles qui la composent ne le sont pas. Une description plus détaillée des méthodes d'estimation appropriées en cas de non-stationnarité des variables est reprise en Annexe A. On se contentera ici de rappeler les éléments essentiels pour comprendre l'approche utilisée dans ce travail.

La co-intégration est une propriété d'un système multivarié, car une seule variable ne peut pas être co-intégrée. Le recours à des méthodes multivariées de type VAR (Vector Auto Regressive) est donc assez naturelle dans ce contexte. Dans cette approche, 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. Cette approche est a priori la meilleure puisqu'elle traite d'emblée les problèmes d'endogénéité et qu'elle le fait dans un cadre « d'information complète » (FIML). La généralité de cette approche a néanmoins son revers :

l'approche en système implique l'estimation d'un nombre considérable de paramètres, et peut donc poser problème en petit échantillon. C'est le cas dans notre étude.

L'alternative est le recours à des méthodes équation par équation. Les premiers tests de co-intégration proposés par Engle et Granger (1987) s'inscrivaient dans ce contexte. Ces tests sont calculés sur les résidus d'une relation statique entre plusieurs variables. Si l'hypothèse de co-intégration est retenue, la relation sera interprétée comme une relation d'équilibre de long terme. La dynamique de court terme et la transition vers le long terme peut ensuite être analysée par l'estimation d'une équation en différences premières à laquelle on ajoute l'effet des déviations par rapport à la relation de long terme estimée préalablement. Cette approche a le mérite d'être relativement facile à mettre en œuvre. Elle a cependant ses inconvénients. D'une part, elle ne permet pas de voir s'il existe plusieurs relations de co-intégration entre les variables considérées. D'autre part, l'estimation de la relation de long terme (la première étape) est problématique en petit échantillon. Des études ont montré que le test de co-intégration utilisé peut manquer de puissance pour rejeter une hypothèse nulle d'absence de relation de long terme, quand cette hypothèse est incorrecte.

Le problème du manque de puissance en petit échantillon peut être atténué en estimant directement une relation dynamique entre les variables 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. C'est l'approche que nous utiliserons. Elle donne une information à la fois sur les dynamiques de court terme et sur les relations de long terme, et donc aussi sur la question de « wage leadership » à court vs long terme. Lorsqu'une ou plusieurs variables explicatives ne peuvent être considérées comme exogènes (ce qui est généralement le cas), il faut combiner cette méthode avec l'utilisation de variables instrumentales.

Les équations de salaire privé et de salaire public seront donc dans un premier temps estimées séparément, sous la forme d'équations dynamiques avec mécanisme de correction des erreurs. Conditionnellement aux relations de long terme ainsi obtenues, on estimera ensuite la dynamique de l'ensemble du système VAR.

### 5.3 Equation de salaire du secteur privé

L'équation de salaire du secteur privé s'écrit sous la forme suivante :

$$\Delta \ln w_{\text{pri}_t} = a_0 + \sum_i \{ a_{1i} \Delta \ln w_{\text{pub}_{t-1}} + a_{2i} \Delta \ln A_{t-1} + a_{3i} \Delta u_{t-1} + a_{4i} \Delta \ln e_{t-1} + a_{5i} \Delta \ln P_{t-1} \} - \lambda_1 \{ \ln w_{\text{pri}_{t-1}} - \alpha_1 \ln w_{\text{pub}_{t-1}} - \alpha_2 \ln A_{t-1} - \alpha_3 u_{t-1} - \alpha_4 \ln e_{t-1} - \alpha_5 \ln P_{t-1} \} \quad (5.1)$$

où  $w_{\text{pri}_t}$  et  $w_{\text{pub}_t}$  sont les salaires réels des secteurs privé et public respectivement. L'équation est formulée comme une équation dynamique avec termes de correction d'erreur. Le niveau des prix est introduit pour capter l'effet de rigidités nominales. On ne s'attend pas à ce qu'il joue un rôle

dans la relation de long terme.<sup>25</sup> Cette équation des salaires du secteur privé est estimée par variables instrumentales, pays par pays.

|   | Allemagne          |                 | Belgique           |                 | France             |                 | Luxembourg         |                 |
|---|--------------------|-----------------|--------------------|-----------------|--------------------|-----------------|--------------------|-----------------|
|   | <i>coeff.</i>      | <i>t-value</i>  | <i>coeff.</i>      | <i>t-value</i>  | <i>coeff.</i>      | <i>t-value</i>  | <i>coeff.</i>      | <i>t-value</i>  |
| <b><i>Effets de court terme</i></b>         |                    |                 |                    |                 |                    |                 |                    |                 |
| $\Delta \ln w_{pri}(-4)$                    | –                  |                 | -0.3390            | -4.33           | 0.1869             | 2.10            | 0.1259             | 1.22            |
| $\Delta \ln w_{pub}$                        | 0.4499             | 2.54            | 0.4173             | 3.00            | 0.0520             | 0.48            | 0.2271             | 1.71            |
| $\Delta \ln w_{pub}(-1)$                    | -0.1508            | -1.86           | –                  |                 | –                  |                 | –                  |                 |
| $\Delta \ln w_{pub}(-4)$                    | –                  |                 | 0.2399             | 3.77            | –                  |                 | –                  |                 |
| $\Delta \ln A$                              | 0.5477             | 4.23            | 0.5790             | 2.41            | 0.6107             | 3.86            | 0.3131             | 2.26            |
| $\Delta \ln A(-1)$                          | –                  |                 | –                  |                 | –                  |                 | –                  |                 |
| $\Delta \ln P$                              | -0.3687            | -0.93           | -0.6702            | -3.98           | -0.6783            | -3.10           | -0.4874            | -1.06           |
| $\Delta \ln P(-1)$                          | -0.6681            | -3.28           | –                  |                 | –                  |                 | –                  |                 |
| $\Delta u$                                  | 0.0103             | 2.11            | –                  |                 | –                  |                 | 0.0293             | 1.49            |
| $\Delta u(-1)$                              | –                  |                 | 0.0046             | 3.45            | 0.0032             | 1.81            | –                  |                 |
| constante                                   | 0.0571             | 0.31            | -0.3794            | -1.25           | 0.0743             | 0.59            | -0.2224            | -0.57           |
| <b><i>Termes de correction d'erreur</i></b> |                    |                 |                    |                 |                    |                 |                    |                 |
| $\ln w_{pri}(-1) (\lambda)$                 | -0.6559            | -5.28           | -0.3942            | -4.73           | -0.1623            | -4.67           | -0.2503            | -2.60           |
| $\ln w_{pub}(-1) (\lambda\alpha_1)$         | 0.4165             | 3.98            | 0.2512             | 2.38            | 0.0068             | 0.21            | 0.1134             | 0.93            |
| $\ln A(-1) (\lambda\alpha_2)$               | 0.2098             | 3.88            | 0.2195             | 3.03            | 0.1177             | 2.43            | 0.1605             | 1.96            |
| $u(-1)$                                     | -0.0017            | -1.76           | -0.0022            | -2.93           | -0.0017            | -2.51           | -0.0057            | -1.38           |
| Trend                                       | -0.0004            | -2.16           | -0.0004            | -2.19           | 0.0001             | 0.73            | 0.0008             | 1.91            |
| <b><i>Statistiques</i></b>                  |                    |                 |                    |                 |                    |                 |                    |                 |
| $\lambda_{(1+\alpha_1+\alpha_2)}$           |                    | -0.03           |                    | 0.08            |                    | 0.77            |                    | 0.02            |
| $\lambda_{(1+\alpha_1+\alpha_2)=0} ?$       | $\chi^2(1)=0.569$  | [0.451]         | $\chi^2(1)=0.403$  | [0.526]         | $\chi^2(1)=1.409$  | [0.235]         | $\chi^2(1)=0.051$  | [0.821]         |
| $\sigma$                                    |                    | 0.0063          |                    | 0.0037          |                    | 0.0026          |                    | 0.0113          |
| test de spécific.                           | $\chi^2(13)=13.22$ | [0.431]         | $\chi^2(13)=15.97$ | [0.251]         | $\chi^2(14)=13.88$ | [0.459]         | $\chi^2(17)=15.55$ | [0.556]         |
| test $\beta=0$                              | $\chi^2(12)=123.8$ | [0.000]         | $\chi^2(11)=163.0$ | [0.000]         | $\chi^2(12)=199.7$ | [0.000]         | $\chi^2(11)=49.64$ | [0.000]         |
| Période d'estim.                            |                    | 1993:2 - 2014:4 |                    | 1996:2 - 2015:2 |                    | 1993:2 - 2014:4 |                    | 1996:2 - 2015:4 |
| Variables auxil.                            |                    | D08:4           |                    | –               |                    | D98:2; D01:1    |                    | D99:4           |

\* Les p-values des tests sont indiqués entre crochets

**Tableau 5.1 : Résultats d'estimation, équation de salaire du secteur privé**

Les résultats d'estimation finalement retenus sont reproduits au Tableau 5.1. Les résultats d'estimation intermédiaires (sans les restrictions d'exclusion) sont reproduits dans le tableau B.5.1 de l'annexe B. Pour l'estimation de ces équations, nous avons choisi un retard maximal de 5 trimestres, donnant lieu à un retard maximal de 4 sur les taux de croissance. Nous sommes effectivement limités par la taille de l'échantillon disponible. Toutes les variables utilisées dans le modèle sont traitées comme endogènes. Dans certaines estimations préliminaires, certains

<sup>25</sup> Le test a été fait explicitement pour le Luxembourg.

retards n'apparaissent jamais significatifs. Pour réduire le nombre de paramètres à estimer, nous avons donc opté pour l'exclusion du retard 3 et le traitement du retard 2 comme variable instrumentale. Une tendance déterministe est incluse dans chaque équation, étant donné que la plupart des variables utilisées présentent une tendance. Quelques résultats de tests statistiques sont reproduits au bas du tableau.  $\sigma$  est l'écart-type de l'équation estimée, calculée à partir de la variance des résidus. Le test de spécification est le test de Sargan (1964) pour la validité du choix des variables instrumentales. Le test  $\beta=0$  correspond au test de l'égalité à 0 de tous les coefficients de l'équation sauf le terme constant. Pour pouvoir utiliser les tests statistiques d'existence ou non de relations de co-intégration entre les variables, nous devons nous assurer que certaines hypothèses de base sont justifiées. Ces hypothèses sont la constance des paramètres, la normalité des erreurs et l'absence d'autocorrélation dans les erreurs. Dans certains cas, il devient nécessaire d'ajouter des variables auxiliaires pour tenir compte de changements structurels.

Ces résultats suggèrent les commentaires suivants :

- (i) Le coefficient associé à la variable expliquée retardée  $w_{pri}(-1)$  est négatif. L'erreur-standard associée à la valeur estimée est suffisamment faible pour impliquer dans trois cas sur quatre une t-value supérieure à 3, ce qui permet d'accepter l'existence d'une relation de co-intégration entre les variables en niveau. La t-value est un peu plus faible pour le Luxembourg (2.60). On retiendra néanmoins l'hypothèse d'une relation de co-intégration pour ce pays également. On verra plus loin que cette hypothèse est confirmée par l'estimation en système.
- (ii) Les coefficients de cette relation de long terme entre salaire du secteur privé et les autres variables du système sont reproduits dans le tableau 5.2. Ils sont obtenus en normalisant les coefficients des variables correspondantes dans la partie « termes de correction d'erreur » du Tableau 5.1, de sorte que le coefficient de la variable expliquée soit égal à -1. On observe que l'évolution du salaire dans le secteur privé est fonction positive à la fois de l'évolution du salaire dans le secteur public et de l'évolution de la productivité (apparente) du travail dans l'ensemble de l'économie. Le coefficient associé au salaire du secteur public est relativement élevé (entre 0.45 et 0.65) dans trois pays sur quatre. Seule la France fait exception (coefficient proche de zéro, comme si le salaire du secteur public n'avait aucun effet à long terme sur le salaire du privé). Le coefficient associé à la productivité est particulièrement élevé en France (0.73), nettement plus faible en Allemagne (0.32), Belgique et Luxembourg étant des cas intermédiaires (0.56-0.64). Comme l'indique le test de la restriction d'homogénéité du tableau 5.1, la somme de ces coefficients (salaire public et productivité) n'est pas significativement différente de l'unité. L'hypothèse d'homogénéité de l'équation de salaire privé est donc acceptée dans tous les pays.
- (iii) Le taux de chômage exerce à long terme un effet négatif sur l'évolution du salaire du secteur privé. Le coefficient normalisé a une valeur comprise entre -0.003 pour l'Allemagne et -0.023 pour le Luxembourg, ce qui signifie qu'une hausse du taux de chômage de 1 point de pourcentage provoque (toutes autres choses égales par ailleurs)

une baisse du salaire réel de 0.3% (Allemagne) à 2.3% (Luxembourg). Cette présentation néglige toutefois les effets du taux de chômage qui transitent par le salaire de l'autre secteur. On reviendra sur ce point.

- (iv) Le coefficient de la variable expliquée retardée  $w_{pri}(-1)$  (vitesse d'ajustement dans le tableau 5.2) donne la vitesse à laquelle seront corrigées les déviations par rapport à la relation de long terme. Ce coefficient est relativement élevé en Belgique et en Allemagne (0.39 et 0.66), c'est-à-dire que plus ou moins la moitié de l'erreur est corrigée en une période (trimestre). Le coefficient est nettement plus faible en France et au Luxembourg (0.16 et 0.25 respectivement) et implique qu'environ 20% de l'erreur seulement est corrigé en une période.
- (v) La dynamique de court terme est décrite dans la partie supérieure du Tableau 5.1. On notera à nouveau l'effet positif et significatif du salaire de l'autre secteur ( $w_{pub}$ ) et celui de la productivité. Les valeurs des coefficients sont semblables dans les différents pays, sauf une fois encore la France où l'effet du salaire du secteur public est faible et pas significativement différent de zéro.
- (vi) Dans tous les pays, l'inflation ( $\Delta \ln P$ ) a un effet à court terme négatif sur les salaires réels. Cet effet reflète l'existence de rigidités nominales (les salaires nominaux s'ajustent avec retard à l'évolution des prix).
- (vii) De façon surprenante, le taux de chômage semble avoir à court terme un effet positif sur le salaire réel. Ce résultat est à interpréter comme une correction de l'écart entre productivité apparente et productivité réelle de la main-d'œuvre au fil de la conjoncture.<sup>26</sup>
- (viii) Lorsque les variables taux de change réel et taux de chômage sont introduites simultanément dans la relation de long terme, l'effet taux de change réel (fonction inverse de la compétitivité) a le signe attendu dans trois cas sur quatre mais n'est pas significativement différent de zéro. L'ajout de la variable compétitivité fragilise par ailleurs l'estimation de l'effet taux de chômage. D'autres mesures de la compétitivité n'ont pas donné de meilleurs résultats. Parce que son effet est plus robuste sur les quatre pays considérés, nous avons donc privilégié l'effet taux de chômage et ignoré la variable compétitivité.
- (ix) A titre d'information et pour comparaison avec les résultats du modèle à trois secteurs qui seront présentés en section 6, nous reproduisons néanmoins dans l'avant-dernière colonne du tableau 5.2 les résultats obtenus pour le Luxembourg lorsque les variables taux de chômage et taux de change réel sont introduites simultanément. Afin de limiter l'instabilité des paramètres estimés, nous imposons dans ce cas la contrainte d'homogénéité (qui est acceptée). On voit qu'une hausse du taux de change réel de 1% (impliquant une perte de compétitivité « coûts unitaires relatifs en main-d'œuvre » de 1%) induit à terme une baisse du salaire réel privé de 0.17%. On verra ci-dessous que cet

---

<sup>26</sup> Le phénomène de rétention de main-d'œuvre reflète le caractère semi-fixe du facteur de production. Il implique que la productivité apparente du travail diminue en période de récession même lorsque la productivité effective est inchangée. La relation entre productivité apparente  $A$  et productivité effective  $\tilde{A}$  peut donc s'écrire sous la forme  $\ln A - \ln \tilde{A} = a_0 - a_1(u - \bar{u})$ , où les déviations du taux de chômage ( $u$ ) par rapport à sa valeur normale ( $\bar{u}$ ) reflètent l'effet de la rétention de main-d'œuvre ( $a_1 > 0$ ).

effet est amplifié par les interactions sectorielles et la baisse induite du salaire public. Cet effet n'est toutefois pas significativement différent de zéro

Pour conclure, il faut souligner la difficulté d'effectuer une inférence statistique robuste lorsque l'échantillon est aussi petit. On soulignera dans le même temps la similitude des résultats de pays à pays, qui est un signal positif en termes de robustesse des résultats.

|                              | Allemagne | Belgique | France  | Luxembourg | Luxembourg* | moyenne |
|------------------------------|-----------|----------|---------|------------|-------------|---------|
| $\ln w_{pri}(-1)$            | -1.000    | -1.000   | -1.000  | -1.000     | -1.000      |         |
| $\ln w_{pub}(-1) (\alpha_1)$ | 0.635     | 0.637    | 0.042   | 0.453      | 0.3704      | 0.442   |
| $\ln A(-1) (\alpha_2)$       | 0.320     | 0.557    | 0.725   | 0.641      | 0.6296      | 0.561   |
| $u(-1) (\alpha_3)$           | -0.003    | -0.006   | -0.010  | -0.023     | -0.0199     | -0.010  |
| $e(-1)$                      | -         | -        | -       | -          | -0.1703     | -       |
| Trend                        | -1.0E-03  | -1.0E-03 | 0.0E+00 | 3.0E-03    | 3.2E-03     | 2.5E-04 |
| vitesse d'ajustem. $\lambda$ | 0.66      | 0.39     | 0.16    | 0.2503     | 0.2471      | 0.37    |
| $\alpha_1 + \alpha_2$        | 0.95      | 1.19     | 0.77    | 1.09       | 1.00        | 1.00    |

\* Avec effet compétitivité et contrainte d'homogénéité ( $\alpha_1 + \alpha_2 = 1$ )

**Tableau 5.2 : Vecteurs de co-intégration, équation de salaire du secteur privé**

#### 5.4 Equation de salaire du secteur public

Comme pour le secteur privé, l'équation de salaire du secteur public est modélisée sous la forme d'un mécanisme de correction d'erreurs et estimée par variables instrumentales, pays par pays. L'équation s'écrit sous la forme suivante :

$$\Delta \ln w_{pub_t} = b_0 + \sum_{\tau} \left\{ b_{1\tau} \Delta \ln w_{pri_{t-\tau}} + b_{2\tau} \Delta \ln A_{t-\tau} + b_{3\tau} \Delta u_{t-\tau} + b_{4\tau} \Delta \ln e_{t-\tau} + b_{5\tau} \Delta \ln P_{t-\tau} \right\} - \lambda_2 \left\{ \ln w_{pub_{t-1}} - \beta_1 \ln w_{pri_{t-1}} - \beta_2 \ln A_{t-1} - \beta_3 u_{t-1} - \beta_4 \ln e_{t-1} - \beta_5 \ln P_{t-1} \right\}. \quad (5.2)$$

Le niveau des prix est introduit pour capter l'effet de rigidités nominales. On ne s'attend pas à ce qu'il joue un rôle dans la relation de long terme.<sup>27</sup> Les résultats d'estimation finalement retenus sont reproduits au Tableau 5.3. Les résultats d'estimation intermédiaires (sans les restrictions d'exclusion) sont reproduits dans le tableau B.5.3 de l'annexe B.

<sup>27</sup> Le test a été fait explicitement pour le Luxembourg.

|   | Allemagne                 |                | Belgique                   |                | France                     |                | Luxembourg                 |                |
|---|---------------------------|----------------|----------------------------|----------------|----------------------------|----------------|----------------------------|----------------|
|   | <i>coeff.</i>             | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>              | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>              | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>              | <i>t-value</i> |
| <b><i>Effets de court terme</i></b>         |                           |                |                            |                |                            |                |                            |                |
| $\Delta \ln w_{pri}$                        | 0.2641                    | 1.50           | 0.5267                     | 2.04           | 0.5893                     | 2.12           | 0.2681                     | 1.13           |
| $\Delta \ln w_{pri}(-1)$                    | --                        |                | --                         |                | -0.1990                    | -2.16          | -0.1742                    | -1.48          |
| $\Delta \ln w_{pri}(-4)$                    | --                        |                | 0.3036                     | 2.72           | --                         |                | -0.1478                    | -1.31          |
| $\Delta \ln w_{pub}(-1)$                    | --                        |                | --                         |                | 0.4336                     | 6.00           | -0.1549                    | -1.46          |
| $\Delta \ln w_{pub}(-4)$                    | --                        |                | -0.2885                    | -2.81          | --                         |                | 0.1968                     | 2.56           |
| $\Delta \ln A$                              | --                        |                | --                         |                | 0.4713                     | 2.50           | --                         |                |
| $\Delta \ln A(-1)$                          | --                        |                | --                         |                | 0.2350                     | 2.47           | --                         |                |
| $\Delta \ln A(-4)$                          | --                        |                | --                         |                | 0.1340                     | 1.47           | -0.2240                    | -2.88          |
| $\Delta \ln P$                              | -1.0011                   | -2.57          | -0.3051                    | -1.16          | -0.5714                    | -1.90          | -1.1647                    | -2.45          |
| $\Delta u$                                  | --                        |                | --                         |                | --                         |                | -0.0049                    | -0.37          |
| $\Delta u(-4)$                              | --                        |                | --                         |                | --                         |                | 0.0190                     | 1.42           |
| constante                                   | 0.0862                    | 0.48           | 0.6629                     | 2.62           | 0.3253                     | 3.05           | 0.2763                     | 0.68           |
| <b><i>Termes de correction d'erreur</i></b> |                           |                |                            |                |                            |                |                            |                |
| $\ln w_{pub}(-1) (\hat{\lambda})$           | -0.3716                   | -4.36          | -0.5607                    | -5.50          | -0.1404                    | -4.50          | -0.4002                    | -3.40          |
| $\ln w_{pri}(-1) (\hat{\lambda}\beta_1)$    | 0.3542                    | 3.06           | 0.3750                     | 3.10           | 0.0460                     | 0.98           | 0.3400                     | 3.56           |
| $u(-1)$                                     | -0.0035                   | -4.67          | -0.0011                    | -1.13          | -0.0032                    | -4.56          | 0.0064                     | 1.28           |
| Trend                                       | -0.0002                   | -2.55          | 0.0005                     | 3.89           | 0.0003                     | 3.55           | -0.0003                    | -0.58          |
| <b><i>Statistiques</i></b>                  |                           |                |                            |                |                            |                |                            |                |
| $\lambda_{(1+\beta_1)}$                     | -0.02                     |                | -0.19                      |                | -0.09                      |                | -0.06                      |                |
| $\lambda_{(1+\beta_1)=0?}$                  | $\chi^2(1)=0.100[0.752]$  |                | $\chi^2(1)=4.810[0.028]^*$ |                | $\chi^2(1)=8.765[0.003]**$ |                | $\chi^2(1)=0.248[0.618]$   |                |
| $\sigma$                                    | 0.0080                    |                | 0.0057                     |                | 0.0028                     |                | 0.0115                     |                |
| test de spécific.                           | $\chi^2(18)=18.66[0.413]$ |                | $\chi^2(16)=21.82[0.149]$  |                | $\chi^2(13)=10.44[0.657]$  |                | $\chi^2(14)=21.62[0.087]$  |                |
| test $\beta=0$                              | $\chi^2(9)=50.85[0.000]$  |                | $\chi^2(9)=80.75[0.000]$   |                | $\chi^2(14)=358.0[0.000]$  |                | $\chi^2(15)=141.55[0.000]$ |                |
| Période d'estim.                            | 1993:2 - 2014:4           |                | 1996:2 - 2015:2            |                | 1993:2 - 2014:4            |                | 1996:2 - 2015:4            |                |
| Variables auxil.                            | D08:4; D04:2; D03:3       |                | D08:4                      |                | D98:1; D98:2; D98:4        |                | D99:4; D09:4               |                |

\* Les p-values des tests sont indiqués entre crochets

**Tableau 5.3 : Résultats d'estimation, équation de salaire du secteur public**

Les commentaires que suggèrent ces résultats sont à maints égards semblables à ceux faits précédemment concernant l'équation de salaire du secteur privé.

- (i) Le coefficient associé à la variable expliquée retardée  $w_{pub}(-1)$  est négatif et significativement différent de zéro, avec t-value nettement supérieure à 3 en valeur absolue ce qui permet d'accepter l'existence d'une relation de co-intégration entre les variables en niveau dans tous les pays.
- (ii) Les coefficients de cette relation de long terme entre salaire du secteur public et les autres variables du système sont reproduits dans le tableau 5.4. Ils sont obtenus en normalisant les coefficients des variables correspondantes dans la partie « termes de correction d'erreur » du Tableau 5.3 de sorte que le coefficient de la variable expliquée soit égal à -1. On observe que l'évolution à long terme du salaire dans le secteur public suit

étroitement celle observée dans le secteur privé. Le coefficient est proche de 1 en Allemagne et au Luxembourg, un peu plus faible en Belgique (0.67) mais pas significativement différent de 1 au seuil de 2.5%. Seule la France a un coefficient nettement plus petit (0.4) et significativement différent de 1. Dans ce pays l'hypothèse d'homogénéité est clairement rejetée. Dans les trois autres, l'équation de salaire public est en fait une équation de salaires relatifs public/privé.

- (iii) A long terme, la productivité (apparente) du travail n'affecte le salaire du secteur public que de façon indirecte, via le salaire du secteur privé.
- (iv) Le taux de chômage exerce un effet à long terme négatif sur l'évolution du salaire du secteur public, sauf au Luxembourg où le coefficient est positif. Dans les trois autres pays, l'ordre de grandeur est semblable à ce qu'on obtenait pour le secteur privé. L'effet est particulièrement fort et significatif en France (-0.023 après normalisation, tableau 5.4). L'effet positif au Luxembourg doit être interprété en termes de salaire relatif : le salaire relatif public/privé est une fonction positive du chômage, en d'autres mots, une hausse du chômage diminue plus le salaire privé que le salaire public. On reviendra sur ce point un peu plus loin.
- (v) Le coefficient de la variable expliquée retardée  $w_{pub}(-1)$  (vitesse d'ajustement du tableau 5.4) donne la vitesse à laquelle seront corrigées les déviations par rapport à la relation de long terme. La valeur est de l'ordre de 0.4-0.5, c'est-à-dire que la moitié de l'erreur est corrigée en une période (trimestre). Seule la France est caractérisée par une vitesse d'ajustement nettement plus faible (0.14), semblable à celle obtenue pour le secteur privé.
- (vi) La dynamique de court terme est décrite dans la partie supérieure du Tableau 5.3. On notera à nouveau l'effet positif et significatif du salaire de l'autre secteur ( $w_{pri}$ ). L'effet est relativement fort (0.5-0.6) en Belgique et en France, un peu plus faible dans le cas de l'Allemagne et du Luxembourg (0.26). En France on observe également un effet à court terme de la productivité.
- (vii) Dans tous les pays, l'inflation ( $\Delta \ln P$ ) a un effet à court terme négatif sur les salaires réels, comme nous l'avons déjà observé pour le salaire du secteur privé.

|                              | Allemagne | Belgique | France  | Luxembourg | moyenne |
|------------------------------|-----------|----------|---------|------------|---------|
| $\ln w_{pub}(-1)$            | -1.000    | -1.000   | -1.000  | -1.000     |         |
| $\ln w_{pri}(-1) (\beta_1)$  | 0.953     | 0.669    | 0.327   | 0.850      | 0.700   |
| $u(-1) (\beta_3)$            | -0.009    | -0.002   | -0.023  | 0.016      | -0.005  |
| Trend                        | -5.4E-04  | 8.2E-04  | 2.2E-03 | -8.1E-04   | 4.1E-04 |
| vitesse d'ajustem. $\lambda$ | 0.37      | 0.56     | 0.14    | 0.40       | 0.37    |

**Tableau 5.4 : Vecteurs de co-intégration, équation des salaires du secteur public**

Pour conclure, il faut rappeler une fois encore la difficulté d'effectuer une inférence statistique robuste lorsque l'échantillon est de taille si réduite. Comme pour l'équation de salaire du secteur privé, on remarquera néanmoins la similitude des résultats de pays à pays, qui est un signal encourageant en termes de robustesse des résultats.

## 5.5 Identification des deux vecteurs de co-intégration

L'estimation équation par équation révèle l'existence d'un mécanisme de correction d'erreur, tant pour le salaire du secteur privé que pour le salaire du public. Plus précisément, la dynamique salariale dans chacun des secteurs est une fonction significative des déviations par rapport à une relation de long terme. Reste à savoir si les relations de long terme qui apparaissent dans ces équations représentent des vecteurs de co-intégration différents, ou bien s'ils sont simplement des transformations d'un seul et même vecteur.

Un exemple

Pour illustrer ce problème, réécrivons les deux relations de long terme obtenues sous la forme simplifiée suivante :

$$\ln w_{\text{pri}} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln w_{\text{pub}} + \alpha_2 \ln A - \alpha_3 u, \quad (5.3)$$

$$\ln w_{\text{pub}} = \beta_0 + \beta_1 \ln w_{\text{pri}} + \beta_2 \ln A - \beta_3 u. \quad (5.4)$$

Par souci de simplification, on n'a pas introduit explicitement l'effet du trend ni celui du taux de change réel, qu'on a inclus implicitement dans les « termes constants »  $\alpha_0$  et  $\beta_0$ . Le problème est que les relations de long terme (5.3) et (5.4) pourraient en fait ne représenter qu'un seul et même vecteur de co-intégration. La seconde relation par exemple pourrait n'être qu'une transformation linéaire de la première, et inversement. Pour exclure cette possibilité et s'assurer de l'existence de deux vecteurs de co-intégration distincts, il faut des restrictions sur les valeurs des coefficients. Une première restriction a déjà été mentionnée : le coefficient  $\beta_3$  n'est pas significativement différent de zéro (contrairement à  $\alpha_3$ ), de sorte que l'équation (5.4) peut être réécrite sous la forme plus restrictive suivante :

$$\ln w_{\text{pub}} = \beta_0 + \beta_1 \ln w_{\text{pri}} - \beta_3 u. \quad (5.4')$$

Cette restriction d'exclusion suffit à prouver qu'il y a bel et bien deux vecteurs de co-intégration distincts. Seul le second vecteur cependant est identifié. Parce que toute combinaison linéaire de (5.3) et (5.4') redonne une forme semblable à (5.3), le premier vecteur n'est pas identifié.

A titre d'illustration, considérons l'exemple suivant. Supposons que le « vrai » premier vecteur de co-intégration soit :

$$\ln w_{\text{pri}} = \alpha_0^* + \alpha_1^* \ln w_{\text{pub}} + \alpha_2^* \ln A - \alpha_3^* u, \quad (5.3')$$

où  $\alpha_0^*$ ,  $\alpha_1^*$ ,  $\alpha_2^*$  ont des valeurs numériques précises. Une combinaison linéaire de (5.3') et (5.4') donne une relation de la forme (5.3). On vérifiera par exemple que retrancher de (5.3') un multiple de (5.4') (appelons ce multiple  $\mu$ ) conduit à une équation de la forme (5.3) dans laquelle les coefficients  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  et  $\alpha_3$  seraient définis par :

$$\alpha_0 = \frac{\alpha_0^* - \mu \beta_0}{1 + \mu \beta_1}, \quad \alpha_1 = \frac{\alpha_1^* + \mu}{1 + \mu \beta_1}, \quad \alpha_2 = \frac{\alpha_2^*}{1 + \mu \beta_1}, \quad \alpha_3 = \frac{\alpha_3^* - \mu \beta_3}{1 + \mu \beta_1}, \quad (5.5)$$

où  $\mu$  peut prendre n'importe quelle valeur. En d'autres termes, (5.3) peut être n'importe quelle combinaison linéaire des deux véritables vecteurs de co-intégration (5.3')-(5.4').

Ce problème d'identification peut éventuellement être résolu si l'on dispose d'une restriction supplémentaire sur la valeur d'un des coefficients  $\alpha_0^*$ ,  $\alpha_1^*$ ,  $\alpha_2^*$  ou d'une combinaison linéaire de ceux-ci. Si par exemple on considère que sur un sentier de croissance équilibrée les salaires réels  $w_{\text{pri}}$  et  $w_{\text{pub}}$  croissent au même rythme que la productivité  $A$ , alors on sait que les coefficients  $\alpha_1^*$  et  $\alpha_2^*$  doivent satisfaire la restriction suivante :

$$\alpha_1^* + \alpha_2^* = 1 \quad (5.6)$$

Si tel est le cas *et* si  $\beta_1$  est différent de 1 (plus précisément il faut  $\beta_1 \neq 1$  lorsque  $\beta_2=0$ ), alors la seule valeur de  $\mu$  qui préserve cette propriété dans (5.5) est  $\mu=0$  et le premier vecteur de co-intégration est alors également identifié. La restriction d'homogénéité qu'on a testée dans l'équation de salaire du secteur privé (voir tableau 5.1) est l'équivalent de (5.6). Mais la restriction d'homogénéité est acceptée également pour le secteur public ( $\beta_1=1$  lorsque  $\beta_2=0$ ), sauf en France. Nous savons donc qu'il existe deux vecteurs de co-intégration mais ne pouvons en identifier qu'un seul (sauf en France où  $\beta_1 \neq 1$  et les deux vecteurs sont identifiés).

#### Conditions d'identification – Généralisation

Les équations de salaires (5.3)-(5.4) sont des équations « structurelles » sensées représenter des comportements de salaire, en particulier l'interdépendance entre les deux salaires engendrée par les effets de mimétisme salarial. Dans ces relations, les variables de salaire sont vues comme des variables endogènes dont l'évolution conjointe est déterminée par l'évolution de variables « exogènes », productivité et chômage dans notre exemple. La *forme réduite* correspondant à cette forme structurelle est obtenue en résolvant ce système d'équations pour obtenir les variables endogènes comme fonction des seules variables exogènes. Plus précisément, la forme réduite s'écrit :

$$\ln w_{\text{pri}} = \{(\alpha_0 + \alpha_1 \beta_0) + \alpha_2 \ln A - (\alpha_3 + \alpha_1 \beta_3) u\} / (1 - \alpha_1 \beta_1), \quad (5.7)$$

$$\ln w_{\text{pub}} = \{(\beta_0 + \beta_1 \alpha_0) + \beta_1 \alpha_2 \ln A - (\beta_3 + \beta_1 \alpha_3) u\} / (1 - \alpha_1 \beta_1). \quad (5.8)$$

Les coefficients de cette forme réduite peuvent en général être estimés sans problème, en tout cas sans biais d'endogénéité. La question de l'identification concerne la possibilité d'inférer la valeur des coefficients structurels à partir des coefficients de la forme réduite.

Plus généralement, pour un système de  $n$  équations avec  $n$  variables expliquées (endogènes) et  $m$  variables explicatives (exogènes), il y a  $n(m+n-1)$  coefficients structurels mais seulement  $nm$  coefficients de la forme réduite. On peut calculer les valeurs des coefficients de la forme structurelle à partir de ceux de la forme réduite (et donc identifier les relations structurelles sous-jacentes) si et seulement si l'on dispose de  $n(n-1)$  restrictions d'identification.

## 5.6 Interactions sectorielles

Les résultats présentés jusqu'ici suggèrent l'existence d'interactions sectorielles très fortes, avec de fortes similitudes entre pays. La rapidité des ajustements et des interactions est en général

élevée, seule la France semblant faire exception. L'objectif de cette section est de mieux mettre en lumière la nature de ces interactions, et d'en mesurer plus précisément l'importance.

Les interactions sectorielles apparaissent à deux niveaux, dans la dynamique de court terme et dans les termes de correction d'erreur. Dans la dynamique de court terme, on observe qu'une variation du salaire d'un secteur engendre dans la plupart des cas une variation immédiate du salaire de l'autre secteur. Ces effets de report instantanés sont plus ou moins forts selon les pays, et particulièrement prononcés en Allemagne et en Belgique. Mais les interactions les plus importantes, celles dont les effets persistent à long terme, sont les interactions inscrites dans les termes de correction d'erreur, via les coefficients  $\alpha_i$  et  $\beta_i$  des équations (5.3)-(5.4') et des tableaux 5.2 et 5.4. Pour les illustrer, imaginons un accroissement exogène de la productivité, égal à 1%. Si on néglige l'effet des mimétismes salariaux ( $\alpha_i$  et  $\beta_i$  égaux à zéro), ce gain de productivité produirait à long terme une hausse de  $\alpha_i\%$  du salaire privé et de  $\beta_i=0\%$  du salaire public. En présence de mimétismes salariaux, ces premiers effets sont amplifiés par les effets d'entraînements intersectoriels associés aux coefficients  $\alpha_i$  et  $\beta_i$ . L'effet final du choc de productivité est obtenu en résolvant le système (5.3)-(5.4') pour les deux variables de salaire, en considérant à ce stade les autres variables comme exogènes aux salaires. En d'autres termes, il faut utiliser la forme réduite (5.7)-(5.8) pour obtenir les effets à long terme de variations exogènes.

L'effet à long terme du choc de productivité sur le salaire privé est égal à  $\alpha_i/(1-\alpha_i\beta_i)$ . Le coefficient  $\alpha_2$  mesure ce que serait l'effet à long terme du choc de productivité à salaire public inchangé. Les effets d'entraînement (mimétisme) entre les deux secteurs « multiplient » cet effet par un facteur  $1/(1-\alpha_i\beta_i)$ , de sorte que l'effet final est égal à  $\alpha_i/(1-\alpha_i\beta_i)$ . Dans le secteur public, l'effet productivité n'apparaît d'abord qu'indirectement via le salaire privé ( $\beta_i\alpha_i$ ), puis se trouve amplifié par le même multiplicateur  $1/(1-\alpha_i\beta_i)$ . Si  $\beta_i=1$  (condition d'homogénéité de l'équation de salaire public, acceptée pour trois pays sur quatre), le choc de productivité a le même effet à long terme sur les deux salaires ; il y a adaptabilité salariale complète (full wage adaptability) au sens de la section 4.1. Si de plus  $\alpha_1+\alpha_2=1$  (condition d'homogénéité de l'équation de salaire privé, acceptée pour tous les pays), un choc de productivité de 1% entraîne une hausse générale des salaires réels de 1%.

Les coefficients de la forme réduite sont présentés dans les tableaux 5.5.a (sans les contraintes d'homogénéité) et 5.5.b (avec contraintes d'homogénéité imposées quand elles sont acceptées). Dans le cas du Luxembourg, nous indiquons également les résultats obtenus lorsque la variable taux de change réel (l'inverse de la compétitivité) est incluse dans la relation de long terme de l'équation de salaire privé, bien que cette variable ne soit pas significative. On soulignera les résultats suivants.

|  | Allemagne | Belgique | France  | Luxembourg | Luxembourg* | moyenne |
|--|-----------|----------|---------|------------|-------------|---------|
| <b><i>Salaire du secteur privé</i></b>       |           |          |         |            |             |         |
| ln $w_{pri}$                                 | -1.000    | -1.000   | -1.000  | -1.000     | -1.000      |         |
| ln A   | 0.810     | 0.970    | 0.735   | 1.043      | 2.214       | 0.89    |
| u  | -0.022    | -0.012   | -0.012  | -0.026     | 0.026       | -0.02   |
| e  | -         | -        | -       | -          | -0.922      | -       |
| Trend  | -2.5E-03  | -7.1E-04 | 5.3E-04 | 4.4E-03    | 2.0E-03     | 4.2E-04 |
| <b><i>Salaire du secteur public</i></b>      |           |          |         |            |             |         |
| ln $w_{pub}$                                 | -1.000    | -1.000   | -1.000  | -1.000     | -1.000      |         |
| ln A   | 0.772     | 0.649    | 0.241   | 0.886      | 1.881       | 0.64    |
| u  | -0.030    | -0.010   | -0.026  | -0.006     | 0.038       | -0.02   |
| e  | -         | -        | -       | -          | -0.784      | -       |
| Trend  | -2.9E-03  | 3.5E-04  | 2.3E-03 | 2.9E-03    | 8.6E-04     | 6.6E-04 |
| <b><i>Interactions intersectorielles</i></b> |           |          |         |            |             |         |
| coeff. multiplicateur                        | 2.53      | 1.74     | 1.01    | 1.63       | 2.57        | 1.73    |

\* avec effet compétitivité

**Tableau 5.5.a : Effets à long terme, formes réduites, sans contraintes d'homogénéité**

|  | Allemagne | Belgique | France** | Luxembourg | Luxembourg* | moyenne |
|--|-----------|----------|----------|------------|-------------|---------|
| <b><i>Salaire du secteur privé</i></b>       |           |          |          |            |             |         |
| ln $w_{pri}$                                 | -1.000    | -1.000   | -1.000   | -1.000     | -1.000      |         |
| ln A   | 1.000     | 1.000    | 0.973    | 1.000      | 1.000       | 0.99    |
| u  | -0.026    | -0.014   | -0.010   | -0.027     | -0.019      | -0.02   |
| e  | -         | -        | -        | -          | -0.271      | -       |
| Trend  | -3.6E-03  | -8.1E-04 | -1.5E-04 | 4.4E-03    | 4.1E-03     | 0.00    |
| <b><i>Salaire du secteur public</i></b>      |           |          |          |            |             |         |
| ln $w_{pub}$                                 | -1.000    | -1.000   | -1.000   | -1.000     | -1.000      |         |
| ln A   | 1.000     | 1.000    | 0.319    | 1.000      | 1.000       | 0.83    |
| u  | -0.035    | -0.015   | -0.026   | -0.004     | 0.004       | -0.02   |
| e  | -         | -        | -        | -          | -0.271      | -       |
| Trend  | -4.3E-03  | -4.6E-04 | 2.1E-03  | 2.8E-03    | 2.5E-03     | 4.0E-05 |
| <b><i>Interactions intersectorielles</i></b> |           |          |          |            |             |         |
| coeff. multiplicateur                        | 2.91      | 2.10     | 1.01     | 1.65       | 1.59        | 1.92    |

\* avec effet compétitivité  
 \*\* avec contrainte d'homogénéité dans le seul secteur privé

**Tableau 5.5.b: Effets à long terme, formes réduites avec contraintes d'homogénéité**

- (i) On a vu précédemment (tableaux 5.4 et 5.2) que les valeurs de  $\alpha_i$  et  $\beta_i$  sont le plus souvent significativement différentes de zéro et supérieures à 0.4. Seule la France fait exception ( $\alpha_i=0.04$  et  $\beta_i=0.33$ ). Dans tous les cas, on observe que l'effet du salaire privé sur le salaire public est plus important que l'effet du salaire public sur le salaire privé ( $\beta_i > \alpha_i$ ). Au total l'effet multiplicateur  $1/(1-\alpha_i \beta_i)$  est nettement supérieur à 1, sauf en France. Lorsque les contraintes d'homogénéité sont imposées, on obtient 2.9 en Allemagne, 2.1 en Belgique, 1.6 au Luxembourg, mais en revanche seulement 1.0 en France où les interactions à long terme entre les deux secteurs semblent inexistantes et où le taux de chômage est la seule variable significative commune aux deux équations de salaire.
- (ii) En Allemagne, Belgique et Luxembourg, l'intensité à long terme des interactions sectorielles est telle qu'un choc de productivité de 1% induit in fine une hausse de 1% de tous les salaires, aussi bien dans le secteur public que dans le secteur privé.
- (iii) Les effets à court et long terme d'une hausse exogène du taux de chômage peuvent être analysés de la même façon que ceux de la productivité. Lorsque la contrainte d'homogénéité dans l'équation de salaire public est acceptée ( $\beta_i=1$ ), l'équation de salaire public peut être interprétée en termes de salaires relatifs public/privé. Si le coefficient  $\beta_3$  du taux de chômage dans cette équation est négatif et significativement différent de zéro, une hausse du taux de chômage aura un effet négatif plus fort sur le salaire public que sur le salaire privé, et inversement lorsque  $\beta_3$  est positif. On observe le premier cas de figure en Allemagne, le scénario inverse au Luxembourg, la Belgique étant un cas intermédiaire avec même sensibilité au taux de chômage dans les deux secteurs.
- (iv) Dans le cas du Luxembourg, lorsque l'effet compétitivité est inclus dans l'équation de salaire privé, on obtient qu'une perte de compétitivité de 1% engendre à terme une baisse des salaires réels du même ordre dans chacun des secteurs (plus précisément -0.92% dans le secteur privé et -0.78% dans le secteur public, lorsque toutes les interactions sectorielles sont prises en compte). Cet effet, quantitativement non-négligeable, n'est toutefois pas significativement différent de zéro, ce qui illustre clairement l'imprécision de cette estimation.

## 5.7 Conclusions

Les principales conclusions peuvent à ce stade être résumées comme suit :

- L'évolution et les interactions entre les salaires du secteur privé et du secteur public sont décrites par deux relations de long terme correspondant à deux vecteurs de co-intégration distincts. Dans ces relations, les salaires sont fonction également de la productivité, du taux de chômage et de la compétitivité.
- Dans l'équation de long terme déterminant l'évolution du salaire public, le coefficient associé au salaire privé n'est généralement pas significativement différent de l'unité ( $\beta_1=1$ ) ; seule la France fait exception. Cette équation détermine donc en fait le salaire relatif public/privé.

- En Allemagne, Belgique et Luxembourg, le salaire réel évolue à long terme et dans chaque secteur au même rythme que la productivité globale de l'économie. Cette relation salaire réel – productivité est donc semblable à celle qu'on trouve dans les modèles agrégés à un secteur. Dans le cadre d'un modèle trimestriel à un secteur estimé en panel pour 19 pays de l'UE sur la période 1995-2013, Rusinova et al. (2015) utilisent la même relation de long terme unitaire entre salaires et productivité, sans toutefois inclure d'effet du taux de chômage.
- En France, les interactions sectorielles sont faibles, voire inexistantes. Le salaire du secteur privé est largement déterminé par la productivité comme pour les autres pays (avec un coefficient qui n'est pas significativement différent de l'unité), mais celui du secteur public semble poursuivre une logique propre, du moins à long terme.
- L'effet du taux de chômage sur les salaires du secteur privé est semblable dans les quatre pays. Une hausse du taux de chômage de 1 point diminue le salaire réel du secteur privé de 1 à 2% à long terme. L'effet du chômage sur les salaires du secteur public est similaire sauf au Luxembourg où le salaire du secteur public ne semble guère affecté par l'évolution du chômage.
- L'effet du taux de chômage sur le salaire *relatif* du secteur public est donc clairement positif au Luxembourg. Holmlund-Ohlsson (1992) obtiennent un résultat semblable pour la Suède. Afonso-Gomes (2014) supposent d'emblée (sans tester) que le salaire relatif privé/public est à long terme insensible aux variations du taux de chômage. Ils obtiennent néanmoins une plus forte sensibilité à court terme du salaire privé.
- On n'a pas pu mettre en évidence un effet de la compétitivité qui soit semblable dans les différents pays et significativement différent de zéro, faute peut-être de disposer d'un échantillon suffisamment large et/ou d'un problème de colinéarité avec la variable taux de chômage. Dans le cas du Luxembourg, l'effet estimé de la compétitivité apparaît néanmoins quantitativement important. Toutes autres choses égales par ailleurs, une perte de compétitivité de 1% impliquerait à terme une baisse des salaires réels de 0.3% environ.
- Si on s'en réfère aux définitions habituelles de « wage leadership » utilisées dans la littérature empirique (voir section 4), il n'y a ni secteur « leader » ni secteur « follower », mais bien (dans trois pays sur quatre) des interactions sectorielles réciproques, très fortes et assez rapides, tant pour les effets de court de terme que pour ceux de long terme. On soulignera néanmoins qu'à long terme les salaires évoluent avec la productivité, et que cet effet à long terme de la productivité transite intégralement par le salaire privé. Dans ce sens, on pourrait dire que le secteur privé est leader dans le très long terme, mais c'est un abus de langage.
- La France donne une image assez différente. A long terme, l'effet est à sens unique et assez faible, du privé vers le public. A court terme, on observe également un effet significatif du privé vers le public, mais pas l'inverse. Dans ce sens, on pourra dire que le secteur privé est leader à court et à long terme, même si le salaire du secteur public semble suivre largement une logique propre, peu liée à la productivité globale et plus sensible aux fluctuations du taux de chômage.

- La figure 5.5 montre que la prime de salaire du secteur public (dont l'essentiel est capté par le terme constant) est particulièrement élevée au Luxembourg. Nous avons tenté d'expliquer la prime de salaire du secteur public par l'état des finances publiques (déficit ou niveau d'endettement), sans succès. Afonso-Gomes (2014), sur un ensemble de pays et une période d'estimation beaucoup plus larges, mettent en évidence un effet négatif du déficit public sur l'évolution à court terme des salaires publics, mais rien non plus pour le long terme.

On terminera par une mise en garde. La discussion précédente a permis de mettre en lumière la nature des relations de long terme et l'importance des interactions sectorielles. Cette analyse est cependant tronquée du fait qu'on a procédé « comme si » les variables explicatives  $A$ ,  $u$ ,  $e$  et  $P$  étaient exogènes, ce qui n'est probablement pas le cas. Un choc de productivité par exemple aura un effet sur les salaires, lequel peut induire une variation du taux de chômage voire rétroagir sur la productivité elle-même, ce qui introduirait des effets en retour sur les salaires qu'on a négligé jusqu'à présent. Cette possible endogénéité a bien sûr été prise en compte dans la phase d'estimation (par l'utilisation de variables instrumentales). Sa prise en compte dans la simulation et la discussion des effets de chocs exogènes nécessite une analyse en système. Ce sera l'objet de la section suivante.

## 5.8 Analyse en système – Le cas du Luxembourg

Les paramètres estimés suggèrent d'importantes interactions sectorielles. Ces interactions sont trop complexes cependant pour que le simple examen des paramètres estimés permette de dégager une vision claire et précise de la dynamique globale du système. Pour mieux appréhender la dynamique globale du système, nous aurons recours à des simulations numériques illustrant l'évolution des salaires en réponse à des chocs structurels exogènes tels qu'un choc de productivité ou un choc de salaire dans le secteur public. Nous ferons cet exercice pour le Luxembourg.

La réalisation de simulations numériques nécessite de prendre en compte les interdépendances entre toutes les variables endogènes, ce que ne permet pas l'approche équation par équation utilisée jusqu'à présent. L'approche en système est incontournable, et nécessite en particulier l'estimation de l'ensemble des équations, équations de productivité, prix, chômage et taux de change réel comprises. L'ambition n'est pas néanmoins de développer un modèle structurel complet ni une analyse exhaustive des déterminants de ces variables secondaires, mais seulement de se donner les moyens de prendre en compte l'effet en retour des salaires sur les autres variables endogènes du système. L'approche VAR est l'approche appropriée dans ce contexte.

### Eléments de méthodologie<sup>28</sup>

Dans l'approche VAR (Vector Auto Regressive), toutes les variables utilisées jusqu'à présent sont considérées comme endogènes. A ces variables nous ajouterons le taux de croissance dans

---

<sup>28</sup> Pour de plus amples développements, voir Annexe A.

l'OCDE qui sera traité comme une variable exogène au système. Elle permet de capter l'impact de la conjoncture et de mieux distinguer chocs d'offre et chocs de demande. Chaque variable endogène est expliquée par les valeurs passées des variables endogènes et les valeurs présentes et passées des variables exogènes.

Soient  $y_t$  le vecteur des  $n$  variables endogènes observées au temps  $t$  et  $x_t$  le vecteur des exogènes. Le modèle VAR peut s'écrire sous la forme réduite suivante<sup>29</sup> :

$$y_t = \mu + \delta t + \sum_{\tau=1}^4 \Pi_{\tau} y_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^4 H_{\tau} x_{t-\tau} + \varepsilon_t \quad (5.9)$$

où  $t$  représente une tendance déterministe. Le système peut être réécrit en différences premières sous la forme :

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \sum_{\tau} \Phi_{\tau} \Delta y_{t-\tau} - \Pi y_{t-1} + \sum_{\tau=0}^4 H_{\tau} x_{t-\tau} + \varepsilon_t . \quad (5.10)$$

Dans cette équation,  $\Pi = I - \sum_i \Pi_i$  contient toute l'information pour déterminer la stationnarité ou non des variables du modèle. Si cette matrice est de rang complet ( $r=n$ ), cela implique que toutes les variables dans le système sont stationnaires. Si  $\Pi=0$  ( $r=0$ ), le terme en niveau  $y_{t-1}$  disparaît et les relations sont exprimées en termes de différences premières des variables, qui seront en général stationnaires. Mais il existe parfois aussi un cas intermédiaire où la matrice  $\Pi$  est dite de rang réduit. Dans ce cas, le vecteur  $y_t$  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  $\Pi$  peut alors être écrite sous la forme d'un produit de deux vecteurs:

$$\Pi = -\alpha\beta' \quad (5.11)$$

où  $\beta$  est le vecteur des coefficients de la relation de co-intégration et  $\alpha$  le vecteur des coefficients de correction d'erreur qui déterminent la vitesse d'ajustement à long terme. On peut alors réécrire l'équation (5.10) sous la forme d'un VAR co-intégré :

$$\Delta y_t = \mu + \delta t + \sum_{\tau} \Phi_{\tau} \Delta y_{t-\tau} - \alpha\beta' y_{t-1} + \sum_{\tau=0}^4 H_{\tau} x_{t-\tau} + \varepsilon_t . \quad (5.12)$$

Comme indiqué précédemment, la taille de l'échantillon dont nous disposons ne permet pas d'estimer directement ce système général. Nous avons donc procédé en deux étapes. Dans la première étape (voir section précédente), nous avons estimé les relations de co-intégration à partir de modèles à correction d'erreurs, équation par équation. Les problèmes d'endogénéité étaient traités par l'utilisation d'instruments. Dans cette section, nous estimerons la dynamique globale du système en prenant ces vecteurs de co-intégration comme donnés. En d'autres termes, le nombre de relations de co-intégration  $n$  et les coefficients inclus dans le vecteur  $\beta$  garderont les valeurs obtenues précédemment. Conditionnellement à ces valeurs, nous estimerons les valeurs des autres paramètres,  $\Phi_i$  et  $H_i$ .

---

<sup>29</sup> Ce système d'équations est formellement semblable à celui déjà discuté en section 4 (voir équation (4.1) et suivantes), mais l'analyse était alors limitée aux salaires nominaux..

### Estimation de la forme réduite

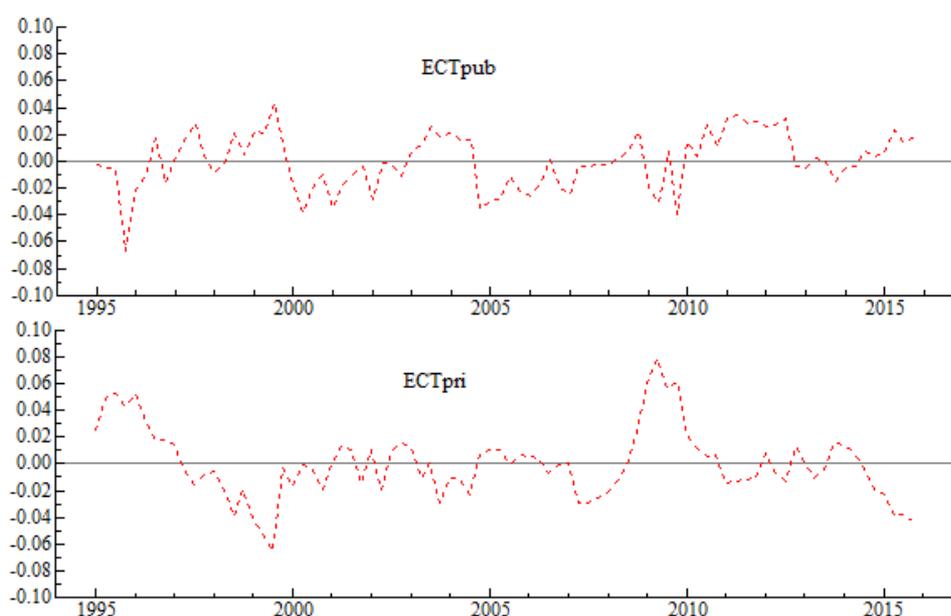
Nous avons réalisé l'estimation en système et les simulations de chocs exogènes pour deux variantes du modèle, avec et sans la variable taux de change réel dans l'équation de salaire privé. Dans chacune de ces deux variantes, nous avons imposé les contraintes d'homogénéité. Les résultats obtenus sont extrêmement proches, sauf pour la simulation du choc de compétitivité. Nous reproduisons ci-après les résultats obtenus lorsque la variable taux de change réel est incluse.

Les deux vecteurs de co-intégration utilisés sont les suivants:

$$ECT_{pub} = \ln w_{pub} - \{1.000 \ln w_{pri} + 0.022 u - 0.0016 t\} \quad (5.13)$$

$$ECT_{pri} = \ln w_{pri} - \{0.370 \ln w_{pub} + 0.630 \ln A - 0.020 u - 0.170 \ln e + 0.0032 t\} \quad (5.14)$$

Ils définissent les termes de correction d'erreurs utilisés dans l'estimation du système VAR co-intégré. Les graphiques de la figure 5.9 montrent ces erreurs d'équilibre  $ECT_{pub}$  et  $ECT_{pri}$  sur la période considérée. Les deux vecteurs ont été ajustés sur leur moyenne de la période pour pouvoir bien visualiser leur déviation par rapport à la moyenne de 0. On voit clairement que les deux relations considérées constituent des variables stationnaires.



**Figure 5.9 : Les erreurs d'équilibre  $ECT_{pub}$  (en haut) et  $ECT_{pri}$  (en bas)**

Les résultats de l'estimation en système, conditionnellement à ces vecteurs de co-intégration, sont résumés dans le tableau 5.6.<sup>30</sup> Ces résultats appellent les commentaires suivants.

<sup>30</sup> Estimations réalisées avec le module PcGive du logiciel OxMetrics 7 (Jurgen A. Doornik).

|  | $\Delta \ln A$ |         | $\Delta \ln P$ |         | $\Delta \ln w_{pub}$           |         | $\Delta \ln w_{pri}$ |         | $\Delta \ln e$ |         | $\Delta u$ |         |
|--|----------------|---------|----------------|---------|--------------------------------|---------|----------------------|---------|----------------|---------|------------|---------|
|  | coeff.         | t-value | coeff.         | t-value | coeff.                         | t-value | coeff.               | t-value | coeff.         | t-value | coeff.     | t-value |
| <b>Effets de court terme</b>                   |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta \ln A$ (-1)                            | -0.385         | -3.88   |                |         |                                |         | -0.231               | -2.99   |                |         | -1.874     | -3.44   |
| $\Delta \ln A$ (-2)                            |                |         |                |         |                                |         | -0.167               | -3.28   |                |         |            |         |
| $\Delta \ln A$ (-3)                            | -0.138         | -1.61   |                |         |                                |         | -0.167               | -3.28   |                |         | 0.456      | 1.37    |
| $\Delta \ln A$ (-4)                            |                |         | 0.029          | 1.22    | -0.273                         | -4.69   |                      |         |                |         | -0.456     | -1.37   |
| $\Delta \ln P$ (-1)                            |                |         |                |         |                                |         | -0.078               | -0.35   | 0.363          | 2.86    |            |         |
| $\Delta \ln P$ (-2)                            |                |         |                |         |                                |         |                      |         | -0.363         | -2.86   | 4.433      | 2.16    |
| $\Delta \ln P$ (-3)                            |                |         |                |         |                                |         | 0.919                | 3.70    |                |         | 3.678      | 1.75    |
| $\Delta \ln P$ (-4)                            |                |         | 0.618          | 6.68    | -1.053                         | -4.25   |                      |         | 0.235          | 1.07    |            |         |
| $\Delta \ln w_{pub}$ (-1)                      |                |         |                |         | -0.258                         | -3.87   |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta \ln w_{pub}$ (-2)                      |                |         |                |         | -0.081                         | -1.86   |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta \ln w_{pub}$ (-3)                      |                |         |                |         | -0.199                         | -3.71   |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta \ln w_{pub}$ (-4)                      |                |         |                |         | 0.081                          | 1.86    |                      |         | -0.109         | -2.11   |            |         |
| $\Delta \ln w_{pri}$ (-1)                      | 0.130          | 2.00    |                |         | -0.276                         | -3.23   | -0.092               | -1.72   |                |         |            |         |
| $\Delta \ln w_{pri}$ (-2)                      |                |         |                |         | -0.140                         | -2.28   |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta \ln w_{pri}$ (-3)                      | -0.130         | 2.00    |                |         |                                |         |                      |         |                |         | -0.838     | -1.59   |
| $\Delta \ln w_{pri}$ (-4)                      | 0.130          | 2.00    |                |         | -0.140                         | -2.28   | -0.092               | -1.72   | 0.070          | 1.02    | -0.838     | -1.59   |
| $\Delta \ln e$ (-1)                            |                |         |                |         |                                |         |                      |         | 0.392          | 4.01    |            |         |
| $\Delta \ln e$ (-2)                            |                |         |                |         |                                |         | -0.291               | -2.40   |                |         | -1.854     | -2.06   |
| $\Delta \ln e$ (-3)                            |                |         |                |         |                                |         | -0.303               | -2.51   | 0.287          | 2.83    | 1.854      | 2.06    |
| $\Delta \ln e$ (-4)                            |                |         |                |         | 0.321                          | 2.86    | 0.381                | 3.02    | -0.269         | -2.60   |            |         |
| $\Delta u$ (-1)                                |                |         |                |         |                                |         | 0.009                | 1.22    |                |         | 0.359      | 3.95    |
| $\Delta u$ (-2)                                |                |         |                |         | 0.027                          | 3.21    |                      |         |                |         | 0.127      | 2.18    |
| $\Delta u$ (-3)                                |                |         |                |         | -0.027                         | 3.21    | 0.025                | 2.29    | 0.017          | 2.02    | 0.127      | 2.18    |
| $\Delta u$ (-4)                                |                |         |                |         |                                |         | 0.009                | 1.22    |                |         | -0.127     | -2.18   |
| $\Delta \ln y_{oeed}$                          | 0.020          | 5.55    | 0.004          | 4.52    |                                |         | 0.006                | 2.22    | -0.003         | -1.86   |            |         |
| $\Delta \ln y_{oeed}$ (-1)                     |                |         |                |         | 0.004                          | 1.94    |                      |         |                |         | -0.109     | -4.12   |
| $\Delta \ln y_{oeed}$ (-2)                     |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                |         | 0.065      | 2.16    |
| $\Delta \ln y_{oeed}$ (-3)                     |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta \ln y_{oeed}$ (-4)                     |                |         |                |         |                                |         |                      |         | 0.004          | 1.97    | -0.082     | -3.61   |
| <b>Termes de correction d'erreur</b>           |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                |         |            |         |
| ECT <sub>pub</sub> (-1)                        |                |         |                |         | -0.338                         | -5.16   | -0.207               | -2.82   |                |         |            |         |
| ECT <sub>pri</sub> (-1)                        |                |         |                |         |                                |         | -0.411               | -4.66   |                |         |            |         |
| <b>Constante et variables auxiliaires</b>      |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                |         |            |         |
| cste   | -0.009         | -3.74   | 0.000          | -0.488  | 0.009                          | 4.23    | -0.008               | -3.46   | -0.003         | -1.37   | 0.060      | 2.34    |
| D99-IV   | -0.052         | -3.34   | 0.006          | 1.42    | 0.022                          | 2.26    | 0.035                | 3.14    |                |         |            |         |
| D09-IV   |                |         | 0.009          | 2.09    | -0.074                         | -6.79   |                      |         |                |         | -0.270     | -2.39   |
| <b>Statistiques</b>                            |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                |         |            |         |
| $\sigma$                                       | 0.0154         |         | 0.0041         |         | 0.0091                         |         | 0.0103               |         | 0.0078         |         | 0.0857     |         |
| nombre d'observations: 79                      |                |         |                |         | nombre de paramètres: 65       |         |                      |         |                |         |            |         |
| LR test des restrictions de suridentification: |                |         |                |         | $\chi^2(139) = 110.36 [0.965]$ |         |                      |         |                |         |            |         |

**Tableau 5.6 : Résultats d'estimation en système, modèle à 2 secteurs, Luxembourg**

- Le taux de croissance de la productivité est une fonction de ses propres valeurs passées, du taux de croissance OCDE, des valeurs passées du taux de croissance des salaires du secteur privé et de chocs exogènes avec écart-type de 1.5%. L'effet du taux de croissance OCDE implique également un effet conjoncturel positif et significatif, qui corrige la productivité apparente pour l'effet des variations de la rétention de main-d'œuvre. En revanche, le taux de croissance de la productivité n'est pas fonction des termes de correction d'erreurs des équations de salaire, et est donc faiblement exogène en ce qui concerne les paramètres des relations de long-terme.
- Le taux d'inflation est une fonction de ses propres valeurs passées, des valeurs passées du taux de croissance de la productivité, de chocs exogènes avec écart-type 0.41%. On note également un effet conjoncturel (croissance OCDE) positif de 0.3% (demand-pull

inflation). Le taux d'inflation n'est en revanche pas fonction des termes de correction d'erreurs des équations de salaire, et est donc faiblement exogène en ce qui concerne les paramètres des relations de long-terme.

- Les résultats pour les équations de salaire sont à interpréter de même manière que précédemment, lors de l'estimation équation par équation. Le principal apport de l'approche en système est de vérifier le rôle des termes de correction d'erreur. L'évolution du salaire d'un secteur est fonction négative et significative de son propre terme de correction d'erreur. Ces résultats renforcent ceux de la première étape, puisque le coefficient de correction d'erreur est maintenant très significatif dans l'équation de salaire privé, ce qui confirme l'existence de deux relations de co-intégration distinctes. Les coefficients associés à ces termes de correction d'erreur propres sont assez proches de ceux obtenus précédemment (voir tableaux 5.1 et 5.3) : 0.34 et 0.41 respectivement pour les secteurs public et privé, contre 0.36 et 0.25 précédemment lorsque les contraintes d'homogénéité sont imposées.
- L'approche en système permet de vérifier également si les salaires d'un secteur sont fonction des termes de correction d'erreur des autres secteurs. A priori, on attend un signe positif, du moins lorsqu'il y a des effets de mimétisme salarial : un salaire anormalement élevé (par rapport à la relation de long terme) dans un secteur entraîne un salaire anormalement élevé dans l'autre secteur. On obtient ici l'inverse, puisque le salaire dans le secteur privé est une fonction négative de « l'excès de salaire » dans le secteur public. En d'autres termes, lorsque le salaire public est orienté à la baisse parce que trop élevé par rapport à son niveau de long terme, le salaire privé aurait tendance à baisser également, même s'il n'excède pas sa propre valeur de long terme. Ce résultat étrange peut refléter simplement la non-identification du vecteur de co-intégration de l'équation de salaire privé (cfr section 5.5).
- Le taux de change réel et le taux de chômage ne sont pas fonction des termes de correction d'erreurs des équations de salaire, et sont donc faiblement exogènes en ce qui concerne les paramètres des relations de long-terme.

#### Éléments de méthodologie (suite)

L'objectif est d'utiliser le système d'équations pour simuler les effets sur les salaires de chocs structurels exogènes par exemple un choc de productivité, ou un choc d'inflation, ou encore un choc de salaire dans le secteur public. Avant de discuter les résultats de ces simulations, il nous faut expliquer comment ces chocs structurels sont définis.

Le système VAR (5.9) est en fait la forme réduite d'un modèle structurel partiel non-spécifié.<sup>31</sup> Ce modèle structurel peut s'écrire en termes très généraux sous la forme :

$$B_0 y_t = \mu' + \delta' t + \sum_{\tau=1}^4 B_{\tau i} y_{t-\tau} + \sum_{\tau=0}^4 \Gamma_{\tau} x_{t-\tau} + u_t. \quad (5.15a)$$

ou de façon plus compacte :

---

<sup>31</sup> Voir le petit exemple développé dans l'Annexe A.

$$B(L)y_t = \mu' + \delta't + \Gamma(L)x_t + u_t \quad (5.15b)$$

où  $B(L) = B_0 - \sum_{\tau} B_{\tau}L^{\tau}$  et  $\Gamma(L) = \sum_{\tau} \Gamma_{\tau}L^{\tau}$ . Par définition, les chocs structurels  $u_t$  sont orthogonaux, de sorte que leur matrice variance-covariance est diagonale :

$$\Sigma_u = E(u_t u_t') = \text{diag}(\sigma_{u_i}^2). \quad (5.16)$$

Ajoutons pour être complet que les chocs structurels ont généralement une forte persistance, ce qui se traduit par des coefficients d'autocorrélation assez élevés. Il n'est pas nécessaire de préciser davantage cet aspect pour le moment. Les paramètres de la forme réduite (5.9) sont alors reliés aux paramètres structurels (5.15a) par les relations suivantes :

$$\Pi_{\tau} = B_0^{-1}B_{\tau}, \quad H_{\tau} = B_0^{-1}\Gamma_{\tau}, \quad \varepsilon_t = B_0^{-1}u_t. \quad (5.17)$$

Les chocs qu'il est intéressant de simuler sont les chocs structurels  $u_t$ . L'équation (5.17) montre que les chocs que nous connaissons, les résidus  $\varepsilon_t$  de la forme VAR, sont des combinaisons linéaires des chocs structurels. Par exemple, le résidu de l'équation de salaire public du modèle VAR pourrait être une combinaison d'un choc de salaire proprement dit et d'un choc de productivité. Bien que les chocs structurels soient par définition non-corrélés entre eux, les résidus des équations VAR seront corrélés. La matrice variance-covariance des résidus VAR est la fonction suivante des paramètres structurels sous-jacents :

$$\Sigma_{\varepsilon} = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = B_0^{-1}E(u_t u_t')(B_0^{-1})' = B_0^{-1}\Sigma_u(B_0^{-1})' \quad (5.18)$$

où  $\Sigma_u$  est une matrice diagonale contenant les variances  $\sigma_{u_i}^2$  des  $n$  chocs structurels. Contrairement à  $\Sigma_u$ , la matrice  $\Sigma_{\varepsilon}$  est en général une matrice pleine (symétrique). On connaît  $\Sigma_{\varepsilon}$ , soit  $n(n+1)/2$  paramètres différents à partir desquels il nous faut inférer la valeurs des  $n(n+1)$  paramètres de  $B_0$  et  $\Sigma_u$ . Nous avons donc plus de paramètres à identifier que de paramètres estimés. Il faut  $n(n+1)/2$  restrictions ou valeurs de paramètres structurels connues a priori pour pouvoir identifier les paramètres structurels restants à partir de l'estimation du modèle VAR. Ce problème est bien connu et a conduit notamment à toute une littérature sur les diverses manières d'identifier les chocs structurels dans les modèles VAR.

Si l'on peut raisonnablement supposer que le modèle structurel (5.15) a une forme récursive, il en découle automatiquement  $n(n+1)/2$  restrictions d'exclusion et le problème est résolu. Dans ce cas la matrice  $B_0$  peut être écrite sous la forme d'une matrice triangulaire inférieure dont la valeur est obtenue facilement par une décomposition de Choleski de la matrice variance-covariance  $\Sigma_{\varepsilon}$ . La décomposition de Choleski permet les définitions et réarrangements suivants de la matrice variance-covariance :

$$\begin{aligned} \Sigma_{\varepsilon} &= PP' \\ &= PD^{-1}DD'(D')^{-1}P' \\ &= (PD^{-1})\Delta(PD^{-1})' \\ &= \Omega\Delta\Omega' \end{aligned}$$

où

- $D = \text{diag}(P)$  est une matrice diagonale contenant tous les éléments diagonaux de la matrice initiale  $P$  obtenue à partir de la décomposition de Choleski ;
- $\Delta = DD'$  est la matrice diagonale contenant les  $\sigma_{u_i}^2$  ; elle correspond à  $\Sigma_u$  dans (5.16) ;
- $\Omega = PD^{-1}$  correspond à  $B_0^{-1}$  dans (5.18).

Le vecteur de chocs structurels  $u_t$  est alors obtenu comme suit :

$$u_t = \Omega^{-1} \varepsilon_t . \quad (5.19)$$

Une fois les chocs structurels ainsi identifiés, on peut écrire le système structurel (5.15b) comme une moyenne mobile d'ordre infini dans les erreurs des équations (SVMA, structural vector moving average) :

$$y_t = B^{-1}(L)\Gamma(L)x_t + B^{-1}(L)u_t. \quad (5.20)$$

Le système (5.20) représente un processus stationnaire. On peut ensuite, par simulation numérique, calculer les effets d'un choc aléatoire particulier sur les valeurs courantes et futures de chacune des variables endogènes et tracer les "impulse responses" (littéralement « réponses impulsionnelles ») aux différents chocs.<sup>32</sup>

#### Les chocs structurels

Nous supposons que le modèle structurel peut être écrit sous forme récursive lorsque les variables sont écrites dans l'ordre suivant :

$$y' = [\ln A, \ln P, \ln w_{\text{pub}}, \ln w_{\text{pri}}, \ln e, u] . \quad (5.21)$$

Ce choix est motivé par les considérations suivantes, basées à la fois sur les résultats d'estimation de la première étape et sur des résultats empiriques ou théoriques plus généraux :

- La productivité ( $A$ ) a ou peut avoir une influence immédiate (au cours du même trimestre) sur le niveau des prix  $P$  et le niveau des salaires  $w_{\text{pub}}$  et  $w_{\text{pri}}$ . L'inverse n'est pas vrai. Bien que la productivité soit elle-même une variable endogène et puisse à long terme être influencée par l'évolution des salaires, il est peu probable que cet effet en retour des salaires sur la productivité s'observe à très court terme (au cours du même trimestre).
- A cause des rigidités nominales, l'évolution de l'indice des prix aura généralement un impact immédiat sur les salaires réels. Simultanément et pour les mêmes raisons, une variation des salaires nominaux n'aura qu'un effet retardé sur l'évolution des prix. L'évolution des prix ou des salaires nominaux n'a aucun impact sur la productivité, ni à court ni à long terme.
- Les salaires des secteurs privé et public s'influencent mutuellement. Nous supposons néanmoins que les chocs de salaire public peuvent avoir un impact instantané sur le

---

<sup>32</sup> 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 1.3.3 du même article pour une discussion des problèmes liés à l'utilisation de ces effets dans le cas d'un système de variables intégrées et co-intégrées.

salaires du privé, alors qu'un choc sur le salaire privé n'aura d'effet sur le public qu'avec une période de retard. Ce point de départ favorise le scénario avec leadership salarial du secteur public et permet de tester au mieux cette hypothèse. Nous vérifierons la sensibilité de nos résultats à ce choix.

- Le taux de change réel est influencé instantanément par l'évolution des prix domestiques. Compte tenu des rigidités nominales et autres, l'effet en sens inverse du taux de change réel (en l'occurrence des prix étrangers) vers les prix et salaires domestiques est vraisemblablement un effet retardé.
- L'effet du taux de chômage sur les salaires est un effet retardé. Dans les estimations de la première étape, on observe néanmoins un effet positif instantané de la variation du chômage. On interprète cet effet comme une correction de l'écart entre productivité effective et productivité apparente du travail au fil de la conjoncture (la productivité apparente diminue en période de récession, lorsque le chômage augmente). On ne tiendra donc pas compte de cela dans nos simulations. On a vérifié que changer l'ordre des variables en mettant le taux de chômage avant les variables de salaire ne change pas significativement les résultats.
- Les valeurs de la matrice  $B_0^{-1}$  obtenues par la décomposition de Choleski sont reproduites dans le tableau 5.7. Chaque colonne donne les effets instantanés d'un choc structurel particulier sur les différentes variables endogènes. L'ordre des colonnes et des lignes est déterminé par la structure récursive supposée du système telle que définie dans (5.21). La première colonne décrit les conséquences d'un choc de productivité, la deuxième un choc de prix, et ainsi de suite. Par définition, les éléments de la diagonale sont égaux à 1, ceux au-dessus de la diagonale sont nuls (récursivité du système). Les chiffres sont exprimés en pourcentage, sauf pour les effets sur le taux de chômage qui sont exprimés en points de pourcentage. Soulignons enfin que les valeurs numériques rapportées dans ce tableau donnent uniquement les effets instantanés et ne préjugent en rien des effets retardés et à long terme, qui n'apparaîtront que dans les résultats des simulations numériques. La dernière ligne du tableau indique l'écart-type des chocs structurels.

|              | ln A<br>(a) | ln P<br>(b) | ln $w_{pub}$<br>(c) | ln $w_{pri}$<br>(d) | ln e<br>(e) | u<br>(f) |
|--------------|-------------|-------------|---------------------|---------------------|-------------|----------|
| ln A         | 1.00%       | -           | -                   | -                   | -           | -        |
| ln P         | -0.07%      | 1.00%       | -                   | -                   | -           | -        |
| ln $w_{pub}$ | 0.07%       | -0.18%      | 1.00%               | -                   | -           | -        |
| ln $w_{pri}$ | 0.21%       | -0.78%      | 0.39%               | 1.00%               | -           | -        |
| ln e         | 0.05%       | 0.11%       | -0.13%              | 0.00%               | 1.00%       | -        |
| u            | -0.010      | -0.075      | 0.003               | 0.014               | 0.001       | 1.000    |
| écart-type   | 0.015       | 0.004       | 0.010               | 0.010               | 0.008       | 0.086    |

**Tableau 5.7 : Propriétés des chocs structurels (matrice  $B_0^{-1}$ )**

Ce tableau suggère les commentaires suivants :

- a) Un choc de productivité de 1% (colonne (a)) a un léger effet négatif sur les prix (-0.07%) et un effet positif sur le salaire réel du secteur privé (+0.21%) ; l'effet est négligeable pour le salaire du secteur public. En d'autres termes, les effets de gains de productivité ne seront transmis au secteur public que progressivement, via l'effet du salaire du secteur privé sur celui du secteur public. Ces résultats sont conformes aux estimations de la première étape. L'effet direct sur la compétitivité (l'inverse du taux de change réel) est négligeable, plus que probablement non significativement différent de zéro. L'effet sur le taux de chômage est exprimé en points de pourcentage ; un choc de productivité de +1% a un effet instantané négatif mais relativement faible sur le taux de chômage, (-0.01 point de pourcentage).
- b) Un choc de prix de 1% réduit instantanément le salaire réel de 0.18% dans le secteur public, de 0.78% dans le secteur privé. Le choc de prix a un effet défavorable sur la compétitivité (hausse du taux de change réel) et favorable sur le chômage (baisse du chômage, en lien avec la baisse des salaires réels).
- c) Un choc de salaire de 1% dans le secteur public a un effet d'entraînement positif instantané sur le salaire du privé (+0.39%). Cette valeur est identique à celle obtenue dans la première étape (0.37% ; voir tableau 5.2). L'effet instantané est positif sur la compétitivité (mais probablement pas significatif) et le chômage.
- d) Par construction, un choc de salaires dans le secteur privé n'a pas d'impact instantané sur le salaire du secteur public (ce qui n'exclut pas bien sûr la possibilité d'effets retardés importants). On a vérifié que changer l'ordre des variables pour permettre un effet instantané du salaire du privé sur celui du public ne change pas ce résultat. Un choc de salaire de 1% dans le secteur privé n'a pas d'impact immédiat sur la compétitivité ; l'effet instantané sur le taux de chômage est très légèrement positif.
- e) Un choc de compétitivité (choc sur  $e$ , perte de compétitivité de 1%) n'a guère d'effet immédiat sur le chômage. Par construction, il n'y a pas d'effet direct instantané sur les autres variables (ce qui n'exclut pas la possibilité d'effets retardés).
- f) Par construction, un choc de chômage n'a pas d'effet immédiat sur les autres variables (ce qui n'exclut pas la possibilité d'effets retardés).

Pour résumer, les caractéristiques des chocs obtenus par la décomposition de Choleski ont des caractéristiques qui font sens du point de vue économique et confortent l'idée d'interpréter effectivement le choc sur la productivité  $A$  par exemple comme un choc structurel de productivité, et semblablement pour les autres chocs.

#### Simulation des effets dynamiques des chocs structurels

Le tableau 5.7 donne les effets instantanés des chocs structurels. Pour obtenir les effets à moyen-long terme, on a recours à des simulations numériques. L'ampleur des chocs est fixée à un écart-type du système orthogonalisé. Le choc est temporaire, sans persistance autre que celle générée par la dynamique du modèle lui-même. Les figures 5.9 à 5.12 décrivent les effets dynamiques

cumulés respectivement d'un choc de productivité, choc de prix, choc de salaire public, choc de salaire privé et choc de compétitivité. Ces figures suggèrent les commentaires suivants :

1. Choc transitoire de productivité (figure 5.10)

Le choc transitoire de productivité de 1.54% a un effet permanent sur la productivité  $A$  de 1.11% environ. Ce résultat est compatible avec un modèle de croissance stochastique. L'effet à long terme sur les prix est négatif mais négligeable. Les gains de productivité sont répercutés progressivement dans les salaires réels des secteurs privé et public, un peu plus rapidement et vigoureusement dans le premier. Le salaire réel se stabilise à sa nouvelle valeur d'équilibre après environ 20 trimestres dans le secteur privé (+1.5%), 30 trimestres dans le secteur public (+1.1%). Le taux de chômage diminue de 0.14 point ; la compétitivité s'améliore faiblement (0.5%). C'est la baisse du taux de chômage et l'amélioration de la compétitivité qui expliquent la plus forte hausse des salaires dans le secteur privé.

2. Choc transitoire de prix (figure 5.11)

Le choc de prix provoque une inflation soudaine de 0.41%. L'inflation diminue ensuite progressivement mais son effet cumulé sur les prix atteint finalement (après une vingtaine de trimestres) +1%. L'impact sur le pouvoir d'achat est d'abord négatif (-0.2% à -0.6%). On observe ensuite un rattrapage progressif des salaires. La boucle prix-salaires sous-jacente à ces évolutions expliquent probablement la persistance et l'amplification de la hausse des prix. Cette inflation érode progressivement la compétitivité, qui baisse au final d'environ 0.75% et engendre une hausse du chômage d'environ 0.12 point de pourcentage. Ces évolutions de la compétitivité et du chômage expliquent la baisse à long terme des salaires réels du secteur privé (-0.5% après 30 trimestres), alors que les salaires du secteur public ne sont que très modérément affectés.

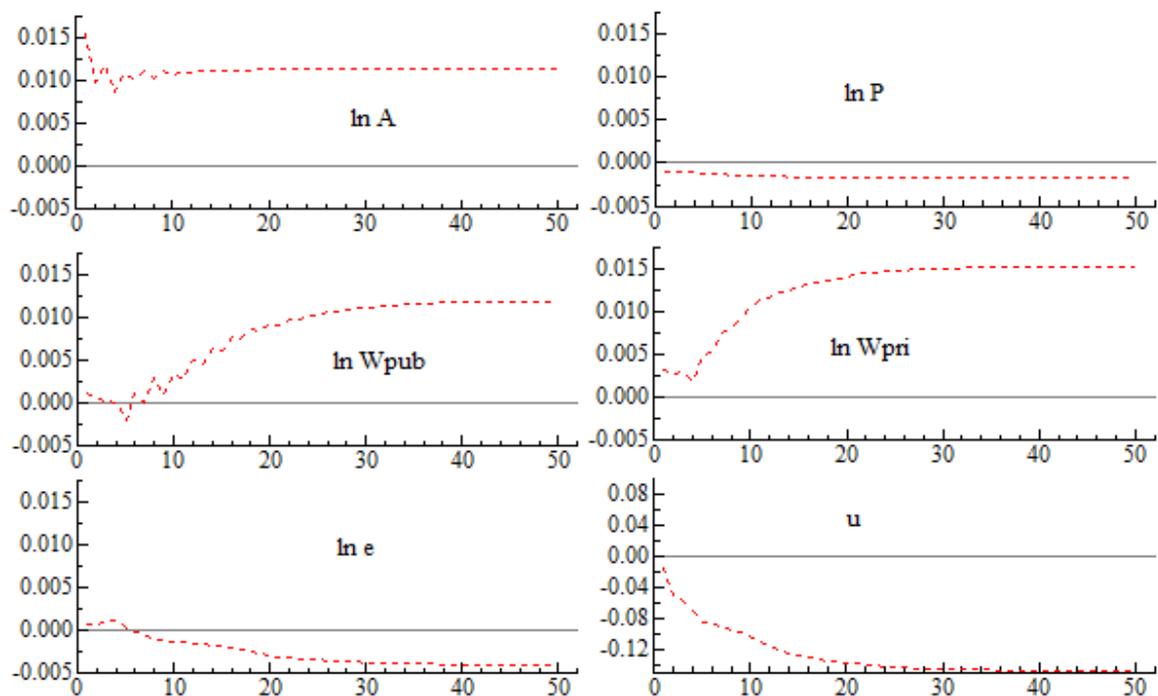


Figure 5.10 : Choc de productivité, effets cumulés

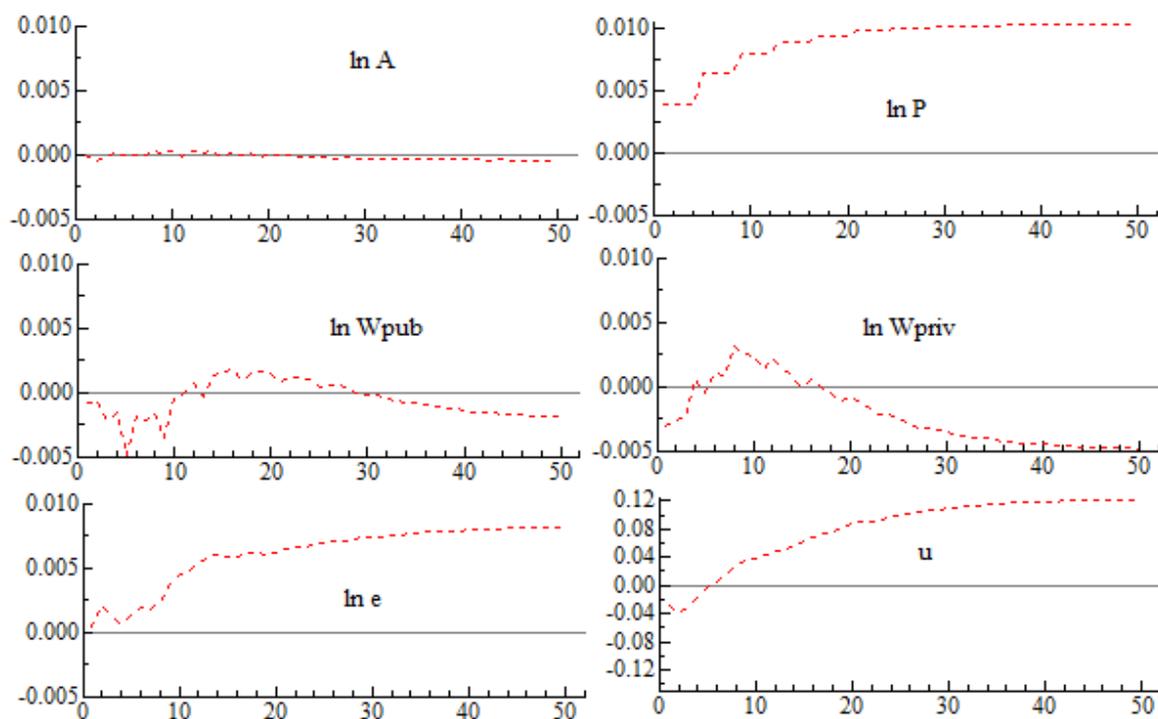


Figure 5.11 : Choc de prix, effets cumulés

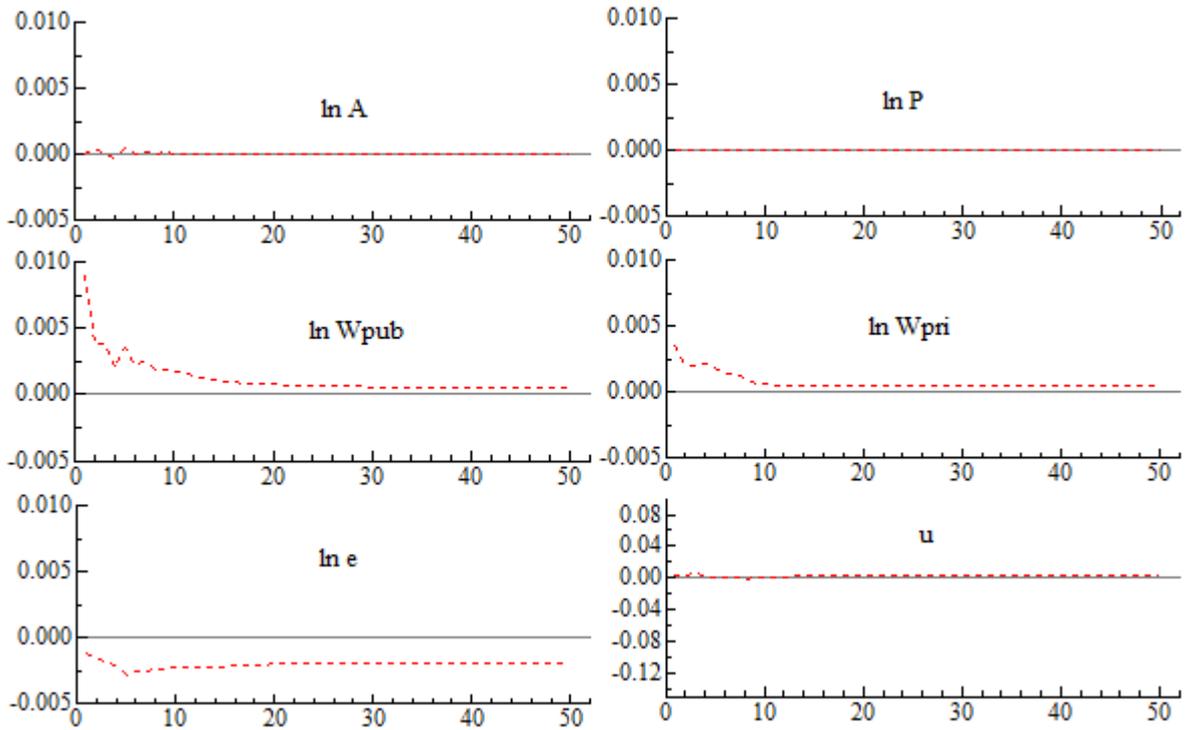


Figure 5.12 : Choc de salaire dans le secteur public, effets cumulés

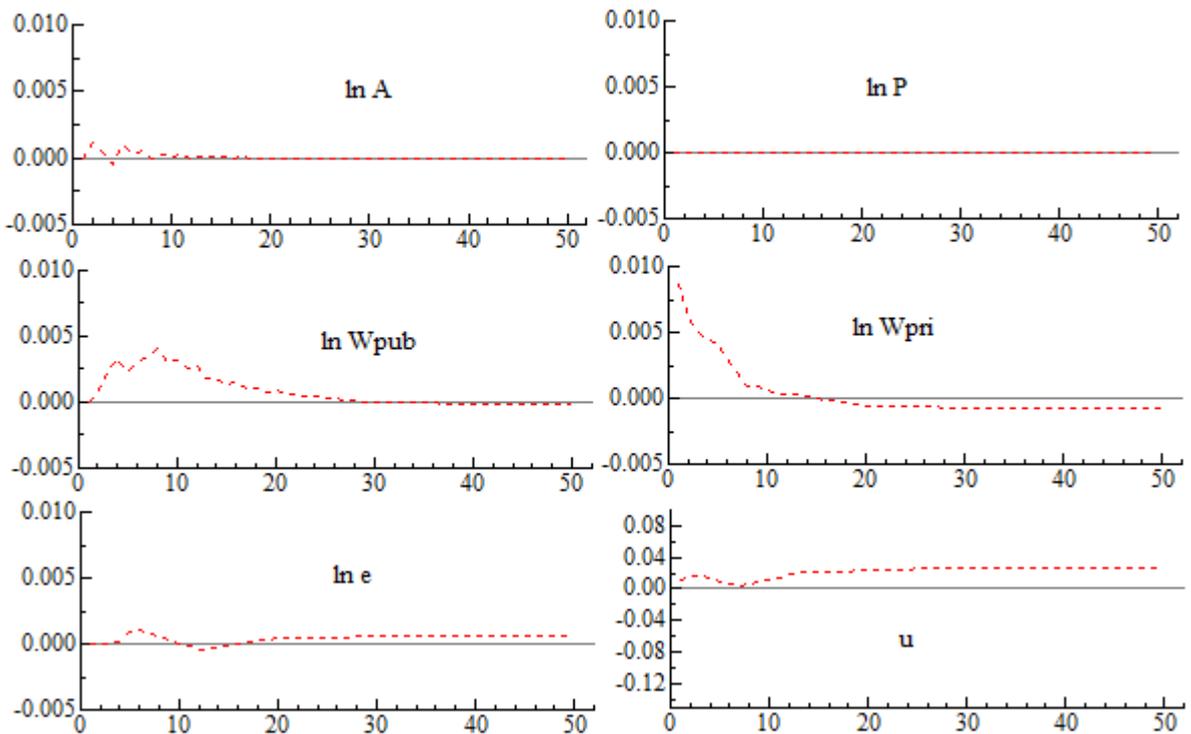
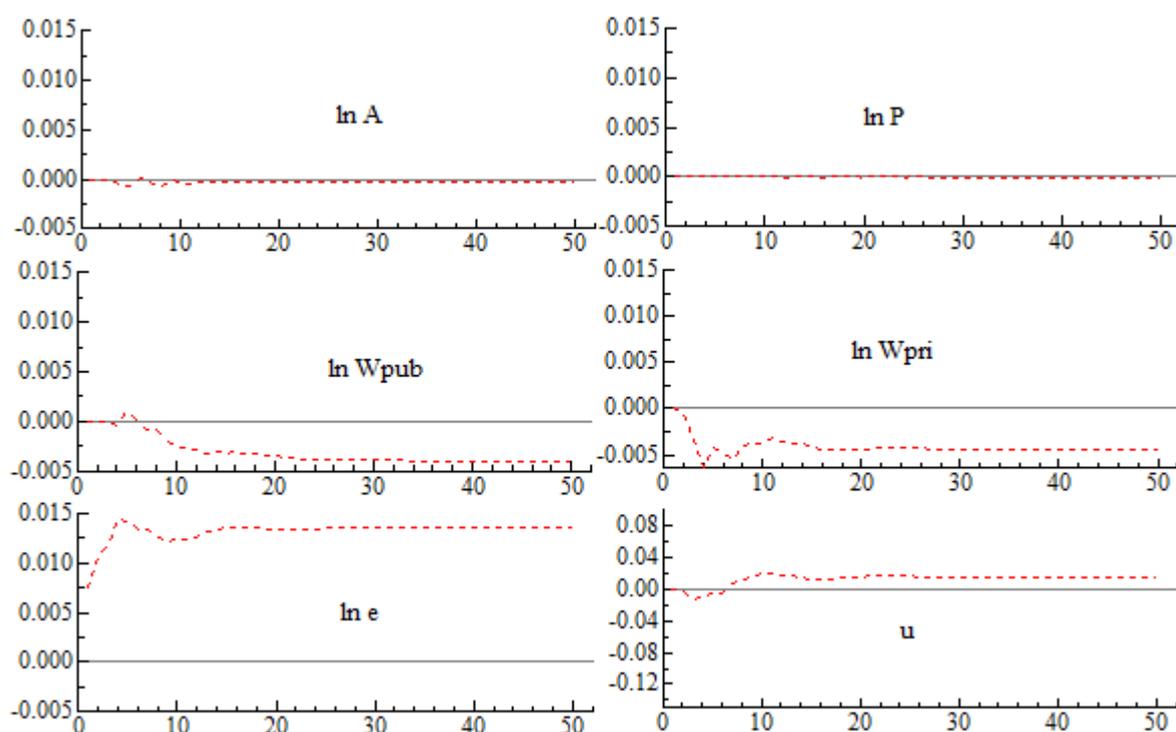


Figure 5.13 : Choc de salaire dans le secteur privé, effets cumulés



**Figure 5.14 : Choc de compétitivité, effets cumulés**

3. Choc transitoire de salaire dans le secteur public (figure 5.12)

Le choc de salaire public est défini comme un écart soudain entre ce salaire et sa trajectoire de long terme. Le choc a une ampleur de 0.91%. Le mécanisme de correction d'erreur corrige rapidement cette déviation. L'effet induit sur le salaire privé reste modéré. Tous les salaires réels reviennent quasiment à leurs valeurs de départ en une dizaine de trimestres. Le taux de change réel diminue très légèrement (-0.15%, probablement pas significatif) ; le taux de chômage demeure inchangé.

4. Choc transitoire de salaire dans le secteur privé (figure 5.13)

Le choc de salaire dans le secteur privé (+1.03%) n'a pas non plus d'effet permanent sur les salaires réels, mais l'effet positif induit sur le salaire public persiste un peu plus longtemps que dans le scénario précédent. L'effet d'entraînement sur le salaire du secteur public est maximum après 8 trimestres ; il disparaît progressivement après 20 trimestres. L'effet sur les autres variables est nul.

5. Choc transitoire de compétitivité (figure 5.14)

Le choc de compétitivité est une hausse exogène du taux de change réel de 0.78%, qui s'amplifie rapidement pour atteindre 1.4% après 4 trimestres. Il en résulte une baisse des salaires réels d'environ -0.4%. L'effet sur les autres variables est nul ou négligeable.

## 6 Modèle à trois secteurs

Dans le cas du Luxembourg, une désagrégation en deux secteurs public-privé ne permet pas de rendre compte de l'importance et de la spécificité du secteur financier et des activités qui y sont directement liées. Une désagrégation plus fine distinguant le secteur financier des autres secteurs permettrait d'analyser le rôle du secteur financier dans les interactions sectorielles et de vérifier s'il exerce ou non un leadership. On reprend donc dans cette section l'analyse de la formation des salaires au Luxembourg en distinguant cette fois trois secteurs : le secteur privé non-financier (pnf), le secteur financier (fin) et le secteur public (pub).

Comme dans le modèle à deux secteurs, le « secteur public » est défini assez largement et inclut les branches d'activité O, P et Q de la NACE Rev.2 (L, M et N de la NACE Rév 1 pour le Luxembourg). Il représentait en 2015 quelque 21% de l'emploi total (18% de la valeur ajoutée). Le « secteur financier » est défini de façon large et inclut les branches d'activité K à N (J et K pour la NACE Rév 1). Le secteur financier ainsi défini représentait en 2015 30% de l'emploi total (48% de la valeur ajoutée). Toutes les autres branches d'activité sont regroupées sous l'intitulé « secteur privé non-financier » et représentaient en 2015 49% de l'emploi total (34% de la valeur ajoutée).

### 6.1 Les relations de long terme

Le modèle inclut désormais les variables endogènes suivantes : salaire réel horaire du secteur privé non-financier ( $w_{pnf}$ ), salaire réel horaire du secteur financier ( $w_{fin}$ ), salaire réel horaire du secteur public ( $w_{pub}$ ), productivité horaire moyenne de l'ensemble des branches d'activité<sup>33</sup> (A), indice des prix à la consommation (P), taux de chômage (u), taux de change réel (e). Ces variables n'étant pas stationnaires, il faudra tester l'existence de relations de co-intégration. Vu la taille de l'échantillon (moins de 80 observations) et le nombre de paramètres à estimer (plus de quarante coefficients si on prend quatre retards par variable, plus la matrice variance-covariance des résidus), l'estimation en système et information complète se révèle extrêmement imprécise et ne permet pas notamment de repérer les vecteurs de co-intégration. On procédera donc en deux étapes, comme nous l'avons fait pour le modèle à deux secteurs. La première étape sert essentiellement à estimer les vecteurs de co-intégration. Conditionnellement à ceux-ci, on estime ensuite dans une deuxième étape la dynamique du système complet. Cette section présente les résultats de la première étape.

#### Résultats d'estimation

Pour obtenir les vecteurs de co-intégration, on estime les équations de salaire pour chaque secteur séparément. Chaque équation est écrite sous la forme d'un modèle dynamique à

---

<sup>33</sup> Une formulation alternative est de supposer que les salaires d'un secteur sont fonction de la productivité de ce même secteur plutôt que de la productivité moyenne de l'ensemble des secteurs. Nous n'avons pas retenu cette approche parce que les productivités sectorielles ne semblent avoir aucun effet significatif à long terme sur les salaires.

correction d'erreur.<sup>34</sup> Les biais de simultanéité sont corrigés par l'utilisation de variables instrumentales. Les instruments utilisés sont les variables retardées plus le taux de croissance dans l'OCDE qui est traité comme une variable exogène. Les résultats d'estimation finalement retenus sont présentés au tableau 6.1. Les estimations plus générales initiales sont présentées dans l'annexe C.

Le tableau 6.1 suggère les commentaires suivants :

- (i) Dans chacune des équations, le coefficient associé à la variable expliquée retardée est négatif et significativement différent de zéro (t-values supérieures à 3 en valeur absolue). Ceci conduit à accepter l'existence d'au moins une, voire deux ou trois relations de long terme entre les variables en niveau du système. On verra qu'il y en a effectivement trois.
- (ii) Dans l'équation de salaire des secteurs privé non-financier et public, les valeurs des coefficients associés à la variable expliquée retardée sont un peu plus élevées que celles obtenues dans le modèle à deux secteurs (0.33-0.55 au lieu de 0.25-0.40). La valeur obtenue pour le secteur financier est intermédiaire (0.44).
- (iii) On observe que la somme des coefficients des variables de salaire et de productivité dans les relations de long terme ( $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4$ ) n'est pas significativement différente de zéro dans les équations de salaires privé non-financier et financier. En d'autres termes, la contrainte d'homogénéité est facilement acceptée dans ces deux cas. Le résultat est plus tangent dans le secteur public (la contrainte n'est acceptée qu'au seuil de 2.8%). La contrainte d'homogénéité implique que le salaire d'un secteur particulier augmentera de 1% si le salaire des autres secteurs et la productivité augmentent de 1%.
- (iv) Les coefficients normalisés des relations de long terme sont reproduits dans les tableaux 6.2a (sans contraintes d'homogénéité) et 6.2b (avec contraintes d'homogénéité). Les coefficients du tableau 6.2a sont obtenus en normalisant les coefficients des variables correspondantes dans la partie « termes de correction d'erreur » du tableau 6.1 de façon que le coefficient de la variable expliquée soit égal à -1. La procédure est semblable pour le tableau 6.2b.
- (v) On observe que l'évolution du salaire dans le secteur privé est fonction positive à la fois de l'évolution des salaires dans les deux autres secteurs (financier et public) et de l'évolution de la productivité (apparente) du travail dans l'ensemble de l'économie. Les coefficients associés à la productivité (0.35) et au salaire du secteur public (0.37) sont relativement faibles comparés à celui du salaire du secteur financier (0.76), qui est d'ailleurs plus significatif.<sup>35</sup> Mais la précision de ces estimations n'est pas très grande (écart-type relativement élevé). La précision devient meilleure lorsque la contrainte d'homogénéité est imposée (résultats non reproduits dans le tableau).

---

<sup>34</sup> Une alternative serait d'estimer directement les relations de long terme en négligeant la dynamique de court terme. En présence de variables non-stationnaires, cette approche permet d'obtenir des estimateurs convergents d'une combinaison linéaire stationnaire en présence de co-intégration, pour autant que l'échantillon soit suffisamment grand. Ce n'est pas le cas ici. En petit échantillon, l'approche « modèle à correction d'erreur » donne de meilleurs résultats.

<sup>35</sup> L'effet productivité disparaît totalement si on remplace la productivité moyenne par la productivité sectorielle.

|  | <i>Privé non-financier</i>    |                | <i>Financier</i>              |                | <i>Public</i>                 |                |
|--|-------------------------------|----------------|-------------------------------|----------------|-------------------------------|----------------|
|  | <i>coeff.</i>                 | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>                 | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>                 | <i>t-value</i> |
| <b>Effets de court terme</b>                     |                               |                |                               |                |                               |                |
| $\Delta \ln w_{pnf}$                             | x                             | x              | -0.3337                       | -1.14          | --                            | --             |
| $\Delta \ln w_{pnf}(-1)$                         | --                            | --             | --                            | --             | -0.3876                       | -3.73          |
| $\Delta \ln w_{pnf}(-4)$                         | --                            | --             | 0.4968                        | 3.08           | -0.3101                       | -2.83          |
| $\Delta \ln w_{fin}$                             | 0.1297                        | 1.31           | x                             | x              | --                            | --             |
| $\Delta \ln w_{fin}(-1)$                         | --                            | --             | --                            | --             | --                            | --             |
| $\Delta \ln w_{fin}(-4)$                         | --                            | --             | --                            | --             | --                            | --             |
| $\Delta \ln w_{pub}$                             | 0.2269                        | 1.96           | --                            | --             | x                             | x              |
| $\Delta \ln w_{pub}(-1)$                         | --                            | --             | -0.3778                       | -2.92          | --                            | --             |
| $\Delta \ln w_{pub}(-4)$                         | --                            | --             | --                            | --             | 0.2265                        | 3.27           |
| $\Delta \ln A$                                   | 0.2740                        | 2.28           | -0.0241                       | -0.14          | --                            | --             |
| $\Delta \ln A(-1)$                               | --                            | --             | --                            | --             | --                            | --             |
| $\Delta \ln A(-4)$                               | --                            | --             | --                            | --             | -0.2021                       | -2.64          |
| $\Delta \ln P$                                   | -0.7930                       | -2.10          | 0.1603                        | 0.24           | -0.5679                       | -1.18          |
| $\Delta \ln P(-1)$                               | --                            | --             | --                            | --             | --                            | --             |
| $\Delta \ln P(-4)$                               | --                            | --             | --                            | --             | -0.7916                       | -1.95          |
| $\Delta u$                                       | 0.0281                        | 1.41           | --                            | --             | 0.0021                        | 0.17           |
| $\Delta u(-1)$                                   | --                            | --             | --                            | --             | --                            | --             |
| $\Delta u(-4)$                                   | --                            | --             | --                            | --             | 0.0247                        | 2.16           |
| $\Delta \ln e(-4)$                               | --                            | --             | 0.6263                        | 2.56           | --                            | --             |
| constante  | -0.3156                       | -0.85          | 0.6399                        | 1.39           | 0.7971                        | 2.43           |
| <b>Termes de correction d'erreur</b>             |                               |                |                               |                |                               |                |
| $\ln w_{pnf}(-1) (\alpha_1)$                     | -0.3332                       | -4.43          | --                            | --             | 0.2315                        | 3.10           |
| $\ln w_{fin}(-1) (\alpha_2)$                     | 0.2531                        | 2.24           | -0.4440                       | -4.12          | 0.1054                        | 1.50           |
| $\ln w_{pub}(-1) (\alpha_3)$                     | 0.1243                        | 1.07           | 0.2751                        | 1.95           | -0.5470                       | -6.01          |
| $\ln A(-1) (\alpha_4)$                           | 0.1153                        | 1.47           | --                            | --             | --                            | --             |
| $u(-1)$  | -0.0040                       | -0.81          | --                            | --             | -0.0013                       | -0.36          |
| $\ln e(-1)$                                      | -0.0976                       | -1.54          | --                            | --             | --                            | --             |
| Trend  | 2.0E-04                       | 0.44           | 3.0E-07                       | 0.00           | 8.2E-04                       | 2.22           |
| <b>Statistiques</b>                              |                               |                |                               |                |                               |                |
| $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4$      | 0.1594                        |                | -0.1689                       |                | -0.2101                       |                |
| $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 = 0?$ | $\chi^2(1) = 1.401 [0,237]$   |                | $\chi^2(1) = 1.587 [0.208]$   |                | $\chi^2(1) = 4.850 [0.028]^*$ |                |
| $\sigma$   | 0.0104                        |                | 0.0173                        |                | 0.0102                        |                |
| test de spécific.                                | $\chi^2(21) = 17.979 [0,650]$ |                | $\chi^2(24) = 14.513 [0.934]$ |                | $\chi^2(20) = 29.427 [0.080]$ |                |
| test $\beta = 0$                                 | $\chi^2(12) = 59.586 [0,000]$ |                | $\chi^2(13) = 108.98 [0.000]$ |                | $\chi^2(15) = 183.96 [0.000]$ |                |
| Période d'estimation                             | 1996:2 - 2015:4               |                | 1996:2 - 2015:4               |                | 1996:2 - 2015:4               |                |
| Variables auxiliaires                            | --                            |                | D99:4 , D02:1                 |                | D99:4 , D09:IV                |                |

\* Les p-values des tests sont indiqués entre crochets

**Tableau 6.1 : Résultats d'estimation, modèle à trois secteurs, Luxembourg (sans contraintes d'homogénéité)**

- (vi) L'influence positive des salaires des deux autres secteurs sur le secteur privé non-financier apparaît également dans la dynamique de court terme (partie supérieure du tableau 6.1), avec cette fois un effet plus fort du salaire du secteur public.
- (vii) L'effet du taux de change réel (coûts salariaux unitaires relatifs) est négatif à long terme. En d'autres termes, la compétitivité (définie comme l'inverse du taux de change réel) exerce à long terme un effet positif sur le salaire du secteur privé non-financier. Cet effet n'est cependant que faiblement significatif.
- (viii) Le taux de chômage exerce un effet négatif à long terme, également peu significatif. Soulignons toutefois que les évolutions du taux de change réel et du taux de chômage sont fortement et positivement corrélées après 2000, ce qui rend difficile la séparation des deux influences. Lorsqu'on impose la contrainte d'homogénéité sur les coefficients de salaire et de productivité, l'effet chômage devient significativement différent de zéro, et l'effet compétitivité s'atténue.
- (ix) L'évolution à long terme du salaire dans le secteur financier (seconde relation de co-intégration) est guidée par celle du salaire du secteur public (0.62). Les coefficients de long terme associés à la productivité et au salaire du secteur privé non-financier sont nuls (respectivement 0.04 et 0.12 avec t-values inférieures à 0.5 lorsqu'estimés librement).<sup>36</sup> Les effets à court terme de ces variables (partie supérieure du tableau 6.1) ne sont pas davantage significatifs. Taux de chômage et compétitivité n'ont pas d'effet à long terme sur le salaire du secteur financier (sinon indirectement via le salaire privé).
- (x) Les variables de productivité, compétitivité et chômage ne sont pas davantage significatives dans la relation de long terme de salaire du secteur public (troisième vecteur de co-intégration). L'évolution à long terme des salaires dans le secteur public suit celles des salaires des secteurs privé non-financier et financier. L'effet  $w_{fin}$  devient significatif lorsqu'on impose la contrainte d'homogénéité.
- (xi) L'existence de rigidités nominales à court terme est prise en compte via un effet transitoire de l'inflation. L'inflation a un effet à court terme négatif et significatif sur le salaire réel dans les secteurs privé non-financier et public seulement. L'effet est positif mais tout à fait non-significatif dans le secteur financier. En revanche, comme le suggère la théorie économique, le niveau de prix lui-même n'a aucun effet à long terme sur le salaire réel (ce résultat n'est pas reproduit dans le tableau 6.1 ; voir tableau C.6.1 de l'annexe C, qui montre que le coefficient de la variable  $\ln P$  n'est pas significativement différent de zéro).

---

<sup>36</sup> L'effet productivité n'est pas davantage significatif si on remplace la productivité agrégée moyenne par la productivité dans le secteur financier (mesurée par la valeur ajoutée par heure de travail).

|   | <i>Privé n.f.</i> | <i>Financier</i> | <i>Public</i> |
|---|-------------------|------------------|---------------|
| $\ln w_{pnf} (\alpha_1)$                    | -1.000            | 0.000            | 0.423         |
| $\ln w_{fin} (\alpha_2)$                    | 0.759             | -1.000           | 0.193         |
| $\ln w_{pub} (\alpha_3)$                    | 0.373             | 0.620            | -1.000        |
| $\ln A (\alpha_4)$                          | 0.346             | 0.000            | 0.000         |
| u   | -0.012            | 0.000            | -0.002        |
| $\ln e$                                     | -0.293            | 0.000            | 0.000         |
| Trend                                       | 6.0E-04           | 6.7E-07          | 1.5E-03       |
| <i>vitesse d'ajustement</i> $\lambda$       | -0.33             | -0.44            | -0.55         |
| $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4$ | 0.48              | -0.38            | -0.38         |

**Tableau 6.2a : Les trois vecteurs de co-intégration normalisés, sans contraintes d'homogénéité**

|   | <i>Privé n.f.</i> | <i>Financier</i> | <i>Public</i> |
|---|-------------------|------------------|---------------|
| $\ln w_{pnf}$                               | -1.000            | 0.000            | 0.611         |
| $\ln w_{fin}$                               | 0.636             | -1.000           | 0.389         |
| $\ln w_{pub}$                               | 0.137             | 1.000            | -1.000        |
| $\ln A$                                     | 0.227             | 0.000            | 0.000         |
| u   | -0.028            | 0.000            | 0.008         |
| $\ln e$                                     | -0.150            | 0.000            | 0.000         |
| Trend                                       | 2.2E-03           | -9.3E-04         | 2.4E-04       |
| <i>vitesse d'ajustement</i> $\lambda$       | -0.31             | -0.40            | -0.43         |
| $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4$ | 0.00              | 0.00             | 0.00          |

**Tableau 6.2b : Les trois vecteurs de co-intégration normalisés, avec contraintes d'homogénéité**

#### Identification des relations de long terme

On peut montrer facilement que les trois vecteurs de co-intégration obtenus correspondent bel et bien à trois relations de long terme distinctes, mais que deux de ces relations seulement (au mieux) peuvent être identifiées, parce que nous disposons (au mieux) de 5 restrictions d'exclusion là où il en faudrait  $n(n-1) = 6$ . Plus précisément :

- Deux restrictions d'exclusion dans la relation de long terme associée à  $w_{fin}$  ( $\alpha_1 = \alpha_4 = 0$ , ce qui exclut  $w_{pnf}$  et  $A$  de la relation) suffisent à distinguer celle-ci des deux autres.
- Une restriction d'exclusion dans la relation de co-intégration associée à  $w_{pub}$  ( $\alpha_4 = 0$ , qui exclut  $A$ ) permet de distinguer celle-ci de la relation associée à l'équation  $w_{pnf}$ , mais ne

suffit pas à la distinguer de celle associée à  $w_{fin}$ . Il faudrait pour cela une restriction supplémentaire. On pourrait imposer  $\alpha_2=0$  et exclure  $w_{fin}$  de la relation associée à l'équation  $w_{pub}$ , puisque le coefficient estimé n'est pas significativement différent de zéro, du moins dans la version sans contrainte d'homogénéité.

- La relation de long terme associée à  $w_{pnf}$  n'est pas identifiée. Exclure la variable  $w_{pub}$  en imposant la contrainte  $\alpha_3=0$  dans le vecteur estimé (ce qui est possible puisque le coefficient estimé n'est pas significativement différent de zéro) ne suffirait pas à identifier la relation. Il faudrait une restriction supplémentaire, que nous n'avons pas. Le vecteur estimé peut donc n'être qu'une combinaison linéaire (inconnue) des trois « vraies » relations de long terme sous-jacentes.

#### Effets à long terme de chocs sur les variables extérieures au système

L'effet à long terme sur les salaires de chocs sur les variables extérieures au système est obtenu en résolvant les trois équations de long terme pour les variables de salaire.<sup>37</sup> Les valeurs des coefficients de la forme réduite sont reproduites dans les tableaux 6.3a (sans restrictions d'homogénéité) et 6.3b (avec restrictions d'homogénéité). Les points principaux peuvent être résumés comme suit :

- Au final, même lorsqu'on n'impose pas les contraintes d'homogénéité, la productivité du travail affecte les trois niveaux de salaire de façon fort semblable. Parce que les restrictions d'homogénéité sont acceptées (voir tableau 6.1), on sait que les coefficients associés à la productivité ne sont pas significativement différents de l'unité.
- L'effet du taux de chômage n'est pas négligeable. L'effet négatif du chômage sur les salaires réels est (légèrement) plus prononcé dans le secteur privé non-financier. Dans la version contrainte, une hausse du taux de chômage de 1 point de pourcentage produit à long terme une baisse de 6 à 8% des salaires réels.
- Le taux de change réel a un effet négatif assez prononcé sur les salaires. Une perte de compétitivité de 1% provoque une baisse des salaires réels estimée à 0.66% lorsque les contraintes d'homogénéité sont imposées.

|       | <i>Privé n.f.</i> | <i>Financier</i> | <i>Public</i> |
|-------|-------------------|------------------|---------------|
| ln A  | 0.582             | 0.173            | 0.280         |
| u     | -0.024            | -0.009           | -0.014        |
| ln e  | -0.492            | -0.147           | -0.237        |
| Trend | 0.003             | 0.002            | 0.003         |

**Tableau 6.3a : Effets à long terme, formes réduites  
(sans restrictions d'homogénéité)**

<sup>37</sup> Pour rappel, le fait qu'un des trois vecteurs de co-intégration n'est pas identifié ne pose pas problème pour cet exercice. Les paramètres de la forme réduite sont identifiés.

|       | <i>Privé n.f.</i> | <i>Financier</i> | <i>Public</i> |
|-------|-------------------|------------------|---------------|
| ln A  | 1.000             | 1.000            | 1.000         |
| u     | -0.080            | -0.068           | -0.068        |
| ln e  | -0.664            | -0.664           | -0.664        |
| Trend | 0.006             | 0.005            | 0.006         |

**Tableau 6.3b : Effets à long terme, formes réduites  
(avec restrictions d'homogénéité)**

## Conclusions

Les principales conclusions peuvent être résumées comme suit :

- L'évolution conjointe des salaires dans les secteurs privé non-financier, financier et public sont décrites par trois relations de long terme correspondant à trois vecteurs de co-intégration distincts. Dans ces relations, les salaires sont fonction également de la productivité, du taux de chômage et de la compétitivité.
- Notons qu'une seule de ces trois relations de long terme (celle associée au secteur financier) est clairement identifiée. Les deux autres vecteurs de co-intégration obtenus peuvent être des combinaisons linéaires (inconnues) des vraies relations de long terme.
- La productivité exerce un effet direct et positif sur le salaire du secteur privé non-financier. On ne peut rejeter l'hypothèse qu'à long terme cet effet se propage dans tous les secteurs de la même façon, via les interactions sectorielles de salaire (effets d'entraînement et mimétismes salariaux).
- Le chômage n'exerce un effet direct et négatif sur les salaires que dans le seul secteur privé non-financier (tabl. 6.2b). On ne peut rejeter l'hypothèse qu'à long terme les interactions sectorielles et mimétismes salariaux amplifient et propagent cet effet initial dans tous les secteurs, bien qu'au final l'effet chômage reste plus prononcé dans le secteur privé non-financier. En d'autres termes, la hausse du chômage a un effet négatif à long terme sur le salaire relatif du secteur privé non-financier.
- La compétitivité (mesurée par l'inverse du taux de change réel) exerce une influence positive directe sur le salaire du secteur privé non-financier. En d'autres termes, une hausse (resp. perte) de compétitivité accroît (resp. réduit) le salaire relatif du secteur privé non-financier. Les salaires des deux autres secteurs ne sont affectés qu'indirectement, à travers les interactions sectorielles de salaire. L'importance de ces interactions fait qu'on ne peut exclure que l'effet compétitivité soit à long terme identique dans tous les secteurs.
- Si on s'en réfère aux définitions habituelles de « wage leadership » utilisées dans la littérature empirique (voir section 4), il n'y a pas un secteur « leader » et des secteurs « follower », mais bien des interactions sectorielles réciproques et très fortes. On soulignera néanmoins qu'à long terme tous les salaires sont affectés de façon quasi identique par des variations de la productivité, de la compétitivité ou du chômage, et que ces effets de long terme transitent intégralement par le salaire privé non-financier. Dans

ce sens, on pourrait dire que secteur privé non-financier est leader pour ce qui concerne le très long terme, bien que ce soit un abus de langage.

- Il faut souligner cependant que la « prime de salaire » des secteurs public et financier par rapport au secteur privé non-financier (dont l'essentiel est capté par les termes constants) est assez élevée au Luxembourg, et n'a guère varié durant la période sous revue (voir figure 5.4). Il faut donc interpréter ce « leadership » du secteur privé non-financier dans ce contexte. Tout se passe comme si les variations du salaire privé non-financier induites par des variations de la productivité ou de la compétitivité ou encore du chômage étaient progressivement transmises aux autres secteurs de façon à maintenir intacte la prime de salaire de ces secteurs.

Nous avons jusqu'à présent développé notre analyse des interactions sectorielles en faisant « comme si » les variables explicatives  $A$ ,  $u$ ,  $e$  et  $P$  étaient exogènes, ce qui n'est probablement pas le cas. Un choc de productivité par exemple aura un effet sur les salaires, lequel peut induire une variation du taux de chômage ou de la compétitivité, ce qui introduira des effets en retour sur les salaires qu'on a négligé jusqu'à présent. Cette endogénéité a bien sûr été prise en compte dans la phase d'estimation (par l'utilisation de variables instrumentales). Sa prise en compte dans la simulation et la discussion des effets de chocs exogènes nécessite une analyse en système. C'est l'objet de la section suivante.

## 6.2 Analyse en système

L'approche équation par équation ne permet pas d'appréhender la dynamique globale du système, y inclus les effets en retour des salaires sur les autres variables endogènes du système productivité  $A$ , chômage  $u$  et taux de change réel  $e$ . Il est impossible dans ce cadre de simuler les effets à court et moyen terme d'un choc de productivité par exemple, ou d'un choc de salaire public. L'analyse de tels scénarios nécessite l'estimation de l'ensemble du système. Pour ce faire, nous estimons un modèle VAR. La méthodologie est la même que celle exposée dans le cas du modèle à deux secteurs.

Estimation de la forme réduite

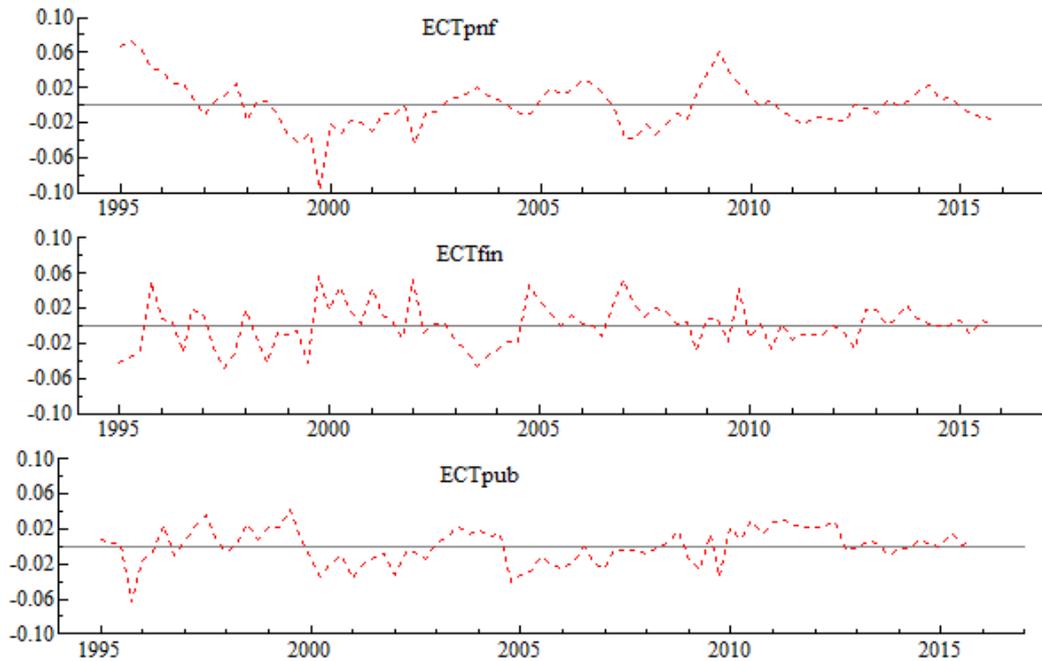
Les trois vecteurs de co-intégration utilisés incorporent cette fois les restrictions d'homogénéité et définissent les termes de correction d'erreurs suivants :

$$ECT_{pnf} = \ln w_{pnf} - \left\{ 0.0022 t + 0.636 \ln w_{fin} + 0.137 \ln w_{pub} + 0.227 \ln A - 0.15 \ln e - 0.028 u \right\} \quad (6.1)$$

$$ECT_{fin} = \ln w_{fin} - \left\{ -0.0009 t + 1.000 \ln w_{pub} \right\} \quad (6.2)$$

$$ECT_{pub} = \ln w_{pub} - \left\{ 0.0002 t + 0.611 \ln w_{pnf} + 0.389 \ln w_{fin} + 0.008 u \right\} \quad (6.3)$$

Les graphiques de la figure 6.1 montrent ces erreurs d'équilibre  $ECT_{pnf}$ ,  $ECT_{fin}$  et  $ECT_{pub}$  sur la période considérée. Les deux vecteurs ont été ajustés sur leur moyenne de la période pour pouvoir bien visualiser leur déviation par rapport à la moyenne de 0. On voit clairement que les trois relations considérées constituent des variables stationnaires.



**Figure 6.1 : Les erreurs d'équilibre  $ECT_{pnf}$  (en haut),  $ECT_{fin}$  (au centre) et  $ECT_{pub}$  (en bas)**

Les résultats de l'estimation en système, conditionnellement à ces vecteurs de co-intégration, sont résumés dans le tableau 6.4.<sup>38</sup>

Les résultats du tableau 6.4 appellent les commentaires suivants.

- Le taux de croissance de la productivité (apparente) est une fonction de sa propre valeur passée et du salaire dans le secteur financier, ainsi que de chocs exogènes avec écart-type de 1.45%. On note également un effet transitoire de la compétitivité (inverse du taux de change réel) et un effet positif du chômage. L'effet (positif) du taux de croissance OCDE corrige la productivité apparente pour l'effet des variations de la rétention de main-d'œuvre. En revanche, le taux de croissance de la productivité n'est pas fonction des termes de correction d'erreurs des équations de salaire, et est donc faiblement exogène en ce qui concerne les paramètres des relations de long-terme.
- Le taux d'inflation est une fonction de sa propre valeur passée et de chocs exogènes de avec écart-type 0.43%. On note également un effet conjoncturel positif de 0.5% (demand-pull inflation). Le taux d'inflation n'est en revanche pas fonction des termes de correction d'erreurs des équations de salaire, et est donc faiblement exogène en ce qui concerne les paramètres des relations de long-terme.

<sup>38</sup> Estimations réalisées avec le module PcGive du logiciel OxMetrics 7 (Jurgen A. Doornik). Ajoutons que les résultats (y compris les simulations) sont sensiblement les mêmes lorsqu'on n'impose pas les contraintes d'homogénéité.

|  | $\Delta \ln A$ |         | $\Delta \ln P$ |         | $\Delta \ln w_{pub}$           |         | $\Delta \ln w_{fin}$ |         | $\Delta \ln w_{pnf}$ |         | $\Delta \ln e$ |         | $\Delta u$ |         |
|--|----------------|---------|----------------|---------|--------------------------------|---------|----------------------|---------|----------------------|---------|----------------|---------|------------|---------|
|  | coeff.         | t-value | coeff.         | t-value | coeff.                         | t-value | coeff.               | t-value | coeff.               | t-value | coeff.         | t-value | coeff.     | t-value |
| <b>Effets de court terme</b>                   |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta \ln A$ (-1)                            | -0.457         | -5.30   |                |         |                                |         |                      |         | -0.248               | -4.56   |                |         | -2.061     | -3.86   |
| $\Delta \ln A$ (-2)                            |                |         |                |         |                                |         | 0.179                | 2.15    | -0.217               | -3.26   |                |         |            |         |
| $\Delta \ln A$ (-3)                            |                |         |                |         |                                |         | 0.142                | 1.54    | -0.211               | -3.58   |                |         |            |         |
| $\Delta \ln A$ (-4)                            |                |         |                |         | -0.321                         | -5.17   |                      |         |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta \ln P$ (-1)                            |                |         |                |         |                                |         |                      |         | -0.559               | -2.70   | 0.547          | 2.97    |            |         |
| $\Delta \ln P$ (-2)                            |                |         |                |         |                                |         |                      |         | -0.370               | -2.56   | -0.440         | -2.41   | 5.273      | 2.43    |
| $\Delta \ln P$ (-3)                            |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                      |         | -0.257         | -1.85   |            |         |
| $\Delta \ln P$ (-4)                            |                |         | 0.590          | 6.75    | -1.296                         | -5.02   |                      |         | -0.370               | -2.56   | 0.257          | 1.85    |            |         |
| $\Delta \ln w_{pub}$ (-1)                      |                |         |                |         | -0.196                         | -2.69   | -0.548               | -6.05   |                      |         |                |         | -1.089     | -1.77   |
| $\Delta \ln w_{pub}$ (-2)                      |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta \ln w_{pub}$ (-3)                      |                |         |                |         | -0.154                         | -2.55   | 0.280                | 3.16    | -0.090               | -2.71   | -0.089         | -1.65   |            |         |
| $\Delta \ln w_{pub}$ (-4)                      |                |         |                |         |                                |         |                      |         | 0.090                | 2.71    | -0.150         | -2.77   |            |         |
| $\Delta \ln w_{pnf}$ (-1)                      |                |         |                |         | -0.341                         | -3.51   | 0.227                | 1.90    |                      |         | 0.173          | 2.34    |            |         |
| $\Delta \ln w_{pnf}$ (-2)                      |                |         |                |         |                                |         |                      |         | 0.157                | 2.02    |                |         |            |         |
| $\Delta \ln w_{pnf}$ (-3)                      |                |         |                |         |                                |         | -0.359               | -3.00   |                      |         |                |         | -1.877     | -2.31   |
| $\Delta \ln w_{pnf}$ (-4)                      |                |         |                |         | -0.171                         | -1.84   | 0.414                | 3.79    |                      |         | 0.144          | 2.04    |            |         |
| $\Delta \ln w_{fin}$ (-1)                      | 0.203          | 3.26    |                |         |                                |         |                      |         |                      |         | -0.052         | -1.49   | 0.893      | 1.84    |
| $\Delta \ln w_{fin}$ (-2)                      |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                      |         | -0.052         | -1.49   | 0.893      | 1.84    |
| $\Delta \ln w_{fin}$ (-3)                      |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta \ln w_{fin}$ (-4)                      |                |         |                |         |                                |         | 0.084                | 1.45    |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta \ln e$ (-1)                            |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                      |         | 0.417          | 4.59    |            |         |
| $\Delta \ln e$ (-2)                            | -0.323         | -2.23   |                |         |                                |         |                      |         |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta \ln e$ (-3)                            | 0.323          | 2.23    |                |         |                                |         |                      |         | -0.341               | -3.27   | 0.257          | 2.63    |            |         |
| $\Delta \ln e$ (-4)                            |                |         |                |         |                                |         | 0.453                | 2.77    | 0.388                | 3.22    | -0.208         | -2.12   |            |         |
| $\Delta u$ (-1)                                |                |         |                |         |                                |         |                      |         | -0.014               | -1.60   |                |         | 0.351      | 3.99    |
| $\Delta u$ (-2)                                |                |         |                |         | 0.022                          | 2.42    |                      |         |                      |         |                |         |            |         |
| $\Delta u$ (-3)                                |                |         |                |         | -0.022                         | -2.42   |                      |         | 0.025                | 2.55    | 0.019          | 2.40    |            |         |
| $\Delta u$ (-4)                                | 0.027          | 2.25    |                |         |                                |         | -0.042               | -3.15   | 0.036                | 3.65    |                |         |            |         |
| $\Delta \ln y_{oeecd}$                         | 0.017          | 5.20    | 0.005          | 5.48    |                                |         |                      |         |                      |         | -0.004         | -2.27   |            |         |
| $\Delta \ln y_{oeecd}$ (-1)                    |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                      |         |                |         | -0.147     | -5.52   |
| $\Delta \ln y_{oeecd}$ (-2)                    |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                      |         |                |         | 0.123      | 2.95    |
| $\Delta \ln y_{oeecd}$ (-3)                    |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                      |         |                |         | -0.079     | -1.97   |
| $\Delta \ln y_{oeecd}$ (-4)                    |                |         |                |         |                                |         |                      |         | 0.006                | 2.61    | 0.005          | 2.54    | -0.052     | -1.96   |
| <b>Termes de correction d'erreur</b>           |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                      |         |                |         |            |         |
| ECT <sub>pub</sub> (-1)                        |                |         |                |         | -0.328                         | -4.90   |                      |         |                      |         |                |         | -1.720     | -2.01   |
| ECT <sub>fin</sub> (-1)                        |                |         |                |         |                                |         | -0.348               | -4.85   |                      |         |                |         | -2.067     | -2.55   |
| ECT <sub>pnf</sub> (-1)                        |                |         |                |         |                                |         | 0.259                | 3.07    | -0.431               | -7.76   |                |         |            |         |
| <b>Constante et variables auxiliaires</b>      |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                      |         |                |         |            |         |
| cste   | -0.010         | -4.26   | 0.000          | -0.52   | 0.011                          | 6.60    | 0.003                | 1.41    | 0.001                | 0.25    | -0.002         | -1.08   | 0.096      | 4.08    |
| D99-IV   | -0.039         | -2.75   |                |         | 0.028                          | 2.79    | 0.084                | 6.31    |                      |         |                |         |            |         |
| D02-I  | 0.027          | 1.91    |                |         |                                |         | 0.056                | 4.33    |                      |         |                |         |            |         |
| D09-IV   |                |         |                |         | -0.078                         | -6.60   | 0.043                | 3.06    |                      |         |                |         | -0.181     | -1.50   |
| <b>Statistiques</b>                            |                |         |                |         |                                |         |                      |         |                      |         |                |         |            |         |
| sigma  | 0.0145         |         | 0.0043         |         | 0.0097                         |         | 0.0144               |         | 0.0104               |         | 0.0073         |         | 0.0880     |         |
| nombre d'observations: 79                      |                |         |                |         | nombre de paramètres: 82       |         |                      |         |                      |         |                |         |            |         |
| LR test des restrictions de suridentification: |                |         |                |         | $\chi^2(198) = 204.01 [0.370]$ |         |                      |         |                      |         |                |         |            |         |

**Tableau 6.4 : Résultats d'estimation en système, modèle à 3 secteurs, Luxembourg**

- Les résultats pour les équations de salaire sont à interpréter de même manière que précédemment, lors de l'estimation équation par équation. Le principal apport de l'approche en système est de vérifier le rôle des termes de correction d'erreur. Les résultats confirment ceux de la première étape. L'évolution du salaire d'un secteur est fonction négative et significative de son propre terme de correction d'erreur. Les coefficients associés à ces termes de correction d'erreur propres sont semblables à ceux

obtenus précédemment : 0.43, 0.35 et 0.33 respectivement pour les secteurs privé non-financier, financier et public, contre 0.31, 0.40 et 0.43 précédemment (voir tableau 6.2b pour l'estimation équation par équation avec contraintes d'homogénéité).

- L'approche en système permet de vérifier également si les salaires d'un secteur sont fonction des termes de correction d'erreur des autres secteurs. On voit que le salaire dans le secteur financier est une fonction positive de « l'excès de salaire » (terme de correction d'erreur positif) dans le secteur privé non-financier.<sup>39</sup> En d'autres termes, un salaire anormalement élevé dans le secteur privé non-financier induit un salaire anormalement élevé dans le secteur financier. Les salaires du secteur privé non-financier et du secteur public en revanche ne dépendent pas des termes de correction d'erreur des deux autres secteurs.
- La compétitivité (l'inverse du taux de change réel) est fonction de l'évolution des prix et des salaires. Elle évolue également de façon pro-cyclique (effet négatif du taux de chômage et positif –temporaire– de la croissance OCDE). Elle n'est en revanche pas fonction des termes de correction des équations de salaire, et est donc faiblement exogène en ce qui concerne les paramètres des relations de long-terme.
- L'évolution du taux de chômage est à court terme (partie supérieure de la colonne  $\Delta u$ ) fonction de l'évolution de la productivité, des salaires, des prix et de la compétitivité, ainsi que du taux de croissance OCDE. Il est également fonction négative des termes de correction d'erreurs des équations de salaire  $w_{fin}$  et  $w_{pub}$ , ce qui implique que la dynamique du chômage est orientée à la baisse lorsque celle des salaires  $w_{fin}$  et  $w_{pub}$  l'est également (lorsque  $w_{fin}$  et  $w_{pub}$  sont supérieurs à leurs valeurs de long terme).

### Les chocs structurels

L'objectif est d'utiliser le système dynamique estimé pour simuler les effets de chocs structurels. Le modèle dynamique estimé est une forme réduite du modèle structurel. La procédure utilisée pour identifier les chocs structurels à partir des résidus de la forme réduite est identique à celle explicitée en section 5.7. Nous supposons que le modèle structurel peut être écrit sous forme récursive pour autant que les variables soient présentées dans l'ordre suivant :

$$y' = [\ln A, \ln P, \ln w_{pub}, \ln w_{fin}, \ln w_{pnf}, \ln e, u] . \quad (6.4)$$

Ce choix est motivé par les considérations suivantes, basées à la fois sur les résultats d'estimation de la première étape et sur des résultats empiriques ou théoriques plus généraux.

- La productivité (A) a une influence immédiate (au cours du même trimestre) et significative sur l'évolution des salaires  $w_{pnf}$ . L'inverse n'est pas vrai. Bien que la productivité soit elle-même une variable endogène et puisse à long terme être influencée par l'évolution des salaires, il est peu probable que cet effet en retour des salaires sur la productivité s'observe à très court terme (au cours du même trimestre).

---

<sup>39</sup> Puisque le vecteur de co-intégration  $ECT_{fin}$  est identifié, on ne peut interpréter cet effet croisé en termes de problèmes d'identification.

- A cause des rigidités nominales, l'évolution de l'indice des prix aura généralement un impact immédiat sur les salaires réels. Simultanément et pour les mêmes raisons, une variation des salaires nominaux n'aura qu'un effet retardé sur l'évolution des prix. L'évolution des prix ou des salaires nominaux n'a aucun impact sur la productivité, ni à court ni à long terme.
- Le salaire du secteur public  $w_{pub}$  et celui du secteur financier  $w_{fin}$  ont un effet immédiat sur le salaire du secteur privé non-financier  $w_{pnf}$ . L'inverse n'est pas vrai.
- Le taux de change réel est influencé instantanément par l'évolution des prix domestiques. Compte tenu des rigidités nominales et autres, l'effet en sens inverse du taux de change réel (en l'occurrence des prix étrangers) vers les prix et salaires domestiques est vraisemblablement un effet retardé.
- L'effet du taux de chômage sur les salaires est typiquement un effet retardé. Dans les estimations de la première étape, on observe néanmoins un effet positif instantané du chômage sur le salaire, au moins dans le secteur privé non-financier. On interprète cet effet comme une correction de l'écart entre productivité effective et productivité apparente du travail au fil de la conjoncture (la productivité apparente diminue en période de récession, lorsque le chômage augmente). On ne tiendra donc pas compte de cela dans nos simulations. On a vérifié que changer l'ordre des variables en mettant le taux de chômage avant les variables de salaire ne change pas significativement les résultats.

|              | ln A<br>(a) | ln P<br>(b) | ln $w_{pub}$<br>(c) | ln $w_{fin}$<br>(d) | ln $w_{pnf}$<br>(e) | ln e<br>(f) | u<br>(g) |
|--------------|-------------|-------------|---------------------|---------------------|---------------------|-------------|----------|
| ln A         | 1.00%       | -           | -                   | -                   | -                   | -           | -        |
| ln P         | -0.07%      | 1.00%       | -                   | -                   | -                   | -           | -        |
| ln $w_{pub}$ | 0.06%       | -0.24%      | 1.00%               | -                   | -                   | -           | -        |
| ln $w_{fin}$ | 0.26%       | -0.32%      | 0.40%               | 1.00%               | -                   | -           | -        |
| ln $w_{pnf}$ | 0.07%       | -1.10%      | 0.24%               | 0.36%               | 1.00%               | -           | -        |
| ln e         | 0.10%       | 0.31%       | -0.05%              | -0.05%              | 0.14%               | 1.00%       | -        |
| u            | -0.008      | -0.082      | 0.002               | 0.013               | 0.000               | -0.008      | 1.000    |
| écart-type   | 0.015       | 0.004       | 0.010               | 0.014               | 0.010               | 0.007       | 0.088    |

**Tableau 6.5 : Propriétés des chocs structurels (matrice  $B_0^{-1}$ )**

Les valeurs de la matrice  $B_0^{-1}$  obtenues par la décomposition de Choleski<sup>40</sup> sont reproduites dans le tableau 6.5. Chaque colonne donne les effets instantanés d'un choc structurel particulier sur les différentes variables endogènes. L'ordre des colonnes est déterminé par la structure récursive supposée du système telle que définie dans (6.4). La première colonne décrit les conséquences d'un choc de productivité, la deuxième un choc de prix, et ainsi de suite. Par définition, les éléments de la diagonale sont égaux à 1 ; ceux au-dessus de la diagonale sont nuls (récursivité du système). Les chiffres sont exprimés en pourcentage, sauf pour le taux de chômage où ils sont en

<sup>40</sup> Pour plus de détails sur cette méthode, voir section 5.8.3 Eléments de méthodologie (suite).

points de pourcentage. Soulignons enfin que les valeurs numériques rapportées dans ce tableau donnent seulement les effets immédiats et ne préjugent pas de l'importance des effets retardés, qui n'apparaîtront que dans les résultats des simulations numériques. La dernière ligne du tableau indique l'écart-type des chocs structurels. Ce tableau suggère les commentaires suivants :

- a) Un choc de productivité de 1% (colonne (a)) a un léger effet négatif sur les prix (-0.07%) et un effet positif sur les salaires réels des secteurs financier (+0.26%). L'effet est négligeable pour le salaire du secteur public et le secteur privé non-financier (contrairement à la première étape). Les effets sur le taux de change réel est positif (+0.10%), mais plus que probablement pas significativement différents de zéro. L'effet sur le taux de chômage est négligeable.
- b) Comme attendu, un choc de prix de 1% a un effet négatif sur les salaires réels, nettement plus marqué dans le secteur privé non-financier (-1.10%). Il y a également un effet positif non-négligeable sur le taux de change réel (perte de compétitivité de 0.31%).
- c) Un choc de salaire de 1% dans le secteur public a un effet positif sur le salaire du secteur financier (+0.40%) et un effet positif également mais moins prononcé sur le salaire du secteur privé non-financier (+0.24%). Cette dernière valeur est identique à celle obtenue dans la première étape. L'effet sur le taux de change réel et le taux de chômage est négligeable.
- d) Un choc de salaires de 1% dans le secteur financier a un effet immédiat sur le salaire du secteur privé non-financier, plus important que celui estimé dans la première étape (0.36% contre 0.13% dans la 1<sup>ère</sup> étape). L'effet est nul (par construction) sur le salaire public. L'effet sur le taux de change réel et le taux de chômage est négligeable.
- e) Un choc de salaire de 1% dans le secteur privé non-financier n'a pas d'effet immédiat sur les autres salaires (par construction). L'effet sur le taux de change réel est faiblement négatif et probablement pas différent de zéro. L'effet sur le taux de chômage est légèrement positif.
- f) Une perte de compétitivité (choc sur e) n'a guère d'effet immédiat sur le chômage.
- g) Par construction, un choc de chômage n'a pas instantané d'effet sur les autres variables.

Pour résumer, les caractéristiques des chocs structurels obtenus par la décomposition de Choleski ont des caractéristiques qui ont du sens d'un point de vue économique et qui sont compatibles avec les estimations de la première étape. Les résultats du tableau 6.5 confortent donc l'idée d'interpréter le choc sur A par exemple comme un choc structurel de productivité, et semblablement pour les autres chocs.

#### Simulation des effets dynamiques des chocs structurels

Le tableau 6.5 donne les effets instantanés des chocs structurels. Pour obtenir les effets à moyen-long terme, on a recours à des simulations numériques. L'ampleur des chocs est fixée à un écart-type du système orthogonalisé. Le choc est temporaire, sans persistance autre que celle générée par la dynamique du modèle lui-même. Les figures 6.1 à 6.6 décrivent les effets dynamiques cumulés respectivement d'un choc de productivité, un choc de prix, un choc de salaire dans successivement le secteur public, le secteur privé non-financier et le secteur financier, et enfin un

choc de compétitivité (perte de compétitivité correspondant à une hausse exogène du taux de change réel pouvant refléter par exemple l'effet d'une baisse des prix étrangers). Ces figures suggèrent les commentaires suivants :

1. Choc transitoire de productivité (figure 6.2)  
On suppose un choc de productivité exogène de +1.46% au trimestre 0. Dans le trimestre suivant, on observe un léger tassement de la productivité, mais le gain reste néanmoins fortement positif, autour de 1%. En d'autres termes, on est dans une situation typique des modèles de croissance stochastique, où les chocs de productivité transitoires ont un effet permanent sur le niveau de productivité. Dans un premier temps, le taux de chômage diminue. Les salaires réels augmentent progressivement. A long terme, le taux de chômage revient à sa valeur initiale. La dynamique d'ajustement est relativement lente (plus de vingt trimestres). L'effet sur le niveau des prix et le taux de change réel est négligeable.
2. Choc transitoire de prix (figure 6.3)  
Le choc de prix provoque une inflation soudaine de 0.43%. L'inflation diminue ensuite progressivement mais son effet cumulé sur les prix atteint finalement (après une douzaine de trimestres) près de 1%, suite vraisemblablement au développement de la boucle prix-salaires. Cette inflation érode progressivement la compétitivité, qui baisse au final d'environ 0.50% et engendre une légère hausse du chômage (+0.04 points de pourcentage, probablement pas significativement différent de zéro). Les rigidités nominales provoquent une baisse assez rapide des salaires réels, qui se maintiennent à la baisse suite à la perte de compétitivité et à la hausse du chômage (-0.8% après 12 trimestres).
3. Choc transitoire de salaire dans le secteur public (figure 6.4)  
Le choc de salaire public est défini comme un écart soudain entre ce salaire et sa trajectoire de long terme. Ce choc provoque une hausse immédiate de 0.97% du salaire public. L'effet est réduit de moitié après deux trimestres. Il reste à long terme un léger effet positif permanent, qui n'est probablement pas significatif (l'effet est parfaitement transitoire lorsqu'on n'impose pas les contraintes d'homogénéité). Hormis un effet (très) transitoire et modéré sur les autres salaires, l'effet sur les autres variables est négligeable.
4. Choc transitoire de salaire dans le secteur financier (figure 6.5)  
Le choc de salaire dans le secteur financier est défini comme un écart soudain entre le salaire et sa trajectoire de long terme. Il provoque une hausse immédiate de 1.44% du salaire dans ce secteur. L'effet positif est rapidement amputé des deux tiers, mais il reste un effet positif permanent, probablement pas significatif (l'effet est parfaitement transitoire lorsqu'on n'impose pas les contraintes d'homogénéité). Hormis un effet sur les autres salaires (probablement pas significatif), l'effet sur les autres variables est négligeable.
5. Choc transitoire de salaire dans le secteur privé non-financier (figure 6.6)  
Le choc de salaire dans le secteur privé non-financier est relativement important (1.04%), mais disparaît en quelques trimestres. On note des effets positifs modérés sur les autres salaires et sur le taux de change réel (perte de compétitivité), qui disparaissent également après quelques trimestres. Il n'y a aucun effet induit significatif sur les autres variables.
6. Choc transitoire de compétitivité (figure 6.7)

Le choc de compétitivité peut être interprété comme la conséquence d'une baisse des prix étrangers de 0.73%. L'effet prend de l'ampleur au fil des trimestres et reste supérieur à 1% à long terme. Assez bizarrement, on observe simultanément une baisse du chômage (-0.08 points de pourcentage). Ces deux effets (perte de compétitivité et baisse du chômage) ont des effets contradictoires sur les salaires réels, qui restent globalement inchangés.

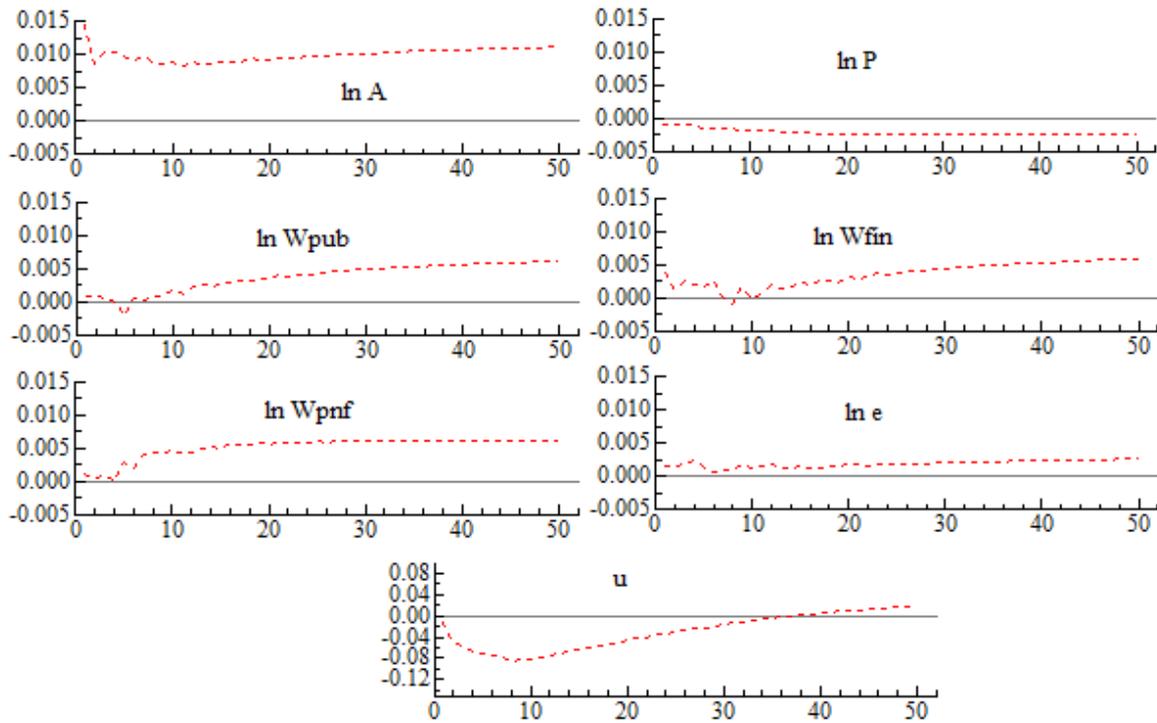


Figure 6.2 : Effets cumulés d'un choc transitoire de productivité

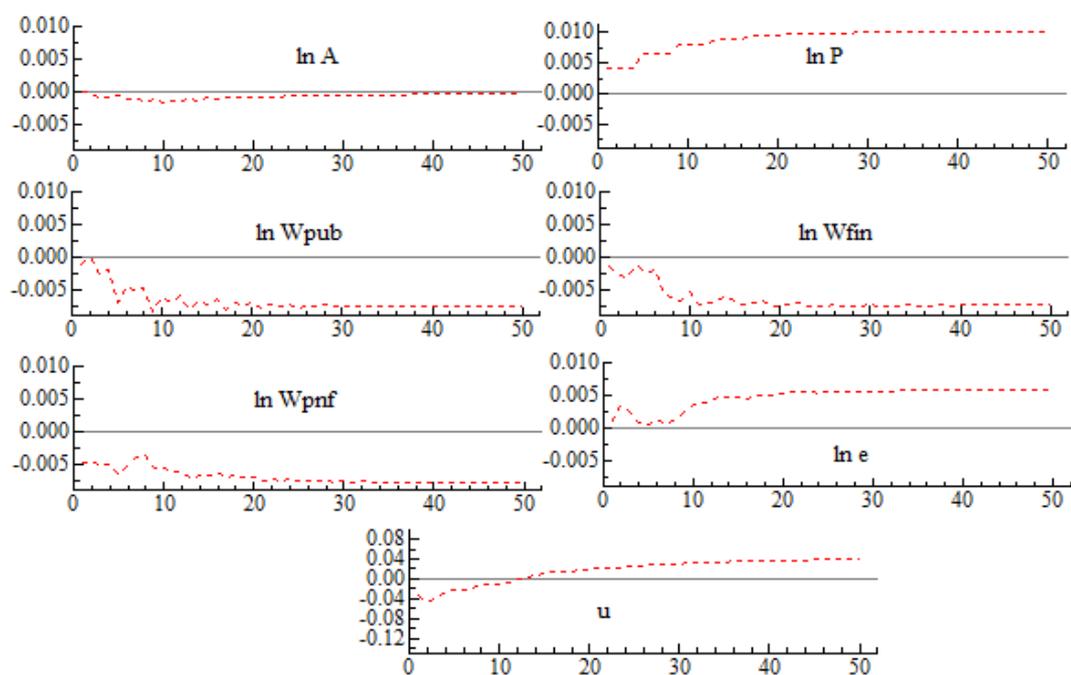


Figure 6.3 : Effets cumulés d'un choc de prix transitoire

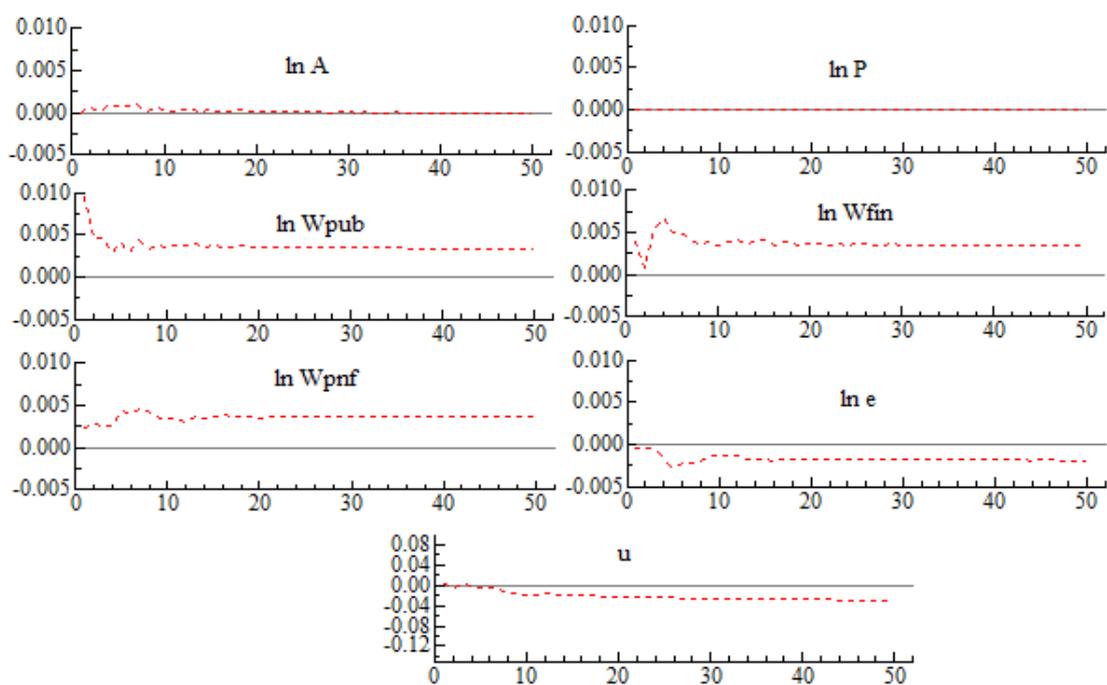


Figure 6.4 : Effets cumulés d'un choc transitoire de salaire dans le secteur public

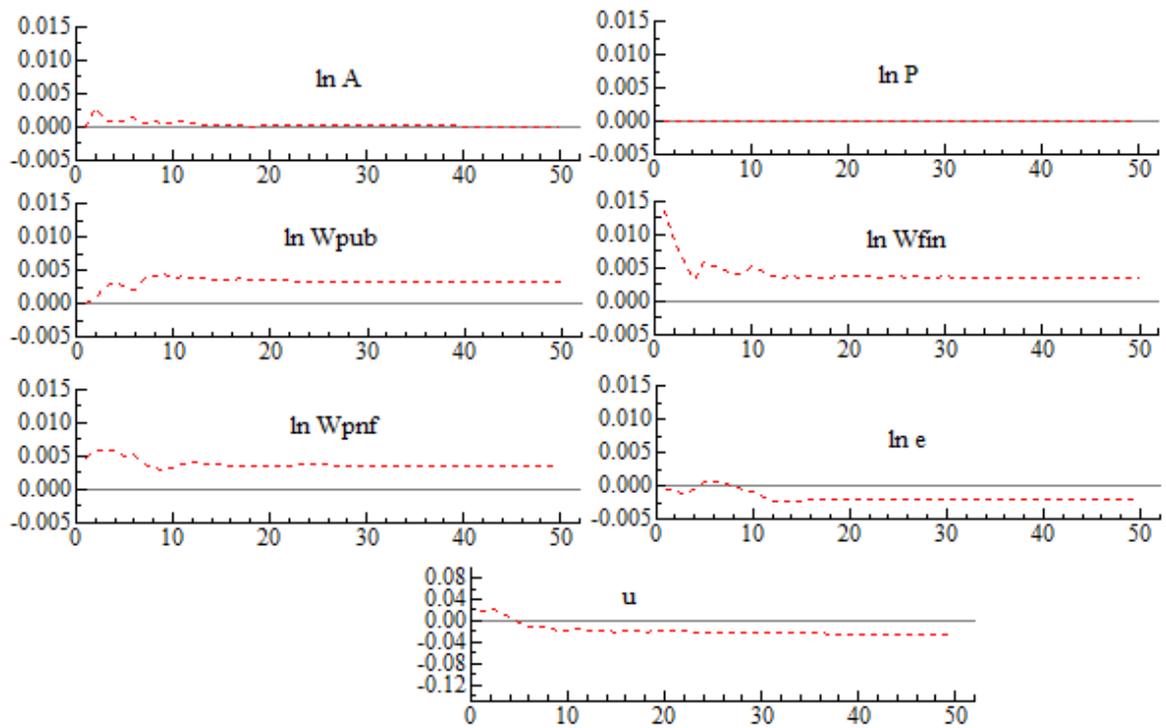


Figure 6.5 : Effets cumulés d'un choc transitoire de salaire dans le secteur financier

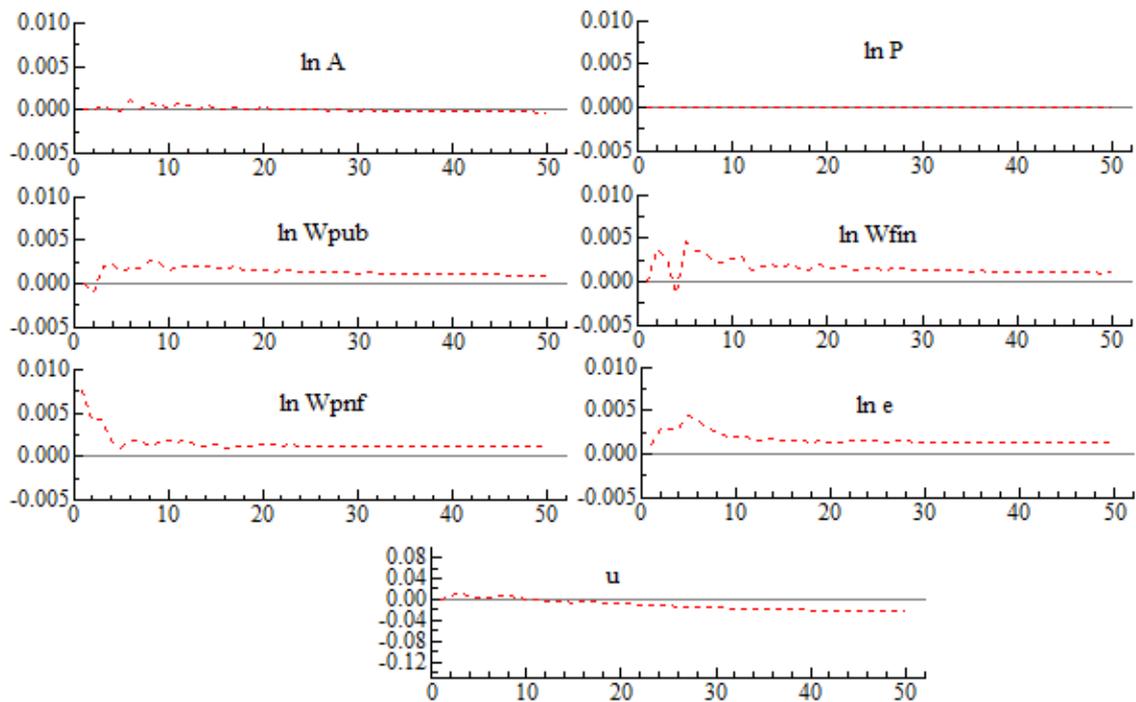
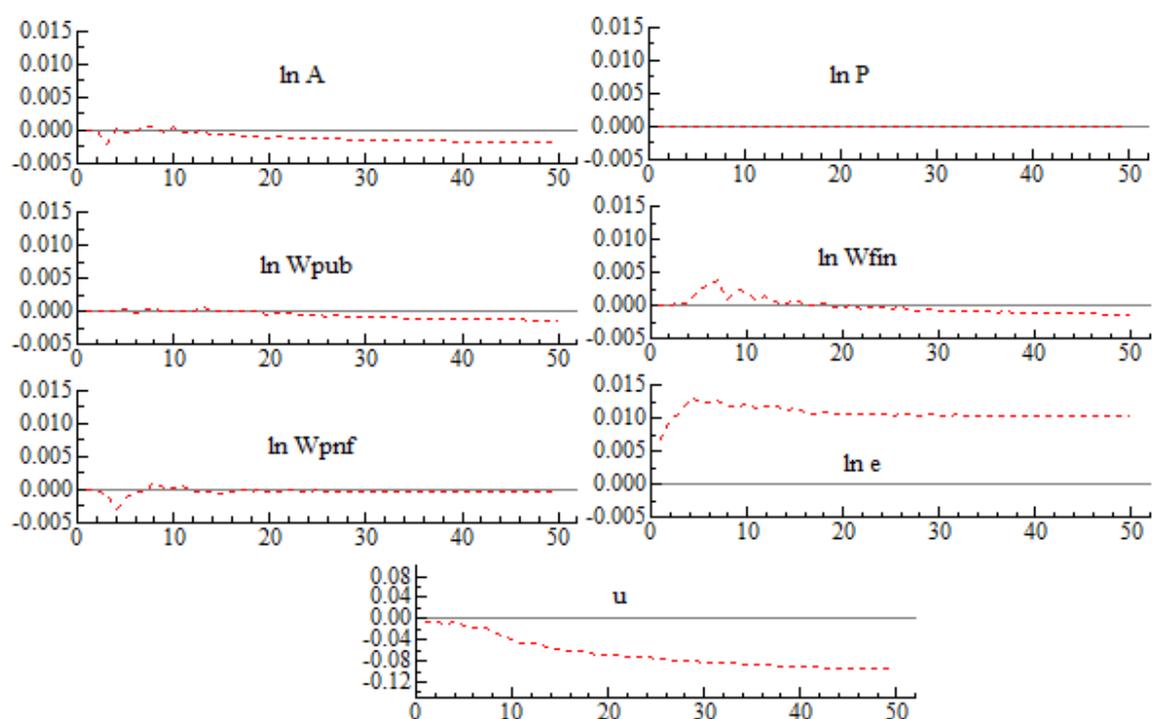


Figure 6.6 : Effets cumulés d'un choc transitoire de salaire dans le secteur privé non-financier



**Figure 6.7 : Effets cumulés d'un choc transitoire de taux de change réel (baisse des prix étrangers)**

## 7 Conclusions

Cette étude est consacrée aux interactions sectorielles dans la formation des salaires. La motivation initiale tient à la question de l'éventuel leadership salarial au Luxembourg du secteur public ou du secteur financier, deux secteurs caractérisés par des salaires élevés et une forte croissance de l'emploi et dont l'attractivité pourrait influencer l'évolution des salaires dans les autres secteurs. Les salaires élevés dans ces deux secteurs ont-ils un impact déterminant sur l'évolution des salaires dans les autres secteurs, au point de déconnecter ceux-ci de leur réalité sectorielle propre ? Y a-t-il de ce point de vue une spécificité luxembourgeoise ?

Pour étudier ces questions, nous estimons un modèle économétrique trimestriel couvrant la période 1995:1–2015:4. L'analyse est développée en deux temps. Nous concentrons d'abord l'attention sur le rôle du secteur public. Les interactions salariales privé-public sont examinées dans le cadre d'un modèle à deux secteurs. Le secteur public est défini au sens large pour inclure l'ensemble des services non-marchands, de sorte que la distinction privé-public peut être interprétée également en termes de secteurs exposé-abrité. L'existence d'une éventuelle spécificité luxembourgeoise est discutée par comparaison avec les résultats obtenus pour les proches voisins européens, Allemagne, Belgique et France. Nous étudions ensuite le rôle du secteur financier au Luxembourg en élargissant l'analyse précédente de façon à distinguer trois secteurs, privé non-financier, (privé) financier et public. Le secteur financier est défini au sens large pour inclure l'ensemble des services associés aux entreprises financières.

La modélisation adoptée s'inspire des modélisations adoptées dans deux courants différents de la littérature empirique sur la formation des salaires, les modèles agrégés et les modèles sectoriels. Comme dans les modèles agrégés, nous cherchons à mettre en évidence un lien entre évolution des salaires et évolution de l'environnement économique (productivité, inflation, chômage, compétitivité); comme dans les modèles sectoriels, nous cherchons à mettre en évidence l'éventuelle existence de secteurs leaders. Les principales conclusions de notre étude peuvent être résumées comme suit.

- Il n'y a ni secteur « leader » ni secteur « follower » mais bien des interactions sectorielles réciproques très fortes et assez rapides. Cette conclusion vaut tant pour le Luxembourg que pour la Belgique ou l'Allemagne. Elle reste vraie au Luxembourg lorsqu'on distingue le secteur financier des autres secteurs. Seule la France semble faire exception. Les interactions sectorielles privé-public y sont faibles, voire inexistantes.
- On ne peut rejeter l'hypothèse que les salaires évoluent à terme dans tous les secteurs et tous les pays considérés (hormis la France) au même rythme que la productivité moyenne de l'économie. Les gains de productivité ont un effet direct positif sur les salaires du secteur privé (secteur privé non-financier au Luxembourg) mais n'affectent les salaires des autres secteurs qu'indirectement via les interactions sectorielles de salaires.
- Une hausse du chômage exerce un effet négatif sur l'évolution des salaires du secteur privé (privé non-financier au Luxembourg). Cet effet est sensiblement le même dans tous les pays considérés et implique qu'une hausse de 1 point du taux de chômage réduit le salaire privé (ou privé non-financier) d'environ 2%. L'effet du chômage sur le salaire public est plus ou moins semblable sauf au Luxembourg où les salaires dans les secteurs public et financier paraissent nettement moins sensibles à l'évolution du taux de chômage.
- La compétitivité (l'inverse du coût salarial unitaire relatif) n'a pas d'effet clair sur l'évolution des salaires. Le Luxembourg est le seul cas où un effet positif de la compétitivité sur les salaires du secteur privé (plus précisément privé non-financier) a pu être mis en évidence, mais l'effet reste très imprécis. Toutes autres choses égales par ailleurs un choc de compétitivité (perte de compétitivité) de 1% est susceptible d'engendrer à terme une baisse des salaires réels de 0.3 à 0.6%.
- La « prime de salaire » des secteurs public et financier par rapport au secteur privé non-financier est assez élevée au Luxembourg, et n'a guère varié durant la période sous revue.
- L'essentiel de ces différences de niveau est donc capté par les termes constants. Nous avons tenté d'expliquer la prime de salaire du secteur public par l'état des finances publiques (déficit ou niveau d'endettement), sans succès. Tout se passe comme si les variations du salaire privé non-financier induites par des variations de la productivité ou de la compétitivité ou encore du chômage étaient progressivement transmises aux autres secteurs de façon à maintenir intacte la prime de salaire de ces secteurs.

Ces conclusions bien sûr sont sujettes aux habituelles incertitudes propres à l'inférence statistique, en particulier lorsque l'échantillon est de taille si réduite. On soulignera néanmoins la

similitude des résultats de pays à pays et d'un modèle à l'autre, ce qui est un signal encourageant en termes de robustesse des résultats.

## 8 Références bibliographiques

- Afonso, A., and Gomes, P. (2014). Interactions between Private and Public Sector Wages, *Journal of Macroeconomics* 39, 97–112.
- Akerlof, G.A., and Yellen, J.L. (1990). The Fair Wage-Effort Hypothesis and Unemployment, *The Quarterly Journal of Economics* 105(2), 255-283.
- Aukrust, O. (1970). PRIM I: A model of the price income distribution mechanism of an open economy, *Review of Income Wealth* 16 (1), 51–78.
- Aukrust, O. (1977). Inflation in the Open Economy. An Norwegian Model. Artikler n° 96, *Statistisk Sentralbyrå*, Oslo. Also reprinted in Klein, L.B. and W.S. Salant (eds.), *World Wide Inflation. Theory and Recent Experience*, Brookings, Washington D.C.
- Avouyi-Dovi, S., Fougère, D., and Gautier, E. (2009). Les négociations salariales en France : une analyse à partir de données d'entreprises (1994 - 2005), *Economie et statistique*, n°426, 29-65.
- Beaudry, P., Green, D.A., and Sand, B. (2012). Does Industrial Composition Matter for Wages? A Test of Search and Bargaining Theory, *Econometrica* 80 (3), 1063-1104.
- Bosch, G. (2002). L'évolution de la négociation collective en Allemagne : une décentralisation coordonnée, *Travail et Emploi* n°92, Octobre 2002.
- Bourgain, A., Mehta, K., Shadman, F., and Sneessens, H. (2014). Formation des salaires et indexation automatique : Analyse comparative de quatre pays européens, *Rapport pour le ministère de l'Economie (Luxembourg)*.
- Budd, J.W. (1997). Institutional and market determinants of wage spillovers. Evidence from UAW pattern bargaining, *Industrial Relations* 36(1), 97-116.
- Calmfors, L., and Seim, A.L. (2013). Pattern Bargaining and Wage Leadership in a Small Open Economy, *Scandinavian Journal of Economics*, 115 (1), 109-140.
- Camarero, M., D'Adamo, G., and Tamarit, C. (2014). Wage leadership models: A country-by-country analysis of the EMU, *Economic Modelling*, 44 (S1), S2-S11.
- Cassiers, I., and Denayer, L. (2009). Concertation sociale et transformations socio-économiques en Belgique, de 1944 à nos jours, *Discussion Paper 2009-42*, IRES, Université catholique de Louvain.
- Castel, N., Delahaie, N., and Petit, H. (2013). L'articulation des négociations de branche et d'entreprise dans la détermination des salaires, *Travail et Emploi*, 134, avril-juin, 21-40.
- Clément, F. (2008). Les relations professionnelles au Luxembourg, EURES, CEPS/INSTEAD, <http://www.ces.public.lu/fr/ces/historique/eures-dialogue-social.pdf>.

Combrexelle, J.D. (2015). La négociation collective, le travail et l'emploi, *Rapport au Premier ministre, France Stratégie*, septembre.

Conseil Central de l'Économie, Belgique (2015). La coordination des salaires, *Lettre mensuelle socio-économique*, n°217.

D'Adamo, G. (2014). Wage spillovers across sectors in Eastern Europe. *Empirical Economics*, 47 (2), 523-552.

DARES, (2011). Panorama des salaires conventionnels sur la période 2003-2009, Dares Analyses n° 92, Décembre.

de Castro, F., Salto, M., and Steiner, H. (2013). The gap between public and private wages: new evidence for the EU. *European Economy, Economic Papers 508*, European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs, Brussels.

Du Caju, Ph., Gautier, E., Momferatou, D., and Ward-Warmedinger, M. (2008). Institutional feature of wage bargaining in 23 European countries, the US and Japan, *ECB Working Paper n° 974/ December*.

Du Caju, Ph., Kátay, G., Lamo, A., Nicolitsas, D., and Poelhekke, S. (2010). Inter-Industry Wage Differentials in EU Countries, *Journal of the European Economic Association*, April–May, 8(2–3), 478-486.

Du Caju, P., Kosma, T., Lawless, M., Messina, J., and Room, T. (2015). Why Firms Avoid Cutting Wages. Survey Evidence from European Firms. *ILR Review* 68(4) 862-888.

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

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

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

Eitheim, O., and Nymoén, R. (1991). Real wages in a multisectoral model of the Norwegian economy. *Economic Modelling* 8(1), 63-82.

Fernández-de-Córdoba, G., Pérez, J.J., and Torres, J.L. (2012). Public and private sector wages interactions in a general equilibrium model. *Public Choice* 150(1-2), 309-326.

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

Fougère, D., Gautier, E., and Roux, S. (2017). Understanding Wage Floor Setting in Industry-Level Agreements: Evidence from France, *INSEE, Document de travail de la Direction des Études et Synthèses Économiques*, G 2017 / 01, mars.

- Friberg, K. (2007). Intersectoral wage linkages: The case of Sweden. *Empirical Economics* 32(1), 161-184.
- Galuscak, K., Keeney, M., Nicolitsas, D., Smets, F., Strzelecki, P., and Vodopivec, M. (2012). The determination of wages of newly hired employees: Survey evidence on internal versus external factors. *Labour Economics*, 19(5), 802–812.
- Goarant, C., and 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.
- Gomes, P. (2015). Optimal Public Sector Wages. *The Economic Journal* 125 (587), 1425–1451.
- Hege, A. (2012). Allemagne : une décennie de modération salariale. Quelle emprise syndicale sur la dynamique des salaires ?, *La Revue de l'Ires*, 2/2012 (n° 73), 205-235.
- Hendry, D.F., and Juselius, K. (2001). Explaining Cointegration Analysis: Part II, *The Energy Journal*, International Association for Energy Economics, 22 (1), 75-120.
- Hirsch, M. (2010). Luxembourg. La coordination tripartite à l'épreuve, *Grande Europe* n°21, La Documentation française, Juin.
- Holmlund, B. (1997). Macroeconomic Implications of Cash Limits in the Public Sector, *Economica* 64 (253), 49-62.
- Holmlund, B., and Ohlsson, H. (1992). Wage Linkages between Private and Public Sectors in Sweden, *Labour* 6 (2), 3-17.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-54.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59, 1551-80.
- Koubi, M., and 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.
- Lamo, A., Pérez, J.J., and Schuknecht, L. (2012). Public or Private Sector Wage Leadership? An International Perspective, *Scandinavian Journal of Economics*, 114 (1), 228-244.
- Lamo, A., Pérez, J.J., and Schuknecht, L. (2013). Are government wages interlinked with private sector wages? *Journal of Policy Modeling* 35(5), 697-712.
- Layard, R., Nickell, S., and Jackman, R. (1991). *Unemployment. Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press, Oxford.
- Lee, K.C., and Pesaran, M.H. (1993). The role of sectoral interactions in wage determination in the UK economy, *Economic Journal* 103, 21-55.

- Leslie, D. (1985). The economics of cash limits as a method of pay determination, *The Economic Journal* 95, 662-678.
- Lindquist, M. J., and Vilhelmsson, R. (2006). Is the Swedish central government a wage leader? *Applied Economics*, 38, 1617-1625.
- Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer-Verlag.
- McGuire, T. W., and Rapping, L. A. (1968). The role of market variables and key bargains in the manufacturing wage determination process, *Journal of Political Economy*, 76, 1015–36.
- Naouas, A., and Romans, F. (2014). La négociation salariale d'entreprise de 2004 à 2010 : entre renforcement de l'obligation de négocier et baisse de l'implantation des délégués syndicaux, *Dares Analyses* n° 067, septembre.
- Naboulet A., (2011). Les obligations et incitations portant sur la négociation collective, *Centre d'analyse stratégique, La Note d'Analyse* n°240, septembre 2011.
- Pérez, J.J., and Sánchez, A.J. (2011). Is there a signalling role for public wages? Evidence for the euro area based on macro data, *Empirical Economics*, 41 (2), 421-445.
- Redor, D. (1997). Does the Public Sector Lead the Wage Evolution in the French Economy? *Labour* 11 (2), 351-372.
- Ries, J. (2013). Regard sur la couverture des conventions collectives du travail, STATEC, avril.
- Rusinova, D., Lipatov, V., and Heinz, F.F. (2015). How flexible are real wages in EU countries? A panel investigation. *Journal of Macroeconomics* 43, 140–154.
- Spineux, A., Bernard, F., Leonard, E., Walthéry, P., Barré, P., and Leloup, X. (2001). Le cadre institutionnel & le processus de négociation collective au sein des 15 Etats membres de l'Union Européenne, Institut des Sciences du Travail, dossier n°17, Université catholique de Louvain.
- Toh, W.T.S. (1978). Wage causality in the Aukrust-EFO model. The Australian case, *Economics Letters* 1(4), 379-382.
- Traxler, F., Blaschke, S., and Kittel, B. (2001). *National Labor Relations in Internationalized Markets: A comparative study of institutions, change, and performance*, Oxford: Oxford University Press.
- Visser, J. (2013). Wage bargaining institutions – from crisis to crisis, *European Economy*, Economic Paper n° 488, European Commission, DG for Economic and Financial Affairs.
- Visser, J. (2016). What Happened to Collective Bargaining During the Great Recession? *IZA Journal of Labor Policy*, 5:9.

## Annexe A : Les méthodes VAR<sup>41</sup>

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 différenciation 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)<sup>42</sup> sur les résidus d'une seule relation statique entre plusieurs variables. Cette relation serait la relation d'équilibre de long terme entre elles.<sup>43</sup> Malheureusement, cette approche ne permet pas de voir s'il existe 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.

---

<sup>41</sup> Cette présentation des méthodes VAR est reprise telle quelle de Bourgain et al. (2014). Le modèle utilisé dans cette étude était basé sur des données annuelles.

<sup>42</sup> Voir Enders (1995).

<sup>43</sup> C'est l'approche utilisée dans l'étude réalisée par la Commission Européenne sur le marché du travail.

### 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.<sup>44</sup> Si on pose  $x_t' = [W^H, CPI, u, PROD^H, TT]$ , le modèle s'écrira comme suit :

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

où  $\mu$  est un vecteur de termes constants et  $\delta$  le vecteur des coefficients de la tendance déterministe pour les 5 équations. Comme les données sont de fréquence trimestrielle, 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 hypothèses sont la constance des paramètres, la normalité des erreurs<sup>45</sup> 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

<sup>44</sup> 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.

<sup>45</sup> La normalité est rarement acceptée en pratique, mais c'est surtout la symétrie qui compte. Voir Hendry et Juselius (2001).

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.<sup>46</sup> Mais il existe parfois aussi un cas intermédiaire où la matrice  $\Pi$  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  $\Pi$  peut alors être écrite sous la forme d'un produit de deux vecteurs:

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

où  $\beta$  est le vecteur des coefficients de la relation de co-intégration et  $\alpha$  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  $\Pi$ . 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.

Les premières contraintes à tester sont donc celles qui déterminent le rang de la matrice  $\Pi$ , 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  $\beta$ , et les ajustements de court-terme  $\alpha$  et  $\Phi_1$ .

#### 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  $\delta_t$  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.<sup>47</sup>

<sup>46</sup> Cela dépend alors des propriétés de la matrice  $\Phi_1$ .

<sup>47</sup> On peut inclure plusieurs variables auxiliaires, sans changer la discussion générale.

Avant de procéder à déterminer le rang de la matrice  $\Pi$ , 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  $\Pi$  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 :

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

Le vecteur  $\beta$  donne la combinaison linéaire des variables dans le système qui devient stationnaire, et le vecteur  $\alpha$  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  $\beta$  prennent des valeurs particulières (0 ou 1 par exemple). On peut aussi voir si certains éléments du vecteur  $\alpha$  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 ( $\phi_{ij}$  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 de 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  $\mu$ . 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  $\mu$ ) affectera l'emploi, la productivité et le salaire réel. Par exemple, une hausse du taux de marge  $\mu$  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  $m_t$ ,  $\mu_t$  et  $a_t$ . Pour la dynamique des salaires nominaux, on retiendra le modèle à correction d'erreur suivant :

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

Le paramètre  $\lambda$  mesure la vitesse de retour à l'équilibre ;  $\varepsilon_t^w$  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  $\varepsilon_t^m$ ,  $\varepsilon_t^\mu$ ,  $\varepsilon_t^a$  sont des chocs aléatoires de moyenne nulle ; les paramètres  $\rho_m$ ,  $\rho_\mu$  et  $\rho_a$  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  $\varepsilon_t^m$ . 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  $\rho_m$  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  $\rho_a$  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 omettrons ce terme.<sup>48</sup>

Ajoutons qu'une relation dynamique du type

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

implique :

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

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 suivante<sup>49</sup> :

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

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 :

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

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

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

<sup>48</sup> 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 1995-2015.

<sup>49</sup> On a également éliminé la variable  $y_t$  en utilisant la fonction de production  $y_t = a_t + \alpha n_t$ .

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

## Annexe B : Estimation du modèle à 2 secteurs

|   | Allemagne                  |                | Belgique                    |                | France                     |                | Luxembourg                 |                |
|---|----------------------------|----------------|-----------------------------|----------------|----------------------------|----------------|----------------------------|----------------|
|   | <i>coeff.</i>              | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>               | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>              | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>              | <i>t-value</i> |
| <b><i>Effets de court terme</i></b>         |                            |                |                             |                |                            |                |                            |                |
| $\Delta \ln w_{pri}(-1)$                    | 0.3052                     | 0.57           | 0.0691                      | 0.22           | -0.0283                    | -0.06          | -0.1090                    | -0.52          |
| $\Delta \ln w_{pri}(-4)$                    | 0.1804                     | 0.81           | -0.2091                     | -0.92          | 0.3816                     | 0.92           | 0.2242                     | 1.61           |
| $\Delta \ln w_{pub}$                        | 0.3665                     | 0.53           | 0.2315                      | 0.64           | 0.0559                     | 0.07           | -0.0582                    | -0.15          |
| $\Delta \ln w_{pub}(-1)$                    | -0.0974                    | -0.31          | 0.0240                      | 0.15           | 0.1006                     | 0.13           | -0.1266                    | -0.79          |
| $\Delta \ln w_{pub}(-4)$                    | -0.0554                    | -0.39          | 0.1336                      | 1.05           | -0.1211                    | -0.28          | -0.0086                    | -0.05          |
| $\Delta \ln A$                              | 0.4690                     | 1.54           | 0.7592                      | 1.09           | 0.4393                     | 0.21           | 0.2026                     | 0.31           |
| $\Delta \ln A(-1)$                          | -0.3442                    | -1.22          | -0.2665                     | -0.79          | -0.0529                    | -0.10          | -0.0512                    | -0.25          |
| $\Delta \ln A(-4)$                          | -0.2348                    | -0.77          | -0.1608                     | -0.47          | -0.1586                    | -0.33          | -0.0392                    | -0.33          |
| $\Delta \ln P$                              | -0.7871                    | -0.16          | -0.7018                     | -1.70          | -0.6444                    | -0.86          | -0.2338                    | -0.13          |
| $\Delta \ln P(-1)$                          | -0.4327                    | -0.61          | 0.0713                      | 0.22           | 0.0739                     | 0.05           | 0.2589                     | 0.44           |
| $\Delta \ln P(-4)$                          | 0.4889                     | 0.20           | 0.0221                      | 0.08           | -0.0700                    | -0.10          | -0.3172                    | -0.29          |
| $\Delta u$                                  | -0.0314                    | -0.58          | 0.0050                      | 0.81           | 0.0043                     | 0.21           | 0.0608                     | 0.94           |
| $\Delta u(-1)$                              | 0.0247                     | 0.62           | 0.0061                      | 2.53           | 0.0015                     | 0.18           | 0.0096                     | 0.26           |
| $\Delta u(-4)$                              | 0.0100                     | 1.02           | 0.0028                      | 1.14           | 0.0032                     | 0.47           | -0.0033                    | -0.12          |
| $\Delta \ln e$                              | -0.0734                    | -0.18          | -0.1418                     | -0.43          | 0.2604                     | 0.78           | -0.5676                    | -0.55          |
| $\Delta \ln e(-1)$                          | -0.0573                    | -0.40          | 0.0581                      | 0.49           | 0.0217                     | 0.12           | 0.0108                     | 0.03           |
| $\Delta \ln e(-4)$                          | 0.0986                     | 0.67           | 0.0564                      | 0.88           | 0.0472                     | 0.47           | 0.4425                     | 0.75           |
| constante                                   | -0.6502                    | -0.61          | -0.4105                     | -0.57          | 0.3988                     | 0.30           | -0.0192                    | -0.01          |
| <b><i>Termes de correction d'erreur</i></b> |                            |                |                             |                |                            |                |                            |                |
| $\ln w_{pri}(-1) (\lambda_1)$               | -0.6717                    | -2.03          | -0.4393                     | -2.32          | -0.2336                    | -0.98          | -0.2336                    | -1.52          |
| $\ln w_{pub} (-\lambda_2)$                  | 0.4359                     | 1.31           | 0.1901                      | 0.69           | -0.0197                    | -0.07          | 0.0986                     | 0.37           |
| $\ln A(-1) (\lambda_2)$                     | 0.3779                     | 1.18           | 0.3202                      | 1.98           | 0.1296                     | 0.52           | 0.3064                     | 0.93           |
| $u(-1)$                                     | -0.0044                    | -0.63          | -0.0022                     | -1.11          | -0.0020                    | -0.25          | 0.0055                     | 0.45           |
| $\ln e(-1)$                                 | -0.0019                    | -0.04          | -0.0016                     | -0.03          | -0.0115                    | -0.08          | -0.2185                    | -1.41          |
| $\ln P(-1)$                                 | --                         | --             | --                          | --             | --                         | --             | 0.0434                     | 0.14           |
| Trend                                       | -0.0013                    | -0.82          | -0.0004                     | -1.04          | 0.0003                     | 0.56           | 0.0000                     | -0.02          |
| <b><i>Statistiques</i></b>                  |                            |                |                             |                |                            |                |                            |                |
| $\lambda_{(1+\alpha_1+\alpha_2)}$           | 0.14                       |                | 0.07                        |                | 0.77                       |                | 0.17                       |                |
| $\sigma$                                    | 0.0080                     |                | 0.0043                      |                | 0.0045                     |                | 0.0139                     |                |
| test de spécific.                           | $\chi^2(1)= 1.74[0.187]$   |                | $\chi^2(1)= 3.29[0.069]$    |                | $\chi^2(1)= 0.76[0.384]$   |                | $\chi^2(3)= 1.473[0.69]$   |                |
| test $\beta=0$                              | $\chi^2(24)= 80.87[0.000]$ |                | $\chi^2(23)= 126.62[0.000]$ |                | $\chi^2(23)= 66.94[0.000]$ |                | $\chi^2(24)= 36.32[0.051]$ |                |
| Période d'estim.                            | 1993:2 - 2014:4            |                | 1996:2 - 2015:2             |                | 1993:2 - 2014:4            |                | 1996:2 - 2015:4            |                |
| Variables auxil.                            | D08:4                      |                | --                          |                | --                         |                | --                         |                |

\* Les p-values des tests sont indiqués entre crochets

**Tableau B.5.1 : Résultats d'estimation, équation des salaires du secteur privé**

|   | Allemagne                |                | Belgique                  |                | France                     |                | Luxembourg                 |                |
|---|--------------------------|----------------|---------------------------|----------------|----------------------------|----------------|----------------------------|----------------|
|   | <i>coeff.</i>            | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>             | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>              | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>              | <i>t-value</i> |
| <b><i>Effets de court terme</i></b>         |                          |                |                           |                |                            |                |                            |                |
| $\Delta \ln w_{pri}$                        | 0.5026                   | 0.35           | 0.3947                    | 0.38           | 0.5782                     | 0.50           | -0.4599                    | -0.65          |
| $\Delta \ln w_{pri}(-1)$                    | -0.6575                  | -1.09          | -0.1098                   | -0.38          | 0.0469                     | 0.15           | -0.1804                    | -1.03          |
| $\Delta \ln w_{pri}(-4)$                    | 0.0830                   | 0.17           | 0.2629                    | 0.73           | -0.2800                    | -0.35          | -0.0508                    | -0.30          |
| $\Delta \ln w_{pub}(-1)$                    | 0.3514                   | 1.02           | 0.0093                    | 0.04           | 0.7577                     | 1.57           | -0.2700                    | -1.48          |
| $\Delta \ln w_{pub}(-4)$                    | -0.0582                  | -0.22          | -0.2494                   | -1.51          | -0.2105                    | -0.49          | 0.1541                     | 0.98           |
| $\Delta \ln A$                              | -0.4415                  | -0.62          | 0.2993                    | 0.20           | -0.6947                    | -0.36          | 0.1765                     | 0.27           |
| $\Delta \ln A(-1)$                          | 0.3345                   | 0.56           | -0.0665                   | -0.12          | -0.0388                    | -0.08          | 0.0181                     | 0.08           |
| $\Delta \ln A(-4)$                          | -0.1869                  | -0.30          | 0.0901                    | 0.18           | -0.0523                    | -0.12          | -0.2312                    | -2.11          |
| $\Delta \ln P$                              | -5.1681                  | -0.90          | -0.3573                   | -0.33          | -0.6003                    | -0.91          | -0.6624                    | -0.35          |
| $\Delta \ln P(-1)$                          | -0.4702                  | 1.29           | 0.0435                    | 0.12           | 0.8671                     | 0.81           | 0.5967                     | 1.09           |
| $\Delta \ln P(-4)$                          | 2.4415                   | 3.08           | 0.0844                    | 0.24           | -0.4263                    | -0.61          | -0.4565                    | -0.31          |
| $\Delta u$                                  | -0.0295                  | -0.29          | 0.0014                    | 0.15           | 0.0039                     | 0.14           | -0.0056                    | -0.10          |
| $\Delta u(-1)$                              | 0.0215                   | 0.28           | -0.0028                   | -0.43          | -0.0044                    | -0.54          | 0.0042                     | 0.13           |
| $\Delta u(-4)$                              | -0.0013                  | -0.05          | 0.0013                    | 0.30           | -0.0019                    | -0.20          | 0.0159                     | 0.73           |
| $\Delta \ln e$                              | -0.3808                  | -0.69          | 0.1627                    | 0.41           | 0.1706                     | 0.32           | 0.2502                     | 0.35           |
| $\Delta \ln e(-1)$                          | 0.1392                   | 0.70           | 0.1294                    | 0.76           | 0.0930                     | 0.62           | -0.2122                    | -0.77          |
| $\Delta \ln e(-4)$                          | 0.0699                   | 0.24           | 0.0073                    | 0.07           | 0.0974                     | 0.67           | 0.4904                     | 0.67           |
| constante                                   | -0.4032                  | -0.19          | 1.4098                    | 1.94           | 0.8945                     | 0.72           | 1.7866                     | 0.77           |
| <b><i>Termes de correction d'erreur</i></b> |                          |                |                           |                |                            |                |                            |                |
| $\ln w_{pub}(-1) (\lambda)$                 | -0.5873                  | -1.32          | -0.7682                   | -4.16          | -0.1042                    | -0.39          | -0.4736                    | -3.08          |
| $\ln w_{pri}(-1) (\lambda\beta_1)$          | 0.6356                   | 0.83           | 0.5433                    | 1.36           | 0.1348                     | 0.33           | 0.1965                     | 1.21           |
| $\ln A(-1) (\lambda\beta_2)$                | 0.0804                   | 0.10           | -0.1399                   | -0.33          | -0.1739                    | -0.27          | -0.0696                    | -0.27          |
| $u(-1)$                                     | -0.0049                  | -0.39          | 0.0000                    | -0.01          | 0.0017                     | 0.23           | -0.0023                    | -0.19          |
| $\ln e(-1)$                                 | 0.0014                   | 0.02           | -0.0115                   | -0.17          | -0.0770                    | -0.62          | 0.1024                     | 0.61           |
| $\ln P(-1)$                                 | --                       | --             | --                        | --             | --                         | --             | -0.2277                    | -0.67          |
| Trend                                       | -0.0008                  | -0.25          | 0.0009                    | 1.83           | 0.0004                     | 0.84           | 0.0018                     | 1.02           |
| <b><i>Statistiques</i></b>                  |                          |                |                           |                |                            |                |                            |                |
| $\lambda_{(1+\beta_1)}$                     | 0.05                     |                | -0.22                     |                | 0.03                       |                | -0.28                      |                |
| $\sigma$                                    | 0.0144                   |                | 0.0064                    |                | 0.0036                     |                | 0.0129                     |                |
| test de spécific.                           | $\chi^2(1)=0.74[0.389]$  |                | $\chi^2(1)=4.14[0.04]$    |                | $\chi^2(1)=0.26[0.609]$    |                | $\chi^2(3)=7.04[0.07]$     |                |
| test $\beta=0$                              | $\chi^2(24)=19.93[0.70]$ |                | $\chi^2(24)=75.89[0.000]$ |                | $\chi^2(26)=220.13[0.000]$ |                | $\chi^2(26)=120.14[0.000]$ |                |
| Période d'estim.                            | 1993:2 - 2014:4          |                | 1996:2 - 2015:2           |                | 1993:2 - 2014:4            |                | 1996:2 - 2015:4            |                |
| Variables auxil.                            | D08:4                    |                | D08:4                     |                | D98:1; D98:2; D98:4        |                | D99:1; D09:4               |                |

\* Les p-values des tests sont indiqués entre crochets

**Tableau B.5.3 : Résultats d'estimation, équation des salaires du secteur public**

## Annexe C : Estimation du modèle à 3 secteurs

|  | <i>Privé non-financier</i>  |                | <i>Financier</i>            |                | <i>Public</i>               |                |
|--|-----------------------------|----------------|-----------------------------|----------------|-----------------------------|----------------|
|  | <i>coeff.</i>               | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>               | <i>t-value</i> | <i>coeff.</i>               | <i>t-value</i> |
| <b>Effets de court terme</b>                     |                             |                |                             |                |                             |                |
| $\Delta \ln w_{pnf}$                             | x                           | x              | 0.3112                      | 0.41           | -0.5821                     | -0.90          |
| $\Delta \ln w_{pnf}(-1)$                         | 0.0242                      | 0.12           | 0.0414                      | 0.16           | -0.1300                     | -0.59          |
| $\Delta \ln w_{pnf}(-4)$                         | -0.1348                     | -0.62          | 0.4653                      | 1.79           | -0.3507                     | -1.38          |
| $\Delta \ln w_{fin}$                             | 0.1993                      | 0.79           | x                           | x              | 0.1299                      | 0.36           |
| $\Delta \ln w_{fin}(-1)$                         | -0.0586                     | -0.53          | 0.0572                      | 0.34           | -0.0818                     | -0.56          |
| $\Delta \ln w_{fin}(-4)$                         | 0.0204                      | 0.29           | 0.0578                      | 0.58           | 0.0631                      | 0.73           |
| $\Delta \ln w_{pub}$                             | -0.0719                     | -0.25          | 0.1266                      | 0.31           | x                           | x              |
| $\Delta \ln w_{pub}(-1)$                         | -0.0643                     | -0.41          | -0.3035                     | -1.34          | -0.2112                     | -0.99          |
| $\Delta \ln w_{pub}(-4)$                         | 0.1016                      | 0.79           | -0.1784                     | -1.00          | 0.2367                      | 1.63           |
| $\Delta \ln A$                                   | 0.2080                      | 0.68           | -0.0554                     | -0.13          | 0.1718                      | 0.46           |
| $\Delta \ln A(-1)$                               | -0.1369                     | -1.04          | 0.0291                      | 0.13           | -0.0946                     | -0.50          |
| $\Delta \ln A(-4)$                               | -0.0115                     | -0.11          | -0.0387                     | -0.27          | -0.0232                     | -0.18          |
| $\Delta \ln P$                                   | -1.3184                     | -1.54          | 1.3532                      | 0.84           | -1.9896                     | -1.54          |
| $\Delta \ln P(-1)$                               | -0.2627                     | -0.49          | 0.2530                      | 0.34           | 0.4654                      | 0.74           |
| $\Delta \ln P(-4)$                               | 0.5856                      | 0.92           | -1.1919                     | -1.28          | 1.0723                      | 1.28           |
| $\Delta u$                                       | -0.0262                     | -0.70          | 0.0199                      | 0.34           | -0.0502                     | -1.05          |
| $\Delta u(-1)$                                   | 0.0189                      | 0.71           | 0.0032                      | 0.08           | 0.0342                      | 1.07           |
| $\Delta u(-4)$                                   | 0.0322                      | 1.60           | -0.0364                     | -1.05          | 0.0467                      | 1.65           |
| $\Delta \ln e$                                   | 0.4277                      | 0.65           | -0.4105                     | -0.45          | 0.0523                      | 0.06           |
| $\Delta \ln e(-1)$                               | -0.1758                     | -0.71          | 0.0052                      | 0.01           | -0.2396                     | -0.76          |
| $\Delta \ln e(-4)$                               | 0.2396                      | 0.63           | 0.4732                      | 0.87           | 0.3766                      | 0.77           |
| constante  | 0.4335                      | 0.26           | -1.0609                     | -0.49          | 2.3212                      | 1.33           |
| <b>Termes de correction d'erreur</b>             |                             |                |                             |                |                             |                |
| $\ln w_{pnf}(\alpha_1)$                          | -0.4253                     | -3.03          | 0.3839                      | 1.11           | -0.1029                     | -0.31          |
| $\ln w_{fin}(\alpha_2)$                          | 0.3991                      | 1.51           | -0.7889                     | -2.53          | 0.3319                      | 0.88           |
| $\ln w_{pub}(\alpha_3)$                          | -0.0802                     | -0.31          | 0.3106                      | 0.93           | -0.6443                     | -3.13          |
| $\ln A(\alpha_4)$                                | 0.0255                      | 0.16           | 0.0950                      | 0.43           | -0.0230                     | -0.12          |
| u  | -0.0129                     | -1.33          | 0.0116                      | 0.74           | -0.0150                     | -1.13          |
| $\ln P$  | -0.0732                     | -0.24          | 0.3770                      | 0.92           | -0.2879                     | -0.78          |
| $\ln e$  | -0.0085                     | -0.07          | -0.0838                     | -0.46          | 0.0804                      | 0.51           |
| Trend  | -0.0014                     | 0.76           | -0.0028                     | -1.02          | 0.0035                      | 1.56           |
| <b>Statistiques</b>                              |                             |                |                             |                |                             |                |
| $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4$      | -0.0810                     |                | 0.0006                      |                | -0.4383                     |                |
| $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_4 = 0?$ | $\chi^2(1) = 0.1103[0.740]$ |                | $\chi^2(1) = 0.000[0.999]$  |                | $\chi^2(1) = 2.426[0.119]$  |                |
| $\sigma$   | 0.0122                      |                | 0.0184                      |                | 0.0160                      |                |
| test de spécific.                                | $\chi^2(4) = 5.526[0.238]$  |                | $\chi^2(5) = 9.016[0.108]$  |                | $\chi^2(5) = 12.211[0.03]*$ |                |
| test $\beta=0$                                   | $\chi^2(29) = 50.51[0.008]$ |                | $\chi^2(29) = 94.49[0.000]$ |                | $\chi^2(29) = 72.39[0.000]$ |                |
| Période d'estimation                             | 1996:2 - 2015:4             |                | 1996:2 - 2015:4             |                | 1996:2 - 2015:4             |                |
| Variabiles auxiliaires                           | --                          |                |                             |                | D99:4                       |                |

\* Les p-values des tests sont indiqués entre crochets

**Tableau C.6.1 : Résultats d'estimation, modèle à 3 secteurs, Luxembourg**

**Annexe D : Base de données**

Les variables utilisées dans cette étude peuvent être fournies sur demande auprès de :  
[deborah.schwartz@uni.lu](mailto:deborah.schwartz@uni.lu)

