

Des prix ou des salaires, qui mène la danse en Belgique ?¹

Dans ce numéro de Regards économiques, nous montrons qu'il existe un lien étroit entre l'évolution des salaires et celle des prix en Belgique. Nous montrons également que l'ajustement des coûts salariaux aux prix est plus fort en Belgique que dans la zone euro.

Vincent Bodart

Jean-François Carpentier

Vincent Scourneau

Dans ce numéro de *Regards économiques*, nous nous intéressons à la relation existant en Belgique entre la formation des prix et des salaires. Notre objectif est d'une part d'établir si, en Belgique, l'évolution des coûts salariaux est un

facteur déterminant de l'évolution du niveau général des prix. D'autre part, nous examinerons comment l'évolution des prix influence la progression des coûts salariaux.

Ces questions ont été traitées à plusieurs reprises dans la littérature empirique, avec des applications principalement à l'économie américaine mais également à des pays européens tels que la France et la Suisse. Force est de constater que les résultats varient fortement en fonction des pays et des périodes étudiés ainsi que de la définition précise des variables utilisées dans l'analyse, et il est dès lors peu évident de dégager des conclusions claires, en particulier concernant la pertinence des coûts salariaux comme facteur explicatif de l'inflation.

Réaliser une étude de ce type à partir de données belges présente plusieurs intérêts.

Tout d'abord, à notre connaissance il n'existe pas d'analyse économétrique étudiant la relation existant au niveau macroéconomique entre l'évolution des prix et des salaires en Belgique.² Or, étudier la dynamique des salaires et des prix est une question cruciale pour une économie comme la Belgique qui est petite, fortement ouverte au commerce extérieur et se situe dans une zone monétaire. En effet, dans une économie comme celle-là, l'activité économique, notamment l'emploi, risque d'être pénalisée par une progression des coûts de production (notamment les coûts salariaux) et des prix qui serait durablement plus élevée que celle affichée par les

¹ Nous remercions vivement Muriel Dejemepe, Fatemeh Shadman et Henri Sneessens pour leurs commentaires utiles sur une première version de cet article. Nous remercions également Anne Davister pour sa relecture attentive du texte.

² Plusieurs études s'intéressant à la formation des prix et des salaires d'un point de vue microéconomique ont en revanche été publiées au cours des dernières années. Voir par exemple Dhyne et Druant (2010) et Durant *et al.* (2009).

principaux concurrents commerciaux se trouvant au sein de la zone monétaire européenne. Il semble dès lors primordial de bien comprendre les mécanismes à l'œuvre dans la formation des prix et des salaires au sein de l'économie belge.

Ensuite, nous disposons de séries historiques de prix et de coûts du travail suffisamment longues pour pouvoir réaliser une analyse statistique valable. A l'instar d'autres économies avancées, l'économie belge a vécu au cours de ces 30 dernières années plusieurs bouleversements structurels importants parmi lesquels la désindustrialisation, la progression de la mondialisation, l'introduction de l'euro, etc. Etant donné que les observations dans notre échantillon remontent jusqu'en 1980, il est possible de tester de manière statistique si la relation entre les prix et les salaires est restée stable ou si celle-ci s'est modifiée au cours du temps suite à ces changements structurels.

Enfin, l'économie belge possède un certain nombre de caractéristiques très spécifiques qui la distinguent des autres pays européens, telles qu'un mécanisme d'indexation quasiment automatique des salaires, une forte présence syndicale, une très large ouverture sur l'extérieur, etc. Par conséquent, il sera intéressant de comparer les résultats de l'analyse menée pour la Belgique avec ceux d'une même analyse menée pour la zone euro afin d'évaluer si les caractéristiques propres à la Belgique ont une influence sur la nature de la relation existant entre les prix et les salaires.

Ce numéro de *Regards économiques* est structuré de la manière suivante. Dans la section 1, nous donnons rapidement quelques fondements théoriques qui établissent l'existence d'un lien étroit entre prix et salaires et nous rappelons les principaux résultats empiriques fournis par la littérature économique. Dans la section 2, après avoir présenté les données et la méthodologie utilisées pour notre étude de cas, les résultats de notre analyse économétrique de la relation prix-coût salarial en Belgique et dans la zone euro sont présentés. La section 3 résume les principaux résultats.

1. Liens entre le coût salarial et l'inflation

1.1 Détermination théorique de l'évolution des prix par l'évolution des coûts salariaux

Tout d'abord, rappelons que lorsque le salaire horaire en valeur monétaire augmente au même rythme que la productivité du travail, les coûts salariaux requis pour produire une unité de production (coûts unitaires du travail) restent inchangés. Dans ce cas, les entreprises n'éprouvent aucune nécessité d'augmenter leurs prix. Par contre, si le rythme des augmentations salariales dépasse celui de la croissance de la productivité, les coûts unitaires de la main-d'œuvre augmentent et les entreprises sont confrontées à une diminution de leurs profits si elles ne modifient pas leurs prix. A court terme, cette augmentation des coûts ne sera probablement pas entièrement répercutée dans les prix, étant donné que la plupart des entreprises ne modifient leurs prix qu'à intervalles réguliers. L'absence d'ajustement immédiat des prix sur les coûts sera particulièrement observée dans les secteurs pour lesquels la part des salaires dans les coûts totaux de production est faible et/ou la concurrence internationale est importante, limitant la marge de manœuvre des entreprises pour augmenter leurs prix. Par contre, à plus long terme, si l'augmentation des coûts salariaux est considérée comme permanente, elle devrait se refléter entièrement dans les prix de vente affichés par les entreprises, celles-ci désirant assurer leur rentabilité.

1.2 Détermination théorique de l'évolution des coûts salariaux par l'évolution des prix

Les négociations salariales entre les représentants des travailleurs et des employeurs portent sur l'évolution du salaire réel, autrement dit sur l'évolution du pouvoir d'achat des travailleurs. Ainsi, lors de la fixation du salaire nominal pour une quelconque période future, il sera tenu compte des anticipations d'inflation. Dans la pratique, les anticipations d'inflation sont souvent influencées par les développements les plus récents de l'inflation.³ Par conséquent, il semble raisonnable d'affirmer qu'en règle générale l'évolution des salaires dépend, au moins en partie, de l'évolution passée de l'inflation. En Belgique, le lien prix-salaires trouve un ancrage fort dans le mécanisme d'indexation quasiment automatique des salaires qui lie l'évolution des salaires nominaux à l'évolution d'un indice représentant le coût de la vie, dans le but de protéger le pouvoir d'achat des travailleurs des hausses de prix inattendues.

1.3 Revue de la littérature

Les résultats apparaissant dans la littérature empirique n'apportent pas de conclusion définitive quant à la nature de la relation causale pouvant exister entre les prix et les coûts salariaux.

D'un côté, les résultats dépendent fortement de la définition des variables utilisées. Ainsi, lorsque l'inflation est définie comme la croissance du déflateur du PIB, il semble que les coûts salariaux ne constituent pas un facteur explicatif de l'inflation aux Etats-Unis (Gordon, 1988 et Mehra, 1991). Par contre, Mehra (1993) montre que lorsque l'inflation américaine est mesurée à partir de l'indice des prix à la consommation, il existe un lien de causalité des coûts salariaux vers l'inflation. Toujours concernant les Etats-Unis, Hess et Schweitzer (2000) ne détectent aucune influence statistique des coûts salariaux sur l'inflation lorsque cette dernière est mesurée par la croissance du déflateur de la consommation privée des ménages. A l'inverse, la plupart des études montrent que l'inflation intervient de façon significative dans la détermination de l'évolution des coûts salariaux, et ce quelle que soit la définition précise de l'inflation.

D'un autre côté, la délimitation de la période d'intérêt peut influencer de façon primordiale les résultats de l'analyse. Par exemple, étudiant le lien entre l'inflation et l'évolution des coûts salariaux unitaires en Suisse entre 1975 et 2005, Zanetti (2007) met en évidence un lien de causalité bidirectionnel lorsque l'étude porte sur l'ensemble de la période, mais, lorsqu'il concentre son analyse sur la moitié la plus récente de l'échantillon (1990-2005), il constate alors que les coûts salariaux n'influencent plus l'inflation.

L'absence de résultats robustes concernant les effets de l'évolution des coûts salariaux sur l'inflation a poussé certains auteurs à réaliser le même type d'analyse en désagrégeant les données par secteur de production. L'idée étant que les évolutions des coûts salariaux possèdent probablement un pouvoir explicatif supérieur pour l'inflation observée dans des secteurs particuliers de l'économie, notamment le secteur des services qui est moins soumis à la concurrence internationale et pour lequel les coûts salariaux représentent bien souvent une plus large part des coûts totaux de production. Ainsi, Rissman (1995) a estimé les liens existants entre l'évolution des coûts salariaux dans dix des principaux secteurs économiques américains et l'inflation globale entre 1964 et 1994. Pour la majorité des secteurs, un lien de causalité fort a été détecté entre l'inflation globale et l'évolution des coûts salariaux. Par contre, seules les évolutions des coûts salariaux dans l'industrie manufacturière et dans le commerce de détail semblent avoir un effet significatif sur l'inflation globale. Brauer (1997) réalise également une étude en utilisant

³ Prévoir l'inflation future sur base de l'inflation passée peut se justifier si l'évolution de l'inflation présente une forte persistance dans le temps.

des données sectorielles et il met en évidence un lien de causalité significatif entre l'évolution des coûts salariaux dans le secteur des services et l'inflation des prix des services privés dont les coûts de production totaux contiennent une proportion élevée de coûts salariaux. Par contre l'évolution des coûts salariaux dans l'industrie n'a pas d'effet sur l'évolution des prix des biens industriels.

2. Analyse empirique de la relation entre les coûts salariaux et les prix en Belgique et en zone euro

2.1 Méthodologie

Comme expliqué dans la section précédente, la théorie économique suggère que les prix et les salaires sont deux variables fortement interdépendantes. Dans les faits, on s'attend donc à observer que leurs évolutions soient étroitement liées l'une à l'autre, tout au moins sur le long terme. On devrait dès lors observer empiriquement une relation de long terme forte entre ces deux variables, que l'on appelle «relation de cointégration» en langage économétrique. Cette relation s'applique entre le *niveau* des prix (P) et le *niveau* des coûts salariaux (ULC).

Formellement, on a la relation suivante⁴:

$$\ln(ULC_t) = \alpha + \beta \ln(P_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

où ε_t est un terme d'erreur. Chaque variable est exprimée en logarithme. En référence à la théorie économique, il est attendu que $\beta > 0$.

Même s'il existe une relation étroite entre les deux variables à long terme, l'évolution des deux variables peut néanmoins diverger à court terme, en raison notamment de chocs – dits «exogènes» – qui pourraient avoir un impact sur le comportement de l'une des deux variables sans pour autant avoir un impact similaire sur l'autre variable. Pensons par exemple à une brusque hausse des prix pétroliers qui surviendrait suite à des troubles géopolitiques au sein de la région du Golfe Persique. Cet élément aurait certainement une influence rapide sur les prix et l'inflation, sans pour autant avoir un impact immédiat sur les coûts salariaux. A tous moments, les deux variables peuvent donc dévier de leur niveau de long terme déterminé par la relation de long terme qui les unit. Pour cette raison, nous allons également nous intéresser aux *variations* à court terme des prix et des salaires et à leurs déterminants.

Dans notre analyse, quatre catégories de facteurs sont prises en considération pour rendre compte des *variations* à court terme des prix et des salaires.

1. D'une part, en considérant qu'il existe effectivement une relation de long terme entre les prix et les salaires, on s'attend à ce que les variations à court terme des deux variables soient en partie provoquées par l'ajustement de chacune des deux variables à son niveau de long terme. Par exemple, ce mécanisme revient à considérer que la croissance salariale s'accélérera pour amener les coûts salariaux à un niveau de long terme devenu plus élevé en raison d'une hausse permanente du niveau des prix. Très concrètement, nous ferons dépendre la variation de chaque variable d'un terme appelé «terme de correction d'erreur» (*ecm*), qui correspond à l'écart relevé à la période précédente entre le niveau de la variable dont on cherche à expliquer l'évolution (ici, P et ULC), appelée variable «dépendante», et son niveau dit «(d'équilibre) de long terme».

2. D'autre part, étant donné la manière dont les prix et les salaires sont supposés être formés, il est permis de penser que les variations des prix dépendent des

⁴ Dans l'équation (1), la relation de cointégration est «normalisée» sur la variable de coût salarial (ULC). Il est bien entendu que l'on peut définir la relation de cointégration autrement, en la normalisant sur la variable de prix (P) : $\ln(P_t) = \alpha' + \beta' \ln(ULC_t) + \varepsilon'_t$.

... *Méthodologie*

variations des coûts salariaux, et vice versa.⁵ La dépendance entre les variations de deux variables n'est pas nécessairement contemporaine dans la mesure où l'impact d'une variable sur l'autre peut s'étaler dans le temps.

3. Ensuite, nous allons considérer qu'il existe une certaine inertie dans l'évolution de chaque variable. Nous ferons dès lors dépendre la variation de chaque variable dépendante au cours d'une période donnée (le trimestre) des variations passées de cette variable.

4. Enfin, à l'instar de ce qui est fait dans la plupart des modèles empiriques de détermination des prix et des salaires, deux variables exogènes sont introduites dans le but de mieux rendre compte des variations à court terme des prix et des salaires : l'écart entre le niveau effectif et le niveau potentiel de l'activité économique (*GAP*), d'une part, et le prix des importations – exprimé par rapport au prix des biens produits localement – (*Prel*), d'autre part. La première variable vise à rendre compte des variations des prix et des salaires qui peuvent être causées par des chocs au niveau de la demande des biens, tandis que la seconde variable vise à identifier les variations des prix et des salaires qui pourraient être dues à des chocs sur les conditions d'offre des firmes. La prise en considération de ces variables s'avère souvent cruciale pour une estimation statistique précise de la relation prix-salaires. En effet, dans le cas d'un choc de demande positif, on pourrait avoir simultanément une réduction des coûts salariaux horaires, en augmentant mécaniquement la productivité horaire du travail, et une hausse de l'inflation du fait des pressions exercées sur les capacités de production des entreprises. D'un autre côté, un choc d'offre comme une augmentation du prix des biens importés entraînera une hausse de l'inflation, de même qu'il tendra à faire augmenter les coûts salariaux unitaires en raison de l'indexation des salaires. On voit donc que, en fonction de leur nature, les chocs qui surviennent peuvent faire varier les prix et les salaires tantôt dans le même sens, tantôt dans un sens opposé. Pour cette raison, la véritable interdépendance existant entre les prix et les coûts salariaux ne pourrait être décelée statistiquement que si les modèles estimés prennent explicitement en considération l'effet de ces chocs.

En résumé, la modélisation du processus d'évolution dans le temps des prix (*P*) et des coûts salariaux (*ULC*) que nous avons retenue implique que, à chaque période (*t*), le *taux de croissance* des variables *P* ($dlnP_t$) et *UCL* ($dlnULC_t$) dépend des éléments suivants :

- les taux de croissance passés de *P* ($dlnP_{t-i}$; $i = 1, 2, \dots$);
- les taux de croissance passés de *ULC* ($dlnULC_{t-i}$; $i = 1, 2, \dots$);
- les taux de croissance contemporain et passés des prix relatifs à l'importation ($dlnPrel_{t-i}$, $i = 0, 1, 2, \dots$);
- les variations contemporaines et passées de l'écart de production ($dGAP_{t-i}$, $i = 0, 1, 2, \dots$);
- un terme de correction d'erreur (ecm_{t-1}), le terme de correction d'erreur étant en fait la valeur estimée du terme d'erreur (ε) dans la relation de long terme (1).

Le modèle de court terme constitué de ces différents éléments est appelé dans le jargon économétrique un «modèle à correction d'erreur» ou «modèle ECM» (pour le lecteur intéressé, une présentation technique du modèle ECM est faite dans l'annexe A). Formellement, les relations qui ont été estimées pour chaque variable sont les suivantes⁶ :

⁵ Une telle relation est notamment proposée par la théorie de la Courbe de Phillips.

⁶ Toutes ces variables sont transformées en logarithme dans l'analyse qui suit, ce qui permet d'interpréter les coefficients obtenus comme des élasticités.

... *Méthodologie*

$$\begin{aligned} \text{Prix :} \quad d\ln(P_t) = & \lambda_p \text{ecm}_{t-1}^p + \sum_k \beta_k d\ln(P_{t-k}) + \sum_i \gamma_i d\ln(ULC_{t-i}) \\ & + \sum_h \phi_h d\ln(GAP_{t-h}) + \sum_j \kappa_j d\ln(Prel_{t-j}) + \varepsilon_t^p \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \text{Coûts salariaux :} \quad d\ln(ULC_t) = & \lambda_{ulc} \text{ecm}_{t-1}^{ulc} + \sum_l \delta_l d\ln(P_{t-l}) + \sum_m \kappa_m d\ln(ULC_{t-m}) \\ & + \sum_s \varphi_s d\ln(GAP_{t-s}) + \sum_z \theta_z d\ln(Prel_{t-z}) + \varepsilon_t^{ulc} \end{aligned} \quad (3)$$

Dans les deux équations ci-dessus, les paramètres λ_p et λ_{ulc} indiquent la vitesse d'ajustement de chaque variable à son niveau de long terme, c'est-à-dire la partie de l'écart constaté par rapport au niveau de long terme qui est résorbé à chaque période. L'idée selon laquelle les prix et les salaires convergent dans le temps vers leur niveau de long terme implique que, logiquement, $-1 < \lambda_p, \lambda_{ulc} < 0$.⁷ Plus λ est élevé (en valeur absolue), plus l'ajustement au niveau de long terme est rapide.

A partir des relations (2) et (3), la causalité entre les prix et les coûts salariaux sera établie de la manière suivante⁸ :

- i. On considèrera qu'il existe une relation causale des coûts salariaux vers les prix ($ULC \rightarrow P$) si, dans l'équation (2), le terme de correction d'erreur est significativement différent de zéro ($\lambda_p \neq 0$) et/ou si la somme des coefficients associés aux valeurs retardées du taux de croissance des coûts salariaux est significativement non nulle ($\sum_i \gamma_i \neq 0$). Dans le cas où $\lambda_p \neq 0$, la causalité des coûts vers les prix résulte du fait que le *niveau* des prix s'ajuste au *niveau* des coûts salariaux en vue de préserver leur alignement de long terme. Dans le cas où $\sum_i \gamma_i \neq 0$, il y a causalité des coûts salariaux vers les prix car la *variation* des prix au cours d'une période dépend significativement de la *variation* des coûts salariaux au cours des périodes antérieures.
- ii. De manière similaire, on considèrera qu'il existe une relation causale des prix vers les coûts salariaux ($P \rightarrow ULC$) si, dans l'équation (3), le terme de correction d'erreur est significativement différent de zéro ($\lambda_{ulc} \neq 0$) et/ou si la somme des coefficients associés aux valeurs retardées du taux de croissance des prix est significativement non nulle ($\sum_l \delta_l \neq 0$).
- iii. La relation causale entre prix et coûts salariaux sera bidirectionnelle si les conditions énoncées dans les deux autres cas sont constatées conjointement.

En termes d'interprétation économique, le cas (i) caractérise une situation où les coûts salariaux déterminent les prix («*les coûts salariaux mènent la danse*»). Dans le cas (ii), ce sont les prix qui déterminent les coûts salariaux («*les prix mènent la danse*») et le cas (iii) correspond à une situation de «*spirale inflationniste*» où les prix et les coûts salariaux s'influencent mutuellement.

Notons enfin que, au cours d'une période donnée, les prix et les coûts salariaux peuvent réagir simultanément à un même choc, comme par exemple une variation du degré d'utilisation des capacités de production ou une variation des prix pétroliers. Leur ajustement simultané au choc ne constitue pas un signe de causalité. En revanche, l'impact du choc sur les prix et les coûts salariaux peut être amplifié par la relation causale existant entre les deux variables.

2.2 Données

La variable de prix (P) correspond à l'indice général des prix à la consommation. L'inflation est par ailleurs définie comme le taux de croissance annuel de cet indice. Une définition alternative de l'inflation a été testée dans l'analyse, à

⁷ Les termes de correction d'erreur, ecm^p et ecm^{ulc} , sont issus de l'équation (1) et sont définis de manière à ce que la valeur des paramètres de vitesse d'ajustement, λ_p et λ_{ulc} , soit comprise entre -1 et 0.

⁸ D'un point de vue strictement économétrique, la causalité que nous examinons est la causalité au sens de Granger. Nous avons pris la liberté d'en donner ici une interprétation moins formelle et plus littéraire, qui fera certainement «sursauter» les économètres avertis.

... *Données*

savoir l'inflation sous-jacente. Il s'agit du taux de croissance annuel de l'indice des prix à la consommation duquel ont été enlevés les composants dont les prix sont les plus volatils, à savoir les biens énergétiques et les produits alimentaires frais. L'écart entre le niveau effectif et le niveau potentiel de production (*GAP*) est mesuré par le taux d'utilisation des capacités de production évalué par un échantillon représentatif des entreprises industrielles belges, tel qu'il ressort des enquêtes trimestrielles réalisées par la Banque Nationale dans ce secteur. Le coût unitaire du travail (*ULC*) est construit en divisant la masse totale des rémunérations des salariés par le PIB mesuré à prix constant. Enfin, l'indice du prix relatif des importations (*Prel*) est défini comme le rapport entre le déflateur (prix) des importations et le déflateur (prix) du PIB.

Toutes les données précitées sont produites par la *Banque Nationale de Belgique* et sont accessibles en ligne via *Belgostat*. Pour la Belgique, nous disposons d'observations trimestrielles des différentes données pour la période allant de 1980q1 à 2009q4, ce qui constitue 120 observations. Pour la zone euro, les données des comptes nationaux et des prix sont publiés par *Eurostat* tandis que les taux d'utilisation des capacités de production dans l'industrie sont fournis par les enquêtes de la Commission européenne. Les données des comptes nationaux européens ne remontent que jusqu'au début des années 90.

Dans notre analyse, les taux de croissance et les variations des différentes variables sont calculés sur des intervalles d'une année (4 trimestres).

Le graphique 1 (page 8) présente l'évolution du niveau général des prix à la consommation (*P*) et des coûts salariaux par unité produite (*ULC*) sur la période 1980-2009. On peut constater que, dans le long terme, les prix et les coûts salariaux tendent à évoluer en parallèle même si, à certaines périodes, la trajectoire des deux variables tend à dévier quelque peu, ces déviations se résorbant cependant au fil du temps. On devrait donc détecter par l'analyse économétrique, une relation de cointégration entre les deux variables. Le graphique 1 suggère également que, dans le long terme, ce sont les coûts salariaux qui s'ajustent aux prix, ce qui implique que le terme de correction d'erreur devrait être significatif dans l'équation des variations à court terme des coûts salariaux.

Les taux de croissance annuels des prix et des coûts salariaux sont représentés sur le graphique 2 (page 8). Ce graphique laisse apparaître un lien dans les variations de court terme des prix et des coûts salariaux même si, sur la majeure partie de la période, les variations des coûts salariaux sont plus importantes que celles des prix à la consommation.⁹

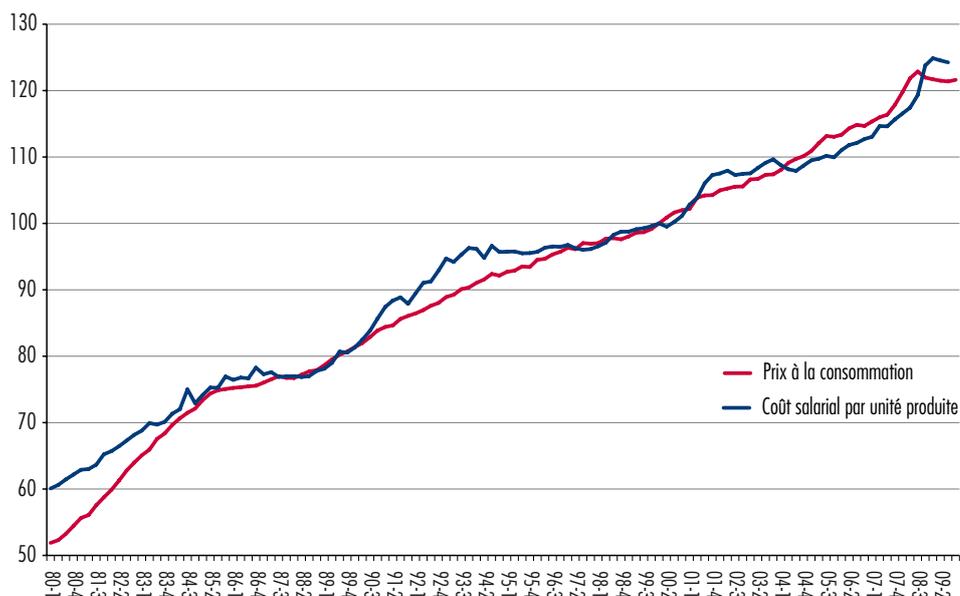
Sur un plan plus descriptif, nos données pour la Belgique indiquent que, sur la période 1980-2009, la croissance totale des prix à la consommation fut de 134 % et celle des coûts salariaux par unité produite de 107 %. Sur la période réduite de 1991 à 2009, la progression des prix atteint 43 % et celle des coûts salariaux 42 % en Belgique. Sur cette même période, les données pour la zone euro indiquent une progression des prix à la consommation de 49 % et une progression des coûts salariaux de 44 %.

2.3 Résultats

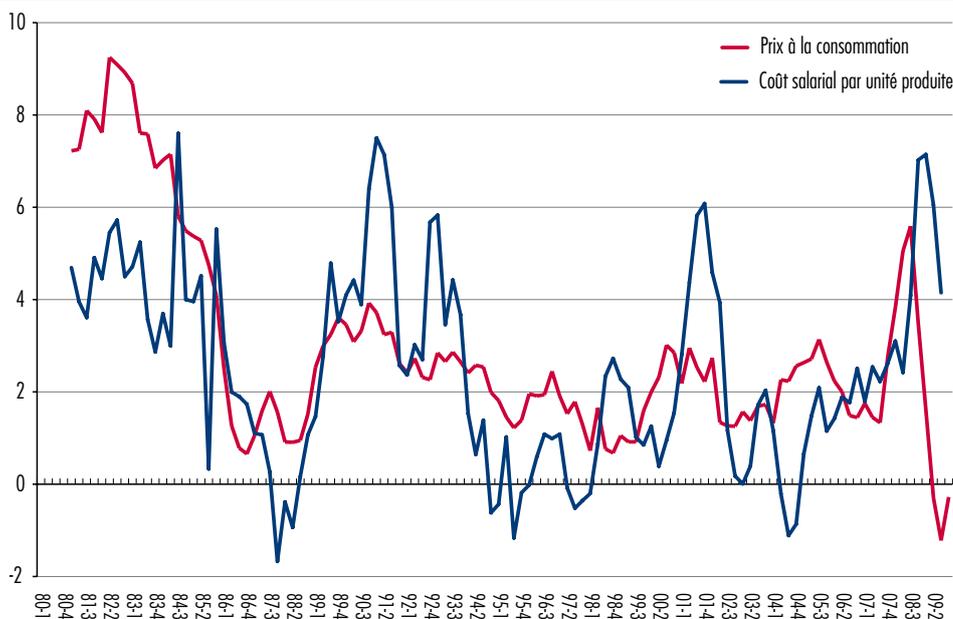
Afin de faciliter la comparaison des résultats pour l'économie belge avec ceux obtenus dans le cas européen, nous avons réalisé les estimations sur la plus longue période commune aux deux ensembles de séries statistiques, c'est-à-dire la période allant de 1991 à nos jours. Par ailleurs, étant donné que nous utilisons les séries en variation annuelle et que des variables avec retards sont incluses dans le

⁹ Sur l'ensemble de la période, le taux de corrélation entre les variations des prix et des coûts salariaux est de 48 %.

Graphique 1. Niveau des prix et des coûts salariaux en Belgique, 1980-2009



Graphique 2. Croissance des prix et des coûts salariaux en Belgique, 1980-2009



modèle, nos estimations sont réalisées sur une période restreinte allant de 1994q1 à 2009q4, ce qui représente un total de 64 observations trimestrielles.¹⁰

Sur base des tests effectués (voir tableaux B1 et B2 en annexe), il apparaît qu'il existe tant en Belgique qu'en zone euro une relation d'équilibre sur le *long terme* entre les *niveaux* des prix et des coûts salariaux unitaires. L'évolution à long terme des prix et celle des coûts salariaux sont donc, comme la théorie économique le suggère, très étroitement liée. Conformément aux attentes, cette relation est positive, ce qui signifie que tendanciellement les prix et les coûts salariaux évoluent dans le même sens (cf. tableau 1).

¹⁰ L'analyse a également été conduite sur une période allant de 1984q1 à 2009q4 dans le cas belge afin de détecter d'éventuels changements structurels dans les relations. Il est apparu que les relations étaient globalement très stables dans le temps.

Tableau 1. Etude de cointégration

$\ln(ULC_t) = \alpha + \beta \ln(P_t) + \varepsilon_t$	
	$\beta =$
Belgique	0,88
Zone euro	0,81

Note : le modèle a été estimé par la méthode économétrique des moindres carrés ordinaires sur la période allant de 1994q1 à 2009q4.

Tableau 2. Analyse de causalité

ULC \rightarrow P	Causalité à long terme	Causalité à court terme
	λ_p	$\sum_i \gamma_i$
Belgique	0,00	0,14 *
Zone euro	0,00	0,14 *
P \rightarrow ULC	Causalité à long terme	Causalité à court terme
	λ_{ulc}	$\sum_i \delta_i$
Belgique	-0,54 *	-0,06
Zone euro	-0,23 *	0,00

Note : le symbole * indique que le coefficient est significativement différent de zéro au seuil de 5 %.

Le tableau 2 présente le résultat de nos estimations pour ce qui concerne la causalité prix-coût salarial (pour une présentation plus détaillée des résultats, voir tableaux B3 et B4 en annexe).¹¹ On en déduit les conclusions suivantes :

- La relation causale entre les prix et les coûts salariaux est *bidirectionnelle* en Belgique et dans la zone euro;
- A long terme, les prix ne s'ajustent pas aux coûts salariaux ($\lambda_p = 0$), tant en Belgique que dans la zone euro. En revanche, en Belgique comme dans la zone euro, les coûts salariaux s'ajustent au niveau des prix ($\lambda_{ulc} \neq 0$), ce qui signifie qu'une élévation *permanente* du niveau général des prix à la consommation (due par exemple à une augmentation permanente des taux de TVA) entraîne une élévation *permanente* du niveau des coûts salariaux. Plus précisément, d'après nos estimations, une hausse *permanente* du niveau général des prix de 10 % donne lieu en Belgique à une augmentation *permanente* des coûts salariaux de 9 % ($\beta = 0,9$, cf. tableau 1). Dans la zone euro, l'ajustement des coûts salariaux est un peu moins élevé puisqu'il s'élève à 8 % ($\beta = 0,8$, cf. tableau 1).
- L'ajustement des coûts salariaux à une modification permanente du niveau des prix s'opère deux fois plus vite en Belgique que dans la zone euro : lorsque les coûts salariaux divergent de leur niveau de long terme, en Belgique l'écart est

¹¹ Cette note technique vise à signaler que les équations de prix et de salaires ont été estimées individuellement. Une autre approche aurait été de les estimer simultanément en système. Le fait que le terme de correction d'erreur ne soit pas significatif dans l'équation de prix tend à indiquer que l'approche que nous avons choisie est raisonnable.

... Résultats

réduit de moitié chaque trimestre ($\lambda_{ulc} = -0,54$) alors que dans la zone euro, seulement un quart de l'écart ($\lambda_{ulc} = -0,23$) est comblé à chaque trimestre.

- En Belgique et dans la zone euro, l'inflation n'a pas d'impact *persistant* sur la croissance salariale.¹² A l'inverse, la *croissance* des coûts salariaux a un impact *persistant* sur l'inflation ($\sum_i \gamma_i \neq 0$) : une hausse de 1 % de la croissance salariale sera suivie d'une augmentation de l'inflation de plus ou moins 0,15 pourcent, l'accélération des prix intervenant après six trimestres en Belgique et après cinq trimestres dans la zone euro (cf. tableau B4 en annexe).

Les autres principaux résultats de nos estimations sont les suivants (cf. tableaux B3 et B4 en annexe) :

- Il existe en Belgique et dans la zone euro une forte persistance dans l'évolution des prix et des coûts salariaux; l'inertie dans l'évolution des prix et des coûts salariaux est plus grande en Belgique que dans la zone euro.
- Les variations dans le degré d'utilisation des capacités de production ont un impact positif sur la croissance salariale et sur la croissance des prix en Belgique, qui se manifeste avec beaucoup de retard. En zone euro, l'impact se manifeste plus rapidement qu'en Belgique; l'impact sur la croissance du coût salarial disparaît cependant tout aussi rapidement et celui sur l'inflation est fortement réduit après à peine deux trimestres.
- En Belgique comme dans la zone euro, une accélération du prix (relatif) des biens importés a un impact immédiat sur la croissance salariale et sur la croissance des prix, la première ayant tendance à ralentir et la seconde à augmenter. Dans la zone euro cependant, après quelques trimestres, l'impact sur la croissance du coût salarial disparaît complètement et celui sur l'inflation s'estompe.¹³

3. Conclusion

Sur la période 1991-2009, la croissance totale du coût salarial a été quasiment identique en Belgique et dans la zone euro (42,1 % en Belgique et 43,6 % pour la zone euro) alors que la croissance totale des prix à la consommation fut plus faible en Belgique (43,8 %) que dans la zone euro (49,1 %).

D'après notre analyse, ce contraste dans l'évolution *relative* des prix et des coûts salariaux entre la Belgique et la zone euro ne trouve pas son explication dans des caractéristiques différentes en ce qui concerne l'interaction prix-coût salariaux. Ces caractéristiques apparaissent en effet identiques en Belgique et dans la zone euro, à savoir :

- Les prix et les coûts salariaux ont des trajectoires communes à long terme. A long terme, l'évolution des coûts salariaux tend en effet à suivre l'évolution des prix. Une hausse permanente du niveau général des prix à la consommation, causée par exemple par un relèvement de la TVA ou une augmentation de la marge bénéficiaire des entreprises, entraîne donc à long terme une augmentation permanente du niveau de coût salarial.
- A court terme, la croissance des coûts salariaux réagit aux ajustements permanents du niveau des prix. Ainsi, elle s'accélére en cas d'une hausse permanente des prix. En revanche, les chocs temporaires d'inflation n'ont pas d'impact significatif prolongé sur la croissance des coûts salariaux.

¹² D'après nos estimations, l'inflation a différents effets significatifs à court terme sur la croissance des coûts salariaux (cf. tableau B3 en annexe), mais la somme de ces effets n'est pas significativement différente de zéro : en Belgique, l'effet cumulé de l'inflation sur la croissance du coût salarial vaut : $0,37 - 0,43 = -0,06$ et, dans la zone euro, l'effet cumulé est égal à : $0,48 - 0,48 = 0$.

¹³ L'effet cumulé sur la croissance du coût salarial est en effet égal à : $-0,12 + 0,17 - 0,23 + 0,18 = 0$ (cf. tableau B3 en annexe). S'agissant de l'effet à long terme sur l'inflation, il est égal à : $0,16 - 0,17 + 0,07 = 0,06$ (cf. tableau B4 en annexe).

... Conclusion

- A court terme, la croissance des prix – l’inflation – variera suite à des chocs temporaires sur la croissance des coûts salariaux. Les changements induits sont néanmoins peu importants et se manifestent après plus d’un an.

Notre analyse révèle toutefois des différences d’ordre quantitatif dans l’interaction prix – coût salarial entre la Belgique et la zone euro, qui concerne principalement l’impact des prix sur les coûts salariaux. D’après nos résultats, l’ajustement des coûts salariaux à l’évolution des prix est en effet plus fort en Belgique que dans la zone euro : (i) l’impact à long terme d’une hausse permanente des prix sur le coût salarial est plus grand en Belgique que dans la zone euro ; et (ii) l’ajustement des coûts salariaux à une hausse permanente des prix est deux fois plus rapide en Belgique que dans la zone euro.

Notre analyse ne nous permet pas de déterminer quels sont les facteurs qui expliquent ces différences quantitatives relevées dans la relation prix-coût salarial entre la Belgique et la zone euro. Toutefois, dans la mesure où il y a tout lieu de considérer qu’il s’agit de facteurs structurels, le mécanisme d’indexation des salaires qui est unique à la Belgique constitue un facteur potentiel d’explication.

Vincent Bodart est professeur au département d’économie de l’UCL et chercheur à l’IRES.

Jean-François Carpentier est chercheur au CORE et à l’IRES.

Vincent Scourneau est chercheur à l’IRES.

Vincent Bodart, Jean-François Carpentier et Vincent Scourneau

Références

- Brauer, Davide (1997), «Do Rising Labor Costs Trigger Higher Inflation?», *Current Issues*, Federal Reserve Bank of New York.
- Dhyne, Emmanuel, et Martine Druant (2010), «Wages, labor, and prices : How do firms react to shocks ?», Working paper 193, National Bank of Belgium.
- Druant, Martine, S. Fabiani, G. Kezdi, A. Lamo, F. Martins, et R. Sabbatini (2009), «How are firm’s wages and prices linked : survey evidence in Europe», Working paper 174, National Bank of Belgium.
- Engle, Robert, et Clive Granger (1987), «Cointegration and error correction: Representation, estimation, and testing», *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- Gordon, Robert (1988), «The Role of Wages in the Inflation Process», *American Economic Review*, 78 (2), pp. 276-283.
- Hess, Gregory et Mark Schweitzer (2000), «Does Wage Inflation Cause Price Inflation?», *Policy Discussion Paper*, Federal Reserve Bank of Cleveland, No. 1.
- Mehra, Yash (1993), «Unit Labor Costs and the Price Level», *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond, 79, pp. 35-51.
- Mehra, Yash (1991), «Wage Growth and the Inflation Process: An Empirical Note», *American Economic Review*, 81 (4), pp. 931-937.
- Rissman, Ellen (1995), «Sectoral Wage Growth and Inflation», *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, juillet/août, pp. 16-28.
- Zanetti, Attilio (2007), «Do Wages Lead Inflation?», *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 143 (1), pp. 67-92.

Annexe A. Introduction aux modèles ECM

L'analyse économétrique que nous avons appliquée se base sur la procédure proposée par Engle et Granger (1987). Il s'agit d'une procédure en deux étapes. Dans la première étape, on tente d'identifier une relation d'équilibre de long terme, dite de «cointégration» entre les coûts salariaux et les prix. Dans la seconde étape, on estime un modèle dynamique dans lequel la valeur du déséquilibre dans la relation de long terme existant à la période précédente est utilisée comme une variable explicative dans la modélisation de la variation contemporaine des coûts salariaux et des prix.

Pour qu'il existe un équilibre de long terme (relation de cointégration) entre les prix et les coûts salariaux, deux conditions nécessaires sont : (1) les deux variables doivent être non stationnaires, et (2) on peut trouver un n ($n = 1, \dots, \infty$) tel que les $n^{\text{ème}}$ différences de chacune des deux variables soient stationnaires.¹⁴

Par conséquent, la première chose à faire en vue de construire un modèle ECM est de vérifier que les prix et les coûts salariaux correspondent bien à des séries non stationnaires et trouver un degré de différenciation identique pour lequel les deux séries deviennent stationnaires. Les tests de stationnarité sont réalisés à l'aide de la méthode de Dickey et Fuller. Le test de stationnarité de la variable X consiste en une régression de la différence première de celle-ci ($dX_t = X_t - X_{t-1}$) sur une constante et sur la valeur passée de la variable X en niveau; plus formellement, il s'agit d'estimer la régression :

$$dX_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{A})$$

Avant d'effectuer le test proprement dit, il faut s'assurer que le terme d'erreur du modèle (ε_t) ne présente pas d'autocorrélation. Dans le cas contraire, différents retards de la variable dépendante (dX) peuvent être rajoutés comme variables explicatives dans la régression (1). Sous l'hypothèse de non stationnarité, la valeur du paramètre β est égale à 0. Cette hypothèse sera rejetée si la valeur estimée du paramètre est suffisamment plus petite que 0 et on pourra alors en conclure que la variable X est stationnaire. L'estimateur classique du paramètre ne suit aucune distribution standard sous l'hypothèse nulle. Par contre, Dickey et Fuller ont approximé sur base de simulations dans des échantillons de tailles différentes les quantiles de la distribution correspondant aux valeurs critiques habituelles sous l'hypothèse nulle. Il est important de noter toutefois que ce test manque de puissance, c'est-à-dire qu'il ne conclut pas assez souvent à la stationnarité des variables lorsque c'est effectivement le cas. Une analyse graphique est dès lors la bienvenue en complément du résultat de ces tests pour décider si les variables sont stationnaires ou non.

Dans notre échantillon, il s'avère que le logarithme des coûts salariaux et des prix sont, comme on pouvait s'y attendre, clairement non stationnaires. Par contre, d'après les résultats des tests et la visualisation graphique des séries, il semble que les différences premières du logarithme (approximativement égales aux taux de croissance) des deux séries soient toutes deux stationnaires. Les deux conditions nécessaires pour avoir une relation de cointégration étant vérifiées, nous pouvons tester s'il existe une combinaison linéaire entre les deux séries formant une série stationnaire. Il s'agit de la première étape dans le processus mis au point par Engle

¹⁴ Lorsqu'on traite des variables économiques, dans la plupart des cas les différences premières de chaque variable forment des séries stationnaires. Cependant, pour certaines séries, il faut parfois différencier deux fois les variables pour qu'elles deviennent stationnaires.

et Granger. Cela implique l'estimation d'une relation entre les variables en niveau du type :

$$\ln(P_t) = \alpha + \beta \ln(ULC_t) + \varepsilon_t \quad (\text{B})$$

Ensuite, les résidus découlant de l'estimation de la relation (B) sont récupérés (appelés ecm_t) et on vérifie à l'aide d'un test du même type que le test Dickey-Fuller présenté ci-dessus si ceux-ci constituent bien une série statistique stationnaire. Si c'est le cas, on peut conclure qu'il existe une relation de long terme entre les deux variables, c'est-à-dire que les prix et les coûts salariaux sont des variables cointégrées. La même réserve s'applique quant à la puissance du test et l'analyse graphique est un bon complément pour déterminer si les résidus forment une série stationnaire ou pas. Le paramètre β est l'élasticité à long terme des prix par rapport aux coûts salariaux.

La seconde étape de la méthode proposée par Engle et Granger consiste à estimer les modèles de la forme :

$$d\ln(P_t) = \lambda_p ecm_{t-1} + \sum_k \beta_k d\ln(P_{t-k}) + \sum_j \gamma_j d\ln(ULC_{t-j}) + \varepsilon_t^p \quad (\text{C})$$

$$d\ln(ULC_t) = \lambda_{ulc} ecm_{t-1} + \sum_l \delta_l d\ln(P_{t-l}) + \sum_m \kappa_m d\ln(ULC_{t-m}) + \varepsilon_t^{ulc} \quad (\text{D})$$

où λ_p et λ_{ulc} prennent logiquement une valeur négative comprise entre 0 et -1. Ces paramètres représentent le degré d'ajustement immédiat, respectivement, des prix et des coûts salariaux pour résorber le déséquilibre par rapport à la relation de long terme entre les deux variables qui est présent à la période précédente. Les β_k , γ_j , δ_l et κ_m représentent les effets contemporains sur la variable dépendante d'une variation de la variable explicative correspondante observée à un moment précis.

Annexe B. Résultats détaillés

Tableau B1. Tests de racine unitaire (Dickey-Fuller Augmenté)

	Test ADF	Lags	Racine unitaire
Prix à la consommation (lnP) - Belgique	-2,475	1	oui
Coût unitaire du travail (lnULC) - Belgique	-2,561	1	oui
Prix à la consommation (lnP) - Zone euro	-2,775	3	oui
Coût unitaire du travail (lnULC) - Zone euro	-2,408	1	oui

Note: Les séries sont en logarithme. Un trend déterministe a été inclus dans les tests. «Lags» réfère aux retards inclus dans la spécification du modèle. La période d'estimation est 1994q1-2009q4. L'hypothèse nulle est celle de la présence d'une racine unitaire. Hypothèse rejetée avec une confiance de 95 % si la valeur du test ADF est inférieure à -3,45 et une confiance de 1 % si la valeur test ADF est inférieure à -4,04. La nulle n'est ici jamais rejetée.

Tableau B2.
Tests de
cointégration
(Engle-Granger)

$\ln(ULC_t) = \alpha + \beta \ln(P_t) + \varepsilon_t$			
	Test	Lags	Cointégration
Belgique	-3,063	1	oui, à environ 90 %
Zone euro	-2,988	2	oui, à environ 90 %

Note: Les séries sont en logarithme. Le test de Engle-Granger est appliqué aux résidus ε_t . La période d'estimation est 1994q1-2009q4. L'hypothèse nulle est celle de l'absence de cointégration. Hypothèse rejetée avec une confiance de 90 % si la valeur du test est inférieure à -3,04 et une confiance de 95 % si la valeur test ADF est inférieure à -3,34.

Tableau B3.
Déterminants de
la croissance des
coûts salariaux

Belgique					Zone euro				
	Coefficient estimé	Erreur standard (HACSE)	t-test	p-valeur		Coefficient estimé	Erreur standard (HACSE)	t-test	p-valeur
<i>ecm_1</i>	-0,54	0,09	-6,16	0,00	<i>ecm_1</i>	-0,23	0,09	-2,38	0,02
Constante	-0,01	0,00	-2,59	0,01	Constante	0,00	0,00	0,58	0,56
<i>dlnULC_1</i>	1,02	0,07	14,30	0,00	<i>dlnULC_1</i>	1,02	0,09	11,50	0,00
<i>dlnULC_4</i>	-0,45	0,12	-3,83	0,00	<i>dlnULC_4</i>	-0,65	0,11	-6,09	0,00
<i>dlnULC_5</i>	0,69	0,11	6,32	0,00	<i>dlnULC_5</i>	0,48	0,11	4,50	0,00
<i>dlnULC_7</i>	0,22	0,11	2,00	0,05	<i>dlnP_4</i>	0,48	0,16	3,06	0,00
<i>dlnULC_8</i>	-0,58	0,17	-3,53	0,00	<i>dlnP_5</i>	-0,48	0,22	-2,19	0,03
<i>dlnULC_9</i>	0,49	0,13	3,92	0,00	<i>dGAP</i>	-0,11	0,04	-2,73	0,01
<i>dlnP_2</i>	0,37	0,09	4,09	0,00	<i>dGAP_1</i>	0,10	0,03	3,19	0,00
<i>dlnP_5</i>	-0,43	0,10	-4,33	0,00	<i>dlnPrel</i>	-0,12	0,04	-3,13	0,00
<i>dGAP_5</i>	0,11	0,03	3,83	0,00	<i>dlnPrel_1</i>	0,17	0,05	3,36	0,00
<i>dlnPrel</i>	-0,12	0,03	-3,83	0,00	<i>dlnPrel_4</i>	-0,23	0,05	-4,97	0,00
					<i>dlnPrel_5</i>	0,18	0,05	3,94	0,00
Test d'autocorrélation : AR 1-4 : F(4,47) = 1,7616 (p-valeur: 0,1525)					Test d'autocorrélation : AR 1-4 : F(4,51) = 1,3264 (p-valeur: 0,2744)				
Test d'hétéroscédasticité : ARCH 1-4 : F(4,55) = 1,4644 (p-valeur: 0,2256) R-carré de 0,92					Test d'hétéroscédasticité : ARCH 1-4 : F(4,55) = 0,91670 (p-valeur: 0,4609) R-carré de 0,91				

Note : La période d'observation est 1994q1-2009q4.

Tableau B4.
Déterminants
de la croissance
des prix à la
consommation

Belgique					Zone euro				
	Coefficient estimé	Erreur standard (HACSE)	t-test	p-valeur		Coefficient estimé	Erreur standard (HACSE)	t-test	p-valeur
Constante	0,01	0,00	2,35	0,02	Constante	0,00	0,00	3,62	0,00
dlnP_1	0,77	0,08	9,38	0,00	dlnP_1	1,04	0,04	23,30	0,00
dlnP_4	-0,55	0,07	-7,92	0,00	dlnP_4	-0,74	0,11	-6,49	0,00
dlnP_6	0,45	0,10	4,54	0,00	dlnP_5	0,43	0,09	4,68	0,00
dlnP_8	-0,28	0,11	-2,63	0,01	dlnULC_5	0,14	0,05	2,60	0,01
dlnULC_6	0,14	0,05	2,77	0,01	dGAP	0,06	0,01	4,39	0,00
dGAP_7	0,07	0,03	2,31	0,02	dGAP_1	-0,12	0,03	-3,77	0,00
dlnPrel	0,06	0,02	2,84	0,01	dGAP_2	0,11	0,02	4,58	0,00
					dlnPrel	0,16	0,02	6,75	0,00
					dlnPrel_1	-0,17	0,03	-5,80	0,00
					dlnPrel_4	0,07	0,01	4,97	0,00
Test d'autocorrélation : AR 1-4 : $F(4,51) = 1,361$ (p-valeur : 0,2605)					Test d'autocorrélation : AR 1-4 : $F(4,48) = 0,92494$ (p-valeur : 0,4573)				
Test d'hétéroscédasticité : ARCH 1-4 : $F(4,55) = 0,52838$ (p-valeur : 0,7153) R-carré de 0,86					Test d'hétéroscédasticité : ARCH 1-4 : $F(4,55) = 0,19819$ (p-valeur : 0,9383) R-carré de 0,94				

Note : La période d'observation est 1994q1-2009q4.

Directeur de la publication :

Vincent Bodart

Rédactrice en chef :

Muriel Dejemeppe

Comité de rédaction : Paul Belleflamme,

Vincent Bodart, Thierry Bréchet,

Muriel Dejemeppe, Frédéric Docquier,

Jean Hindriks, François Maniquet,

Marthe Nyssens

Secrétariat & logistique : Anne Davister

Graphiste : Dominos

Regards Économiques IRES-UCL

Place Montesquieu, 3

B1348 Louvain-la-Neuve

<http://www.uclouvain.be/en-regards-economiques>

regard-ires@uclouvain.be.

tél. 010/47 34 26

ISSN 2033-3013