

2 ANALYSES

1	Croissance potentielle et chômage structurel : une perspective trimestrielle	108
1.1	Cadre économétrique	108
1.2	Résultats empiriques	110
1.3	Incertitude liée au processus de publication des données	113
1.4	Conclusions	114
1.5	Références	114
2	Résumé non technique du cahier d'études « Rigidités des salaires à la baisse et indexation des salaires : une analyse sur base de données individuelles », P. Lünemann/L. Wintr	116



1 CROISSANCE POTENTIELLE ET CHÔMAGE STRUCTUREL : UNE PERSPECTIVE TRIMESTRIELLE ¹

La récente crise risque de marquer durablement la croissance potentielle et le chômage structurel au Luxembourg. Cependant, ces deux variables ne sont pas observées directement et leur estimation est sujette à un important degré d'incertitude. Il est donc difficile de tirer des conclusions quant à l'impact de la crise, surtout après si peu de temps. Cette étude essaie de pallier ce problème en estimant croissance potentielle et chômage structurel avec des données trimestrielles. Leur fréquence plus élevée permet de centrer l'échantillon sur les observations plus récentes et de donner plus de poids à la période de la crise.

Chaque année, le rapport annuel de la BCL fournit des estimations de la croissance potentielle au Luxembourg selon différentes méthodes. Jusqu'ici, ces estimations se sont basées sur les données de comptabilité nationale annuelles, parce que cette version est plus fiable que la version trimestrielle. En effet, les données annuelles de comptabilité nationale résultent d'un exercice d'équilibrage basé sur un ensemble d'informations statistiques plus complet. Par contre, à fréquence annuelle le nombre d'observations est plus limité, ce qui exige un échantillon qui remonte plus loin dans le passé (jusqu'en 1980) afin d'assurer la convergence des estimateurs. Cet échantillon plus long comporte un risque plus élevé d'intégrer des changements structurels, notamment liés à l'introduction de l'euro, le passage des normes comptables SEC79 à celles SEC95, et plus généralement la profonde transformation de l'économie luxembourgeoise sur les derniers 30 ans.

Entre les différentes méthodes appliquées par la BCL, celle développée par Apel et Jansson² s'appuie sur la courbe de Phillips (reliant croissance et inflation) et la loi d'Okun (reliant croissance et chômage). Cette méthode permet ainsi d'estimer simultanément la croissance potentielle et le chômage structurel. Evidemment, dans ce contexte, les deux concepts sont entendus dans un sens assez limité : la croissance potentielle et le chômage structurel sont ceux qui sont compatibles avec la stabilité de l'inflation tel que capturé par un lien statistique. En particulier, le chômage structurel correspond ici au concept du NAIRU (non-accelerating inflation rate of unemployment)³. Des analyses plus générales peuvent expliquer la croissance potentielle ou le chômage structurel à partir de facteurs plus intangibles (productivité totale des facteurs, efficience du marché de l'emploi, capital humain, incitations fiscales, etc.).

En résumé, la méthode de Apel et Jansson formalise les liens dynamiques entre trois variables : le produit intérieur brut (PIB), l'inflation et le chômage. Evidemment, quand ces relations sont estimées à l'aide des données annuelles du PIB, il est nécessaire d'agréger les données mensuelles de l'inflation et du chômage afin d'obtenir des séries à fréquence annuelle. Cette étape comporte une perte d'informations qui pourraient contribuer à améliorer la modélisation des liens entre les fluctuations de ces variables. Raison de plus pour effectuer l'estimation à fréquence trimestrielle, même si à cette fréquence le PIB est sujet à des révisions plus importantes.

1.1 CADRE ÉCONOMÉTRIQUE

En tant que variable inobservable, le PIB potentiel peut être estimé à l'aide du filtre de Kalman. Watson (1986) a été parmi les premiers à suivre cette voie, utilisant les modèles à composantes inobservables pour filtrer le PIB trimestriel. Kuttner (1994) a généralisé cette approche à un cadre bivarié, intégrant l'inflation à travers la courbe de Phillips. Apel et Jansson (1999) ont ajouté le chômage comme troisième variable, intégrant une relation d'Okun, comme aussi Cerra et Saxena (2000) et Fabiani et Mestre (2001). Rünstler (2002) et Orphanides et Van Norden (2002) ont étudié les révisions des estimations de l'écart de production telles que produites en

1 Par Paolo Guarda

2 Voir Apel et Jansson (1999a, 1999b), Cerra et Saxena (2000), Fabiani et Mestre (2001).

3 Voir Gordon (1997), Laubach (2001) et Schumacher (2008).

« temps réel » avec des modèles à composantes inobservables. Planas et Rossi (2004) ont étudié l'apport de l'inflation pour augmenter la fiabilité de ces estimations. Proietti, Musso et Westermann (2007) et Proietti et Musso (2007) ont adapté l'approche par la fonction de production pour estimer le PIB potentiel de la zone euro avec des modèles à composantes inobservables. Moës (2006, 2008) a également implémenté l'approche par la fonction de production, mais avec des données belges. Enfin, Planas, Rossi et Fiorentini (2008) ont utilisé des méthodes Bayésiennes pour estimer l'écart de production pour les États-Unis et pour la zone euro. Cette approche sert actuellement aux services de la Commission européenne pour l'évaluation du PIB potentiel.

Le modèle estimé ici adapte celui proposé par Apel et Jansson (1999), en ajoutant des dérives aléatoires aux processus déterminant le chômage structurel et la croissance potentielle. Comme préconisé par Fabiani et Mestre (2001), cette généralisation permet plus de flexibilité dans l'estimation. Le modèle peut s'écrire comme suit.

$$(1) \quad \pi_t = \pi_{t-1} + \alpha(L)\pi_{t-2} + \rho(L)(u_t - u_t^n) + \omega(L)z_t + \varepsilon_t^{pc} \quad \varepsilon_t^{pc} \sim N(0, \sigma_{pc}^2)$$

$$(2) \quad y_t - y_t^p = \phi(L)(u_t - u_t^n) + \varepsilon_t^{ol} \quad \varepsilon_t^{ol} \sim N(0, \sigma_{ol}^2)$$

$$(3) \quad y_t^p = \beta_t + y_{t-1}^p + \varepsilon_t^p \quad \varepsilon_t^p \sim N(0, \sigma_p^2)$$

$$(4) \quad u_t^n = \xi_t + u_{t-1}^n + \varepsilon_t^n \quad \varepsilon_t^n \sim N(0, \sigma_n^2)$$

$$(5) \quad \beta_t = \beta_{t-1} + \varepsilon_t^\beta \quad \varepsilon_t^\beta \sim N(0, \sigma_\beta^2)$$


$$(6) \quad \xi_t = \xi_{t-1} + \varepsilon_t^\xi \quad \varepsilon_t^\xi \sim N(0, \sigma_\xi^2)$$

$$(7) \quad u_t - u_t^n = \delta(L)(u_{t-1} - u_{t-1}^n) + \varepsilon_t^c \quad \varepsilon_t^c \sim N(0, \sigma_c^2)$$

La première équation représente la courbe de Phillips, la variable π_t représentant l'inflation, la variable u_t le taux de chômage observé, et la variable u_t^n le chômage structurel. Les expressions $\rho(L)$, $\eta(L)$ et $\omega(L)$ sont des polynômes de l'opérateur de retard $Lx_t = x_{t-1}$ et le vecteur z_t représente un ensemble de variables censées capturer des chocs d'offre (prix du pétrole, prix des importations, productivité du travail, taux d'échange effectif réel)⁴. Par hypothèse, le terme d'erreur ε_t^{pc} suit une distribution normale indépendante avec moyenne zéro et variance fixe.

La deuxième équation représente la loi d'Okun, qui relie la composante cyclique de la production à la composante cyclique du chômage. Dans cette équation la variable y_t représente le logarithme de la production et la variable y_t^p représente son niveau potentiel (compatible avec la stabilité de l'inflation). Ainsi y_t^p est une deuxième variable inobservable. Il est important de noter que les variables u_t^n et y_t^p peuvent changer de niveau à travers le temps.

4 Voir Gordon (1997, 1998) concernant l'importance d'intégrer des chocs d'offre. Les variables z_t doivent être normalisées avec moyenne zéro sur l'échantillon d'estimation afin de capturer correctement la variable inobservable u_t^n .



Comme expliqué dans un encadré du rapport annuel BCL 2006, l'article original d'Okun en 1962 a simplement calibré u_t^n à une valeur fixe et déduit la valeur du PIB potentielle y_t^p de la valeur estimée de la constante de régression. Basées sur cette approche, des études au Luxembourg ont également estimé la loi d'Okun par la méthode des moindres carrés ordinaires, spécifiant une régression entre la variation du taux de chômage et le taux de croissance du PIB observé. Or, une telle approche repose implicitement sur les hypothèses selon lesquelles le chômage d'équilibre u_t^n est constant et la production potentielle y_t^p augmente à un taux constant. Face à l'augmentation continue du taux de chômage luxembourgeois, ainsi que les importantes fluctuations de la production sur la période récente, ces hypothèses peuvent sembler peu réalistes. Le modèle estimé ici permet de formellement tester ces hypothèses.

En effet, les équations (3) et (4) spécifient que les variables inobservables (PIB potentiel et chômage structurel) suivent des démarches aléatoires avec dérive. Ces dérives sont notées respectivement β et ξ et évoluent selon les processus décrits par les équations (5) et (6). Cette spécification permet de séparer les chocs transitoires et permanents influençant la croissance potentielle (respectivement ε_t^p et ε_t^β) et le chômage structurel (respectivement ε_t^n et ε_t^ξ).

D'ailleurs, cette spécification fournit aussi un test formel de l'hypothèse selon laquelle la croissance potentielle est constante ($H_0: \sigma^p=0$ et $\sigma^\beta=0$) et de l'hypothèse selon laquelle le chômage structurel est constant ($H_0: \sigma^n=0$ et $\sigma^\xi=0$). Pour les spécifications estimées ici, la première hypothèse est rejetée au niveau de 10% (la croissance potentielle n'est pas constante). Le chômage structurel est mesuré avec trop d'incertitude pour rejeter la deuxième hypothèse. Cependant, l'hypothèse jointe selon laquelle la croissance potentielle et le chômage structurel sont tous les deux constants est rejetée au niveau de 1%. Ainsi l'estimation de la loi d'Okun par les moindres carrés ordinaires se base sur l'hypothèse fallacieuse selon laquelle la constante est invariable à travers le temps.

La dernière équation spécifie que la composante cyclique du chômage (écart entre chômage observé et chômage structurel) suit un processus autorégressif. Les valeurs estimées des paramètres de cette équation devraient respecter les conditions pour que cet écart suive un processus cyclique. Dans la suite, un processus d'ordre deux est adopté pour cette équation et donc ces conditions sont $\delta_1^2 + 4\delta_2 < 0$ (Harvey, 1993, chapitre 2). Ces conditions sont respectées par les coefficients estimés de toutes les spécifications considérées dans la suite, ce qui est confirmé également par les graphiques. Les fluctuations cycliques du chômage sont transmises à l'écart de production par la loi d'Okun (deuxième équation). Pour rappel, cette composante cyclique du chômage apparaît également dans la courbe de Phillips (première équation).

1.2 RÉSULTATS EMPIRIQUES

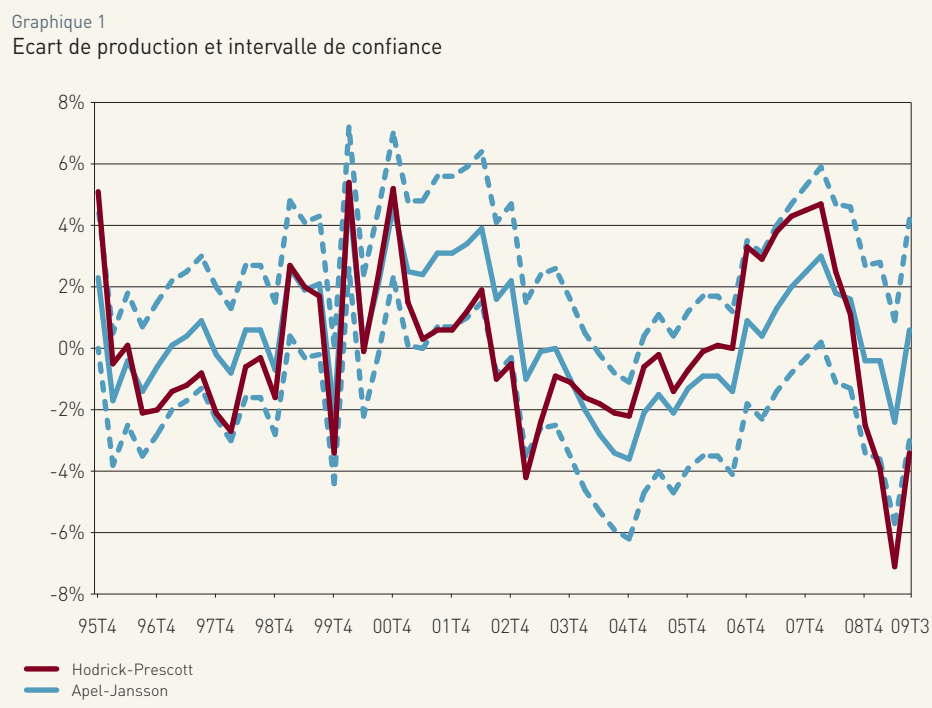
Le modèle est estimé avec les données trimestrielles du PIB pour la période 1995T1-2009T3. L'inflation est mesurée par l'indice des prix à la consommation national (IPCN)⁵ et le chômage par le taux harmonisé. L'inflation et chômage sont corrigés des variations saisonnières à fréquence mensuelle⁶ avant d'être agrégés à fréquence trimestrielle. La production est corrigée de variations saisonnières à fréquence trimestrielle. La spécification retenue de la courbe de Phillips intègre deux retards de l'inflation, un seul retard de l'écart de chômage et deux retards des chocs d'offre. La relation d'Okun intègre deux retards de l'écart de chômage et ce dernier suit un processus autorégressif d'ordre deux. Le modèle à composantes inobservables a été estimé à l'aide du filtre de Kalman et les résultats sont présentés par les graphiques suivants.

5 Quand l'inflation est mesurée par le déflateur de la consommation privée ou par le salaire moyen, les résultats sont pratiquement inchangés. Quand l'inflation est mesurée par le déflateur du PIB, l'algorithme d'estimation ne converge pas, possiblement à cause de la volatilité de cette variable.

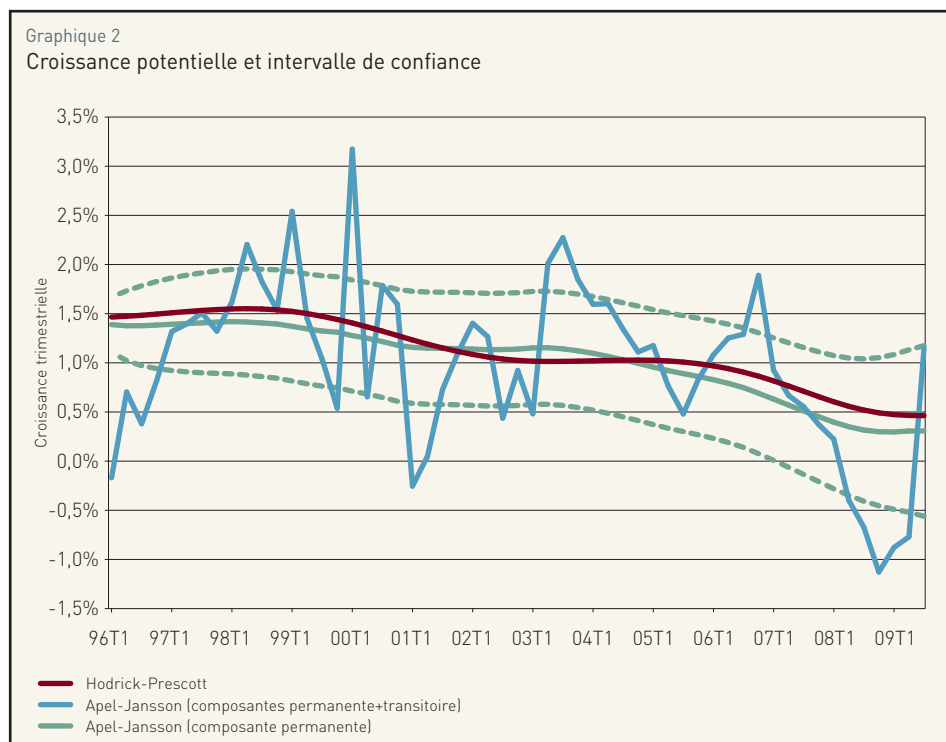
6 A l'aide du logiciel TRAMO/SEATS.

Le premier graphique présente l'écart de production à fréquence trimestrielle, soit la distance entre le PIB observé et l'estimation du PIB potentiel. Le graphique présente également l'écart estimé par le filtre HP⁷, une méthode plus simple qui se limite aux informations contenues dans les données du PIB. Mais l'estimation par le modèle Apel-Jansson permet de calculer les limites d'un intervalle de confiance à 95%, ce qui n'est pas possible pour le filtre HP.

Sur la période 1996-1998, le filtre HP trouve un écart plus négatif, c'est-à-dire qu'il apparaît plus optimiste quant au niveau de production potentiel. Ensuite les deux versions de l'écart de production sont assez proches sur la période très volatile autour de 1999-2000. Sur la période 2001-2002 la méthode Apel-Jansson signale un écart plus positif (donc le filtre HP est à nouveau plus optimiste). Fin 2003, les positions relatives sont inverties et le filtre HP devient nettement plus pessimiste quant au niveau de production potentiel jusqu'au troisième trimestre 2008. Suite à la faillite Lehman Brothers et à l'intensification de la crise, le filtre HP subit un ajustement plus brutal, ce qui conduit à un écart largement plus négatif au deuxième trimestre 2009 (-7,1% contre -2,4% pour la méthode Apel-Jansson). D'ailleurs, l'estimation par le filtre HP se situe à l'extérieur de l'écart de confiance du modèle Apel-Jansson, pour la deuxième fois dans l'échantillon (après 2003T1). Une interprétation possible de ce contraste entre les deux approches est que le filtre HP impose un lissage trop sévère de la production potentielle, ce qui ne



Sources : données Statec, calculs BCL



Sources : données Statec, calculs BCL

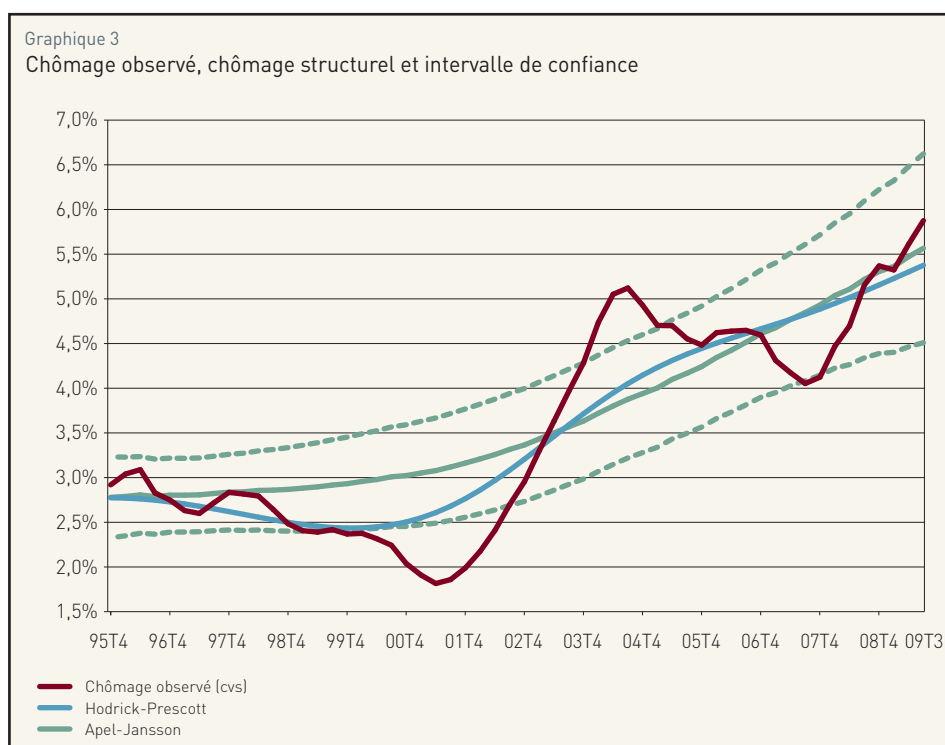
7 Filtre de Hodrick et Prescott (1997) avec valeur standard du paramètre de lissage $\lambda=1600$ pour données trimestrielles.

lui permet pas de l'ajuster assez rapidement lors de la crise, et conduit à une surestimation de l'écart de production (en valeur absolue) avant et après des retournements conjoncturels. Cette interprétation ressort plus clairement du graphique suivant qui présente les estimations de la croissance potentielle.

Le deuxième graphique présente la croissance trimestrielle de trois séries : la production tendancielle extraite par le filtre HP, la production potentielle selon la méthode d'Apel-Jansson (intégrant à la fois composante permanente et composante transitoire), et enfin seulement la composante permanente de la croissance potentielle selon la méthode Apel-Jansson. L'intervalle de confiance à 95% se réfère à la composante permanente de la croissance potentielle. Le filtre HP produit une série assez lisse avec une baisse graduelle à partir d'un niveau en 1995 autour de 1,5% par trimestre (soit 6% par an) jusqu'à moins de 0,5% par trimestre (soit 4% par an) en 2009. Par contre, la méthode Apel-Jansson fournit une estimation de la croissance potentielle qui est bien plus volatile quand elle intègre les deux composantes (transitoire et permanente). Elle reste cependant bien plus lisse que la croissance observée, qui a fluctué de 10% à -4% à fréquence trimestrielle.

La méthode Apel-Jansson prend en compte la rapide hausse du chômage à partir de 2007T4, ce qui lui permet de capturer une chute bien plus rapide du taux de croissance potentiel pendant la crise. En effet, selon ces estimations, le taux de croissance compatible avec une stabilité de l'inflation était négatif de 2008T2 à 2009T2, bien que moins négatif que les taux de contraction effectivement observés. Cependant, cette évolution est entièrement attribuable à la composante transitoire de la croissance potentielle. La composante permanente est toujours restée positive, mais a connu un déclin plus important que celui de la tendance HP. Fin 1995, la composante permanente indiquait une croissance potentielle de 1,4% (soit 5,6% par an) mais depuis le troisième trimestre 2008 elle fluctue près de 0,3% (soit 1,2% par an). Il est vrai que cette valeur est estimée avec peu de précision (elle n'est pas statistiquement différente de zéro). La limite supérieure de l'intervalle de confiance indique que les données ne peuvent pas rejeter l'hypothèse selon laquelle la composante permanente de la croissance potentielle est près de 4,8% par an.

En examinant de près les observations les plus récentes, on peut observer que la composante transitoire de la croissance potentielle a été négative depuis le premier trimestre 2008 jusqu'au deuxième trimestre 2009. Par contre, la dernière observation (troisième trimestre 2009) s'est révélée très positive, ce que le modèle Apel-Jansson interprète comme un effet largement transitoire. Pour le moment, les estimations suggèrent que le retournement de la croissance potentielle a déjà eu lieu et que fin 2009 elle avoisinait 1,2% par trimestre (soit 4,8% par an). Cependant, ce résultat devrait être transitoire et sa valeur risque fort de changer suite à des révisions de la comptabilité nationale trimestrielle ou à la publication d'une observation supplémentaire (dernier trimestre 2009).



Sources : données Statec, calculs BCL

Le troisième graphique compare le chômage harmonisé (corrige de variations saisonnières) au chômage tendanciel obtenu par le filtre HP et le chômage structurel estimé par la méthode Apel-Jansson. Ce dernier est estimé avec un degré d'incertitude important, témoigné par la largeur de son intervalle de confiance à 95%. En effet, pour la plupart des observations, le chômage observé est à l'intérieur de cet intervalle. Dans ce cas, l'écart entre chômage observé et chômage structurel n'est pas statistiquement significatif.

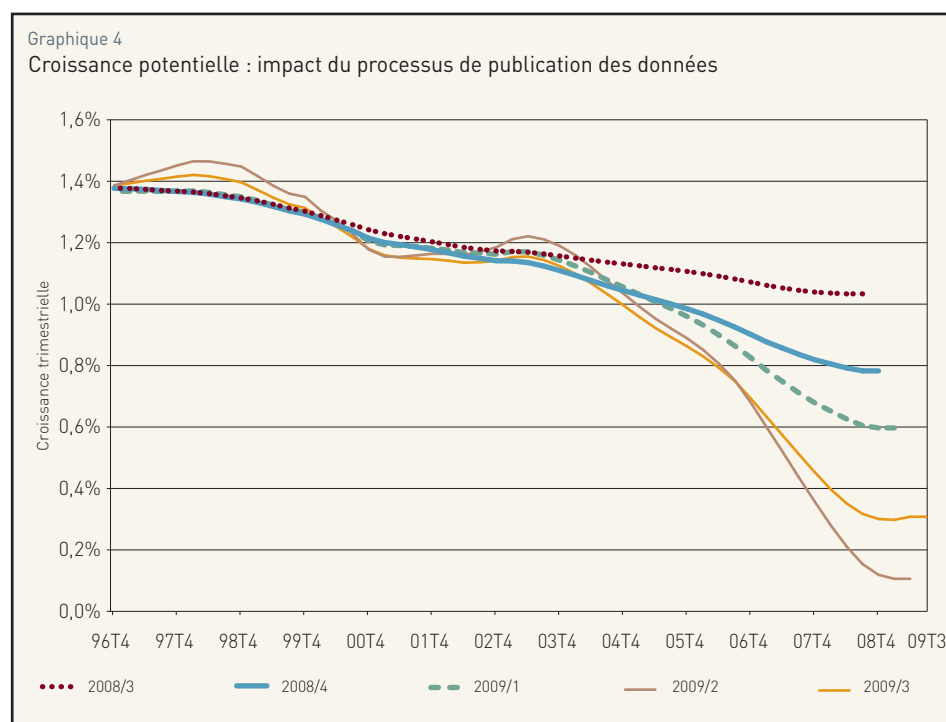
L'écart est significatif seulement pour certaines observations. Le chômage observé était significativement inférieur au chômage structurel du dernier trimestre 1999 au deuxième trimestre 2002. Ensuite, il a été significativement supérieur au chômage structurel du dernier trimestre 2003 au premier trimestre 2005. Il a touché la limite inférieure de l'intervalle de confiance à nouveau au deuxième semestre 2007. Pour les observations les plus récentes, l'écart entre le chômage observé et le chômage structurel est devenu à nouveau positif au dernier trimestre 2008, mais il est toujours faible et pas statistiquement significatif.

A nouveau, le filtre HP produit une série plus lisse que le modèle Apel-Jansson, et par conséquent des écarts plus importants par rapport au chômage observé. Il convient de signaler qu'à la fin de l'échantillon le filtre HP est moins pessimiste que le modèle Apel-Jansson. Pour ce dernier, le chômage structurel continue son ascension rapide tiré par le chômage observé, tandis que selon le filtre HP le chômage structurel commence à se stabiliser. Toutefois, l'écart entre le chômage observé et le chômage structurel est devenu positif selon les deux méthodes. Cela présage qu'une augmentation cyclique de l'activité économique pourrait permettre au chômage observé de baisser vers son niveau structurel sans générer des pressions inflationnistes sur les marchés des facteurs.


1.3 INCERTITUDE LIÉE AU PROCESSUS DE PUBLICATION DES DONNÉES

Les intervalles de confiance présentés en haut cherchent à évaluer l'incertitude liée à l'estimation des paramètres. Cependant, les importantes révisions des données de comptabilité nationale trimestrielles signifient qu'il y a une source d'incertitude peut-être plus importante qui est liée aux données mêmes. C'est pourquoi le graphique suivant cherche à évaluer l'impact des révisions de la comptabilité nationale trimestrielle, en répétant l'exercice d'estimation avec les quatre dernières versions des données de comptabilité nationale. Le graphique présente des estimations en « temps réel » de la composante permanente de la croissance potentielle. C'est-à-dire qu'il compare les résultats obtenus avec les différentes versions des données de comptabilité nationale qui correspondent à chaque publication.

Dans l'ensemble, le graphique 4 donne l'impression que les estimations de la croissance potentielle pour le passé sont relativement robustes aux révisions de la comptabilité nationale. Cependant, la période en fin d'échantillon est



Sources : données Statec, calculs BCL



fortement révisée. Ce sont ces observations qui sont les plus importantes du point de vue de l'analyse de la conjoncture actuelle. Les observations du PIB en fin d'échantillon sont aussi plus susceptibles d'être révisées par la prochaine publication de la comptabilité trimestrielle. Pour le deuxième trimestre 2008, la première estimation de la croissance potentielle était autour de 1,3% ; sa deuxième estimation était de 1% ; et à sa cinquième estimation (la courante) elle est de seulement 0,3%. Jusqu'ici, l'estimation pour ce trimestre a subi une révision de 1% (soit 4% sur un an). Pour la dernière observation disponible (2009T3), il est donc bien possible que l'estimation actuelle de la croissance potentielle soit également sujette à des fortes révisions dans un futur proche.

1.4 CONCLUSIONS

En conclusion, pour mieux cerner les effets de la crise, il est indiqué de faire abstraction des périodes plus éloignées dans le passé et de se concentrer sur les périodes plus récentes. Ceci est possible en utilisant les données trimestrielles de comptabilité nationale, mais comporte le danger que les résultats soient moins robustes aux révisions. Pour le moment, les résultats suggèrent que la baisse de la croissance potentielle pendant la crise était largement le résultat d'une série de chocs négatifs transitoires. D'autre part, l'amélioration lors du troisième trimestre 2009 est aussi attribuable à un choc (positif cette fois) de nature transitoire. En faisant abstraction des chocs transitoires, depuis 1995 la composante permanente de la croissance potentielle a baissé d'un niveau proche de 5,6% par an pour atteindre un niveau autour de 1,2% par an en 2009. La baisse est statistiquement significative, mais le niveau actuel est sujet à une importante marge d'incertitude.

Les estimations basées sur les dernières données disponibles identifient un léger retournement de la croissance potentielle en 2009. Cependant, des révisions importantes pour un trimestre individuel peuvent intervenir même un an après sa première publication. Ainsi, les résultats rapportés ici risquent de changer profondément suite à la publication de nouvelles observations, ou à la révision des observations déjà publiées.

Le chômage structurel semble avoir suivi la tendance haussière du chômage observé. Selon les dernières estimations, la composante cyclique du chômage est à nouveau faiblement positive depuis le deuxième trimestre 2009 (mais elle n'est pas statistiquement significative). Ainsi, la consolidation de la reprise économique pourrait comporter une baisse (limitée) du taux de chômage observé. Des baisses du chômage plus importantes et plus durables et des hausses de la croissance plus importantes et plus durables nécessitent des réformes structurelles qui dépassent le cadre de cette analyse.

1.5 RÉFÉRENCES

Apel, M. et P. Jansson (1999a) « System Estimates of Potential Output and the NAIU », *Empirical Economics*, 24 :373-388.

Apel, M. et P. Jansson (1999b) « A Theory-Consistent System Approach for Estimating Potential Output and the NAIU », *Economics Letters*, 64 :271-275.

Cerra, V. et S. C. Saxena (2000) « Alternative Methods of Estimating Potential Output and the Output Gap : An Application to Sweden », *International Monetary Fund Working Paper 00/59*.

Fabiani, S. et R. Mestre (2001) « A System Approach for Measuring the Euro Area NAIU », *Empirical Economics*, 29(2) :311-321, ou *European Central Bank Working Paper 65*.

Gordon, R.J. (1997) « The Time-Varying NAIU and its Implications for Economic Policy », *Journal of Economic Perspectives*, 11(1) :11-32.

Gordon, R.J. (1998) «Foundations of the Goldilocks Economy : Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:297-333.

Harvey, A.C. (1993) «Time Series Models», second edition, Harlow : *Pearson Educational*.

Hodrick, R.J. et E.C. Prescott (1997) «Postwar U.S. Business Cycles : An Empirical Investigation », *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1):1-16.

Kuttner, K.N. (1994) «Estimating Potential Output as a Latent Variable », *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3):361-367.

Laubach, T. (2001) «Measuring the NAIRU : evidence from seven economies », *Review of Economics and Statistics*, 83(2):218-231.

Moës, P. (2006) «The Production Function Approach to the Belgian Output Gap : estimation of a multivariate structural time series model », *Brussels Economic Review*, 49(1):59-89.

Moës, P. (2008) «Multivariate Structural Time Series Model with Dual Cycles : implications for measurement of output gap and potential growth », *National Bank of Belgium Working Paper 136*.

Orphanides, A. et S. Van Norden (2002) «The Unreliability of Output Gap Estimates in Real-Time », *Review of Economics and Statistics*, 84(4):569-583.

Planas, C. et A. Rossi (2004) «Can Inflation Data Improve the Real-Time Reliability of Output Gap Estimates? », *Journal of Applied Econometrics*, 19:121-133.

Planas, C., A. Rossi et G. Fiorentini (2008) «Bayesian Analysis of the Output Gap », *Journal of Business and Economic Statistics*, 26(1):18-32.

Proietti, T. et A. Musso (2007) «Growth Accounting for the Euro Area : a structural approach », *European Central Bank Working Paper 804*.

Proietti, T., A. Musso et T. Westermann (2007) «Estimating Potential Output and the Output Gap for the Euro Area : a model-based production function approach », *Empirical Economics*, 33(1):85-113.

Rünstler, G. (2002) «The Information Content of Real-Time Output Gap Estimates : an application to the euro area », *European Central Bank Working Paper 182*.

Schumacher, C. (2008) «Measuring Uncertainty of the Euro Area NAIRU : Monte Carlo and empirical evidence for alternative confidence intervals in a state space framework », *Empirical Economics*, 34(2):357-379.

Watson, M.W. (1986) «Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends », *Journal of Monetary Economics*, 18(1):49-75.



2 RÉSUMÉ NON TECHNIQUE DU CAHIER D'ÉTUDES « RIGIDITÉS DES SALAIRES À LA BAISSE ET INDEXATION DES SALAIRES : UNE ANALYSE SUR BASE DE DONNÉES INDIVIDUELLES », P. LÜNNEMANN / L. WINTR

Ces dernières années, la rigidité des salaires a attiré l'attention des économistes ainsi que de la politique monétaire. Au niveau théorique, la littérature néo-keynésienne a réaffirmé le rôle de la rigidité des salaires et la pertinence du recours aux microdonnées. De plus, en contraignant l'ajustement des salaires, la rigidité des salaires peut être une source de chômage et a d'ailleurs souvent été considérée comme la cause principale d'un taux de chômage structurel européen supérieur à celui des Etats-Unis (par exemple, Grubb et al. (1983)). La rigidité des salaires a également des conséquences importantes pour la politique monétaire. En effet, étant donné qu'un taux d'inflation modéré facilite une réduction des salaires réels, le taux d'inflation optimal est d'autant plus élevé que le degré de rigidité des salaires est important (Akerlof et al. (1996)).

Tandis que l'importance des rigidités de salaires est largement reconnue d'un point de vue théorique, l'analyse empirique reste ambiguë quant aux méthodes d'identification de ces rigidités et de leur degré. L'analyse macroéconomique propose typiquement d'étudier le degré de rigidité sur base de la réaction des salaires à des chocs sur le niveau d'emploi et/ou de productivité. Par contre, l'analyse microéconomique du degré de rigidité des salaires se fait souvent sur base d'une comparaison de la distribution effective des changements de salaires avec une distribution notionnelle supposée prévaloir en l'absence de rigidité (par exemple, Dickens et al. (2008)). Plus spécifiquement, la présence d'un pic dans la distribution de la variation des salaires autour de zéro (proche du niveau d'inflation anticipé) est communément considérée comme un indicateur de la rigidité nominale (réelle) des salaires.

L'analyse microéconomique empirique suggère un niveau d'hétérogénéité élevé quant au degré de rigidité des salaires non seulement à travers différents pays, mais également selon différentes bases de données (telles que le registre d'emploi, les enquêtes auprès des ménages, les enquêtes auprès des entreprises) au sein d'un seul pays. Une première source potentielle de l'écart important en matière de rigidité de salaires obtenu entre différents pays est liée aux aspects institutionnels très différents des marchés de l'emploi nationaux. Par exemple, Holden et Wulfsberg (2007) montrent que, toute chose étant égale par ailleurs, la fréquence d'une diminution des salaires réels est moins élevée au sein de pays caractérisés par une législation stricte de la protection de l'emploi et un taux de syndicalisation élevé. Deuxièmement, l'écart important du degré de rigidité des salaires au sein d'un seul pays est souvent le résultat d'erreurs de mesure (par exemple, Gottschalk (2005) pour les Etats-Unis). Ainsi, plusieurs approches pour identifier et limiter des erreurs de mesure ont été proposées (par exemple, Altonji et Devereux (1999), Dickens et al. (2007) et Gottschalk (2005)).

Cette analyse est le fruit d'une étude menée au sein de l'Eurosystem Wage Dynamics Network, un réseau de recherche au sein de l'Eurosystème. L'objectif principal de cette étude est d'analyser le degré de rigidité (nominale et réelle) des salaires pour le Luxembourg sous l'aspect particulier de la rigidité des salaires à la baisse. L'analyse se base sur des salaires mensuels nominaux compilés par l'Inspection Générale de la Sécurité Sociale. La base de données couvre l'ensemble de l'économie nationale. La période de référence s'étend de janvier 2001 à janvier 2007. L'étude, qui complète l'analyse « La flexibilité des salaires au Luxembourg : une analyse sur la base de microdonnées »⁸, focalise sur une gamme d'indicateurs de rigidité des salaires développés dans le cadre de l'International Wage Flexibility Project (IWFP).⁹ Elle contribue à la littérature sur les rigidités de salaires de plusieurs manières. Premièrement, nous analysons le degré de

8 Cahier d'étude n. 39 de la BCL.

9 L'IWFP représente un groupe d'environ 40 économistes étudiant le degré de rigidité des salaires au sein de 16 pays sur la base des données individuelles de salaire/revenu sous l'aspect particulier des éléments institutionnels des marchés de l'emploi nationaux et du type de données étudiées (Dickens et al. (2007) et Dickens et al. (2008)).

rigidité des salaires au Luxembourg qui, à ce stade, n'avait pas participé à l'IWFP, alors que le marché de l'emploi y fait preuve d'un nombre de caractéristiques spécifiques (telles que le mécanisme d'indexation des salaires et le salaire minimum légal). Deuxièmement, afin d'évaluer la robustesse de nos résultats, les résultats basés sur les procédures développées par l'IWFP sont comparés à deux approches alternatives pour identifier et limiter l'erreur de mesure. Troisièmement, tandis que les procédures IWFP sont typiquement utilisées pour l'analyse de la rigidité des salaires au niveau de l'économie nationale (Dickens et al. (2008)) ou une sélection de secteurs économiques (Messina et al. (2010)), nous analysons également d'éventuelles différences entre statuts (à savoir ouvrier, employé, fonctionnaire) et entre entreprises.

Les résultats préliminaires sont en résumé les suivants: Premièrement, la base de données est sujette à deux types d'erreurs de mesure qui peuvent biaiser à la baisse le degré de rigidité des salaires. Tandis que la fréquence d'une diminution des salaires nominaux (en variation annuelle) n'est pas négligeable selon les données brutes, les trois approches utilisées afin d'identifier et de limiter les erreurs de mesure suggèrent qu'une variation annuelle négative des salaires est très rare. Deuxièmement, et contrairement aux résultats pour d'autres pays, la distribution du changement annuel des salaires révèle une forte concentration de la variation annuelle des salaires autour de 2,5% alors que le nombre d'augmentations de salaires inférieures au taux d'augmentation stipulé par le mécanisme de l'indexation automatique (2,5%) est très faible. Par conséquent, le degré de rigidité des salaires réels au Luxembourg est nettement plus élevé que dans les autres pays étudiés dans le cadre de l'IWFP. L'existence d'un deuxième pic dans la distribution de la variation annuelle des salaires tous les deux ans reflète l'ajustement bi-annuel du salaire minimum. Troisièmement, ces résultats sont robustes non seulement par rapport à la procédure utilisée pour identifier et limiter l'erreur de mesure, mais aussi à travers le temps. Quatrièmement, tandis que nous constatons un certain écart entre les trois statuts au niveau de la fréquence d'une diminution des salaires, cet écart doit être considéré dans le contexte d'une très faible fréquence globale de diminutions des salaires au Luxembourg. Le degré élevé de rigidité réelle des salaires à la baisse au Luxembourg par rapport à d'autres pays ainsi que le faible écart de ce type de rigidité entre les statuts pourraient suggérer que le mécanisme d'indexation automatique est le principal déterminant de la rigidité réelle des salaires à la baisse au Luxembourg. Finalement, en dépit d'une évolution de l'emploi et de la masse salariale très différente à travers les entreprises luxembourgeoises, de simples indicateurs de rigidité réelle des salaires à la baisse suggèrent un degré d'homogénéité élevé pour la vaste majorité des entreprises. Cette homogénéité pourrait suggérer que la faible fréquence d'une diminution des salaires est prioritairement le résultat des aspects institutionnels du marché de l'emploi luxembourgeois et non l'expression d'une absence de chocs négatifs.


Littérature :

Akerlof, G. A., W. Dickens, et G. Perry (1996). «The macroeconomics of low inflation». *Brookings Papers on Economic Activity* 27(1), 1-76.

Altonji, J. G. et P. J. Devereux (1999). «The extent and consequences of downward nominal wage rigidity». *NBER Working Papers*, n. :7236.

Dickens, W., L. Goette, E. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. Schweitzer, J. Turunen, et M. Ward-Warmedinger (2007). «The interaction of labor markets and inflation : Micro evidence from the International Wage Flexibility Project». *mimeo, Brookings Institution*.

Dickens, W., L. Goette, E. Groshen, S. Holden, J. Messina, M. Schweitzer, J. Turunen, et M. Ward-Warmedinger (2008). «How wages change : Micro evidence from the International Wage Flexibility Project». *Journal of Economic Perspectives* 21 (2), 195-214.



Gottschalk, P. (2005). «Downward nominal-wage flexibility: Real or measurement error?» *Review of Economics and Statistics* 87 (3), 556–568.

Grubb, D., R. Jackman, et R. Layard (1983). «Wage rigidity and unemployment in OECD countries». *European Economic Review* 21 (1-2), 11–39.

Holden, S. et F. Wulfsberg (2007). «Downward nominal wage rigidity in the OECD». *CESifo Working Papers*, n.:2009.

Messina, J., P. Du Caju, C. F. Duarte, M. Izquierdo, et N. L. Hansen (2010). «The incidence of nominal and real wage rigidity: An individual based sectoral approach». *Journal of the European Economic Association* 8 (2-3), à paraître.

