

Chômage structurel et inflation en Suisse

Attilio Zanetti, Direction des études économiques,
Banque nationale suisse

Au cours des dernières années, le chômage a connu une forte progression en Suisse. Il a commencé à se replier dans les derniers mois grâce au redémarrage de la conjoncture. Pour plusieurs raisons, il est toutefois probable que le taux de chômage ne pourra revenir au bas niveau qu'il a connu au cours des années quatre-vingt. Une composante structurelle persistera.

L'identification du niveau et de l'évolution du chômage structurel a de multiples implications quant aux choix de politique économique. En ce qui concerne la politique monétaire, nous pouvons affirmer, d'une manière simplifiée, qu'elle peut agir sur le chômage d'origine conjoncturelle mais pas sur la composante structurelle. En ignorant cette limite, l'action d'une banque centrale risquerait de provoquer une spirale inflationniste. La plupart des économistes s'accordent pour affirmer que le *trade-off* existant entre chômage et inflation produit uniquement des effets temporaires. Il y a trente ans déjà, Milton Friedman (1968) avait soutenu l'idée que la source de ce *trade-off* résidait dans les variations non anticipées de l'inflation – autrement dit dans l'accélération de l'inflation – et non pas dans le niveau d'inflation en tant que tel. Le taux de chômage ne pourrait donc être maintenu durablement au-dessous du taux structurel que par le biais d'une inflation croissante. Une inflation élevée ne suffit pas.

La composante du chômage qui ne peut être à long terme influencée par la politique monétaire est souvent qualifiée dans la littérature de «chômage naturel». Cette expression indique précisément qu'il existe un taux de chômage «naturel» ou «d'équilibre» qui est déterminé par la structure du marché du travail. La politique monétaire n'est pas en mesure de réduire le taux de chômage de manière permanente au-dessous de ce niveau. Cela ne signifie nullement que cette partie du chômage ne puisse pas être combattue par d'autres mesures de politique économique, notamment par des politiques du marché du travail et de la formation.

L'hypothèse qui est à la base du concept de chômage naturel considère les variations de l'inflation comme un phénomène qui dépend du degré de tension entre l'offre et la demande sur le marché du travail. Dans cette perspective, l'écart entre le taux de chômage courant et le taux de chômage naturel est le principal indicateur des conditions du marché du travail (Stiglitz, 1997).

Le but de cet article est de fournir des estimations du niveau et de l'évolution du taux de chô-

mage structurel en Suisse¹. Nous voulons également vérifier dans quelle mesure ces estimations peuvent fournir des informations utiles pour la conduite de la politique monétaire. Si l'on pouvait estimer le taux de chômage structurel de manière fiable, la banque centrale disposerait alors d'un instrument valable pour l'évaluation de la situation conjoncturelle et des perspectives d'inflation.

Nous allons utiliser deux méthodes d'estimation. La première méthode se base sur la courbe de Beveridge et a déjà été appliquée à plusieurs reprises en Suisse (voir Sheldon, 1993; Flückiger, 1994). Cette méthode essaie d'identifier le niveau du chômage structurel en confrontant directement le nombre de places vacantes avec le nombre de chômeurs. La courbe de Beveridge met ainsi en évidence l'inadéquation de l'offre et de la demande de travail, qui a pour conséquence que toutes les places vacantes ne seront pas occupées, et cela même si l'on est en présence d'un nombre significatif de chômeurs. Le principal problème de cette méthode réside dans la fiabilité de l'indicateur de la demande de travail. Une sous-estimation de la demande produit automatiquement une sous-estimation du chômage structurel.

La deuxième méthode est celle du NAIRU (Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment). Il s'agit d'une méthode introduite par Modigliani et Papademos (1975) qui traduit empiriquement l'idée du taux de chômage naturel telle qu'elle avait été conçue par Friedman. Le NAIRU est défini comme un taux de chômage d'équilibre compatible avec un taux d'inflation constant. Il indique donc le seuil de chômage au-dessous duquel une politique monétaire expansionniste produit inéluctablement une accélération de l'inflation. L'idée de base est qu'il arrive un moment, dans toute phase d'expansion, où l'offre de travail n'est plus en mesure de faire face à la demande, ce qui se traduit par une accélération de la croissance des salaires nominaux, qui nourrit ensuite une flambée inflationniste.

Le NAIRU est un instrument largement utilisé. La plupart des autorités nationales et les principales organisations internationales (OCDE et FMI) en produisent régulièrement des estimations. A l'instar de la courbe de Beveridge, toutefois, le NAIRU est également un instrument controversé. Une quantité croissante de publications souligne l'imprécision intrinsèque des estimations de ce dernier. En Suisse, il faut compter avec une difficulté supplémentaire, due aux profondes réformes institutionnelles inter-

1 Dans la littérature, on fait souvent correspondre le chômage naturel à la somme du chômage structurel et du chômage frictionnel. Nous allons ici intégrer la composante frictionnelle dans l'expression «chômage structurel». Nous allons par conséquent considérer

les termes «chômage structurel» et «chômage naturel» comme des synonymes et utiliserons le plus souvent la première de ces deux expressions.

venues au cours des dernières années sur le marché du travail. En particulier, l'assurance chômage et la politique d'immigration ont connu des changements importants. Par rapport aux autres pays, il existe par conséquent un nombre limité d'estimations du NAIRU pour la Suisse (voir De Masi et Henry, 1996, et OCDE, 1996).

Dans la première partie du travail nous présentons et analysons graphiquement la relation entre chômage et inflation en Suisse. La deuxième partie présente le concept de la courbe de Beveridge et les résultats obtenus par le biais de cette méthode. La troisième partie traite du modèle employé pour les estimations du NAIRU et de ses résultats. Dans la quatrième partie, nous résumons nos conclusions.

1. La relation inflation-chômage

Le graphique 1 montre que l'économie suisse a connu deux cycles d'inflation bien définis depuis la moitié des années soixante-dix. Les pics d'inflation ont été atteints au troisième trimestre 1981 et au deuxième trimestre 1991. Le graphique ne fait apparaître aucun *trend* dans les mouvements de l'inflation. Le graphique 1 trace également l'évolution du taux de chômage. Ce dernier a connu une

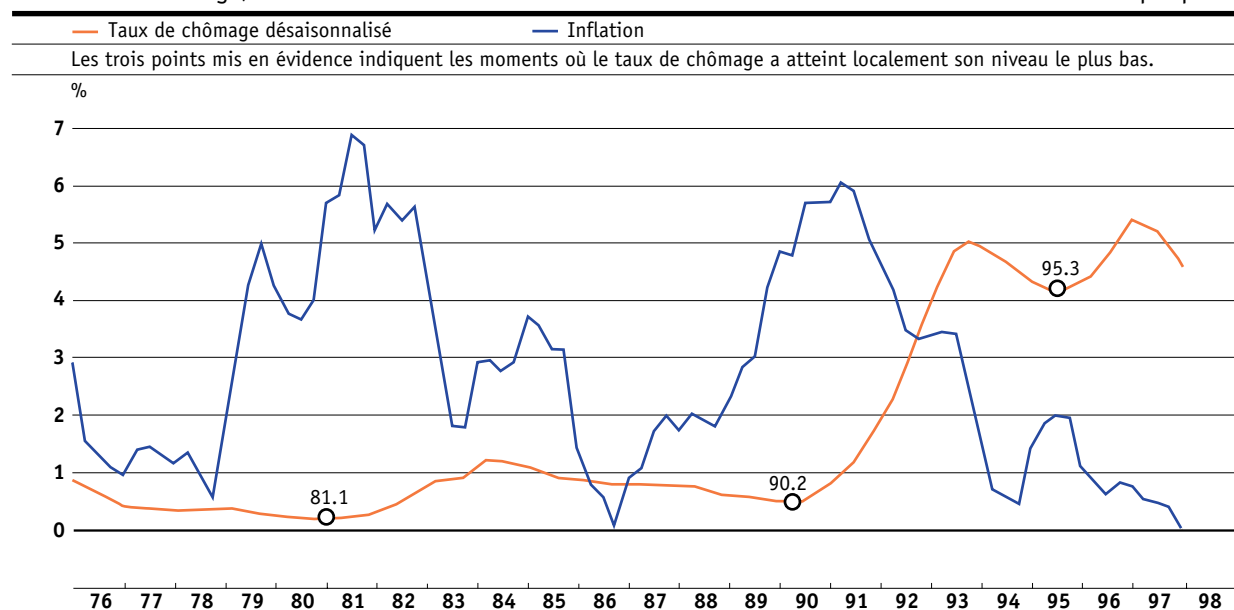
progression en plusieurs étapes. L'augmentation la plus marquée a eu lieu au cours de la première moitié des années quatre-vingt-dix. Comme le graphique le montre bien, les minima locaux du taux de chômage se situent à proximité des pics de l'inflation, ce qui pousse à conclure à l'existence d'une corrélation négative entre chômage et inflation. Toutefois, cette corrélation négative n'est pas stable dans le temps. Il y a eu plusieurs phases durant lesquelles l'inflation et le chômage s'accroissaient ou diminuaient simultanément.

Ces éléments nous suggèrent deux conclusions. Premièrement, l'inflation est certainement influencée par d'autres facteurs que ceux ayant trait au marché du travail. Il convient en particulier de prendre en considération le rôle joué par les chocs du côté de l'offre et par le taux de change. Ainsi, entre 1985 et 1986, l'inflation s'est inscrite en net recul, alors que l'économie suisse se trouvait en pleine phase d'expansion et que le taux de chômage diminuait. La diminution de l'inflation pendant cette période peut être essentiellement attribuée aux effets de la chute des prix pétroliers.

Deuxièmement, la relation entre inflation et chômage peut se modifier dans le temps. Il y a d'abord un problème statistique. En Suisse, les chômeurs sont enregistrés en tant que tels uniquement dans la mesure où ils s'annoncent auprès des offices

Inflation et chômage, 1976–1997

Graphique 1



de l'emploi. L'assurance chômage ayant été rendue obligatoire en 1977, avant cette date seule une petite minorité de travailleurs était assurée contre le risque de perte d'emploi. Ne percevant aucune indemnité, tous les autres chômeurs n'avaient aucune incitation à s'inscrire auprès des offices de l'emploi et n'étaient donc pas enregistrés. La diminution de l'emploi au cours de la récession de 1975 s'est donc plutôt traduite par un recul du taux de participation de la population à la vie active que par une augmentation du taux de chômage. De plus, une grande partie de la main-d'œuvre étrangère qui perdait son poste de travail quittait le pays.

Depuis leur introduction, en 1977, les prestations de l'assurance chômage obligatoire ont été améliorées à plusieurs reprises. En particulier, les réformes de 1984, 1993 et 1997 ont conduit à un prolongement substantiel de la période maximale d'indemnisation. Ces réformes ont été adoptées durant des phases de récession, lorsque le chômage était en train de progresser. Les conséquences de l'extension des prestations de l'assurance chômage peuvent être doubles. Si, d'une part, elle a indéniablement permis une meilleure fiabilité des données concernant le chômage, l'extension des prestations de l'assurance chômage peut également conduire à des changements d'attitude de la part des chô-

meurs, en réduisant leur incitation à trouver une nouvelle place de travail.

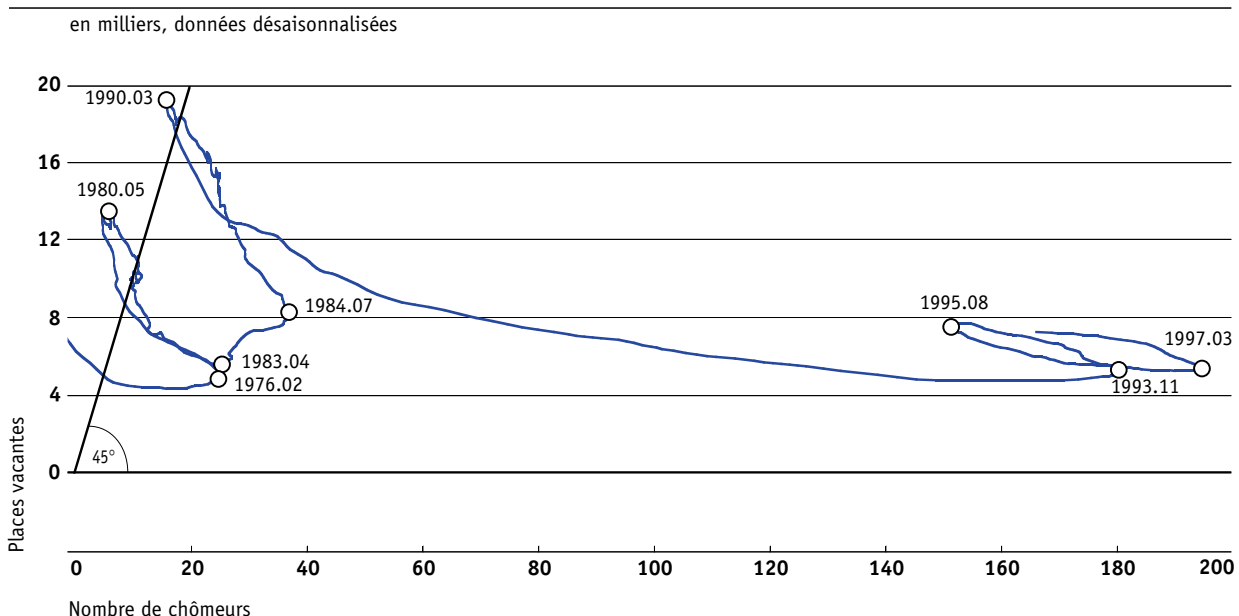
Le graphique 1 semble montrer une progression par paliers du chômage qui correspond aux récessions et aux révisions de l'assurance chômage. Ainsi, la phase de croissance économique de la deuxième moitié des années quatre-vingt n'a pas permis de ramener le taux de chômage au niveau atteint durant la phase d'expansion du cycle précédent. Dans la partie ci-dessous, la courbe de Beveridge nous fournit une première estimation de ce phénomène.

2. Le chômage structurel selon la courbe de Beveridge

La courbe de Beveridge représente la relation inverse entre le nombre de places vacantes (V) et le nombre de chômeurs (U). Dans une phase de haute conjoncture, les places vacantes ont tendance à se multiplier, et le nombre de chômeurs tend à diminuer. En phase de récession, c'est l'inverse qui se produit: les offres d'emplois se raréfient et le nombre de chômeurs augmente. L'ensemble des niveaux potentiels de chômage d'équilibre est donné par une droite à 45 degrés qui part de l'origine. Il s'agit de tous les points où $U = V$. Plus la

Courbe de Beveridge, janvier 1975–février 1998

Graphique 2



courbe, et par conséquent le point d'intersection entre celle-ci et la droite à 45 degrés, s'éloigne de l'origine, plus le niveau du chômage structurel est élevé.

Le graphique 2 trace une courbe de Beveridge pour la Suisse qui couvre la période allant de janvier 1975 à février 1998. Le nombre de chômeurs se trouve sur l'abscisse, tandis que le nombre de places vacantes se trouve sur l'ordonnée. Le nombre de chômeurs, tiré des chiffres officiels de l'OFS, a été préalablement corrigé des variations saisonnières. En ce qui concerne les offres d'emplois, nous avons utilisé l'indice Manpower désaisonnalisé, qui mesure la surface des offres de travail dans la presse. L'indice Manpower a été préféré à la statistique des places vacantes enregistrées auprès de l'Office fédéral du développement économique, car celle-ci n'a pas montré suffisamment de variations entre la deuxième moitié de 1993 et 1996. En particulier, les places vacantes n'ont pas connu de véritable augmentation en 1994/95, lorsqu'un début de reprise s'était manifesté. L'indice Manpower a été normalisé en prenant pour base de calcul la dernière date où les places vacantes correspondaient au nombre de chômeurs en termes désaisonnalisés, soit juillet 1990.

Le graphique 2 montre clairement que la courbe de Beveridge s'est éloignée de l'origine au cours des années. Autrement dit, nous obtenons une première confirmation graphique de l'accroissement du socle de chômage naturel en Suisse. Afin de parvenir à une image plus précise de ce qui s'est passé, nous avons estimé statistiquement la courbe de

Beveridge, ce qui nous a permis de calculer les valeurs du chômage structurel pour les différentes sous-périodes.

L'équation de base dans l'estimation de la courbe de Beveridge prend la forme suivante:

$$(1) \ln V_t = \alpha + \beta \cdot \ln U_t + \varepsilon_t$$

où V est le nombre de places vacantes tel qu'il est donné par l'indice Manpower normalisé et U est le nombre de chômeurs. Le chômage naturel U^* est le niveau de chômage qui vérifie l'égalité $V = U$. U^* peut par conséquent être dérivé de l'équation (1) comme suit:

$$U^* = \exp [\alpha / (1 - \beta)]$$

L'équation (1) a été complétée par l'introduction de quatre variables muettes (dummies), afin de capturer les déplacements de la courbe, et de quatre variables muettes qui expriment les changements de pente. δ_i et λ_i représentent les coefficients correspondants. Ces variables muettes nous permettent d'isoler quatre sous-périodes, dérivées de l'observation du graphique 3: 1975:01-1976:02, 1976:03-1983:04, 1984:07-1993:11 et 1993:12-1998:02. Le niveau du chômage structurel est donc calculé à l'aide de la relation suivante:

$$U^* = \exp [(\alpha + \delta_i) / (1 - \beta - \lambda_i)]$$

Sheldon (1993) et Flückiger (1994) ont déjà appliqué aux données suisses une approche simi-

Chômage structurel selon la courbe de Beveridge
Données mensuelles

Tableau 1

	1975:01-1976:02	1976:03-1983:04	1984:07-1993:11	1993:12-1998:02
Nombre de chômeurs	5 673	9 631	16 919	50 321
Taux de chômage	0,2 %	0,3 %	0,6 %	1,4 %
Min/Max observés	0,1 % - 0,8 %	0,2 % - 0,8 %	0,4 % - 5 %	4,2 % - 5,4 %

laire. Sheldon évaluait le taux de chômage naturel à 0,5% en 1992. Flückiger, quant à lui, trouvait une valeur de 0,7% pour 1993. Nos calculs se distinguent de ces études sur deux points essentiels: l'utilisation de l'indice Manpower comme mesure de la demande de travail et un allongement de la période d'estimation qui s'étend jusqu'au mois de février 1998.

Les résultats sont présentés dans le tableau 1. A titre de comparaison, la dernière ligne fournit les taux de chômage minimum et maximum observés pendant la période. Les estimations confirment l'impression tirée de l'analyse graphique. Le taux de chômage structurel a progressivement augmenté entre le milieu des années soixante-dix et nos jours. Nous pouvons clairement distinguer trois déplacements durables de la courbe. Le taux de chômage structurel estimé passe de 0,2% au cours de la période qui va jusqu'à 1976:02 à 0,3% dans la période 1976:03-1983:04 et 0,6% dans la période 1987:07-1993:11. Au cours de la période plus récente, qui commence en 1993:12, le taux de chômage structurel a atteint 1,4% d'après nos estimations.

Nos résultats sont semblables à ceux que Sheldon (1993) et Flückiger (1994) ont obtenus pour la période allant jusqu'au début de 1993. Nos calculs mettent cependant en évidence une nouvelle progression du chômage structurel après cette date. Le graphique 2 laisse apparaître un degré d'incertitude quant au niveau de la courbe de Beveridge à partir de la fin de 1993. Dans des calculs supplémentaires, nous avons subdivisé la période 1993:11-1998:02 en trois sous-périodes de longueur similaire. Ainsi estimé, le taux de chômage structurel serait d'abord monté à 1,9% avant de retomber à 1,2% pour s'établir à 1,6%.

Le graphique 2 montre que, surtout à partir de 1983, presque tous les points se situent à droite de la ligne à 45 degrés. Cela signifie que, même dans les phases de haute conjoncture, le nombre de places vacantes était souvent inférieur à celui des chômeurs. En 1990, lorsque l'économie suisse se trouvait clairement dans une situation de surchauffe, la demande de travailleurs dépassait de peu le nombre des chômeurs, ce qui est révélateur d'une sous-estimation de la demande de travail et, par conséquent, du taux de chômage structurel.

Ci-dessous nous estimons le chômage naturel à l'aide d'une courbe de Phillips, qui met en relation la variation de l'inflation et le chômage.

3. Estimations du NAIRU

Le NAIRU est un taux de chômage naturel, ou d'équilibre, compatible avec un taux d'inflation constant. Le modèle de base servant à estimer le NAIRU est constitué par une courbe de Phillips augmentée des anticipations inflationnistes fréquemment utilisée dans la littérature. Sous sa forme la plus simple, elle se présente de la manière suivante:

$$(2) \quad Dp_t - D^e p_t = \beta (u_{t-1} - u^*_{t-1}) + v_t$$

où u_{t-1} est le taux de chômage et u^*_{t-1} le NAIRU de la période précédente; p_t est le logarithme de l'indice des prix à la consommation, Dp_t l'inflation et $D^e p_t$ l'inflation anticipée. Le signe du coefficient β est censé être négatif, ce qui signifie qu'un écart positif entre le chômage effectif et le NAIRU conduit en principe à une réduction de l'inflation.

Le terme Dp_t est ici défini comme la variation du niveau des prix par rapport à la même période de l'année précédente. Il correspond donc à l'inflation sur une base annuelle: $Dp_t \equiv p_t - p_{t-4}$. L'inflation anticipée, $D^e p_t$, est une valeur qui ne peut pas être observée. Nous avons ainsi supposé que l'inflation anticipée $D^e p_t$ était égale à l'inflation passée. Dans notre cas, étant donné que nous utilisons des données trimestrielles, $D^e p_t \equiv Dp_{t-4}$. Nous introduisons ainsi des anticipations statiques. La variable dépendante de notre courbe de Phillips prend donc la forme suivante:

$$Dp_t - D^e p_t = Dp_t - Dp_{t-4} \equiv D^2 p_t$$

ce qui représente la variation de l'inflation sur une base annuelle.²

L'équation (2) est souvent enrichie d'autres régresseurs, afin de capturer l'effet sur les prix de phénomènes autres que le chômage. Dans notre cas, après modifications, l'équation (2) a pris la forme suivante:

$$(3) \quad D^2 p_t = \beta (u_{t-1} - u^*_{t-1}) + \delta(L) D^2 p_{t-1} + \gamma ASY_t + \lambda D95_t + \varphi D97_t + v_t$$

Le terme $D^2 p_{t-1}$ introduit la variation de l'inflation retardée. L représente l'opérateur de retard; le terme $\delta(L)$ est un polynôme aux retards multiples. ASY_t est une variable qui permet de capturer l'effet des chocs sur l'offre ou des chocs sectoriels sur la demande qui affectent l'inflation.³ $D95$ est

2 Les résultats des tests de Unit-Root, d'après les méthodes de Dickey-Fuller et Perron-Phillips, indiquent que la variation de l'inflation est $I(0)$ au cours de la période observée.

3 La variable ASY est calculée de la manière suivante. Pour chacune des périodes, nous avons analysé la distribution des variations de prix de chacune des composantes du panier de l'indice suisse des prix à la consommation. L'idée de base est que les chocs sur l'offre se reflètent dans cette distribution en créant une asymétrie. ASY est la

mesure statistique de cette asymétrie. Une valeur élevée de ASY est donc un signe de la présence d'importants chocs sur l'offre. Pour plus de détails, voir Zanetti (1997). Sur l'importance fondamentale de prendre en compte ce genre de chocs dans un modèle de calcul du NAIRU, voir Gordon (1996).

une variable muette (*dummy*) qui sert à capturer l'effet de l'introduction de la TVA en 1995. Elle est égale à 1 entre 95:1 et 95:4 et à zéro autrement. $D97$ est une variable muette définie de manière analogue, qui est censée saisir l'effet des mesures pour l'emploi introduites à partir du début de 1997. Elle est égale à 1 à partir de 1997:1 et à 0 pour les périodes qui précèdent. Le taux de chômage correspond au taux de chômage officiel tel qu'il est publié par l'OFS, en données corrigées des variations saisonnières.

Afin d'obtenir des estimations du NAIRU, il est nécessaire de procéder à une dernière transformation de l'équation (3). Nous définissons la constante $\alpha = -\beta u_{t-1}^*$. Nous obtenons ainsi une équation qui peut être estimée à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires:⁴

$$(4) \quad D^2 p_t = \alpha + \beta u_{t-1} + \delta(L) D^2 p_{t-1} + \gamma ASY_t + \lambda D95_t + \varphi D97_t + v_t$$

Le NAIRU pourra par conséquent être calculé comme suit $u^* = -\alpha/\beta$ en utilisant les coefficients estimés.

Avant de présenter les résultats des estimations, nous allons nous pencher brièvement sur la relation entre chômage et variation de l'inflation d'un point de vue graphique. Alors que les estimations se fondent sur des données trimestrielles, le graphique 3 a été construit à l'aide de moyennes annuelles, ce qui permet une lecture plus aisée. Le graphique donne clairement l'impression d'un déplacement vers la droite de la courbe de Phillips au fil des années. Le NAIRU, qui n'est rien d'autre que le point d'intersection entre l'abscisse et la droite estimée, a donc augmenté au cours de cette période. Le graphique 3 nous transmet ainsi le même message que le graphique de la courbe de Beveridge.

Le graphique 3 met également en évidence qu'il n'est pas raisonnable de procéder à une estimation unique pour l'ensemble de la période. Il faut par conséquent choisir des périodes plus courtes. Nous avons divisé nos données en trois sous-périodes, qui correspondent aux cycles du chômage. Les points de division sont donnés par les deux premiers minima locaux du taux de chômage, tels qu'ils sont indiqués dans le graphique 1. Puisque notre série pour la variable ASY remonte au quatrième trimestre de 1978, la première période d'estimation commence à cette date. Les périodes ainsi obtenues

sont donc 1978:4–1981:1, 1981:1–1990:2 et 1990:2–1997:4.

Le tableau 2 présente le résultat des estimations de l'équation (4). Les retards de la variation de l'inflation sont déterminés sur la base de l'autocorrélation des résidus. Dans les équations basées sur moins de 20 observations, la variable $D^2 p_t$ retardée a été introduite une seule fois afin d'économiser des degrés de liberté.⁵ Dans la toute dernière ligne du tableau, nous avons reproduit, à titre de comparaison, les taux de chômage minimum et maximum effectivement enregistrés au cours de la période. L'intuition graphique semble trouver une confirmation dans les chiffres. L'estimation du NAIRU passe de 0,3% en 1978:4–1981:1 à 0,7% en 1981:1–1990:2 et à 1,7% entre 1990:2 et 1997:4.

A l'intérieur de chacune de ces périodes, le NAIRU est considéré comme constant. Cette hypothèse est discutable, surtout en ce qui concerne les années quatre-vingt-dix, au cours desquelles le chômage a fortement progressé. Nous avons donc divisé la période 1990:2–1997:4 en deux parties, 1990:2–1993:4 et 1993:4–1997:4, et nous avons ainsi procédé à de nouvelles estimations de l'équation (4). Le point de césure est déterminé par le pic du taux de chômage de fin 1993. Ce point correspond également à la phase d'introduction de la réforme de l'assurance chômage. Il se situe à priori au milieu de la période 1990:2–1997:4.

Les résultats de ces régressions sont présentés dans la deuxième partie du tableau 2, dans les quatrième et cinquième colonnes. L'estimation du NAIRU qui y est donnée est de 2% pour la première partie de la période et de 4% pour la deuxième. Dans la cinquième équation, les variables ASY , $D95$ et $D^2 p_{t-4}$ ne sont pas significatives. C'est pourquoi nous avons procédé à une deuxième estimation pour la même période, en éliminant ASY et la variable retardée (sixième colonne). L'élimination de ASY et $D^2 p_{t-4}$ rend $D95$ à nouveau fortement significative. Toutefois, elle fait également apparaître de l'autocorrélation au niveau du quatrième ordre. Le résultat ainsi obtenu est de 3,9%, ce qui est très proche de l'estimation figurant dans la cinquième colonne du tableau 2.

Nous avons ensuite voulu tester la fiabilité du NAIRU sous la forme d'intervalles de confiance. Pour le calcul de ces intervalles de confiance, nous suivons la méthode adoptée par Steiger, Stock et Watson (1997). Il faut avant tout créer une nouvelle série, constituée par l'écart entre le chômage

4 Cette équation peut être également obtenue en partant d'un système initial à deux équations – une pour les prix et une pour les salaires nominaux –, tel que cela est présenté par Blanchard et Katz (1996) ou encore Setterfield et al. (1992).

5 Malgré l'introduction de la variation de l'inflation retardée, une certaine autocorrélation persiste dans les deuxième et troisième équations.

effectif et le taux de chômage supposé correspondre au NAIRU: $u_t - u^*$. Si le NAIRU correspond effectivement au chiffre u^* employé, alors on peut calculer une régression sur la base de l'équation (3), dans laquelle la constante devrait être égale à zéro. Tant que cette constante conserve une valeur jugée statistiquement non significative au seuil de 5%, nous pouvons accepter l'hypothèse que le NAIRU est égal à u^* . Par tâtonnement, en introduisant dans la série $u_t - u^*$ des valeurs de u^* qui s'éloignent progressivement de notre estimation du NAIRU, nous obtenons l'intervalle de confiance désiré. Nous pouvons alors affirmer que le NAIRU se trouve à l'intérieur de cet intervalle, et cela avec une probabilité de 95%.

Les résultats figurant dans le bas du tableau 2 indiquent que plus le NAIRU s'est accru, plus l'incertitude concernant son niveau effectif a augmenté. Les estimations manquent de fiabilité, notamment lorsqu'elles concernent des phases conjoncturelles inachevées, comme c'est le cas de la période actuelle, caractérisée par un début de reprise et des taux de chômage élevés. Le NAIRU, estimé à 4% pour la période la plus récente, se trouve en effet dans un intervalle de confiance à 95% qui va de 1,7% à 4,4%. Finalement, seule la consolidation de la reprise pourra nous fournir des renseignements plus précis sur le niveau actuel du NAIRU. Il est probable que la diminution du chômage conduise à une révision à la baisse du chiffre

du NAIRU. Cette hypothèse est conforme aux enseignements de Steiger, Stock et Watson (1996, 1997) qui ont montré que le NAIRU varie en suivant les mouvements du taux de chômage effectif.

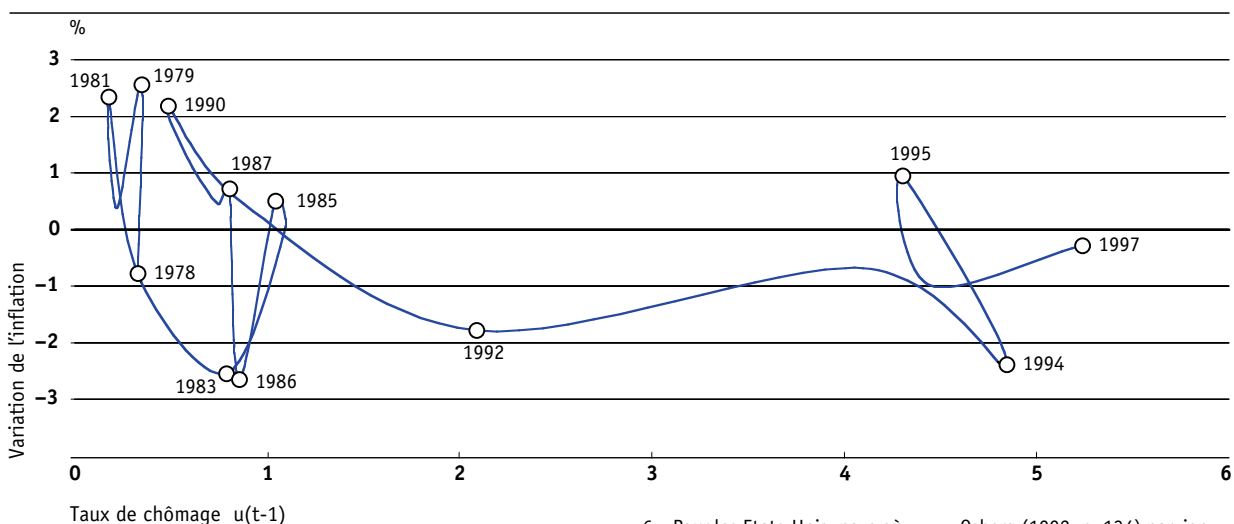
Un nombre croissant de contributions scientifiques mettent en évidence les problèmes de variabilité du NAIRU (Chang, 1997; Espinosa-Vega et Russel, 1997; Staiger, Stock et Watson, 1996 et 1997; King, Stock et Watson, 1995; Setterfield, Gordon et Osberg, 1992). Il est important de noter que ces problèmes sont indépendants de la méthode d'estimation employée et du pays auquel le modèle est appliqué. Ils ne concernent donc pas la Suisse uniquement.⁶

Au-delà de l'incertitude sur le *niveau* actuel exact du NAIRU, nos calculs dégagent néanmoins un résultat clair en ce qui concerne le *trend*. Le NAIRU s'est nettement accru entre la fin des années soixante-dix et la période actuelle. Après un premier déplacement dans la deuxième moitié des années quatre-vingt, le NAIRU a encore progressé depuis le début de la récession des années quatre-vingt-dix. C'est une tendance qui se dégage également des calculs de l'OCDE (1996) et de Stalder (1994).

Nous avons jusqu'ici admis que la relation entre le niveau du chômage et la variation de l'inflation était linéaire. Cette hypothèse n'est pas partagée par tous les auteurs. Akerlof et al. (1996) soutiennent la thèse de la convexité de la courbe

Variation de l'inflation et chômage, 1978-1997 (moyennes annuelles)

Graphique 3



6 Pour les Etats-Unis, pays où l'on considère normalement que les estimations du NAIRU sont relativement précises, Staiger, Stock et Watson (1997) ont calculé un intervalle de confiance à 95% de 4,3% à 7,3% pour la période la plus récente. Pour le Canada, Setterfield, Gordon et

Osberg (1992, p. 134) parvient à la conclusion suivante: «It is therefore our conclusion that even the best available technology fails to recommend any consensus value of the NAIRU in Canada».

	1978:4– 1981:1	1981:1– 1990:2	1990:2– 1997:4	1990:2– 1993:4	1993:4– 1997:4	1993:4– 1997:4
	1	2	3	4	5	6
Constante	0.04579* (0.0195)	0.01097* (0.0057)	0.00809* (0.0044)	0.01483* (0.0074)	0.10535** (0.0435)	0.08405** (0.0375)
u_{t-1}	-0.14547** (0.0564)	-0.01564* (0.0078)	-0.00483*** (0.0013)	-0.00728** (0.0028)	-0.02604** (0.0093)	-0.02139** (0.0080)
D^2p_{t-1} ¹		0.66540*** (0.1104)	0.54297*** (0.1761)			
D^2p_{t-4}	-1.21722*** (0.2451)	-0.35559*** (0.1227)	-0.58395*** (0.1919)	-0.48390* (0.2421)	-0.25932 (0.2076)	
ASY	0.00674*** (0.0013)	0.00079 (0.0006)	0.00271*** (0.0009)	0.00450*** (0.0010)	0.00037 (0.0013)	
D95			0.02113*** (0.0052)		0.00971 (0.0080)	0.01746*** (0.0049)
D97			0.01635*** (0.0047)		0.02530*** (0.0062)	0.02513*** (0.0060)
Nombre d'observations	10	38	31	15	17	17
R ²	0.929	0.704	0.771	0.869	0.824	0.795
Adjusted R ²	0.894	0.668	0.713	0.834	0.744	0.747
LM test ²						
premier ordre	0.6108	0.0179	0.0114	0.8289	0.1522	0.2270
deuxième ordre	0.1946	0.0345	0.0578	0.9768	0.3261	0.3197
troisième ordre	0.3036	0.0801	0.0663	0.6809	0.4985	0.3029
quatrième ordre	0.0418	0.1150	0.0094	0.3317	0.1772	0.0224
NAIRU	0,3 %	0,7 %	1,7 %	2 %	4 %	3,9 %
Intervalle de confiance à 95%	0–0,5 %	0–2 %	0–2,5 %	0–2,6 %	1,7–4,4 %	0,8–4,3 %
Min/max constatés	0,2–0,4 %	0,2–1,2 %	0,5–5,4 %	0,5–4,8 %	4,8–5,4 %	4,8–5,4 %

1 Dans l'équation 3, le retard est de 3 trimestres.

2 Si la valeur du test est supérieure à 0,0500, cela signifie que l'hypothèse H0 «pas d'autocorrélation» ne peut pas être rejetée au seuil de 5%.

Les symboles * indiquent que le coefficient est significatif au seuil de 10% (*), 5% (**) ou 1% (***).

Les chiffres entre parenthèses fournissent l'écart-type des coefficients estimés.

de Phillips. Cela implique que l'augmentation de l'inflation engendrée par des taux de chômage inférieurs au NAIRU est plus forte que la diminution de l'inflation produite par des niveaux de chômage supérieurs au NAIRU. Eisner (1996) défend la thèse opposée. D'après cet auteur, la courbe de Phillips serait concave. Cela implique que le recul de l'inflation engendré par des taux de chômage supérieurs au NAIRU est plus rapide que l'augmentation de l'inflation produite par des niveaux de chômage inférieurs au NAIRU.

Nous proposons d'analyser ces deux suggestions à l'aide de variables muettes introduites dans les trois premières équations du tableau 2. DA est égale à zéro pour des taux de chômage plus élevés que le NAIRU et elle est égale à un lorsque le taux de chômage est plus faible que le NAIRU. Les valeurs de référence du NAIRU sont celles qui résultent du tableau 2. Le produit de ces variables muettes et du taux de chômage u_{t-1} est introduit comme variable supplémentaire dans l'équation (4) pour les périodes 1978:04–1981:01, 1981:01–1990:02 et 1990:02–1997:04. Un coefficient significatif de signe négatif confirmerait l'idée de la convexité de la courbe. Un coefficient significatif de signe positif impliquerait par contre la concavité de la courbe. Les résultats présentés dans le tableau 3 montrent que ces variables muettes ne sont pas statistiquement significatives. Par conséquent, l'hypothèse de la linéarité de la relation ne semble pas pouvoir être rejetée.⁷

7 Contrairement à nos résultats, Lüscher (1998) soutient la thèse d'une courbe de Phillips non linéaire pour la Suisse. Ses calculs sont toutefois fondés sur la relation output-inflation et s'appliquent à une période plus

longue. La relation output-inflation fait également preuve d'une meilleure stabilité que la relation inflation-chômage.

Test de linéarité de la courbe de Phillips, variable dépendante: D^2p
Données trimestrielles

Tableau 3

	1978:4–1981:1	1981:1–1990:2	1990:2–1997:4
	1	2	3
Constante	0.03031 (0.031)	0.00678 (0.006)	0.01279** (0.006)
u_{t-1}	-0.10250 (0.088)	-0.01241 (0.008)	-0.00582*** (0.001)
D^2p_{t-1} ¹		0.66069*** (0.109)	0.55967*** (0.174)
D^2p_{t-4}	-1.18100*** (0.263)	-0.38346*** (0.123)	-0.56657*** (0.190)
ASY	0.00682*** (0.001)	0.00058 (0.001)	0.00281*** (0.001)
D95			0.02153*** (0.005)
D97			0.01728*** (0.005)
DA7881 · u_{t-1}	0.0261 (0.039)		
DA8190 · u_{t-1}		0.0120 (0.009)	
DA9097 · u_{t-1}			-0.00691 (0.005)
R^2	0.935	0.719	0.786
Adjusted R^2	0.883	0.675	0.720

1 Dans l'équation 3, le retard est de 3 trimestres.

Les symboles * indiquent que le coefficient est significatif au seuil de 10% (*), 5% (**) ou 1% (***).
Les chiffres entre parenthèses fournissent l'écart-type des coefficients estimés.

4. Conclusions

Plusieurs économistes soutiennent la thèse que, par le biais de l'évolution des salaires nominaux, le marché du travail exerce une importante influence sur l'inflation. Le niveau du taux de chômage est le reflet du rapport entre l'offre et la demande sur le marché du travail. Le NAIRU représente le taux de chômage qui devrait assurer l'absence de pressions à la hausse ou à la baisse sur le taux d'inflation. Si la banque centrale pouvait identifier le NAIRU avec précision et en tout temps, celui-ci constituerait un indicateur précieux. Il suffirait d'observer l'écart entre le taux de chômage effectif et le NAIRU pour déterminer s'il faut maintenir la politique monétaire inchangée ou bien adopter une position plus restrictive ou plus expansionniste.

Dans cet article, nous avons essayé d'estimer le niveau du chômage structurel en Suisse et d'analyser l'utilité que la Banque nationale pourrait retirer de ces informations. Le chômage structurel a été estimé à l'aide de la courbe de Beveridge d'abord et d'une courbe de Phillips augmentée des anticipations inflationnistes ensuite. Les résultats peuvent être résumés en trois points.

Premièrement, nos calculs confirment généralement l'existence en Suisse d'une corrélation négative entre le niveau du chômage d'un côté et le taux d'inflation ou la variation de l'inflation de l'autre. Toutefois, l'importance et le signe de cette corrélation varient dans le temps. Parfois, elle devient positive. Cela suggère que, en plus de l'évolution des salaires, d'autres facteurs jouent un rôle significatif dans la détermination du comportement de l'inflation.

Deuxièmement, nous avons montré que l'incertitude quant au niveau exact du seuil de chômage structurel est élevée, en particulier pour la période la plus récente. Le NAIRU estimé se situe dans une intervalle de confiance qui va de 1,7% à 4,4%. Selon la méthode basée sur la courbe de Beveridge, le taux de chômage structurel a été cal-

culé à 1,4% pour la période 1993:11–1998:2. D'autres estimations sur des sous-périodes plus courtes conduisent à un taux qui varie entre 1,2% et 1,9%. L'incertitude qui caractérise les estimations du taux de chômage structurel constitue un obstacle important quant à son utilisation dans le cadre de la politique monétaire.

Troisièmement, et en conclusion, nous soulignons le fait qu'au-delà de l'incertitude sur le niveau actuel exact du taux de chômage structurel, les deux méthodes démontrent qu'il y a eu une augmentation de ce taux entre le milieu des années soixante-dix et la période la plus récente. L'accroissement le plus marqué a eu lieu durant la récession des années quatre-vingt-dix. Ces résultats soulignent par conséquent la nécessité d'études qui puissent renseigner sur les origines précises de ce phénomène, et qui puissent ainsi constituer une base de réflexion à l'adoption de mesures structurelles adaptées dans les domaines de la politique du marché du travail et de la formation.

Bibliographie

- Akerlof, George, William Dickens et George Perry. 1996. The Macroeconomics of Low Inflation. *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 1–76.
- Ball, Laurence. 1996. Disinflation and the NAIRU. NBER Working Paper 5822. Cambridge (MA).
- Blanchard, Olivier et Lawrence F. Katz. 1996. What We Know and Do Not Know About The Natural Rate of Unemployment. NBER Working Paper 5520. Cambridge (MA).
- Chang, Roberto. 1997. Is Low Unemployment Inflationary? *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta 82/1: 4–13.
- Clark, Peter, Douglas Laxton et David Rose. 1996. Asymmetry in the US Output-Inflation Nexus. *IMF Staff Papers* 43/1: 216–251.
- De Masi, Paula et S. G. B. Henry. 1996. Aspects of The Swiss Labor Market. IMF Working Paper. Washington D.C.
- Eisner, Robert. 1996. A New View of the NAIRU. Northwestern University Working Paper.
- Espinosa-Vega, Marco A. et Steven Russel. 1997. History and Theory of the NAIRU: A Critical Review. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta 82/2: 4–25.
- Flückiger, Yves. 1994. Analyse des causes de l'augmentation actuelle du chômage en Suisse et à Genève. Université de Genève.
- Friedman, Milton. 1968. The Role of Monetary Policy. *American Economic Review* 58: 1–17.
- Gordon, Robert J. 1996. Time Varying Nairu and Its Implications for Economic Policy. NBER Working Paper 5735. Cambridge (MA).
- King, Robert G., James H. Stock et Mark W. Watson. 1995. Temporal Instability of the Unemployment-Inflation Relationship. *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago 19/3: 2–12.
- Lüscher, Barbara. 1998. Asymmetrie im Output-Inflations-Zusammenhang: Schätzergebnisse und Implikationen. Banque nationale suisse: mimeo.
- Modigliani, Franco et Lucas Papademos. 1975. Targets for Monetary Policy in the Coming Year. *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 141–163.
- OECD. 1993, 1996. OECD Economic Surveys: Switzerland. Paris.
- Scarpetta, Stefano. 1996. Le rôle des politiques du marché du travail et des dispositions institutionnelles concernant le chômage: une comparaison internationale. *Revue économique de l'OCDE* 26/ 1: 53–113.
- Setterfield, M. A., D. V. Gordon et L. Osberg. 1992. Searching for a Will o' Wisp - An Empirical Study of the NAIRU in Canada. *European Economic Review* 36: 199–136.
- Sheldon, George. 1993. Konjunkturelle und strukturelle Aspekte des schweizerischen Arbeitsmarkt. Bundesamt für Konjunkturfragen. Studie Nr. 16. Bern.
- Staiger, D., James H. Stock et Mark W. Watson. 1996. How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment? NBER Working Paper 5477. Cambridge.
- Staiger, D., James H. Stock et Mark W. Watson. 1997. The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy. *Journal of Economic Perspectives* 11/1: 33–49.
- Stalder, Peter. 1994. Ungleichgewichte auf dem schweizerischen Arbeitsmarkt: eine ökonometrische Modellschätzung. *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 130/3: 445–463.
- Stiglitz, Joseph. 1997. Reflections on the Natural Rate Hypothesis. *Journal of Economic Perspectives* 11/1: 3–10.
- Zanetti, Attilio. 1997. Rigidité des prix nominaux, changements des prix relatifs et inflation. *Revue suisse d'économie politique et de statistique* 133/3: 477–496.