

# L'inflation sous-jacente en Suisse

par Sophie M. Faber, Direction de la gestion des risques,  
Banque nationale suisse, Zurich  
et Andreas M. Fischer, Direction des études économiques,  
Banque nationale suisse, Zurich

L'inflation dans le long terme est perçue de façon consensuelle comme un phénomène monétaire.

A court et à moyen terme cependant, diverses perturbations afférentes à l'économie réelle peuvent influencer sur le taux d'inflation et accroître sa volatilité. La banque centrale doit alors s'efforcer de distinguer une évolution inflationniste d'origine monétaire des fluctuations du niveau des prix dues à des perturbations réelles.

En principe, la meilleure solution serait de construire et d'estimer un modèle économétrique pour déterminer la production et les prix. Ce modèle serait ensuite utilisé pour essayer d'identifier l'inflation causée par des facteurs monétaires. Eckstein (1981), à qui l'on doit la notion d'inflation sous-jacente, ainsi que Quah et Vahey (1995) ont suivi cette voie. Cette méthode pose toutefois des problèmes dans la mesure où les résultats sont fortement influencés par le choix du modèle, alors même qu'aucun modèle ne fait l'objet d'une acceptation générale. De plus, elle n'est pas facile à communiquer à un large public. Pour ces raisons, diverses méthodologies simplifiées permettant de calculer l'inflation sous-jacente ont, dans la pratique, été adoptées.

Une méthode simple consiste à éliminer du panier-type<sup>1</sup> de l'indice des prix à la consommation (IPC) les biens dont les prix sont fréquemment influencés par des perturbations temporaires et exogènes. Il s'agit notamment des produits énergétiques et alimentaires. Cette méthode est devenue très populaire ces dernières années; l'indice des prix à la consommation ainsi rectifié est utilisé pour mesurer l'inflation par de nombreux pays qui se sont expressément fixés un objectif direct de renchérissement.

Proposée par Bryan et Cecchetti (1994), une autre méthode consiste à éliminer, pour chaque période, les catégories de produits dont les prix varient le plus fortement à la hausse ou à la baisse. En d'autres termes, les extrémités de la distribution des variations des prix observées sont éliminées. C'est la raison pour laquelle cette méthode est souvent appelée méthode de la moyenne élaguée.

Les deux méthodes aboutissent à des taux d'inflation sous-jacente dont la volatilité est plus faible et la persistance plus grande que le taux de variation de l'IPC non rectifié. Elles se basent sur des informations qui se rapportent aux dernières variations des composants de l'IPC par rapport à la période précédente et non sur l'analyse de longues séries temporelles. La présente étude examine la pertinence d'utiliser les taux d'inflation sous-jacente ainsi obtenus comme indicateurs de l'évolution de l'inflation en Suisse.

Dans la première partie, ces deux méthodes visant à mesurer l'inflation sous-jacente sont examinées et complétées par une méthode consistant à laisser varier dans le temps le nombre (pondéré) des catégories de biens éliminées. La deuxième partie décrit les caractéristiques de la distribution des variations de prix des composants de l'IPC et l'évolution des mesures de l'inflation sous-jacente calculées. Dans la troisième partie, nous nous demandons si l'inflation sous-jacente permet d'améliorer la prévision de l'inflation mesurée par l'IPC. En outre, nous examinons la corrélation entre l'expansion de la masse monétaire et six mesures différentes de l'inflation; il s'agit de l'inflation mesurée par l'IPC (non rectifiée), de l'inflation mesurée par l'IPC sans les denrées alimentaires et l'énergie, ainsi que de quatre formes de la moyenne élaguée des variations de prix des composants de l'IPC. Quant à la quatrième partie, elle est consacrée à nos conclusions.

## 1 Méthodes pour mesurer l'inflation sous-jacente

### 1.1 Indice des prix à la consommation excluant divers composants

Quelques définitions de l'inflation sous-jacente utilisées par les banques centrales des principaux pays industrialisés figurent dans le tableau 1. Le nombre de catégories de produits exclues de l'IPC est relativement limité. Quelques banques centrales, telle la Riksbank de Suède, identifient plusieurs taux d'inflation sous-jacente.

1 Panier fixe de biens et de services

Pays:	Mesure de l'inflation sous-jacente:
Zone euro/BCE	Indice des prix harmonisé, hormis produits énergétiques et alimentaires non manufacturés
Japon	IPC hormis produits alimentaires frais
Canada	IPC hormis impôts indirects, produits alimentaires et énergétiques
Suède	IPC hormis intérêts hypothécaires, effets des impôts et subventions (=UND1); UND1 sans produits pétroliers (=UND2); UND1 sans importations (=UNDINH)
Royaume-Uni	Indice des prix de détail (Retail Price Index) hormis intérêts de la dette
Etats-Unis	IPC hormis produits alimentaires et énergétiques

Les produits énergétiques et alimentaires sont les catégories de biens les plus fréquemment exclues. Dans certains pays, ces catégories sont définies de façon plus stricte et sont, par exemple, limitées aux produits pétroliers ainsi qu'aux fruits et légumes frais. L'exclusion de ces deux catégories de produits est due à une volatilité particulièrement élevée de leurs prix, dominés par les fluctuations de l'offre sur lesquelles la politique monétaire n'a aucune influence.

Il est un deuxième composant qui est souvent exclu: les impôts indirects. Bien qu'il soit habituellement peu volatil, il n'est aucunement lié à la politique monétaire ou aux conditions monétaires. Une hausse des impôts indirects renchérit l'offre de produits et a ainsi le même impact qu'une diminution de l'offre.

Les intérêts de la dette hypothécaire est un troisième élément qui est également fréquemment éliminé. La principale raison réside dans le fait qu'un relèvement des taux peut provisoirement entraîner une hausse du renchérissement mesuré, dissimulant ainsi l'effet de modération sur l'évolution des prix qui, finalement, doit en résulter. Ce phénomène apparaît surtout en Grande-Bretagne, mais aussi en Suisse (par le biais du loyer des logements).

En Suisse, l'Office fédéral de la statistique (OFS) publie, depuis la révision de l'indice national des prix à la consommation en mai 2000, deux mesures de l'inflation sous-jacente. Elles se fondent sur la méthodologie décrite ci-dessus qui consiste à réduire de quelques composants le panier-type de l'IPC. L'inflation sous-jacente 1 de l'OFS exclut les produits alimentaires, les boissons, le tabac, les produits saisonniers, l'énergie et les carburants et comprend 77 % du

panier initial. L'inflation sous-jacente 2 se définit comme l'inflation sous-jacente 1, déduction faite des produits dont les prix sont administrés. Elle inclut 62 % du panier de l'IPC.

L'avantage de la méthode décrite dans ce chapitre réside dans sa simplicité. Cependant, il semble discutable que les composants de l'IPC ne soient pas éliminés sur la base de critères clairs. La volatilité des prix des produits alimentaires et énergétiques est certes élevée, mais d'autres biens à forte volatilité ne sont cependant pas exclus du panier-type. De plus, les deux catégories mentionnées comprennent divers produits dont la volatilité des prix n'est pas supérieure à la moyenne.

<sup>2</sup> Source: Bryan et Cecchetti (1999), rapports sur l'inflation et rapports de gestion de quelques banques centrales

## 1.2 Moyenne élaguée

Bryan et Cecchetti (1994), avec la méthode de la moyenne élaguée, ont proposé un autre critère de sélection, reposant sur des réflexions d'ordre statistique. Les auteurs ont examiné la distribution des variations de prix des divers composants de l'IPC mesurées durant une période déterminée. Les recherches menées dans différents pays ont montré que ces variations de prix n'ont pas une distribution normale. Elles ont, de surcroît, une trop forte masse aux extrémités (*fat tails*). Dans ces circonstances, il est bien connu que la moyenne arithmétique de l'échantillon ne permet pas une estimation fiable de la moyenne théorique de la population. On parvient cependant à une estimation plus fiable en éliminant les valeurs extrêmes des deux côtés de la distribution. A la limite, lorsque 50% des observations des deux côtés de la distribution sont éliminées, on obtient la médiane.

Une deuxième caractéristique fréquemment observée des variations de prix des divers composants de l'IPC est la dissymétrie de la distribution. Cette dissymétrie peut s'expliquer de diverses façons. Ball et Mankiw (1995), par exemple, suggèrent que les adaptations de prix engendrent des coûts. Les prix ne seraient ainsi adaptés que lorsque la diminution des recettes résultant de la non-modification des prix dépasserait le coût de leurs adaptations. Ainsi, les entreprises qui veulent baisser le prix relatif de leurs produits auront tendance, dans un contexte de hausse générale des prix, à maintenir leurs prix constants. En effet, les prix baisseront de façon relative au fil du temps sans qu'une adaptation coûteuse des prix ne soit nécessaire. A l'inverse, les entreprises désireuses d'augmenter leurs prix relatifs s'éloignent de leur objectif optimal lorsqu'elles renoncent à adapter leurs prix. Par conséquent, elles s'accommoderont des coûts d'adaptation et augmenteront leurs prix. Il en résulte une distribution asymétrique des variations de prix sur la droite, la médiane étant inférieure à la moyenne.<sup>3</sup> Dans ces conditions, la moyenne de l'échantillon conduirait à une estimation faussée de la moyenne de la population. En éliminant les extrémités de la distribution des variations de prix en coupe transversale, nous obtenons une distribution élaguée dont la moyenne est plus proche de la médiane que la moyenne de la distribution non rectifiée.<sup>4,5</sup>

Depuis quelques années, la Banque nationale suisse (BNS) calcule l'inflation sous-jacente à des fins internes pour son analyse conjoncturelle. Pour

3 Voir Ball et Mankiw (1995), Balke et Wynne (1996), ainsi que Bryan et Cecchetti (1999) pour une plus ample discussion.

4 Si l'écart entre la moyenne et la médiane est utilisé comme mesure de la dissymétrie, il est évident que cet écart diminue lorsque les extrémités de la distribution sont éliminées.

ce faire, elle se base sur la méthode de la moyenne élaguée. Depuis quelques temps, elle commente également ce taux d'inflation dans son rapport trimestriel sur la situation économique et monétaire de la Suisse.

## 1.3 Quelques définitions

Dans ce chapitre, la moyenne élaguée des variations de prix des divers composants de l'IPC sera décrite formellement. Le renchérissement d'un composant du panier-type de l'IPC durant une période se définit par:

$$(1) \quad \pi_{it} = \ln(p_{it}/p_{it-1}) \cdot 100,$$

où  $p_{it}$  correspond au niveau de l'indice du produit  $i$  au moment  $t$ . Le renchérissement agrégé au moment  $t$  se définit par:

$$(2) \quad \pi_t = \sum_{i=1}^n \omega_i \pi_{it},$$

avec  $\omega_i > 0$  et  $\sum_{i=1}^n \omega_i = 1$ , où  $\omega_i$  désigne les pondérations des composants de l'indice des prix.

Pour calculer la moyenne pondérée élaguée, les variations de prix des  $n$  composants seront ordonnées selon  $\pi_{1t} < \pi_{jt} \dots < \pi_{nt}$ . De plus, on choisira un paramètre  $\alpha$  indiquant dans quelle mesure les extrémités de la distribution des variations de prix doivent être raccourcies. Ainsi, la moyenne élaguée  $\alpha$  est calculée selon la formule suivante:

$$(3) \quad \pi_{t,\alpha} = \frac{1}{1-2\alpha} \sum_{i=1}^n \omega_i \pi_{it} I_\alpha(\omega_i)$$

avec la fonction indicateur  $I_\alpha$ , telle que:

$$(4) \quad I_\alpha(\omega_i) = \begin{cases} 1, & \text{si } \alpha < \sum_{j=1}^i \omega_j < 1-\alpha \\ 0, & \text{dans les autres cas.} \end{cases}$$

Les équations (3) et (4) correspondent à l'estimation de l'inflation sous-jacente proposée par Bryan et Cecchetti (1994). Il est aisé de voir que la moyenne  $\pi_{t,0}$  et la médiane  $\pi_{t,0,5}$  sont deux cas particuliers de la distribution des variations de prix.

5 La moyenne élaguée n'a pas pour objectif de résoudre le problème de la distorsion de l'IPC causée par des changements de qualité des produits ou par d'autres facteurs. Cette distorsion est la raison principale pour laquelle les banques centrales fixent leur objectif de stabilité des prix à un taux de 1 ou 2%.

Un problème se pose lorsque la distribution est asymétrique à droite ou à gauche de façon permanente. Dans ce cas, la moyenne élaguée est une estimation faussée de la tendance inflationniste. Si la médiane, cas particulier de la moyenne élaguée, est en permanence plus basse que la moyenne, elle sous-estime la tendance inflationniste. Pour résoudre ce problème, Roger (1997) a suggéré d'élaguer les extrémités de manière asymétrique en incluant dans l'expression un paramètre de centrage  $c$ , afin de rapprocher la médiane de la moyenne. Dans ce cas, la fonction indicateur (4) se définit par:

$$(5) \quad I_{\alpha}(\omega_i) = \begin{cases} 1, & \text{si } \alpha+c < \sum_{j=1}^i \omega_j < 1-\alpha+c \\ 0, & \text{dans les autres cas} \end{cases}$$

où  $-\alpha < c < \alpha$ . Roger (1997) propose différentes méthodes pour identifier  $c$ .

## 1.4 Stratégies pour déterminer la valeur du paramètre d'élagage

La stratégie la plus simple pour déterminer la valeur du paramètre d'élagage consiste à fixer arbitrairement une valeur de  $\alpha$ . La médiane, concept statistique connu et donc facile à communiquer, s'y prête bien. Toutefois, la médiane n'est pas forcément la moyenne élaguée optimale.

Bryan et Cecchetti (1994, 1997) ont proposé de choisir  $\alpha$  de manière à minimiser la somme des carrés des écarts entre la moyenne élaguée et une moyenne mobile de l'inflation mesurée par l'IPC; la moyenne mobile est calculée sur une base de 12 trimestres.

Par le passé, nous avons souvent choisi une troisième possibilité qui consiste à déterminer  $\alpha$  de manière à minimiser la variance de la moyenne élaguée pendant la période d'observation, soit:

$$(6) \quad \min_{\alpha} \left( \sum_{t=1}^T \frac{(\pi_{t,\alpha} - \bar{\pi}_{\alpha})^2}{T} \right),$$

où  $\bar{\pi}_{\alpha} = \sum_{t=1}^T \frac{\pi_{t,\alpha}}{T}$  correspond à la moyenne de l'échantillon de  $\pi_{t,\alpha}$ .

L'inconvénient de cette stratégie est qu'elle se base sur l'hypothèse que les variances sont constantes au fil du temps. Or, des études empiriques menées dans plusieurs pays démontrent que cette supposition n'est habituellement pas vérifiée.<sup>6</sup> Johnson (1999) suggère que des changements dans le régime de politique monétaire et dans le comportement de l'inflation qui en résultent pourraient en être la cause.

Une forme plus générale de cette méthode consiste donc à laisser varier  $\alpha$  au fil du temps. Dans ce cas,  $\alpha(t)$  peut être déterminé par une méthode itérative grâce à laquelle la variance est minimisée au cours de  $m$  périodes. Il en résulte:

$$(7) \quad \min_{\alpha(t)} \left( \sum_{s=t-m+1}^t \frac{(\pi_{s,\alpha(t)} - \bar{\pi}_{\alpha(t)})^2}{m} \right),$$

où  $\bar{\pi}_{\alpha(t)} = \sum_{s=t-m+1}^t \frac{\pi_{s,\alpha(t)}}{m}$ . Dans un échantillon de  $T$  périodes,  $T-m$  valeurs de  $\alpha$  peuvent être déterminées.<sup>7</sup>

6 Voir Johnson (1999) pour le Canada, ainsi que Coimbra et Neves (1997) pour le Portugal.

7 Bryan, Cecchetti et Wiggins (1997) ont développé une moyenne élaguée variant au cours du temps. En ce qui concerne l'IPC des USA comprenant 36 composants, ils ont démontré que  $\alpha$  demeure relativement stable dans le temps lorsque  $m=40$ .

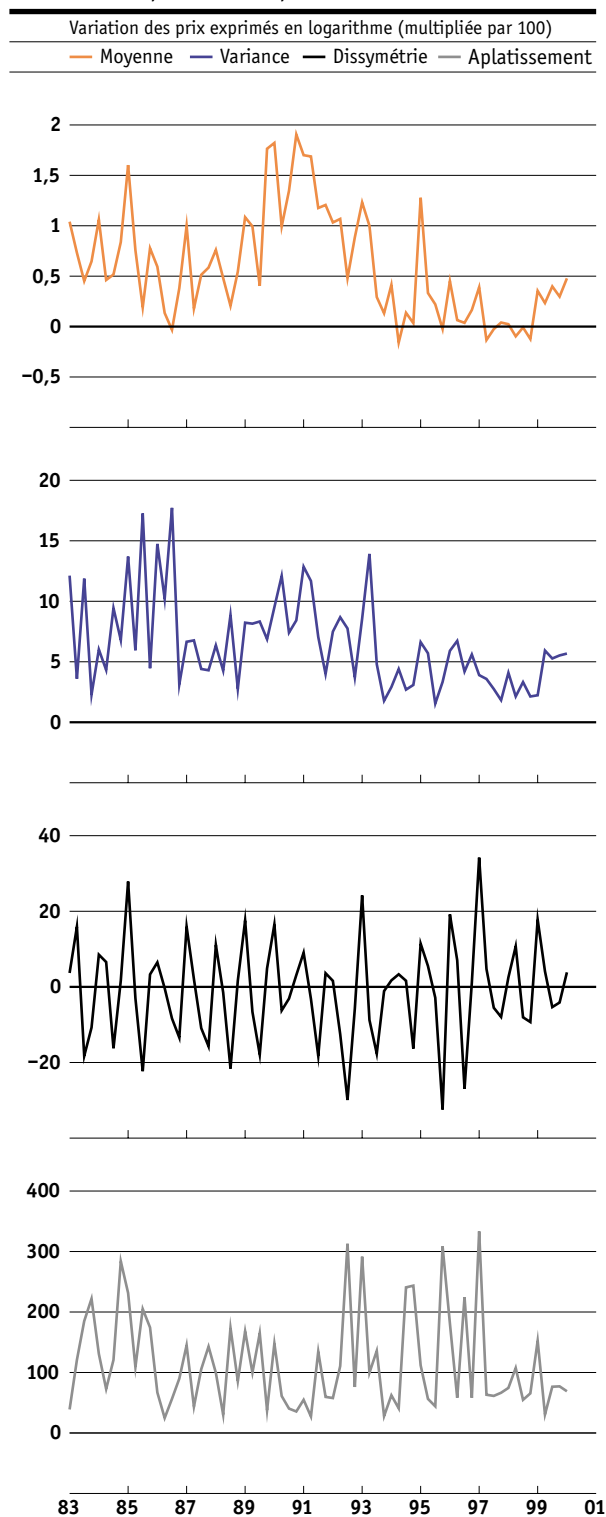
## 2 Calcul de l'inflation sous-jacente en Suisse

Dans ce chapitre, nous illustrerons par des graphiques les caractéristiques de la distribution des variations de prix des composants de l'IPC. La pondération des 201 composants correspond à celle de l'indice national des prix à la consommation révisé en 1993. Les données vont du deuxième trimestre 1983 au premier trimestre 2000.<sup>8</sup> L'examen porte sur des données trimestrielles, puisqu'une partie des prix des biens n'est saisie qu'une fois par trimestre.<sup>9</sup> Les données trimestrielles sont des moyennes des valeurs mensuelles.

Le graphique 1 montre l'évolution des quatre premiers moments de la distribution en coupe transversale des variations de prix des composants de l'IPC par rapport au trimestre précédent. La moyenne reflète bien les deux cycles d'inflation du début des années quatre-vingt et nonante. Comme aucune dissymétrie ne semble apparente à long terme, on peut renoncer à centrer la distribution comme cela figure dans l'équation (5). L'aplatissement (kurtosis) s'écarte sensiblement de zéro, c'est-à-dire que la répartition est trop forte aux extrémités (*fat tails*) de la distribution. En outre, elle est assez volatile à court terme, ce qui rend souhaitable une correction consistant à laisser varier dans le temps le paramètre d'élagage,  $\alpha(t)$ .

La valeur du paramètre d'élagage  $\alpha$  a été déterminée selon la méthode de Cecchetti et Bryan (1994, 1999), ainsi qu'à l'aide de notre critère de variance. Avec la première méthode, l'écart minimal de la moyenne élaguée par rapport à sa moyenne mobile sur 12 trimestres a été obtenu pour  $\alpha = 0,32$ . Avec le critère de variance, la valeur optimale est à peine plus élevée ( $\alpha = 0,40$ ). Les deux résultats sont assez proches de la médiane. En outre, l'examen, en fonction de  $\alpha$ , de l'évolution de la variance de la série de la moyenne élaguée montre que la variance diminue relativement rapidement de 0,29 ( $\alpha = 0$ ) à 0,19 ( $\alpha = 0,15$ ). Elle n'évolue ensuite que marginalement jusqu'à  $\alpha = 0,5$  (médiane), la variance minimale étant 0,17 ( $\alpha = 0,40$ ).

Distribution en coupe transversale des variations de prix des composants de l'IPC Graphique 1



8 Nous renonçons à corriger les données des variations saisonnières étant donné que très peu de composants de l'IPC peuvent se targuer d'avoir un profil saisonnier constant au fil du temps.

9 Les loyers des logements, qui jusqu'en 1993 n'étaient recensés que deux fois par an, constituent une exception.

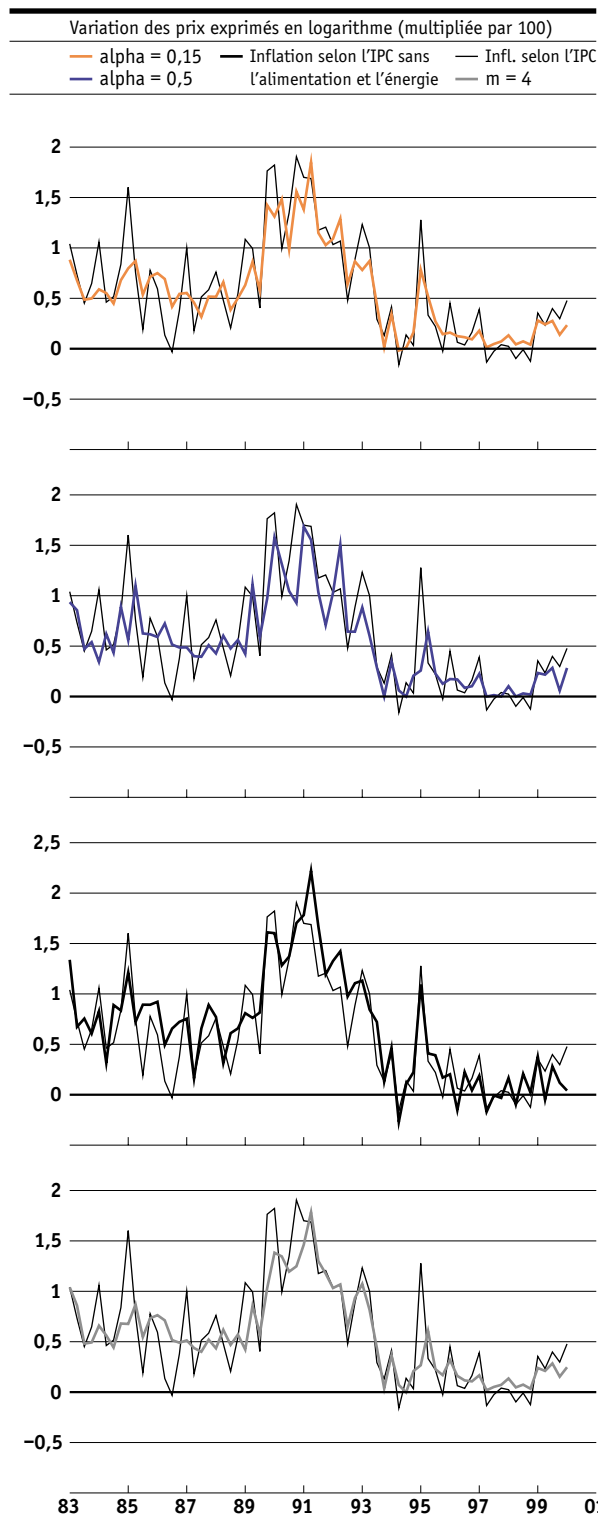
Notre comparaison des différentes mesures d'inflation sous-jacente se base sur des moyennes élaguées correspondant à  $\alpha = 0,15$ ,  $\alpha = 0,40$  et  $\alpha = 0,50$  (médiane), ainsi que sur la moyenne élaguée  $\alpha(x)$  avec  $m = 4$ .

De plus, la moyenne des variations de prix des composants de l'IPC excluant les denrées alimentaires, les boissons, le tabac, les produits saisonniers, l'énergie et les carburants est calculée afin d'être également utilisée comme mesure de l'inflation sous-jacente. Cette définition équivaut à l'inflation sous-jacente 1 de l'OFS. Pour la suite de l'étude, elle sera exprimée simplement en tant qu'«inflation selon l'IPC sans l'alimentation et l'énergie».<sup>10</sup>

Le tableau 2 montre la moyenne et la variance de l'inflation mesurée par l'IPC, ainsi que les cinq mesures de l'inflation sous-jacente pour la période 1983:2 à 2000:1. Afin que l'inflation selon l'IPC soit comparable aux mesures de l'inflation sous-jacente, elle se base sur le panier-type de 1993 et représente la moyenne des variations de prix des composants de l'IPC pour  $\alpha = 0$ .<sup>11</sup> Tous les taux d'inflation sont des taux de variation trimestrielle. Les différences les plus importantes concernent les variances. Les variances des moyennes élaguées sont inférieures de quelque 40% à celles de l'inflation mesurée par l'IPC avec ou sans l'alimentation et l'énergie. La même image ressort du graphique 2 qui montre chacune des quatre différentes mesures de l'inflation sous-jacente couplées avec l'inflation selon l'IPC: les moyennes élaguées ont un profil moins accidenté que celui de l'inflation mesurée par l'IPC ou que celui de l'inflation sans l'alimentation et l'énergie.

Inflation sous-jacente et inflation selon l'IPC

Graphique 2



10 Afin de permettre la comparaison avec la moyenne élaguée  $\alpha$ , l'inflation selon l'IPC sans les produits alimentaires et énergétiques est calculée comme une variation pondérée des prix des biens exprimés en logarithme (voir équation 2). Les produits saisonniers qui sont exclus correspondent à la liste des biens, sur la base du panier-type 2000,

que l'OFS utilise pour le calcul de l'inflation sous-jacente 1. Il est possible que le profil saisonnier des prix de certains produits ait changé au cours du temps. Dans le cas où ce profil saisonnier serait moins prononcé que dans le passé, il est vraisemblable que nous ayons sous-estimé le nombre des produits saisonniers pendant la période 1983–2000.

11 De faibles différences peuvent être constatées entre la définition utilisée ici de l'inflation mesurée par l'IPC et la définition officielle de l'indice national des prix à la consommation. Ces différences sont dues à trois raisons: premièrement, l'indice national a été rectifié en 1982, 1993 (et 2000), alors que nous avons gardé, pour toute la

période observée, les pondérations du panier-type de 1993. Deuxièmement, nous calculons le renchérissement mesuré par l'IPC sur la base des variations pondérées des prix des biens (voir équation 2) et non selon la variation des prix des biens pondérés (niveau des prix agrégé). Troisièmement, le taux de renchérissement est approximé par la variation des prix exprimés en logarithme (multipliée par 100).

	Inflation selon l'IPC (moyenne avec $\alpha = 0$ )	Moyenne élaguée (avec $\alpha = 0,15$ )	Moyenne élaguée (avec $\alpha = 0,4$ )	Moyenne élaguée (avec $\alpha = 0,5$ ; médiane)	Moyenne élaguée (avec $\alpha(t)$ et $m = 4$ )	Inflation selon l'IPC sans l'alimentation et l'énergie
Moyenne	0,59	0,56	0,53	0,52	0,55	0,66
Variance	0,29	0,19	0,17	0,18	0,17	0,30

Valeurs  $\bar{R}^2$  des équations de régression de l'IPC 1983:2-2000:1

Tableau 3

$$\pi_{t,g}^{CPI} = \alpha + \sum_{h=0}^3 \beta_h \cdot \pi_{t-h}$$

	$\pi_t$					
	Inflation selon l'IPC (moyenne avec $\alpha = 0$ )	Moyenne élaguée (avec $\alpha = 0,15$ )	Moyenne élaguée (avec $\alpha = 0,4$ )	Moyenne élaguée (avec $\alpha = 0,5$ ) (médiane)	Moyenne élaguée (avec $\alpha(t)$ et $m = 4$ )	Inflation selon l'IPC sans l'alimentation et l'énergie
$g = 1$	0,50	0,45	0,45	0,47	0,43	0,54
$g = 4$	0,53	0,55	0,55	0,57	0,53	0,50
$g = 8$	0,15	0,19	0,18	0,17	0,19	0,16
$g = 12$	-0,04	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,05

### 3 Résultats des régressions

#### 3.1 Prévision de l'inflation mesurée par l'IPC

La mesure de l'inflation sous-jacente doit permettre aux banques centrales de reconnaître à temps une variation des tendances inflationnistes d'origine monétaire. Afin d'examiner le niveau de corrélation des diverses mesures d'inflation avec l'inflation future mesurée par l'IPC, examinons les résultats des régressions qui découlent des équations d'inflation suivantes:

$$(8) \quad \pi_{t,g}^{CPI} = \alpha + \sum_{h=0}^3 \beta_h \cdot \pi_{t-h}$$

où  $\pi_t^{CPI}$  correspond à l'inflation mesurée par l'IPC et  $\pi_t$ , à l'une des mesures d'inflation à choix. La période de prévision,  $g$ , s'étend d'un trimestre à trois ans avec

$$\pi_{t,g}^{CPI} = \pi_{t+1}^{CPI} \text{ pour } g = 1 \text{ et } \pi_{t,g}^{CPI} = \frac{1}{4} \cdot \sum_{n=g-3}^g \pi_{t+n}^{CPI} \text{ pour } g > 1.$$

Le tableau 3 rassemble les statistiques  $\bar{R}^2$  pour six mesures d'inflation et quatre périodes différentes (24 régressions). Les résultats montrent que le pou-

voir explicatif des équations diminue lorsque l'horizon prévisionnel s'accroît. En outre, ils révèlent que les moyennes élaguées permettent généralement une meilleure prévision du niveau futur de l'inflation mesurée par l'IPC que ne le font l'inflation mesurée par l'IPC elle-même ou l'inflation mesurée par l'IPC sans l'alimentation et l'énergie. C'est uniquement à court terme ( $g = 1$ ) que les moyennes élaguées donnent de moins bons résultats.

#### 3.2 Prévision de l'inflation sous-jacente

Dans ce chapitre, nous examinons la question de la prévisibilité de l'inflation sous-jacente. Diverses banques centrales ont en effet défini leur objectif d'inflation sur la base de l'inflation sous-jacente. En outre, même si les banques centrales n'ont pas fixé d'objectif d'inflation ou ne mesurent pas celui-ci à l'aune de l'inflation sous-jacente, elles ont intérêt à connaître le degré de prévisibilité d'une variable qui est censée refléter la tendance inflationniste d'origine monétaire. En Suisse, la masse monétaire  $M_3$  s'est avérée être, pendant de nombreuses années, un indicateur utile de l'évolution inflationniste à moyen



et long terme. Ainsi, nous examinerons à présent si la croissance de la masse monétaire  $M_3$  est davantage corrélée avec les cinq mesures de l'inflation sous-jacente calculées qu'avec l'inflation mesurée par l'IPC.

Les équations de régression s'expriment par:

$$(9) \quad \pi_{t,g} = \alpha + \sum_{h=0}^3 \gamma_h \pi_{t-h} + \sum_{h=0}^3 \beta_h \Delta M3_{t-h},$$

où  $\Delta M3_t = \ln(M3_t/M3_{t-1}) \cdot 100$ . Le tableau 4 résume les résultats afférents à quatre horizons prévisionnels différents et à six définitions différentes de l'inflation. Trois statistiques correspondent à chacune des 24 combinaisons. La première donne les valeurs  $p$  d'un test  $F$  de l'hypothèse selon laquelle les coefficients des quatre taux de croissance de  $M_3$  sont tous égaux à zéro dans l'équation (9). Les résultats montrent que la croissance de  $M_3$  améliore le pouvoir explicatif de toutes les équations d'inflation pour un horizon temporel de 2 à 3 ans.

Afin de déterminer quelle est la mesure de l'inflation la plus corrélée (corrélation partielle) avec la croissance de la masse monétaire, comparons les valeurs  $\bar{R}^2$  de l'équation estimée (9) avec et sans la masse monétaire  $M_3$ . Les chiffres mis entre parenthèses sont les valeurs  $\bar{R}^2$  des régressions incluant  $M_3$ , alors que les chiffres entre crochets se rapportent aux valeurs  $\bar{R}^2$  sans  $M_3$ .

Lors d'un horizon prévisionnel plus long ( $g=12$ ), les résultats montrent que la croissance de  $M_3$  est davantage corrélée avec les moyennes élaguées ( $\alpha$ ) qu'avec l'inflation mesurée par l'IPC ou qu'avec l'inflation mesurée par l'IPC sans l'alimentation et l'énergie. Les différences entre les valeurs de  $\bar{R}^2$ , avec et sans  $M_3$ , des équations estimées sont toujours plus élevées dans les régressions expliquant les moyennes élaguées. En outre, les régressions expliquant les moyennes élaguées ont généralement un  $\bar{R}^2$  supérieur à celles qui expliquent l'inflation mesurée par l'IPC. En d'autres termes, le profil lissé de la moyenne élaguée facilite la prévision.

Equations d'inflation avec et sans  $M_3$  1983:2-2000:1<sup>12</sup>

Tableau 4

	$\pi_{t,g} = \alpha + \sum_{h=0}^3 \beta_h \cdot \pi_{t-h} + \sum_{h=0}^3 \delta_h \cdot \Delta M3_{t-h}$					Inflation selon l'IPC sans l'alimentation et l'énergie
	Inflation selon l'IPC (moyenne avec $\alpha = 0$ )	Moyenne élaguée (avec $\alpha = 0,15$ )	Moyenne élaguée (avec $\alpha = 0,4$ )	Moyenne élaguée (avec $\alpha = 0,5$ ; médiane)	Moyenne élaguée (avec $\alpha(t)$ et $m = 4$ )	
$g = 1$	0,46 (0,51) [0,51]	0,57 (0,71) [0,72]	0,30 (0,69) [0,69]	0,53 (0,64) [0,64]	0,25 (0,78) [0,78]	0,68 (0,69) [0,70]
$g = 4$	0,27 (0,54) [0,53]	0,27 (0,67) [0,66]	0,39 (0,68) [0,68]	0,29 (0,66) [0,66]	0,60 (0,73) [0,74]	0,16 (0,66) [0,64]
$g = 8$	0,00 (0,47) [0,15]	0,00 (0,48) [0,22]	0,00 (0,45) [0,22]	0,00 (0,44) [0,20]	0,00 (0,47) [0,25]	0,00 (0,47) [0,24]
$g = 12$	0,00 (0,50) [-0,04]	0,00 (0,55) [-0,02]	0,00 (0,58) [-0,02]	0,00 (0,60) [-0,03]	0,00 (0,54) [-0,02]	0,00 (0,48) [-0,03]

12 La première valeur est chaque fois la valeur  $p$  d'un test  $F$  pour les quatre  $\Delta M3$  (avec correction Newey-West).

La deuxième valeur (entre parenthèses) est la valeur  $\bar{R}^2$  d'une régression incluant  $\pi$  et  $\Delta M3$ .

La troisième valeur (entre crochets) est la valeur  $\bar{R}^2$  d'une régression incluant seulement  $\pi$ .

## 4 Conclusions

Dans cette étude, nous avons examiné le lien des différentes mesures d'inflation sous-jacente (calculées sur la base de données suisses) avec l'inflation mesurée par l'IPC et avec la croissance de la masse monétaire  $M_3$ . Pour des prévisions à long terme, les résultats montrent que la croissance de  $M_3$  est davantage corrélée avec les principales définitions de l'inflation sous-jacente qu'avec l'inflation mesurée par l'IPC. Ces résultats révèlent également que les quelques définitions de l'inflation sous-jacente parviennent à prévoir l'évolution de l'IPC suisse un peu mieux que ne le permet l'indice lui-même.

Parmi les différentes mesures d'inflation sous-jacente, les résultats les plus encourageants sont ceux qui concernent les moyennes élaguées ( $\alpha$ ). Cela est vrai pour les corrélations entre l'inflation sous-jacente et la masse monétaire  $M_3$ , autant que pour celles entre l'inflation mesurée par l'IPC et l'inflation sous-jacente. En outre, il apparaît qu'au-delà d'un certain seuil, la valeur du paramètre d'élagage  $\alpha$  ne joue pas un rôle très important.

Les différences entre les résultats des régressions lorsque l'inflation est mesurée par l'IPC ou lorsqu'elle est mesurée par l'inflation sous-jacente sont en général relativement faibles. Cependant, l'inflation sous-jacente peut révéler des informations utiles pour la conduite de la politique monétaire. Pour les banques centrales, l'identification des facteurs responsables d'une variation actuelle des prix est de première importance pour pouvoir décider de la réaction à avoir. Elles ne suivront donc pas seulement l'évolution de l'indice général des prix, mais aussi celle des composants de cet indice, afin d'en tirer les enseignements nécessaires quant aux forces agissant sur le niveau des prix. Dans ce contexte, les taux d'inflation sous-jacente, étant donné qu'ils ne prennent en considération qu'une partie des composants de l'IPC, peuvent se révéler utiles. Ajoutons que les taux d'inflation sous-jacente ne sont que des indicateurs qu'il convient d'interpréter. Dans l'état actuel de nos connaissances, il n'est donc pas impératif de se concentrer sur une seule définition de l'inflation sous-jacente.

## 5 Bibliographie

Balke, Nathan S., et Mark W. Wynne. 1996. Supply Shocks and Distribution of Price Changes. Federal Reserve Bank of Dallas, Economic Review, (First Quarter): 10–18.

Ball, Laurence, et N. Gregory Mankiw. 1995. Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks. *Quarterly Journal of Economics* 110(1): 161–193.

Bryan, Michael F., et Stephen G. Cecchetti. 1994. Measuring Core Inflation. In: N.G. Mankiw (éd.), *Monetary Policy*, 195–215. Chicago: University of Chicago Press.

Bryan, Michael F., et Stephen G. Cecchetti. 1999. The Monthly Measurement of Core Inflation in Japan. *Monetary and Economic Studies* 17(1): 77–101.

Bryan, Michael F., Stephen G. Cecchetti et Rodney L. Wiggins. 1997. Efficient Inflation Estimation. NBER Working Paper n° 6183.

Cecchetti, Stephen G. 1997. Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers. Federal Reserve Bank of St. Louis, Review 79(3): 143–156.

Coimbra, Carlos, et Pedro Duarte Neves. 1997. Trend Inflation Indicators. *Banco de Portugal, Economic Bulletin* 3(1): 33–45.

Johnson, Marianne. 1999. Core Inflation: A Measure of Inflation for Policy Purposes. Bank of Canada, manuscript.

Quah, Danny, et Shaun P. Vahey. 1995. Measuring Core Inflation. *Economic Journal* 105(432): 1130–1144.

Roger, Scott. 1997. A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand. Reserve Bank of New Zealand. Discussion Paper G97/7.