Dossiers

Guillaume Guerrero Matthieu Olivier Tuotuo Yu*

Division Synthèse conjoncturelle

(*travaillait dans la division au moment de l'élaboration du dossier) L'inflation peut être volatile. Ainsi, en à peine 18 mois, de juillet 2008 à décembre 2009, les prix de détail varieraient en France de plus de 4 points en glissement annuel : ils passeraient d'un point haut de 3,6 % en juillet 2008 à un point bas prévu à -0,7 % en juillet 2009 avant de remonter autour de 0,6 % en décembre.

Pour les autorités monétaires, dont l'objectif principal est de maintenir l'inflation à un bas niveau à un horizon de moyen terme, il est donc important de savoir distinguer d'un côté ce qui relève de la part volatile de l'inflation et de l'autre sa tendance. C'est cette tendance que les économistes appellent l'inflation « sous-jacente ». Ce dossier examine ainsi les divers indicateurs qu'ils ont proposés pour estimer cette inflation « sous-jacente ». Idéalement, un indicateur d'inflation « sous-jacente » doit répondre à trois préoccupations : jouer un rôle « d'attracteur » de l'inflation future, celle-ci devant ainsi converger vers l'inflation sous-jacente, en l'absence de choc ultérieur ; aider à prévoir l'inflation future ; être suffisamment simple dans son mode de construction.

Dans le cas français, il apparaît que l'indicateur déjà publié par l'Insee, c'est-à-dire l'indice mesuré hors taxes indirectes et excluant les prix du pétrole, les produits alimentaires frais et les tarifs publics, présente ces propriétés: 1) l'inflation effective a en effet tendance à converger vers cet indicateur en l'absence de choc ultérieur; 2) il a une certaine capacité à prévoir l'inflation future; et 3) il est facile à construire et à expliquer au grand public. Ce constat méritera d'être réexaminé si, comme le redoutent certains analystes, les prix du pétrole prenaient à l'avenir une tendance haussière, qu'ils n'ont pas eue sur la période où les tests ont été ici menés.

En mars 2009, toutes les mesures de l'inflation « sous-jacente » étudiées dans ce dossier se situent dans une fourchette allant de 1,3 % à 1,9 % en glissement annuel. Elles conduisent donc à relativiser fortement le risque d'une déflation à moyen terme.

Une inflation élevée a des coûts économiques et sociaux élevés... La plupart des économistes sont d'accord pour affirmer que l'inflation a d'importants coûts sociaux dans ses manifestations les plus extrêmes. Dans le cas d'une très forte accélération des prix, ou hyperinflation, la monnaie perd de sa valeur très rapidement. Comme elle se déprécie de mois en mois, les commerçants en viennent à la refuser comme moyen de paiement. La monnaie n'assure plus dans ce cas son rôle d'intermédiaire des échanges. Sans avoir des conséquences aussi néfastes, une inflation stable, mais élevée, est également source d'inefficacité économique. En particulier parce qu'elle rend plus difficile l'évaluation des prix relatifs des biens, ceux-ci évoluant alors en permanence : les choix des agents deviennent moins efficients, s'agissant par exemple de consommation ou d'allocation du capital entre activités productives.

... de même qu'une baisse durable des prix Dans le cas de la déflation, c'est-à-dire lorsque les prix et les anticipations de prix sont orientées durablement à la baisse, les agents reportent leurs achats ; ce qui entraı̂ne une spirale de baisse d'activité, et de baisse de prix qui alimente à nouveau la baisse des anticipations.

Les autorités monétaires doivent expurger des statistiques dinflation les fluctuations temporaires... Ainsi, il est aujourd'hui largement admis par la communauté des économistes qu'il est souhaitable de maintenir l'inflation à un niveau bas, mais positif, et que tel est le rôle des autorités monétaires. Celles-ci disposent en effet des instruments les plus efficaces pour influer sur la hausse des prix. Néanmoins, la politique monétaire n'est efficace qu'à un horizon compris entre un an et deux ans. Avant d'agir, les autorités doivent donc expurger des statistiques d'inflation les fluctuations temporaires dont l'effet s'estompera rapidement. Elles ne retiendront alors que les tendances plus persistantes qui, en l'absence de réaction de leur part, affecteront durablement l'inflation. Réagir à des chocs ponctuels aux effets transitoires sur l'inflation risque de déstabiliser l'économie. A contrario, ne pas réagir à des chocs persistants risque de laisser l'inflation s'écarter de sa trajectoire optimale, caractérisée par une hausse modérée et régulière des prix.

Selon nos prévisions, l'inflation passerait en un peu plus d'un an d'un point haut de 3,6 % en juillet 2008 à un point bas prévu à -0,7 % en juillet 2009 avant de remonter autour de 0,6 % en décembre. Il y a un an, le chiffre de 3,6 % était ainsi probablement supérieur à la « vraie » valeur sous-jacente de l'inflation, puisque l'inflation a depuis nettement reflué. À l'inverse, le chiffre de -0,7 % lui est vraisemblablement inférieur, puisque l'on s'attend à une remontée de l'inflation.

... c'est-à-dire estimer une inflation « sous-jacente » Comment donc mesurer cette tendance sous-jacente de l'inflation, communément appelée « inflation sous-jacente » ? Tel est l'objet de ce dossier. Il présente en premier lieu les deux concepts d'inflation « sous-jacente » aujourd'hui en usage parmi les économistes. Il expose ensuite les méthodes utilisées pour extraire cette inflation « sous-jacente ». Dans une troisième partie, ce dossier présente les trois critères de qualité d'un indicateur d'inflation « sous-jacente ». Pour finir, il applique les différentes méthodes d'extraction au cas français, sur séries longues, afin d'en déduire le meilleur indicateur d'inflation « sous-jacente ».

Qu'est-ce que l'inflation « sous-jacente » ?

De manière générale, l'inflation « sous-jacente » est définie comme le signal de la « vraie » tendance de moyen terme de l'inflation. Il s'agit ainsi d'éliminer le bruit qui affecte les données et brouille le message de moyen terme sur l'évolution des prix. Néanmoins, distinguer le bruit du signal n'est pas tâche aisée dans la mesure où ils ne sont pas l'un et l'autre directement mesurables, mais doivent être « extraits » des évolutions de prix constatées.

Parmi les économistes eux-mêmes, la manière d'extraire le signal et de définir le bruit fait encore débat.

Un premier concept définit l'inflation « sous-jacente » comme la part persistante de l'inflation qui permet de prévoir l'inflation future

Selon un premier concept, l'inflation peut être décomposée en une part qui progresse à un taux plus ou moins constant et une autre qui évolue de manière irrégulière. L'élément stable de l'inflation est réputé représenter les anticipations d'inflation à long terme des agents économiques. Il peut constituer à ce titre, un bon indicateur de l'inflation future.

Trois types de mécanismes peuvent être a *priori* à l'origine d'une hausse de l'indice général des prix.

L'inflation peut fortement varier en raison d'un choc d'offre ponctuel... Le premier mécanisme trouve son origine dans un choc d'offre ponctuel. Il en est ainsi d'une augmentation des prix du pétrole et des carburants consécutive à un événement ponctuel dans un pays producteur⁽¹⁾. Cette augmentation induit une hausse transitoire de l'indice général des prix, mais n'affecte pas a *priori* la tendance de l'inflation. Une fois la situation revenue à la normale, les prix du pétrole retrouvent leurs niveaux initiaux. En ce sens une telle hausse doit être exclue du champ de l'inflation « sous-jacente ». Elle correspond à la composante qui subit des chocs parfois importants, mais généralement transitoires.

... d'un choc d'offre durable...

Le deuxième mécanisme intervient en cas de choc d'offre durable. Si l'augmentation des prix du pétrole est perçue comme durable, les agents l'incorporent dans leurs anticipations. Ils négocient alors un relèvement de leurs salaires, entraînant une hausse des coûts de production. Les entrepreneurs répercutent ensuite cette hausse sur leurs prix de vente et ainsi de suite. Dans ce cas, la durabilité de l'augmentation des prix du pétrole affecte à plus long terme la variation du niveau général des prix. La hausse des prix qui résulte de ce type de choc doit être incluse dans l'indicateur d'inflation « sous-jacente ». Les chocs pétroliers de 1974 et 1979 constituent de bons exemples de chocs d'offre durables suivis d'une hausse persistante de l'inflation « sous-jacente ».

...ou d'un excès de demande.

Le troisième mécanisme se manifeste en cas d'excès de demande. Lorsque l'économie utilise toutes ses capacités de production (main-d'œuvre et équipements), une augmentation pérenne de la demande de biens et services génère également une hausse durable des prix. En effet, toutes les capacités de production étant utilisées, l'offre de biens et services ne peut plus croître et ce sont donc les prix qui s'ajustent.

⁽¹⁾ Par exemple, les dommages causés aux plates-formes pétrolières et aux raffineries par le passage de l'ouragan Katrina.

Parmi les définitions possibles de l'inflation « sous-jacente », l'une exclut les chocs de demande, alors qu'une autre les intègre.

Un choc de demande n'est pas toujours incorporé dans la définition de l'inflation « sous-jacente ». En effet, selon l'horizon temporel auquel on se place, on peut distinguer deux définitions de l'inflation « sous-jacente » qui ont par ailleurs en commun de s'appuyer sur des concepts macroéconomiques d'offre et de demande globales. Pour illustrer ces deux visions, prenons la forme suivante de l'inflation :

flation:
$$\pi_t = \pi_t^{LT} + X_t + v_t \tag{1}$$

L'inflation π_t se décompose en sa tendance de long terme (π_t^{LT}) , un excès de demande (X_t) et un choc d'offre exogène ponctuel v_t , par exemple, une hausse transitoire des produits frais due à un aléa climatique.

Une première définition de l'inflation « sous-jacente » (cf. Eckstein, 1981) correspond au taux d'inflation qui prévaudrait sur la trajectoire de croissance de long terme de l'économie. Les écarts à cette trajectoire qui reflètent les fluctuations de la demande ou les chocs exogènes en sont donc exclus. Dans la formule (1), l'inflation « sous-jacente » est égale à π_t^{LT} .

Une autre définition de l'inflation « sous-jacente » (cf. Quah et Vahey, 1995) intègre aussi les mouvements cycliques de l'inflation associés à la pression de la demande. L'inflation « sous-jacente » est alors égale à $\pi_t^{LT} + X_t$.

Le choix de l'une ou l'autre définition dépend par conséquent de l'horizon auquel on se place : à moyen terme, horizon auquel les chocs de demande continuent d'avoir des effets, la définition de Quah et Vahey est appropriée. À plus long terme, horizon auquel ces effets se sont évanouis, la définition d'Eckstein est plus pertinente.

Selon un deuxième concept, l'inflation « sous-jacente » correspond au mouvement général des prix

Selon un deuxième concept, l'inflation « sous-jacente » capture la composante des changements de prix qui est commune à l'ensemble des biens et services, et exclut les changements de prix relatifs. Cette composante commune reflète comme précédemment les anticipations des agents et leur déterminants, mais l'approche théorique utilisée pour isoler l'inflation « sous-jacente » est différente.

Les composantes dont les mouvements de prix sont excessifs doivent être exclues de l'inflation « sous-jacente » Dans cette approche, chaque changement de prix d'un secteur à un niveau élémentaire se décompose en deux parties : l'une est commune à tous les secteurs et l'autre est une composante spécifique à ce secteur. La première composante est représentative de la hausse générale des prix et donc des prix des consommations intermédiaires et des salaires. Ainsi, si un producteur anticipe une inflation de π_t^C de ses coûts, il augmentera ses prix d'autant, toutes choses égales par ailleurs. Mais il peut survenir un événement propre au secteur. Par exemple, une sécheresse peut provoquer un effondrement de la production de blé. Pour une demande constante, le prix du blé s'accroît. Cette augmentation, capturée par π_{it}^s , est propre aux seuls produits alimentaires concernés (farine, pâtes, etc.).

L'inflation d'un secteur se résume donc ainsi : $\pi_{it} = \pi_t^{C} + \pi_{it}^{s}$

L'inflation « sous-jacente » selon ce deuxième concept est égale à π_t^C et exclut les produits dont les mouvements de prix risquent de brouiller la tendance plus générale de l'inflation, c'est-à-dire les produits dont la composante π_{it}^s est excessive.

Cependant, cette notion est assez controversée. Selon la théorie néo-classique, dans une économie fonctionnant de manière flexible, l'augmentation de certains prix relatifs (π_{it}^{s}) devrait être compensée par la diminution de certains autres, de

sorte que le niveau général des prix ne s'en trouve pas affecté. En conséquence, l'inflation agrégée refléterait alors la véritable inflation « sous-jacente ». Mais en pratique, il existe au moins trois raisons pour lesquelles les mouvements de prix relatifs peuvent affecter la mesure de l'inflation agrégée.

En pratique, l'inflation d'ensemble peut donner une image trompeuse de la véritable inflation « sous-jacente » En premier lieu, l'indice théorique de la théorie néo-classique ne peut pas être construit en pratique. Il représente un indice « super » agrégé, alors qu'en pratique on construit des indices partiels, comme celui de l'Insee par exemple. En effet, l'indice théorique prend en compte l'intégralité des variations de prix avec les pondérations exactes pour chaque période. L'indice de l'Insee n'en est qu'un estimateur imparfait car il est en pratique impossible de couvrir l'ensemble des produits du territoire. Dans ce cas, une hausse du prix du Brent peut ne pas être totalement compensée, car les baisses de prix relatifs qu'elle peut susciter ne sont pas toutes intégrées dans l'indice calculé par l'Insee.

En deuxième lieu, même si l'indice des prix permettait une couverture complète, les indices de prix existants ne tiendraient pas compte instantanément des effets de substitution opérée par les consommateurs entre les biens à la suite de leurs changements de prix. Les pondérations des postes de l'indice de prix s'appuient en effet sur les dépenses de consommation en valeur observées à un niveau fin et leur calcul n'est effectué qu'une fois par an. Pour un mois donné, une augmentation du prix d'un produit peut conduire immédiatement à une diminution du volume consommé au profit d'autres produits qui lui sont substituables, ce qui fait diminuer la part de ce poste dans les dépenses totales de consommation. En théorie, l'effet sur l'indice agrégé est atténué, la hausse du prix étant amoindrie par la baisse de la consommation de ce bien. En pratique, la pondération restant constante en cours d'année, la hausse du prix affecte davantage l'indice général des prix qu'il ne le devrait en théorie.

En troisième lieu, les prix peuvent ne pas être complètement flexibles dans le court terme, en particulier s'il y a des « coûts d'ajustement ». Il peut être coûteux pour un restaurateur de réimprimer tous ses menus si la hausse du prix des ingrédients n'est pas suffisamment importante. Il peut être également coûteux d'acquérir l'information nécessaire pour juger de la persistance des chocs subis par le producteur (Mankiw et Reis, 2002). Dans ce cas, les ajustements de prix ne sont pas nécessairement instantanés et les mouvements de prix entre différents biens peuvent ne pas se compenser exactement. L'inflation agrégée sera alors affectée par l'évolution de certains prix, sans pour autant que cela reflète l'augmentation générale une fois effectués tous les ajustements. Pour observer l'inflation « sous-jacente », il faut donc être capable de distinguer ces mouvements de prix relatifs de l'augmentation générale des prix elle-même.

Comment estimer l'inflation « sous-jacente » ?

En pratique, pour estimer l'inflation « sous-jacente », deux types de méthodes ont été développés. Chacun découle d'un de ces deux concepts qui viennent d'être présentés pour définir l'inflation « sous-jacente ».

Mesurer l'inflation persistante : séparer la tendance du cycle

Une première démarche, très liée au concept d'inflation persistante consiste à utiliser un des nombreux filtres statistiques existants (Hodrick & Prescott, Christiano & Fitzgerald, etc.) pour extraire la tendance de l'inflation. Cette démarche a un inconvénient majeur. Elle nécessite de poser des hypothèses arbitraires, sur le processus tendanciel, sur la corrélation entre tendance et cycle ou sur les propriétés du cycle lui-même. En conséquence, on peut obtenir un nombre considérable d'estimations différentes en fonction des choix techniques opérés.

Quah & Vahey ont proposé un modèle économique pour isoler l'inflation « sous-jacente ». À long terme (en absence de déséquilibre entre l'offre et la demande) l'inflation est déterminée par le régime monétaire alors que la production est commandée par les seuls facteurs réels. Néanmoins, à court terme, l'inflation peut s'écarter de son sentier d'équilibre⁽²⁾. L'objectif des auteurs est donc de décomposer l'inflation en un processus de long terme (l'inflation « sous-jacente ») et un écart à l'équilibre, transitoire et peu informatif pour la conduite de la politique monétaire. Cette décomposition est basée sur un modèle structurel qui inclut l'indice des prix à la consommation et une mesure du PIB(3).

Mesurer l'inflation commune : exclure les mouvements de prix excessifs ou en diminuer le Les mesures alternatives à celles qui séparent tendance et cycle consistent à exclure où donner un poids plus faible aux composantes de l'indice des prix les plus sensibles à des chocs externes (conditions climatiques, prix du pétrole, etc.).

Dans cette lignée, une première mesure exclut de façon permanente des composantes pré-identifiées de l'indice des prix à la consommation. Par exemple, l'indicateur de l'inflation « sous-jacente » de l'Insee écarte du champ de l'indice les produits frais, l'énergie, les tarifs publics. Ces produits étant les plus sensibles aux chocs externes, leurs prix relatifs peuvent varier fortement. Ils doivent donc être écartés.

Plutôt que d'exclure systématiquement ces composantes, une deuxième méthode dite par « troncature » élimine chaque mois les postes dont les changements de prix sont les plus forts, à la hausse comme à la baisse. Les postes ainsi éliminés sont donc susceptibles d'être différents chaque mois.

Une troisième voie consiste à remplacer les poids initiaux de ces composantes par des pondérations inversement proportionnelles à leur volatilité⁽⁴⁾.

On peut reprocher à ces méthodes de laisser encore une part d'arbitraire, notamment concernant le choix de la part optimale des composantes à exclure. En outre, la méthode de troncature peut conduire à exclure une variable informative sur la tendance de moyen terme. Par exemple, les produits informatiques, dont le taux d'inflation est fortement négatif sur la période récente, seraient fréquemment écartés selon cette méthode. Or, le taux d'inflation des produits informatiques reflète l'élévation du progrès technologique que les agents ont probablement incorporé dans leurs anticipations, et il devrait affecter durablement l'inflation d'ensemble.

Comment juger de la qualité de l'inflation « sous-jacente » ?

Pour juger de la qualité de ces différentes méthodes de mesure, il convient de se référer aux deux utilisations principales de l'inflation « sous-jacente ». Premièrement, celle-ci peut être utilisée par les autorités monétaires dans la conduite de leur politique. Deuxièmement, elle peut aider à juger de l'efficacité de cette politique. Ces deux utilisations doivent être prises en compte pour déterminer les propriétés désirables de l'inflation « sous-jacente ».

Dans ce contexte, un indicateur d'inflation pertinent ne doit pas être trop difficile à construire et à comprendre. Un indicateur d'inflation « sous-jacente » doit en outre avoir une bonne capacité prédictive, être peu révisé et crédible.

⁽²⁾ Les néo-keynésiens évoquent des problèmes de rigidités nominales, les néo classiques y voient plutôt des erreurs transitoires d'anticipations.
(3) Pour plus de détails, voir l'article de Quah & Vahey (1995).

⁽⁴⁾ Toutes ces méthodes sont présentées dans le détail en annexe méthodologique.

L'indicateur doit être un bon prédicteur de l'inflation de moyen terme... La mesure doit distinguer les mouvements persistants des mouvements transitoires. Si ce n'est pas le cas, la Banque centrale risque de réagir de manière inopportune à des variations de la mesure qu'elle croit permanente mais qui reflètent en réalité des mouvements transitoires. Deux tests présentés en annexe méthodologique sont souvent utilisés dans la littérature pour contrôler ce point. Le premier test évalue la propension de l'inflation à converger en moyenne vers l'indicateur d'inflation « sous-jacente » (mesuré par les différentes méthodes décrites ci-dessus) : si tel est le cas, il représentera bien la tendance d'inflation. Le second test évalue le pouvoir prédictif de l'indicateur d'inflation « sous-jacente » : apporte-t-il de l'information additionnelle pour la prévision de l'inflation à moyen terme, relativement à celle contenue dans le passé récent de l'inflation⁽⁵⁾ ?

... doit être peu révisé...

En outre, si la mesure est sujette à révisions, cela revient à retarder sa disponibilité et à détériorer la qualité des indicateurs disponibles pour la conduite de la politique monétaire. Elle doit donc être peu révisée. Ce critère disqualifie irrémédiablement les filtres statistiques.

... et crédible

Au-delà de sa qualité technique, la crédibilité de la mesure de l'inflation « sous-jacente » peut être assurée si elle est construite par un organisme différent de la Banque centrale ou si elle peut être vérifiée par un agent indépendant. La crédibilité nécessite également que la mesure soit compréhensible par le public, de sorte que les autorités soient capables d'expliquer l'écart entre inflation « sous-jacente » et inflation observée en des termes simples et concrets.

Le cas français : quel indicateur d'inflation « sous-jacente » retenir ?

In fine, le choix de la méthode pertinente ne peut se décider que sur une base empirique. C'est pourquoi nous allons appliquer les méthodes qui excluent ou pondèrent les composantes trop volatiles aux données mensuelles de l'indice des prix à la consommation en France⁽⁶⁾. Jusqu'à présent, les données disponibles permettant l'extraction de la tendance débutaient en 1990 (base 1998). Pour mener à bien les tests de qualité des estimateurs, il est indispensable de disposer de séries plus longues couvrant les périodes de montée de l'inflation des années 1970 et le mouvement de désinflation des années 1980. Nous avons donc rétropolé jusqu'en 1972 les trente-six postes qui composent l'indice base 1998 (cf. encadré). Ceci nous permet ainsi de couvrir plusieurs épisodes inflationnistes et de contrôler la capacité des différentes mesures à les détecter.

Tous les indicateurs repèrent les faits stylisés de ces 40 dernières années Tous les indicateurs d'inflation « sous-jacente » (moyenne tronquée à 30 %, moyenne tronquée à 40 %, médiane, Jarque et Bera, Huber, moyenne pondérée de la volatilité, moyenne à double pondération, inflation « sous-jacente » Insee, inflation « sous-jacente » Insee corrigée des mesures fiscales ; cf. annexe méthodologique) mettent en relief les grands faits stylisés de ces 40 dernières années (cf. graphiques 1 à 5). On y retrouve les deux chocs pétroliers des années 1970⁽⁷⁾. Leur ampleur était telle que ces chocs se sont aussi diffusés aux postes autres que

⁽⁵⁾ Ces tests ont été appliqués dans un article de Catte et Slok (2005) pour évaluer la qualité des indicateurs d'inflation « sous-jacente » aux États-Unis, en zone euro, au Japon, au Royaume-Uni et au Canada.

⁽⁶⁾ Nous ne traitons pas les méthodes qui séparent la tendance du cycle. Difficilement compréhensibles par le grand public elles ne satisfont pas le critère de simplicité énoncé précédemment.

⁽⁷⁾ Les 16 et 17 octobre 1973, pendant la guerre de Kippour, les pays arabes membres de l'OPEP, alors réunis au Koweït, annoncent un embargo sur les livraisons de pétrole contre les États « qui soutiennent Israël ». Le deuxième choc pétrolier s'est produit en 1979. Sous les effets conjugués de la révolution iranienne et de la guerre Iran-Irak, le prix du pétrole est multiplié par 2,7 entre la mi-1978 et 1981.

l'énergie. La diffusion s'est faite quasiment instantanément comme en témoigne la coïncidence parfaite entre les pics de l'inflation d'ensemble et ceux des indicateurs sous-jacents. On reconnaît aussi la « désinflation compétitive » amorcée au début des années 1980⁽⁸⁾.

Celle-ci a conduit à une diminution de l'inflation jusqu'à la fin des années 1990. Cette politique a ramené l'inflation « sous-jacente » en dessous de 2 % dans les années 1990, niveau compatible avec le traité de Maastricht ratifié en 1992. On distingue également le « mini choc» pétrolier de 1999 - 2000 qui, associé à une forte augmentation des cours des matières premières alimentaires, a fait croître les indicateurs d'inflation « sous-jacente ». Ce dernier choc semble avoir été diffusé avec retard aux autres postes que l'énergie et l'alimentation. En effet, la plupart des indicateurs augmentent quelques mois après l'inflation d'ensemble. Enfin, on identifie en 2008 l'envolée des prix du pétrole et des matières premières alimentaires. Son ampleur a été telle que cette envolée des prix a sensiblement relevé les indicateurs d'inflation « sous-jacente ».

En période de chocs ou contre-choc pétroliers, les indicateurs sont moins affectés que l'inflation d'ensemble Tous les indicateurs d'inflation « sous-jacente » sont, comme attendu et par construction, beaucoup moins affectés par les chocs exogènes que l'inflation d'ensemble. Leur niveau se situe bien plus bas que celui de l'inflation d'ensemble dans les années 1970 au moment des chocs pétroliers. Et le contre-choc pétrolier de 1986 n'a pas été suivi d'une diminution des indicateurs de même ampleur que celle de l'inflation d'ensemble (cf. graphiques 1 à 5).

Les indicateurs diffèrent sensiblement de l'indice construit par l'Insee Dans les années 1990, l'indicateur publié par l'Insee s'écarte des autres indicateurs. L'écart s'explique notamment par le fait que l'indice de l'Insee est corrigé des mesures fiscales contrairement aux autres indicateurs. La baisse du taux normal de TVA de 25 % à 22 % au début des années 1990 n'est pas neutralisée par ces indicateurs alors qu'elle l'est par construction dans l'indice de l'Insee. À l'opposé, le passage du taux normal de TVA de 18,6 % à 20,6 % en 1995, n'est pas inclus dans l'indicateur d'inflation « sous-jacente » calculée par l'Insee, ce qui explique que ce dernier se situe à un niveau plus bas.

Pour deux raisons au moins il paraît pertinent de corriger un indicateur d'inflation « sous-jacente » de l'impact mécanique des mesures fiscales comme le fait l'Insee. Premièrement, les effets mécaniques de ces mesures disparaissant du glissement annuel au bout d'un an, ils n'affectent pas la tendance de long terme de l'inflation. Deuxièmement, la hausse des prix consécutive à la hausse fiscale n'est pas le signe d'une accélération des coûts de production ou d'une modification des attentes de moyen terme des agents.

Nous avons mené les tests de qualité sur deux périodes différentes. En effet l'indice « sous-jacent » tel que publié par l'Insee n'est disponible que depuis 1990 et une rétropolation sur la période antérieure supposerait de connaître l'impact exact des modifications de taxation indirecte survenues sur la période, ce dont nous ne disposions pas. Nous n'avons donc pu comparer ses propriétés à celles des autres indicateurs que sur la période 1990-2009. Mais, nous avons construit un indice « sous-jacent » approché, remontant à 1972, qui exclut les mêmes composantes que celui publié aujourd'hui par l'Insee, mais qui n'est pas corrigé de l'impact mécanique des mesures fiscales. Pour cet indice et les autres indicateurs, les deux tests sont menés sur la période 1973-2009.

⁽⁸⁾ La désinflation compétitive a été appliquée à partir de 1983 et jusqu'en 1997, le pays cherchant à aligner son niveau d'inflation sur celui de l'Allemagne, objectif allant de pair avec celui de la stabilité des changes au sein du système monétaire européen.

L'indicateur d'inflation « sous-jacente » publié aujourd'hui par l'Insee capte le mieux la tendance de moyen terme de l'inflation Sur la période 1990-2009, l'indicateur publié par l'Insee et celui qui exclut les mêmes composantes mais qui n'est pas corrigé des mesures fiscales sont ceux qui captent le mieux la tendance de moyen terme sur les deux périodes d'estimation (cf. tableaux, Test 1). En effet, ce n'est que pour ces indicateurs que la convergence de l'inflation d'ensemble vers l'inflation « sous-jacente » à un horizon d'un an en absence de chocs pourrait être acceptée à des seuils statistiques proches de 1 %. Sur la période la plus longue (1973-2009), c'est l'indicateur d'inflation « sous-jacente » le plus proche de celui publié par l'Insee qui se révèle également le plus satisfaisant : c'est le seul pour lequel l'hypothèse de convergence peut être acceptée à des seuils statistiques habituels. Sur la base de ces performances, l'indicateur d'inflation « sous-jacente » publié par l'Insee ou celui qui exclut l'énergie, les produits alimentaires frais et les tarifs publics, doit donc être privilégié.

Les meilleures prévisions de l'inflation sont obtenues avec des indicateurs qui excluent au cas par cas des composantes extrêmes En ce qui concerne la capacité des indicateurs à prévoir l'inflation à moyen terme et à long terme, les indicateurs d'Huber et de la moyenne tronquée à 30 % sont les plus performants sur la période 1990-2009⁽⁹⁾. L'indice publié par l'Insee a de beaucoup moins bonnes performances, que ce soit à un horizon de prévision de 6, 12 ou 18 mois.

Sur la période 1973-2009, la moyenne pondérée de la volatilité domine les autres à un horizon de 6 ou 12 mois. À l'horizon plus lointain de 18 mois, c'est toutefois l'estimateur qui exclut les mêmes composantes que celui de l'Insee mais qui n'est pas corrigé des mesures fiscales qui a le meilleur pouvoir prédictif de l'inflation.

Au total, l'indice « sous-jacent » publié par l'Insee ou celui très proche qui exclut les prix de l'énergie, les produits alimentaires frais et les tarifs publics se révèle avoir les propriétés les plus satisfaisantes. En effet, les deux se révèlent des indicateurs avancés de la tendance de l'inflation d'ensemble, et, sur longue période, ont une certaine capacité à prévoir l'inflation à un horizon de 12 à 18 mois. En outre, leur mode de construction est facile à expliquer au grand public. Ce constat méritera d'être réexaminé si, comme le redoutent certains analystes, les prix du pétrole prenaient à l'avenir une tendance haussière, qu'ils n'ont pas eue sur la période où les tests ont été ici menés.

Les risques de déflation à horizon d'un an restent limités.

Depuis l'effondrement des cours du pétrole en juillet 2008 et l'entrée en récession des principales économies développées, l'inflation est en repli. Cet état des lieux fait parfois craindre un épisode de déflation dans le moyen terme. Anticipant une baisse des prix, les agents pourraient alors retarder leurs achats et provoqueraient par ce comportement un second tour de baisse de prix qui les inciterait à nouveau à reporter leurs achats. Kumar et al. (2003) ont développé un indicateur de vulnérabilité à la déflation. Parmi les critères de choix, deux concernent l'inflation et l'inflation « sous-jacente ». Selon eux, si ces deux valeurs sont inférieures à 0,5, il y aura un risque de déflation dans le moyen terme.

Tous les indicateurs d'inflation « sous-jacente » se situent entre 1,3 et 1,9 % Tous les indicateurs d'inflation « sous-jacente » présentés dans ce dossier se situent dans une fourchette allant de 1,3 % à 1,9 % en mars 2009 (cf. graphiques 1 à 5). Le risque de déflation peut donc être écarté à l'horizon d'un an, et ce d'autant plus que les cours du pétrole se sont récemment redressés, et que les prémices d'une reprise économique commencent à apparaître.

⁽⁹⁾ L'indicateur au sens de Huber exclut à chaque date t les composantes dont la variation de prix s'éloigne trop de la variation médiane. L'indicateur de la moyenne tronquée à 30 % exclut de l'indice des prix les 30 % des composantes dont la variation de prix est la plus positive et les 30 % des composantes dont la variation de prix est la plus négative.

Test de l'alpha	$= 0 \epsilon$	et beta	= 1
-----------------	----------------	---------	-----

	Te	Test 1 (1990-2009)			Test 1 (1973-2009)		
	p-value	alpha	beta	p-value	alpha	beta	
Moyenne tronquée à 30%	7,1.e-10	0,002	1,77	4,4.e-7	0,003	1,55	
Moyenne tronquée à 40%	3,3.e-9	0,002	1,73	1,4.e-6	0,003	1,52	
Médiane	4,6.e-8	0,002	1,67	5,4.e-6	0,003	1,47	
Jarque & Bera	4,0.e-10	0,000	1,87	1,4.e-7	0,002	1,59	
Huber	1,0.e-7	0,001	1,55	1,3.e-7	0,003	1,48	
Moyenne pondérée de la volatilité	1,1.e-8	0,001	1,47	6,1.e-8	-0,001	1,49	
Moyenne à double pondération	8,5.e-7	-0,009	1,44	2,8.e-8	-0,004	1,43	
Inflation sous jacente Insee	0,007	0,001	1,30	ND	ND	ND	
Inflation sous jacente Insee non corrigée des mesures fiscales	0,008	-0,001	1,31	0,56	-0,005	0,96	

	Test 2 (1990-2009)			Test 2 (1973-2009)		
	h = 18	12	6	h = 18	12	6
Moyenne tronquée à 30%	+	++	+++			+++
Moyenne tronquée à 40%	+		+			++
Médiane						+
Jarque & Bera	+	++	++			+++
Huber	++	+	+++		++	++
Moyenne pondérée de la volatilité			++		+++	++
Moyenne à double pondération		++	++		+	+++
Inflation sous jacente Insee		+		ND	ND	ND
Inflation sous jacente Insee non corrigée des mesures fiscales	+		+++	+++	++	

Note : le test 1 vérifie si l'inflation a en moyenne tendance à converger vers l'indicateur d'inflation « sous-jacente » considéré. Plus β est proche de 1 et α proche de zéro, meilleur est l'indicateur d'inflation « sous-jacente ». Pour chacune des mesures de l'inflation « sous-jacente », si la « p-value » est inférieure à 10 %, 5 %, 1 %, on rejette l'hypothèse (β , α) = (1,0) à un niveau de 90, 95, 99 % respectivement. L'hypothèse (β , α) = (1,0) n'est donc acceptée que pour l'inflation « sous-jacente » Insee non corrigée des mesures fiscales sur la période 1973-2009.

Le test 2 vérifie si l'indicateur apporte de l'information pour la prévision de l'inflation à moyen terme et long terme au-delà de celle contenue dans le passé récent de l'inflation. Pour chacun des indicateurs de l'inflation « sous-jacente », +, +, +, +, +, indique si les coefficients des variables retardées d'inflation « sous-jacente » et la force de rappel vers l'inflation « sous-jacente » sont significatifs à un niveau de 90 %, 95 %, 99 % respectivement. La variable expliquée est le glissement annuel des prix avancée de 18, 12, 6 mois pour h = 18, 12, 6 respectivement.

Encadré - Rétropolation des séries jusqu'en 1972

Afin de reconstituer des séries longues sur la période 1971-2009 il a fallu rétropoler 36 agrégats qui composent l'indice des prix à la consommation de la base 98 (qui débute en 1990) à l'aide des indices élémentaires de la base 80 (qui débute en 1970 et se termine en 1992). Nous avons affiché ci-après deux exemples de rétropolation sur la période de recouvrement 1990-1992 (cf. graphiques A et B). Concernant le poste « achats de véhicules », l'indice reconstitué avec les indices élémentaires de la base 80 et l'indice existant de la base 98 sont très proches. Pour le poste « équipements audio-visuels, photographiques et informatiques », les indices s'écartent de plus en plus l'un de l'autre. En effet, l'introduction de l'ordinateur dans le poste à partir de 1990 (série base 1998) est responsable d'une baisse de prix plus importante. Pour corriger de ce biais, nous avons appliqué à l'indice reconstitué (base 1980) la moyenne de la différence des taux de croissance entre les deux indices sur la période de recouvrement.

Trois postes présents dans la base 98 n'ont pu être rétropolés, car ils n'avaient pas leur équivalent en base 80. Il s'agit des « assurances »,

de la « protection sociale » et des « autres services ». Nous avons alors redistribué leur pondération aux autres postes de façon à ce que la somme des pondérations des 36 postes restants soit bien égale à 100. D'autre part, trois postes ont été éclatés. Le poste alimentaire est scindé en alimentaire hors produits frais et alimentaire frais. Nous avons isolé les fleurs et plantes qui étaient à l'origine présentes dans l'agrégat 26 (cf. tableau ci-après). Et enfin nous avons enlevé les carburants du poste 21 pour l'inclure dans un nouveau poste énergie, avec l'électricité, le gaz et les autres combustibles. Ce nouveau redécoupage permet d'exclure les produits dont les prix nous paraissaient volatils a priori, des postes contenant de l'information sur la tendance de moyen terme de l'inflation. Initialement, la composante utilisation de véhicules personnels aurait pu être écartée du champ du « sous-jacent » simplement en raison des variations trop importantes des carburants, alors même que les autres regroupements présents dans cet agrégat (comme entretien et réparation de véhicules personnels) peuvent être informatifs sur la tendance de moyen terme.

A - Achats de véhicules (4,3 %)



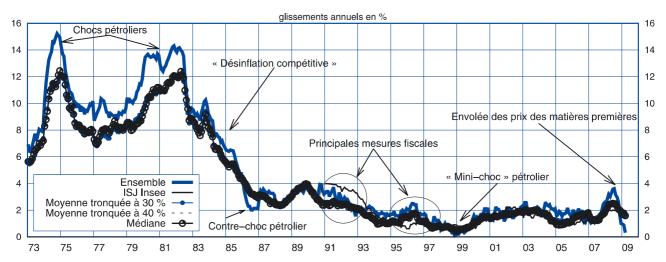
Source: Insee, estimations Insee

B - Équipements audio-visuels, photographiques et informatiques (2,2 %)



	Composantes	Pondérations 200
1	Produits alimentaires hors produits frais	14,5
2	Produits alimentaires frais	2,1
3	Boissons non alcoolisées	1,3
4	Boissons alcoolisées	1,6
5	Tabac	1,7
5	Articles d'habillement	4
7	Chaussures y compris réparation	1
3	Loyers d'habitation effectifs	6,3
9	Entretien et réparation courante du logement	1,6
10	Fourniture d'eau et autres services liés au logement	1,7
11	Énergie	7,2
12	Meubles, articles d'ameublement, tapis et autre revêtements de sols y c. réparation	1,7
13	Articles de ménages en textile	0,4
14	Appareils ménagers	0,9
15	Verrerie, vaisselle, ustensiles de ménage	0,7
16	Outillage et autres matériels pour la maison et le jardin	0,5
17	Biens et services pour l'entretien courant de la maison	1,9
18	Médicaments et autres produits pharmaceutiques, appareils et matériels thérapeutiques	4,8
19	Médecine non hospitalière et services paramédicaux (services ambulatoires)	5,1
20	Achats de véhicules	4,3
21	Utilisation de véhicules personnels hors carburants	6,4
22	Services de transport	2,4
23	Communications	3
24	Équipements audio-visuels, photographiques et informatiques	2,2
25	Autres biens durables importants pour les loisirs et la culture y c. réparation	0,2
26	Autres articles et équipements de loisirs et animaux d'agrément	1,6
27	Fleurs, plantes et graines	0,6
28	Services récréatifs et culturels	2,7
29	Presse, livre et papeterie	1,5
30	Voyages touristiques tout compris	0,3
31	Service d'éducation	0,2
32	Restaurants et cafés	5,5
33	Services d'hébergement	1,3
34	Soins personnels	3
35	Effets personnels n. d. a.	1,3
36	Services financiers	0,6

Graphiques 1 à 5 - Glissements annuels des prix

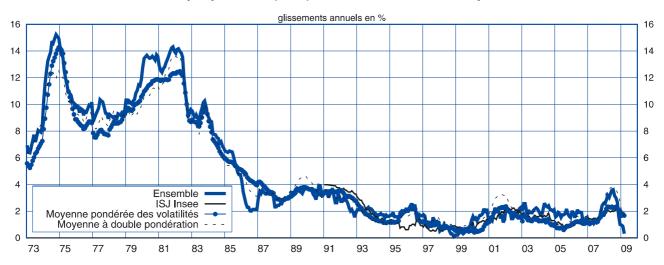






Source : Insee, estimations Insee

Graphiques 1 à 5 (suite) - Glissements annuels des prix





Source: Insee, estimations Insee

Annexe méthodologique

Les méthodes statistiques d'exclusion et de pondération

• La moyenne tronquée

Cette méthode consiste à retirer période par période les composantes de l'IPC dont les variations de prix sont trop importantes. En pratique, nous trions pour chaque date t les composantes dans l'ordre croissant de leurs variations de prix. Les variations de prix choisies pour l'étude sont les variations mensuelles des séries désaisonnalisées. Elles sont préférées aux glissements annuels. En effet, les techniques de dessaisonalisation permettent d'écarter les points aberrants alors que ces derniers perturbent le glissement annuel au moment où ils interviennent et un an plus tard lorsqu'ils sortent du glissement annuel. Les variations ordonnées sont notées $\left\{\pi_{(1),\,t},\pi_{(2),\,t},\ldots,\pi_{(36),\,t}\right\}$ et leurs pondérations correspondantes sont notées $\left\{\omega_{(1),\,t},\omega_{(2),\,t},\ldots,\omega_{(36),\,t}\right\}$. Puis nous retirons α % de ces composantes aux deux extrémités de la distribution.

Soit $W_{(i),t}$ la pondération cumulée :

$$W_{(i), t} = \sum_{j=1}^{(i)} w_{j, t}$$

L'ensemble des composantes que nous conservons est donné par l'expression suivante : $I_{t, \alpha} = \left\{ (i) / \frac{\alpha}{100} < W_{(i), t} < 1 - \frac{\alpha}{100} \right\}$

L'indicateur d'inflation « sous-jacente » s'écrit :

$$\hat{\Pi}_{t}(\alpha) = \frac{1}{1 - 2 \frac{\alpha}{100}} \sum_{(i) \in l_{i}(\alpha)} w_{(i),t} \pi_{(i),t}$$

La moyenne tronquée est une méthode simple, mais le meilleur pourcentage de troncature reste inconnu. Bryan et al. (1997) ont suggéré de choisir le pourcentage qui minimise l'écart de l'inflation « sous-jacente » à la moyenne mobile centrée d'ordre 36. Toutefois, ce pourcentage optimal dépend de la période d'étude et peut sembler quelque peu arbitraire. Aussi, avons-nous choisi dans ce dossier de ne retenir que des pourcentages de troncature fixes (20, 40 et 50 %).

- La méthode qui repose sur la statistique de Jarque & Bera, Aucremanne (2000) a proposé d'ajuster le pourcentage de troncature période par période. Pour ce faire, il exclut symétriquement les données triées jusqu'à ce que la distribution des données restantes s'apparente à une loi Normale. La similitude avec la loi Normale se teste à l'aide de la statistique de Jarque & Bera calculée sur les données restantes. Néanmoins, en présence de petits échantillons, le risque n'est pas négligeable d'accepter à tort l'hypothèse de normalité.
- La moyenne pondérée de type Huber Pour résoudre le problème que pose la méthode précédente, Aucremanne (2000) construit alors une statistique qui repose sur la médiane⁽¹⁰⁾ de la distribution des variations de prix :

$$y_{i,t} = \frac{\pi_{i,t} - \text{med}(\pi_{i,t})}{1,4826. \text{med} |\pi_{i,t} - \text{med}(\pi_{i,t})|}$$

où $med(\pi_{i,\,t})$ est la médiane de la distribution des variations de prix⁽¹¹⁾. Les composantes dont $|y_{i,\,t}|$ dépasse 1,96 sont exclus. La moyenne pondérée de type Huber s'écrit donc :

$$\hat{\Pi}_{t} = \frac{\sum_{i=1}^{36} w_{i,t} \cdot \pi_{i,t} \cdot 1_{|Y_{i,t}| < 1,96}}{\sum_{i=1}^{36} w_{i,t} \cdot 1_{|Y_{i,t}| < 1,96}}$$

 La moyenne pondérée par la volatilité et la moyenne à double pondération

Les trois méthodes précédentes excluent à chaque période les composantes dont les variations de prix sont excessives. Une méthode alternative attribue à ces composantes une pondération non nulle, égale à l'inverse de leur volatilité.

Enfin dans une dernière méthode, la pondération précédente est multipliée par le poids de la composante au sein de l'indice d'ensemble.

Tests pour discriminer entre différentes mesures d'inflation « sous-jacente »

Test 1 : Qualité de l'estimation de l'inflation de moyen terme.

Nous estimons la régression suivante :

$$\pi_{t+12}^{12} - \pi_{t}^{12} = \alpha + \beta.(\hat{\Pi}_{t}^{12} - \pi_{t}^{12}) + \epsilon_{t}$$

où π_t^{12} est l'inflation totale en t en glissement annuel et $\hat{\Pi}_t^{12}$ l'indicateur d'inflation « sous-jacente » également en glissement annuel et nous testons $\alpha=0$ et $\beta=1$: dans ce cas en effet, $\hat{\Pi}_t^{12}$ est l'inflation vers laquelle l'inflation effective converge à horizon d'un an en l'absence de nouveau choc.

Test 2 : Information additionnelle contenue dans l'inflation « sous-jacente »

Nous évaluons si l'information apportée par l'inflation « sous-jacente » aide à mieux prédire l'inflation future. Pour ce faire, la régression suivante est utilisée :

$$\pi_{t+h}^{12} = \alpha + \sum_{i=0}^{11} \beta_i . \pi_{t-i}^1 + \beta_{12} . \pi_{t-12}^{12}$$

$$+ \sum_{i=0}^{11} \gamma_i . \hat{\Pi}_{t-i}^1 + \gamma_{12} . \hat{\Pi}_{t-12}^{12} + \eta_t$$

La variable modélisée est le glissement annuel des prix avancé de h mois (h=6,12,18), et les variables explicatives sont les valeurs retardées du taux d'inflation et du taux d'inflation « sous-jacente » en variation mensuelle $(\pi^1_{t-1}, \hat{\Pi}^1_{t-i})$ et en glissement annuel $(\pi^{12}_{t-12}, \hat{\Pi}^{12}_{t-12})$ (12).

⁽¹⁰⁾ La médiane est un estimateur de tendance centrale plus robuste que la moyenne pondérée empirique utilisée pour calculer la statistique de Jarque & Bera.

⁽¹¹⁾ Pour plus d'information sur la valeur absolue de la déviation par rapport à la médiane voir Rousseeuw et Croux (1993)

⁽¹²⁾ Pour ne pas introduire de l'information redondante, le glissement annuel est inclus comme variable explicative avec un retard de 12.

Si les coefficients des valeurs retardées de l'inflation « sous-jacente » sont significatifs, l'inflation « sous-jacente » permettra de mieux prévoir à moyen et long terme l'inflation d'ensemble que les seuls termes retardés de l'inflation.

Néanmoins, les glissements annuels ne sont pas stationnaires sur les deux périodes d'études $^{(13)}$. Dans ce cas, le test de significativité des coefficients n'est pas standard. Autrement dit, on ne peut pas s'appuyer sur la distribution de Fisher pour tester la significativité des coefficients. Nous préférons alors estimer l'équation à correction d'erreur suivante $^{(14)}$:

$$\begin{split} &\Delta\pi_{t+h}^{12} = \alpha + \sum_{i=0}^{11}\beta_{i}.\,\Delta\pi_{t-i}^{1} + \beta_{12}.\,\Delta\pi_{t-12}^{12} + \sum_{i=0}^{11}\gamma_{i}.\,\Delta\hat{\Pi}_{t-i}^{1} \\ &+ \gamma_{12}.\,\Delta\hat{\Pi}_{t-12}^{12} + \lambda.\,(\pi_{t+h-1}^{12} - \hat{\Pi}_{t-1}^{-1}) + \eta_{t} \end{split}$$

où toutes les variables sont stationnaires. En conséquence, le test de significativité de $(\gamma_0,\ldots,\gamma_{12,}\lambda)$ est de nouveau possible en utilisant les lois standard. \blacksquare

(13) Que ce soit par le test de Dickey-Fuller augmenté ou de KPSS. (14) Les résidus étant autocorrélés et hétéroscédastiques, nous avons utilisé un algorithme d'estimation de moindres carrés non linéaires de Marquardt et corrigé les estimateurs de la variance des coefficients par la méthode de White.

Bibliographie

Aucremanne L. (2000), « The Use of Robust Estimators as Measures of Core Inflation », National Bank of Belgium Working Papers, Research series, 2.

Bryan M., Cecchetti S. et Wiggins, R. (1997), « Efficient Inflation Estimation », NBER Working Papers series, 6183.

Catte P. et Slok T. (2005), « Assessing The Value of Indicators of Underlying Inflation For Monetary Policy », OECD Working Papers 461, November.

Eckstein, O. (1981), « Core inflation », Prentice-Hall, (Englewood Cliffs, N. J.).

Kumar M. S., Baig T., Decressin J.W., Faulkner-MacDonah C. et Feyzioglu T. (2003), « Deflation: Determinants, Risk, and Policy Options » *IMF Occasional Papers* 221 (Washington: International Monetary Fund).

Mankiw N. G. et Reis, R. (2002), « Sticky Information Versus Sticky Prices: A Proposal To Replace The New Keynesian Phillips Curve », The Quarterly Journal of Economics, MIT Press, November, 117(4), pp. 1295-1328.

Quah D. et Vahey, S. P. (1995), « Measuring Core Inflation », *The Economic Journal*, September, 105, pp. 1130-1144.

Rousseeuw J. et Croux C. (1993), « Alternatives to the median absolute deviation », *Journal of the American Statistical Association*, 88, pp 1273-1283.