

Prévoir l'inflation en France

Olivier BIAU
Nicolas SOBCZAK

Division Synthèse conjoncturelle

Ce dossier présente l'estimation d'une équation d'inflation pour la France.

L'inflation est ici modélisée avec l'inflation importée, la fiscalité indirecte et des variables de tensions sur les marchés de biens et du travail. Dans un premier temps, seules les tensions sur le marché des biens sont prises en compte. L'équation est ensuite enrichie en introduisant une variable supplémentaire, le taux de chômage, qui constitue une variable de tension sur le marché du travail.

Complémentaire d'une prévision poste par poste de l'indice des prix, cette approche plus macroéconomique permet de mieux articuler la prévision d'inflation avec celle de l'activité.

Sur l'année 2001, l'équation suggère que l'inflation devrait rester relativement stable, la baisse de la contribution de l'inflation importée étant compensée par les effets retardés des pressions exercées par la montée des tensions sur l'appareil productif et la baisse du chômage. Toutefois, la prévision a eu sur le passé récent tendance à légèrement surestimer le niveau d'inflation. Ce décalage peut s'expliquer par l'accroissement de la concurrence et la baisse du taux de chômage structurel.

Une étape préalable : la spécification des anticipations

De la théorie...

Dans toute tentative de modélisation de l'inflation, la première étape, cruciale, consiste à spécifier les anticipations d'inflation. En effet, le comportement en terme de prix adopté par un agent économique dépend fortement de l'anticipation qu'il a sur l'évolution à venir de ses coûts, c'est-à-dire des prix (entendus au sens large) pratiqués par les autres agents économiques. Au niveau macroéconomique, l'inflation réalisée dépend bien des anticipations moyennes des agents sur l'inflation à venir. Plusieurs types de modélisations peuvent être a priori retenus, depuis un modèle adaptatif pur, dans lequel l'inflation prévue est tout simplement la dernière valeur constatée, jusqu'à un modèle totalement tourné vers l'avenir, qui fait directement dépendre l'inflation prévue d'un objectif affiché par les responsables de la politique monétaire.

On retient ici une formulation mixte, dans laquelle les anticipations d'inflation sont partiellement adaptatives⁽¹⁾, c'est-à-dire qu'elles se décomposent en deux parties : la première prend en compte la dynamique enregistrée sur le passé récent ; la seconde est indépendante de ce passé et reflète l'influence des anticipations d'inflation à long terme. Ces anticipations d'inflation à long terme sont relativement inertes. Elles sont probablement liées à la politique monétaire et à la crédibilité des objectifs que se fixe la banque centrale.

... à la pratique

On retient pour commencer la forme la plus simple pour l'inflation de long terme : on considère qu'elle est constante au cours du temps. Pour que cette hypothèse soit crédible, on choisit d'estimer le modèle à partir de 1986, c'est-à-dire une fois passée la période de désinflation de la première moitié des années 80. Malgré cette précaution, cette première tentative de modélisation s'avère assez décevante. En fait, les résultats sont fortement améliorés si l'on choisit d'autoriser une rupture à la baisse du niveau d'inflation anticipée à long terme au cours de la période d'estimation. Cette modélisation "ad-hoc" de différents "régimes d'inflation" a le mérite d'être facile à mettre en œuvre.

De plus, elle semble se justifier, par exemple, au regard de l'évolution constatée dans les réponses des industriels à l'enquête de conjoncture sur les quinze dernières années. En effet, alors que les variations de court terme des perspectives de l'activité et des prix sont nettement corrélées, on constate qualitativement, à partir du milieu

(1) Techniquement, cette décomposition

$$\text{s'écrit : } \pi^e = \sum_i \alpha_i \pi_{-i} + \left(1 - \sum_i \alpha_i\right) \pi^*$$

avec $\sum_i \alpha_i < 1$

La dernière condition signifie qu'il n'y a pas présence de racine unité dans la représentation de l'inflation. Dans le cas contraire, si $\pi^e = \sum_i \alpha_i \pi_{-i}$

avec $\sum_i \alpha_i = 1$,

le modèle expliquerait la dynamique de la variation de l'inflation mais pas son niveau, car il y aurait persistance totale des chocs.

des années 90, un décrochage en niveau des réponses portant sur les prix (cf. graphique 1).

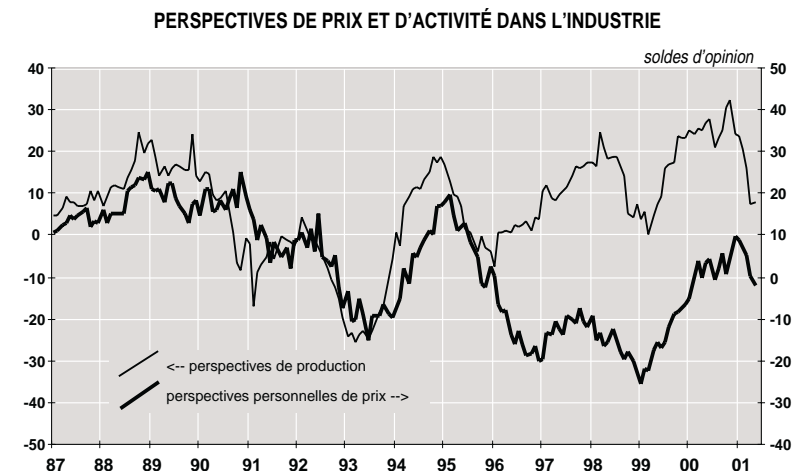
Cette baisse de l'inflation anticipée peut sans doute s'expliquer par le nouveau contexte européen qui s'est instauré à mesure que la perspective de l'Union Monétaire est devenue plus crédible (fin des dévaluations compétitives, indépendance de la Banque centrale, engagement ferme du respect des critères de Maastricht).

L'économétrie valide ce changement de régime modélisé : le coefficient censé le prendre en compte est significativement différent de zéro.

Ainsi, l'introduction de deux régimes différents d'inflation de long terme anticipée dans l'équation permet d'expliquer relativement correctement le comportement de l'inflation sur la période considérée. En revanche, lorsqu'il s'agit d'établir des prévisions, elle fragilise d'autant les résultats fournis, car ces derniers supposent que cette inflation de long terme anticipée ne connaît pas de nouveau changement de régime.

Un premier modèle sans variable de tension sur le marché du travail

Une fois la modélisation de l'inflation anticipée arrêtée, il reste, pour décrire la dynamique de court terme des prix, à tenir compte des chocs pouvant affecter à chaque date l'inflation effectivement observée. A très court terme, ceux-ci peuvent provenir de l'extérieur sous la forme d'inflation importée, de tensions enregistrées entre la demande et l'offre de produits, ou encore de décisions de politique fiscale. C'est la raison pour laquelle on introduit quatre variables considérées comme exogènes dans notre modélisation : le taux de change effectif du franc, qui influe directement sur les prix des biens importés ; le prix du Brent, dont dépend le prix des produits pétro-



liers ; le taux d'utilisation des capacités productives, offrant indirectement une mesure de la tension offre/demande ; enfin un taux moyen de TVA (cf. encadré 2), car les décisions en termes de fiscalité indirecte se répercutent automatiquement sur l'inflation⁽²⁾.

Estimation de l'équation sans taux de chômage

L'estimation de l'équation est donnée dans l'encadré 1.

Toutes les variables introduites sont significatives. De plus, lorsque l'on cherche à prévoir avec un mois d'avance l'inflation, le résultat est très satisfaisant. Néanmoins, cet exercice de validation (appelé simulation statique) est trompeur, car, compte tenu de la forte persistance de l'inflation au mois le mois, la connaissance de la valeur de l'inflation le mois précédent assure à elle seule la qualité de la prévision.

Pour juger de façon plus adéquate de la qualité de l'équation estimée, on préfère donc s'appuyer d'une part sur une simulation dynamique (et non plus statique), d'autre part sur sa robustesse.

Alors que dans une simulation statique, la prévision de l'inflation pour un mois donné prend en compte les valeurs effectivement

observées sur l'inflation passée, la simulation dynamique substitue à ces valeurs celles qui avaient été prévues par l'équation aux dates précédentes. En quelque sorte, on cumule ainsi les erreurs de prévision commises sur le passé, pour ne conserver dans la prévision de la date courante que ce qui relève des chocs exogènes (taux de change, cours du Brent, taux d'utilisation des capacités de production, taux de TVA moyen) et de la dynamique des anticipations semi-adaptatives. Cet exercice (cf. graphique 2) conduit à des résultats relativement satisfaisants : les grands mouvements de l'inflation enregistrés au cours des quinze dernières années sont correctement modélisés. L'inflation est toutefois surestimée entre la mi-1994 et la mi-1996, ainsi que sur la période récente.

Juger de la robustesse de l'équation consiste à tester si les valeurs estimées des paramètres dépendent fortement de la période d'estimation. L'équation ici proposée est, là encore, plutôt satisfaisante de ce point de vue. Cette robustesse nous autorise à aller plus avant dans l'analyse des résultats obtenus, en décrivant l'impact dynamique d'un choc enregistré sur les différentes variables exogènes.

(2) La fiscalité indirecte est appréhendée ici de manière partielle et pourrait être enrichie, en ajoutant la TIPP par exemple.

ENCADRÉ 1

Estimation de la première équation (sans taux de chômage) sur données mensuelles de janv-87 à déc-00

$$\begin{aligned} \pi = & -0,11 * DUM + 0,83 * \pi_{-1} + 0,28 * \pi_{-4} - 0,17 * \pi_{-5} + 0,18 * \pi_{-9} - 0,17 * \pi_{-11} + 0,003 * \Delta brent - 0,002 * \Delta brent_{-2} \\ & (-2,04) \quad (17,670) \quad (3,86) \quad (-2,32) \quad (3,39) \quad (-3,39) \quad (5,21) \quad (-3,39) \\ & -0,027 * \Delta e_{-1} + 0,062 * \Delta e_{-5} - 0,037 * \Delta e_{-6} + 0,026 * TUC_{-2} - 0,024 * TUC_{-12} + 0,5 * \Delta TVA - 0,4 * \Delta TVA_{-1} \\ & (-4,33) \quad (4,25) \quad (-2,70) \quad (2,43) \quad (-2,28) \quad (4,31) \quad (-3,84) \end{aligned}$$

$R^2=0,97 \quad \sigma=0,17 \quad DW=1,75$

Les statistiques T de Student sont indiquées entre parenthèse sous les coefficients, avec :

π = glissement annuel de l'indice des prix à la consommation,

$DUM = 1_{t \geq \text{janv} 95}$,

$\Delta brent$ = glissement annuel du cours du brent en \$/bl,

Δe = glissement annuel du taux de change effectif nominal du Franc,

TUC = taux d'utilisation des capacités de production dans le secteur manufacturier exprimé en % mensualisé,

$\Delta TVA = (TVA - TVA_{-12}) / (1 + TVA_{-12})$ où TVA est le taux moyen de TVA exprimé en %.

Estimation de la deuxième équation avec taux de chômage

Avec les mêmes notations que précédemment, on obtient une nouvelle estimation sur la période janv-87 – déc-00 :

$$\begin{aligned} \pi = & -0,12 * DUM + 0,80 * \pi_{-1} + 0,26 * \pi_{-4} - 0,17 * \pi_{-5} + 0,20 * \pi_{-9} - 0,17 * \pi_{-11} + 0,003 * \Delta brent - 0,002 * \Delta brent_{-2} \\ & (-2,03) \quad (15,40) \quad (3,75) \quad (-2,44) \quad (3,95) \quad (-3,61) \quad (4,58) \quad (-3,14) \\ & -0,049 * U_{-3} - 0,030 * \Delta e_{-1} + 0,054 * \Delta e_{-5} - 0,030 * \Delta e_{-6} + 0,034 * TUC_{-2} - 0,025 * TUC_{-12} + 0,5 * \Delta TVA - 0,4 * \Delta TVA_{-1} \\ & (-2,82) \quad (-4,88) \quad (3,73) \quad (-2,17) \quad (3,17) \quad (-2,44) \quad (4,61) \quad (-3,18) \end{aligned}$$

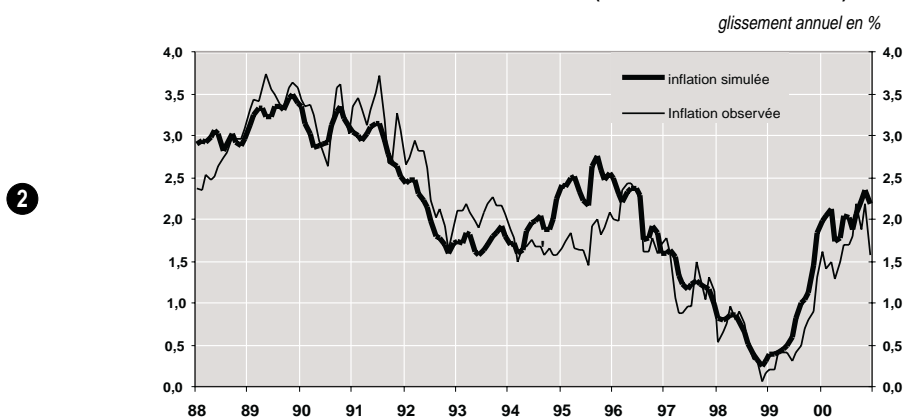
$R^2=0,97 \quad \sigma=0,16 \quad DW=1,68$

avec U = taux de chômage en % -avant la révision des séries publiées le 27 juin 2001-.

Remarques :

- On observe que $\sum_i \alpha_i < 1$, ce qui signifie que le modèle explique la dynamique de l'inflation en niveau et non sa seule variation. Ce résultat s'explique par le fait que l'on a explicitement modélisé une rupture sur la cible d'inflation de long terme (dummy).
- La valeur du coefficient de la dummy traduit concrètement le changement de régime d'inflation. Selon la deuxième modélisation, l'inflation anticipée de long terme passe de 2,5% à moins de 1,5% à partir de 1995.
- Économétriquement, l'influence du chômage sur l'inflation s'exerce en niveau et non en variation. ■

SIMULATION DYNAMIQUE DE L'INFLATION (ÉQUATION SANS CHÔMAGE)



Note :

La simulation dynamique débute en janvier 1988.

Conséquence sur les prix d'un choc sur une variable explicative

Les graphiques 3 à 6 représentent la fonction de réponse à un choc spécifique permanent, c'est-à-dire la variation de l'inflation induite à chaque date par un changement durable du niveau de l'une des variables explicatives⁽³⁾.

Une hausse continue d'un point du taux d'utilisation des capacités, signe de tension sur le marché des biens, a un impact sur l'inflation de l'ordre de 0,1 point. L'effet de court terme est plus fort, de l'ordre de deux dixièmes environ à l'horizon d'un an⁽⁴⁾ (cf. graphique 3).

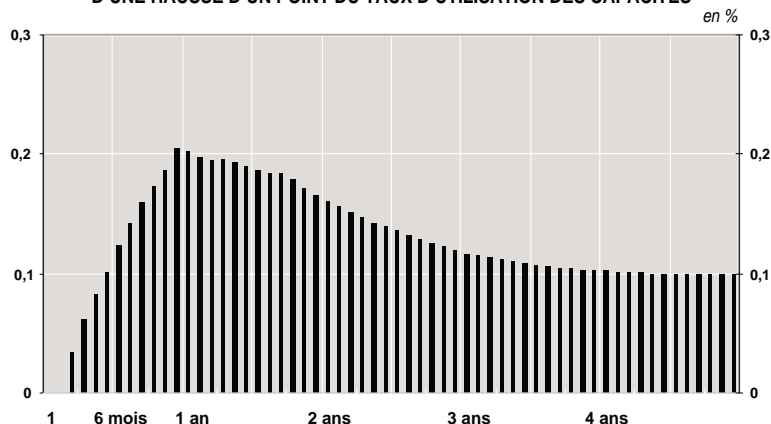
La hausse durable de +10\$ sur le niveau du cours du Brent a un impact temporaire de l'ordre de 0,7 point d'inflation maximal au bout d'un an. L'effet est rapide et disparaît quasiment au bout de 2 ans. Ce résultat est logique. En effet, l'impact direct d'une hausse du prix du pétrole sur l'inflation via les prix énergétiques disparaît mécaniquement au bout d'un an. Subsiste alors l'impact indirect, transitant par les effets dus au renchérissement des coûts sur le prix des autres produits, ce qui explique que l'effet total estimé s'étale sur un horizon plus long (cf. graphique 4).

Une dépréciation de 10% du change effectif nominal du Franc rehausse l'inflation de près de $\frac{3}{4}$ de point avec un délai de l'ordre de 3-4 mois, pour disparaître ensuite au bout d'un peu plus d'un an (cf. graphique 5).

D'après la modélisation, une hausse de 1 point du taux moyen de TVA se répercute entièrement à horizon d'un an. L'effet instantané est d'environ la moitié de l'impact théorique. Il progresse lentement pour atteindre son impact maximal au bout d'un an. Les effets s'évanouissent ensuite progressivement, pour disparaître au bout de 3 ans (cf. graphique 6).

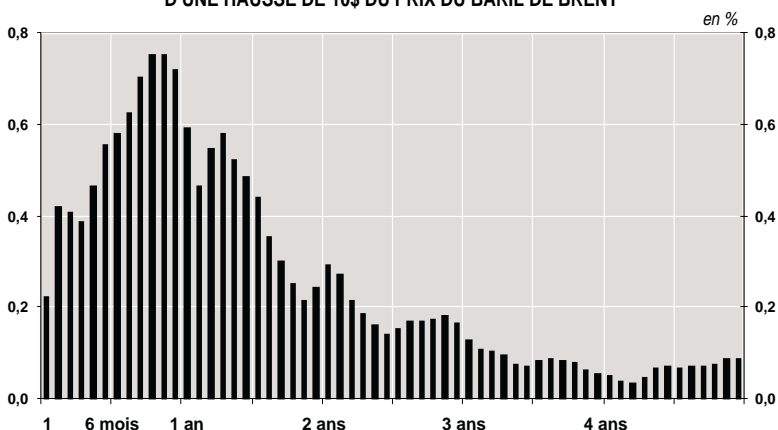
3

EFFET SUR L'INFLATION
D'UNE HAUSSE D'UN POINT DU TAUX D'UTILISATION DES CAPACITÉS



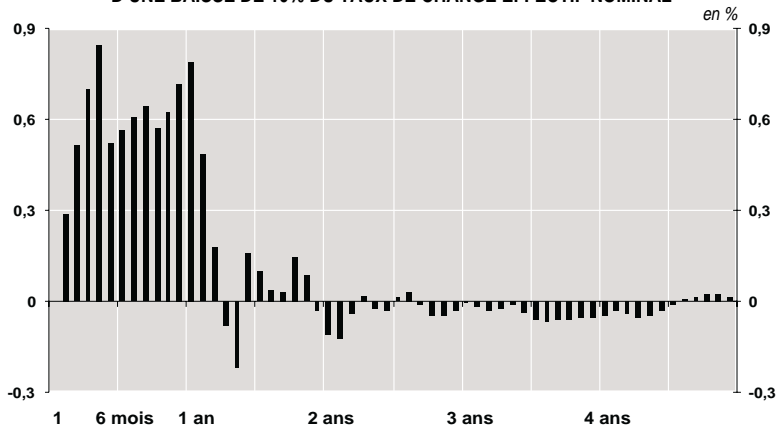
4

EFFET SUR L'INFLATION
D'UNE HAUSSE DE 10\$ DU PRIX DU BARIL DE BRENT



5

EFFET SUR L'INFLATION
D'UNE BAISSSE DE 10% DU TAUX DE CHANGE EFFECTIF NOMINAL



ENCADRÉ 2 : CONSTRUCTION D'UNE SÉRIE DE TAUX MOYEN DE TVA

La série de taux moyen de TVA est construite comme une moyenne géométrique des différents taux de TVA (en vigueur selon la période) pondérés par leur poids dans l'indice des prix français. Ce calcul n'a pas pour vocation de constituer un taux "officiel" moyen de TVA, il s'agit d'un calcul théorique. Nous avons donc :

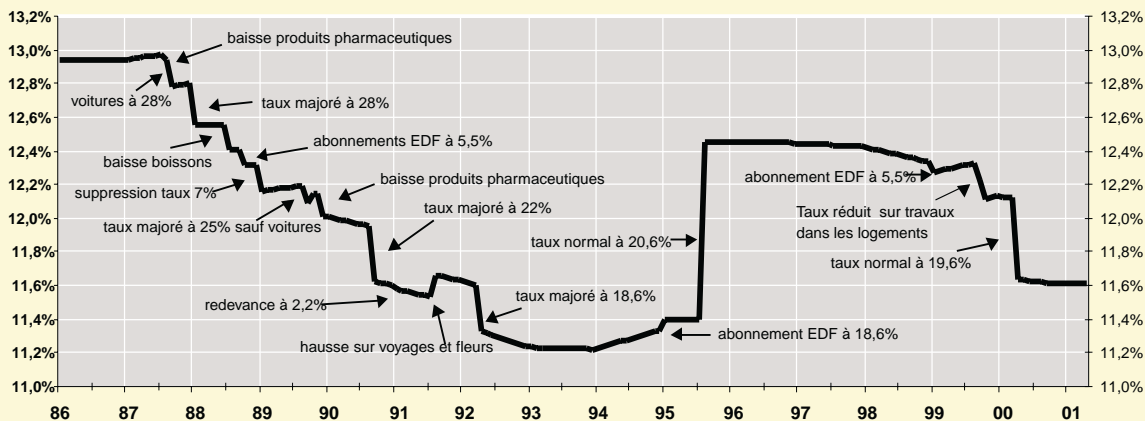
$$(1+TVA) = \prod_i (1+TVA_i)^{\alpha_i} \quad \text{où } \alpha_i \text{ représentent le poids des composantes de l'IPC assujetties au taux de TVA}_i.$$

Évidemment, la structure (donc in fine les α_i) se modifie dans le temps en raison des mesures sectorielles adoptées par les gouvernements. Le taux moyen évolue aussi par le jeu des modifications de niveau des taux (en 30 ans le taux "normal" a été modifié 7 fois).

Plusieurs difficultés techniques rendent la constitution d'une telle série délicate. Ainsi, les pondérations de l'IPC (dont dépendent directement les α_i) sont revues chaque année en janvier pour tenir compte des modifications structurelles constatées dans les habitudes de consommation des français. Les " α_i " sont également modifiés lors des changements de base de l'IPC. Pour éviter ces chocs artificiels à date fixe, la série a été lissée.

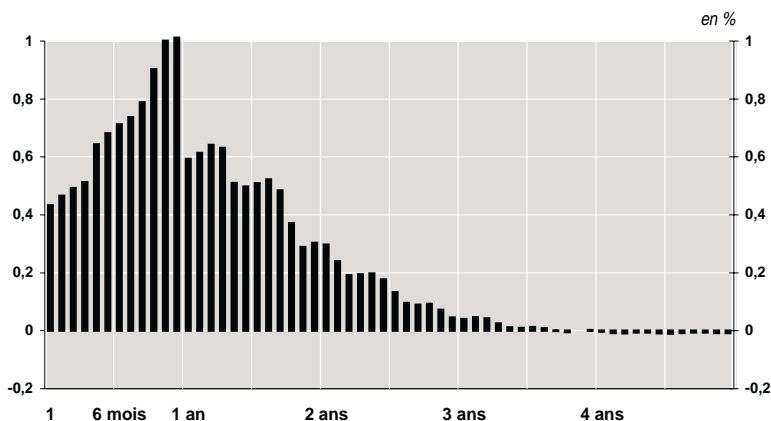
La variable d'intérêt pour la modélisation est égale à $(TVA - TVA_{-12}) / (1 + TVA_{-12})$ notée ici ΔTVA . En effet, comme on a $\text{PrixTTC} = \text{PrixHT} \cdot (1 + TVA)$, l'impact théorique de la fiscalité indirecte sur le prix TTC (à prix HT inchangé) est égal à $\Delta \ln(1 + TVA)$. ■

TAUX DE TVA MOYEN SUR LA CONSOMMATION



6

EFFET SUR L'INFLATION D'UNE HAUSSE D'UN POINT DU TAUX MOYEN DE TVA



(3) Bien évidemment, une limite de cette approche réside dans le traitement des variables explicatives comme exogènes et indépendantes entre elles. Il s'agit donc davantage d'une description des propriétés dynamiques de l'équation. Une analyse plus fouillée passerait par l'estimation d'un modèle VAR qui chercherait à prendre en compte l'ensemble des interactions possibles entre variables. Cet exercice dépasse le cadre de ce dossier.

(4) Il s'agit toutefois bien ici d'une équation de court terme sur les prix car les TUC peuvent être considérés comme une variable stationnaire : une hausse d'un point de TUC sera suivie tôt ou tard par une baisse équivalente.

La référence à la courbe de Phillips conduit à ajouter le chômage

Bien que relativement robuste, la qualité de l'équation précédente, jugée à l'aune d'une simulation dynamique, est sans doute perfectible. De fait, d'un point de vue théorique, elle présente l'inconvénient de pas tenir compte de l'état du marché du travail. Or, à court terme au moins, un marché du travail tendu, se caractérisant par un taux de chômage bas, peut se traduire par des augmentations de salaires qui pèsent à leur tour sur les prix (courbe de Phillips, cf. encadré 3).

On est ainsi amené à introduire le taux de chômage dans la modélisation (cf. encadré 1). Les résultats obtenus avec cette nouvelle équation sont mitigés.

En effet, elle s'avère beaucoup moins robuste que la précédente : la valeur des différents coefficients dépend de la période exacte sur laquelle est effectuée l'estimation. Ce manque de robustesse s'explique sans doute par le fait que la validité théorique de cette équation suppose que le taux de chômage structurel (c'est-à-dire le niveau du chômage en dessous duquel apparaissent des tensions inflationnistes, le "NAIRU") soit stable dans le temps. En France, où le chômage a durablement et fortement progressé du début des années 70 au milieu des années 80, puis de nouveau au cours de la première moitié des années 90, cette hypothèse est sujette à caution.

Néanmoins, la simulation dynamique sur la période d'estimation retenue est sensiblement améliorée par rapport à celle que fournissait l'équation précédente : l'introduction de la variable de taux de chômage permet de rapprocher l'inflation prévue de l'inflation effective. En particulier, alors que l'équation précédente surestimait le niveau de l'inflation durant la reprise de 1994-1995, cela n'est plus le cas : la persistance d'un taux de

ENCADRÉ 3 : LA COURBE DE PHILLIPS

Le modèle théorique de la courbe de Phillips s'écrit :

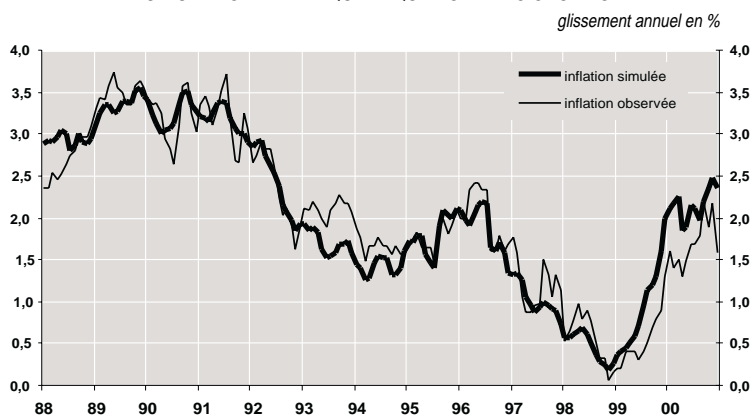
$$\pi = \pi^e - \gamma(U - U^*),$$

(où π est l'inflation, π^e l'inflation anticipée, U le taux de chômage et U^* le NAIRU correspondant à ce modèle). Une telle équation constitue la forme réduite de l'équation de détermination des prix à court terme.

A long terme, le système dégénère en une équation de Phillips verticale : $U = U^*$ (mais U^* varie en fonction de déterminants connus) et une équation de détermination de l'inflation un peu tautologique : $\pi = \pi_{LT}^e = \pi^*$. ■

7

SIMULATION DYNAMIQUE : ÉQUATION AVEC CHÔMAGE



Note :

La simulation dynamique débute en janvier 1988.

chômage élevé lors de la première moitié des années 90 pèse en effet sur les prix. La simulation dynamique ne s'écarte jamais durablement de l'inflation effective, sauf peut être en fin de période, où l'inflation simulée est sur-estimée d'environ un demi-point depuis le début de l'année 1999 (cf. graphique 7).

L'impact d'un choc sur le taux de chômage intervient au bout de deux ans

De façon analogue à ce qui a été présenté sur les autres variables, on peut calculer la fonction de réponse correspondant à une variation durable du chômage (cf. graphique 8). Une hausse de 1 point du taux de chômage se traduit ainsi par une baisse de presque 0,6 point d'inflation. Toutefois, le plein effet est lent à se faire sentir, puisqu'il est atteint au bout de 2 ans⁽⁵⁾.

Une lecture de l'inflation en France

Au-delà de l'impact théorique d'un choc enregistré sur telle ou telle variable sur l'inflation, l'estimation de cette équation fournit une grille de lecture, permettant d'interpréter les évolutions passées de l'inflation. Selon cette grille de lecture (cf. encadré 4), la baisse de l'inflation durant les années 90 résulte de deux facteurs essentiels : une baisse de près de 1,5 point des anticipations d'inflation de long terme et une situation conjoncturelle plus

(5) Précisons toutefois que ces ordres de grandeur dans l'impact et dans les délais de transmission sont plus fragiles que ceux qui ont été donnés pour les autres variables, précisément du fait de la moindre robustesse de cette seconde équation.

déprimée qui aura contribué à un recul de près de 2 points d'inflation entre haut et bas de cycle.

Sur la période récente, deux facteurs un peu exceptionnels ont par ailleurs joué un rôle prépondérant dans les mouvements de l'inflation. Les variations de TVA ont en effet contribué à une diminution de plus d'un point et demi du glissement annuel depuis la mi-95. En contrepartie, l'inflation importée est la principale responsable de la remontée de l'inflation : les effets combinés du renchérissement du prix du pétrole et de la dépréciation de l'euro représentaient à la fin de l'année 2000 plus d'un point d'inflation selon l'équation retenue ici.

Les anticipations d'inflation

La contribution de la constante traduit bien le changement de régime évoqué plus haut. Elle passe ainsi d'environ +2,5% à moins de +1,5%, attestant de la diminution des anticipations d'inflation de long terme (cf. graphique 9).

Les tensions domestiques

La contribution des tensions sur les marchés des biens (TUC) et du travail (U) est cyclique. Le TUC semble jouer d'abord, ensuite le chômage prend le relais mais de manière plus forte. Ce mouvement s'explique par le biais des salaires. En effet, en cas de baisse du chômage, les hausses des salaires n'interviennent pas immédiatement (existence de contrats) ce qui explique le retard. Mais, une fois que les salaires ont été renégociés, ces augmentations sont susceptibles de contribuer à la hausse à la formation des prix. Sur la période récente, la forte décline du chômage depuis la mi-1997 commence à peine à contribuer positivement (cf. graphique 10).

ENCADRÉ 4 : UNE GRILLE DE LECTURE DE L'INFLATION EN FRANCE

La grille de lecture de l'inflation correspond à l'analyse des contributions dynamiques de chacune des variables du modèle. Le glissement annuel des prix se décompose alors en la somme des contributions des variables explicatives et la contribution des résidus (la "cale").

Formellement, le modèle visant à expliquer une variable Y par deux variables exogènes X et Z s'écrit :

$$A(L)Y_t = B(L)X_t + C(L)Z_t + u_t \quad \text{où } A, B \text{ et } C \text{ sont des polynômes retards.}$$

On peut écrire, à condition de pouvoir inverser A :

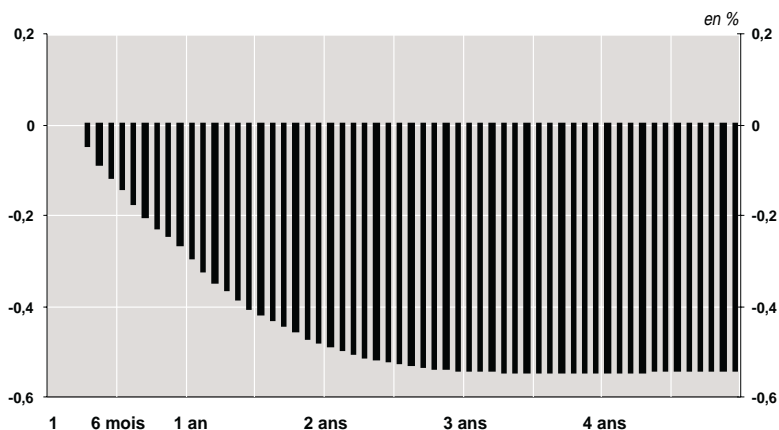
$$Y_t = A(L)^{-1} B(L)X_t + A(L)^{-1} C(L)Z_t + A(L)^{-1} u_t.$$

On obtient bien une décomposition de Y en la somme des contributions dynamiques de chacune des variables et de la cale.

Il est possible de calculer facilement la contribution de X en évaluant la différence entre la simulation dynamique du modèle et la simulation dynamique à X constant. ■

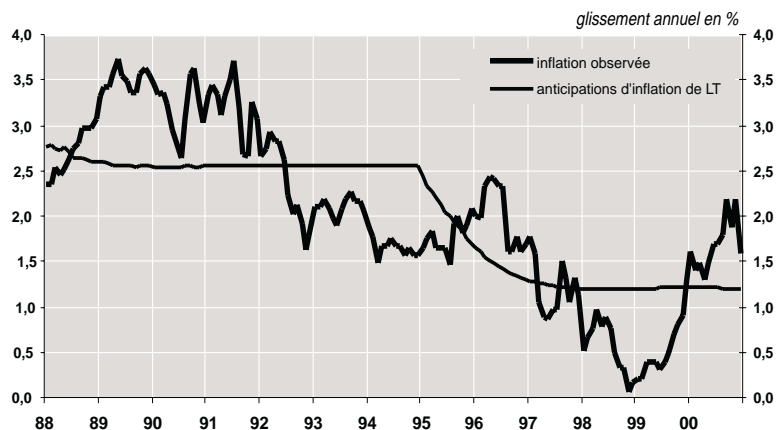
8

EFFET SUR L'INFLATION D'UNE HAUSSE D'UN POINT DU TAUX DE CHÔMAGE



9

INFLATION OBSERVÉE ET ANTICIPATIONS DE LONG TERME



La fiscalité indirecte

L'introduction de la fiscalité indirecte est un facteur important pour expliquer les variations de l'inflation depuis 1995.

La hausse de 2 points du taux du taux normal de TVA en août 1995 se traduit en effet par un surcroît d'un point d'inflation. Fin 1999, le passage du taux normal au taux réduit de la TVA sur les travaux dans le logement contribue à baisser l'inflation de 0,1 point.

D'après le modèle, la baisse de 1 point du taux normal décidée en avril 2000 contribue à baisser l'inflation de près de 0,5 point d'inflation au bout d'un an. Cet ordre de grandeur correspond à l'effet plein théorique. En effet, les produits taxés au taux normal doivent baisser d'un point si les détaillants répercutent la baisse intégralement. Comme la moitié du panier de consommation de l'IPC est concerné par cette mesure, l'impact théorique sur l'évolution des prix ressort à -0,5%. Néanmoins, les évaluations suggèrent que l'impact observé sur l'inflation a été limité à -0,2 point⁽⁶⁾. Ce chiffre est conforme à l'effet de court terme de la modélisation (cf. graphique 11).

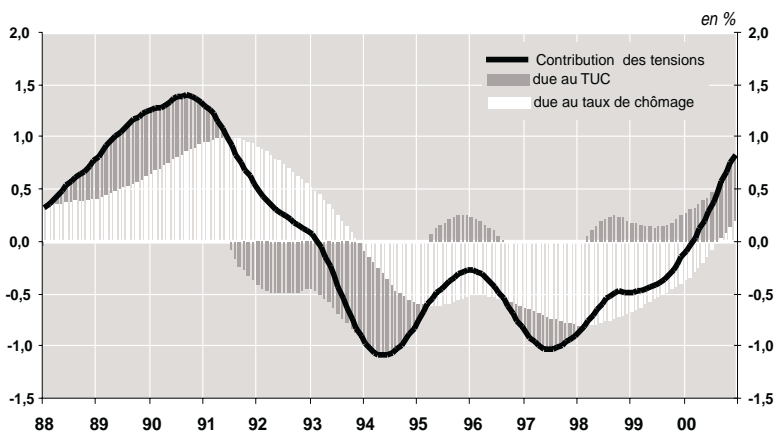
"L'inflation importée"

La contribution de "l'inflation importée" (somme des contributions du Brent et du taux de change) est relativement modeste sur le passé. Elle dépasse assez rarement 0,3%, notamment parce que les effets du Brent et du change n'ont que très rarement joué dans le même sens. Sur la période récente caractérisée par la simultanéité du renchérissement du Brent et de la dépréciation de l'euro, cette contribution s'établit à près de +1,2 points, alors que l'inflation importée représentait près d'un demi-point de désinflation au moment de la crise asiatique, à l'hiver 1998/1999 (cf. graphique 12).

(6) cf. Insee Première, n°763 Mars 2001 : Une inflation contenue en 2000.

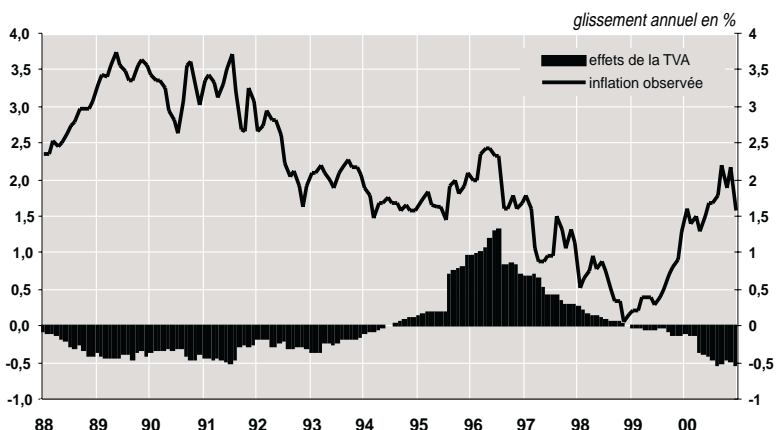
10

INFLATION ET TENSIONS DOMESTIQUES



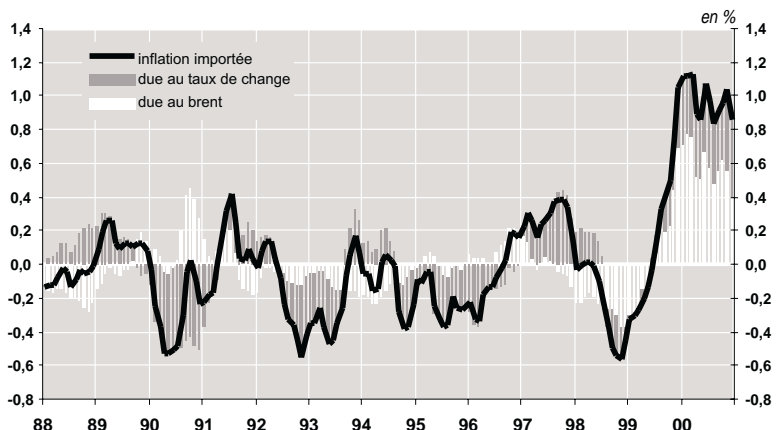
11

INFLATION ET TVA



12

INFLATION IMPORTÉE



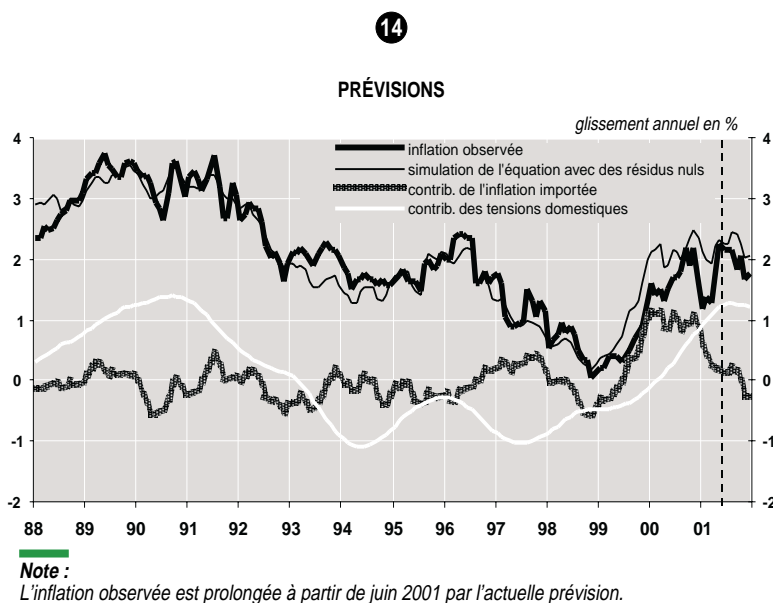
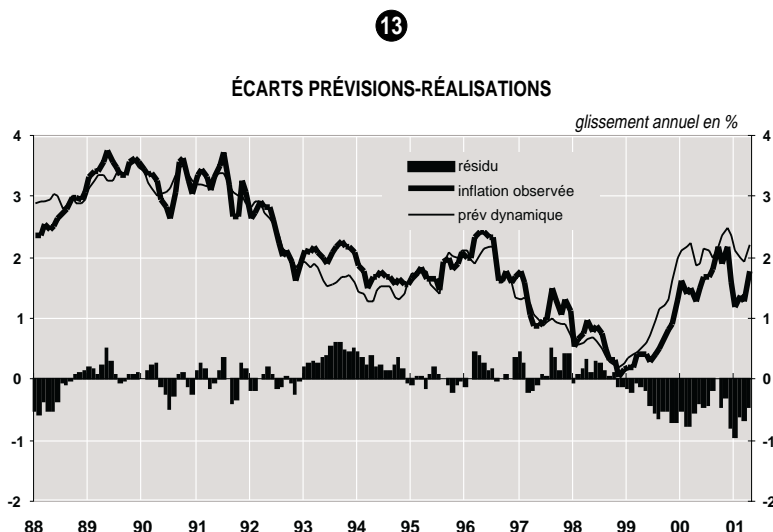
Les résidus

La contribution des résidus est faible, sauf en fin de période (-0,5 point en moyenne à partir de 1999). Cette "part d'inexpliqué" peut renvoyer à des facteurs structurels : nouvelle économie, pressions concurrentielles dans certains secteurs, baisse éventuelle du NAIRU qui signifierait que la contribution du chômage ne remonterait pas... Cet aspect est d'une grande importance surtout en prévision (cf. graphique 13).

Quelles prévisions pour l'année 2001 ?

Sous l'hypothèse d'un taux de change de l'euro voisin de 0,88\$ et d'un prix du Brent qui se replierait à 25\$/bl en fin d'année, le modèle avec chômage suggère en simulation dynamique une inflation légèrement au-dessus de 2% à l'horizon de la fin de l'année 2001. L'effacement progressif de l'impact de fiscalité indirecte et la forte baisse du chômage, enregistrée sur la période récente, produiraient leur plein effet à la hausse : la contribution des tensions domestiques prendrait donc le relais, poussant l'inflation sous-jacente à un niveau proche de 2%. Les effets de l'inflation importée joueraient en sens inverse, contribuant au repli de l'inflation (cf. graphique 14).

Notre prévision actuelle, fondée sur une analyse sectorielle des postes de l'indice des prix, s'établit à +1,8% pour la fin de l'année 2001. Elle est donc compatible avec la prévision dynamique donnée par le modèle avec chômage.



Plusieurs éléments peuvent justifier le maintien en prévision d'un résidu légèrement négatif. La déréglementation intervenue dans certains secteurs (télécommunications) peut pousser les prix à la baisse. Il est également possible que la plus grande flexibilité du marché du travail se soit traduite

par une baisse du taux de chômage structurel. Enfin, la mise en place des 35 heures a pu favoriser une modération salariale accrue. À l'inverse, l'équation ne permet pas de prendre en compte les chocs sur les prix alimentaires qui poussent aujourd'hui l'inflation à la hausse. ■