

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

G 2002 / 12

Prévisions d'inflation pour la France

François HILD *

OCTOBRE 2002

* Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques »
Timbre G220 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF

Prévisions d'inflation pour la France

Résumé

Cette étude présente l'estimation de nouvelles équations de prévision d'inflation pour la France à horizon de trois mois, six mois et un an. L'outil présenté ici se caractérise par l'existence d'un modèle par horizon de prévision. Cette approche a l'avantage de modéliser directement la variable d'intérêt à l'horizon désiré, sans requérir la projection d'exogènes au-delà de la période d'estimation : on connaît l'histoire jusqu'en t et on en infère l'inflation en $t+h$. L'étude des propriétés historiques de ces équations en utilisant autant que faire se peut les données disponibles au moment de l'exercice de prévision, indique que les erreurs de prévision sont pour les quatre dernières années d'environ 0,25 point pour les prévisions à trois et six mois et d'environ 0,5 point pour les prévisions à un an.

Mots-clés : Inflation, prévision de court terme, cointégration.

French inflation forecasts

Abstract

In this paper, we estimate and analyse a set of equations of French inflation for forecasting purpose at the horizon of three months, six months and one year. A different equation is associated to each horizon. This approach has the advantage of modeling directly the variable of interest at the desired horizon without resorting to assumed forecast paths of the exogeneous variables outside the sampling period : given the history at time t , one forecasts the value of inflation at time $t+h$. The study of historical properties of those equations with real-time datasets when possible shows that the forecast errors, for the last four years, are about 0.25 point for the 3-month and the 6-month horizon and about 0.5 point for the 12-month horizon.

Keywords: Inflation, short-term forecast, cointegration

Classification JEL : C22, E31, E37

L'inflation et sa prévision occupent une place notable dans l'élaboration des choix « réels » des agents économiques. Elle a ces dernières années encore pris de l'importance avec la construction européenne, dont la politique monétaire unique vise un objectif d'inflation à terme. De fait, l'objectif fixé à la Banque Centrale Européenne est de contenir l'inflation dans une fourchette allant de 0% à 2% en évolution annuelle. Cette pratique de « l'inflation targeting », qui déborde d'ailleurs largement le cadre européen, suppose une prévision de l'inflation future pour définir la nature et le calendrier de la politique monétaire.

Cette étude présente l'estimation de nouvelles équations de prévision d'inflation pour la France. Elle s'inspire du travail que Stock et Watson (1999) ont réalisé pour les Etats-Unis. En particulier, l'outil présenté ici se caractérise par l'existence d'un modèle par horizon de prévision. Cette approche a l'avantage de modéliser directement la variable d'intérêt à l'horizon désiré, sans requérir la projection d'exogènes au-delà de la période d'estimation : on connaît l'histoire jusqu'en t et on en infère l'inflation en $t+h$. Cette note présente l'estimation d'équations univariées de prévision d'inflation à horizon de trois mois, six mois et un an. On montre que ces équations conduisent à réduire significativement l'erreur de prévision de l'inflation globale par rapport aux prévisions postes par postes de l'indice des prix à la consommation réalisées pour les Notes de Conjoncture.

I - Le modèle statistique proposé

Les équations de prévision d'inflation proposées par Stock et Watson ont la forme suivante :

$$\pi_{t+h} = \pi_t + \phi + \beta(L).x_t + \gamma(L).\Delta\pi_t + \varepsilon_t$$

où π_t désigne le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation,

x_t désigne un indicateur de tension (chômage ou variables de type TUC, output-gap, pente de la courbe des taux d'intérêt ou encore indicateur avancé de la conjoncture).

Ces équations ont en commun de s'apparenter à une courbe de Phillips augmentée, c'est-à-dire une forme réduite où la hausse des prix dépend des anticipations d'inflation et d'un indicateur de tension. Elles font également l'hypothèse que l'inflation est I(1) : autrement dit, sa meilleure prévision ex ante est la valeur actuelle éventuellement augmentée de termes faisant intervenir d'autres variables stationnaires (dont ses différences premières).

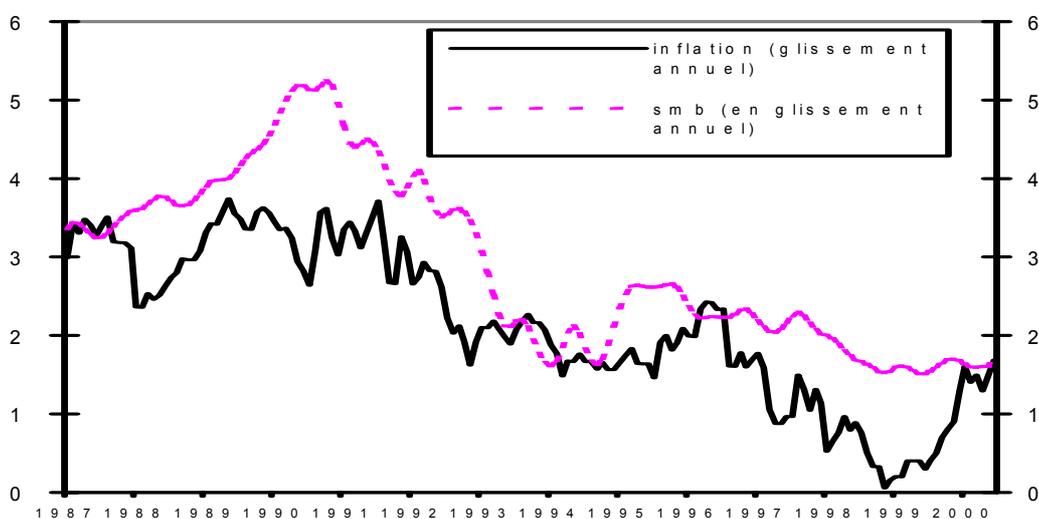
Néanmoins, de telles équations, bien que largement utilisées pour prévoir l'inflation, ont fait l'objet de fréquentes critiques (voir récemment Atkeson et Ohanian (2001)). En particulier, elles supposent que le NAIRU (niveau de chômage n'accéléralant pas l'inflation) est constant sur la période d'estimation ce qui n'est, en général, pas le cas. De plus, de telles spécifications ne tiennent pas compte d'éléments importants pouvant affecter la dynamique de court terme des prix tels que l'évolution du taux de change ou de la fiscalité indirecte.

Nous retiendrons donc par la suite une forme plus générale d'équations, qui si elle ne s'appuie pas sur un modèle théorique, présente l'avantage de s'abstraire de telles critiques. Cette forme tient aussi compte du constat fait par Cechetti, Chu et Steindel (2000) selon lesquels lorsqu'ils sont utilisés isolément, les principaux indicateurs candidats à prévoir l'inflation ont des pouvoirs prédictifs limités. De fait, les équations présentées ici utiliseront-elles conjointement plusieurs des principaux déterminants de l'inflation.

II - L'inflation et ses principaux déterminants

Parmi les principales variables candidates à prévoir l'évolution de l'inflation, figure le salaire mensuel de base en tant qu'indicateur d'inflation salariale. Sur la période 1987-2001, l'évolution du salaire mensuel brut et celle de l'inflation sont proches, avec une amplification des variations pour le salaire entre 1988 et 1993. Ceci retrace le fait que les négociations se font sur des prévisions d'inflation : sur la période 1988/1993, alors que les prédictions ont été continuellement surévaluées, les salariés semblent avoir plutôt bénéficié de ce type d'effets d'aubaines alors que la période 1993/1995 s'inscrit dans le sens inverse, avec probablement des prévisions d'inflations moins élevées que l'inflation effectivement réalisée. En tant qu'indicateurs de tension sur les marchés des biens et du travail, le taux d'utilisation des capacités de production (TUC) et le taux de chômage apparaissent également comme a priori utiles à la prévision de l'inflation.

Graphique 1 : Inflation et glissement annuel du salaire mensuel brut

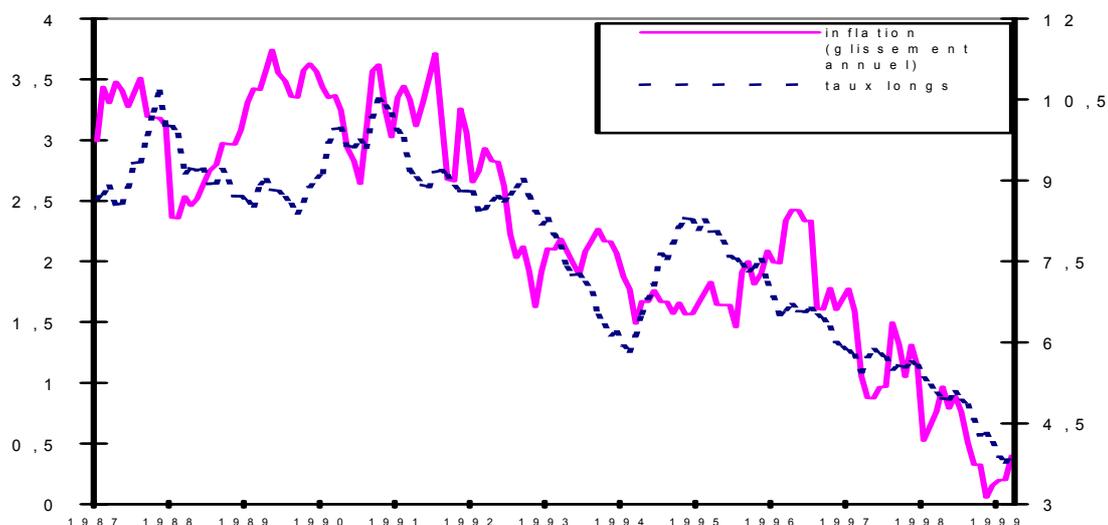


Les chocs pouvant affecter à chaque date l'inflation effectivement observée peuvent également provenir de l'extérieur sous la forme d'inflation importée. C'est la raison pour laquelle on introduit parmi les variables considérées comme exogènes dans notre modélisation : le taux de change effectif du franc, qui influe directement sur les prix des biens importés ; le prix du Brent, dont dépend le prix des produits pétroliers et le prix des matières premières.

En tant qu'indicateur des conditions monétaires, les taux d'intérêt peuvent permettre d'anticiper certains changements dans l'évolution de l'inflation. En particulier, on peut remarquer que les taux d'intérêt de long terme suivent une évolution comparable à celle de l'inflation. De fait ceux-ci tiennent compte d'une 'prime de risque'¹, qui peut avoir une composante inflationniste, associées aux titres français par les marchés de capitaux. On peut penser que cette prime croît avec l'inflation, d'où un lien entre les taux d'intérêt de long terme et l'inflation.

¹ Dans son acception classique, la prime de risque s'attache au taux réel. Le taux nominal qui nous intéresse ici reflète donc à la fois l'inflation courante et l'évolution de la prime de risque.

Graphique 2 : Inflation et taux d'intérêt de long terme



Enfin, on introduit dans nos équations un taux moyen de TVA², car les décisions en termes de fiscalité indirecte se répercutent en partie sur l'inflation.

Dans le cas américain, Cecchetti (1995) et Stock & Watson (1999) testent systématiquement la corrélation entre l'inflation et de nombreux indicateurs parmi lesquels on trouve des variables relatives à l'activité (indice de la production industrielle, heures travaillées, taux d'utilisation des capacités de production, chômage), à certains prix (Brent, or et taux de change) et enfin à la politique monétaire (masse monétaire, taux court, écart de taux).

Pour la France, les corrélations entre l'inflation en glissement annuel et différents déterminants candidats à expliquer l'évolution future de l'inflation figurent dans le tableau 1, sur la période Janvier 1987 / Décembre 2000 (données mensuelles ou mensualisées).

Ces corrélations fournissent une première indication sur le pouvoir prédictif de ces différents indicateurs sur l'évolution de l'inflation.³

On remarque le signe négatif, contraire à l'intuition, de la corrélation entre inflation et écart de taux. Ce dernier est, en effet, supposé traduire les anticipations des agents concernant l'évolution de l'inflation à travers son implication sur la politique monétaire. Ce signe négatif peut sans doute s'expliquer par le changement institutionnel intervenu en terme de politique monétaire avec la mise en place de l'Union Economique et Monétaire (UEM). De plus, la transition entre le Système Monétaire Européen et l'UEM s'était traduite par des tensions spéculatives en particulier en 1993 qui avaient conduit à une inversion de la courbe des taux.

La corrélation négative assez élevée entre inflation et chômage semble traduire l'existence d'un certain « dilemme inflation-chômage ». La corrélation entre inflation et taux d'utilisation des capacités de production est plus faible (en valeur absolue) mais ce dernier est néanmoins un candidat naturel à la prévision de l'inflation à court terme puisqu'il donne une mesure des tensions apparaissant sur le marché des biens.

² La série de taux moyen de TVA est construite comme une moyenne géométrique des différents taux de TVA (en vi-gueur selon la période) pondérés par leur poids dans l'indice des prix français.

³ L'interprétation de ces corrélations doit cependant être prudente car elles sont calculées à partir de variables qui pour certaines sont non stationnaires.

Tableau 1 : Corrélations entre l'inflation et ses principaux déterminants

		Taux d'intérêt de court terme	Taux d'intérêt de long terme	Ecart de taux (spread)	SMB (glissement annuel)	Taux de chômage	TUC
Glissement annuel de l'inflation	t	0,76	0,86	-0,38	0,83	-0,75	0,23
	t-1	0,76	0,86	-0,38	0,81	-0,75	0,26
	t-2	0,75	0,85	-0,38	0,80	-0,77	0,29
	t-3	0,76	0,86	-0,38	0,79	-0,78	0,31
	t-4	0,76	0,86	-0,38	0,78	-0,79	0,34
	t-5	0,77	0,87	-0,38	0,78	-0,80	0,36
	t-6	0,77	0,88	-0,38	0,77	-0,81	0,38
	t-7	0,77	0,88	-0,37	0,78	-0,81	0,40
	t-8	0,78	0,88	-0,37	0,78	-0,82	0,42
	t-9	0,77	0,88	-0,37	0,78	-0,83	0,44
	t-10	0,77	0,87	-0,37	0,77	-0,83	0,46
	t-11	0,76	0,86	-0,36	0,77	-0,83	0,47
	t-12	0,75	0,84	-0,35	0,76	-0,82	0,48

		Taux de change effectif (ga)	Prix des matières premières alimentaires (ga)	Prix des matières premières industrielles (ga)	Brent (glissement annuel)	Variation de taux de TVA
Glissement annuel de l'inflation	t	0,14	0,02	0,12	0,21	-0,19
	t-1	0,12	0,01	0,15	0,23	-0,20
	t-2	0,11	0,01	0,19	0,23	-0,22
	t-3	0,10	0,02	0,22	0,25	-0,22
	t-4	0,10	0,02	0,24	0,25	-0,23
	t-5	0,11	0,03	0,27	0,25	-0,24
	t-6	0,12	0,02	0,29	0,24	-0,24
	t-7	0,12	0,01	0,31	0,28	-0,26
	t-8	0,13	-0,01	0,33	0,31	-0,29
	t-9	0,13	-0,01	0,34	0,32	-0,33
	t-10	0,14	-0,02	0,35	0,33	-0,37
	t-11	0,15	-0,02	0,36	0,34	-0,39
	t-12	0,17	-0,02	0,37	0,33	-0,42

III - Ordre d'intégration des séries

Tests de racine unitaire

Le test mené sur l'inflation (période janvier 1987 - mars 2001) indique que cette variable peut être considérée comme intégrée d'ordre 1 :

Tableau 2 : Tests de racine unitaire sur le glissement annuel de l'indice de prix à la consommation

Statistique de Phillips Perron (sans constante)	Statistique de Dickey-Fuller augmentée (sans constante)	Valeur critique à 5%
-1,539	-1,755	-1,99
Statistique de Schmidt-Phillips		Valeur critique à 5%
-3,05		-3,06

Parmi les autres variables utilisables a priori pour prévoir l'inflation à différents horizons, cinq d'entre elles seront considérées comme intégrées d'ordre 1 au vu des résultats des tests : il s'agit du glissement annuel du SMB, du taux de chômage, du TUC, et des taux d'intérêts à court et long terme. Les autres variables peuvent être considérées comme stationnaires.

Relations de cointégration

Parmi les variables servant à notre modélisation, six d'entre elles peuvent donc être considérées comme intégrées d'ordre 1, en particulier notre variable d'intérêt le glissement annuel des prix à la consommation. Il convient donc de tester l'existence de relations de cointégration entre ces variables. Pour cela, on commence par estimer un modèle VAR-ECM à six variables par la méthode de Johansen. On peut ainsi tester la dimension de l'espace de cointégration entre ces six variables. Les statistiques des deux tests du rapport de vraisemblance proposés par Johansen (tests de la trace et de la valeur propre maximale) indiquent l'existence de quatre relations de cointégration entre les six variables considérées.

Tableau 3 : Estimation du nombre de relations de cointégration (VAR-ECM à 6 variables)

Ho contre Ha	Test du λ_{\max}		Test de λ_{trace}	
	Statistique	Valeur critique (à 10 %)	Statistique	Valeur critique (à 10 %)
r = 0 contre r = 1	46.65	24.63	124.57	89.37
r ≤ 1 contre r = 2	24.61	20.90	77.92	64.74
r ≤ 2 contre r = 3	22.89	17.15	53.31	43.84
r ≤ 3 contre r = 4	15.73	13.39	30.42	26.70
r ≤ 4 contre r = 5	14.17	10.60	14.69	13.31
r ≤ 5 contre r = 6	0.52	2.71	0.52	2.71

Différents tests menés pour identifier l'espace de cointégration conduisent à remarquer que deux des quatre relations de cointégration n'interviennent pas dans la dynamique de court terme de l'inflation. Ces deux relations relient d'une part les taux courts et longs, et d'autre part le TUC, le taux de chômage et le taux d'intérêt de long terme. Par ailleurs, la restriction selon laquelle le TUC et le taux de court terme ne font pas partie des relations de cointégration significative dans l'équation d'inflation est acceptée au seuil de 70%.

Il apparaît donc, après cette première analyse, que l'on peut se restreindre, pour la spécification d'équations univariées de prévision de l'inflation, à rechercher les relations de cointégration existant entre les quatre variables suivantes : inflation, glissement annuel du SMB, taux de chômage et taux d'intérêt de long terme. Les statistiques des tests de la trace et de la valeur propre maximale indiquent l'existence de deux relations de cointégration entre ces quatre variables :

Tableau 4 : Estimation du nombre de relations de cointégration (VAR-ECM à 4 variables)

Ho contre Ha	Test du λ_{\max}		Test de λ_{trace}	
	Statistique	Valeur critique (à 10 %)	Statistique	Valeur critique (à 10 %)
r = 0 contre r = 1	26.31	17.15	50.51	43.84
r ≤ 1 contre r = 2	18.90	13.39	24.20	26.70
r ≤ 2 contre r = 3	4.69	10.60	5.30	13.31
r ≤ 3 contre r = 4	0.61	2.71	0.61	2.71

Les tests menés pour identifier l'espace de cointégration indiquent tout d'abord que le glissement annuel du SMB peut être considéré, au seuil de 22%, comme ne faisant pas partie de cet espace. Les deux relations de cointégration relient d'une part l'inflation et le taux de chômage, d'autre part l'inflation et le taux d'intérêt de long terme.

Le tableau suivant fournit l'estimation par le maximum de vraisemblance des deux relations de long terme :

Tableau 5 : Estimation par le maximum de vraisemblance des vecteurs de cointégration normalisés

Variables	Vecteurs de cointégration normalisés	
Inflation	1.000	1.000
SMB (ga)	0.000	0.000
Taux long	0.000	-0.671
Chômage	0.427	0.000

IV - L'outil de prévision de l'inflation

L'équation de prévision à horizon h sera donc de la forme suivante :

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \phi + \alpha_\pi \pi_t + \alpha_{TXLT} TXLT_t + \alpha_U U_t + \gamma(L) \Delta \pi_t + \beta(L) \Delta X_t + \varepsilon_t$$

où TXLT désigne le taux de rendement de l'emprunt d'État à 10 ans, U le taux de chômage et X l'ensemble des variables précédemment choisies pour prévoir l'inflation.

Pour chaque horizon h (ici 3 mois, 6 mois et un an), les coefficients finalement non nuls des polynômes $\gamma(L)$ et $\beta(L)$ sont sélectionnés par une procédure de sélection de variables dans un modèle de régression. Une première sélection à l'aide d'une procédure « pas-à-pas » conduit à retenir des équations contenant beaucoup trop de variables explicatives par rapport au nombre d'observations disponibles (environ 50). On se limite alors à rechercher le meilleur modèle de régression contenant au maximum une quinzaine de variables explicatives. Cette recherche s'effectue à l'aide du critère C_p de Mallows.

Encadré : Sélection d'un sous-ensemble de régresseurs en fonction des effets sur les valeurs prédites

On définit la statistique C_p de Mallows par :

$$C_p = (n - k - 1) \frac{\hat{\sigma}_p^2}{\hat{\sigma}^2} - (n - 2k - 2)$$

Cette statistique est une mesure de l'erreur quadratique moyenne (qui englobe le biais et la variance) de prédictions produites par un sous-modèle ($\hat{\sigma}^2$ désigne la variance estimée des résidus du modèle « complet », alors que $\hat{\sigma}_p^2$ désigne la variance estimée des résidus du sous-modèle). Si un sous-modèle à k régresseurs possède un pouvoir d'ajustement proche de celui du modèle complet, au sens de l'erreur quadratique moyenne, alors C_p est voisin de k+1. Cette relation permet de dégager de « bons » modèles donnant lieu à un ajustement correct pour un nombre fixé de régresseurs.

Ce critère fournit une liste de modèles possibles à k régresseurs, classés par un ordre croissant de la statistique C_p , et laisse donc le choix final à l'utilisateur. Il se distingue donc des méthodes « pas-à-pas » qui mènent à un modèle final unique.

Certaines des variables utilisées ne sont disponibles qu'avec une périodicité trimestrielle (SMB, TUC). Les équations seront donc estimées sur données trimestrielles. Les données mensuelles sont trimestrialisées en utilisant leur valeur pour le dernier mois d'un trimestre donné, afin de comparer les prévisions de ces équations avec les prévisions des Notes de Conjoncture qui portent en particulier sur le glissement annuel de l'indice des prix à la consommation fin juin et fin décembre.

Les équations finalement retenues pour les trois horizons considérés sont les suivantes :

Equation de prévision à 3 mois

$$\begin{aligned} \Delta\pi_t = & 0,975 - 0,267\pi_{t-1} + 0,098TXLT_{t-1} - 0,110U_{t-1} + 0,379\Delta GASMB_{t-4} \\ & (-2,508) \qquad \qquad \qquad (3,026) \\ & - 0,331\Delta GASMB_{t-5} + 1,826\Delta LTUC_{t-3} - 0,277\Delta TXLT_{t-4} + 0,014\Delta GAMPI_{t-4} \\ & (-2,822) \qquad \qquad (2,942) \qquad \qquad -3,793 \qquad \qquad (2,884) \\ & + 0,002\Delta Brent_{t-3} - 0,073\Delta e_{t-3} + 0,073\Delta e_{t-5} - 0,285\Delta TTVA_{t-1} + 0,564\Delta TTVA_{t-2} \\ & (2,414) \qquad \qquad (-5,178) \qquad \qquad (4,844) \qquad \qquad -1,959 \qquad \qquad 4,370 \end{aligned}$$

période d'estimation : 1988T2 – 2001T2 $\bar{R}^2 = 0,81$ ser = 0,195

avec

π = glissement annuel de l'indice des prix à la consommation (fin de trimestre),

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

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

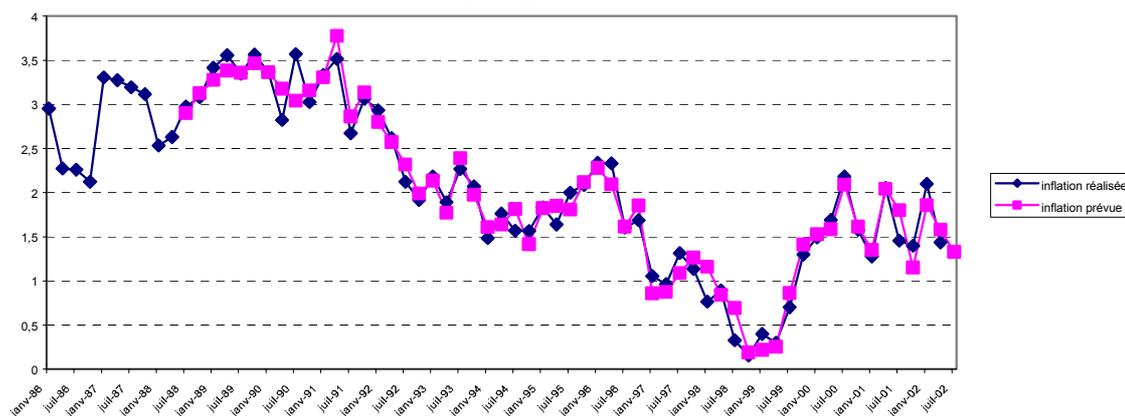
LTUC = taux d'utilisation des capacités de production dans le secteur manufacturier (transformée log-logistique),

GASMB : glissement annuel du salaire mensuel brut,

GAMPI : glissement annuel des prix de matière première industrielle,

$TTVA = (TVA - TVA_{-4}) / (1 + TVA_{-4})$ où TVA est le taux moyen de TVA exprimé en %.

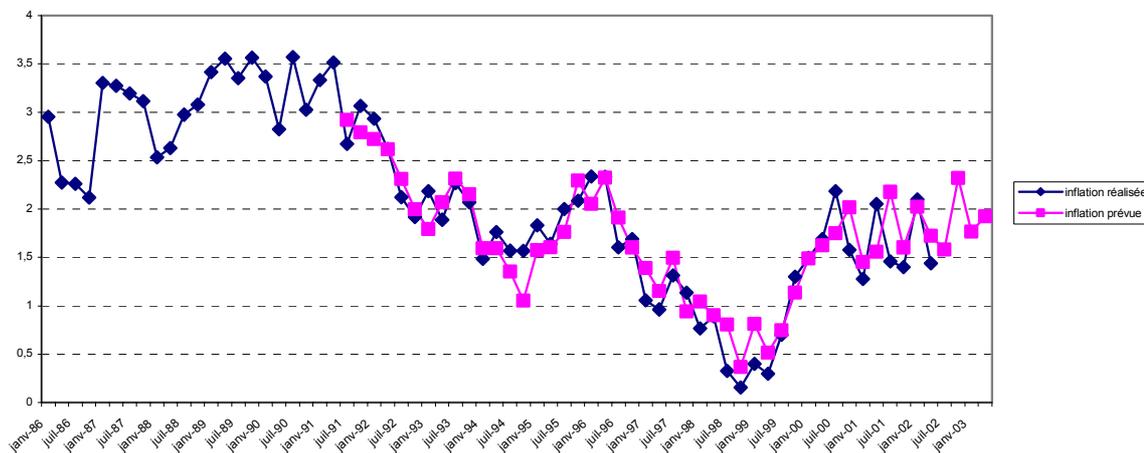
Graphique 3 : Comparaison Réalisations-Prévisions (statiques) pour l'équation à trois mois



$PRED_2$ = prévision de $\Delta_2 \pi$ par l'équation à 6 mois

(Eps = résidu du modèle sans correction de l'autocorrélation)

Graphique 5 : Comparaison Réalisations-Prévisions (statiques) pour l'équation à un an



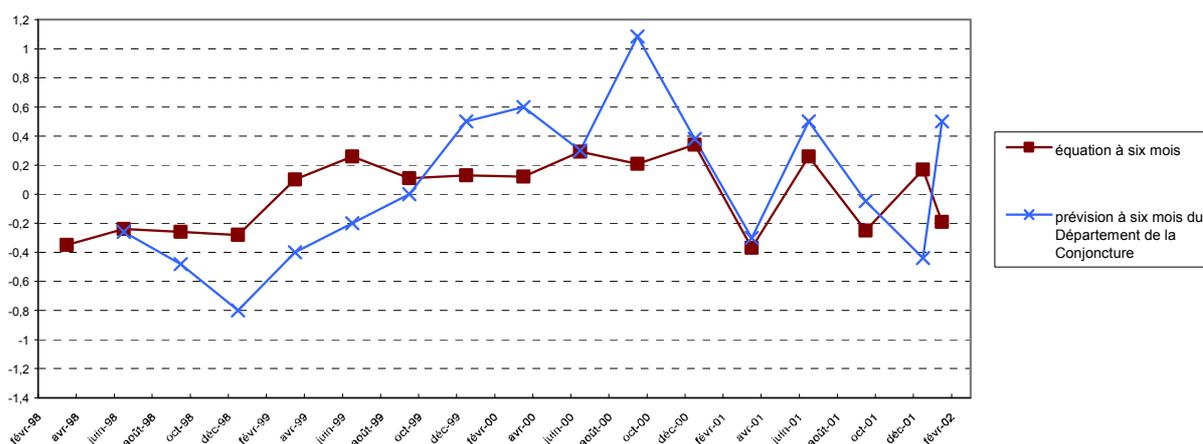
Graphiquement, les ajustements fournis par les trois équations semblent assez satisfaisants. Toutefois, pour juger vraiment de la qualité de ces équations en prévision, un exercice rétrospectif a été mené. En utilisant les données disponibles dans le passé, les équations ont été systématiquement réestimées (jusqu'à la date de la prévision) à partir des spécifications finales présentées ci-dessus. Les erreurs des prévisions fournies par ces équations sont pour les quatre dernières années d'environ 0,25 point pour les prévisions à trois et six mois et d'environ 0,5 point pour les prévisions à un an.

Tableau 6 : Performances des équations de prévision⁴

	Erreur de prévision à 3 mois	Erreur de prévision à 6 mois	Erreur de prévision à 1 an
Septembre 1997	-0,51	-0,35	-0,96
Décembre 1997	-0,68	-0,24	-1,12
Mars 1998	0,12	-0,26	-1,18
Juin 1998	-0,3	-0,28	-1,21
Septembre 1998	0,26	0,1	-0,87
Décembre 1998	0,25	0,26	-0,31
Mars 1999	0,03	0,11	-0,02
Juin 1999	-0,27	0,13	0,15
Septembre 1999	-0,03	0,12	0,63
Décembre 1999	0,1	0,29	-0,13
Mars 2000	0,18	0,21	-0,32
Juin 2000	0,16	0,34	-0,15
Septembre 2000	-0,05	-0,37	-0,46
Décembre 2000	-0,08	0,26	-0,15
Mars 2001	0,01	-0,25	-0,48
Juin 2001	-0,34	0,17	-0,27
Septembre 2001	-0,01	-0,19	
Décembre 2001	-0,06	0,3	
Ecart-type	0,26	0,26	0,52
Ecart-moyen	0,20	0,23	0,41

Il faut souligner, en particulier, que l'équation à six mois conduit à des erreurs de prévision sensiblement moindres que celles des prévisions à six mois de la Note de Conjoncture basées sur une prévision poste par poste de l'indice des prix. L'écart-type de ces erreurs est d'environ 0,5.

Graphique 6 : Erreurs de prévision



⁴ La date mentionnée dans le tableau correspond au moment où est effectuée la prévision. Dans les graphiques suivants, les erreurs de prévision ont été décalées respectivement de un, deux et quatre trimestres de telle sorte que l'erreur corresponde au trimestre sur lequel portait cette prévision.

Graphique 7 : Erreurs de prévision



Il apparaît que les erreurs de prévision faites avec l'équation à six mois sont quasi-systématiquement plus faibles (en valeur absolue) que celles des prévisions à six mois du Département de la Conjoncture.

On remarque, par ailleurs, que l'équation à un an n'aurait pas permis d'anticiper correctement la baisse de l'inflation survenue en 1998. Sur la période récente, cette équation a également tendance à surestimer constamment l'évolution de l'indice des prix mais dans des proportions néanmoins plus acceptables qu'en 1998. En revanche, l'équation à un an aurait sous-estimé le « pic » d'inflation de septembre 2000, plus correctement anticipé par les équations à trois et six mois.

A titre de comparaison, on peut aussi remarquer que les erreurs de prévisions obtenues dans leur étude par Bouscharain et Herbert (2000) avec des modèles basés sur un indicateur unique sont significativement plus élevées que celles des équations présentées ici :

Tableau 7 : Performances d'équations de prévision basées sur indicateur unique

RMSE à l'horizon	Chômage	Salaires brut	Spread	Indicateur avancé de conjoncture	TUC	IVU	Synthèse ⁵
à 3 mois	0,51%	0,40%	0,42%	0,45%	0,52%	0,51%	0,44%
à 6 mois	0,71%	0,43%	0,60%	0,60%	0,82%	0,70%	0,50%
à 12 mois	1,48%	0,64%	1,06%	0,99%	1,67%	1,48%	0,70%
à 24 mois	1,77%	0,82%	1,95%	1,86%	2,37%	1,77%	0,82%

⁵ combinaison linéaire des prévisions fournies par chacun des indicateurs correspondant à la projection « orthogonale » du glissement annuel de l'inflation sur l'espace engendré par ses différentes prévisions.

Bibliographie

ATKESON et OHANIAN (2001) : « Are Phillips Curves useful for forecasting inflation? », *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Vol. 25,1.

BIAU et SOBCZAK (2001), « Prévoir l'inflation en France », *Dossier de la note de conjoncture de l'INSEE*, juin 2001.

BOUSCHARAIN et HERBET (2000), « Méthodes comparées de prévision de l'inflation », *papier du séminaire D3E de septembre 2000*.

CECCHETI (1995), « Inflation Indicators and Inflation Policy », *NBER Working Paper*, 5161.

CECCHETI, CHU et STEINDEL (2000), « The unreliability of inflation indicators », *Current Issues in Economics and Finance* 6 (April), Federal Reserve Bank of New York.

JONDEAU, LE BIHAN et SÉDILLOT (1999), « Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels », *Notes d'Études et de Recherche de la Banque de France*, 68.

STOCK et WATSON (1999), « Forecasting inflation », *NBER Working Paper*, 7023.

ANNEXE

Tableau 8 : Test de Schmidt-Phillips sur les principaux déterminants de l'inflation

Valeur critique à 5%	SMB (glissement annuel)	Taux de chômage	LTUC	Brent (glissement annuel)	Taux de change effectif(ga)
SPp -17,5	-7,88	-2,25	-5,27	-23,47	-17,16
SPT -3,06	-1,98	-1,05	-1,62	-3,48	-2,94

Valeur critique à 5%	Prix des matières premières alimentaires (ga)	Prix des matières premières industrielles (ga)	Taux d'intérêt de court terme	Taux d'intérêt de long terme	Ecart de taux
SPp -17,5	-17,22	-15,36	-5,67	-10,74	-9,26
SPT -3,06	-2,96	-2,77	-1,63	-2,32	-2,20

Tableau 9 : Test de Phillips-Perron (sans terme déterministe) sur les principaux déterminants de l'inflation

Valeur critique PP _T	SMB (glissement annuel)	Taux de chômage	LTUC	Brent (glissement annuel)	Taux de change effectif (ga)
à 5% -1,99 à 10% -1,66	-1,54	-0,57	0,41	-3,34	-2,70

Valeur critique PP _T	Prix des matières premières alimentaires (ga)	Prix des matières premières industrielles (ga)	Taux d'intérêt de court terme	Taux d'intérêt de long terme	Ecart de taux
à 5% -1,99 à 10% -1,66	-2,94	-2,62	-1,00	-1,15	-2,05

