



Dossiers

Prix du pétrole : doit-on s'attendre à une spirale inflationniste ?

Benôit Heitz

Division Synthèse conjoncturelle

La hausse passée du prix du pétrole, qui a conduit à un doublement du prix du baril entre avril 2003 et octobre 2004, a mécaniquement poussé à la hausse les prix à la consommation, notamment via les prix des produits énergétiques. Cette montée de l'inflation risque-t-elle de conduire à un emballement des prix, comme cela semble s'être produit à l'occasion du deuxième choc pétrolier, lorsque le prix du baril avait triplé ? Ou, au contraire, le contexte économique actuel permet-il d'éviter qu'une spirale d'accélération continue des prix ne s'enclenche ?

Par le passé, les chocs à la hausse sur l'inflation n'ont pas systématiquement débouché sur un phénomène auto-alimenté d'emballement des prix. Ainsi, aux États-Unis, on a pu observer tantôt une accélération des rythmes d'inflation, tantôt des évolutions plus mesurées suite à un choc inflationniste. En France, jusqu'en 1983, un choc sur les prix provoquait toujours une spirale à la hausse de l'inflation qui s'auto-alimentait. Mais depuis, le phénomène n'a plus jamais été observé.

L'étude présentée ici, en proposant une modélisation à deux régimes de l'inflation américaine et française, cherche à détecter les cas de déclenchement de telles spirales inflationnistes dans le passé et également à évaluer leur risque d'occurrence. Il ressort de cette étude que, en dépit de la hausse passée du Brent, il est très peu probable que, en France comme aux États-Unis, la hausse du prix du pétrole provoque un dérapage des prix.

Les évolutions de l'inflation : retour vers une cible crédible ou phénomène auto-entretenu ?

Par le passé, des scénarii très différents d'évolution des prix ont été observés dans les économies occidentales à la suite de chocs entraînant des hausses brusques de l'inflation. Parfois, ces chocs se sont limités à de simples accidents de parcours, lorsque l'inflation revenait rapidement à un niveau plus modéré. Ce fut notamment le cas entre décembre 1998 et septembre 2000. Au cours de cette période, le prix du pétrole est passé de 9,9\$ à 33,0\$ par baril. L'inflation s'est alors mécaniquement redressée. Pour autant, aucun emballement des prix ne s'est produit et l'inflation en France n'a jamais dépassé 2,2% au cours des deux années qui ont suivi.

Au contraire, certains chocs ont été suivis de véritables flambées des prix. Ce fut par exemple le cas à la fin des années 1970, à la suite des deux chocs pétroliers, et surtout du deuxième en 1979 : en France l'inflation augmente de plus de 3% par trimestre en 1980 (cf. graphique 2). Les enchaînements conduisant à cette accélération auto-entretenu des prix ont transité par les salaires : plus d'inflation a entraîné une hausse plus rapide des salaires nominaux, ce qui a, à son tour, conduit à plus d'inflation.

Ainsi, selon les circonstances, les évolutions des prix, alors qu'elles étaient la conséquence d'un choc identique, ont donc pu se révéler très diverses.

Afin de comprendre les déterminants qui conduisent à déclencher un enchaînement plutôt qu'un autre, nous recourons à une modéli-

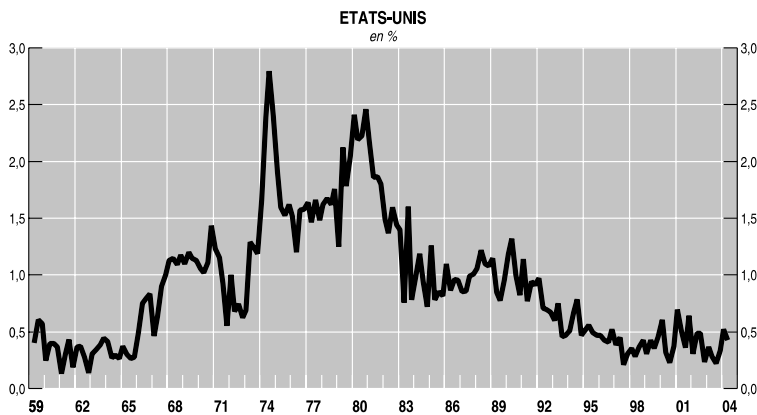
sation où l'inflation a la possibilité de suivre alternativement deux régimes : un régime de cible crédible et un régime de phénomène auto-entretenu.

Dans le premier régime, les agents économiques considèrent que, même si cela doit prendre du temps - après une flambée des prix par exemple -, l'inflation retournera vers un certain niveau. C'est le cas notamment si la banque centrale a un objectif d'inflation et qu'elle est crédible : les agents s'attendent alors à ce que l'on revienne vers cet objectif.

Dans le second régime, ils anticipent d'autant plus d'inflation qu'ils en ont observé par le passé (mécanisme d'anticipations adaptatives). Ce genre de situation est propice à un emballement de l'inflation, via la boucle prix-salaire. En effet, plus les agents voient les

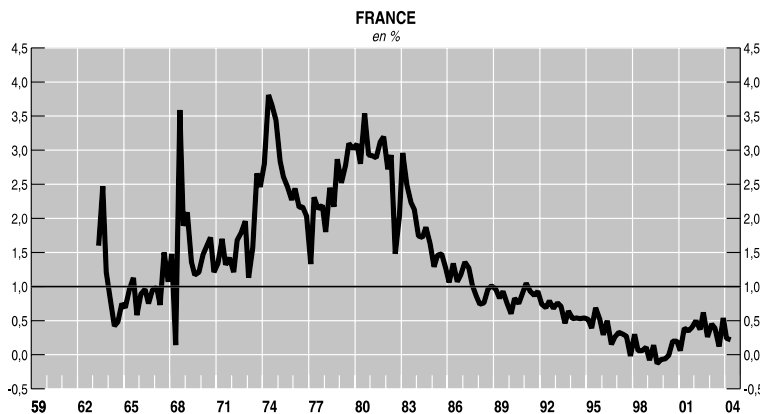
1

EVOLUTION TRIMESTRIELLE DU DEFLATEUR DE LA CONSOMMATION DES MENAGES, HORS ALIMENTATION ET ENERGIE



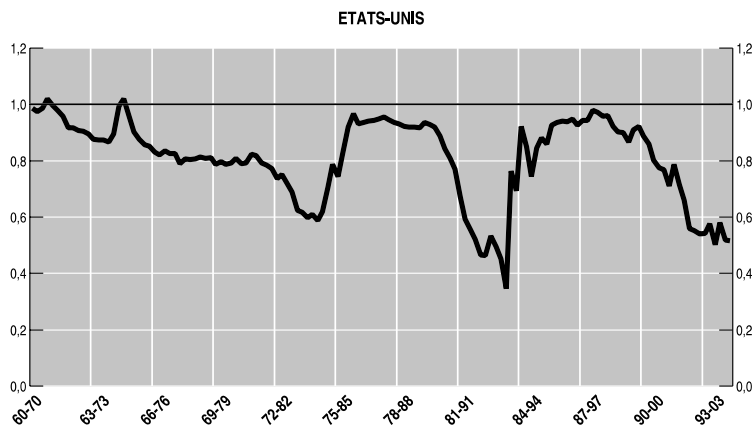
2

EVOLUTION TRIMESTRIELLE DU DEFLATEUR DE LA CONSOMMATION DES MENAGES, HORS ALIMENTATION ET ENERGIE



3

ESTIMATION DE L'INFLATION PAR SES RETARDS (AR4) : SOMME DES TERMES AUTO-REGRESSIFS EN FONCTION DE LA PERIODE D'ESTIMATION



Lecture : l'échelle temporelle indique la période d'estimation qui s'étend sur dix ans.

prix monter, plus ils révisent à la hausse leurs anticipations d'inflation. Les salariés exigent donc de plus fortes hausses de salaires pour défendre leur pouvoir d'achat. Face à cette hausse du coût du travail, les employeurs augmentent alors leurs prix pour préserver leurs marges, ce qui génère un surcroît d'inflation. Cela conduit donc à une nouvelle hausse des anticipations d'inflation et le mécanisme décrit précédemment s'enclenche à nouveau, d'où une spirale à la hausse dans laquelle est entraînée l'inflation. L'inflation contemporaine s'ajuste alors à l'inflation passée avec une indexation unitaire alors que, dans le cas précédent, cet ajustement n'est que partiel.

Il convient de relever que cette modélisation fait le choix de ne faire intervenir le chômage que dans la formation des salaires, sous la forme d'un effet Phillips, et de ne pas prendre en considération un éventuel effet sur la formation des anticipations d'inflation. L'interprétation qui en découle, notamment dans le cas de la France, pourrait sans doute être légèrement modifiée par une prise en compte plus importante du rôle du chômage dans la formation des anticipations des agents.

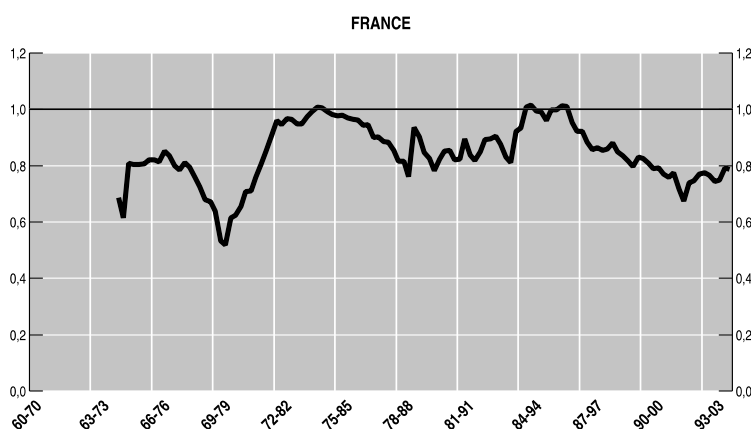
Dans le cadre de cette modélisation à deux régimes de l'inflation, nous étudions la possibilité que la transition d'un régime à un autre puisse être favorisée par les fluctuations du cours du pétrole. Nous appliquons ce modèle aux cas américains et français. La modélisation utilisée ainsi que la méthode d'estimation employée sont présentées dans l'encadré.

En réalité, l'idée que nous explorons ici est que l'inflation d'un pays ne suit pas définitivement l'un ou l'autre régime mais qu'elle peut suivre alternativement l'un et l'autre.

Une première méthode descriptive consiste à regarder si on peut expliquer l'inflation par ses évolutions passées. Plus précisément, cette analyse préliminaire se base

4

ESTIMATION DE L'INFLATION PAR SES RETARDS (AR4) : SOMME DES TERMES AUTO-REGRESSIFS EN FONCTION DE LA PERIODE D'ESTIMATION



Lecture : l'échelle temporelle indique la période d'estimation qui s'étend sur dix ans.

sur une modélisation qui permet d'expliquer les évolutions des prix par leurs évolutions au cours des quatre trimestres précédents (modélisation autorégressive d'ordre 4). Ces modèles sont estimés sur une période de 10 ans glissante, pour les États-Unis comme pour la France. Les graphiques 3 et 4 présentent l'évolution des coefficients issus de ces deux modélisations selon les périodes d'estimation : plus

la valeur est proche de 1, plus l'hypothèse d'un phénomène auto-entretenu est plausible.

Il en ressort par exemple que, à la fin des années 1970 et au début des années 1980, l'inflation française dépend fortement de ses valeurs passées (cf. graphique 4) : cela correspondrait à une phase où l'inflation s'auto-alimentait. Plus généralement, on constate que les

coefficients obtenus varient fortement en fonction de la période que l'on considère. Il semble donc bien que les lois régissant l'évolution de l'inflation ne sont pas les mêmes selon les périodes, ce qui vient confirmer le fondement même du modèle que nous allons maintenant exploiter.

Afin d'affiner notre analyse, nous avons cherché à détecter les périodes au cours desquelles l'inflation était dans un régime de cible crédible (état 0 par la suite) et les périodes au cours desquelles elle s'inscrivait dans un régime d'inflation auto-entretenu (état 1 par la suite).

Les États-Unis ont en général une cible d'inflation crédible en dehors de certains épisodes particuliers.

Afin d'affiner notre analyse et d'isoler les tendances suivies par l'inflation, nous avons appliqué le modèle à deux régimes présenté en encadré 1 à l'indice de prix de la consommation des ménages américains hors alimentation et énergie (les postes les plus volatiles) issu des comptes trimestriels.

Tableau 1 : Modélisation retenue du déflateur de la consommation des ménages américains, hors alimentation et énergie

	Coeff.	variable	Estimation	T-stat
Etat 0	α_1^0	Inflation en t-1	0,694	12,04
	α_4^0	Inflation en t-4	0,215	4,00
	β^0	Chômage	-0,062	-2,39
	μ_0	Constante	0,062	2,48
	σ_0	Écart-type du résidu	0,144	13,57
	γ_0	Constante fonction de transition	3,313	4,48
Etat 1	α_1^2	Inflation en t-1	0,500	3,39
	β^1	Chômage	-0,185	-2,25
	σ_1	Écart-type du résidu	0,325	7,81
	γ_1	Constante fonction de transition	2,007	2,57

Période d'estimation : 1959-2004

Le test du ratio de vraisemblance, tel que présenté par Garcia (1995), réalisé sur la modélisation autorégressive d'ordre 4, rejette l'hypothèse nulle d'absence de changement de régime, même au seuil de 1%. Tous les paramètres introduits ont le signe attendu et sont significatifs au seuil de 5%, γ_1 non significativement différent de 0 signifiant que ρ^{11} n'est pas significativement différent de 0,5. De plus, ils sont robustes à une modification de la période d'estimation : ils sont modifiés de moins d'un écart-type si l'on réalise l'estimation sur les périodes 1964-2004, 1959-1998, 1959-1990 et de moins de deux écart-types pour la période 1974-2004. Le changement de la période d'estimation ne modifie pas le diagnostic sur le régime (cf. graphique 5).

Le tableau 1 présente les résultats des estimations du modèle, résultats obtenus sur la période 1959-2004. Les coefficients des déterminants de l'inflation (en l'occurrence inflation retardée et taux de chômage) sont estimés dans l'état zéro et dans l'état un. On constate que, même lorsqu'il existe une cible d'inflation crédible (état 0), la somme des termes auto-régressifs α_1^0 et α_4^0 étant proche de 1, il y a une très forte persistance de l'inflation : il faut près de deux ans en moyenne pour réduire de moitié l'écart de l'inflation à sa cible. Cette dernière est, en outre, estimée à un niveau de 2,75% par an⁽¹⁾.

(1) L'intervalle de confiance à 95% est 1,15%-4,13%. Celui-ci est obtenu par simulation numérique, à partir de la matrice de variance-covariance estimée des paramètres, avec 10^7 tirages.

Prix du pétrole : doit-on s'attendre à une spirale inflationniste ?

Tableau 2 : Modélisation du déflateur de la consommation des ménages américains, hors alimentation et énergie

		Avec influence du pétrole (en variations trimestrielles) sur la probabilité de transition (δ_0 et δ_1)		Avec influence du pétrole (en glissement annuel) sur la probabilité de transition (δ_0 et δ_1)		Avec influence du déficit public sur la probabilité de transition (δ_0 et δ_1)	
		Estimation	T-stat	Estimation	T-stat	Estimation	T-stat
Etat 0	α_1^0	0,702	12,16	0,700	10,14	0,692	10,72
	α_4^0	0,204	3,79	0,204	3,35	0,210	3,60
	β^0	-0,055	-1,82	-0,052	-1,99	-0,047	-1,75
	μ_0	0,068	2,44	0,068	2,49	0,070	2,62
	σ_0	0,146	12,16	0,144	13,21	0,144	13,55
	γ_0	3,789	2,82	3,213	4,22	4,335	3,06
	δ_0	-9,138	-0,95	-1,583	-0,54	-39,532	-1,06
Etat 1	α_1^2	0,496	3,33	0,518	3,65	0,529	3,65
	β^1	-0,190	-1,95	-0,223	-2,91	-0,214	-2,96
	σ_1	0,322	7,80	0,317	8,14	0,315	7,80
	γ_1	1,928	2,47	2,005	2,04	3,567	2,07
	δ_1	2,684	0,42	9,575	1,35	-50,915	-1,20

L'effet Phillips représenté par β^0 et β^1 , i.e. le fait qu'un chômage plus important tendra à réduire l'inflation en limitant les revendications salariales, est significatif dans les deux régimes mais plus marqué quand l'inflation s'emballe. Enfin, la persistance dans l'un ou l'autre régime apparaît forte⁽²⁾.

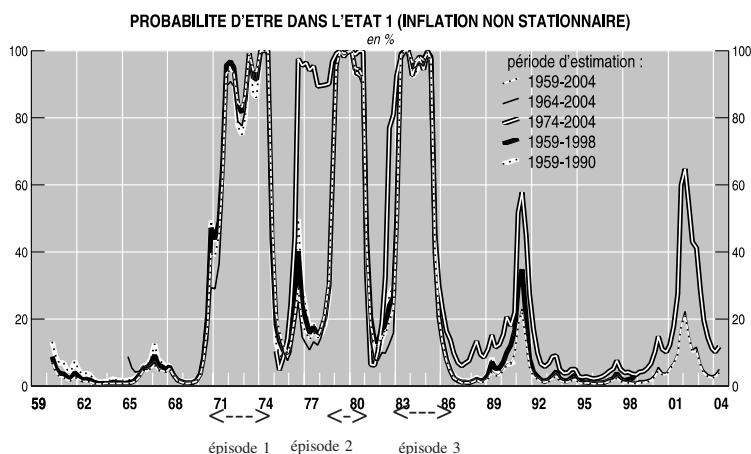
L'influence de l'évolution des prix du pétrole, qu'elle soit considérée en variation trimestrielle ou en glissement annuel n'étant pas significative (cf. tableau 2), ces variables ont été exclues de la modélisation. L'influence du déficit public américain ramené au PIB n'est pas non plus significative.

Entre 1960 et 2004, la probabilité d'être dans l'état 0 (interprété comme celui où il existe une cible d'inflation crédible) est supérieure à 50% dans plus de 80% du temps (cf. graphique 5). Plusieurs épisodes de basculement de l'inflation américaine dans l'état 1 (inflation non-stationnaire) se distinguent :

Épisode 1 : en 1971. Cela peut sembler, de prime abord, quelque peu surprenant. En effet, on se serait attendu à ce que cela se produise plutôt après le premier choc pétrolier, qui ne commence que le 17 octobre 1973. Toutefois, d'autres événements semblent avoir provoqué ce changement de régime. En effet, dès le 18 mars 1968, le dollar n'est plus gagé sur des réserves d'or, même s'il reste convertible en or. Il apparaît donc un double marché de l'or : l'or mo-

5

MODELISATION RETENUE DU DEFLATEUR DE LA CONSOMMATION DES MENAGES AMERICAINS, HORS ALIMENTATION ET ENERGIE, SANS INFLUENCE DU PETROLE SUR LES PROBABILITES DE TRANSITION



(2) La probabilité de rester dans l'état 0, mesurée par $\frac{e^{\gamma_0}}{1+e^{\gamma_0}}$, est de 96% et la probabilité $\frac{e^{\gamma_1}}{1+e^{\gamma_1}}$ qu'une spirale inflationniste se poursuive une fois qu'elle a été amorcée est de 88%.

6



Tableau 3 : Modélisation retenue du déflateur de la consommation des ménages français, hors alimentation et énergie

	Coeff.	variable	Estimation	T-stat
Etat 0	α_1^0	Inflation en t-1	0,300	2,88
	α_2^0	Inflation en t-2	0,260	2,73
	α_3^0	Inflation en t-3	0,313	3,45
	β^0	Chômage	-0,080	-2,52
	μ_0	Constante	0,042	1,59
	σ_0	Écart-type du résidu	0,142	12,78
	γ_0	Constante fonction de transition	8,360	1,46
Etat 1	α_2^1	Inflation en t-2	0,279	2,18
	β^1	Chômage	-0,296	-1,38
	σ_1	Écart-type du résidu	0,450	10,80
	γ_1	Constante fonction de transition	4,058	3,96

Période d'estimation : 1968-2004

Le test du ratio de vraisemblance, tel que présenté par Garcia (1995), réalisé sur la modélisation auto-régressive d'ordre 4, rejette l'hypothèse nulle d'absence de changement de régime, même au seuil de 1%. Les paramètres sont significatifs et du signe attendu, même s'il y a une légère faiblesse au niveau de l'effet de Phillips dans l'état 1. En outre, ils présentent une bonne robustesse à la modification de la période d'estimation.

Ainsi, ils sont modifiés de moins d'un écart-type si l'on réalise l'estimation sur les périodes 1973-2004 ou 1978-2004, de même sur la période 1968-1998 à l'exception des coefficients relatifs à l'état 0 qui varient de moins de deux écart-types. Sur la période 1968-1990, les coefficients relatifs à l'état 1 diffèrent de moins d'un écart-type mais ceux relatifs à l'état 0, dans lequel l'inflation passe peu de temps, sont très substantiellement modifiés.

De plus, cette modélisation délivre un diagnostic stable, lorsque l'on modifie la période d'estimation, quant à l'état dans lequel on se trouve (cf. graphique 7).

nétaire s'échange à un cours fixe et, en parallèle, se développe un marché libre de l'or où les cotations s'éloignent du cours officiel. Dès la fin 1970, la confiance dans le dollar s'érode rapidement et les agents se mettent à convertir leurs dollars en or, d'où une appréciation de près de 14% de l'or par rapport à son cours officiel jusqu'au deuxième tri-

mestre de 1971. On observe parallèlement une hausse de la probabilité d'être dans l'état 1, qui atteint alors 45%. Le 15 août 1971 est annoncée la fin de la convertibilité en or et cette probabilité franchit le cap des 50% pour s'installer ensuite à un niveau élevé, notamment pendant le premier choc pétrolier.

Épisode 2 : début 1979, soit à l'occasion du second choc pétrolier.

Épisode 3 : début 1983. A cette époque, on observe simultanément une baisse des taux d'intérêt, qui passent de plus de 14,5% début 1982 à moins de 9% début 1983, et une nette dégradation des finances publiques, le déficit budgétaire passant de 2,2 points de PIB en 1981 à 5,6 points de PIB en 1983. Cette variable de finances publiques n'a toutefois pas d'effet significatif sur les probabilités de transition, ce qui n'est pas surprenant si elle n'est à l'origine, et encore combinée à d'autres événements, que d'un seul épisode de spirale inflationniste.

On constate en outre que la probabilité d'être dans une spirale inflationniste reste faible jusqu'au deuxième trimestre de 2004. Ce résultat est en ligne avec l'enquête auprès des ménages américains de l'université du Michigan : les anticipations d'inflation des ménages restent mesurées (cf. graphique 6) et, à l'été 2004, elles sont revenues au niveau de la cible d'inflation obtenue précédemment (2,75%).

En France, la politique de désinflation menée à partir des années 80 a rendu crédible l'objectif de faible inflation.

Afin d'isoler les tendances suivies par l'inflation en France, nous avons utilisé, comme pour les États-Unis, les données d'indice de prix de la consommation des ménages français hors alimentation et énergie (les postes les plus volatiles) issus des comptes trimestriels.

Le tableau 3 présente les résultats obtenus sur la période 1968-2004. Les coefficients des variations du prix du prix du pétrole ne sont pas significatifs (cf. tableau 4). On observe également une forte persistance de l'inflation même lorsque l'on est dans l'état stationnaire, la somme des termes auto-régressifs α_1^0 , α_2^0 et α_3^0 étant proche de 1. Ainsi, il faut plus d'un an en moyenne pour réduire de moitié l'écart de l'inflation à sa cible qui

Prix du pétrole : doit-on s'attendre à une spirale inflationniste ?

Tableau 4 : Modélisation du déflateur de la consommation des ménages français, hors alimentation et énergie

		Avec influence du pétrole (en variations trimestrielles) sur la probabilité de transition (δ_0 et δ_1)		Avec influence du pétrole (en glissement annuel) sur la probabilité de transition (δ_0 et δ_1)	
		Estimation	T-stat	Estimation	T-stat
Etat 0	α_1^0	0,300	2,85	0,303	2,90
	α_2^0	0,260	2,73	0,258	2,74
	α_3^0	0,313	3,42	0,309	3,54
	β^0	-0,080	-2,52	-0,079	-2,51
	μ_0	0,042	1,58	0,044	1,69
	σ_0	0,142	12,76	0,142	12,84
	γ_0	8,344	1,61	8,258	1,42
	δ_0	0,743	0,04	-0,302	-0,03
Etat 1	α_1^1	0,279	2,18	0,282	2,20
	β^1	-0,295	-1,38	-0,302	-1,40
	σ_1	0,450	10,80	0,451	10,75
	γ_1	4,010	3,92	4,262	3,02
	δ_1	2,451	0,24	10,344	1,22

est estimée à 1,35% par an. Cette dernière estimation est toutefois très imprécise : au niveau de confiance de 95%, cette valeur se situe entre -0,52% et 2,34%⁽³⁾.

Il ressort également un effet du chômage sur l'inflation, même s'il est fragile dans le cas de la spirale

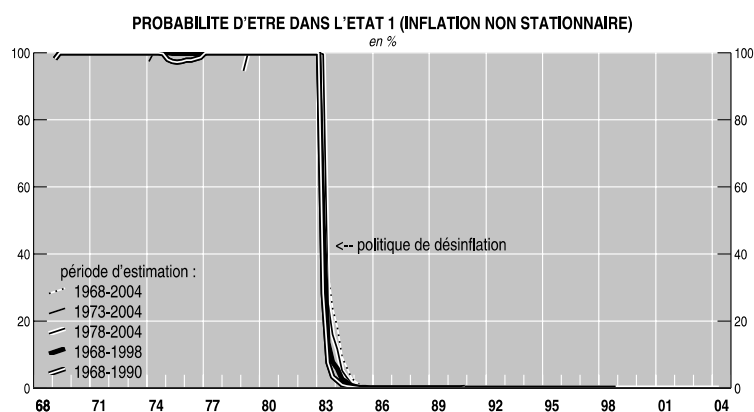
inflationniste : β^0 est significatif et négatif comme attendu, le chômage limitant les revendications salariales des employés, et β^1 est également négatif mais il n'est significatif qu'au seuil de 17%. La persistance dans l'un ou l'autre état est très forte, avec des probabilités

de rester dans le même état, qui valent $\frac{e^{\gamma_0}}{1+e^{\gamma_0}}$ et $\frac{e^{\gamma_1}}{1+e^{\gamma_1}}$, supérieures à 98%.

Ici également, si l'on tente de réintroduire les variations du prix du pétrole comme déterminant de la probabilité de transition, ces paramètres ne sont pas significatifs.

Les résultats diffèrent grandement de ceux obtenus pour les États-Unis : on n'observe pas une alternance des deux états mais d'abord la prédominance de l'état 1 (interprété comme la situation où il n'y a pas de cible d'inflation crédible) puis, à partir de 1983, l'économie reste toujours dans l'état 0 (existence d'une cible d'inflation crédible). Ce changement d'état correspond, avec un léger retard, à

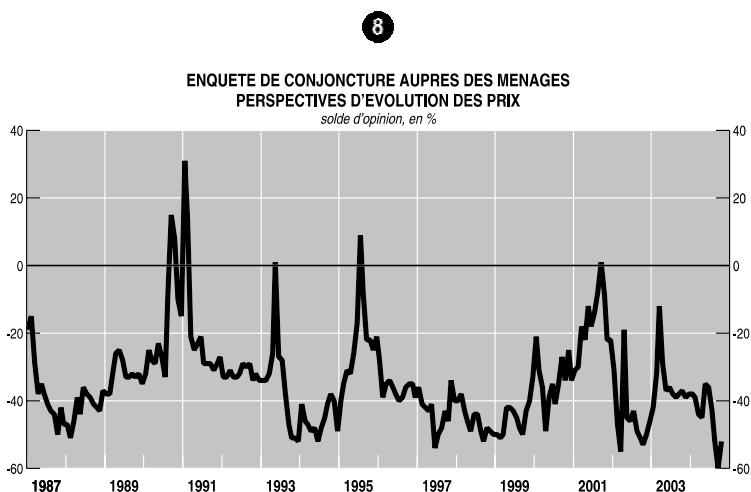
7
MODELISATION RETENUE DU DEFLATEUR DE LA CONSOMMATION DES MENAGES FRANÇAIS, HORS ALIMENTATION ET ENERGIE, SANS INFLUENCE DU PETROLE SUR LES PROBABILITES DE TRANSITION



(3) Cette estimation a été obtenue par simulation numérique, à partir de la matrice de variance-covariance estimée des paramètres, avec 10^7 tirages.

la fin de l'indexation des salaires sur les prix à la mi-1982 et à la politique de désinflation compétitive.

Par ailleurs, on observe que la probabilité d'être dans une spirale inflationniste est, jusqu'au deuxième trimestre de 2004, extrêmement faible. Cela rejoint le diagnostic que l'on peut faire à partir de l'enquête de conjoncture auprès des ménages. En effet, les perspectives d'évolution des prix sont à un faible niveau et présentent même une tendance à la baisse depuis avril 2003 (cf. graphique 8). ■



ENCADRÉ : LA MODÉLISATION À DEUX RÉGIMES DE L'INFLATION

On veut tester la possibilité que l'inflation puisse suivre, selon la période considérée, deux régimes distincts, l'un où il existe une cible d'inflation crédible sur laquelle peuvent se coordonner les anticipations et l'autre où une telle cible n'existe pas et où les anticipations sont adaptatives. Cela signifie que, dans le premier cas, la somme des termes auto-régressifs est strictement inférieure à un et qu'elle est égale à un dans le second.

Dans le premier cas, appelé état 0, on obtient la dynamique suivante :

$$\pi_t = \alpha_1^0 \pi_{t-1} + \alpha_2^0 \pi_{t-2} + \alpha_3^0 \pi_{t-3} + \alpha_4^0 \pi_{t-4} + (1 - \alpha_1^0 - \alpha_2^0 - \alpha_3^0 - \alpha_4^0) \bar{\pi} + \beta^0 (u_t - \bar{u}_t) + \varepsilon_t \quad \text{avec } \sum_i \alpha_i^0 < 1$$

où π_t est l'inflation (ici, plus précisément le déflateur de la consommation des ménages hors alimentation et énergie) ; $\bar{\pi}$ la cible crédible d'inflation ; u_t le chômage ; \bar{u}_t le chômage d'équilibre qui n'est pas nécessairement constant sur la période considérée ; ε_t un bruit blanc. Le chômage d'équilibre étant inconnu et potentiellement variable au cours du temps, on a opté pour la solution d'introduire dans l'équation uniquement la partie cyclique \tilde{u}_t du chômage, isolée à l'aide d'un filtre Hodrick-Prescott. La relation estimée devient donc :

$$\pi_t = \alpha_1^0 \pi_{t-1} + \alpha_2^0 \pi_{t-2} + \alpha_3^0 \pi_{t-3} + \alpha_4^0 \pi_{t-4} + \beta^0 \tilde{u}_t + \mu^0 + \varepsilon_t$$

Dans le second cas, situation appelée état 1, lorsque la cible d'inflation n'est plus crédible, cette relation devient alors :

$$\pi_t = (1 - \alpha_2^1 - \alpha_3^1 - \alpha_4^1) \pi_{t-1} + \alpha_2^1 \pi_{t-2} + \alpha_3^1 \pi_{t-3} + \alpha_4^1 \pi_{t-4} + \beta^1 \tilde{u}_t + \varepsilon_t$$

Si l'on appelle S_t la variable indiquant l'état, 0 ou 1, où l'on se trouve, on fait l'hypothèse que S_t suit un processus de Markov. Cela se traduit par le fait que, si on est dans l'état 0, on a alors la probabilité p_t^{00} d'y rester au trimestre suivant et la probabilité p_t^{01} de passer dans l'état 1. Symétriquement, si on est dans l'état 1, on a alors la probabilité p_t^{11} d'y rester au trimestre suivant et la probabilité p_t^{10} de passer dans l'état 0.

On fait l'hypothèse que les probabilités de transition de ce processus sont fonction des variations du prix du pétrole. Suivant Diebold et al. (1994), on postule la forme suivante pour la matrice de transition du processus suivi par S_t :

	Etat 0 en t	Etat 1 en t
Etat 0 en t-1	$p_t^{00} = \frac{e^{\gamma_0 + \delta_0 \Delta \text{brent}_{t-1}}}{1 + e^{\gamma_0 + \delta_0 \Delta \text{brent}_{t-1}}}$	$p_t^{01} = 1 - p_t^{00}$
Etat 1 en t-1	$p_t^{10} = 1 - p_t^{11}$	$p_t^{11} = \frac{e^{\gamma_1 + \delta_1 \Delta \text{brent}_{t-1}}}{1 + e^{\gamma_1 + \delta_1 \Delta \text{brent}_{t-1}}}$

Travaillant sur données trimestrielles, on utilise comme point de départ une forme auto-régressive d'ordre 4 avant de supprimer successivement les coefficients non significatifs. La modélisation obtenue pouvant dépendre de l'ordre de suppression des paramètres non significatifs, on a systématiquement tenté de ré-introduire la variable pétrole dans la modélisation finale. De plus, on autorise le changement de tous les paramètres en fonction de l'état dans lequel on se trouve. Les paramètres sont estimés par maximisation de la vraisemblance du modèle. Pour ce faire, on recourt à un algorithme EM⁽¹⁾.

A partir des coefficients estimés, on peut alors calculer la cible implicite d'inflation dans l'état 0 : celle-ci vaut

$$\frac{\mu_0}{1 - (\alpha_1^0 + \alpha_2^0 + \alpha_3^0 + \alpha_4^0)}$$

(1) Cf. Diebold et al (1994) et Hamilton (1993) pour la calcul de la vraisemblance et la description de l'algorithme de maximisation.

Bibliographie

Diebold F., J.-H. Lee et G. Weinbach (1994), « Regime switching with time-varying transition probabilities », dans *Non-stationary time series analysis and cointegration*, ed. C. Hargreaves.

Diebold F. et G. Rudebusch (1996), « Measuring business cycles : a modern perspective », *The Review of Economics and Statistics*.

Garcia R. (1995), « Asymptotic null distribution of the likelihood ratio test in Markov switching models », CIRANO working papers.

Hamilton J. (1989), « A new approach to the economic analysis of non-stationary time series and the business cycle », *Econometrica*.

Hamilton J. (1990), « Analysis of time series subject to changes in regime », *Journal of econometrics*.

Hamilton J. (1993), « Estimation, inference and forecasting of time series subject to changes in regime », dans *Handbook of statistics*, vol 11, ed G. MADDALA, C. RAO & H. VINOD.

Kim C.-J. (1994), « Dynamic linear models with Markov-switching », *Journal of Econometrics*.

Kim C.-J., J. Piger et R. Startz (2003), « Estimation of Markov regime switching regression models with endogenous switching », Working Paper, Federal Reserve Bank of St Louis.

Lam P.-S. (2004), « A Markov-switching model of GNP growth with duration dependence », *International Economic Review*, vol 45.