

EUGÈNE KOUASSI

MICHEL TERRAZA

Analyse d'intervention de la série de l'indice mensuel des prix à la consommation en France

Journal de la société statistique de Paris, tome 133, n° 1-2 (1992),
p. 72-83

http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1992__133_1-2_72_0

© Société de statistique de Paris, 1992, tous droits réservés.

L'accès aux archives de la revue « Journal de la société statistique de Paris » (<http://publications-sfds.math.cnrs.fr/index.php/J-SFdS>) implique l'accord avec les conditions générales d'utilisation (<http://www.numdam.org/conditions>). Toute utilisation commerciale ou impression systématique est constitutive d'une infraction pénale. Toute copie ou impression de ce fichier doit contenir la présente mention de copyright.

NUMDAM

Article numérisé dans le cadre du programme
Numérisation de documents anciens mathématiques

<http://www.numdam.org/>

ANALYSE D'INTERVENTION DE LA SÉRIE DE L'INDICE MENSUEL DES PRIX À LA CONSOMMATION EN FRANCE

par Eugène KOUASSI¹ et Michel TERRAZA²

Résumé

L'effet des mesures anti-inflationnistes sur la série temporelle de l'indice mensuel des prix à la consommation est étudié en utilisant (i) l'analyse d'intervention classique de Box et Tiao (1975) et (ii) CUSUM Charts pour l'évaluation de l'efficacité de l'intervention de la puissance publique au moyen des erreurs de prévision.

La politique anti-inflationniste suivie par le Gouvernement français en 1986 a eu certainement un impact dans le mouvement de désinflation constaté en France.

Mots-Clés

Politique anti-inflationniste – Série temporelle de l'indice mensuel des prix à la consommation – Intervention – Erreurs de prévision – CUSUM Charts.

Abstract

Effect of anti-inflationary measures on monthly consumer price index time series is studied using (i) the usual intervention analysis of Box and Tiao (1975) and (ii) CUSUM Charts for the evaluation of the efficiency of government policy by analysing one-step-ahead forecast errors.

It is shown that anti-inflationary policy followed by the French government in 1986 has certainly had some impact in bringing down the consumer price index in France.

Key-Words

Anti-inflationary policy – Consumer price index time series – Intervention – One-step-ahead forecast errors – CUSUM Charts.

1. Maître assistant à l'Université de Saint-Louis (Sénégal).

2. Maître de conférences à l'Université de Montpellier I (France).

1. Introduction

Plusieurs objectifs sont traditionnellement assignés à la politique économique : améliorer la croissance du niveau de vie et du PNB, assurer le plein-emploi des ressources (facteur travail, facteur capital, etc.), maintenir la stabilité des prix, favoriser l'équilibre des échanges et des paiements extérieurs, etc.

Néanmoins, l'impact, l'efficacité, ainsi que les délais de réaction des mesures de politique économique prises en vue d'atteindre ces objectifs restent difficilement appréciables dans de très nombreuses configurations.

L'analyse d'intervention appliquée à la série de l'indice mensuel des prix à la consommation en France vise :

- (i) à mieux comprendre et expliciter la nature des mesures anti-inflationnistes adoptées en 1986 ;
- (ii) à étudier leur impact et leur efficacité ;
- (iii) à réduire ainsi l'incertitude qui découlerait de mesures économiques inadaptées ou incohérentes.

Le point de départ de notre analyse s'articule essentiellement autour de la démarche de Box et Tiao (1975) et de celle de B. Abraham (1980, 1983, 1987). Après une brève présentation des données (section 2), l'analyse d'intervention sera abordée au niveau de la section 3.

L'efficacité des mesures anti-inflationnistes est par la suite testée grâce à la méthode des sommes cumulées (CUSUM Charts) (section 4).

2. Présentation des données

Jusqu'à une époque récente, les principaux indicateurs économiques de la France étaient décevants par rapport à ceux des autres pays de la CEE.

En 1986, la politique économique et financière menée se caractérise par le renforcement de la compétitivité et le dynamisme de l'économie.

Parmi les mesures de libéralisation annoncées, on note :

- (i) I_1 : La libéralisation des prix des produits industriels et ceux du secteur commercial. (Ordonnance du 1^{er} décembre 1986 sur la libéralisation des prix et le droit à la concurrence.)
- (ii) I_2 : La libéralisation du contrôle des changes effectuée en trois étapes : 15 avril, 15 mai, 4 juillet 1986).
- (iii) I_3 : La suppression de l'autorisation administrative de licenciement (loi du 30 décembre 1986).

Ces mesures visent à «limiter le glissement des prix à la consommation...» comme l'indique le communiqué gouvernemental.

ANALYSE D'INTERVENTION DE LA SÉRIE DE L'INDICE MENSUEL

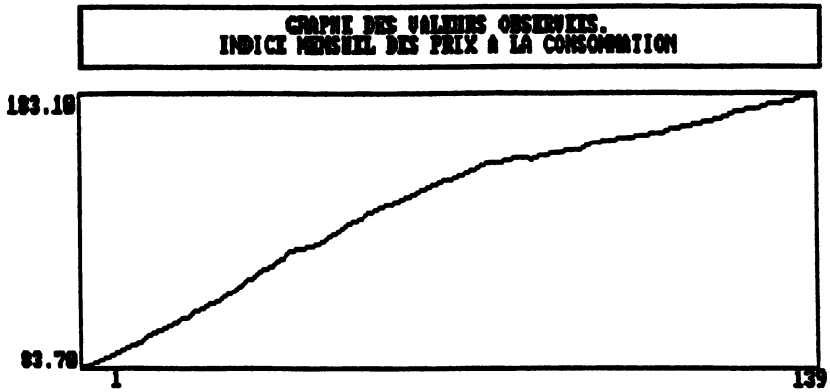


Figure 1 : Série de l'indice mensuel des prix à la consommation en France (1979-1989)

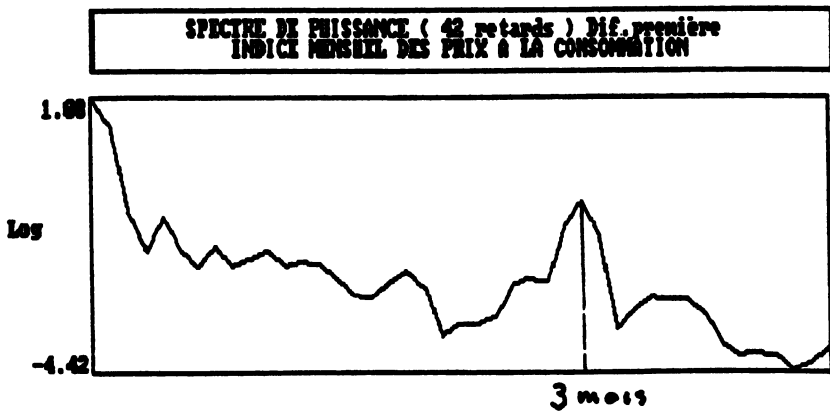
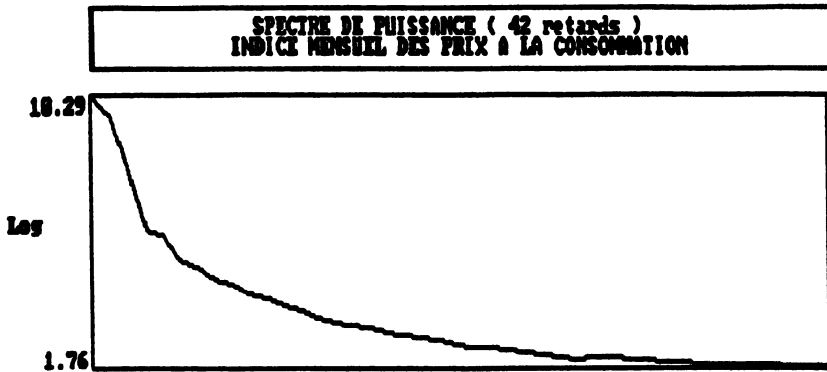


Figure 2 : Spectres de l'indice mensuel des prix à la consommation en France (sur données brutes et sur données en différences premières)

En l'absence d'un examen approfondi, l'impact de ces mesures est difficilement appréciable à partir de la seule observation du graphique de la série brute des prix.

Commentaires :

L'examen des graphiques de la série de l'indice mensuel des prix à la consommation révèle l'existence d'une tendance en moyenne, c'est-à-dire d'un mouvement à long terme, et la présence d'un cycle court de trois mois.

La prévision à court terme des valeurs futures de l'indice mensuel des prix à la consommation se heurte cependant à un problème de rupture de tendance (ou de moyenne) en 1986, ce qui est le fait de l'intervention adoptée par les pouvoirs publics.

3. Analyse d'intervention

Avant d'aborder véritablement l'analyse d'intervention, il est indispensable de modéliser la série de l'indice mensuel des prix à la consommation grâce à la méthode de Box et Jenkins (1970).

3.1. Modèles stochastiques de pré-intervention

Les mesures anti-inflationnistes étant intervenues en 1986, nous avons scindé en deux la série de l'indice mensuel des prix à la consommation :

(i) N_1 s'échelonne sur la période allant de janvier 1979 à mars 1986 (période antérieure à l'intervention).

(ii) N_2 s'étend sur la période d'avril 1986 à décembre 1989 (période postérieure à l'intervention).

Par la suite, en suivant la même démarche que Box et Tiao (1975), nous avons construit un modèle à partir de la série Y_{1t} (janvier 1979 à mars 1986).

L'identification du modèle s'est faite grâce aux fonctions d'autocorrélation, d'autocorrélation partielle et d'autocorrélation inverse de la série y_{1t} .

La série y_{1t} a été rendue stationnaire au moyen du filtre des différences d'ordre 1 :

$$y_{1t} - y_{1t-1} = (1 - B)y_{1t},$$

où B est l'opérateur retard tel que : $By_{1t} = y_{1t-1}$.

Le modèle identifié puis estimé est un ARIMA (3, 1, 1) :

$$(1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \Phi_3 B^3) (1 - B)y_{1t} = (1 - \Theta B)\epsilon_{1t} \tag{1}$$

$$\text{où } |\Theta| < 1, \quad \Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3 < 1, \quad \Phi_2 - \Phi_3 - \Phi_1 < 1$$

$$\Phi_3^2 - \Phi_2 - \Phi_1 \Phi_3 < 1 \tag{2}$$

et $\{\epsilon_{1t}, t = 1, 2, \dots\}$ est une suite de v.a. de variance $\sigma^2 \epsilon_{1t}$.

ANALYSE D'INTERVENTION DE LA SÉRIE DE L'INDICE MENSUEL

L'estimation du modèle par les moindres carrés conditionnels donne :

$$\hat{\Phi}_1 = 0.546(0.1105), \quad \hat{\Phi}_2 = 0.023(0.123), \quad \hat{\Phi}_3 = 0.395(0.104)$$

$$\Theta = -0.172(0.109), \quad \sigma^2 \varepsilon_{1t} = 0.096(0.309) \quad (3)$$

Les valeurs entre parenthèses représentent les écarts-types.

Les tests de validation portant sur l'analyse des résidus (MSE, RMSE, MAPE...) sont satisfaisants.

Les tests de Ljung-Box et ceux d'homogénéité indiquent d'une part l'absence d'autocorrélation et d'autre part l'homogénéité des résidus.

Les critères d'information (AIC, BIC, SBIC) indiquent que le modèle sélectionné est adéquat.

En postulant la validité du modèle retenu, y compris pour la période N_2 (avril 1986 à décembre 1989), essayons d'apprécier les changements résultant de l'intervention de la puissance publique.

3.2. Modèles d'intervention

L'objectif visé par les pouvoirs publics en adoptant des mesures de lutte contre l'inflation est bien sûr d'arriver à limiter le glissement des prix à la consommation.

Dans ces conditions, nous supposons comme Box et Tiao (1975) que N_t , la composante aléatoire (le bruit) du modèle d'intervention, s'écrit :

$$N_t = [W(B) / \delta(B)] I_t(T) \quad (4)$$

où le polynôme $\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$ possède des racines à l'extérieur du cercle unité, et

$$W(B) = W_0 - W_1 B - \dots - W_s B^s.$$

$I_t(T)$ est une variable représentant l'intervention. Elle est définie comme étant :

(i) soit une variable de «saut» :

$$I_t(T) = S_t(T) = \begin{cases} 0, & \text{si } t < T_i \\ 1, & \text{si } t \geq T_i \end{cases} \quad (5)$$

(ii) soit une variable «impulsion» :

$$I_t(T) = P_t(T) = \begin{cases} 0, & \text{si } t \neq T_i \\ 1, & \text{si } t = T_i \end{cases} \quad (6)$$

(iii) ou encore une variable «palier» :

$$I_t(T) = X_t(T) = \begin{cases} 0, & \text{si } t < T_{1i} \text{ ou } t > T_{2i} \\ 1, & \text{si } T_{1i} < t < T_{2i} \end{cases} \quad (7)$$

Dans le cas qui nous concerne, l'objectif étant de faire baisser l'inflation (selon les hypothèses I_1, I_2, I_3), nous supposons qu'une spécification possible de N_t est :

$$N_t = W_0 S_{0t}^{(0T)} + W_1 S_{1t}^{(1T)} + W_2 S_{2t}^{(2T)} \quad (8)$$

D'autres spécifications existent, par exemple dans le cas de réponse dynamique de premier ordre ou de second ordre, etc. Elles demeurent cependant éloignées de l'objectif fixé par les pouvoirs publics (baisse de l'inflation).

3.3. Estimation et tests

Compte tenu de l'objectif fixé par les pouvoirs publics, le modèle retenu finalement est de la forme :

$$Y_t = \underbrace{W_0 S_{0t}}_{\text{prix}}^{(0T)} + \underbrace{W_1 S_{1t}}_{I_1}^{(1T)} + \underbrace{W_2 S_{2t}}_{I_2}^{(2T)} + \underbrace{\frac{(1 - \theta B) \varepsilon_t}{(1 - B)(1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \Phi_3 B^3)}}_{\text{ARIMA (3, 1, 1) prix.}} \quad (9)$$

L'estimation de ce modèle par les moindres carrés donne :

$$\begin{aligned} \hat{\Phi}_1 &= 0.413 (0.0897), & \hat{\Phi}_2 &= 0.0206 (0.106), & \hat{\Phi}_3 &= 0.448 (0.0917) \\ \hat{\Theta} &= 0.000947 (0.00057), & \hat{\sigma}^2 \varepsilon_t &= 0.102 (0.319) & & (10) \\ \hat{W}_0 &= -0.041 (0.369), & \hat{W}_1 &= -0.097 (0.138), & \hat{W}_2 &= 0.06 (0.351) \end{aligned}$$

L'analyse de l'autocorrélation des résidus n'indique pas d'inadéquation du modèle.

Les coefficients $\hat{\Phi}_1$ et $\hat{\Phi}_3$ sont significativement différents de zéro ; ce qui n'est pas le cas de $\hat{\Phi}_2$ et $\hat{\Theta}$.

Le signe de la troisième variable dichotomique est en contradiction avec l'objectif visé par les pouvoirs publics.

Le résultat le plus important concerne la valeur de

$$\widehat{W}_0 + \widehat{W}_1 + \widehat{W}_2 \approx -0.078 ;$$

ce qui signifie qu'après l'intervention, le niveau des prix à la consommation a baissé d'environ 7,8 %. On peut donc affirmer que les mesures anti-inflationnistes adoptées en 1986, à l'exception de celle relative à la suppression de l'autorisation administrative de licenciement, ont eu un impact dans le mouvement de désinflation constaté en France. D'autres modèles ont été testés ; ces modèles prennent en compte des réponses dynamiques, du premier ou du second ordre. Les résultats sont moins satisfaisants.

3.4. Modèles alternatifs

La modélisation ARIMA qui nous a servi à étudier l'impact des mesures anti-inflationnistes est certainement la plus connue. D'autres méthodes existent cependant :

→ (i) La modélisation causale

Cette démarche a été utilisée par M. N. Bhattacharyya et Allan P. Layton (1979).

ANALYSE D'INTERVENTION DE LA SÉRIE DE L'INDICE MENSUEL

La première étape de cette approche consiste à identifier des variables explicatives.

Par la suite, on compare les résultats des modèles ARMA univariés avec deux des modèles ARMA P-variés (ou avec ceux des modèles de fonction de transfert).

La difficulté majeure repose essentiellement sur le choix des variables explicatives et la sémantique du terme de causalité (cf. C.W.J. Granger, 1969, 1973, 1980, etc.).

→ (ii) La modélisation structurale

Cette approche a été proposée par A.C. Harvey et J. Durbin (1986).

Le modèle structural de base (BSM) repose sur la décomposition traditionnelle des séries temporelles en tendance, saisonnalité et une composante irrégulière ou accidentelle.

$$y_t = \mu_t + \tau_t + \varepsilon_t \quad (t = 1, \dots, T) \quad (11)$$

où : y_t représente la t -ième observation de la chronique,
 μ_t représente la tendance,
 τ_t la composante saisonnière,
 ε_t la perturbation.

On suppose généralement (cf. P. Newbold, 1988 ; A.C. Harvey and P.H.J Todd, 1983 ; A.C. Harvey et J. Durbin, 1986) qu'une approximation locale de la tendance linéaire globale est obtenue par :

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (12)$$

où $\beta_t = \beta_{t-1} + \varepsilon_{2t}$ et où ε_{1t} , ε_{2t} sont des bruits blancs indépendants.

Quant à la composante saisonnière, on suppose également qu'elle peut être décomposée en une somme de fonctions trigonométriques (cf. A.C. Harvey, 1984 ; A.C. Harvey and J. Durbin, 1986) :

$$\tau_t = \sum_{j=1}^{S/2} \tau_{jt} \quad (14)$$

avec si $\alpha_j = \frac{2\pi j}{S}$ (S : période de la saisonnalité)

$$\begin{bmatrix} \tau_{1jt} \\ \tau_{2jt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos(\alpha_j) & \sin(\alpha_j) \\ -\sin(\alpha_j) & \cos(\alpha_j) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \tau_{1j, t-1} \\ \tau_{2j, t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Theta_{1jt} \\ \Theta_{2jt} \end{bmatrix} \quad (15)$$

pour $j = 1, \dots, S/2 - 1$

et $\tau_{1jt} = (\cos \alpha_j) \tau_{1j, t-1} + \Theta_{1jt}$ (16)

pour $j = S/2$

où Θ_{1jt} , Θ_{2jt} sont des bruits blancs indépendants et de variance commune $\sigma^2 \varepsilon$.

ANALYSE D'INTERVENTION DE LA SÉRIE DE L'INDICE MENSUEL

Dans le modèle structural de base (11), il est possible d'introduire des variables explicatives et des variables d'intervention :

* Dans le premier cas, on obtient :

$$y_t = \mu_t + \tau_t + \sum_{j=1}^k \delta_j x_{jt} + \varepsilon_t \quad (17)$$

où X_{jt} est la j -ième variable explicative à t et δ_j son coefficient.

* Dans le dernier cas, on obtient :

$$y_t = \mu_t + \tau_t + \sum_{j=1}^k \delta_j x_{jt} + \alpha I_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

→ (iii) A.C. Harvey et P.H.J. Todd (1983) puis A.C. Harvey (1985) ont proposé par ailleurs l'addition d'une composante cyclique ϕ_t au modèle (11), cette composante étant générée par :

$$\begin{bmatrix} \phi_{1jt} \\ \phi_{2jt} \end{bmatrix} = \rho \begin{bmatrix} \cos(\alpha_j) & \sin(\alpha_j) \\ -\sin(\alpha_j) & \cos(\alpha_j) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_{1j, t-1} \\ \phi_{2j, t-4} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1jt} \\ \varepsilon_{2jt} \end{bmatrix} \quad (19)$$

$(0 \leq \alpha \leq \pi, \quad 0 \leq \rho \in \mathbb{R} \leq 1)$

où ε_{1jt} , ε_{2jt} représentent des bruits blancs indépendants.

Le modèle structural de base (BSM) n'a pas été utilisé pour l'étude de la série de l'indice mensuel des prix à la consommation en France. En effet, plusieurs auteurs dont C. Chatfield, G. Tunnicliffe Wilson, M.B. Priestley, J.P. Burman (cf. A.C. Harvey et J. Durbin (1986), discussion : p. 211-227) pensent que l'analyse d'intervention à l'aide des modèles ARMA possède encore d'attrayantes qualités, ce qui n'est pas forcément le cas du modèle BSM.

En revanche, une tentative d'explication de l'évolution des prix à l'aide des salaires a été réalisée (cf. E. Kouassi, 1990).

De façon plus précise, il a été défini un modèle d'intervention prenant en compte la modélisation ARIMA de l'indice mensuel des salaires :

→ (iv) Le modèle ARIMA (4, 1, 1) des salaires estimé est :

$$\begin{aligned} \hat{\phi}_1 &= -0.196 (0.109), & \hat{\phi}_2 &= 0.141 (0.098), & \hat{\phi}_3 &= 0.441 (0.097) \\ \hat{\phi}_4 &= 0.258 (0.107), & \hat{\Theta} &= -0.108 (0.119) \\ \hat{\sigma}^2_{\varepsilon_{2t}} &= 0.0805 (0.283) \end{aligned} \quad (20)$$

Au regard des tests sur les résidus et des critères d'information, ce modèle est satisfaisant.

ANALYSE D'INTERVENTION DE LA SÉRIE DE L'INDICE MENSUEL

→ (v) L'estimation du modèle d'intervention prix-salaires donne les résultats suivants :

Le modèle :

$$Y_t = W_0 S_{0t}^{(0T)} + W_1 S_{1t}^{(1T)} + W_2 S_{2t}^{(2T)} + \frac{(1 - \theta B) \varepsilon_{2t}}{(1 - B)(1 - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \Phi_3 B^3 - \Phi_4 B^4)}$$

(21)

↓

prix

↓

I₁

↓

I₂

↓

I₃

↓

ARIMA (4, 1, 1) salaires.

Les résultats :

$$\begin{array}{lll} \hat{\Phi}_1 = 0.611 (0.155), & \hat{\Phi}_2 = 0.42 (0.159), & \hat{\Phi}_3 = 0.433 (0.16) \\ \hat{\Phi}_4 = 0.428 (0.155), & W_0 = 0.016 (0.14), & \hat{W}_1 = -0.44 (0.154) \\ \hat{\Theta} = 0.0247 (0.0039), & \hat{\sigma}^2_{\varepsilon_{2t}} = 0.171 (0.41) & \end{array}$$

W_2 n'est pas significativement différent de zéro. I_3 a donc été retirée du modèle.

Ce modèle est insatisfaisant en raison de la surestimation des coefficients et des problèmes d'inadéquation posés.

Une amélioration du modèle a été tentée en vue d'obtenir une relation satisfaisante entre prix et salaires : les résultats s'avèrent très décevants. Les raisons seraient relatives au fait que prix et salaires obéissent individuellement à des facteurs propres d'évolution.

En fin de compte, seul le modèle (9) semble convenir au regard des objectifs fixés par les pouvoirs publics et des résultats obtenus.

4. Evaluation des interventions

L'évaluation des interventions a pour objectif de détecter (ou de vérifier) des changements de position, etc. Deux méthodes existent généralement :

- la méthode de D. Trigg (1964) ;
- la méthode des sommes cumulées (CUSUM).

Cette dernière méthode sera utilisée ici.

Notons toutefois qu'elle a connu plusieurs extensions, en particulier par A.N. Pettit (1980), J.D. Healy (1987), R.B. Crosier (1986), etc.

4.1. Méthode des sommes cumulées (CUSUM Charts)

L'utilisation de la méthode des sommes cumulées pour l'évaluation de l'efficacité des mesures de lutte contre l'inflation s'est effectuée en plusieurs étapes :

- (i) Sur l'axe des abscisses nous portons le temps (mois).

ANALYSE D'INTERVENTION DE LA SÉRIE DE L'INDICE MENSUEL

(ii) Sur l'axe des ordonnées nous portons

$$S_j = \sum_{t=1}^j \hat{a}_t \hat{\sigma}_\alpha$$

\hat{a}_t représente les résidus si $t < T = \text{Mars 1986}$ ou les erreurs de prévision si $t \geq T = \text{Mars 1986}$.

σ_α représente l'écart-type résiduel $\hat{\sigma}_\alpha \approx 0.31$.

La représentation graphique est donnée à la figure n° 3. Elle est obtenue avec $d=1$ et $\hat{\Theta} = 36.73$ (cf. J.M. Lucas, 1976) ; où :

$$d = -2 \ln(\alpha/2)/\delta^2; \quad \hat{\Theta} = \tan^{-1}(\delta/2k).$$

k étant un facteur d'échelle $k \approx 0.75$.

L'objectif étant de détecter un changement dans la moyenne de l'ordre de $\delta=1$ au niveau de signification $\alpha=0.05$.

Les résultats obtenus sont les suivants :

- (i) La somme cumulée croît d'abord, s'annule ($t = 105$, septembre 1987) avant de décroître ensuite.
- (ii) La décroissance négative n'est obtenue qu'au bout de 19 mois après mars 1986, ce qui indique que l'objectif de baisse de l'inflation n'est atteint qu'à l'issue de 19 mois.
- (iii) Cependant, le changement de niveau est détecté 3 à 4 mois après mars 1986, ce qui incite à penser que l'impact de l'intervention ne se fait sentir qu'au bout d'un trimestre.

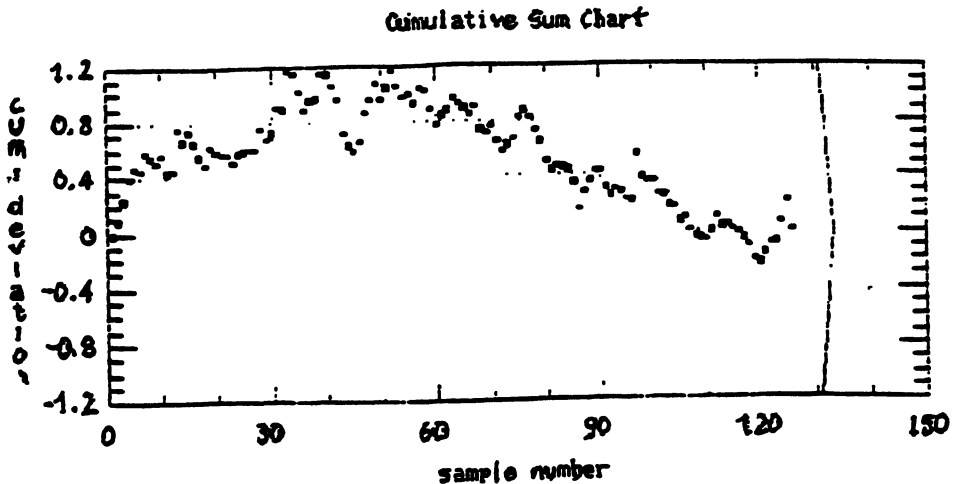


Figure 3 : CUSUM Chart - Prix

4.2. Discussion des résultats

L'objectif fixé par le Gouvernement en adoptant des mesures de lutte contre l'inflation était de limiter le glissement des prix à la consommation. Cet objectif est atteint, au regard des résultats de notre étude.

ANALYSE D'INTERVENTION DE LA SÉRIE DE L'INDICE MENSUEL

On note par ailleurs que :

- (i) La structure des deux séries avant et après intervention demeure relativement stable en dehors du changement de niveau provoqué par l'intervention.
- (ii) Entre 1979 et 1989 d'autres mesures significatives ne sont pas intervenues.
- (iii) Le comportement des ménages n'a pas changé.
- (iv) La répartition du revenu entre consommation et épargne ou entre consommation et investissement n'a pas évolué sensiblement.

La baisse de l'inflation de 7,8 % sur la période considérée (mars 1986 à décembre 1989) peut donc être attribuée à l'efficacité des mesures anti-inflationnistes prises.

5. Conclusion

Certes, l'analyse d'intervention appliquée à la série de l'indice mensuel des prix à la consommation en France n'épuise pas totalement le sujet de l'efficacité ou non des mesures anti-inflationnistes.

Car en réalité, l'incidence de certains facteurs (prix de l'énergie, prix des services privés, prix des produits industriels, prix agricoles, coûts énergétiques, tensions sur les capacités de production et les salaires, etc.) sur l'indice des prix à la consommation mériterait d'être étudiée en profondeur.

Nonobstant ces difficultés, il est permis de penser que les mesures anti-inflationnistes adoptées en 1986 ont eu un impact sur l'indice des prix à la consommation.

L'analyse d'intervention concourt ainsi à donner à la politique économique des instruments d'investigation même en situation d'incertitude.

BIBLIOGRAPHIE

- B. ABRAHAM (1980), "Intervention Analysis and Multiple Time Series", *Biometrika*, 67, 73-78.
- B. ABRAHAM (1983), "Intervention Model Analysis" In Kotz, S. and Johnson N. L. (eds) *Encyclopedia of Statistical Sciences*.
- B. ABRAHAM (1987), "Application of Intervention Analysis to a Road Fatality Series in Ontario", *J. of Forecasting*, 6, 211-219.
- B. ABRAHAM and J. LEDOLTER (1986), "Forecast Functions implied by ARIMA Models and other related Forecast Procedures", *International Statistical Review*, 54, 51-56.
- M. BAGSHAW and R.A. JOHNSON (1977), "Sequential Procedures for Detecting Parameter Changes in a Time Series Model", *JASA*, 72, 593-597.
- M.N. BHATTACHARYAA and A.P. LAYTON (1979), "Effectiveness of Seat Belt Legislation on the Queensland Road Toll. An Australian case study in intervention analysis". *JASA*, 74, 596-603.

- G.E.P. BOX and C.G. TIAO (1975), "Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems". *JASA*, 70, 70-79.
- R.B. CROSIER (1986), "A New Two-sided Cumulative Sum Quality Control Scheme", *Technometrics*, 28, n° 3, 187-194.
- A.C. HARVEY (1984), "A Unified View of Statistical Forecasting Procedures", *J. of Forecasting*, 3, 245-175.
- A.C. HARVEY and P.H.J. TODD (1983 a), "Forecasting Economic Time Series with Structural and Box-Jenkins Models : a case study". *J. of Bus. Econ. Statist.*, 1, 299-307.
- A.C. HARVEY and P.H.J. TODD (1983 b), "Response to Comments", *J. of Bus. Econ. Statist.*, 1, 313-315.
- A.C. HARVEY and J. DURBIN (1986), "The Effects of Seat Belt Legislation on British Road Casualties : a case study in structural time series modelling". *JRSS A.*, 149, 187-227.
- A.C. HARVEY (1985), "Trends and Cycles in Macro-economic Time Series". *J. of Bus. Econ. Statist.*, 3, 216-227.
- J.D. HEALY (1987), "A Note on Multivariate CUSUM Procedures". *Technometrics*, Vol. 29, n° 4, 409-412.
- E. KOUASSI (1990), «*Approche fréquentielle de la causalité évolutive entre processus aléatoires bivariés non-stationnaires*». Thèse de doctorat en Sciences économiques, Université de Montpellier I.
- J.M. LUCAS (1976), "The Design and Use of V-Mask Control Schemes". *Journal of Quality Technology*, 8, 1-12.
- G. MELARD (1981), "On an Alternative Model for Intervention Analysis" in : O.D. ANDERSON and M.R. PERRYMAN (eds) : *Time Series Analysis*, North-Holland, Amsterdam, 345-354.
- P. NEWBOLD (1988), "Some Recent Developments in Time Series Analysis". *International Statistical Review*, 56, 1, 17-29.
- A.N. PETTIT (1980), "A Simple Cumulative Sum Type Statistic for the Change Point Problem with Zero-one Observations". *Biometrika*, 67, 79-84.
- R. ROCH and J. PELLERIN (1981), "On Long Term Air Quality Trends and Intervention Analysis". *Atmospheric Environment*, 16, n° 1, 161-169.
- M. TERRAZA (1979), "Les filtres des différences d'ordre p et des différences des moyennes mobiles dans l'analyse spectrale". *Journal de la Société de Statistique de Paris*, n° 2.
- M. TERRAZA (1981), «*Economie des processus aléatoires : Le cas du marché français des vins de consommation courante*». Thèse d'Etat, Université de Montpellier I.
- D. TRIGG (1964), "Monitoring a Forecasting System". *Operations Research Quarterly*, 15, 271-274.
- M. WEST, HARRISON P.J. and MIGON H.S. (1985), "Dynamic Generalised Linear Models and Bayesian". *JASA*, 80, 73-93.
- INSEE : — *Rapport sur les Comptes de la Nation* (1986), 227-230 et 53-67.
 — *Rapport sur les Comptes de la Nation* (1987) 90.
 — *Rapport sur les Comptes de la Nation* (1988) 185-195.
 — *Rapport sur les Comptes de la Nation* (1989) 147-155.
- Ministère de l'Economie, des Finances et du Budget : *Notes Bleues* n° 299 (7-10) ; n° 351 (6-11) ; n° 404 (5-6) ; n° 456 (5-11).