

# Changements Structurels dans la Dynamique de l'Inflation aux États-Unis : Approches Non Paramétriques

Ibrahim AHAMADA\*, Mohamed Safouane BEN AÏSSA†

**RÉSUMÉ.** — Ce papier réexamine la dynamique de l'inflation aux États-Unis en utilisant deux méthodes d'analyse des fluctuations des données. Notre but est de détecter les différents points de changements de régimes qui existent dans le processus inflationniste. Les deux approches utilisées sont non-paramétriques et ne privilégient à priori aucune modélisation. Une des méthodes est basée sur la stabilité de la densité spectrale des données (PRIESTLEY [1965] et [1996]), ce qui permet une analyse simultanée dans les deux domaines temps et fréquence. L'autre approche fait appel à un algorithme itératif proposé par INCLAN et TIAO [1994]. Les résultats obtenus donnent à penser qu'ils sont très significatifs puisque les deux approches détectent presque les mêmes dates de changements de régimes. Elles indiquent aussi que le processus de l'inflation a changé considérablement de régimes depuis la fin de la deuxième guerre mondiale. Ces changements de régimes sont caractérisés par des mouvements de moyen et court terme dans les années 1975 et des mouvements structurels de long terme amorcés depuis les années 1981. On constate une certaine stabilisation depuis l'année 1981 malgré des perturbations passagères en 1990.

**Mots-clés :** Inflation, Spectre Évolutif, Changements Structurels, Domaine des Fréquences.

---

## Multiple Structural change in US inflation dynamic: Non parametric approach

**ABSTRACT.** — This paper re-examines the inflation dynamics in the United States by using two methods of analysis of data fluctuation. Our aim is to detect the various of change points in the inflationary process. The two used approaches are non-parametric and do not privilege a priori any modeling. The first method is based on the stability of the spectral density of the data (PRIESTLEY [1965] and [1996]). The second approach calls upon an iterative algorithm proposed by INCLAN and TIAO [1994]. Our obtained results seem to be very significant since the two approaches detect almost the same dates of structural change points. They also indicate that the inflation process considerably changed since the end of the Second World War. These structural breaks are characterized by movements of midium and short term in the year 1975 and of long term started since the year 1981. We observe some stabilization since the year 1981 in spite of momentary disturbances in 1990.

---

\* I. AHAMADA : EUREQua, Université de Paris 1 Panthéon Sorbonne. E-mail : ahamada@univ-paris1.fr.

† M. S. BEN AÏSSA : GREQAM & CEDERS, Université de la Méditerranée, 2 Rue de la Charité, 13236 Marseille Cedex 02, FRANCE. Tel. : + 33-4-911-407-70 ; fax : + 33-4-919-002-27 & Université de Paris X-Nanterre. E-mail : benaissa@ehess.vcharite.univ-mrs.fr

Les auteurs remercient les rapporteurs anonymes pour leurs précieux commentaires et remarques constructives ainsi que Eric Girardin, Mohamed Boutahar et Costin Protopopescu pour leurs remarques et suggestions. Néanmoins, nous demeurons les seuls responsables des erreurs éventuelles.

## 1 Introduction

---

Dans ce papier nous utilisons deux méthodes non paramétriques pour localiser les principales dates qui traduisent des modifications significatives dans la dynamique de l'inflation aux États-Unis. Les deux approches ne privilégient a priori aucune modélisation. Une des méthodes est basée sur un algorithme itératif proposé par INCLAN et TIAO [1994]. Un tel choix s'explique d'une part, par le fait que ce procédé semble avoir déjà donné des résultats satisfaisants sur des données réelles et d'autre part, la performance des résultats semble bien proche de ceux obtenus avec des méthodes paramétriques (à l'exemple des méthodes Bayésiennes ou celles basées sur le maximum de vraisemblance). L'autre méthode fait appel à l'analyse temps-fréquence des données. Notre choix sur cette approche est également motivé d'une part, par les résultats que ARTIS, BLADEN-HOVELL et Nachane [1992] ont déjà obtenus sur des données réelles et d'autre part, par les renseignements supplémentaires que la méthode fournit dans le domaine des fréquences. En effet, la connaissance du comportement de la série de point de vue fréquentiel renseigne sur la nature des instabilités observées sur les données, i.e., instabilité de court, moyen ou long terme. Ainsi, ARTIS *et al.* [1992] ont exploité cette approche pour analyser les caractéristiques de l'instabilité de la vélocité des monnaies dans certains pays de l'OCDE. L'analyse temps-fréquences ou encore l'analyse spectrale des processus non stationnaires est un sujet très ancien. L'ambition des recherches dans ce domaine est d'étendre aux processus non stationnaires ce qu'on sait faire avec les séries stationnaires dans le domaine des fréquences. Le sujet était quasiment abandonné au début des années 1970 avant de réapparaître dans ces dernières années avec l'avènement de la théorie des ondelettes (wavelets) comme en témoignent les travaux de PRIESTLEY [1996] et DAHLHAUS [1996]. Comme ARTIS *et al.* [1992], nous utilisons la théorie spectrale des processus non stationnaires telle qu'elle a été formalisée par PRIESTLEY [1965] et [1996]. Les deux méthodes révèlent un point commun correspondant à un changement structurel de long-terme et situé autour de l'année 1981. Au delà de cette date, d'autres points sont captés et traduisent des mouvements courts plutôt que des mouvements persistants dans le temps. Dans un premier temps, nous décrivons la méthode utilisant la stabilité de la densité spectrale et sa mise en œuvre sur les données de l'inflation américaine. La deuxième partie sera consacrée à la description de l'algorithme ICSS, INCLAN et TIAO [1994] et son application sur ces mêmes données. Dans la dernière partie, nous commentons les résultats obtenus par les deux approches.

## 2 Stabilité de la Densité Spectrale

---

Il est bien connu que l'étude des séries chronologiques peut se faire dans deux domaines appelés : temporel et fréquentiel. Dans le premier cas, sans doute le plus familier, on s'intéresse uniquement aux comportements des données entre elles dans la dimension temporelle (par exemple l'étude des corrélations, de la cointégration, des racines unitaires, etc...). Dans le domaine des fréquences, les idées fondamentales reposent sur les théorèmes dits de décompositions. Ces théorèmes

montrent que toute série temporelle stationnaire, disons  $\{Y_t\}$ , peut se décomposer en fonctions des fréquences, i.e.,

$$(1) \quad Y_t = \int_{-\pi}^{\pi} A(\omega) e^{i\omega t} dZ(\omega).$$

Ainsi, on évalue l'importance d'une fréquence particulière  $\omega$  en mesurant sa pondération (ou encore le spectre)  $E(|A(\omega)dZ(\omega)|^2)$  dans la décomposition ci-dessus. Le domaine des fréquences est très souvent employé pour l'étude quantitative des cycles des affaires mais d'autres applications existent également. Malgré les apparences, les deux domaines temporel et fréquentiel ne sont pas exclusifs dans le sens où il existe des relations mathématiques fortes entre eux. Ainsi, la fonction d'autocovariance (domaine temporel) est reliée à la densité spectrale (domaine des fréquences) par une transformée de FOURIER. Dans la décomposition en fréquences (1), on peut remarquer que la fonction de transfert (i.e.,  $A(\omega)$ ) ne varie pas dans le temps mais dépend uniquement de la variable fréquence  $\omega$ . Cela s'explique par la stationnarité du processus  $\{Y_t\}$ , tout comme la fonction d'autocovariance d'une série stationnaire dépend uniquement des retards mais pas du temps. Or, la stationnarité est une hypothèse très forte et improbable dans le cas des longues données (c'est le cas des données étudiées dans ce papier). D'où la nécessité de redéfinir la relation (1) pour caractériser les données non stationnaires, par exemple en introduisant la variable temps dans la fonction de transfert. Ainsi, pour un processus  $\{X_t\}$  non stationnaire, on peut adopter la décomposition suivante :

$$(2) \quad X_t = \int_{-\pi}^{\pi} A_t(\omega) e^{i\omega t} dZ(\omega),$$

où la quantité  $E(|A_t(\omega)dZ(\omega)|^2)$  désigne un spectre évolutif puisqu'elle varie à la fois dans les deux dimensions temps et fréquences. Tout comme la relation (1) est fondamentale pour l'étude des séries stationnaires dans le domaine des fréquences, elle est à l'origine de nombreuses théories relatives à l'analyse spectrale des données non stationnaires, exemple les théories de PRIESTLEY [1965, 1996] et ADAK [1998]. Comme ARTIS *et al.* [1992], nous adoptons l'approche de PRIESTLEY que nous décrivons dans les paragraphes suivants. Le test de stabilité de la densité spectrale<sup>1</sup> que nous appliquons dans ce papier est basé sur les variations de la fonction temps-fréquences :  $E(|A_t(\omega)dZ(\omega)|^2)$ . Une telle fonction permet d'estimer à la fois les dates de changements de régimes et les fréquences concernées par l'instabilité. L'estimation des fréquences instables fournit un avantage supplémentaire que d'autres techniques d'étude ne permettent pas. En effet, selon que la fréquence instable soit basse ou haute, l'instabilité sera de nature long ou court terme. Cette approche a été exploitée par ARTIS *et al.* [1992] pour étudier l'instabilité de la vélocité des monnaies dans certain pays de l'OCDE. Dans les paragraphes suivants, nous présentons brièvement la théorie de PRIESTLEY qui nous servira pour définir les tests de stabilité de la densité spectrale.

## 2.1 Théorie du Spectre Évolutif de Priestley

La théorie du spectre évolutif de PRIESTLEY [1965] concerne les processus non stationnaires et appelés oscillatoires, i.e., les processus  $\{X_t\}$  définis en (2) où pour

1. Voir VON SACHS et NEUMANN [2000].

chaque  $\omega$ , la séquence  $\{A_t(\omega)\}$  comme fonction de  $t$  admet une transformée de FOURIER maximum (en module) en zéro avec  $\{Z(\omega)\}$  un processus orthogonal sur  $[-\pi, \pi]$ ,  $E[dZ(\omega)] = 0$ ,  $E[dZ(\omega)]^2 = d\mu(\omega)$  et  $\mu(\omega)$  une mesure. Sans perte de généralité, la densité spectrale évolutive de  $\{X_t\}$  est la fonction  $h_t(\omega)$  définie comme suit :

$$(3) \quad h_t(\omega) = \frac{dH_t(\omega)}{d\omega}, \quad -\pi \leq \omega \leq \pi,$$

où  $dH_t(\omega) = |A_t(\omega)|^2 d\mu(\omega)$ . La théorie de PRIESTLEY est particulièrement attractive puisqu'elle conserve une interprétation physique, elle généralise diverses théories spectrales dans le cas non stationnaire, enfin beaucoup de processus non stationnaires sont approximativement oscillatoires. La variance de  $\{X_t\}$  à l'instant  $t$  est :

$$(4) \quad \sigma_t^2 = \text{var}(X_t) = \int_{-\pi}^{\pi} h_t(\omega) d\omega.$$

Un estimateur de  $h_t(\omega)$  à l'instant  $t$  et à la fréquence  $\omega$ , peut être calculé en utilisant deux fenêtres  $\{g_u\}$  et  $\{w_v\}$ . Sans perte de généralité,  $\hat{h}_t(\omega)$  est construit comme suit :

$$(5) \quad \hat{h}_t(\omega) = \sum_{v \in Z} w_v |U_{t-v}(\omega)|^2,$$

avec  $U_t(\omega) = \sum_{u \in Z} g_u X_{t-u} e^{-i\omega(t-u)}$ . Nous choisirons  $\{g_u\}$  et  $\{w_v\}$  de la façon suivante :

$$(6) \quad g_u = \begin{cases} 1/(2\sqrt{h\pi}) & \text{si } |u| \leq h \\ 0 & \text{si } |u| > h \end{cases} \quad \text{et } w_v = \begin{cases} 1/T' & \text{si } |v| \leq T'/2 \\ 0 & \text{si } |v| > T'/2 \end{cases}.$$

Ici  $h = 7$  et  $T' = 20$  (même choix qu'ARTIS *et al.* [1992]). D'après PRIESTLEY [1969, 1988] nous avons,  $E(\hat{h}_t(\omega)) \approx h_t(\omega)$ ,  $\text{var}(\hat{h}_t(\omega))$  décroît quand  $T'$  croît et :  $\forall (t_1, t_2), \forall (\omega_1, \omega_2), \text{cov}[\hat{h}_{t_1}(\omega_1), \hat{h}_{t_2}(\omega_2)] \approx 0$ , si au moins l'une des conditions (i) ou (ii) est satisfaite :

$$(7) \quad (i) \quad |t_1 - t_2| \geq T', \quad (ii) \quad |\omega_1 \pm \omega_2| \geq \frac{\pi}{h}.$$

## 2.2 Estimation des instants de rupture et des fréquences instables

Considérons les données  $\{X_t\}_{t=1}^T$  provenant d'un processus  $\{X_t\}$  qui n'est pas a priori stationnaire et qui possède une densité spectrale évolutive théorique  $h_t(\omega)$ . Soit  $\{t_i\}_{i=1}^I \subseteq \{1, \dots, T\}$  un sous ensemble de taille  $I$ , représentant l'échelle du temps, dans lequel les éléments vérifient deux à deux la condition (i) de (7). Posons pour toute fréquence  $\omega \in (0, \pi)$  et pour tout  $t_i \in \{t_i\}_{i=1}^I$ ,  $h_{i\omega} = \log h_{t_i}(\omega)$ ,  $Y_{i\omega} = \log \hat{h}_{t_i}(\omega)$  où  $\hat{h}_{t_i}(\omega)$  est un estimateur de  $h_{t_i}(\omega)$  conformément à la relation (5),  $\mu_\omega = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I Y_{i\omega}$ ,  $\hat{\sigma}_\omega^2 = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I (Y_{i\omega} - \mu_\omega)^2$ ,  $S_r^\omega = \frac{1}{\sigma_\omega \sqrt{I}} \sum_{i=1}^I (Y_{i\omega} - \mu_\omega)$  avec

2. Cette condition implique  $E(X_t) = 0$ .

$r = 1, \dots, I$  ; et  $T_\omega = \max_{r=1, \dots, I} |S_r^\omega|$ . Ainsi, d'après PRIESTLEY [1969], nous avons le modèle suivant :

$$(8) \quad Y_{i\omega} \approx h_{i\omega} + e_{i\omega}, \quad i = 1, \dots, I$$

où la séquence  $\{e_{i\omega}\}$  est approximativement indépendante et identiquement distribuée suivant une loi normale. La relation (8) est une égalité approximative et les conditions (i) et (ii) (7) jouent un rôle important dans sa validité. Pour tout  $\omega \in (0, \pi)$ , nous dirons que  $\omega$  est une fréquence stable du processus  $\{X_t\}$ , si la valeur de la densité spectrale évolutive calculée en  $\omega$  est indépendante du temps, i.e.,  $\forall t, h_t(\omega) = c_\omega$ . Remarquons qu'un processus est stationnaire si sa densité spectrale est indépendante du temps, donc si toutes les fréquences sont stables. C'est à partir d'un test Cusum basé sur le modèle de régression (8) que ARTIS *et al.* [1992] ont étudié la stabilité de chaque fréquence, c'est à dire la stabilité du paramètre  $h_{i\omega}$ . La mise en œuvre de leur test nécessite au préalable le choix d'une valeur de référence  $k$ . Mais les auteurs ne fournissent pas une justification rigoureuse dans le choix de  $k$ . D'autre part, lorsqu'on applique leur approche sur les données de l'inflation aux États-Unis (janvier 1946-août 2001), aucun point d'instabilité n'est repéré, ce qui est paradoxale étant donné les diverses crises ayant eu lieu depuis la fin de la deuxième guerre mondiale jusqu'alors. Pour identifier le principal instant de changement de régime d'un paramètre dans les modèles de régression linéaire, PLOBERGER and KRÄMER [1992] ont proposé un test Cusum basé sur les résidus des moindres carrés. Ainsi, en remarquant dans le modèle (8) que  $\mu_\omega$  est l'estimateur des moindres carrés de  $h_{i\omega}$  et qu'alors  $S_r^\omega$ ,  $r = 1, \dots, I$  sont des sommes cumulatives des résidus, le théorème de PLOBERGER et KRÄMER [1992] permet d'affirmer que sous l'hypothèse nulle de la stabilité de la fréquence  $\omega$  (i.e.  $h_{i\omega}$  indépendant de  $i$ ), la distribution limite de la statistique  $T_\omega$  est donnée par  $F_1(a) = 1 - 2 \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^{k+1} \exp(-2k^2 a^2)$ . La fonction  $F_1$  permet le calcul des valeurs critiques  $C_\alpha$ , i.e.  $Pr(T_\omega > C_\alpha) = \alpha$  (par exemple  $C_{0,1} = 1.22$ ,  $C_{0,05} = 1.36$  et  $C_{0,01} = 1.63$ ). Si la statistique  $T_\omega$  rejette la stabilité de  $\omega$  avec un risque  $\alpha$  (i.e.  $T_\omega > C_\alpha$ ) alors le point  $r_{\max}$  où  $|S_r^\omega|$  atteint son maximum (i.e.,  $T_\omega = |S_{r_{\max}}^\omega|$ ) est un estimateur de la principale date de changement de régime de la série. Le point  $r_{\max}$  est une estimation de l'instant à partir duquel la valeur de la densité spectrale en  $\omega$  varie le plus. Si la fréquence instable est proche de zéro alors le changement de régime constaté touche le long-terme, sinon il s'agit d'une instabilité touchant le moyen ou le court terme.

### 2.3 Application sur l'Inflation aux États-Unis

Nous appliquons le test  $T_\omega$  ci-dessus sur les données des taux d'inflation aux États-Unis depuis janvier 1946 jusqu'à août 2001. Il s'agit de données mensuelles de taille  $T = 668$ . Pour cela, il faut faire au préalable le choix de l'échelle des temps  $\{t_i\}_{i=1}^T$  sur laquelle sera calculée la densité spectrale, conformément à la condition (i) (7). Nous faisons le choix suivant :

$$(9) \quad \{t_i = 18 + 24i\}_{i=1}^I \quad \text{où } I = \left\lfloor \frac{T}{24} \right\rfloor \text{ et } T \text{ la taille de l'échantillon.}$$

Le choix de tels écarts de longueur 24 entre des dates, s'explique par le souci de valider la condition  $\{i\}$  relation (7) (rappelons que nous avons choisi  $T' = 20$ ). Nous sommes en mesure maintenant de tester la stabilité de n'importe quelle fréquence  $\omega \in (0, \pi)$  et de repérer les dates correspondantes à ces instabilités parmi les éléments de  $\{t_i = 18 + 24i\}_{i=1}^I$ . Cependant, on ne peut pas examiner toutes les fréquences car l'ensemble  $(0, \pi)$  n'est pas fini, il faut donc choisir un ensemble discret et fini des fréquences  $\{\omega_j\}$  sur lequel on calculera les statistiques  $T_{\omega_j}$ . Nous choisissons l'ensemble  $\{\omega_j\}$  suivant :

$$(10) \quad \{\omega_j = \frac{\pi}{20}(1 + 3(j-1))\}_{j=1}^7.$$

On peut vérifier qu'un tel choix permet de valider la condition (ii) relation (7) (rappelons que nous avons choisi  $h = 7$ ). C'est l'une des conditions suffisantes pour obtenir des valeurs non corrélées de la densité spectrale. Le tableau 4 (voir annexe) résume les valeurs des  $S_r^{\omega_j}$  pour  $r = 1, \dots, I$  et pour chaque fréquence  $\omega_j$ . Ce tableau indique également, avec le symbole (\*), les valeurs des statistiques  $T_{\omega_j} = \max_{r=1, \dots, I} |S_r^{\omega_j}|$  ainsi que les dates  $r_{\max}$  (possibles dates de changement de régime) où les valeurs maximales des  $S_r^{\omega_j}$  sont atteintes. Deux dates sont indiquées par les tests (Tableau 1), 1975.12 et 1981.08. Pour la date de 1975.12, ce sont les composantes de moyen et court terme de la série qui sont touchées (fréquences autour de  $\frac{\pi}{2}$  et fréquences proche de  $\pi$ ) alors que pour la date de 1981.08, ce sont les composantes de long terme qui sont concernées (fréquences proche de zéro). Cela signifie que le changement de régime amorcé dans les années 1980 est persistant alors que pour l'année 1975 il s'agit de mouvements moyennement longs accompagnés par de bruits transitoires.

### 3 Un Algorithme basé sur les Sommes Cumulatives

---

Cet algorithme a été proposé par INCLAN et TIAO [1994] pour détecter les changements de régime de la variance du processus étudié. Il est basé sur plusieurs itérations éventuelles d'un test Cusum des carrés. Selon les auteurs qui ont appliqué la méthode sur l'instabilité des prix des actions IBM, cette technique fournit des résultats comparables aux approches Bayésiennes ou les tests ratio de log-vraisemblance.

#### 3.1 Les Bases

On considère  $\{X_t\}_{t=1}^T$  une série de  $T$  variables aléatoires indépendantes avec  $E(X_t) = 0$  et variances  $var(X_t) = \sigma_t^2$ . On pose pour chaque  $k = 1, \dots, T$ ,

$$(11) \quad C_k = \sum_{t=1}^k X_t^2 \text{ et } D_k = \frac{C_k}{C_T} - \frac{k}{T}$$

avec par convention  $D_0 = D_T = 0$ . Sous l'hypothèse nulle,  $H_0 : var(X_t) = \sigma^2$  (constante), la quantité  $\sqrt{\frac{T}{2}}D_k$  converge en distribution vers un mouvement Brownien standard. Le point de changement de variance dans l'intervalle  $t = 1, \dots, T$ , est le point  $k_0$  où l'expression  $\sqrt{\frac{T}{2}}D_k$  atteint son maximum et  $\sqrt{\frac{T}{2}}D_{k_0} > C_\alpha$ .  $C_\alpha$  est une valeur critique, i.e.,  $\Pr(\max_k \sqrt{\frac{T}{2}}D_k > C_\alpha) = \alpha$ . On prendra la valeur critique à 5 % calculée par les auteurs,  $C_{0.05} = 1.358$ . Dans le cas où plusieurs points de changement de régimes de la variance sont possibles, on peut avoir recours à une technique itérative pour repérer ces points, i.e., on examine  $D_k$  sur plusieurs intervalles en suivant le schéma suivant.

### 3.2 L'Algorithme

On adopte la notation  $X[t_1 : t_2]$  avec  $t_1 < t_2$ , pour désigner  $X_{t_1}, X_{t_1+1}, \dots, X_{t_2}$ . La notation  $D_k(X[t_1 : t_2])$  représentera l'expression  $D_k$  calculée à partir de la série  $X_{t_1}, X_{t_1+1}, \dots, X_{t_2}$ .

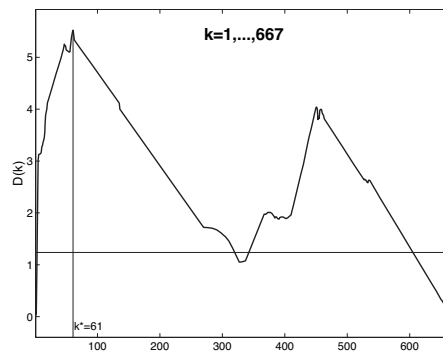
Étape (0) : on pose  $t_1 = 1$ .

Étape (1) : on calcule les  $D_k(X[t_1 : T])$ . Notons  $k^*(X[t_1 : T])$  le point où  $\max_k |D_k(X[t_1 : T])|$  est atteint. On pose :

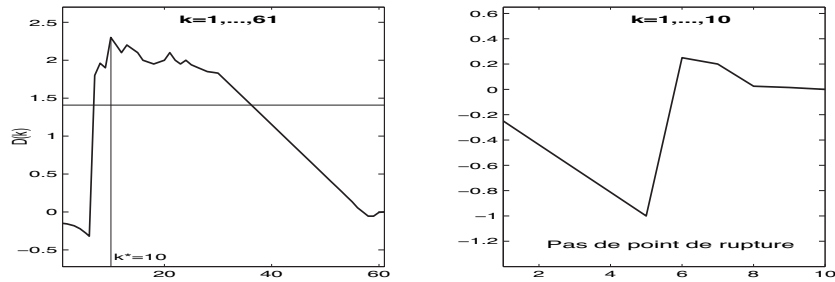
$$(12) \quad M(t_1 : T) = \max_{t_1 \leq k \leq T} \sqrt{(T - t_1 + 1)/2} |D_k(X[t_1 : T])|.$$

Si  $M(t_1 : T) > C_{0.05}$  alors on peut considérer  $k^*(X[t_1 : T])$  comme point de rupture puis on procède à l'étape (2) que nous décrivons ci-dessous.

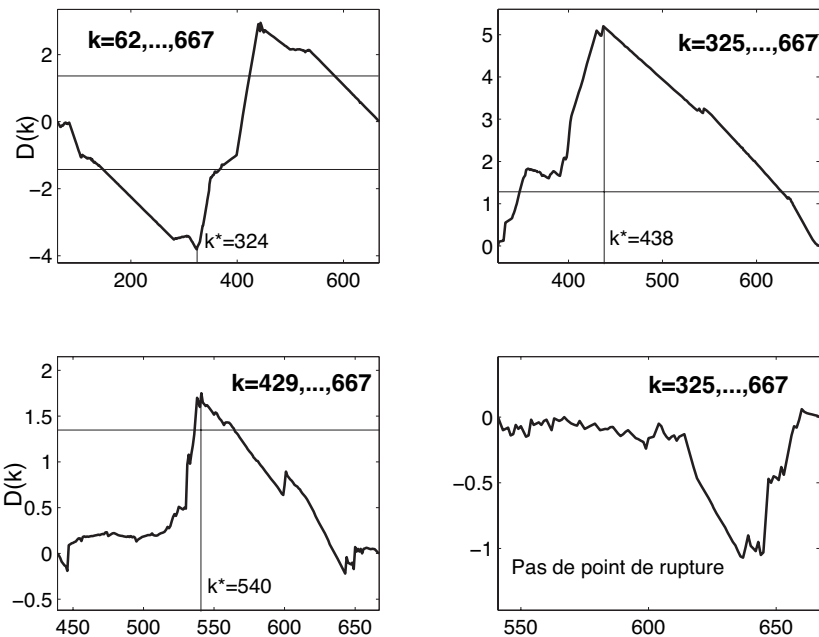
Si  $M(t_1 : T) < C_{0.05}$  alors on peut considérer qu'il n'y a pas de changement de variance dans la série et l'algorithme s'arrête.



Étape (2a) : On pose  $t_2 = k^*(X[t_1 : T])$ . On examine les  $D_k(X[t_1 : t_2])$  avec  $t_1 = 1$ . Si  $M(t_1 : t_2) > C_{0.05}$  alors nous avons un nouveau point de changement et on répète l'étape 2a jusqu'au point  $t_2$  où  $M(t_1 : t_2) < C_{0.05}$ . Si  $M(t_1 : t_2) < C_{0.05}$ , alors on peut considérer qu'il n'y a pas de changement de variance sur  $\{t_1, \dots, t_2\}$  donc le premier point de changement est  $k_{premier} = t_2$ .

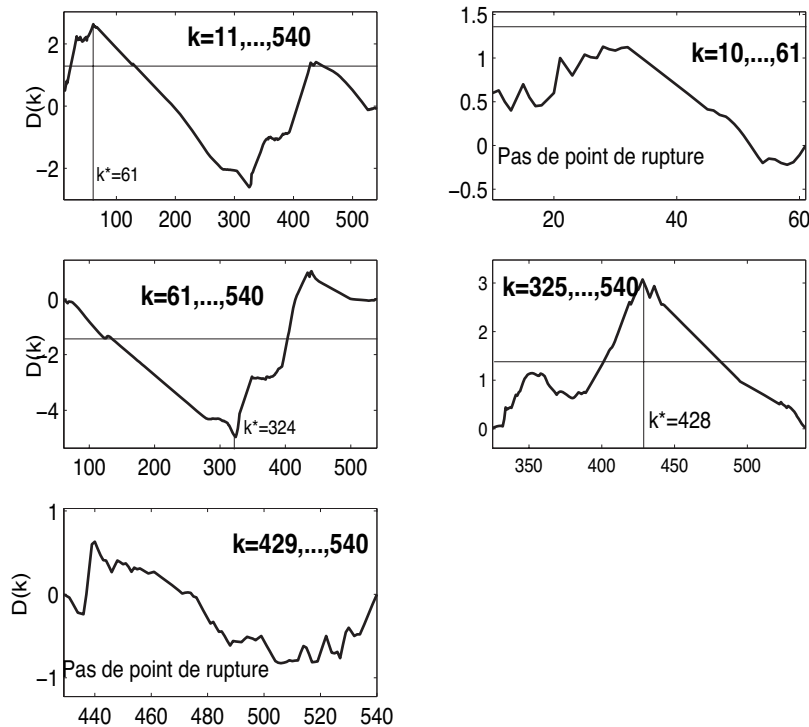


Étape (2b) : On effectue le même type de recherche de manière similaire qu'au (2a) mais sur l'autre partie de l'échantillon, i.e., on pose cette fois  $t_1 = k^*(X[t_1 : T]) + 1$  et on examine les  $D_k(X[t_1 : T])$ , i.e., on évalue les  $D_k$  entre le premier point de rupture et la fin de l'échantillon. Si  $M(t_1 : T) > C_{0,05}$ , alors il y a un autre point de rupture sur  $t = t_1, \dots, T$  et on répète (2b) jusqu'au point  $t_1$  où  $M(t_1 : T) < C_{0,05}$ . On pose  $k_{fin} = t_1 - 1$ , le dernier point de changement.



Étape (2c) : Si  $k_{premier} = k_{fin}$ , il y a juste un seul point de rupture et l'algorithme s'arrête ici. Si  $k_{premier} < k_{fin}$  on garde ces deux points comme possibles points de changement de variances et on répète les étapes (1) et (2) sur  $X[k_{premier} + 1 : k_{fin}]$ . Pour chaque application des étapes (2a) et (2b), on obtient un ou plusieurs points de changement en plus. Notons  $\hat{N}_T$  le nombre total des points de changement possible, obtenu plus loin.





Étape (3) : S'il y a deux ou plusieurs points, nous les rangeons par ordre croissant dans un vecteur  $CP = (CP_0, \dots, CP_{\hat{N}_T+1})'$  avec la convention  $CP_0 = 0$  et  $CP_{\hat{N}_T+1} = T$  où  $\hat{N}_T$  désigne le nombre total des points de changement possible. Le but de cette dernière étape est de confirmer si un élément  $CP_j$  du vecteur  $CP$  peut être gardé comme point de changement structurel. Pour cela, pour chaque  $j = 1, \dots, \hat{N}_T$ , on examine les  $D_k(X[CP_{j-1} + 1 : CP_{j+1}])$ . Si  $M(CP_{j-1} + 1 : CP_{j+1}) > C_{0,05}$ , alors le point capté peut être confirmé comme point de rupture, sinon on l'élimine. On répète l'étape 3 jusqu'à ce que les points de changement captés soient très proches d'une étape à l'autre et que leurs nombres soient invariables d'une étape à la suivante. Malgré les apparences, les auteurs confirment que cet algorithme se boucle au bout de quelques itérations. Pour plus de précisions sur la description de cet algorithme, voir INCLAN et TIAO [1994].

### 3.3 Application sur l'Inflation aux États-Unis

Nous appliquons l'algorithme décrit ci-dessus aux données de l'inflation aux États-Unis. Les conditions d'application de l'algorithme exigent l'hypothèse d'indépendance des données et les tests classiques montrent qu'on peut raisonnablement maintenir une telle hypothèse avec la série que nous étudions dans ce papier. L'algorithme démarre à l'étape (1) en examinant l'ensemble des données, i.e., entre  $t_1 = 1$  et  $T = 668$ . À l'issue de cette étape, le point  $k^* = 61$  apparaît comme possible point de changement. L'étape (2a) consiste à examiner la série sur

$t = 1, \dots, 61$  et à l'issue de cette étape, comme le montre les graphes (voir annexe), nous pouvons considérer  $k_{premier} = 10$  (pour  $k_{premier}$ , voir description ci-dessus). L'étape (2b) consiste à examiner la série sur  $t = 62, \dots, 668$  et à l'issue de cette étape, nous pouvons considérer  $k_{fin} = 540$ . Comme  $k_{premier} = 10 < k_{fin} = 540$ , nous passons à l'étape (2c), i.e., en appliquant de manière itérative les étapes (2a) et (2b) sur  $t = 11, \dots, 540$ . A l'issue de cette étape (2c), il en résulte le vecteur  $CP = \{0, 10, 61, 324, 428, 539, 668\}$ . Nous passons maintenant à l'étape (3). Le but de cette dernière étape est de confirmer si un élément  $CP_j$  du vecteur  $CP$  peut être gardé comme point de changement. Pour cela il faut que le point  $CP_j$  apparaisse lorsque'on examine la série sur  $t = CP_{j-1} + 1, \dots, CP_{j+1}$  avec la convention, ici  $\hat{N}_T = 5$ . Les résultats de cette étape confirment les éléments de  $CP$  (à l'exception de  $CP_0 = 0$  et  $CP_6 = 668$ ) comme points de changement de la variance. Ces éléments correspondent aux dates suivantes 1946 :10, 1951 :01, 1972 :12, 1981 :08, 1990 :10. Nous n'avons pas présenté les figures correspondantes à l'étape (3), car elles coïncident presque toutes avec celles déjà présentées dans les autres étapes (1) et (2).

## 4 Les Résultats

Nous passons en revue les résultats relatifs à l'identification non-paramétriques des changements de régime dans le processus de l'inflation aux États-Unis de janvier 1946 à août 2001, par le biais des deux méthodes que nous avons présentées ci-dessus.

TABLEAU 1

Résultats du test Cusum appliqué sur la densité spectrale	
Dates	Fréquence
1975 : 12	$10\pi/20 - 13\pi/20 - 16\pi/20 - 19\pi/20$
1981 : 08	$\pi/20 - 4\pi/20 - 7\pi/20$
Résultats de l'algorithme ICSS	
Dates	1946 : 10 - 1951 : 01 - 1972 : 12 - 1981 : 08 - 1990 : 10

Les résultats obtenus donnent à penser qu'ils sont très significatifs puisqu'ils coïncident avec des faits et des événements économiques assez importants. Les résultats nous montrent en particulier que la courbe de l'évolution de l'inflation aux États-Unis s'est aplatie durant les vingt dernières années puisque nous constatons que cette diminution en ampleur de l'inflation est stable et durable.

(1946.10 & 1951.01) : À la fin de la deuxième guerre mondiale, la demande de biens et services dépasse le niveau de production qui à son tour, a baissé considérablement à cause de la guerre. En conséquence, les prix avaient tendance à augmenter pour laisser place à une inflation élevée et instable qui a causé des torts graves puisqu'elle a affaibli la capacité de l'économie américaine à maintenir des conditions propices à une expansion soutenue et à la création d'emplois. Une telle inflation a suscité des incertitudes chez les consommateurs et les investisseurs et a engendré de pénibles cycles de surchauffe et de contraction, qui ont occasionné des difficultés pour un bon nombre d'américains. La forte inflation que les États-Unis ont connue à la fin de la deuxième guerre a érodé la valeur des revenus et de l'épargne. Elle a pénalisé tout particulièrement les américains qui ont un revenu fixe, notamment les personnes défavorisées. Nous estimons que l'année 1951 détectée par l'algorithme ICSS correspond bien à un point de retour à la normale. En effet, après la fin de la deuxième guerre mondiale, le retour à la productivité était progressif et la confiance a regagné le consommateur.

(1972.12) : Nous pensons que cette date détectée par l'algorithme ICSS résume considérablement la persistance de l'inflation relativement élevée entre les années soixante et les années soixante-dix puisque l'inflation annuelle a monté progressivement de 2 % à environ 10 % à la fin des années soixante-dix. Aux États-Unis, comme en Grande-Bretagne, l'inflation a commencé à accélérer de rythme longtemps avant l'explosion des prix à l'importation. Pendant les années 60, l'administration du Président JOHNSON a largement poursuivi les politiques keynésiennes précédemment présentées par le Président KENNEDY. Pendant plusieurs années, ces politiques semblaient globalement être couronnées de succès. La croissance de la productivité dans toute la première moitié des années 60 a été largement considérée comme satisfaisante et n'était jamais accompagnée par aucun degré sérieux d'inflation ou par aucune détérioration marquée dans la balance de paiement. En mi-1966, une nouvelle contrainte excessive sur les ressources, exprimée par l'augmentation des dépenses pour la défense en liaison avec la guerre du Vietnam, commence à se sentir à travers l'augmentation des taux d'intérêt. L'inflation américaine a continué à augmenter laissant croire à une mini-récession. Par ailleurs, une croissance de 13 % des importations entre le deuxième semestre de 1967 et le premier semestre de 1968 a contribué à une forte détérioration de la balance commerciale. Des mesures ont été prises concernant les conditions de la réserve bancaire. Cependant, l'élévation du taux d'escompte et la pression de la réserve fédérale sur les réserves des banques commerciales ne se sont pas montrées efficaces. Même l'augmentation tarifaire d'impôts destinée à la compensation de la dépense militaire et les nouvelles élévations substantielles des taux d'intérêt, n'ont pas empêché l'inflation de continuer son augmentation pendant l'année 1969. Les prix à l'importation des États-Unis étaient en hausse de 2 % par an alors que les exportations étaient pendant 1968-1970 au niveau le plus bas depuis la période d'après-guerre. Au même temps, une augmentation des salaires vient d'alourdir encore les dépenses publiques. PERRY [1980] considère que pendant les années 1968-1971 le salaire horaire moyen, négocié par les syndicats, augmentait plus rapidement que les prix à la consommation, sans que la croissance de la productivité suive proportionnellement le même rythme de progression. BROWN [1985] attirait l'attention particulièrement au salaire-poussant (Wage-push) et à l'accélération des dépenses à partir de 1968. De façon générale, un excédent de demande qui découle du contexte de guerre, semble avoir été la source principale de l'augmentation des salaires. On pensait que la réduction du niveau de la demande générale allait reproduire la stabilité des

prix. Mais une partie importante de la main d'œuvre américaine qui a négocié son salaire dans le cadre des contrats à long terme souvent d'une durée de trois ans, a favorisé la rigidité des prix à la baisse. De cette façon, les pressions inflationnistes ont continué à peser lourd sur l'économie américaine même pendant le chômage substantiel de la récession de 1969 et 1970. En outre, une croissance énorme des importations de 40 milliards à 70 milliards a été enregistrée entre 1970 et 1973, ce qui a causé une détérioration conséquente de tendance du compte courant dans la balance des paiements, qui est devenue dramatique en 1972.

(1975.12) : L'année 1975 est détectée par le test Cusum appliqué sur la densité spectrale. À ce point de changement de régime sont attribuées des fréquences de court et moyen terme. Nous énumérons ci-dessous les raisons pour lesquelles cette date pourrait être considérée comme point de changement de régime dans le processus inflationniste aux États-Unis.

En Août 1971, le président NIXON a annoncé des nouvelles mesures sans précédent dans l'histoire de la politique économique aux États-Unis. Ses mesures concernaient le contrôle quasi-total des prix et des salaires. L'adoption de ses mesures a laissé croire aux soupçons grandissants depuis l'expérience des années 60, que la capacité des politiques de gestion de la demande et de la maîtrise de l'inflation sont devenues de moins en moins efficaces. Une autre raison, selon beaucoup d'auteurs tels que BLINDER [1979] et BROWN [1985], est le désir du président Nixon d'accroître sa popularité en rassurant le peuple américain quant à l'efficacité de la conduite et la gestion du pays, dans l'espoir de gagner sa réélection en Novembre 1972. La fixation des prix a continué jusqu'en janvier 1973 où on a commencé à les libérer mais il s'est poursuivi dans certains secteurs (notamment l'alimentaire, la santé et la construction). Cependant, les salaires étaient gelés sauf quelques exceptions et l'inflation a beaucoup accéléré en particulier pendant l'été 1973. Et à partir d'août 1973, on a constaté un retour progressif à la libéralisation totale des prix qui s'est produit en avril 1974.

L'efficacité de la politique du contrôle des prix était le sujet d'une recherche empirique intense. GORDON [1973] constate que le contrôle des prix a évité entre 2 et 3,5 % d'inflation jusqu'à janvier 1973, mais considère que depuis mi-1973 les prix se sont rattrapés par rapport au niveau qu'ils auraient atteint sans contrôle. BROSWORDH et VROMAN [1977], en utilisant des équations estimées pour la période du contrôle des prix, estime que ces mesures ont réduit environ 0,5 % du taux annuel d'augmentation des prix. NADIRI et GUPTA [1977] ont également trouvé une réduction légère des salaires et des prix alors que Blinder [1979] trouvait la réduction maximale de l'indice des prix à la consommation de 1,6 %.

La période du contrôle des prix était accompagnée d'une augmentation stimulée de la demande par la politique fiscale expansionniste impliquant de grands déficits fédéraux. Et en quatrième trimestre de l'année 1973, l'OPEP a quadruplé le prix du pétrole que les États-Unis importaient massivement à l'époque, provoquant à la fin 1974, des augmentations généralisées des prix de l'énergie en détail allant jusqu'à 47 % et expliquant en partie l'accélération de l'inflation de cette période. En outre, l'élimination progressive du contrôle des prix et des salaires a permis surtout aux salaires de rattraper des niveaux plus hauts en amplifiant l'accélération de l'inflation américaine.

(1981.08) : C'est la seule date détectée conjointement par le test Cusum appliqué sur la densité spectrale et l'algorithme ICSS. Le test Cusum de la densité spectrale détecte ce point en lui affectant des fréquences de long terme. Notre argument en faveur de la détection de l'année 1981 est justifié par la vague de la désinflation que

TABLEAU 2

Indicateurs de l'Economie Américaine - en %							
Années	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976
Chômage	5.0	6.0	5.6	4.9	5.6	8.5	7.7
Inflation	5.6	3.5	3.4	8.3	12.1	7.4	5.1
Revenu Horaire	6.6	6.7	6.6	6.3	9.1	7.4	7.3

Source : Peter B. Clark (1985)

les États-Unis d'Amérique a pu connaître et qui est dite désinflation de VOCKLER concernant une nouvelle conduite de la politique monétaire. En effet, avant les années 1970, les retombées des chocs réels sur l'économie étaient considérées comme minimales. Les fluctuations considérables des prix du pétrole ont modifié ce point de vue et amené la réserve fédérale des États-Unis à repenser la mise en œuvre de la politique monétaire. Parallèlement à cela, la théorie relative aux cycles réels a montré en particulier qu'une économie bien rodée peut fluctuer de façon optimale autour de son sentier de croissance en régime permanent (steady state), et les tenants de la thèse des anticipations rationnelles ont mis en doute la capacité de la politique monétaire d'exercer une influence systématique et importante sur le secteur réel de l'économie.

Plus rigoureusement, il est à remarquer que la croissance inflationniste des années 70 a posé beaucoup de problèmes à l'économie américaine. En 1977, le chômage qui a été à environ 7 %, était suivi d'une augmentation des coûts de la main d'œuvre en 1978 et 1979 en raison de l'augmentation des taxes sur les salaires, ce qui a engendré une vague inflationniste qui s'est amplifiée avec la deuxième grande augmentation des prix du pétrole brusquement produite entre 1979 et 1980 et qui était causée par les contraintes d'approvisionnement et également par un accroissement intensif de la demande mondiale.

TABLEAU 3

Indicateurs de l'Economie Américaine - en %						
Années	1977	1978	1979	1980	1981	1982
Chômage	7.1	6.1	5.9	7.2	7.6	9.7
Inflation	6.6	9.0	12.8	12.5	9.6	4.5
Revenu Horaire	7.5	8.4	8.0	9.6	8.3	6.0

Source : Peter B. Clark (1985)

De manière plus détaillée, les politiques américaines post-1979 ont semblé incarner une bonne volonté de provoquer le marché en exerçant de plus grandes élévations des taux d'intérêt que les politiques des années 1974-75, et le taux d'escompte de la réserve fédérale a immédiatement progressé jusqu'à 12 %. Après l'avènement de Ronald REAGAN au pouvoir en novembre 1980, les taux d'escompte ont été soulevés à 14 % en mai 1981. Les propositions fiscales du président étaient nettement

différentes que les procédures prises en 1974-75. Le Président REAGAN a projeté de grandes réductions d'impôts. Les effets globaux de ces dernières mesures devraient conduire à la restauration de l'équilibre budgétaire fédéral d'ici 1984-85. L'année 1981, était marquée par la hausse du déficit fiscal alors que les taux d'intérêts étaient à un niveau assez élevé tournant au tour de 9 % et le chômage gardait la marge de 8 %. Actionnée par la mauvaise nouvelle qui provient du Mexique qui a fortement emprunté et qui a stipulé qu'il doute de rembourser ses emprunts aux États-Unis aux échéances prévues, toute l'économie américaine s'est embarquée sur une phase d'une croissance de la productivité favorisée par le repli des prix du pétrole et la réduction du taux de l'inflation à environ 5 %, mais aussi par le ralentissement de l'augmentation des salaires alors que le dollar, sous l'influence des taux d'intérêt élevés, a attiré le flux des capitaux étrangers, qui s'est apprécié d'environ 30 %.

(1990.10) : Cette date est détectée par l'algorithme ICSS et correspond à un bruit passager puisqu'aucune fréquence instable de long terme n'a pu accompagner l'identification de cette date. Nous pensons que quelques inquiétudes passagères se sont portées à l'égard de la préparation de la guerre du golfe du point de vue de sa durée et du volume des dépenses qu'elle aurait pu engendrer. Mais très rapidement, les américains ont pu faire la différence entre la guerre du Vietnam et la guerre du Golfe, qui était conduite par une coalition internationale et son financement était supporté principalement par le Koweït et l'Arabie Saoudite.

## 5 Conclusion

---

Dans cet article, la question de l'instabilité du processus de l'inflation américaine est soumise à un examen minutieux basé sur deux méthodes d'analyse. Les données sont longuement examinées dans les deux domaines temporel et fréquentiel. Cette étude est justifiée par le manque d'unanimité sur l'évidence empirique concernant l'instabilité. Le test d'instabilité appliqué à la densité spectrale, a l'avantage de pouvoir attribuer aux coupures détectées, différentes fréquences pouvant nous renseigner sur le terme de l'instabilité (court, moyen ou long terme). Par ailleurs, nous avons appliqué l'algorithme ICSS afin d'identifier l'ensemble des accidents survenus dans la série de l'inflation. Les résultats obtenus dans les deux approches, donnent à penser qu'ils sont très significatifs puisqu'ils coïncident avec des faits et des événements économiques assez importants. La seule coupure détectée à laquelle des fréquences de long terme sont attribuées semble coïncider avec l'année 1981. En dehors de cette date, nous avons enregistré d'autres points de changement de régime mais à l'exception de l'année 1975 à laquelle des fréquences de moyen terme sont attribuées, nous estimons que le reste des dates détectées correspond à des variations passagères de l'inflation. D'autre part, une interprétation possible des dates retenues par les tests a été proposée. Il est à noter enfin que les méthodes utilisées dans cet article sont non paramétriques, en conséquence l'efficacité de leurs mises en œuvre a nécessité l'emploi de données de grande taille. ■

## Références bibliographiques

- ADAK S. (1998). – « Time-Dependent Spectral Analysis of Nonstationary Time Series », *Journal of American Statistical Association*, n° 93, pp. 1488-1501.
- AHAMADA I. et BOUTAHAR M. (2002). – « Tests For Covariance Stationarity and White Noise with an Application to Euro/Us Dollar Exchange Rate », *Economics Letters*.
- ARTIS M.J., BLADEN-HOVELL R. et NACHANE D.M. (1992). – « Instability of Velocity of Money, a New Approach Based on the Evolutionary Spectrum », *Cepr disc paper*, n° 735.
- BLINDER A.S. (1979). – « Economic Policy and the Great Stagflation », Academic Press, London and New York.
- BILLINGSLEY P. (1968). – « Convergence of Probability Measures », New York, Wiley.
- BOSWORTH B. et Vroman W. (1977). – « An Appraisal of the Wage-Price Control Program », In Popkin, J. (ed.), *Analysis of Inflation, 1965-74*, pp. 67-112.
- BROWN A.J., assisted by Jane Darby (1985). – « World Inflation Since 1950 : An International Comparative Study », Cambridge U.P. for NIESR.
- DAHLHAUS R. (1996). – « Asymptotic Statistical Inference for Nonstationary Processes with Evolutionary Spectra », *In Athens conference on applied probability and time series analysis*. Springer-Verlag, New York.
- GORDON R.J. (1973). – « The Response of Wages and Prices to the First and Second Years of Control », *BPEA*, n° 3, 765-78.
- INCLAN C. et TIAO G.C. (1994). – « Use of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance », *Journal of the American Statistical Association*, 89, n° 427.
- NADIRI M. et GUPTA V. (1977). – « Price and Wage Behaviour in the U.S. Aggregate Economy and in Manufacturing Industries », In Popkin, J. (ed.), *Analysis of Inflation, 1965-74*, pp. 195-234.
- PERRY G.L. (1980). – « What Have We Learned about Disinflation ? », *BPEA*, 2, pp. 587-602.
- PLOBERGER W. et KRÄMER W. (1992). – « The Cusum Test with OLS Residuals », *Econometrica*, 60, n° 2, pp. 271-285.
- PRIESTLEY M.B. (1965). – « Evolutionary Spectra and Non-Stationary Processes », *Journal of Royal Statistical Society*, B 27, pp. 204-237.
- PRIESTLEY M.B. (1969). – « A Test for Non Stationarity of Time Series », *Journal of Royal Statistical Society*, 31, pp. 140-149.
- PRIESTLEY M.B. (1988). – « Non-Linear and Non-Stationary Time Series Analysis », Academic Press, London.
- PRIESTLEY M.B. (1996). – « Wavelets and Time-Dependent Spectral Analysis », *Journal of Time Series Analysis*, 17, n° 1.
- VON SACHS R. et NEUMANN M.H. (2000). – « A Wavelet-Based Test for Stationarity », *Journal of Time Series Analysis*, 21, n° 5.

