

JOURNAL DE LA SOCIÉTÉ STATISTIQUE DE PARIS

MICHEL TERRAZA

Analyse spectrale de l'indice nominal des prix du vin de consommation courante

Journal de la société statistique de Paris, tome 121, n° 1 (1980), p. 30-45

[<http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1980__121_1_30_0>](http://www.numdam.org/item?id=JSFS_1980__121_1_30_0)

© Société de statistique de Paris, 1980, 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 SPECTRALE DE L'INDICE NOMINAL DES PRIX DU VIN DE CONSOMMATION COURANTE

Michel TERRAZA

Assistant de sciences économiques Université de Montpellier I

L'analyse spectrale de l'indice nominal des prix du vin de consommation courante montre la prééminence des phénomènes de long terme sur ceux de période plus courte. Un processus autorégressif du premier ordre apparaît, en première analyse, comme un modèle adéquat pour représenter cette série des prix.

The spectral analysis of the currently consumed wine price nominal index shows the prevalence of long term phenomena over the shorter term ones. A first order self regressive process appears in a first analysis like an adequat model to represent the price series.

Eine Spektralanalyse der Preise der Weine, die im allgemeinen getrunken werden, zeigt das Uebergewicht der Entwicklung der Preise für lange Perioden über diejenigen von kurzer Dauer. Ein autoregressiver Prozess der ersten Ordnung erscheint auf Grund einer ersten Analyse als ein passendes Modell um diese Preisserie darzustellen.

Le prix du vin est l'élément fondamental qui intervient dans le calcul du revenu du viticulteur. L'étude dans le domaine des fréquences de l'évolution de ce prix, permet d'affiner la connaissance des mouvements qui l'animent, connaissance obtenue, le plus souvent à l'aide des méthodes traditionnelles d'étude des séries temporelles.

L'indice nominal des prix du vin de consommation courante ⁽¹⁾ offre l'avantage d'une période d'observation suffisamment longue pour qu'une analyse spectrale puisse lui être appliquée ⁽²⁾. Cet indice concerne les quatre départements de l'Aude, du Gard, de l'Hérault et des Pyrénées-Orientales. Il est toutefois un bon indicateur des variations nationales, la production régionale de ce vin représentant en moyenne 53,1 % de la production totale (moyenne de 1970 à 1975).

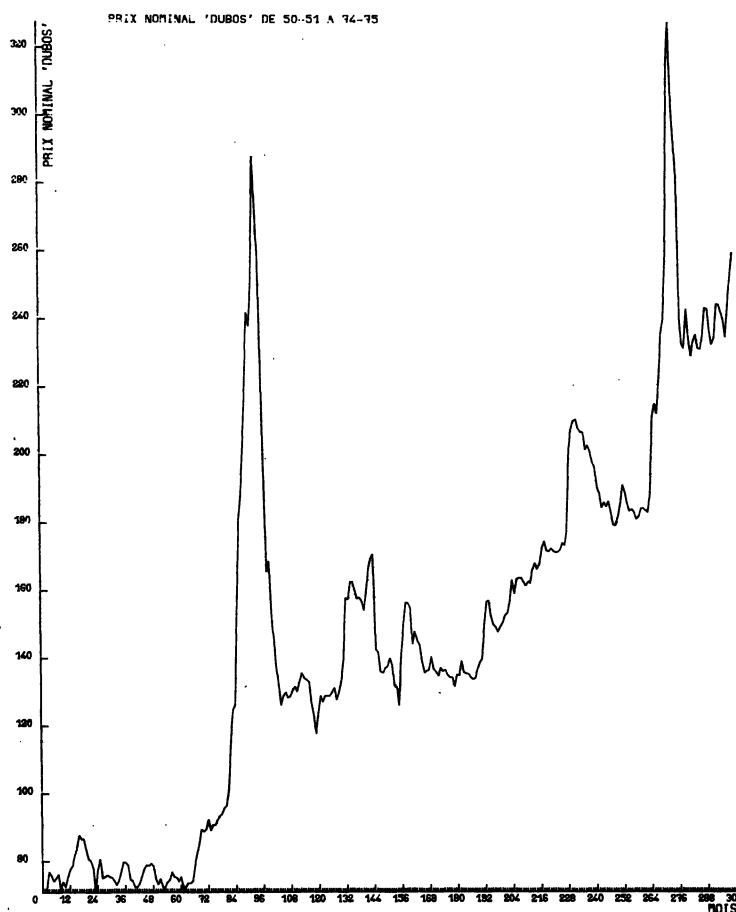
Le profil temporel de l'indice couvrant la période 1950-51 à 1974-75 (300 observations) nous révèle (graphique 1) :

- l'existence d'une tendance,
- l'absence apparente de cycles et de variations saisonnières,
- des fluctuations « accidentelles » très prononcées aux campagnes 1957-58 et 1972-73.

1. Cet indice (base 100 en 1948-49) élaboré à l'origine par MM. Collet, Dubos, et Saumade est maintenant construit par MM. Dubos et Roux. Il est actuellement publié dans la revue bimensuelle « la situation du marché vinicole » (Institut national de la recherche agronomique de Toulouse) dont le rédacteur est M. Jean Dubos. La méthodologie de cet indice est clairement exposée par M. Dubos J. [3] pp. 7 à 11.

2. Cf. Terraza [14] pour les notations et les définitions utilisées dans cet article.

GRAPHIQUE 1



La tendance comme composante de la série, confirmée par les tests de Spearman ($R = 58852,005$) et de Von Neumann ($V. N. = 0,021$) a été estimée par la méthode des moindres carrés simples sur les trois fonctions : linéaire, exponentielle et puissance. Le résultat de ces ajustements est consigné dans le tableau I. Ces calculs sont révélateurs de la présence d'un trend que l'on peut choisir linéaire les différences n'étant pas significatives entre les divers ajustements.

La disposition selon un tableau de Buys-Ballot (tableau 2 a) des données nous permet de corroborer l'hypothèse de fluctuations non significatives entre les mois.

En moyenne l'indice des prix s'accroît du début à la fin de la campagne viticole. L'évolution similaire de l'écart-type nous incite à observer la structure du tableau qui démontre que ces accroissements sont le résultat de l'évolution de l'indice au cours des campagnes 1957-58 et 1972-73. A ces dates les plus fortes valeurs ont été enregistrées au mois de mai.

L'analyse de variance réalisée à partir du même tableau de Buys-Ballot permet de tester si les sources de variation entre moyennes d'années et de mois sont significatives ou non. La valeur du coefficient de Fisher (215,1) pour les premières est un test supplémentaire

d'existence d'une tendance, la valeur 1,3 pour les secondes permet d'affirmer l'absence de composantes cycliques de douze mois ⁽¹⁾.

TABLEAU 1

Fonctions	Ajustements	Coefficient de corrélation et test de Fisher	Test de Student des coefficients de régression	Test sur les résidus ⁽¹⁾
$X(t) = at + b$ $\bar{X} = 148,52$ $\sigma_x = 56,38$	$X(t) = 0,54 t + 67,22$ (0,0012) (3,6593)	$r = 0,83$ $F = 658,6$	$\frac{d}{\sigma d} = 443,1$ $\frac{b}{\sigma b} = 18,4$	$N^*(0,1) = 9,05$ $DW^*(1\%) = 1,739$ $DW^*(5\%) = 1,817$
$X(t) = e^{at+b}$ $\text{Log } X(t) = at + b$	$\text{Log } X(t) = 0,004 t + 4,323$ (≈ 0) (0,0230) $X(t) = e^{0,004 t + 4,323}$	$r = 0,87$ $F = 893,9$	$\frac{d}{\sigma d} = 516,9$ $\frac{b}{\sigma b} = 187,9$	$N^*(0,1) = -8,96$ $DW^*(1\%) = 1,739$ $DW^*(5\%) = 1,817$
$X(t) = bt^a$ $\text{Log } X(t) = \text{Log } b + a \text{ Log } t$	$\text{Log } X(t) = 3,368 + 0,330 \text{ log } t$ (0,0008) (0,0686) $X(t) = 29,02 t^{0,33}$	$r = 0,86$ $F = 537,9$	$\frac{d}{\sigma d} = 400,3$ $\frac{b}{\sigma b} = 49,1$	$N^*(0,1) = -9,15$ $DW^*(1\%) = 1,739$ $DW^*(5\%) = 1,817$

1. HART B. I. [6], LANGASKEN Y. [10].

TABLEAU 2 a

Mois	Sept.	Oct.	Nov.	Déc.	Janv.	Fév.	Mars	Avril	Mai	Juin	Juill.	Août
Caractéristiques												
Moyennes	145,6	145,6	145,2	146,1	146,5	147,2	147,8	149,6	151,9	151,6	151,2	153,8
Écart-type	51,4	51,0	50,1	52,2	53,7	54,5	55,5	61,3	64,9	61,3	60,1	57,5

TABLEAU 2 b

Campagnes	1950	1951	1952	1953	1954	1955	1956	1957	1958	1959	1960	1961	1962
Caractéristiques	—51	—52	—53	—54	—55	—56	—57	—58	—59	—60	—61	—62	—63
Moyennes . .	74,3	81,2	76,2	76,2	74,3	80,8	100,8	227,4	144,5	129,4	132,6	161,2	136,5
Écart-type . .	2,0	4,6	2,3	2,6	1,3	7,5	13,0	37,2	20,0	5,3	8,2	5,1	4,6
	1963 —64	1964 —65	1965 —66	1966 —67	1967 —68	1968 —69	1969 —70	1970 —71	1971 —72	1972 —73	1973 —74	1974 —75	
Moyennes . .	145,5	135,6	137,2	153,1	163,8	172,7	204,1	184,9	184,2	259,4	234,9	242,3	
Écart-type . .	7,4	2,0	4,1	4,3	2,6	1,8	4,4	3,7	2,3	40,6	4,5	7,5	

1. Au seuil de 5 % : Pour le test années : $v_1 = 24$, $v_2 = 3\ 289$, $F\alpha = 1,52$
 Pour le test mois : $v_1 = 11$, $v_2 = 3\ 289$, $F\alpha = 1,79$

La distribution des moyennes et des écarts-types par campagne est consignée dans le tableau 2 b.

Les perturbations enregistrées sur la chronique aux campagnes 1957-58 et 1972-1973 n'ont eu ni la même importance ni la même durée. La première débute en septembre 1956 et finit en février 1958. En 1957-58 la hausse de l'indice par rapport à celui de 1956-57 a été de 225,6 %, la baisse qui a suivi en 1958-59 a été de 63,5 %. La seconde n'a vécu que l'espace de la campagne viticole, et les taux de variation par rapport aux campagnes adjacentes ont été de 144,5 % et de 90,6 %. Ces deux fluctuations accidentelles correspondent aux baisses « drastiques » des récoltes aux mêmes périodes : respectivement 39,5 % et 32,4 % de la campagne précédente et pour les quatre départements de la région.

Les variations à la hausse des prix du vin de consommation courante est donc sensible à une baisse importante de la récolte mais cette sensibilité paraît s'amenuiser avec le temps. En revanche, les hausses de production ne semblent pas affecter le cheminement temporel de l'indice comme le prouvent les chiffres des campagnes 1962-63, 1965-66 et 1972-73. Les faibles récoltes permettent aux prix du vin de consommation courante d'évoluer par palier et de suivre la courbe de l'indice général des prix ⁽¹⁾.

* * *

L'analyse spectrale ⁽²⁾ de l'indice régional des prix du vin de consommation courante doit permettre, entre autre, d'appréhender, au niveau du spectre de puissance, les résultats de l'étude du profil temporel.

Le spectre des données naturelles décroît lorsque les fréquences parcourent le domaine de variation $(0, 1/2)$ (graphique 2).

La « forme typique de Granger » n'est pas toutefois uniforme. A la période de 3 mois 26 jours, une pointe de variance rompt la monotonie du graphe. Elle laisse supposer l'existence d'un cycle court dans la série temporelle.

Le tableau suivant résume par quelques points les valeurs des puissances spectrales calculées pour un retard $m = 60$.

j	1	4 → 5	9 → 10	14	18	31	35	60
ω_j	$\frac{\pi}{60}$	$\frac{\pi}{15} \rightarrow \frac{\pi}{12}$	$\frac{3\pi}{20} \rightarrow \frac{\pi}{6}$	$\frac{7\pi}{30}$	$\frac{3\pi}{10}$	$\frac{31\pi}{60}$	$\frac{7\pi}{12}$	π
T_j ⁽³⁾	120 mois	30 → 24 mois mois	13 → 12 mois mois	8 mois 17 jours	6 mois 20 jours	3 mois 26 jours	3 mois 12 jours	2 mois
$\hat{g}_x(\omega_j)$	77 190,8	5 303,8 → 4 761,6	541,1 → 551,1	342,4	180,7	92,8	70,8	23,9

Le spectre des données naturelles révèle aux basses fréquences des valeurs de $\hat{g}_x(\omega_j)$ importantes. Les puissances spectrales des trois premiers points d'estimation expliquent 90 % de la variance totale de la série.

Le « tassement » de la puissance aux points $j = 4,5$ peut signifier la présence d'une composante cyclique de période 30 à 20 mois. Cette hypothèse est confirmée par la présence

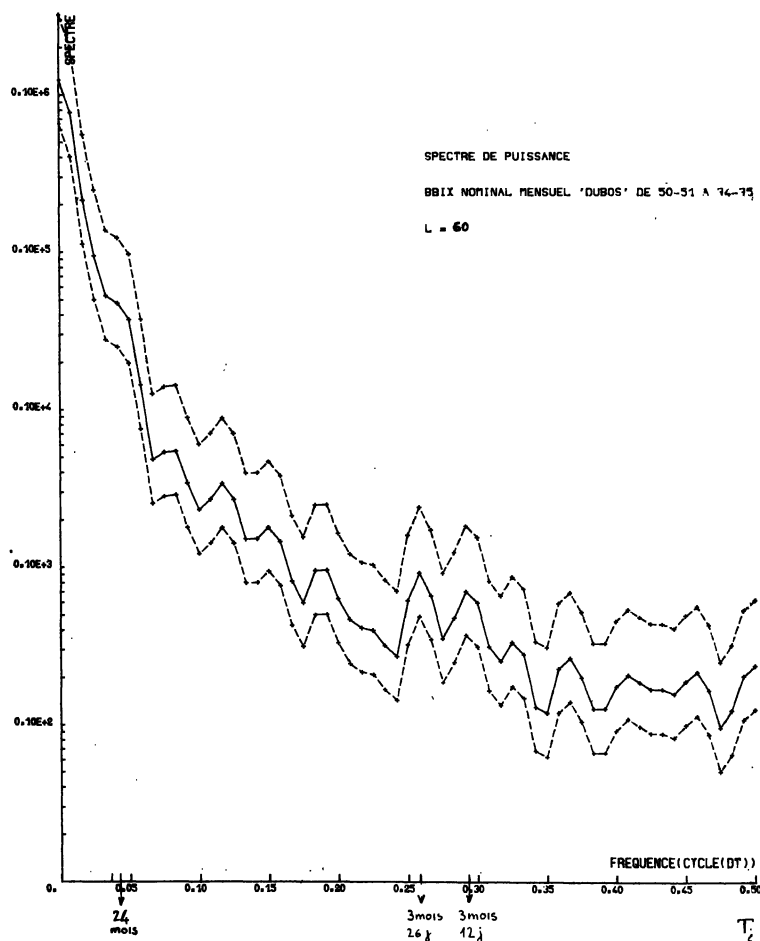
1. BADOUIN R. [1] p. 5.

2. TERRAZA M. [14] (annexe).

3. On sait que $\omega_j = 2\pi\lambda_j = \pi j/m = 2\pi/T$, (λ_j la fréquence de la composante j est, par définition, égale à $j/2m$) d'où $T_j = m \times 2/j$.

de pointes de variances décroissantes en $j = 9-10, 14, 18$ et 23 qui peuvent s'interpréter, dans cette première analyse, comme les harmoniques d'un cycle de 24 mois. Le fait que la puissance spectrale de la quatrième harmonique ne soit pas significative laisse supposer que le pic dans la bande de période de 3 mois 26 jours à 3 mois 12 jours est indépendant de l'observation précédente.

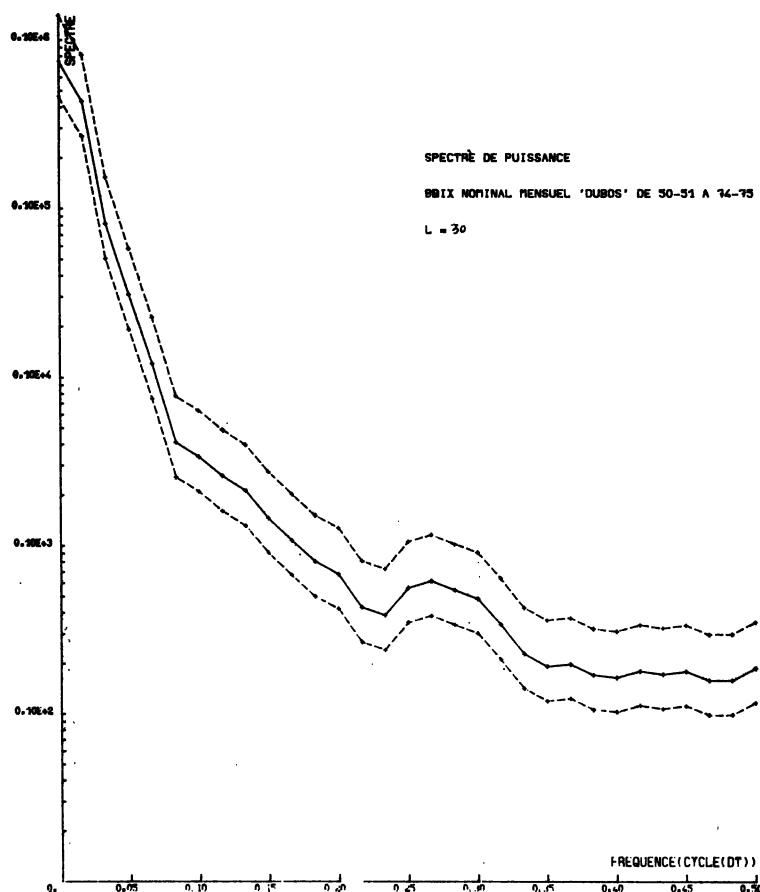
GRAPHIQUE 2



L'existence du trend, mis en exergue, au sein de la série temporelle contribue aux fortes puissances des premiers points d'estimation. Le phénomène de « fuite » à travers la fenêtre de Tukey-Hanning risque donc de perturber l'allure du spectre aux fréquences adjacentes à celles où se concentre la puissance de ce trend (fréquence 0 et $1/60$). Le point $j = 6$, qui indique un arrêt de la baisse brutale des puissances aux basses fréquences peut montrer la présence d'une harmonique d'un cycle très long que le spectre ne peut révéler soit à cause de la perturbation à ces fréquences du phénomène de « fuite » soit par l'insuffisance de points d'estimation qui permettraient de situer sa période.

Toutefois la technique de la « fermeture de la fenêtre spectrale » (graphique 3) nous incite à nuancer ces hypothèses. Le spectre de puissance est instable aux très basses fréquences; le tassement observé au point $j = 6$ n'apparaît pas en $j = 3$ sur ce graphique. Par contre la composante de période comprise entre 3 et 4 mois reste significative.

GRAPHIQUE 3



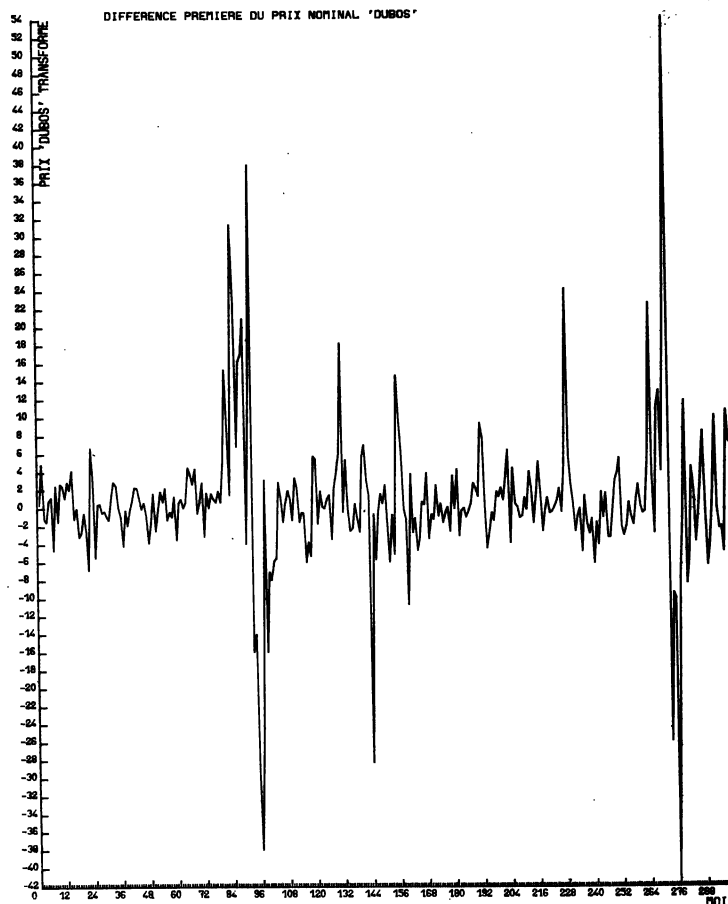
La perturbation sur le spectre de puissance occasionnée par la présence d'une tendance dans la série temporelle peut être réduite en transformant l'indice des prix du vin de consommation courante à l'aide des filtres des différences successives d'ordre p et des différences de moyennes mobiles simples.

La tendance pouvant, en première approximation, être assimilée à une fonction linéaire nous utilisons le premier filtre avec $p = 1$. Les deux premiers points du spectre ($j = 0,1$) concentrent l'essentiel de la puissance du trend et des cycles très longs. Pour une estimation du spectre avec un retard de $m = 60$, le point $j = 2$ a pour fréquence angulaire $\omega_j = \frac{2\pi}{60}$. On choisit donc la longueur de la moyenne mobile de telle sorte que le premier point d'intersection de la fonction de gain du filtre avec la droite d'ordonnée un ait pour abscisse la même fréquence angulaire.

La longueur de la moyenne mobile est alors $2q = 60$.

Les graphiques 4 et 5 nous montrent l'efficacité des filtres pour éliminer la tendance de la série. Les histogrammes des données naturelles et transformées nous confirment que les modifications se sont réalisées de façons différentes en fonction du filtre mais aussi (histogramme des différences premières) que l'approximation de la tendance par une fonction linéaire, est justifiée.

GRAPHIQUE 4



L'analyse spectrale de la série transformée par les différences premières successives est résumée dans le tableau 3 ci-après. Il enregistre pour leur période, ou intervalle de période, l'importance des pics significatifs, avant et après recoloration, dans l'intervalle de confiance $(100-0,05) \%$, par leur contribution à la variance totale de la série temporelle ⁽¹⁾.

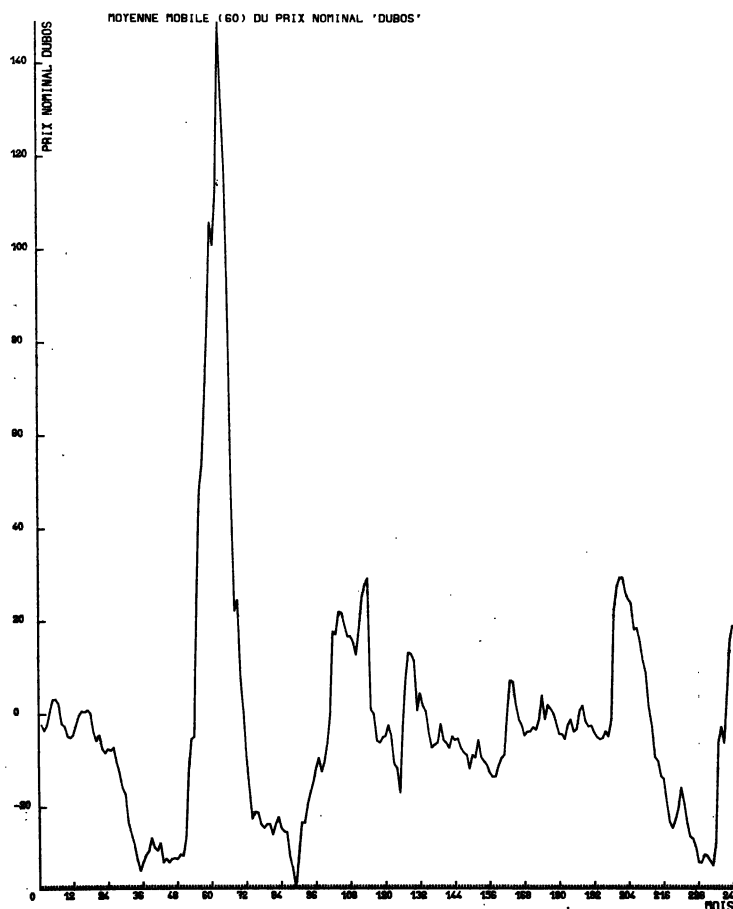
La réduction de la puissance relative aux très basses fréquences résout le problème de la « fuite » à travers la fenêtre spectrale de Tukey-Hanning. Les valeurs du spectre recoloré, $\hat{g}_x(\omega_j)$, comparées à celles de $\hat{\tilde{g}}_x(\omega_j)$ montrent l'intensité de la perturbation aux basses fréquences.

1. Les valeurs de j entre parenthèses indiquent les contributions à la variance de la série non significatives dans l'intervalle de confiance. La relation $\hat{g}_x(\omega_j) = \hat{\tilde{g}}_x(\omega_j)/T(\omega_j)$ n'est pas vérifiée dans le tableau en raison des valeurs approchées de (ω_j) .

TABLEAU 3

j	(2)	(3 → 4)	5 → 6	(7)	(12)	(16)	17	(18)	(30)	31 → 36	(37)	(43 → 47)
ω_j	$\frac{\pi}{30}$	$\frac{\pi}{20} \rightarrow \frac{\pi}{15}$	$\frac{\pi}{12} \rightarrow \frac{\pi}{10}$	$\frac{7\pi}{60}$	$\frac{\pi}{5}$	$\frac{4\pi}{15}$	$\frac{17\pi}{60}$	$\frac{3\pi}{30}$	$\frac{\pi}{2}$	$\frac{31\pi}{60} \rightarrow \frac{3\pi}{45}$	$\frac{37\pi}{60}$	$\frac{43\pi}{60} \rightarrow \frac{47\pi}{60}$
T_j	60 mois	40 mois → 30 mois	24 mois → 20 mois	17 m 4 j	10 m	7 mois 15 j	7 mois 1 j	6 mois 20 j	4 mois	3 mois → 3 mois 26 j	3 mois 7 j	2 mois → 2 mois 23 j
$\hat{\theta}_y(\omega_j)$	141,1	202,3 → 213,6	258,3 → 257,5	174,2	103,9	104,6	134,3	99,6	69,4	95,1 → 90,1	67,4	39,8 → 41,8
$T(\omega_j)$	0,01	0,02 → 0,04	0,10 → 0,10	0,13	0,38	0,66	0,74	0,82	2,00	2,10 → 2,62	2,72	3,26 → 3,56
$\hat{\theta}_x(\omega_j)$	12 879,1	8 215,6 → 4 888,2	3 789,7 → 2 631,0	1 311,5	272,0	158,0	181,2	120,9	34,7	45,2 → 34,4	24,8	12,2 → 11,8

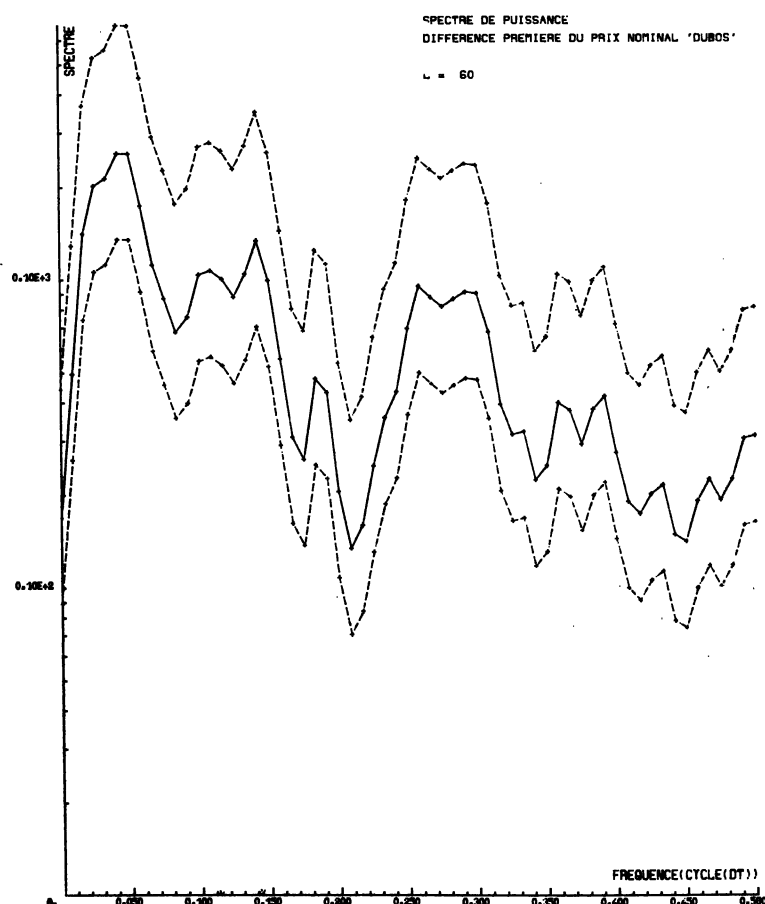
GRAPHIQUE 5



Le spectre de la série filtrée fait apparaître des pics significatifs stables (pour $m = 30$) aux périodes ou intervalles de périodes : 40 à 20 mois, 7 mois 15 jours, 3 mois 26 jours à 3 mois 10 jours (graphiques 6 et 7).

La première et la dernière de ces pointes de variance corroborent le résultat de l'analyse spectrale des données naturelles qui décelait un tassement des puissances spectrales aux points $j = 5, 6$ et un renflement du spectre aux hautes fréquences. Il faut interpréter ces observations avec prudence, compte tenu de l'application du filtre à la série temporelle. En effet les puissances spectrales recolorées des fréquences adjacentes à celles où apparaissent les pics nous permettent d'infirmar la présence d'un cycle long périodique aux basses fréquences. La fonction de gain du filtre est croissante sur $[0, \pi]$ et comme la diminution des puissances, enregistrée sur le spectre des données naturelles après le tassement aux points $j = 5, 6$, est importante, cette fonction va privilégier la puissance des points $j = 5, 6$. Le pic significatif sur la bande de période 40 à 20 mois n'est qu'un « artefact » dû à la procédure de filtrage.

GRAPHIQUE 6



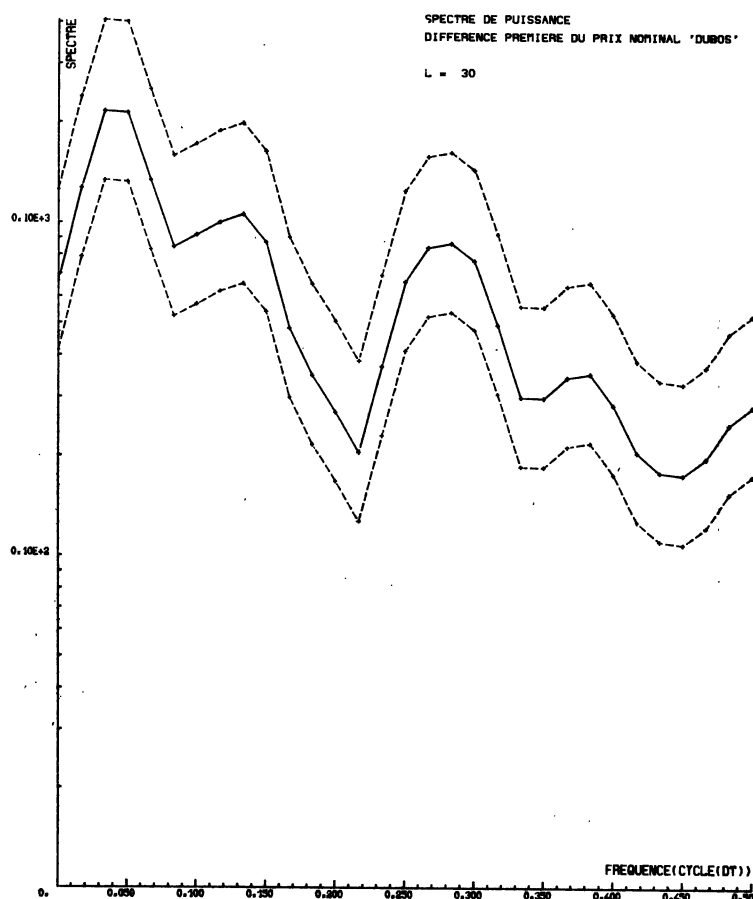
Il possède, en raison de la méthode d'estimation du spectre, des harmoniques. Ce sont les pics aux points $j = 12, 17$ mentionnés dans le tableau.

Aux hautes fréquences, comme nous le prévoyions, le cycle couvrant l'intervalle de période 3 mois 26 jours à 3 mois 10 jours est très apparent et reste significatif après recoloration du spectre. Mais cette opération montre que son importance est mineure si on compare sa variance à celle de la série (elle est de l'ordre de 0,5 %).

Bien que légèrement décroissant le spectre du graphique 6 ne fait pas apparaître la

« forme typique de Granger ». Cela tient au fait que le filtre utilisé influe sur toutes les puissances du spectre. L'emploi des différences de moyennes mobiles simples, qui modifient essentiellement les puissances des basses fréquences du spectre, doit se montrer plus adéquat pour connaître la nature et l'importance des puissances de moyennes et hautes fréquences malgré l'inhérente perte d'information aux extrémités de la série temporelle.

GRAPHIQUE 7

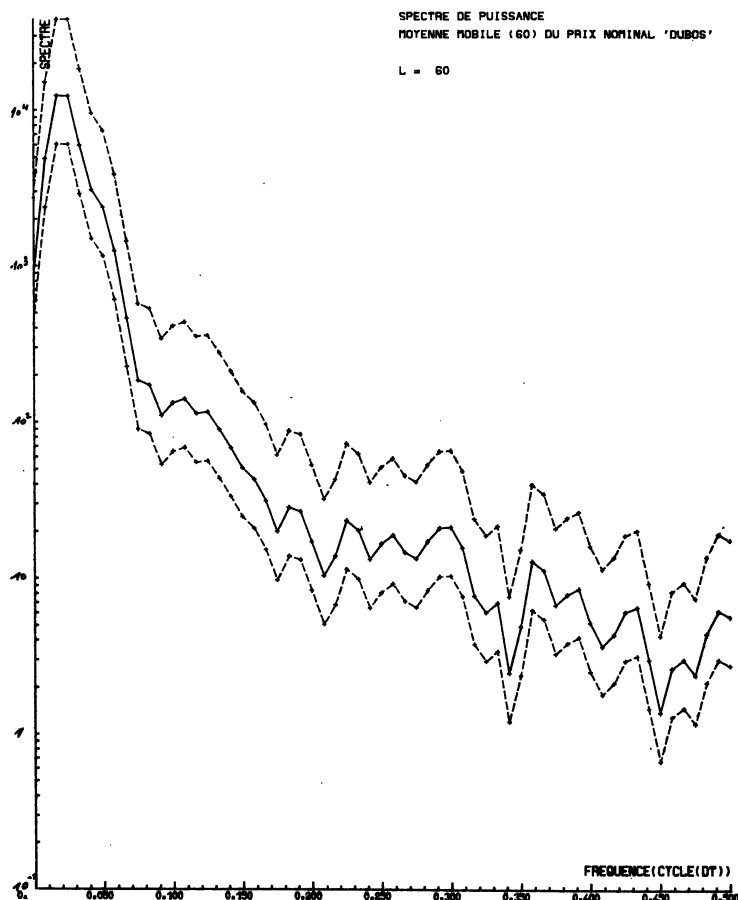


Comme pour le filtre précédent le tableau ci-après résume l'analyse spectrale, pour un retard maximum $m = 60$, de la série chronologique filtrée.

j	(1)	2 → 3	(4)	36	43 → 47
ω_j	$\pi/60$	$\pi/30 \rightarrow \pi/20$	$\pi/15$	$\frac{3\pi}{5}$	$\frac{43\pi}{60} \rightarrow \frac{47\pi}{60}$
T_j	120 m	60 m → 40 m	30 m	3 m 10 j	2 m 23 j → 2 m 16 j
$\hat{\rho}_y(\omega_j)$	4 882,3	12 423,6 → 12 364,6	5 952,9	21,4	12,9 → 8,6
$T_s(\omega_j)$	0,13	1 → 1,46	1	0,94	1,004 → 0,997
$\hat{\rho}_x(\omega_j)$	36 945,4	12 423,6 → 8 420,3	5 952,9	21,4	12,7 → 8,5

Les graphiques 8 et 9 illustrent le pic, de période 60 à 40 mois, très significatif et stable du tableau synoptique. La recoloration des puissances aux basses fréquences du spectre confirme l'absence d'une pointe de variance en ces points d'estimation.

GRAPHIQUE 8



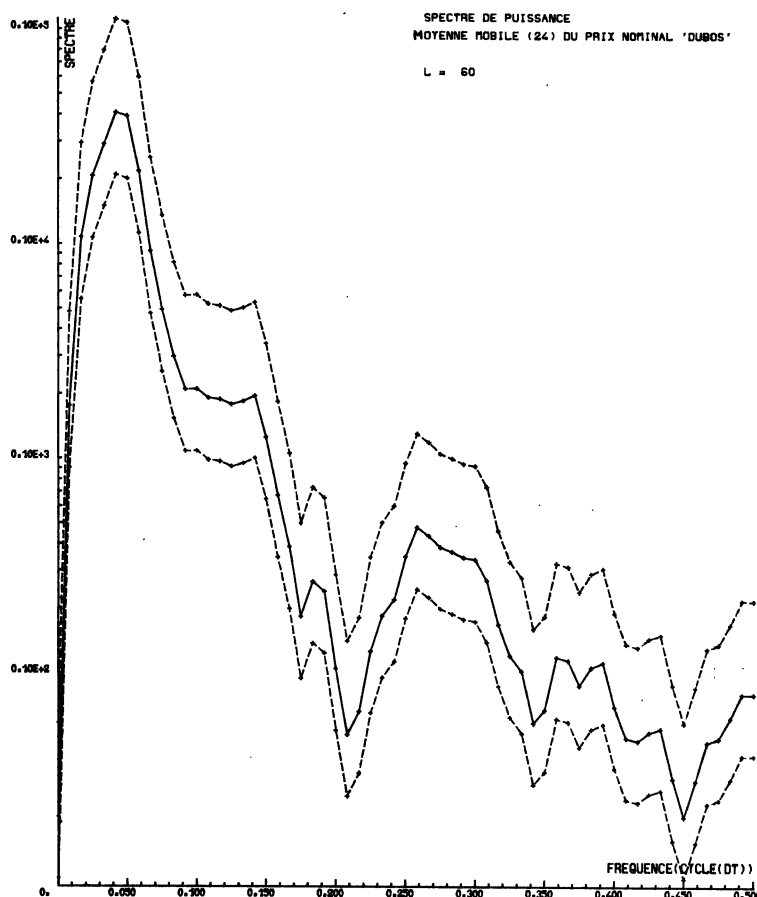
Le pseudo-pic engendré par la transformation des données, s'explique aisément par la forme du graphe de la fonction de gain du filtre ⁽¹⁾.

Ainsi la diminution de puissance constatée entre les points $j = 2$ et $j = 3$ du spectre des données brutes est compensée par la valeur supérieure à un, en $j = 3$, de cette fonction.

C'est pourquoi, lorsqu'un spectre de données naturelles est décroissant des basses aux hautes fréquences, celui des données filtrées sera croissant jusqu'à la fréquence correspondant au premier point d'ordonnée égale à un de la fonction de gain. Il décroîtra généralement au-delà, faisant apparaître un pic qui ne sera, la plupart du temps, qu'un « artefact » dû à la procédure de filtrage. Nous pouvons justifier cette conclusion en choisissant un

1. TERRAZA M. [14].

GRAPHIQUE 9



filtre dont la moyenne mobile est telle que $2q = 24$. Le pic très significatif de période 24 mois apparaît sur le graphique 10 ⁽¹⁾.

Le spectre de la série, filtrée par les différences d'une moyenne mobile de longueur $2q = 60$, a une allure similaire à celui des données naturelles aux moyennes et hautes fréquences.

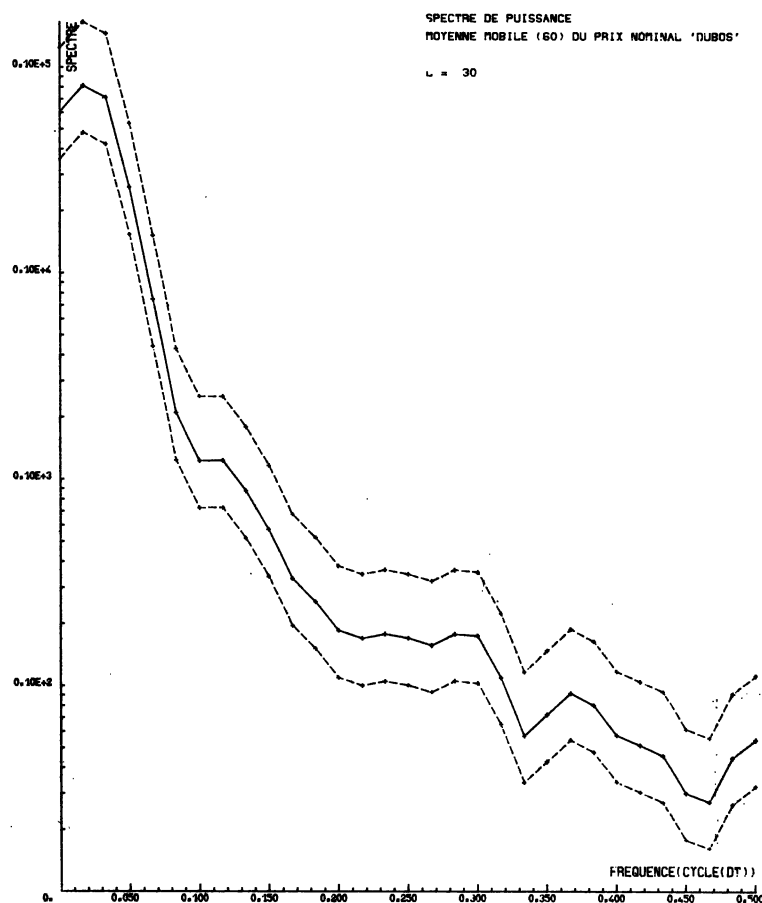
Toutefois le pic, au point $j = 6$, reste significatif et stable, mais il ne représente guère que 0,03 % de la variance totale de la série temporelle.

* * *

Les filtres des différences premières successives et des différences de moyennes mobiles simples s'avèrent efficaces pour réduire, sinon éliminer totalement, le lissage, d'une partie

1. Ce graphique illustre l'une des conclusions à laquelle nous sommes parvenus dans un précédent article (cf. TERRAZA M. [14]). La fonction de gain, de par la concavité de son graphe, à l'origine des axes, tournée vers les ordonnées positives, réduit d'autant plus les basses fréquences que la longueur de la moyenne mobile est courte. Toutefois, le graphique 10 nous révèle que les points d'estimation, où la puissance spectrale est diminuée, sont trop nombreux pour analyser les éventuelles fluctuations de longue période de la série.

GRAPHIQUE 10



des puissances du spectre, occasionné par la « fuite » à travers la fenêtre spectrale de puissances de basses fréquences trop importantes. Si on émet l'hypothèse qu'un trend, linéaire en première approximation, peut être assimilé à un cycle de longue période, il concentrera ses effets au voisinage de la fréquence nulle sur le spectre de la série dont il est issu.

Un spectre décroissant sur le domaine $\omega \in [0, \pi]$ est donc révélateur de la présence d'une tendance et (ou) de cycles longs au sein de la série temporelle.

Si nous supposons la quasi-périodicité de ces cycles longs, la réduction de leur puissance, avec le maintien des composantes de fréquences plus hautes, à l'aide d'un filtre, devrait les faire apparaître sur le spectre, aux basses fréquences, comme pic principal, ou comme harmonique s'ils se concentrent au voisinage de la fréquence nulle. L'analyse spectrale de l'indice des prix du vin de consommation courante ne confirme pas cette hypothèse, les spectres recolorés de la série filtrée sont continûment décroissants sur $\omega \in [0, \pi]$. Nous pouvons supposer que celle de Mandelbrot ⁽¹⁾, qui suggère que chacun des points d'estimation des basses fréquences représente la puissance d'un cycle a-périodique de la série temporelle, trouve dans cet exemple sa justification.

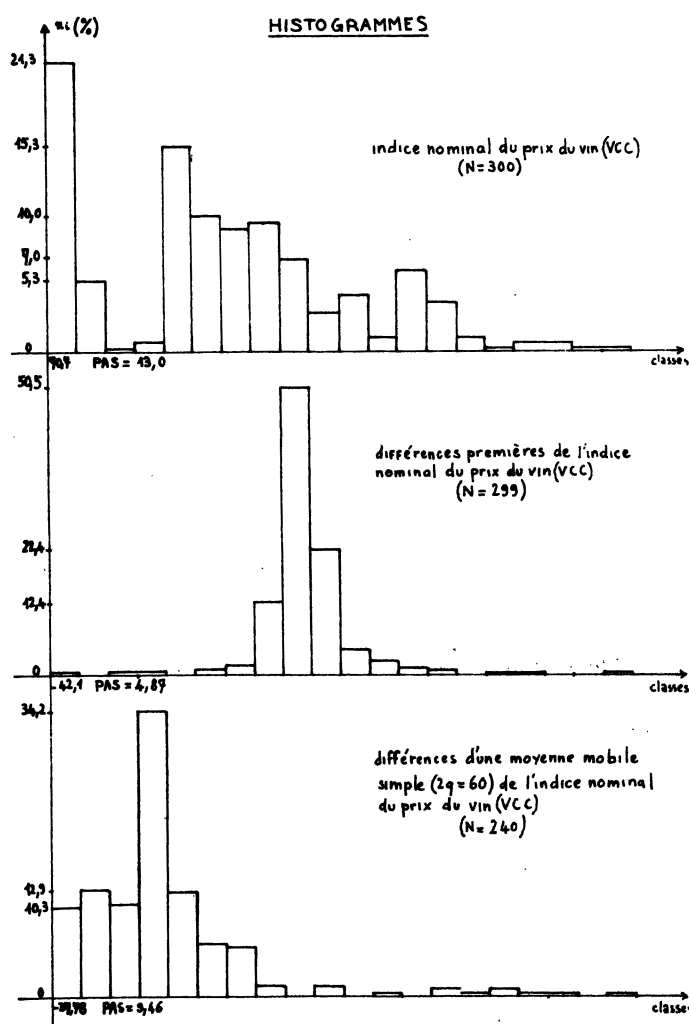
1. MANDELBROT B. [11].

Pour vérifier cette affirmation il nous faudrait disposer d'un nombre plus important d'observations homogènes de l'indice des prix. La base de celui-ci étant 1948-1949, nous avons été astreints à réaliser l'analyse spectrale de la série, rectifiée des deux fluctuations exceptionnelles de 1957-58 et 1972-73, sur l'ensemble de la période puis sur les deux cents premières observations. Le résultat de cette étude confirme le précédent et n'apporte pas d'éléments importants concernant la structure du processus.

Le cycle court de période moyenne de 3 mois est difficile à interpréter du fait qu'il peut résulter de multiples facteurs : l'opération de filtrage, la procédure d'estimation des spectres, la tendance en variance (elle décroît de 37 % avec l'accroissement de 0 à 60 de m pour la série naturelle), les fluctuations accidentelles (le pic n'est pas significatif sur le spectre des données rectifiées), l'influence d'autres variables du marché du vin (consommation taxée, par exemple, qui possède un cycle de 3 mois).

En tout état de cause sa puissance mineure n'en fait pas un élément fondamental dans la recherche de la structure du processus stochastique.

Il apparaît, à l'issue de cette étude, que les phénomènes de long terme, matérialisés par des cycles lents a-périodiques, ont une prédominance incontestable sur ceux du court



terme. Ils se confondent avec la tendance pour donner au spectre de l'indice des prix du vin de consommation courante son allure continûment décroissante des basses aux hautes fréquences. Il a le caractère du spectre d'un processus de Markov du premier ordre ⁽¹⁾ :

$$x(t) - x = \rho [x(t-1) - \bar{x}] + \varepsilon(t) \quad 0 \leq \rho \leq 1$$

où ρ est le coefficient d'autocorrélation de pas unité et $\varepsilon(t)$ un processus aléatoire.

La série temporelle analysée est donc la réalisation d'un processus stochastique de la forme ⁽²⁾ :

$$x(t) = 0,989x(t-1) + 4,157 + \varepsilon(t)$$

L'indice des prix du vin de consommation courante, à l'époque t , est déterminé, essentiellement par la connaissance de l'indice à l'époque antérieure.

Le coefficient $\rho = 0,989$ caractérise l'effet des composantes de basses fréquences de la série temporelle et donc celle de la tendance en particulier. Si l'on excepte ces fluctuations, il semble que la détermination à court terme des prix analysés soit la résultante de phénomènes aléatoires. Cependant cet indice des prix est calculé tous les mois à l'aide d'une moyenne, pondérée par l'importance relative des différentes places de cotations qui enregistrent les cours hebdomadairement. Ces cotations sont elles-mêmes le résultat d'une moyenne, arithmétique, pondérée par la tranche de degré-hectolitre à laquelle elles appartiennent. L'indice obtenu atténue alors les fluctuations des cours ⁽³⁾ et élimine les éventuelles composantes de période inférieure à un mois.

Une analyse spectrale des prix hebdomadaires, d'une tranche de degré déterminé, pour l'ensemble (ou pour une) des places de cotation, permettrait d'approfondir la connaissance de la structure du processus aléatoire dont la série des prix du vin de consommation courante est la réalisation.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] BADOVIN R. : « L'économie Viti-Vinicole ». *Économie Méridionale*, n° 90, 2^e trim. 1975.
- [2] BOULET D., LACOMBE Ph., LAPORTE J.-P., LIFRAN R. : « La question viticole, essai d'analyse économique ». Institut National de la Recherche Agronomique, série Études et Recherches, n° 24. Montpellier, septembre 1976.
- [3] DUBOS J. : « L'articulation et la mesure des variables qui influencent le marché vinicole et leur utilisation à la prévision ». Dunod, 1966.
- [4] DUBOS J. : « Liaisons stochastiques en économie ». Dunod, 1971.
- [5] GRANGER C.W.J. : « The typical spectral shape of an economic variable ». *Econometrica*, vol. 34, juillet 1966.
- [6] HART B.I. : « Tabulation of the probabilities for the ratio of the Mean Square Successive difference to the variance » *Annals of Mathematical statistics*, vol. 13, pp. 207-214; 1942.
« Significance levels for the ratio of the Mean square successive difference to the variance ». *Annals of mathematical statistics*, vol. 13, pp. 445-447, 1942.

1. JENKINS G. et WATTS D. [7] pp. 219, 228. Il s'agit ici du spectre des données naturelles. Si on utilise les séries transformées les spectres auraient plutôt le caractère d'un processus de Markov (ou processus autorégressif) du second ordre.

2. DUBOS J. [3] p. 9.

3. L'estimation réalisée est « grossière », elle n'est donnée dans le texte qu'à titre indicatif.

La valeur de ρ étant proche de un, cette équation est un modèle de marche au hasard (Random Walk Model).

- [7] JENKINS G. et WATTS D. : « Spectral analysis and its applications ». Holden-Day, 1968.
- [8] KAUFMAN H., GROBOILLOT J.-L. : « Les techniques de la prévision à court terme ». Dunod, 1974.
- [9] LALOIRE J.-C. : « Méthodes du traitement des chroniques ». Dunod, 1972.
- [10] LANGASKENS Y. : « Introduction à l'économétrie ». Droz, 1975.
- [11] MANDELBROT B. : « Le problème de la réalité des cycles lents et le syndrome de Joseph », *Économie Appliquée*, n° 26, 1973.
- [12] MILHAU J. : « Étude économétrique du prix du vin en France ». Causse-Graille et Castelnau, 1935.
- [13] NEGRE M., SAN MARTINO G. : « La constatation des cours des vins de table à la production en France » Centre Régional de la productivité et des études économiques, Montpellier, juin 1969.
- [14] TERRAZA M. : « Les filtres des différences d'ordre p et des différences de moyennes mobiles simples dans l'analyse spectrale » Laboratoire d'Économétrie, Faculté de Droit et des Sciences Économiques, Université de Montpellier, janvier 1977.