

Prix des matières premières : un test sur l'hypothèse d'efficience des marchés

Alexandre Mathis et Lucrezia Reichlin,

Département des études de l'OFCE

Cette étude vise à tester les hypothèses de rationalité des anticipations et d'efficience des marchés dans la détermination des prix des matières premières. Le test proposé est fondé sur l'analyse des mouvements communs aux différents prix ; il prend en compte la dynamique particulière de ces séries, notamment la présence de pics importants. Notre analyse révèle la présence de tendances communes à certains prix, qui ne sont pas expliquées par l'influence des variables macroéconomiques.

Les matières premières sont des biens stockables, dont les marchés peuvent être analysés à l'aide des concepts développés pour l'étude des marchés d'actifs financiers. Dans ce contexte, les hypothèses d'efficience des marchés et de rationalité des anticipations des intervenants impliquent que le prix d'un actif donné varie en fonction des « fondamentaux » du marché, c'est-à-dire de l'ensemble des variables économiques qui influencent les conditions d'offre et de demande sur le marché. Outre les événements particuliers qui n'affectent qu'un seul marché de matière première — choc d'offre spécifique, par exemple —, on devrait donc s'attendre à une relation entre les prix des matières premières et des indicateurs de demande agrégée, dans la mesure où celle-ci influence les conditions de demande sur les marchés considérés. Les prix des matières premières et les indicateurs macroéconomiques présenteront des évolutions communes, qui se traduiront également par des mouvements communs des prix observés. Si les marchés sont efficaces et les anticipations rationnelles, ces mouvements communs (*co-movements*) des prix doivent être exclusivement expliqués par ceux des indicateurs macroéconomiques.

En revanche, la présence de bulles spéculatives sur les marchés des matières premières, c'est-à-dire d'anticipations fondées sur des éléments autres que les évolutions des « fondamentaux », devrait induire des variations communes des prix qui excèdent celles expliquées par les indicateurs macroéconomiques. Lorsque de telles relations se révéleront indépendantes des évolutions macroéconomiques, on qualifiera ces comportements de « mouvements joints excessifs » (*excess co-movements*). C'est cette hypothèse que nous nous proposons de tester.

Les prix des matières premières sont caractérisés par leur grande volatilité. Toutes les séries présentent des pics élevés à des intervalles irréguliers. Afin d'étudier les interactions possibles entre les prix eux-mêmes, il nous faut tenir compte de leur dynamique particulière. Notre stratégie de test a l'avantage de prendre en considération les non-linéarités possibles des niveaux de prix dues, par exemple, à un comportement spéculatif. En effet, si des séries sont sujettes à de grands chocs, il est difficile d'établir l'existence de mouvements joints sur la base des pratiques économétriques habituelles puisque la dynamique est dominée par l'effet de quelques points aberrants. Pour tenir compte de ce problème, nous procéderons donc en deux étapes. La première consiste à déterminer si les non-linéarités peuvent être capturées par de simples points aberrants dans des modèles linéaires autorégressifs moyenne mobile simples (ARMA) ; dans ce cas, l'étude des points aberrants permettra de les relier à des phénomènes de spéculation ou d'offre et de détecter le degré de synchronisation entre les différents prix des matières premières. En second lieu, nous chercherons à identifier les mouvements communs aux différentes séries de prix elles-mêmes, ainsi que ceux qui sont communs à ces séries et à quelques indicateurs macroéconomiques des sept pays les plus industrialisés, à savoir l'inflation des prix à la consommation, la production industrielle, les ventes au détail et le taux d'intérêt à trois mois des bons du Trésor américain.

Cette stratégie en deux étapes devrait permettre de savoir si les tendances communes sont masquées par la présence de points aberrants et si les séries présentent entre elles des relations stables, autres que celles que l'on s'attend à trouver avec les indicateurs macroéconomiques.

Fondements économiques et résultats de quelques études récentes

Le modèle théorique simple de détermination des prix des matières premières prend en compte deux éléments : l'offre et la demande d'une part et d'autre part le comportement de stockage, fondé sur des anticipations supposées rationnelles. Le modèle élémentaire offre-demande prédit que les mouvements de prix peuvent être influencés par les variables qui affectent la demande de matières premières, et ce, de deux manières : les variables macroéconomiques peuvent d'abord affecter directement l'offre ou la demande — par exemple, une augmentation de la production industrielle conduit à une hausse de la demande des matières premières nécessaires à l'industrie (telles que les métaux), la hausse de la demande des matières premières non industrielles (sucre, coton ...) étant, quant à elle, le résultat de l'augmentation du revenu ainsi engendrée ; ensuite, les variables macroéconomiques peuvent influencer indirectement les prix des matières premières en modifiant les anticipations des agents quant à l'offre et la demande futures. Les

matières premières étant des biens stockables, un changement d'anticipations sur les conditions futures des marchés se répercute sur la demande en vue du stockage et, par là même, modifie les prix courants. Une telle influence n'est pas toutefois aisément décelable, notamment si les chocs d'offre dominant les chocs de demande : c'est le cas, par exemple, lorsque de mauvaises conditions climatiques amputent l'offre de matières premières d'origine agricole. Il en va de même en cas de comportement spéculatif des détenteurs de stocks : ainsi, des comportements « moutonniers » peuvent engendrer des bulles spéculatives synchronisées sur les marchés des matières premières, donc des mouvements de prix joints qui ne sont pas dus à des chocs de demande. Le modèle standard offre-demande n'est alors pas suffisant pour expliquer de tels mouvements joints, dans la mesure où il ne prend en compte que ceux qui ont pour origine la demande agrégée.

Dans le modèle complet (encadré 1), l'offre nette d'une matière première, à un instant donné, est une fonction linéaire du logarithme de son prix au même instant. L'évolution du stock est donnée par la somme du stock à la période précédente et de l'offre nette présente. On suppose que les détenteurs de stocks maximisent l'espérance de leurs profits et que leurs anticipations sont rationnelles. Le niveau du prix dépend alors des valeurs futures anticipées du vecteur des variables de demande. En supposant que les prévisions de ce vecteur de demande sont basées sur les valeurs passées et présente de celui-ci et sur les valeurs passées et présente d'un vecteur de variables économiques exogènes, qui n'affectent pas directement les prix des matières premières, on obtient une expression du niveau de prix (équation 4 de l'encadré 1) qui ne dépend donc que des valeurs passées et présentes du vecteur de demande et du vecteur des variables économiques exogènes, ainsi que d'un terme d'erreur synthétisant tous les facteurs spécifiques à la matière première considérée non expliqués par le vecteur de demande.

Un article récent de Pindyck et Rotemberg (1990) propose de tester l'existence possible de relations entre les prix des matières premières au moyen de ce modèle standard à anticipations rationnelles. Ils font l'hypothèse que le terme d'erreur suit une promenade aléatoire, c'est-à-dire que la variation, d'une période à l'autre, du terme d'erreur est un « bruit-blanc »⁽¹⁾. Dans l'équation à estimer, la variation du niveau des prix est alors simplement fonction des variations passées et présentes du vecteur de demande et du vecteur de variables économiques exogènes, plus un « bruit blanc » (équation 5 de l'encadré 1). Pour tester l'existence de mouvements joints, Pindyck et Rotemberg cherchent donc à identifier la présence d'une corrélation contemporaine des différents « bruits blancs » estimés pour les équations de prix.

L'hypothèse nulle est la non-corrélation. Les auteurs proposent différentes versions de ce test, incluant des valeurs retardées des prix pour tenir compte de la possible corrélation sérielle et considérer l'effet de variables latentes (l'équation 5' de l'encadré 1). Dans tous les cas,

(1) Rappelons qu'un « bruit blanc » est une variable aléatoire normale de moyenne nulle et non corrélée au cours du temps.

ils sont en mesure de rejeter l'hypothèse nulle et donc d'accepter l'existence de relations propres aux prix. Il faut noter que ces résultats dépendent de la validité de l'hypothèse de promenade aléatoire du terme d'erreur dans l'équation du niveau des prix ; ils supposent donc que les chocs sur les matières premières sont non corrélés au cours du temps et que les processus des prix sont intégrés d'ordre un ⁽²⁾.

Soit l'offre nette Q d'une matière première i , à l'instant t :

$$(1) Q_{i,t} = \alpha_{i,t} + b_i p_{i,t}$$

où $p_{i,t} = \log P_{i,t}$ et $P_{i,t}$ est le prix de la matière première i à l'instant t

L'évolution des stocks I est donnée par l'identité :

$$(2) I_{i,t} = I_{i,t-1} + Q_{i,t}$$

Les détenteurs de stocks maximisent l'espérance de leurs profits et leurs anticipations sont rationnelles. Les prix courants dépendent alors de l'espérance des prix futurs. Soit x_t , le vecteur des variables de demande, les prix sont alors fonction de l'espérance des valeurs futures de x_t .

En supposant que celles-ci sont de la forme :

$$(3) E_t x_{t+j} = \theta_j(B) x_t + \phi_j(B) Z_t$$

où Z_t est un vecteur de variables économiques exogènes qui n'affectent pas directement les prix des matières premières. On arrive finalement à une expression des prix (voir Pindyck et Rotemberg Appendix A pour les détails).

$$(4) p_{i,t} = \sum_{k=0}^K \alpha_{ik} x_{t-k} + \sum_{k=0}^K \beta_{ik} Z_{t-k} + u_{i,t}$$

Le terme d'erreur $u_{i,t}$ comprend tous les facteurs non expliqués par les variables de demande x_t . Sous l'hypothèse que $u_{i,t}$ suit une promenade aléatoire, il vient alors l'équation à estimer :

$$(5) \Delta p_{i,t} = \sum_{k=0}^K \alpha_{ik} \Delta x_{t-k} + \sum_{k=0}^K \beta_{ik} \Delta Z_{t-k} + \varepsilon_{i,t}$$

où $\varepsilon_{i,t}$ est un « bruit blanc » et $\Delta = (1 - B)$

L'hypothèse nulle que testent Pindyck et Rotemberg est alors :

$$E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}) = 0 \text{ pour tous } i \neq j$$

Si une corrélation sérielle est présente dans $\varepsilon_{i,t}$, ils estiment également l'équation suivante :

$$(5') \Delta p_{i,t} = \sum_{k=0}^K \alpha_{ik} \Delta x_{t-k} + \sum_{k=0}^K \beta_{ik} \Delta Z_{t-k} + \rho_i \Delta p_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

(2) Un processus est intégré d'ordre un s'il est non stationnaire en niveau avec une racine unitaire autorégressive, de telle sorte que les différences premières de ce processus soient elles-mêmes stationnaires.

Cependant, si les prix des matières premières sont soumis à des chocs de grande ampleur, l'hypothèse de promenade aléatoire du terme d'erreur est difficilement justifiée. C'est le cas notamment lorsque de tels chocs ont pour origine le comportement spéculatif des détenteurs de stocks, comme dans l'analyse de Deaton et Laroque (1989). Sur la base d'un modèle à anticipations rationnelles avec une contrainte de non-négativité sur les stocks, ces auteurs dérivent une fonction de prix « linéaire par morceaux », c'est-à-dire dont chaque segment suit un modèle autorégressif. Les séries de prix en niveau simulées à partir de cette fonction présentent des pics importants ⁽³⁾ : bien que non stationnaires, les prix ne sont pas intégrés. Si tel est vraiment le cas, la dynamique spécifique des prix des matières premières ne peut être modélisée par une promenade aléatoire. Pour une application empirique, ce problème est préoccupant, dans la mesure où il est difficile de distinguer statistiquement entre une tendance linéaire par morceaux en niveau et une promenade aléatoire (Rappoport et Reichlin, 1989).

Comment, dès lors, tester l'existence de relations stables entre les séries de prix dans des modèles où les prix suivent peut-être des tendances fragmentées ? Si l'on décèle la présence de mouvements joints des prix, on peut penser qu'il y a, dans le comportement spéculatif, quelque chose de plus que ce qui est expliqué par la version simple du modèle à anticipations rationnelles présenté plus haut.

Analyse univariée : détection de points aberrants

Plutôt que d'estimer un modèle non linéaire, nous proposons d'utiliser des techniques de détection de points aberrants dans des modèles ARMA linéaires. Cette approche a l'avantage d'être relativement simple à mettre en œuvre. Elle permet, en caractérisant la nature de ces événements extraordinaires, d'orienter l'interprétation des pics observés dans les séries.

La méthodologie statistique de détection que nous avons retenue ici est celle proposée par Tsay (1988). Elle suppose que la série que l'on observe est perturbée par des points aberrants. La détection de ceux-ci consiste, à partir d'un modèle ARMA identifié sur la série considérée, en une procédure itérative qui teste pour chaque point l'hypothèse de la présence ou non d'un point aberrant des différents types (voir encadré 2). Cette procédure permet de détecter un par un les points aberrants qui peuvent exister, de calculer leur impact et de corriger la série en conséquence. La procédure s'arrête lorsque l'on ne détecte plus de points aberrants.

(3) Il convient de noter que la fonction de demande doit être fortement convexe pour engendrer des séries de prix réalistes.

Soit un modèle ARMA (p, q) canonique :

$$\phi(B) Z_t = \theta(B) a_t$$

où $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$$

$\{a_t\}$: bruit-blanc de moyenne nulle et de variance σ_a

B étant l'opérateur retard tel que $B Z_t = Z_{t-1}$

Si la série Z_t est perturbée par les points aberrants, on observe en fait alors la série Y_t :

$$Y_t = \omega_0 \frac{\omega(B)}{\delta(B)} \cdot e_t^{(d)} + Z_t$$

où $e_t^{(d)} = 0$ si $t \neq d$
 $= 1$ si $t = d$

- Un point aberrant *additif* est alors défini par :

$$\omega_0 = \omega_A \text{ et } \frac{\omega(B)}{\delta(B)} = 1$$

Cet événement affecte seulement Y_d

- Un *changement de niveau* est défini par

$$\omega_0 = \omega_1 \text{ et } \frac{\omega(B)}{\delta(B)} = \frac{1}{(1-B)}$$

Dans ce cas $Y_t = Z_t$ pour $t < d$ mais $Y_t = Z_t + \omega_1$ pour $t \geq d$.

Un changement de niveau d'amplitude ω_1 intervient au point d et ce changement est permanent.

Remarque : Un point aberrant additif sur les différences premières d'une série correspond à un changement de niveau sur le niveau de la série.

- Un *changement de variance* est défini par :

$$\omega_0 = \omega_v \text{ et } \frac{\omega(B)}{\delta(B)} = \frac{\theta(B)}{\phi(B)}$$

avec maintenant $e_t^d = a_t$ pour $t \geq d$
 $= 0$ pour $t < d$

En conséquence la variance passe, au point d , de σ_a à $(1 + w_v)\sigma_a$.

Analyse multivariée : test de mouvements joints

Pour tester l'existence de relations stables entre les prix, nous utiliserons le concept de cointégration. Proposé par Johansen (1988), auquel on se reportera pour plus de détails techniques, le test est celui

du maximum de vraisemblance ; il porte sur le nombre de relations de cointégration présentes, c'est-à-dire, en fait, sur la dimension de l'espace de cointégration (encadré 3). Il s'effectue de manière séquentielle : on part de l'hypothèse qu'il n'y a pas de relation de cointégration, ensuite au plus une relation, au plus deux, etc...

Cointégration

Un processus vectoriel $\{X_t\}$ de dimension p sera dit cointégré d'ordre (un, r) , si chaque composante de X_t est intégrée d'ordre un et si il existe r vecteurs β_i de dimension p , linéairement indépendants, $i = 1, \dots, r \leq p$ tel que $\{\beta_i' X_t\}$ soit stationnaire.

Les vecteurs β_i engendrent un sous-espace vectoriel de dimension r de \mathbb{R}^p , appelé espace de cointégration.

Le test de cointégration proposé par Johansen est basé sur l'analyse des corrélations canoniques entre les niveaux et les différences premières, corrigé des différences premières retardées et des composantes déterministes.

$$\text{Soit : } X_t = \sum_{i=1}^k \Pi_i X_{t-i} + \mu + \varepsilon_t$$

Réécrire ce processus en fonction des différences premières nous conduit à :

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t$$

$$\text{où } \Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \text{ pour } i = 1, \dots, k - 1$$

$$\Pi = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_k$$

Le rang de la matrice Π est celui de l'espace de cointégration sous l'hypothèse nulle que cette dimension est r , la matrice Π se décompose en $\Pi = \alpha \beta'$ où α et β sont respectivement de dimension $p \times r$ et $r \times p$. L'estimateur du maximum de vraisemblance de l'espace engendré par β est l'espace engendré par les r plus grandes corrélations canoniques carrées entre X_{t-k} et ΔX_t , corrigé des effets des différences retardées et des composantes déterministes.

Nous testons d'abord l'existence de relations de cointégration entre les séries de prix de quatre matières premières différentes (tant sur les séries originales que sur les séries corrigées des éventuels points aberrants). Le même test est ensuite effectué, avec une variable macroéconomique en plus dans le système, de façon à tester si le nombre de relations s'accroît ou non. Dans l'affirmative, nous pourrions inférer que les prix connaissent une relation stable entre eux qui n'est pas due aux mouvements de la variable macroéconomique considérée.

Ce résultat confirmera alors ceux de Pindick et Rotemberg et infirmera les prévisions données par le modèle standard de détermination des prix des matières premières.

Résultats

Nous avons considéré neuf séries mensuelles de prix sur la période 1976 :1 à 1988 :8 (soit 152 observations). Les données sont choisies au niveau le plus fin possible de désagrégation à partir des *Statistiques financières du FMI*. Tous ces prix sont en dollar américain, exprimés en indice (base 1980). Ils sont tous cotés sur des marchés boursiers de matières premières (voir Annexe). Ces séries seront utilisées en logarithme dans toute la suite.

Les résultats empiriques de la première étape, à savoir l'analyse univariée et la détection de points aberrants, sont résumés dans le tableau 1. Toutes les séries considérées passent le test de racine unitaire : effectivement, les différences premières des séries semblent bien stationnaires. La modélisation se fera donc sur ces dernières. Il faut en effet rappeler que ce type de modélisation n'est valable que pour des séries stationnaires. Après identification, la plupart des modèles apparaissent autorégressifs d'ordre un ou trois, avec une exception près, la série « coton », qui suit un processus autorégressif d'ordre douze. Certaines séries, telles que celle du prix du café, sont plus difficiles à modéliser.

Plusieurs séries présentent des points aberrants additifs. Dans ce cas, les chocs exogènes n'ont pas d'effets permanents sur le processus. Mais il faut rappeler ici que l'analyse est menée sur les différences premières des séries : un point aberrant additif correspond donc, en fait, à un changement permanent sur la série en niveau.

Après correction des séries pour ces points aberrants, nous avons réestimé les modèles de départ. Notons que la variance de ces nouveaux modèles est plus petite : la prise en compte de ces événements extraordinaires améliore bien la modélisation. On peut remarquer également que, dans le cas de la série « nickel », modélisée au départ par un processus autorégressif d'ordre trois, celui-ci se réduit à l'ordre un. Le degré supérieur du modèle initial semble donc dû aux perturbations créées par les points aberrants ; la variance nettement plus petite du nouveau modèle ne fait que le confirmer.

Les seules séries qui présentent un changement de variance sont les deux séries correspondant aux prix du sucre. Pour ces deux séries, le changement de variance apparaît à des périodes voisines. Ce changement, pour lequel il n'a malheureusement pas été possible de trouver une explication économique rationnelle, consiste en une réduction de la variabilité des séries. La correction diminue donc artificiellement la variabilité de la série à partir du début jusqu'à la période où se manifeste le changement de variance.

1. Caractéristiques univariées des séries de prix et détection de points aberrants

	Racine unitaire*	Modèle ^a initial	Modèle corrigé**	Points aberrants		
				Type ***	Impact	Date
Plomb 1	Accepté	AR (1) $\sigma = 0,0716$	AR (1) $\sigma = 0,0624$	AO AO AO	0,4467 - 0,3205 0,3039	1987 : 5 1980 : 8 1984 : 12
Plomb 2	Accepté	AR (1) $\sigma = 0,0689$	AR (1) $\sigma = 0,0671$	AO	0,3094	1987 : 6
Nickel	Accepté	AR (3) $\sigma = 0,0635$	AR (1) $\sigma = 0,0386$	AO AO AO AO AO	0,5769 0,2658 0,2322 - 0,1795 - 0,1451	1988 : 4 1988 : 5 1988 : 1 1981 : 12 1978 : 1
Fer	Accepté	AR (1) estimation mauvaise	—		—	
Aluminium	Accepté	AR (1) estimation mauvaise	—		—	
Coton	Accepté	AR (12) $\sigma = 0,0363$	AR (12) $\sigma = 0,0357$	AO	- 0,1154	1986 : 12
Café	Limite	ARMA	—		—	
Sucre 1	Accepté	AR (1) $\sigma = 0,1148$	AR (1) $\sigma = 0,0785$	VC	—	1982 : 6
Sucre 2	Accepté	AR (1) $\sigma = 0,0706$	AR (1) $\sigma = 0,0162$	VC	—	1981 : 11

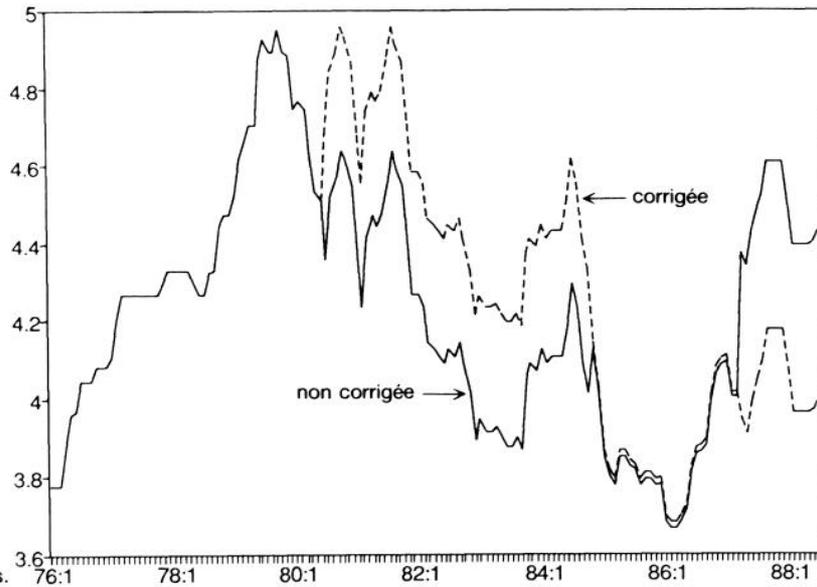
* Le test est celui de Perron (1988).

** Modèle estimé après correction de l'effet des points aberrants.

*** AO : point aberrant additif, VC : changement de variance.

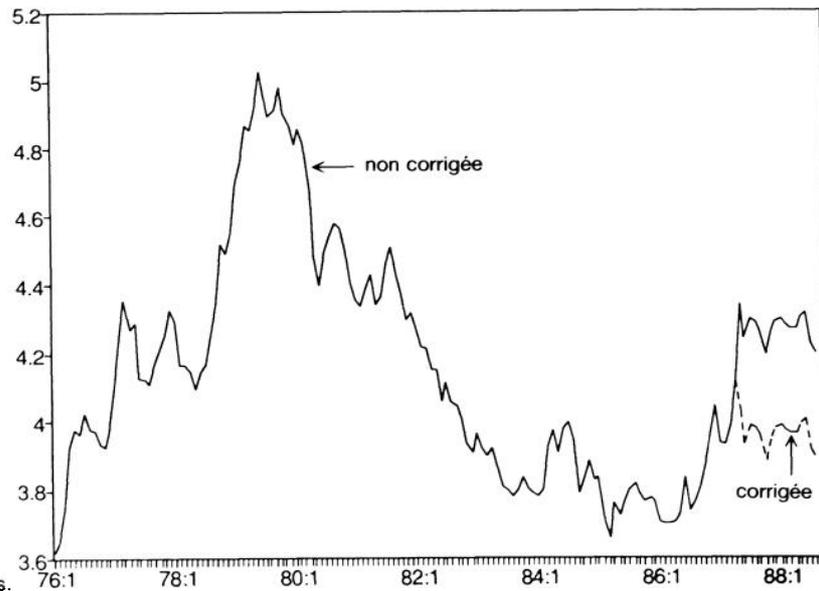
a : Les modèles sont sur les différences premières.

1. Plomb 1



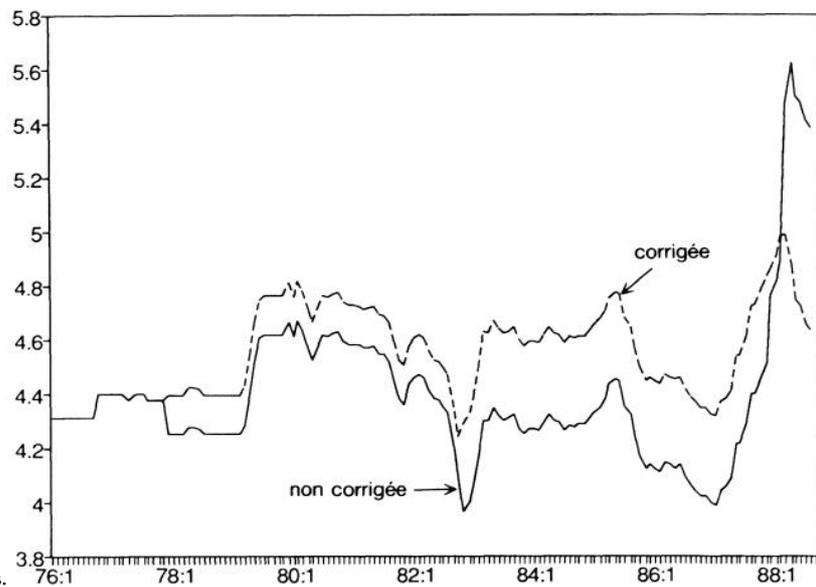
Source : IMF :
International Financial Statistics.

2. Plomb 2

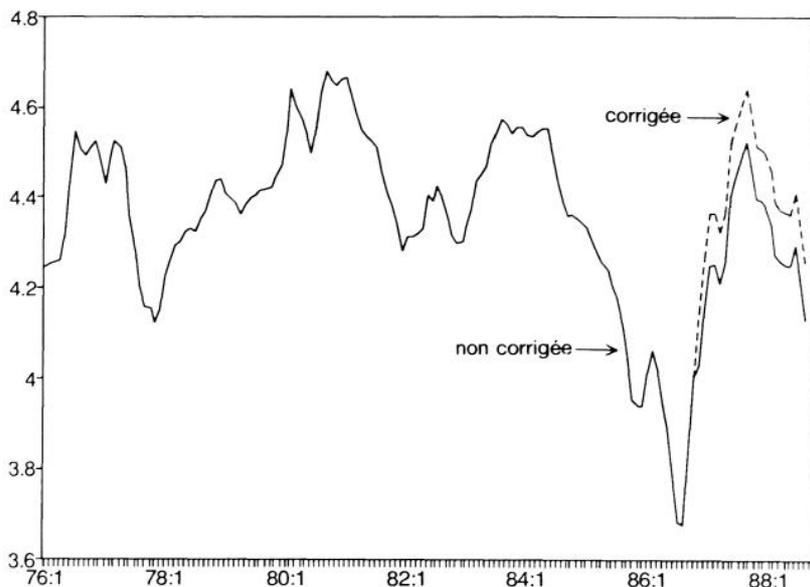


Source : IMF :
International Financial Statistics.

3. Nickel

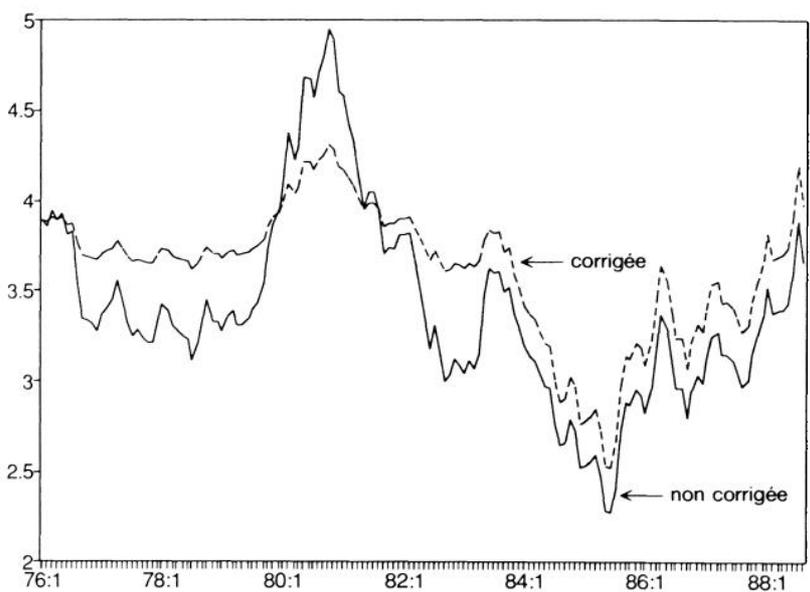


Source : IMF :
International Financial Statistics.



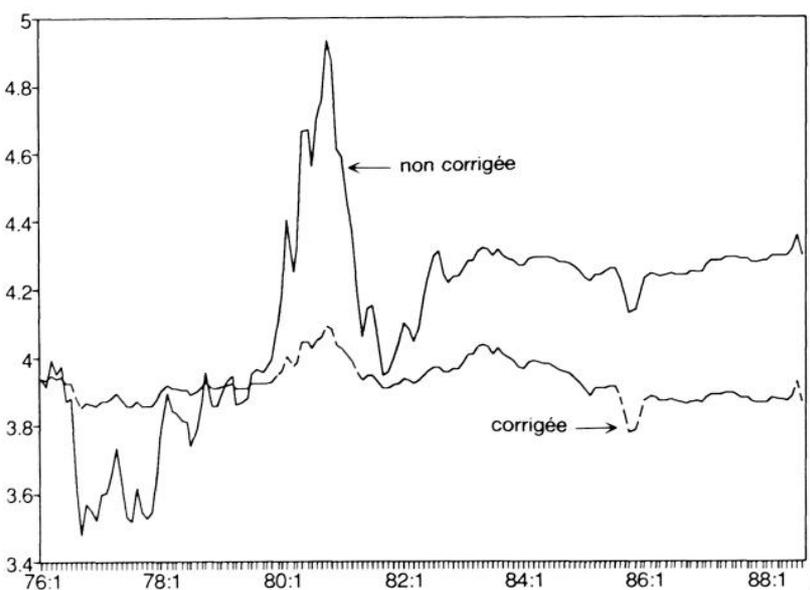
4. Coton

Source : IMF : International Financial Statistics.



5. Sucre 1

Source : IMF : International Financial Statistics.



6. Sucre 2

Source : IMF : International Financial Statistics.

Pour quelques séries, la détection de points aberrants est inefficace, ce qui peut provenir de l'une des deux causes suivantes : ou bien notre modèle est mal identifié et représente mal la série, ou bien le processus est fortement non linéaire et ne peut être représenté par des points aberrants dans un modèle linéaire. Une explication possible est la présence éventuelle de variabilité autour des pics, telle que celle produite par des modèles de comportement « moutonnier » comme dans Kirman (1989). L'approche retenue ne nous permet cependant pas de prendre correctement en compte de tels phénomènes.

Notre analyse capture néanmoins les caractéristiques de six des neuf séries considérées. Pour ces séries, les dates d'apparition des points aberrants ne sont généralement pas synchrones et semblent spécifiques à chaque matière première.

Sur les graphiques des séries corrigées et non corrigées, il apparaît que, pour celles où il y a un ou plusieurs changements dans la moyenne, la correction a un effet positif sur les niveaux. De là, nous pouvons conclure que ces événements extraordinaires ont un effet dépressif sur les prix. Une explication plausible de ce comportement est que, après l'apparition d'un grand choc, les investisseurs ayant une aversion pour le risque quittent le marché suite à l'observation d'un brutal accroissement de la volatilité des prix, ce qui a un effet dépressif sur les prix.

Intéressons-nous maintenant aux hypothèses de relations stables, à partir d'une sélection de quatre matières premières et quatre indicateurs macroéconomiques. Pour le système des quatre matières premières considérées seules et le système de ces dernières plus un des indicateurs macroéconomiques, soit un système à cinq variables, nous testons la dimension de l'espace de cointégration (tableaux 2 et 3). Le tableau 2 présente les résultats pour le système de prix des matières

2. Multi-cointégration entre les prix des matières premières (plomb, sucre, coton, nickel)

	Test statistique pour H0				Dimension de l'espace de cointégration	Période d'estimation
	$r \leq 3$	$r \leq 2$	$r \leq 1$	$r \leq 0$		
Séries non corrigées	2,54	9,31	17,84	32,03	0	1976 : 1 - 1988 : 8
Séries corrigées	3,63	14,66	30,80	51,48*	1	1976 : 1 - 1988 : 8

* Indique que le test statistique est significatif au niveau 5 % ; les valeurs critiques peuvent être trouvées dans Johansen et Juselius (1989), Table VII.

3. Multi-cointégration entre les prix des matières premières (plomb, sucre, coton, nickel)
et quelques indicateurs macroéconomiques

Indicateur macro	Test statistique pour H0					Dimension de l'espace de cointégration	Période d'estimation
	r ≤ 4	r ≤ 3	r ≤ 2	r ≤ 1	r ≤ 0		
<i>Taux d'inflation</i> Séries corrigées Séries non corrigées	3,32 1,54	12,83 8,39	28,48 16,74	49,75 * 31,05	92,49 74,79*	2 1	1976 : 1 - 1988 : 8 1976 : 1 - 1988 : 8
<i>Production industrielle</i> Séries corrigées Séries non corrigées	0,21 0,31	6,95 5,53	23,25 14,31	46,18 31,64	76,26* 64,41	1 0	1976 : 1 - 1988 : 8 1976 : 1 - 1988 : 8
<i>Ventes au détail</i> Séries corrigées Séries non corrigées	2,10 0,88	9,25 7,83	24,77 18,22	47,57 35,73	75,07* 67,80	2 1	1976 : 1 - 1988 : 8 1976 : 1 - 1988 : 8
<i>Taux d'intérêt USA</i> Séries corrigées Séries non corrigées	2,71 1,77	13,37 7,92	26,22 16,69	45,01 30,14	81,25* 57,31	1 0	1976 : 1 - 1988 : 8 1976 : 1 - 1988 : 8

* Indique que le test statistique est significatif au niveau 5 % ; les valeurs critiques peuvent être trouvés dans Johansen et Juselius (1990) ; Table VII.

premières seules. Les séries non corrigées des points aberrants n'exhibent pas de mouvements joints : la dimension de l'espace de cointégration est nulle. En revanche, les séries corrigées présentent une relation stable entre elles.

Le tableau 3 donne les résultats du test de la dimension de l'espace de cointégration pour le système des quatre prix plus l'un des quatre indicateurs macroéconomiques des sept pays les plus industrialisés : la production industrielle, le taux d'inflation des prix à la consommation, les ventes au détail et enfin le taux d'intérêt des bons du Trésor américain à trois mois. Comparés aux résultats du tableau 2, ceux présentés dans le tableau 3 font apparaître que, soit la dimension de l'espace de cointégration n'augmente pas (cas de la production industrielle des pays du G7 et taux d'intérêt), soit elle augmente de un (cas du taux d'inflation et ventes au détail). A partir de ces résultats, nous pouvons conjecturer que les prix connaissent bien des relations stables avec certaines variables de demande (taux d'inflation et ventes au détail), mais que ce ne sont pas les seules relations stables qui existent. Les prix, entre eux, présentent une relation stable (tableau 2), du moins en ce qui concerne les séries de prix corrigées des effets des points aberrants. Le résultat de Pindyck et Rotemberg est donc retrouvé pour les prix corrigés, alors qu'il disparaît si l'on se base uniquement sur les séries non corrigées des points aberrants.

Conclusion

Dans cette analyse, nous avons testé l'existence possible de mouvements joints des prix des matières premières. Auparavant, nous avons montré l'importance de la prise en compte des effets de grands chocs avant de rechercher ces mouvements joints entre les prix. Une fois les points aberrants estimés et les séries corrigées de leurs effets, les séries laissent apparaître des tendances communes, qui n'étaient pas décelables dans l'analyse des séries non corrigées.

L'analyse des points aberrants en elle-même montre que ceux-ci ne sont pas synchronisés entre les prix des différentes matières premières. Dans certains cas, ils ont un effet permanent sur le niveau des prix ; dans d'autres, ils affectent la variance de la série. De plus, ils ne semblent pas liés à ce que l'on connaît des changements institutionnels ou des chocs d'offre sur ces marchés.

Notre analyse multivariée montre qu'il existe bien des tendances communes qui ne sont pas dues aux variables macroéconomiques. Ce résultat rejoint alors celui de Pindyck et Rotemberg, qui, obtenu dans le cadre d'une approche différente, laisse planer un doute sur la validité du modèle offre-demande avec anticipations rationnelles : on peut donc supposer que certains comportements, liés, sans doute, aux anticipations communes des agents, ne sont pas pris en compte par l'hypothèse d'anticipations rationnelles.

Références bibliographiques

- BOUGHTON J.M., BRANSON W.H. et MUTTARDY A., 1989 : « Commodity Prices and Inflation : Evidence from Seven Large Industrial Countries », *NBER working paper* n° 3158, novembre.
- BOUGHTON J.M. et BRANSON W.H., 1991 : « Commodity Prices as a Leading Indicator of Inflation », in Kajal Lahiri and Geoffrey Moore (ed.), *Leading Economic Indicators*, Cambridge University Press (à paraître).
- CAMPBELL J.Y. et SHILLER R.J., 1986 : « The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors », *NBER working paper* n° 2100, décembre.
- DEATON A. et LAROQUE G., 1989 : « On the Behavior of Commodity Prices », *Document de travail INSEE* n° 8909, juillet.
- EICHENBAUM M., 1983 : « A Rational Expectations Equilibrium Model of Inventories of Finished Goods and Employment », *Journal of Monetary Economics*, 12, 259-277.
- ENGLE R.F. et GRANGER C.W.J., 1987 : « Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, 40, 251-276.
- GILBERT C.L., 1987 : « International Commodity Agreements : Design and Performance », *World Development*, 15, 591-616.
- GILBERT C.L., 1989 : « Futures Trading, Storage and Price Stabilization », *Queen Mary College* miméo, octobre.
- GUSTAFSON R.L., 1958 : « Carryover Levels for Grains », US Department of Agriculture, *Technical Bulletin* n° 1178.
- JOHANSEN S., 1988 : « Statistical Analysis of Cointegration Vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
- JOHANSEN S. et JUSELIUS, K., 1989 : « Hypothesis Testing for Cointegration Vectors for Gaussian Vector Autoregressive Processes with Constant and Seasonal Dummies », miméo.
- KIRMAN A.P., 1989 : « Further Thoughts On Ants and Markets », *University of Bristol working paper*.
- International Monetary Fund : *International Financial Statistics*.
- PINDYCK R.S. et ROTEMBERG J.J., 1990 : « The Excess Co-movements of Commodity Prices », *The Economic Journal*, 100, 1173-1190.
- RAPPOPORT P. et REICHLIN L., 1989 : « Segmented Trends and Non-stationary Time Series », *The Economic Journal*, 395, 168-177.
- REICHLIN L., 1989 : « Structural Change and Unit Root Econometrics », *Economics Letters*, 31.
- TSAY R.S., 1988 : « Outliers, Level Shifts, and Variance Changes in Time Series », *Journal of Forecasting*, vol. 7, 1-20.

ANNEXE

Description des données

Séries mensuelles de 1976 :1 à 1988 :8, issues du IMF Financial Statistics, exprimées en dollars américains (base 1980).

Plomb 1 : coté au « London metal exchange » ;

Plomb 2 : coté au « New York stock exchange » ;

Nickel : coté au « London metal exchange », prix ports mer du Nord, c.i.f. ;

Aluminium : coté au « London metal exchange », prix ports européens, c.i.f. ;

Fer : prix ports mer du Nord, pays d'origine Brésil ;

Café : coté au « New York stock exchange », pays d'origine Brésil ;

Coton : Liverpool index ;

Sucre 1 : coté au « New York stock exchange », origine pays des Caraïbes ;

Sucre 2 : USA, prix d'importation.