

可変リスク・プレミアムを考慮に入れた市場効率性テスト[♦]

東京穀物商品取引所は産業インフラとして機能しているか

中野 聖子^{*}

経済の構造改革やグローバル化が進展し、リスク管理の必要性が高まっている中、商品先物取引制度の国民経済上の意義は、言うまでもなく、「価格変動リスクを公正にヘッジできる場の提供」である。特に、メキシコやアジア各国との FTA 締結が進み、我が国の農業分野のグローバル化を求めている中、今後 21 世紀、農業分野における価格変動リスクを公正にヘッジできる場の存在は、国民経済上必須であると思われる。よって、本論では、東京穀物商品取引所に上場されている大豆、とうもろこし、小豆、アラビカコーヒー、ロブスタコーヒーの先物価格が市場効率的（公正）に決定されていたかを検証し、東京穀物商品取引所が産業インフラとして機能していたかを評価する上での、一基準を提供する。その際、検証では、リスク・プレミアムの変化が許容されたモデルを用いるため、どの時期に、売手・買手どちらのサイドから、どの程度の大きさのリスク・プレミアムが支払われていたかも明らかになる。本論の分析結果によれば、納会までの月数で見ると、東京穀物商品取引所で取引されている一般大豆、とうもろこし、小豆、アラビカコーヒー、ロブスタコーヒーの期近 1 限月の価格付けは、全て市場効率的であった。また、商品別で見ると、一般大豆、とうもろこし、小豆は期近 1 限月、アラビカコーヒーは全限月、ロブスタコーヒーは、納会まで 4 ヶ月の商品を除く全限月の価格付けが、市場効率的であった。リスク・プレミアムの構造変化は、主に一般大豆、アラビカコーヒー、ロブスタコーヒーで検出された。

[♦]懸賞論文の審査委員の方々、特に専門審査委員の方より大変有益なコメントを頂けたことに対し、謝辞を申し上げます。本稿は、日本商品先物振興協会からの委託研究として、懸賞論文に投稿した論文を改訂したものです。改定の際に、日本商品先物振興協会よりデータの供与など御支援を受けました。また、東京穀物商品取引所では、月報などの資料を閲覧させて頂きました。ここで謝辞を申し上げます。

^{*}一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程

I. はじめに

経済の構造改革やグローバル化が進展し、リスク管理の必要性が高まっている中、商品先物取引制度の国民経済上の意義は、言うまでもなく「価格変動リスクを公正にヘッジできる場の提供」である。「先物市場でリスクを公正にヘッジする」とは、リスクヘッジする時点で入手可能なすべての情報を用いて形成した納会時における現物価格の期待値に、市場で決定されるリスクに対する対価（リスク・プレミアム）を上乗せして支払い、現時点のうちに売買を確約してしまうことである。この「リスクが公正にヘッジされているのか」という部分は、リスク・プレミアムを取り除いた先物価格が、リスクヘッジの時点で入手可能なすべての情報を用いて形成されているかを検証することによって確認できる。このような検定は、市場効率性テストとよばれる。

商品先物市場の市場効率性テストは、Chowdhury(1991)、神木他(2000)、Beck(1994)などによって行われている。Chowdhury(1991)はロンドン・メタル取引所に、神木他(2000)は東京工業品取引所、大阪繊維取引所などに、それぞれ上場されている商品の先物価格を用いて、リスク・プレミアムは存在しないという仮定のもとで市場効率性を検証している。このように、先物価格について市場効率性を検定した初期の多くの論文では、リスク・プレミアムが存在しないことをあらかじめ仮定している。

一方 Beck(1994)は、時間を通じて一定のリスク・プレミアムの存在を考慮に入れて市場効率性を検定している。この検定により、Beck は、シカゴ商品取引所やニューヨーク・コーヒー・砂糖・ココア取引所に上場されている商品の先物価格には、固定リスク・プレミアムが含まれていたことを確認した。また、花輪・小川・三隅(1998)も、東京工業品取引所、東京穀物商品取引所などに上場されているいくつかの商品先物価格には、リスク・プレミアムが含まれているという結論を導いている。このように近年では、市場効率性を検定する際は、少なくとも時間を通じて一定のリスク・プレミアム存在可能性を残しておくのが妥当であると考えられるようになってきている。

本論では、より一般的に、時間を通じて変化するリスク・プレミアムの存在を考慮に入れる。具体的には、リスク・プレミアムの変化を、構造変化ととらえ、その有無を Bai and Perron (1998、2001、2003)（以下、Bai and Perron）によって提案された推計方法で検出する。そして、その上で市場効率性を検定する。

本論の分析結果によると、東京穀物商品取引所で取引されている一般大豆、とうもろこし、小豆、アラビカコーヒー、ロブスタコーヒー、全ての期近 1 限月の価格付けは、

全て市場効率的であった。また、商品別で見ると、一般大豆、とうもろこし、小豆は期近1限月、アラビカコーヒーは全限月、ロブスタコーヒーは、納会まで4ヶ月の商品を除く全限月の価格付けが、市場効率的であった。リスク・プレミアムの構造変化は、主に一般大豆、アラビカコーヒー、ロブスタコーヒーで検出された。

本論の構成は以下のとおりである。第II節で市場効率性テストとリスク・プレミアムについて説明する。第III節でBai and Perronテストを説明し、その方法でブレイク時点と各係数の推定し、市場効率性テストを行う。第IV節でまとめる。

II. 市場効率性テスト

本章では、まず先物価格を用いて市場効率性テストを行う際に生じるリスク・プレミアム問題を説明し、その後、その問題を克服するための一つの方法を示す。

II-1. リスク・プレミアム

市場効率性テストとは、(式1)で示される合理的期待を基礎に持つテストである。

$$S_{t+\tau} = E_t[S_{t+\tau}] + \varepsilon_{t+\tau} \quad (\text{式 1})$$

$S_{t+\tau}$ は、将来時点 $t + \tau$ 期のスポット価格、 $E_t[S_{t+\tau}]$ は t 期に形成された $t + \tau$ 期のスポット価格の期待値、 $\varepsilon_{t+\tau}$ は $t + \tau$ 期になって明らかになる予測誤差である。市場効率的とは、「 S が従うプロセスは、市場参加者に良く知られていて、かつ、 t 期に市場参加者にとって入手可能な情報はすべて $E_t[S_{t+\tau}]$ に織り込まれている」ということである¹。これは「市場が予測できなかった部分($S_{t+\tau} - E_t[S_{t+\tau}]$)は、確率的な事象によるもののみであり、何らのパターンも示さない」とも表現できる。このことは、多くの場合(式2)の定式に従って検定される²。

$$S_{t+\tau} - S_t = a + b * (E_t[S_{t+\tau}] - S_t) + \varepsilon_{t+\tau} \quad (\text{式 2})$$

¹ Fama (1970)におけるセミ・ストロング型の市場効率性に対応。

² もとの時系列が単位根を含むとの理由により(式2)の形式をとることが多いが、Fama(1987)、Beck(1994)も参照。

S_t は現在時点 t 期のスポット価格である。市場効率性は「 $a=0$ かつ $b=1$ かつ ε は平均ゼロ・自己相関ゼロ」と表現できる。したがって、市場効率性は、帰無仮説「 $a=0$ かつ $b=1$ 」を棄却するかと、(式 2)の残差が自己相関を持つのかの、2つの仮説検定を行うことによって検定される。

しかし、期待値 $E_t[S_{t+\tau}]$ を観察することは不可能である。このため、実際に上記の検定を行う場合、初期の多くの研究が、市場参加者はリスク中立であると仮定を引いた。これは、等式 $E_t[S_{t+\tau}] = F_{t,t+\tau}$ が成立すると仮定し、期待値 $E_t[S_{t+\tau}]$ を先物価格 $F_{t,t+\tau}$ で置き換えて検定するという方法である。ここで、 $F_{t,t+\tau}$ は、 $t+\tau$ 期に納会する先物の t 期における価格である。しかし、期待値と先物価格の関係は、市場参加者がリスク中立でない場合、 $E_t[S_{t+\tau}] > F_{t,t+\tau}$ とも、 $E_t[S_{t+\tau}] < F_{t,t+\tau}$ ともなる。例えば、 t 期のうちに売りを確定しておきたいというヘッジャーが、市場で優勢である場合、 t 期につく $t+\tau$ 期に納会する商品の先物価格は、 t 期に形成される $t+\tau$ 期に成立するスポット価格に対する期待値より低くなる ($E_t[S_{t+\tau}] > F_{t,t+\tau}$)。この状況は、ノーマル・バックワーデーションと呼ばれる。逆に、 t 期のうちに買いを確定しておきたいというヘッジャーが、市場で優勢であれば、 $E_t[S_{t+\tau}] < F_{t,t+\tau}$ となる³。このように市場参加者がリスク中立でない状況で、期待値 $E_t[S_{t+\tau}]$ を先物価格 $F_{t,t+\tau}$ で置き換え、上記 2 つの仮説検定を行うと、予測誤差を誤って評価することになってしまう。例えば、ノーマル・バックワーデーションが生じている状況でこの置き換えを行ったとする。これは、予測誤差の過小評価を招いてしまう。(図 1)は、この状況を図解したものである。予測誤差 ($S_{t+\tau} - E_t[S_{t+\tau}]$) は A で示される部分であり、 $E_t[S_{t+\tau}]$ を $F_{t,t+\tau}$ で代替した ($S_{t+\tau} - F_{t,t+\tau}$) は、B で示される部分である⁴。この状況で「リスク中立性を仮定し $E_t[S_{t+\tau}]$ を $F_{t,t+\tau}$ で置き替える」ということは、(図 1)から見て取れるよう、リスク・プレミアム分だけ予測誤差を過小評価することを意味する。また逆に、 t 期のうちに買いを確定しておきたいというヘッジャーが、市場で優勢な状況で、リスク中立性を仮定し、 $E_t[S_{t+\tau}]$ を $F_{t,t+\tau}$ で代替すると、予測誤差の過大評価を招いてしまう。

³ 花輪・小川・三隅(1998)にて、図を用いた詳しく説明を得ることができる。

⁴ (図 1)において、次の 2 つの関係は異なることに気づいてほしい: 「将来の現物価格と現在の先物価格 ($S_{t+\tau} - F_{t,t+\tau}$)」と「現在の現物価格と現在の先物価格 ($S_t - F_{t,t+\tau}$)」。前者が B であり、後者はベイススである。市場効率性やリスク・プレミアムを検証する場合、ベイススは直接関係しない。ベイススに関する文献は、山内・三浦(2002)、山内(1998)。

この予測誤差の過大過小評価の問題を解決する一つの方法が、リスク中立性の仮定を緩めることである。まず、固定リスク・プレミアム(\overline{RP})が存在すると仮定した場合を考える。固定リスク・プレミアムは、定義により $E_t[S_{t+\tau}] = F_{t,t+\tau} - \overline{RP}$ と表せる。これを、両辺から S_t を引いた(式 1)に代入すると、検定のための理論式(式 3)が得られる。

$$S_{t+\tau} - S_t = (-b * \overline{RP}) + b * (F_{t,t+\tau} - S_t) + \varepsilon_{t+\tau} \quad (\text{式 3})$$

固定リスク・プレミアムが存在している状況では、たとえ市場が効率的 ($b=1$) であったとしても、切片はゼロにならず、むしろ、切片には固定リスク・プレミアムの額が出てくる。「安くてもいいから、今の時点で、売りを確定したい」というヘッジャーが、市場で優勢な状況(ノーマル・バックワーデーション)では、切片は正の値になり、また逆に、「高くてもいいから、今の時点で、買いを確定したい」というヘッジャーが、市場で優勢な場合は、切片は負になる。したがって、この場合、先物価格 $F_{t,t+\tau}$ を用いた市場効率性テストは、帰無仮説「 $b=1$ 」を棄却するか否かと、(式 3)の残差が自己相関を持つのか否かの、2つの仮説検定によって行われることになる。

しかし、リスク・プレミアムが全期間を通して一定であるという仮定を保証するものは何もない。むしろ、リスク・プレミアムは時間を通じて変化するものと考えほうが自然である。したがって、本論では、リスク・プレミアムが時間を通じて変化する可能性を考慮に入れる。具体的には、ある期間には、ある固定リスク・プレミアムが存在するが、別のある期間には、また別の水準の固定リスク・プレミアムが存在するという可能性を考える。ここで、リスク・プレミアムに m 回構造変化が存在すると考えると、(式 3)は、以下のように書き換えられる。

$$S_{t+\tau} - S_t = (-b * RP_j) + b * (F_{t,t+\tau} - S_t) + \varepsilon_{t+\tau} \quad (\text{式 4})$$

for $j = 1, \dots, m+1$ and $t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j$

(式 3)から変わった点は、 $(-b * \overline{RP})$ が「 $(-b * RP_j)$ for $j = 1, \dots, m+1$ 」となった点である。サブスクリプト j で、リスク・プレミアムに m 回の構造変化($m+1$ 個のレジューム)があることを示す。また、 T_1, \dots, T_m は、それぞれの構造変化の時点を示す。本論で

は、このようにリスク・プレミアムの可変性を考慮に入れた理論式に基づいて、市場効率性を検定する。これにより、より一般的な形でリスク・プレミアム問題を解決した上で、市場効率性テストが可能になる⁵。

II-2. メソッドロジー

リスク・プレミアムにおける構造変化の検出のために、本論では Bai and Perron による、複数の構造変化点(multiple structural breaks)を許容した線形モデルのブレイク・テストを用いる。Bai and Perron は、構造変化の時点と各係数を同時に推定する方法を提供している。

推定は、まず、全ての「 m 個に区切る区切り方」に対して、(式 5) で示されている残差 2 乗和を最小にする係数の推定値を求める。

$$S_T(T_1, \dots, T_m) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} \left\{ (S_{t+\tau} - S_t) - (-b * RP_i) - b * (F_{t,t+\tau} - S_t) \right\}^2 \quad (\text{式 5})$$

ここで得られた $(-b * RP_j)$ の推定値を $\hat{\delta}(\{T_j\})$ 、 b の推計値を $\hat{b}(\{T_j\})$ と定義する。次に、各区切り方において、それぞれ得た $\hat{\delta}(\{T_j\})$ と $\hat{b}(\{T_j\})$ を、目的関数である(式 5)に代入することで、どの「 m 個に区切るの区切り方」が、(式 5)を最小にしているか見つけ出す。(式 5)を最小にする構造変化の入り方が、構造変化時点の推定値となる。このことはより厳密に(式 6)で表現される。

$$\left(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m \right) = \arg \min_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m) \quad (\text{式 6})$$

係数の推定値は、(式 6)で示される構造変化時点の推定値 $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ に対応した値、つ

⁵ この他にも、変動リスク・プレミアムをとらえる方法として以下のものが挙げられる。これらは、毎期のリスク・プレミアムの変動を捉えるものであり、本論が用いている構造変化としてリスク・プレミアムの変動を捉えるものとは、補完的關係にある。(1)サーベイ・データをリスク中立的な期待として使うもの: Froot and Frankel(1989), Frankel and Chinn (1993), Cavaglia et al. (1994)。(2)VAR 推計した期待をリスク中立的な期待として使うもの: Canova and Ito (1991)。(3)リスク・プレミアムを観察された経済変数の関数としてモデル化するもの: Landon and Smith (2003)。(4)構造モデルとショックの確率過程を与件として導出した理論値と、実際に観察された観察値のフィットがよくなるようにリスクの市場価値を逆算し、リスク・プレミアムを検出するもの: 小田・小林(2003)。

まり $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ と $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ になる。

次に、ここまで任意とされていた構造変化の回数 (m) を求める。この回数は、反復 sup-F テスト (the sequential application of the sup $F_T(l+1|l)$ test) によって求められる⁶。これは、初期の構造変化の回数を $m=l$ とおいた場合の $S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l)$ と、追加的に最適な時点にもう一つ構造変化を加えた $m=l+1$ の場合の $S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{l+1})$ との間の F テストである。この構造変化を一つ追加するという作業は、(式 7) が、帰無仮説「追加的な構造変化はない」の棄却に失敗するまで反復される。

$$F_T(l+1|l) = \left\{ S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l) - \min_{1 \leq i \leq l+1} \inf_{t \in \Lambda_{i,\eta}} S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, t, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_l) \right\} / \hat{\sigma}^2,$$

ここで $\Lambda_{i,\eta} = \{t; \hat{T}_{i-1} + (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \leq t \leq \hat{T}_i - (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta\}$ (式 7)

$\hat{\sigma}^2$ は σ^2 の不偏推定値、 η はトリミング率。具体的な推定方法は、例えば、 $m=0$ から始める場合、 $m=1$ とした方が、 $m=0$ とするより有意に(式 5)を小さくすることができるかを検定するところから始まる。もし、 $m=1$ とした方が有意に(式 5)を小さくできるのであれば、次に、 $m=2$ とした方が、 $m=1$ とするより有意に(式 5)を小さくすることができるかを検定する。ここで、「 $m=1$ から 2 への追加的な構造変化はない」という帰無仮説の棄却に失敗したならば、構造変化 1 回という定式化が選ばれる。

本論は、上記の Bai and Perron の方法にしたがって、構造変化の回数とその時点、そして係数 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ と $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ を推計する。そして、その $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ を、市場効率性テストに用いる。つまり、帰無仮説を $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})=1$ とする。これにより、リスク・プレミアムの可変性が、市場効率性テストに組み入れられる。予測誤差に系列相関は、ダービン・ワトソン検定によって検定される。本論では、次の二つの仮説が満たされた場合、「市場は効率的である」と評価することにする⁷。

⁶ Bai and Perron (1998, 2001) は、この他に Bayesian Information Criterion (BIC), Akaike Information Criterion (AIC), Liu-Wu-Zidek Criterion (LWZ) も紹介している。

⁷ 市場効率性の検証結果に対する解釈は、市場効率性に対する絶対基準を明示するのが困難であるため、厳密には、ある市場が他の市場に対して、相対的に市場効率なのか否かによって、なされるべきである。例えば、納会まで 4 ヶ月のロブスタコーヒーとアラビカコーヒーを比べたとき、どちらの市場が相対的に市場効率なのか、というように相対的市場効率性という観点で解釈が加えられるべきである。(Campbell, et al. (1997) 参照)

評価基準:

- (I) 帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ を棄却しない、
- (II) 残差に正(負)の系列相関がないという帰無仮説を棄却しない。

ここで、 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ が棄却されない場合、切片の係数 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ は、売手（もしくは買手）が支払ったリスク・プレミアムの額と考えられる。しかし、 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ が棄却された場合であっても、 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ はサンプル期間内一定と仮定しているため、切片 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ の動きは、リスク・プレミアムの動きを反映したものと考えられる。つまり、Bai and Perron によって切片の係数 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ に有意な構造変化が検出された場合、それは、リスク・プレミアムが変化したために起こったものだと考えられる。

III. 実証分析

II-2 で示した方法で、東京穀物商品取引所に上場されている一般大豆、とうもろこし、小豆、アラビカコーヒー、ロブスタコーヒーの市場効率性について検証する。使用するデータの期間は、一般大豆が 1984 年 4 月 24 日から 2004 年 4 月 15 日まで、とうもろこしが 1992 年 12 月 15 日から 2004 年 4 月 15 日まで、小豆が 1980 年 2 月 26 日から 2004 年 4 月 26 日まで⁸、アラビカコーヒーとロブスタコーヒーが 1999 年 1 月 14 日から 2004 年 3 月 17 日までである。スポット価格として、納会日についての先物価格を用いる。また、情報オーバーラップによる残差の系列相関を防ぐために、先物価格の観測点も各納会日とする。よって、毎月納会がある小豆は、データの観測点が毎月の納会日になり、(式 4)の τ が、1、2、3、4、5 となる。一方、2 ヶ月に 1 度、納会日が設定されている一般大豆、とうもろこし、アラビカコーヒー、ロブスタコーヒーは、データの観測点が隔月の納会日になり、(式 4)の τ は、2、4、6、8、10 となる。例えば、 τ が 4 ならば、4 ヶ月先に納会する商品の先物価格付けが効率的かどうかを検証することになる。推計は、変数変

⁸ 以下の事件に伴う強制解合は、通常の納会日ではない日に、人工的な価格付けによって行われたので、データから除外した。1982 年 7 月 14 日に川村商事より場勘定納入不能の通告。業務規定第 4 条 1 項ただし書きの規定に基づき理事長裁断により 14 日の立会を停止。川村商事の違約からの派生的違約・混乱の発生を避けるために、取引所首脳及び取引委員首脳による対策会議、臨時市場管理委員会・理事会(書面審議)を開き、15 日と 16 日の前場までの立会を臨時停止することを決定。15 日の定例理事会で、「16 日昼に臨時理事会を開催し期近 4 限月を強制解け合いにするとの提案をする。新穀の期先 2 限月は存続させ、16 日後場 1 節から立会を再開させる」ことなどを決定した。期近 4 限月の解合値段は、期近より、30800, 31000, 31120, 30380。16 日後場についての期先 2 限月は、29860、29030 と、終日、ストップ安に張り付いた。期近 4 限月が強制解合したため、その後最初の納会日は、11 月 26 日となった。(「東京穀物商品取引所月報」

換を行わず、そのままの単位で行われている⁹。よって、有意に $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})=1$ が棄却されなかった場合、その切片の値に、そのまま単位「円」を付けて、リスク・プレミアムの金額として読むことができる。また、観測値の数は、 $\tau=2$ の場合、一般大豆が121、とうもろこしが69、小豆が286、アラビカコーヒー、ロブスタコーヒーが、それぞれ32である¹⁰。

(表1)は、Bai-Perron テストの結果を示している。Bai-Perron テストで、切片 $\delta(\{T_j\})$ に構造変化が存在するか、存在する場合、その回数と時点はどうであったかが、明らかになる。アラビカコーヒー、ロブスタコーヒーは、観測値が少ないため1回以上の構造変化の可能性を排除した。その他の商品に関しては、その可能性を排除していない。

(表2)は、市場効率性テストの結果を示している。ここで用いられている係数や残差は、Bai-Perron テストをもとに得た係数と残差である。「第一レジューム」の列には、構造変化前の $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ が、「第二レジューム」の列には、構造変化後の $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ がそれぞれ記されている。構造変化が検出されなかった商品の場合、「第一レジューム」の列に、全期間を通しての値が記載してある。 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ の列において、「**」「*」はそれぞれ、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})=0$ を、1%、5%の有意水準で棄却したことを示す。この棄却は、リスク・プレミアム(切片)が有意にゼロから異なっていたことを意味する。別の言い方をすれば、リスク・プレミアムの額が、変動等を勘案した上で相当といえるほどの額であったこと、を意味する。

右から二番目の列には、全期間を通して一定である $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ の値とその標準偏差が記入してある。この値は、評価基準(I)「帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})=1$ を棄却しない」か、を検証するために使用する。 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})=1$ が、20%、10%の有意水準でも棄却されなかった場合、「++」「+」が付してある。この非棄却によって、 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ の値は、有意に市場効率的ではないと判断しなければいけないほど、逸脱した値ではないことが示される。

一番右の列には、Durbin-Watson 値が記入してある。これは、市場効率性を評価するためのもう一つの指標、評価基準(II)「残差に正(負)の系列相関がないという帰無仮説を棄却しない」を検証するために使用する。「++」「+」にて「残差に正の系列相関がな

参照)

⁹ 対数変換を行ってから、II-2 で示した方法に従い推定、検定を行っても、市場効率性の結果に変化はなかった。

¹⁰ τ が2以外の場合、観測値の数は、 τ が1単位長く(短く)なるのに応じて、1つ減少(増加)する。

い」という帰無仮説を、5%、1%の有意水準で棄却しなかったことを示す¹¹。この非棄却によって、残差の系列相関は、有意に「市場効率的ではない」と判断しなければいけないほど逸脱した値ではないことを示す。

III-1. 一般大豆

(表 1)に示されている Bai-Perron テストの結果より、納会まで 4、6、8 ヶ月の切片には有意な構造変化が存在する。日付は、納会まで 4 ヶ月のものが、1995 年 6 月 27 日、納会まで 6、8 ヶ月のものが、1995 年 8 月 28 日である。

市場効率性の評価基準(I)を検証するために、(表 2)の $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ の列を見る。全ての納会日までの月数において、帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ が棄却されていない。これは、市場効率性仮説を否定しない結果である。また、この非棄却により、切片の値はリスク・プレミアム値と考えることができる。次に、市場効率性評価基準(II)を検証するために、Durbin-Watson 値を見てみる。納会日まで 2 ヶ月のもの以外は、残差に正の系列相関がある。これは、期待形成時点に入手可能だった情報を市場参加者が完全に利用しきっていなかった可能性を示し、市場効率性仮説に反する。これら二つの検定の結果、一般大豆先物市場では、納会まで 2 ヶ月の商品が市場効率的であったと判断できる。

次に、リスク・プレミアムの額が有意にゼロから乖離した額であったかを検証する。まず、リスク・プレミアムに構造変化が検出されなかった納会まで 2、10 ヶ月のものに注目してみる。これらの第一レジュームの列に記された値は、全期間を通しての値である。これらは、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却していない。よって、全期間を通して、納会まで 2、10 ヶ月の一般大豆先物価格には、相当な額というほどのリスク・プレミアムは含まれていなかったと判断できる。次に、リスク・プレミアムに構造変化が検出された納会まで 4、6、8 ヶ月の一般大豆に着目してみる。これらの第一レジュームの値は、マイナスで、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却している。つまり、第一レジュームでは、相当額のリスク・プレミアムが買手から売手に対して支払われていたことを意味する。一方、第二レジュームでは、納会まで 4、6 ヶ月のものは、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却していない。これより、納会まで 4、6 ヶ月のものに関して、第二レジュームでは、リスク・プレミアムが消滅したと判断できる。しかし、一方、納会まで 8 ヶ月の第二レ

¹¹ 負の系列相関をテストした結果、どの系列も、負の系列相関はなかった。

ジュームの値は、プラスで、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却している。これより、納会まで 8 ヶ月の一般大豆に関しては、第二レジュームになって、相当額のリスク・プレミアムが、売手から買手へ支払われるようになったと判断できる。

納会まで 8 ヶ月のものをより詳しく見てみる。1995 年 8 月以前（第一レジューム）は、1 トンあたり -3937 円、そして、第二レジュームは、逆に +3126 円のリスク・プレミアムが支払われていた。これは、1994 年 12 月（1995 年 8 月の 8 ヶ月前）までは、8 ヶ月後に納会をむかえる一般大豆の先物価格に、「高くてもいいから今のうちに買いを確定したい」という思惑に起因するリスク・プレミアムが含まれていたこと、そして、それ以降は、逆に「安くてもいいから今のうちに売りを確定したい」という思惑に起因するリスク・プレミアムが含まれていたことを意味する。つまり、1994 年 12 月までは、買手から売手に対して 3937 円のリスク・プレミアムが、それ以降は、逆に売手から買手に 3126 円のリスク・プレミアムが支払われていたことを意味する。このように、1995 年当初あたりから、ノーマル・バックワーデーションに転じた理由のひとつとして、業界・消費者の遺伝子組み換え体大豆への関心の高まりが挙げられる¹²。1996 年 9 月に厚生省(当時)が遺伝子組み換え作物の安全性を承認し、遺伝子組み換え大豆が大量に輸入されるようになったものの、消費者や環境保護団体などから安全性を不安視する声が高まり、食品メーカーの中には、原料に遺伝子組み換え作物を使用しない動きがでてきた。当時の東京穀物商品取引所の先物大豆は、遺伝子組み換えなのか否かの区別がされておらず、ひと括りに米国産大豆として上場されていた。2000 年 5 月に非遺伝子組み換え大豆が別立上場されて以降、一般大豆のノーマル・バックワーデーションがより顕著になった(グラフ 1 参照)。以上の点から推測して、1995 年あたりから価格付けが「安くてもいいから今のうちに売りを確定したい」という状態に転じたのは、市場参加者の遺伝子組み換え大豆への関心の高まりではないかと思われる。

III-2. どうもろこし

(表 1)より、どうもろこしの切片には、有意な構造変化がないことがわかる。

市場効率性の評価基準(I)を検証するために、(表 2)の $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ の列をみる。納会まで 8 ヶ月のどうもろこしを除くと、全ての納会日までの月数において、20%の有意水準であ

¹² 「東京穀物商品取引所 50 年史」参照

っても、帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ を棄却していない¹³。これは、市場効率性仮説を否定しない結果である。この非棄却により、納会まで 8 ヶ月のもの以外、切片の値をリスク・プレミアムと考えることができる。次に、市場効率性評価基準(II)を検証するために、Durbin-Watson 値を見てみる。納会日まで 2 ヶ月のもの以外には、残差に正の系列相関があり、市場効率性仮説に反している。これら 2 つの結果より、とうもろこし先物市場では、納会まで 2 ヶ月の商品が市場効率的であったと判断できる。

次に、リスク・プレミアムの額が有意にゼロから乖離した額であったかを検証する。(表 2)の「第一レジューム」の列に全期間を通してのリスク・プレミアム(切片)の値が記されている。どの納会日までの月数を見ても、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却しない。これより、納会まで 2、4、6、10 ヶ月のとうもろこし先物には、全期間を通して相当額といえるほどのリスク・プレミアムは、含まれていなかったとまとめることができる。ただし、納会まで 8 ヶ月のものに関しては、先に見たように、帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ を棄却しているため、切片の値をリスク・プレミアムと言うことはできない。このため、この切片の値でリスク・プレミアムの動きに関する検証はできるが、リスク・プレミアムの額が有意にゼロから乖離した値であったかを検証することはできない。

III-3. 小豆

(表 1)に示されている Bai-Perron テストの結果の通り、納会まで 10 ヶ月のものを除くと、小豆の切片には、有意な構造変化はなかった。納会まで 10 ヶ月の小豆に検出された構造変化の日付は、1984 年 5 月 28 日である。

市場効率性の評価基準(I)を検証するために、(表 2)の $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ の列をみる。全ての納会日までの月数において、帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ が、20%の有意水準でも、棄却されていない。これは、市場効率性仮説を否定しない結果である。また、この非棄却は、切片の値がリスク・プレミアムの値であることを示す。次に、市場効率性評価基準(II)を検証するために、Durbin-Watson 値を見る。納会まで 1 ヶ月の小豆以外は、残差に正の

¹³ 他商品も含め全ての $S_{t+\tau} - S_t$ と $F_{t,t+\tau} - S_t$ の時系列がユニット・ルートを棄却する中、期先とうもろこしの時系列 $S_{t+10} - S_t$ と $F_{t,t+10} - S_t$ は、ユニット・ルートを棄却しなかった。しかし、 $S_{t+10} - S_t$ と $F_{t,t+10} - S_t$ は、コインテグレーションの関係にあることが確認できた。よって、納会まで 10 ヶ月のとうもろこしの各係数には、コインテグレーション関係にある場合の係数の仮説検定のための統計量と標準正規分布を用いて、仮説検定を行った。(Hamilton (1994) 参照)

系列相関があり、市場効率性仮説に反する。これら 2 つの結果より、小豆市場で市場効率的であったのは、納会まで 1 ヶ月の商品と判断できる。

次に、リスク・プレミアムの額が有意にゼロから乖離した額であったかを、(表 2)の $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ 列で検証する。リスク・プレミアムに構造変化が検出されなかった納会まで 1、2、3、4 ヶ月のリスク・プレミアムの値を見ると、どれも帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却しない。よって、これらの小豆先物には、全期間を通して、相当額といえるほどのリスク・プレミアムは存在していなかったとまとめられる。一方、リスク・プレミアムに構造変化が検出された納会まで 5 ヶ月の小豆には、1983 年 12 月 (1984 年 5 月の 5 ヶ月前) まで、有意にゼロから乖離した額のリスク・プレミアムが存在していた。このリスク・プレミアムの額は、(表 2)に示されている通り 30kg あたり +1144 円であった。これは、「安くてもいいから今のうちに売りを確定したい」という思惑を反映して生じたものである。つまり、売手が買手に対してリスク・プレミアムを支払っていた。1983 年 12 月以降、この値は -39.37 円に反転する。しかし、この額はリスク・プレミアムの変動等を勘案すると少額であり、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却しない。この非棄却より、1983 年 12 月以降、納会まで 5 ヶ月の小豆についていたリスク・プレミアムは消滅したとまとめることができる。

III-4. アラビカコーヒー

(表 1)が示すように、Bai-Perron テストより、納会まで 4、6、8、10 ヶ月の切片に有意な構造変化が検出された。日付は、2003 年 3 月 14 日である。

市場効率性の評価基準(I)を検証するために、(表 2)の $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ の列をみる。全ての納会日までの月数において、帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ が有意に棄却されていない。これは、市場効率性仮説を否定しない結果である。また、この非棄却により、切片の値をリスク・プレミアムの値と考えることができる。次に、市場効率性評価基準(II)を検証するために、Durbin-Watson 値を見る。全ての納会日までの月数の残差で、「正の系列相関がない」という帰無仮説が棄却されない。これも、市場効率性仮説を否定しない結果である。これら 2 つの結果より、アラビカコーヒー市場は、全ての納会までの月数において、市場効率的であったと判断できる。

次に、リスク・プレミアムの額が有意にゼロから乖離した額であったかを、(表 2)の

$\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ の列で検証する。まず、リスク・プレミアムに構造変化が検出されなかった納会まで2ヶ月のものに着目してみる。この第一レジュームの列に記された値は、全期間を通しての値である。-1103は、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却しない。よって、全期間を通して、納会まで2ヶ月のアラビカコーヒー先物価格には、有意な額のリスク・プレミアムは含まれていなかったと言える。次に、リスク・プレミアムに構造変化が検出された、納会まで4、6、8、10ヶ月のものに着目してみる。これらの第一レジュームの値は、マイナスで、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却している。つまり、試験上场開始から2002年の夏以降(2003年3月の4ヶ月から10ヶ月前)までの間、相当額のリスク・プレミアムが買手から売手に対して支払われていたことを意味する。一方、第二レジュームでは、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却していない。よって、第二レジュームにおいてリスク・プレミアムは消滅したといえる。このリスク・プレミアムの消滅は、2001年以降ブラジルがアラビカ生豆の輸出量を、それまでの1500万袋台から2000-2500万袋台へと急拡大させたことにも起因したと思われる。また、一袋(69キログラム)あたりのリスク・プレミアムの額が、納会まで4ヶ月のものからき期先に向けて、-2420円、-3482円、-3673円、-4392円と変化することから、期先になればなるほど買手から売手に支払われていたリスク・プレミアムの額が高かったことがわかる。

III-5. ロブスタコーヒー

(表1)に示されている Bai-Perron テストの結果より、納会まで6、8、10ヶ月の切片には有意な構造変化が存在する。日付は、2002年1月17日である。

市場効率性の評価基準(I)を検証するために、(表2)の $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ の列をみる。全ての納会日までの月数において、帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ が、20%の有意水準でも、棄却されていない。これは、市場効率性仮説を否定しない結果である。また、この非棄却により、切片の値はリスク・プレミアムの値と考えることができる。次に、市場効率性評価基準(II)を検証するために、Durbin-Watson 値を見る。納会まで4ヶ月のものを除き全ての納会日までの月数で、「残差に正の系列相関がない」という帰無仮説を棄却しない。これも、市場効率性仮説を否定しない結果である。これら2つの結果より、ロブスタコーヒー先物市場では、納会まで2、6、8、10ヶ月の商品が市場効率的であったと判断できる。

次に、リスク・プレミアムの額が有意にゼロから乖離した額であったかを検証する。

まず、リスク・プレミアムに構造変化が検出された納会まで 6、8、10 ヶ月のものを見てみる。(表 2)の $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ の第一レジュームの列に記されたリスク・プレミアムの額は、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却している。よって、試験上場開始から 2001 年初夏以降(2002 年 1 月の 6 ヶ月から 10 ヶ月前)までの間、「買手から売手へのリスク・プレミアム」が、有意に存在していたと言える。一方、第二レジュームになると、これらは、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却しなくなる。このため、第二レジュームにおいて納会まで 6、8、10 ヶ月のもののリスク・プレミアムは消滅したと言える。このリスク・プレミアムの消滅は、ベトナムが産地拡大・生産増加の結果として、2000 年以降、ロブスタ生豆の輸出量を、それまでの 700 万袋台から 1200 万袋台へと急拡大させたことにも起因すると思われる。次に、リスク・プレミアムに構造変化が検出されなかった納会まで 2、4 ヶ月のロブスタコーヒーを見てみる。第一レジュームの列に記してあるリスク・プレミアムの額(-1271 円と -1757 円)が、全期間を通しての額である。この額は、ともに有意にゼロから乖離しているので、期近 2 限月は、全期間を通して、買手から売手に対してリスク・プレミアムが支払われていたと言える。

リスク・プレミアムの期間構造は、期先になるほど $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ のマイナスの値が大きくなることから、期先であるほど「高くてもいいから今のうちに買いを確定したい」という思惑が強かったと言える。

IV. 結論

本論は、東京穀物商品取引所が産業インフラとして機能していたかを評価する上での一基準を提供するために、東京穀物商品取引所に上場されている大豆、とうもろこし、小豆、アラビカコーヒー、ロブスタコーヒーの先物価格が、市場効率的(公正)に決定されていたかを検証した。検証には、ある期間には、特定の値の固定リスク・プレミアムが存在するが、別のある期間には別の固定リスク・プレミアムが存在する可能性を許容した市場効率性テストが用いられた。このようなリスク・プレミアムの変化は、Bai and Perron (1998、2001、2003)の複数構造変化の推計方法を用いて検出された。

本論の結果によれば、納会までの月数で見ると、東京穀物商品取引所で取引されている一般大豆、とうもろこし、小豆、アラビカコーヒー、ロブスタコーヒー、全ての期近 1 限月の価格付けは、全て市場効率的であった。また、商品別で見ると、一般大豆、とうもろこし、小豆は期近 1 限月、アラビカコーヒーは全限月、ロブスタコーヒーは、納

会まで4ヶ月の商品を除く全限月の価格付けが、市場効率的であった。リスク・プレミアムの変動に関するまとめは、以下の通りである。一般大豆先物には、1995年当初あたりまで、1トンあたり約2000円から4000円の、買手から売手に対してのリスク・プレミアムが含まれていた。しかし、その後、遺伝子組み換え作物への関心が高まるにつれて、そのリアス・プレミアムは、消滅(反転)した。アラビカコーヒーは、試験上場開始以降2002年夏ごろまで、買手から売手に、69キログラムあたり約2000円から4000円のリスク・プレミアムが支払われていたが、その後、そのリスク・プレミアムは消滅した。ロブスタコーヒーは、試験上場開始以降2001年初夏ごろまで、買手から売手に、100キログラムあたり約4500円から8000円のリスク・プレミアムが支払われていたが、その後、このリスク・プレミアムも消滅した。

最後に本論で主張できる範囲を明示した上で結論を述べる。本論では、市場効率性を検証するために、納会日についての価格を、現物価格として用いた。これは、納会日の価格は、現物価格に収束しているという考えに立脚したものである。この収束が起こっているか否かを、本論では明らかにしていない。よって、本論は以下をもって結論とする。本論で検定を行った東京穀物商品取引所の先物商品価格が、納会日の時点で同格の現物商品価格に収束していたのであれば、本論の結果から、東京穀物商品取引所の一般大豆、とうもろこし、小豆、それぞれ期近1限月、アラビカコーヒー全限月、ロブスタコーヒーの納会まで4ヶ月の商品を除く全限月は、リスクヘッジャーとテイカーが、その時期に合わせて、実需の価格変動リスクを公正にヘッジできる場となっていたと言える。よって、上記の収束が起こっていたのであれば、東京穀物商品取引所のこれらの商品先物市場は、産業インフラとして機能していたと評することができる。

参考文献

- 小田・小林(2003)、“長期金利の変動をどう理解するか? : マクロ経済モデルを利用した期待短期金利成分とリスクプレミアム成分への分解” 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、
<http://www.boj.or.jp/ronbun/03/wp03j04.htm>
- 神木良三、伊藤史朗、廣江満郎、八田英二、佐竹光彦、北川雅章、南波浩史、(2000)“日本の商品先物市場の効率性—共和分分析による実証的研究—”先物取引研究、第4巻、第2号、No.8.
- 東京穀物商品取引所編、「東京穀物商品取引所月報」.
- 東京穀物商品取引所編、「東京穀物商品取引所 50 年史」
- 花輪俊哉、小川英治、三隅隆司、(1998)、“商品先物価格のリスク・プレミアムの存在に関する実証分析—正常の逆鞘、順鞘は存在するのか—”先物取引研究、第3巻、第2号、NO.6.
- 山内浩嗣、三浦良造 (2002)“小豆先物価格に見られるコンビエンス・イールド、”「新世紀の先物市場」.
- 山内浩嗣 (1999)、“商品先物および商品先物オプション～価格理論とデータ分析～,” 一橋大学博士学位授与論文.
- Bai, J. and P. Perron (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes," *Econometrica*, 66, 47-78.
- Bai, J. and P. Perron (2001), "Multiple Structural Change Models: A Simulation Analysis," <http://econ.bu.edu/perron/papers/simul.pdf> .
- Bai, J. and P. Perron (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics* 18, 1-22.
- Beck, Stacie (1994), "Cointegration and market efficiency in commodities futures markets," *Applied Economics*, 26, 249-257.
- Cavaglia et al. (1994), "Exchange Rate Expectations and Risk Premia in the European Monetary System: 1985-1991," *Open Economies Review*, October, v. 5, iss. 4, pp. 347-60.
- Canova, Fabio and Takatoshi Ito (1991), "The Time-Series Properties of the Risk Premium in the Yen/Dollar Exchange Market," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 6, 125-142.
- Chowdhury, Abdur R. (1991), "Futures Market Efficiency: Evidence from Cointegration Tests," *The Journal of Futures Markets*, Vol. 11, no.5, 577-589.
- Fama, Eugene (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *The Journal of Finance*, Vol. 25, no. 2, 383-417.
- Fama, Eugene F.; French, Kenneth R. (1987), "Commodity Future Prices: Some Evidence on Forecast

Power, Premiums, and the Theory of Storage," *Journal of Business*, Jan87, Vol. 60 Issue 1, p55-73.

Frankel, J. A. and Chinn, M. D. (1993), "Exchange Rate Expectations and the Risk Premium: Tests for a Cross Section of 17 Currencies," *Review of International Economics*, June, v. 1, iss. 2, pp. 136-44.

Froot, K. A. and Frankel, J. A. (1989), "Forward Discount Bias: Is It an Exchange Risk Premium?," *Quarterly Journal of Economics*, Feb., Vol. 104 Issue 1, p139-61.

Hamilton, D. James (1994) "Time Series Analysis," Princeton Univ. Press.

Campbell, J. Y., et al. (1997) "The Econometrics of Financial Markets," Princeton Univ. Press.

Landon, Stuart and Constance E. Smith (2003), "The Risk Premium, Exchange Rate Expectations, and the Forward Exchange Rate: Estimates for the Yen-Dollar Rate," *Review of International Economics*, 11(1), 144-158.

表1. Bai-Perron テスト (Sequential Tests of k versus $k+1$ breaks on δ)

		F(k+1 k)		構造変化の日付
		K=0	k=1	
一般大豆	$\tau=2$	7.03	2.30	None
	$\tau=4$	8.28*	2.20	1995/06/27
	$\tau=6$	8.72**	1.92	1995/08/28
	$\tau=8$	8.90**	2.92	1995/08/28
	$\tau=10$	3.82	5.35	None
とうもろこし	$\tau=2$	0.80	6.07	None
	$\tau=4$	0.82	4.66	None
	$\tau=6$	1.18	3.59	None
	$\tau=8$	2.24	37.96(***)	None
	$\tau=10$	1.76	13.98(***)	None
小豆	$\tau=1$	1.45	4.07	None
	$\tau=2$	1.69	2.18	None
	$\tau=3$	1.48	1.83	None
	$\tau=4$	1.75	1.62	None
	$\tau=5$	10.40**	1.03	1984/05/28
アラビカ コーヒー	$\tau=2$	1.69	N/A	None
	$\tau=4$	13.85***	N/A	2003/03/14
	$\tau=6$	44.99***	N/A	2003/03/14
	$\tau=8$	130.32***	N/A	2003/03/14
	$\tau=10$	39.65***	N/A	2003/03/14
ロブスタ コーヒー	$\tau=2$	3.62	N/A	None
	$\tau=4$	6.31	N/A	None
	$\tau=6$	9.05**	N/A	2002/01/17
	$\tau=8$	18.32***	N/A	2002/01/17
	$\tau=10$	30.57***	N/A	2002/01/17

$$F_T(l+1|l) = \left\{ S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_l) - \min_{1 \leq i \leq l+1} \inf_{t \in \Lambda_{i,\eta}} S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_{i-1}, t, \hat{T}_i, \dots, \hat{T}_l) \right\} / \hat{\sigma}^2,$$

$$\text{ここで } S_T(T_1, \dots, T_m) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} \left\{ (S_{t+\tau} - S_t) - (a + bFRP_i) - b(F_{t,t+\tau} - S_t) \right\}^2,$$

$$\Lambda_{i,\eta} = \{t; \hat{T}_{i-1} + (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta \leq t \leq \hat{T}_i - (\hat{T}_i - \hat{T}_{i-1})\eta\}.$$

参照: Table II, Bai and Perron (1998).

表2. 市場効率性テスト

$$S_{t+\tau} - S_t = \delta(\{T_j\}) + b(\{T_j\}) * (F_{t,t+\tau} - S_t) + \varepsilon_{t+\tau}$$

		$\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$		$\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$	Durbin-Watson 値
		(s.d.)		(s.d.)	
		第一 レジューム	第二 レジューム		
一般大豆					
	$\tau=2$	206.05 (558.04)	n/a	1.095++ (0.122)	2.11++
	$\tau=4$	-1975.14* (841.49)	2357.04 (1265.63)	1.077++ (0.118)	1.54 inconclusive
	$\tau=6$	-2844.34** (932.29)	2624.05 (1415.09)	0.907++ (0.125)	1.30
	$\tau=8$	-3937.55** (993.01)	3126.23* (1503.76)	0.999++ (0.129)	1.09
	$\tau=10$	-1210.93 (865.88)	n/a	0.800+ (5.472)	0.83
とうもろこし					
	$\tau=2$	2.64 (234.77)	n/a	1.238++ (0.241)	1.77++
	$\tau=4$	87.54 (333.25)	n/a	0.785++ (0.281)	1.29
	$\tau=6$	147.12 (363.29)	n/a	1.153++ (0.273)	0.93
	$\tau=8$	204.56 (365.37)	n/a	1.451 (0.246)	0.69
	$\tau=10$	129.39 § (401.75)	n/a	1.323++ § (0.251)	0.71
小豆					
	$\tau=1$	33.43 (59.64)	n/a	1.058++ (0.080)	1.80++
	$\tau=2$	59.51 (86.98)	n/a	1.042++ (0.090)	1.09
	$\tau=3$	85.68 (106.07)	n/a	0.980++ (0.092)	0.76
	$\tau=4$	119.83 (119.67)	n/a	1.048++ (0.095)	0.63
	$\tau=5$	1144.71** (341.86)	-39.37 (368.40)	1.038++ (0.095)	0.52
アラビカ コーヒー					
	$\tau=2$	-1103.68 (600.50)	n/a	1.351++ (0.368)	2.15++
	$\tau=4$	-2420.75**	209.21	1.007++	1.96++

		(794.12)	(1413.37)	(0.326)	
	$\tau=6$	-3482.28**	-383.41	1.027++	1.96++
		(750.06)	(1257.30)	(0.261)	
	$\tau=8$	-3673.04**	574.39	0.663+	2.19++
		(784.57)	(1210.36)	(0.241)	
	$\tau=10$	-4392.63**	37.22	0.713++	2.02++
		(864.17)	(1294.54)	(0.247)	
ロブスタ コーヒー					
	$\tau=2$	-1271.48**	n/a	1.044++	2.10++
		(371.63)		(0.256)	
	$\tau=4$	-1757.26**	n/a	0.657++	0.95
		(507.33)		(0.310)	
	$\tau=6$	-4623.21**	-755.07	0.959++	1.38+
		(728.59)	(909.78)	(0.315)	
	$\tau=8$	-6217.07**	-1377.18	1.366++	1.35+
		(766.17)	(890.75)	(0.335)	
	$\tau=10$	-6705.83**	-1046.92	0.958++	1.49+
		(804.50)	(901.49)	(0.319)	

**、*にて、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})=0$ を、1%、5%の有意水準で棄却したことを示す。この仮説を棄却した場合、有意にゼロから異なるリスク・プレミアムが存在していたといえる。

++、+にて、帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})=1$ が、20%、10%の有意水準で棄却されなかったことを示す。この仮説を棄却した場合、 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ が、市場効率性の一つ目の条件から、有意に逸脱する値であることを示す。また、Durbin-Watson 値については、同様の++、+にて「残差に正の系列相関がない」という帰無仮説を、5%、1%の有意水準で棄却されなかったことを示す。この仮説を棄却した場合、市場効率性の二つ目の条件が、有意に保たれていないことを示す。負の系列相関は、表示されている統計値を4から引いた値で検証される。どの系列も、負の系列相関を示さなかった。

§：他の時系列がユニット・ルートを棄却する中、とうもろこしの時系列 $S_{t+10} - S_t$ と

$F_{t,t+10} - S_t$ は、ともにユニット・ルートを棄却しなかった。しかし、 $S_{t+10} - S_t$ を $F_{t,t+10} - S_t$ で OLS 回帰した残差より、この2時系列はコインテグレーションの関係にあることが確認できた。よって、各係数の仮説検定は、以下の統計量と標準正規分布を用いた。

$\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ の第一レジュームに対して、 $t^*(sA) = 0.32 * (3205.76 / 7662.09) = 0.13$ 。

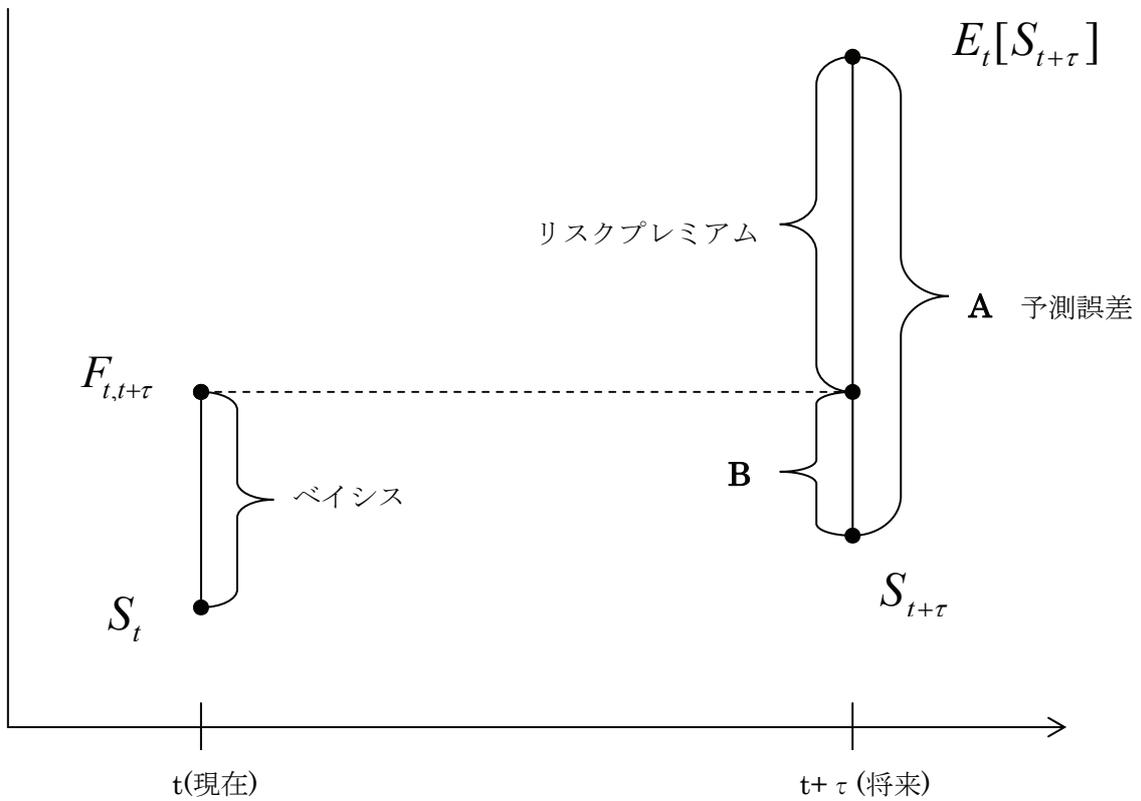
$\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ に対して、 $t^*(sA) = 1.28 * (3205.76 / 7662.09) = 0.53$ 。

ここで t は(表2)中の係数と標準偏差からもとめられる t 値、 $s^2 = (T-2)^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t^2$ 、

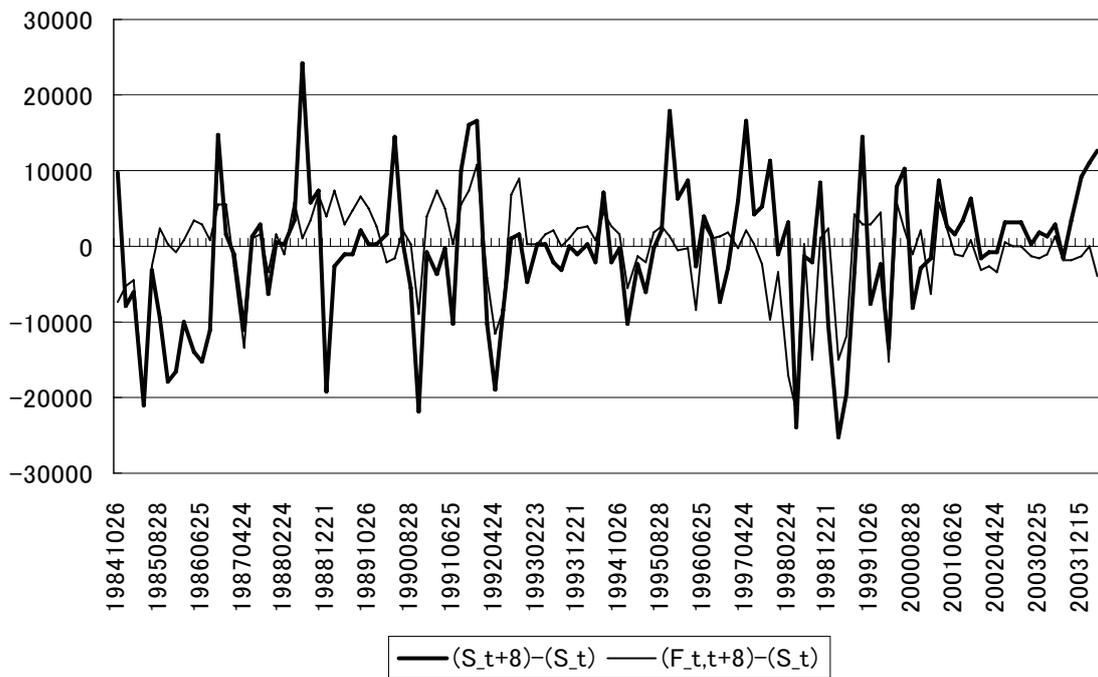
$\lambda = \left[(T-2)^{-1} \sum_{t=3}^T \hat{e}_t^2 \right]^{1/2} / (1 - \rho_1 - \rho_2)$ 。ここで、 \hat{u} は、 $S_{t+10} - S_t$ を $F_{t,t+10} - S_t$ で OLS 回帰し

たときの残差、 ρ と \hat{e} は、その残差でのセカンド・オーダー自己回帰をしたときの、それぞれの係数と残差。

(図 1)



(グラフ1) 一般大豆



・著者紹介

中野 聖子 (なかの しょうこ)

[略歴]

1 . 現職 一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程

2 . 生年 1974年生まれ

3 . 最終学歴 博士課程単位取得

4 . 主要職歴

一橋大学経済研究所・リサーチアシスタント、

東京大学大学院経済学研究科・リサーチアシスタント、

経済産業研究所、経済産業省商務情報政策局商務課・リサーチアシスタント

5 . 主な著書、論文 (タイトル、発表年、発表誌、出版社、出版年)

タイトル: "Impact Mitigation for Emergency Events: Their Effects on Day-ahead and Real Time Market Locational Based Marginal Pricing at the New York ISO"

出版年: 2005

発表誌: 25th USAEE/IAEE North American Conference Proceedings

出版社: International Association for Energy Economics