

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、「価格変動リスクを公正にヘッジできる場の提供」という商品先物取引制度の国民経済上の意義は、ますます高まっている。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られ、今後、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、本論文では、東京穀物商品取引所（以下、東穀取と言う。）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、および、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、東穀取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。市場効率性テストとしては、平均リスク・プレミアムに構造変化が存在する可能性を考慮した形のアンバイアスネス・テストを用いる。このテストにおいては、どの時期に、売手・買手どちら側から、どの程度の平均リスク・プレミアムが支払われていたかも明らかになる。本論文の分析結果によれば、一般大豆、とうもろこし、並びに、小豆の 1 番限、アラビカコーヒーの全番限、及び、ロブスタコーヒーの 2 番限を除く全番限における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等御支援を受けました。また、東京穀物商品取引所では、月報等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

1. 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、「価格変動リスクを公正にヘッジできる場の提供」という商品先物取引制度の国民経済上の意義は、ますます高まっている。先物市場でリスクをヘッジするとは、リスク・ヘッジを行う時点で入手可能なすべての情報を用い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）を反映させ、現時点において納会時点の売買価格を決定することである。「公正に」という部分は、リスク・プレミアムを除いた先物価格が、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否かを検証することによって、確認可能である。このような検定は、市場効率性テストとよばれる。

商品先物取引に対する市場効率性テストは、Chowdhury(1991)、神木他(2000)、Beck(1994)等によって行われている。Chowdhury(1991)はロンドン・メタル取引所、神木他(2000)は東京工業品取引所、大阪繊維取引所等の上場商品に対し、リスク・プレミアムは存在しないという仮定の下で、市場効率性の検証を行っている。これら以外においても、市場効率性を検証した多くの論文は、リスク・プレミアムの不存在を仮定している。

一方、Beck(1994)は、リスク・プレミアムの不存在を仮定せず市場効率性を検証することで、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先物価格には、平均リスク・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、東穀取等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に至っている。これらより、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・プレミアムの可能性を残しておくことが妥当と考えられる。

本論文では、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、平均リスク・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)の推計方法で検出し、検出された平均リスク・プレミアムの変化をコントロールした上で市場効率性を検定する。

分析の結果、一般大豆、とうもろこし、及び、小豆は1番限、アラビカコーヒーは全番限、ロブスタコーヒーは2番限を除く全番限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。

本論文の構成は以下のとおりである。第2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3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4節でまとめる。

2. 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。

2 - 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とするテストである。

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

$S_{t+\tau}$ 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。市場効率性とは、「 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。また、市場効率性は「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。

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

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

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。

つ $b=1$ 」及び「式2の残差自己相関なし」の仮説検定によって検証される。

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、 $t+\tau$ 期に納会する先物契約の t 期における価格である。しかし、市場参加者がリスク中立でない場合、期待値と先物価格の関係は、 $E_t[S_{t+\tau}] > F_{t,t+\tau}$ とも $E_t[S_{t+\tau}] < F_{t,t+\tau}$ ともなり得る。例えば、 t 期中に将来の売り値の確定を強く望むヘッジャーが、市場で優勢である場合、 t 期における $t+\tau$ 期に納会する先物価格は、 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 期中に将来の買い値の確定を強く望むヘッジャーが、市場で優勢である場合、 $E_t[S_{t+\tau}] > F_{t,t+\tau}$ 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、先の仮説検定を行った場合、予測誤差を誤って評価する可能性が生じる。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場合、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、 $E_t[S_{t+\tau}]$ を $F_{t,t+\tau}$ で代替した ($S_{t+\tau} - F_{t,t+\tau}$) は、B で示されている⁴。この状況においてリスク中立性を仮定し、 $E_t[S_{t+\tau}]$ を、 $F_{t,t+\tau}$ をもって代替するということは、図1が示すように、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 期中に将来の買い値の確定を強く望むヘッジャーが市場で優勢な状況において、リスク中立性を仮定し、 $E_t[S_{t+\tau}]$ を、 $F_{t,t+\tau}$ をもって代替すると予測誤差の過大評価を招いてしまう。

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、リスク中立仮定の緩和である。まず、平均リスク・プレミアム (\overline{RP}) の存在を仮定した場合を考える。平均リスク・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、式3が得られる。

³ これらの図解は、花輪・小川・三隅(1998)を参照。

⁴ 「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 ($S_t - F_{t,t+\tau}$)」は異なる。前者が図1内のBが示す部分であり、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、前者を用いる。ベイススに関する文献としては、山内・三浦(2002)、山内(1998)等を参照。

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

平均リスク・プレミアムが存在している状況においては、市場が効率的 ($b=1$) である場合においても、切片はゼロにならず、むしろ、切片には平均リスク・プレミアムの額が表れる。具体的には、ノーマル・バックワーデーションが生じている状況においては、切片が正の値になり、逆に、予測より高くても、現時点において将来の買い値の確定を強く望むヘッジャーが市場で優勢な状況においては、切片が負になる。したがって、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「 $b=1$ 」及び「式3の残差自己相関なし」の仮説検定によって検証される。

しかし、リスク・プレミアムがサンプル期間を通して一定であるとの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られるのが自然である。したがって、本論文では、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、ある平均リスク・プレミアムが存在するが、別のある期間には、また別の水準の平均リスク・プレミアムが存在するという可能性を考慮に入れる。このように平均リスク・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と式4の相違は、式3の切片「 $(-b * \overline{RP})$ 」が、式4において「 $(-b * RP_j)$ for $j = 1, \dots, m+1$ 」となっている点にある。サブスクリプト j によって、リスク・プレミアムにおける m 回の構造変化 ($m+1$ 個のレジューム) を示している。また、 T_1, \dots, T_m は、それぞれの構造変化の時点を示す。本論文では、このようにリスク・プレミアムの可変性を考慮に入れて市場効率性を検定する。これにより、一般的な形でリスク・プレミアムの問題を解決した市場効率性テストを行える⁵。

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、本論文が用いている構造変化としてリスク・プレミアム

2 - 2 . メソドロジー

リスク・プレミアムにおける構造変化の検出するために、本論文では Bai and Perron による複数構造変化テストを用いる。このテストは、構造変化の時点と各係数を同時に推定する。

推定は、まず、 m 回の構造変化があると仮定し、その m 回の構造変化時点の全ての組み合わせに対して、式 5 で示されている残差二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、各組み合わせにおいて、それぞれ推定された $\hat{\delta}(\{T_j\})$ 及び $\hat{b}(\{T_j\})$ を、目的関数である式 5 に代入することで、どの m 回の構造変化の入り方が、式 5 を最小にするか見つけ出す。式 5 を最小にする構造変化時点が、その推定値となる。これらは、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 $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ に対応した推定値、つまり、 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ 及び $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ となる。

次に、ここまで m 回と仮定していた構造変化の回数を推定する。この回数は、反復 sup-F テスト (the sequential application of the sup $F_T(l+1|l)$ test) によってもとめ

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)。

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 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「追加的な構造変化なし」の棄却に失敗するまで反復される。

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

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

ここで、 $\hat{\sigma}^2$ は σ^2 の不偏推定値、 η はトリミング率である。具体的な推定方法は、例えば $m=0$ を起点とする場合、まず $m=1$ が $m=0$ より有意に式 5 を小さくしているかを検定するところから始まる。 $m=1$ が有意に式 5 を小さくしているのであれば、次に、 $m=2$ が $m=1$ より有意に式 5 を小さくしているかを検定する。ここで「 $m=1$ から 2 への追加的な構造変化なし」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択される。

本論文は、この複数構造変化テストに従い、構造変化の回数並びに時点、及び、係数 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ 並びに $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ を推定し、その推定値 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ を市場効率性テストに用いる。市場効率性テストの帰無仮説を、 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})=1$ とすることにより、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。予測誤差における系列相関は、ダービン・ワトソン値によって検定する。以下の両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。

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。

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、相対的に市場効率的呢か否かによって、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的呢か、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)

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、切片の動きはリスク・プレミアムの動きを反映したものとなる。つまり、帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ の棄却・非棄却にかかわらず、構造変化テストによって切片 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ に有意な構造変化が検出された場合、それはリスク・プレミアム変化によって生じたものと考えることができる。

3. 実証分析

複数構造変化テストを用い、東穀取上場の一般大豆、とうもろこし、小豆、アラビカコーヒー、及び、ロブスタコーヒーについて、市場効率性を検定する。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。品質の整合性を図るために、納会日における先物価格をスポット価格として用いる。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、先物価格の観測点を各納会日とする。よって、毎月納会のある小豆は、データの観測点が毎月の納会日となり、式4における τ は、1、2、3、4、5となる。一方、納会日が2ヶ月に1度の一般大豆、とうもろこし、アラビカコーヒー、及び、ロブスタコーヒーは、データの観測点が隔月の納会日となる。このため、式4の τ は、2、4、6、8、10となる。例えば τ が4の場合、4ヶ月先に納会する商品の先物価格を意味する。推定は、切片がそのままリスク・プレミアムの値となるよう、変数変換を行わない⁹。観測値の数は、一般大豆が121、とうもろこしが69、小豆が286、アラビカコーヒー及びロブスタコーヒー

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」こと等を決定した。期近4限月の解合値段は、期近より、30800円、31000円、31120円、30380円、16日後場についた期先2限月は、29860円、29030円と、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」参照）

⁹ 対数に変換した上でも推定及び検定を行ったが、市場効率性の結果に変化はなかった。

が、各 32 である¹⁰。

表 1 は、反復 sup-F テストの結果を示している。列「 $k=0$ 」には、構造変化がない場合に対し、構造変化が 1 回存在する場合を検定する F 値が記載され、同様に列「 $k=1$ 」には、1 回に対し 2 回の場合の F 値が記載されている。追加的構造変化が、有意水準 10%以上でフィッティングを向上させる場合、その構造変化を有意とし、さらに追加的な構造変化テストを行う。追加的構造変化が有意とならない点の k を有意な構造変化の回数とし、それに該当する日付が最右列記載の日付である。なお、アラビカコーヒー及びロブスタコーヒーについては、観測値が少ないため構造変化の最大回数を 1 回に制限した。

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、複数構造変化テストにおいて推定された係数及び残差である。第一レジュームの列には構造変化前の切片の推定値、第二レジュームの列には構造変化後の切片の推定値が、それぞれ記されている。構造変化が検出されなかった場合、第一レジュームの列に、全期間を通しての推定値が記入してある。列「 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})$ 」における、「**」または「*」は、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を、1%または 5%の有意水準で棄却したことを示している。この棄却は、リスク・プレミアムが有意にゼロから異なっていたことを意味する。

列「 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ 」には、推定値 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ 及びその標準偏差が記入してある。この値は、評価基準 (I) を検証するために用いる。 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ が、20%または 10%の有意水準においても棄却されなかった場合、「++」または「+」が付してある。ここにおける非棄却は、推定値 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ が、市場効率的ではないとの判断するほど逸脱した値ではないことを示している。ただ、推定値 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ が 1 より大きく乖離した場合においても、その結果は、価格形成が非合理的に形成されていることを示すものではない。例えばラーニングの観点から、この結果は、市場における攪乱要因の変化を、市場参加者が期待に容易に織り込むことが出来なかったという事実を顕示しているとも考えられる。

最右列の Durbin-Watson 値は、評価基準(II)を検証するために用いる。「++」または「+」は、帰無仮説「残差に正の系列相関がない」を、5%または 1%の有意水準で棄却しなかったことを示している¹¹。ここでの非棄却は、残差の系列相関が、有意に「市場効率的ではない」と判断するほどではないことを示している。以下、商品毎に結果を検

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

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。

証する。

3 - 1 . 一般大豆

一般大豆においては、2番限、3番限、及び、4番限の切片より有意な構造変化が検出された。構造変化の日付は、2番限が1995年6月27日、3及び4番限が1995年8月28日である。評価基準(I)を検証するために、表2の推定値 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ を見ると、全番限において帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ を棄却していない。これは、市場効率性を否定しない結果である。この非棄却により、切片の値はリスク・プレミアムそのものと考えることができる。次に、市評価基準(II)を検証するために、Durbin-Watson 値を見ると、1番限以外は、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ていなかった可能性を示し、市場効率性に反する。これらの結果より、一般大豆先物においては、1番限が市場効率的であったと判断できる。

次に、平均リスク・プレミアムが有意にゼロから乖離しているかを検証する。まず、切片に構造変化が検出されなかった1及び5番限に着目してみる。これらは、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却していないため、全期間を通して、平均リスク・プレミアムは存在し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2、3、及び、4番限に着目してみる。これらの第一レジュームの値は、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ をマイナスの値で棄却している。一方、第二レジュームにおいては、2及び3番限が帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却せず、4番限がプラスの値で棄却している。これは、2及び3番限に関しては、第一レジュームにおいて、買手が売手に対して平均的にリスク・プレミアムを支払っていたが、第二レジュームには、それが消滅したことを示している。また、4番限に関しては、第一レジュームには、買手が売手に対し平均リスク・プレミアムを支払っていたが、第二レジュームには、逆に売手が買手に対し支払うようになったことを示している。

一般大豆の4番限をさらに詳しく見ると、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・プレミアムが平均的に支払われていた。これは、1994年12月(1995年8月の8ヶ月前)までは、一般大豆4番限に「予測より高くても、現時点において将来の買い値を確定したい」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「予測より安くても、現時点において将来の売り値を確定したい」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等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。当時の東穀取の先物大豆は、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。このため、東穀取の米国大豆は、遺伝子組み換え食品への関心の高まりから、売り急がれるようになったのではないかと考えられる。また、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(図2参照)。

3 - 2 . とうもろこし

市場効率性の評価基準(I)を検証するために、表2の $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})$ に着目すると、4番限のとうもろこしを除くと、全番限において、20%の有意水準においても、帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ を棄却しない¹³。このため、4番限以外は切片の値を平均リスク・プレミアムそのものと考えることができる¹⁴。次に、市場効率性評価基準(II)を検証するために、Durbin-Watson 値に着目してみると、1番限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、とうもろこしにおいては、1番限が市場効率的であったと判断できる。

次に、平均リスク・プレミアムが有意にゼロから乖離した値であったかを検証する。

¹² 「東京穀物商品取引所50年史」参照

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)

¹⁴ 帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ を棄却した場合、切片をリスク・プレミアムの値そのものとは解せないが、その値の変化より、リスク・プレミアムの動きの方向を検証することはできる。

ともろこしには、切片に有意な構造変化が存在しないため、表2の第一レジュームの列に全期間を通しての平均リスク・プレミアムの値が記されている。評価基準(I)の非棄却により平均リスク・プレミアムと解することができる1、2、3、及び、5番限において、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})=0$ は棄却されていない。このため、全期間を通して、これら番限に平均リスク・プレミアムは存在していなかったといえる。

3 - 3 . 小豆

評価基準(I)に関しては、全番限において、帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})=1$ を、20%の有意水準においても棄却していない。評価基準(II)に関しては、1番限以外は、残差に正の系列相関があり、市場効率性仮説に反する。これらより、小豆においても、1番限が市場効率的であったといえる。

次に、平均リスク・プレミアムの値について検証する。構造変化が検出されなかった1、2、3、及び、4番限の平均リスク・プレミアムの値を見ると、いずれも帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})=0$ を棄却しないため、これらにおいて有意な平均リスク・プレミアムは存在していなかったと考えられる。一方、リスク・プレミアムに構造変化が検出された小豆5番限には、1983年12月(1984年5月28日の5ヶ月前)まで、有意な平均リスク・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、30kgあたり1144円であった。これは、「予測より安くとも、現時点において将来の売り値を確定したい」という思惑を反映したものであり、売手から買手に対し平均的にリスク・プレミアムが支払われていたことを示している。1983年12月以降は、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\})=0$ を棄却していないため、平均リスク・プレミアムは消滅したと考えることができる。

3 - 4 . アラビカコーヒー

評価基準(I)においては、全番限が、帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\})=1$ を棄却していない。また、評価基準(II)においても、全番限が、帰無仮説「正の系列相関がない」を棄却していない。これより、アラビカコーヒーは、全番限において、市場効率的と判断できる。

次に、平均リスク・プレミアムの値について検証する。複数構造変化テストの結果、2、3、4、及び、5番限の切片に有意な構造変化が、2003年3月14日に検出された。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。このため、試験上場開始から2002年晩夏までの間、平均リスク・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言える。一方、第二レジュームにおいては、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ が棄却されず、リスク・プレミアムは消滅したと言える。このリスク・プレミアムの消滅時期は、2001年に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時期と重なる。

また、一袋(69キログラム)あたりのリスク・プレミアムの額に着目すると、2番限から期先に向けて、-2420円、-3482円、-3673円、-4392円と拡大する傾向にあることから、期先ほど買手から売手に多くのリスク・プレミアムが支払われていたことがわかる。

3 - 5 . ロブスタコーヒー

評価基準(I)を検証すると、全番限において帰無仮説 $\hat{b}(\{\hat{T}_j\}) = 1$ が棄却されていない。また、評価基準(II)を検証すると、2番限を除き全番限において「残差に正の系列相関がない」という帰無仮説を棄却していない。これらより、ロブスタコーヒーは、1、3、4、及び、5番限が市場効率的であったと判断できる。

次に、平均リスク・プレミアムを検証する。まず、2002年1月17日に構造変化が検出された3、4、及び、5番限に着目すると、試験上場開始から2001年晩夏までは、帰無仮説 $\hat{\delta}(\{\hat{T}_j\}) = 0$ を棄却せず、有意に買手から売手に対し平均リスク・プレミアムが支払われていたが、第二レジュームにおいては、その平均リスク・プレミアムが消滅している。この消滅の時期は、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1200万袋台へと拡大させた時期と重なる。また、リスク・プレミアムに構造変化が検出されなかった1番限、2番限を見てみると、全期間を通して、それぞれ1271円、1757円の平均リスク・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示している。

リスク・プレミアムの期間構造は、アラビカコーヒー同様、期先になるほど買手から売手に多くのリスク・プレミアムが支払われていたことがわかった。

4 . 結論

本論文では、東穀取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、及び、ロブスタコーヒーについて市場効率性テストを行い、東穀取の産業インフラとしての機能を評するための一基準を示した。市場効率性テストとしては、平均リスク・プ

レミアムに構造変化が生じる可能性を考慮したアンバイアスネス・テストを用いた。先物価格には、市場の予測値のみならず、ヘッジング・プレッシャー等によるリスク・プレミアムの影響も含まれているため、リスク・プレミアムの構造的シフトが、アンバイアスネス・テストの結果に影響を及ぼす可能性がある。この可能性を排除するため、本論文では、切片に構造変化の可能性を残した上で推定を行い、(評価基準 I) 直先スプレッドの係数が有意に 1 から有意に乖離していなく、かつ (評価基準 II) 残差に有意な系列相関が見られない場合を「市場効率的である」とした。

推定の結果、いずれの商品のほぼ全ての番限において、評価基準 I は満たされていることが確認できた。しかし、評価基準 II を満たすものは少なく、市場効率的とされる契約は、一般大豆、とうもろこし、並びに、小豆の 1 番限、アラビカコーヒーの全番限、及び、ロブスタコーヒーの 4 番限を除く全番限であった。この結果は、期近の先物価格ほど市場効率的に形成されていることを示している。しかし、この結果は、期近以外の価格形成が非合理的に形成されていることを示すものではなく、例えばラーニングの観点から、この結果は、期先ほど市場における攪乱要因の変化を織り込み難いという事実の顕示とも考えることができる。

一方、平均リスク・プレミアムについては、一般大豆、アラビカコーヒー、及び、ロブスタコーヒーから構造変化が検出された。例えば、一般大豆 4 番限においては、1994 年 12 月まで、3937 円の平均リスク・プレミアムが買手から売手に対し支払われ、それ以降は逆に、3126 円が売手から買手に支払われていた。この反転理由の一つとしては、業界・消費者の遺伝子組み換え大豆への関心が高まる中、1995 年当時の東穀取の大豆先物は、遺伝子組み換えなのか否かの区別なしに、ひと括りに米国産大豆とされていたことが挙げられる。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は、さらに顕著なものとなった。また、アラビカコーヒー及びロブスタコーヒーにおいては、試験上場の期間中、買手から売手に対し平均リスク・プレミアムが支払われていたが、生産地における増産と輸入の増加に伴い消滅した。

以上の検証により、一般大豆、とうもろこし、並びに、小豆の 1 番限、アラビカコーヒーの全番限、及び、ロブスタコーヒーの 2 番限を除く全番限における価格付けが市場効率的と確認できた。また、リスクヘッジャーとテイカーが、時機に合わせ価格変動リスクをヘッジしていたと推察される事象も確認できた。本論文では、品質の均質性は図

るために、納会日における先物価格は現物価格に収束しているとの仮定の下で分析を行ったが、産業インフラ機能の評価は、この収束を確認することによって更に精緻化され
ると思われる。

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.
- 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: Estimats 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. 期待値 $E_t[S_{t+\tau}]$ を先物価格 $F_{t,t+\tau}$ に置き換えることによる予測誤差の誤評価

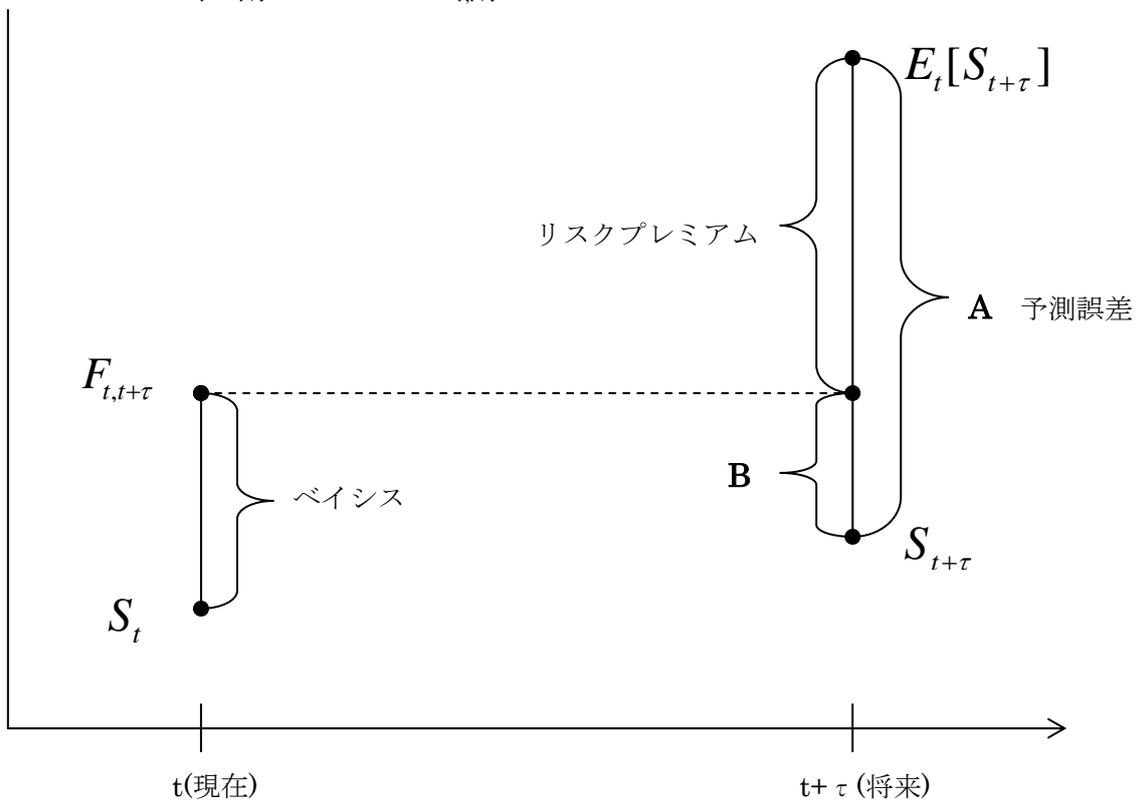


図2. 一般大豆におけるノーマル・バックワーデーションの顕在化

