米国産トウモロコシ輸出過程の市場構造と価格伝達

中島 亨*

1. 課 題

近年の穀物価格高騰を受け、日本の配合飼料産業や畜産業では飼料原料の調達に関する議論が活発化している. 農林水産省〔23〕によると、配合飼料の最主要原料であるトウモロコシは飼料原料の約49%(全畜種平均)を占めており、そのほぼ全量を輸入に依存している. また、財務省貿易統計によれば、飼料用トウモロコシの輸入量のうち、米国からの輸入が約93%(2007年)を占めている. このため、トウモロコシの国際価格であるシカゴ商品取引所の先物価格の高騰や、それにともなう米国輸出港価格および日本における輸入港価格の高騰(第1図)、海上運賃の高騰(第2図)は、生産コストの増加を通じて配合飼料価格を上昇させ、日本の畜産経営に大きな損害を与えた.

ただし、穀物や海上運賃の価格高騰だけが畜産経営を 悪化させたといえるだろうか、コストの上昇分が適正に 川下部門へ転嫁されれば、つまり、川上部門の価格(投 入物価格)の変動と同じだけ川下部門の価格(産出物価 格)がすぐに調整されれば、最終需要者以外に影響を受 ける部門はないはずである. 日本の畜産経営者が損害を 受けたのは、その先の畜産物の買い手がこのような対称 的な価格伝達を受け入れなかったためだと推察される. 価格伝達が非対称であれば、流通過程において利益を享 受する部門と損失を被る部門が現れる. 日本の配合飼料 産業や畜産業がその大部分を海外に依存しているトウモ ロコシの流通過程では, 価格伝達は対称的に行われてい るのだろうか. 本稿はこの点に問題意識を持ち, 最大の 飼料原料であるトウモロコシに焦点を当て、価格伝達の 対称性について実証分析を行う. その際, 価格伝達が非 対称となる場合(非対称価格伝達)の要因を検討し、特 に市場構造との関連性を分析する.

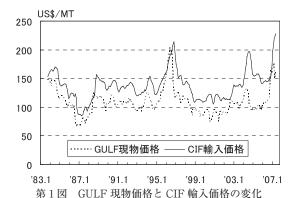
本稿では、米国のメキシコ湾岸(ガルフ)地域から輸出されたトウモロコシが日本の輸入港において通関するまでの過程を対象とする。これは、日本向けのトウモロコシの約75%がガルフ地域から輸出されるためである(註1)、トウモロコシの流通過程における価格構成や実

態把握に関する研究では、茅野〔11〕が穀物取引の実態に即し、トウモロコシの流通過程における価格構成要素の詳細を明らかにしている。また、阮〔25〕は米国産トウモロコシの輸出過程における物流の仕組みや価格構成の実態について分析し、近年上昇している海上運賃等の流通コストがトウモロコシ輸入価格の上昇に影響を及ぼしていると指摘し、穀物メジャーによる寡占化が今後も進行することを定性的に分析している。杉山・渡辺〔29〕は、飼料原料が米国内で流通し、日本に輸出され配合飼料が製造されるまでの一連の流通実態を明確化し、各段階における価格形成について検討している。

また、本稿において価格伝達とは、トウモロコシの米 国輸出価格の変化や外生的要因が日本の輸入価格の変化 にどのように波及するかを指す. 本稿では特に、非対称 価格伝達の議論を踏まえ、投入物価格の上昇時と下落時 で、産出物価格への価格伝達が対称的に行われるかどう かについて注目する、詳しくは第3節で論じる、価格伝 達に関する理論的、実証的研究は数多いが、トウモロコ シを対象とした研究は多くない. トウモロコシの国際価 格から配合飼料価格への価格伝達の実証分析では、寺内 [30] がトウモロコシの国際価格から輸入価格,輸入価 格から各種配合飼料価格への価格伝達を分布ラグモデル によって定量分析し、輸入価格は6カ月前の国際価格と 4カ月前の為替相場の影響を受け、各種配合飼料価格は 5カ月前の輸入価格の影響を受けることを示した. また, 長井・清水〔22〕も同様のモデルを適用し、トウモロコ シの輸入価格は5カ月前の国際価格と1カ月前の為替相 場の影響を受け、各種配合飼料価格は2カ月前の輸入価 格の影響を受けることを示している. ただし, これらの 実証分析には時系列データの定常性に関する分析が欠け ており,推計結果の頑健性に課題が残っている.

一方,市場構造については、米国の穀物輸出産業におけるマーケット・シェアの変化をもとに、市場の競争性に関して検討する。米国の穀物輸出産業に関する研究では、磯田〔17〕が伝統的産業組織論にもとづき、米国穀物産業の構造変化について体系的な実態研究を行っている。また、茅野〔11〕は穀物メジャーのトレーダーとしての経験を踏まえ、多くの詳細な事例をもとに穀物メジャーの行動原理や米国穀物産業の変遷等について明ら

^{*}東京大学



出所: GULF 現物価格は USDA-ERS 〔35〕, CIF 輸入価格は財務省貿易統計による飼料用トウモロコシ (統計番号 1005.90-010) の単価である.

註:1983年9月から2007年5月までの月次データ.



出所: Tramp Data Service.

註:1983年9月から2007年5月までの月次データ、パナマックス型船のガルフ・日本間の海上運賃。

かにしている.しかしながら,今日までの市場構造の変化を数量的に分析した研究は存在していない.

これらを踏まえ、本稿では非対称価格伝達の実証分析と市場構造の実態を関連付けることを試みる。実証分析においては、トウモロコシの米国輸出港価格から日本のCIF輸入価格への価格伝達について、閾値自己回帰モデルを用いて価格伝達の非対称性を推計する。その際、産業組織論における市場構造、特に市場の集中度に関する検討を踏まえ、非対称価格伝達と市場構造がどのように関連付けられるかについて議論する。

本稿の構成は次のとおりである。まず第2節で米国産トウモロコシの輸出過程における市場構造と価格形成について概観し、第3節で非対称価格伝達に関するこれまでの理論的、実証的研究を整理する。次に、第4節では 閾値自己回帰モデルによる推計方法を提示し、第5節で米国産トウモロコシ輸出過程における非対称価格伝達の

推計を行う.最後に第6節では,第2節で検討した市場構造と第5節の実証分析結果から本稿の結論を導き出し,政策的含意を述べる.

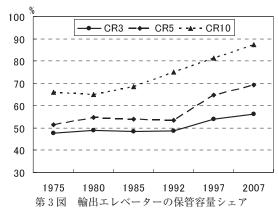
2. 市場構造と価格形成

1) 米国産トウモロコシ輸出過程の市場構造

米国産トウモロコシは、いわゆる穀物メジャーと呼ばれる巨大穀物輸出企業が主に輸出を担っている。ここでは、まず茅野〔11〕、磯田〔17〕にもとづき、米国におけるトウモロコシ輸出産業の市場構造の変化について説明する。米国の穀物流通産業は1970年代の旺盛な輸出需要を背景にエレベーター等の穀物流通関連施設を急増させ、集荷力の増大に努めた。しかし、1980年代の対ソ穀物禁輸を契機とする穀物輸出の急減と穀物相場の急落、それに米国内の高金利政策とドル高により、米国は農業不況に突入した。その結果、1970年代に投資した流通施設が過剰設備化し、穀物流通産業では大規模な再編が必要となった。その際、穀物輸出企業はM&A(合併吸収)による企業統合を盛んに行うことで規模を拡大するとともに、従来から進行していた事業の多角化をさらに推進した。

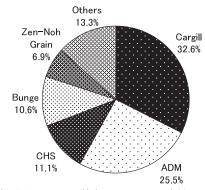
1980年代からの企業統合の過程では、輸出企業が流 通拠点や産地付近の集荷施設の取得を目指し、内陸方面 への統合(磯田〔17〕のいう後方垂直統合)を行った。 その中で1970年代に5大穀物メジャーと考えられてい たカーギル、コンチネンタル・グレイン、バンゲ、ル イ・ドレファス、クックのうち、1970年代末にクック が撤退し、バンゲやルイ・ドレファスが勢力を弱めた。 それに代わり、1980年代から1990年代にかけてADM (Archer Daniels Midland) やコナグラ, それに穀物農 協である CHS (Cenex Harvest States) が台頭し始め た. 特に ADM は M & A を通じて 1980 年代に急成長 し, 今日ではカーギルと首位を争うまでになっている. 穀物メジャーは 1990 年代には積極的に海外へ進出し, 原料供給地域の開発・投資を行い、世界規模で垂直統合 を推進した。1998年に穀物部門でカーギルに次ぐ位置 にいたコンチネンタル・グレインの同部門のカーギルへ の売却を契機とし、市場構造の寡占化が一層強まった (註 2). 現在では、カーギルと ADM の 2 社が圧倒的な マーケット・シェアを持ち、それにバンゲや CHS、ル イ・ドレファスが続くという高度な寡占市場が形成され ている.

一方、穀物輸出企業の輸出エレベーターにおける保管 容量シェアをみると (第3図)、CR10 (CRn は上位 n 社によるマーケット・シェアを表す) が1980 年頃までは65% であったのに対し、1980 年代後半から今日にかけて一貫して上昇し、2007 年には90% 近くに達している。一方、CR3およびCR5をみると、1990 年代前半まで50% 付近を維持したまま推移しているが、1990 年



出所: 1975~1997 年までは磯田〔17:表 2-1, p.77), 2007 年 は Sosland〔28: U.S. Port, River, Terminal & Subterminal Elevators〕.

註:米国内の輸出エレベーターの保管容量シェアを示す。



第4図 ガルフの輸出エレベーター容量シェア 出所: USDA-GIPSA [36]. 註: 2003 年時点のもの.

代後半以降 CR 3 は 50% を超え, CR 5 は 65% を超えた. 2007 年時点では, CR 3 は 55% を超え, CR 5 は 70% 近くまで上昇している。また, 米国産トウモロコシの 7 割(USDA-AMS [33]) が輸出されるガルフ地域における2002 年の穀物保管容量シェアをみると (第4図), CR 3が約70%, CR 5が90% 弱であり, 主要輸出港においてはこの寡占傾向が一層鮮明であることが確かめられる。統計データの制約上, マーケット・シェアの経年変化について詳細を把握することは困難だが, 1990 年代前半以前と1990年代後半以降では市場構造が変化していると捉えることができるだろう (註3).

2) 米国産トウモロコシ輸出過程の価格形成

次に、米国産トウモロコシ輸出過程における価格形成 について検討する。ミシシッピ川を主に艀によって輸送 されガルフ地域に到着したトウモロコシは、輸出エレ ベーター(保管施設)に保管された後、本船に積み込ま れ日本に輸出される.

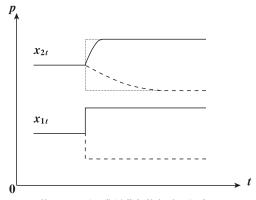
杉山・渡辺〔29〕、茅野〔11:pp.142~147〕、阮〔25〕によると、ガルフ地域におけるトウモロコシ価格(艀渡し価格)は、エレベーターの保管料や諸経費(穀物輸出企業の利鞘を含む)、本船への積込み費用、さらに海上運賃と保険料を加えて為替変換することで日本のCIF輸入価格となる。したがって、本稿では当該流通過程における投入物価格をガルフ地域における艀渡し価格、産出物価格をCIF輸入価格として、非対称価格伝達について分析する。そして、両者の差額のうち最も変動の大きい海上運賃を外生変数として扱い、推計式に導入する。保険料やその他の諸経費は海上運賃と比較して変動が少ないため、ここでは一定とする制約をおくことにしたい。

3. 非対称価格伝達

1) 理論的研究

ここでは非対称価格伝達に関する理論研究および実証研究について概観する.非対称価格伝達に関する理論的、実証的研究のサーベイ論文(Meyer and Von Cramon-Taubadel [21])にもとづき、本稿では非対称価格伝達を次のように定義する.すなわち、流通過程の投入物価格から産出物価格への垂直的価格伝達について、投入物価格の変化や外生的要因に起因するマージン(価格差)の増減により、産出物価格の調整速度が非対称となることを非対称価格伝達と捉える.そして、マージンを増大(減少)させるようなショックに対してよりも、マージンを減少(増大)させるようなショックに対しての方が急速に産出物価格を調整させること、すなわち下方(上方)硬直的な価格伝達のことを「正(負)の非対称価格伝達」と呼ぶ.正の非対称価格伝達について模式的に示したものが第5図である.

こうした非対称価格伝達が存在する要因や、非対称価 格伝達が生じるメカニズムに関する理論的研究には、主 に次の3つのテーマが存在する. すなわち,(1) 寡占市 場下におけるマーケット・パワーの存在によるもの, (2) 価格や取引数量が変化する際に生じる調整費用の存 在によるもの、(3) 買い手が売り手の価格やコストを探 ること (サーチ) により、コストの増加時と減少時で売 り手が非対称的な対応をとることによるもの、の3つで ある. その他, 在庫管理方法の非対称性によるものや, 政治的要因、情報の非対称性によるもの等が検討されて いる, ただし, 先行理論研究では, 寡占市場下のマー ケット・パワーの存在と非対称価格伝達を関連付けよう とする議論が中心的である. また, 市場構造に関する議 論には、マーケット・シェア等のデータを用いた分析が 可能であるという利点がある.一方,他の要因に関する 理論的研究は、理論的背景が弱く理念的なものにとど まっていたり、分析方法や前提条件が研究者によって異



第5図 正の非対称価格伝達の概念図

- 註:1) 横軸は時間,縦軸は価格, x_{II} は投入物価格, x_{2I} は産出物価格を表し,実線は価格上昇時,破線は 価格下落時の様子を表す.
 - 2) Meyer and Von Cramon-Taubadel [21] を参考 に、筆者作成.

なっており、議論の方向性が明確になっていない.これらのことから、本稿では市場構造と非対称価格伝達の関連性を分析することとする.以下、その理論的研究を概括する(註4).

非対称価格伝達をもたらす要因として最も数多く検討 されてきた,不完全競争市場におけるマーケット・パワー (註5) の存在に関する議論では、マーケット・パワー の存在が正の非対称価格伝達をもたらすことを示す研究 が多い、たとえば、Borenstein et al. [6] は原油価格 からガソリン価格への価格伝達を分析し, 寡占的なガソ リン小売市場における価格伝達の下方硬直性を実証した. その際、ゲーム理論におけるトリガー価格モデルに類似 した価格調整を想定し、理論的分析を行っている. また, Balke et al. [5] や Brown and Yucel [8] は, 寡占的 企業がより高い収益を維持するために暗黙の共謀 (collusion) を行うことが、正の非対称価格伝達をもたらす ことを示している. 一方, Damania and Yang [12] は, 投入物価格の変化ではなく, 産出物 (あるいは川下側の 財) の需要の変化に応じて非対称価格伝達が生じるとし ている. また, Kovenock and Widdows [19] はシュ タッケルベルグ・モデルを想定し、需要の減少時よりも 増加時に先導者が積極的に価格調整を行うことで非対称 価格伝達が生じることを示した. なお、Ward〔38〕や Bailey and Brorsen [4] では、マーケット・パワーの 存在が負の非対称価格伝達をもたらす場合があることが 指摘されている.

このように、マーケット・パワーと非対称価格伝達の 関係は必ずしも一意ではないものの、マーケット・パ ワーと正の非対称価格伝達の関係を示唆する研究が多い。

2) 実証研究

実証分析はこれまで数多く行われ、非対称価格伝達が様々な研究対象において検出されてきた。しかし、各研究において用いられる推計モデルは様々であり、得られる結論もそれぞれ異なっている(Frey and Manera [16] を参照)、特に、近年の時系列分析手法の発達により、時系列データの特性を踏まえたモデルとそうでないモデルでは、推計結果の頑健性が大きく異なってくる。

Kinnucan and Forker [18] や Boyd and Brorsen [7] 等の初期の実証分析においては、説明変数である投入物価格系列やその差分系列について、正負の場合に分けることでモデルの定式化が行われた。しかし、時系列データを扱う際に不可欠な定常性に関する検定が行われておらず、その結果みせかけの相関の問題が生じ、非対称性が存在しないという帰無仮説が過度に棄却されるため、推計結果にバイアスが生じる。その後、Engle and Granger [15] により共和分検定の方法が確立されてからは、価格伝達の実証分析においても単位根検定や共和分検定が行われるようになった。

しかしながら、ECM を用いた推計モデルに関しては、Meyer and Von Cramon-Taubadel [21] により次のような問題点が指摘されている。すなわち、第1に、価格伝達の速度に関する非対称性は表現できるが、程度の非対称性は表現できないことである。第2に、はじめにOLS 推計を行い、そこから得られる残差系列を用いてECM を用いるという Engle and Granger [15] による2段階方法で推計を行うとき、実際の調整過程が非対称である場合、1段階目のOLS 推計で非対称性を考慮していないため、推計結果にバイアスが生じる可能性があることである。第3に、産出物価格の変化が誤差修正項の線形関数になっているが、非線形関数で表現した方が望ましいという可能性があることである。これらの問題を克服する推計モデルの研究が近年盛んに行われており、その1つに閾値自己回帰モデルがある。

Tong [31] や Enders and Granger [13] は,誤差修正項を均衡誤差である閾値により場合分けして自己回帰モデルを用いることで,非対称的な価格調整を推計する閾値自己回帰モデルを提示した.このモデルにはいくつかの派生形があるものの,総じて共和分検定を利用し,閾値により場合分けするという一定の手続きに則っており,応用しやすいという利点がある.そのため,閾値自己回帰モデルを用いて畜産物(Abdulai(2)等)や石油市場(Chen et al. [10]等),株式市場(Shen et al. [26]等),金利市場(Enders and Granger [13]やEnders and Siklos [14]等)といった幅広い分野を対象として実証研究が蓄積されている.その推計方法については,次節で説明する.

4. 閾値自己回帰モデル

閾値自己回帰モデルは、コストやマージンの変化に対 応した価格伝達の非対称性を直接推計できるため、非対 称価格伝達の推計モデルとして解釈しやすいという利便 性を持つ. 以下では、Enders and Siklos [14] にもと づき、 閾値自己回帰モデルとして TAR (Threshold Autoregressive) モデルおよび M (Momentum) -TAR モデルの推計方法や係数の解釈方法等について説明する.

ある流通段階における時点tの投入物価格をxit,産 出物価格を x_{2} と表す. はじめに、 x_{1} および x_{2} が1階 差定常過程 (I(1)過程) であることを確認するため、単 位根検定を行う. そして, x_{1t} , x_{2t} が I(1) 過程であると 判明した場合, x_{2t} を x_{1t} に OLS で回帰した次式

$$x_{2t} = \alpha + \beta x_{1t} + \mu_t \tag{1}$$

はみせかけの相関を持つことになる.しかし、残差系列 $\{\hat{\mu}_t\}$ が I(0) 過程であれば、 x_{1t} と x_{2t} は共和分関係にあ るといえる (Engle and Granger [15]). TAR モデル では, 共和分検定を次式によって行う.

$$\begin{split} \Delta \, \mu_t &= \alpha + I_t \rho_1 \mu_{t-1} + \, (1 - I_t) \, \rho_2 \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^T \gamma_i \Delta \, \mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2) \\ I_t &= \begin{cases} 1 & \text{if} \quad \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if} \quad \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (3) \end{split}$$

$$I_{t} = \begin{cases} 1 & \text{if } \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \mu_{t-1} \leq \tau \end{cases}$$
 (3)

ただし、Tはラグ次数、 I_t はヘビサイド指示関数であり、 閾値 τ により 2 つのレジームに分割されている。また、 Et は

$$E(\varepsilon_t) = 0$$
, $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$, $E(\varepsilon_t \varepsilon_i) = 0 (t \neq i)$ (4)

を満たすホワイトノイズ撹乱項である。{ût} が定常過 程であるための必要十分条件は,

$$\rho_1 < 0$$
, $\rho_2 < 0$, $(1 + \rho_1)(1 + \rho_2) < 1$ for any τ (5)

である (Petrucelli and Woolford [24]). 一方, 閾値 τ の推計方法の1つとして、Chan [9] によるものが実証 分析で多用されている. それによると, まず(1)式を OLS 推計することで得られた $\{\hat{\mu}_t\}$ を値の小さい方から 順に並べる. 次に,最大値から15%と最小値から15% を切り捨て、中央部の70%の系列を得る。そして、そ σ_{μ} の値について、それぞれを閾値として(3)式の τ に 代入し、(2)式の TAR モデルによる推計を行う. 推計 されたTARモデルの残差二乗和 (Residual Sum of Squares, RSS) を最小にするようなμの値を、閾値τ の値とする. このように推計された τ は閾値の超一致推 定値 (super-consistent estimate) となる. 本稿では, この Chan [9] の方法を用いて得られたτを閾値とし、 TAR モデルを使用することとする.

一方、 $\{\hat{\mu}_t\}$ の定常性を検定するための方法に Φ 統計 量を用いるものがある.これは、(2)式において $\rho_1 = \rho_2$

=0という帰無仮説についてF検定したときのF統計 量を指す.この帰無仮説が棄却されれば {ût} は定常過 程であり、 x_{1t} と x_{2t} が共和分関係にあることが明らかに なる. ただし、ここでは通常のF分布による棄却域で は過度に帰無仮説を棄却してしまうというバイアスを持 つため, Enders and Siklos (14) および Wane et al. [37] のシミュレーション結果にもとづく棄却域を利用 する. なお、ラグ次数Tは本稿ではAIC(赤池情報量 規準)を用いて決定することとする。ただし、 ρ_1 およ イズ性を満たしていることが必要であるため、それらの 条件が満たされているもとで AIC が最小となるような ラグ次数を決定する.

 Φ 統計量により $\{\hat{\mu}_t\}$ が定常過程であることが確認さ れれば、 x_{1t} から x_{2t} への非対称価格伝達の存在が検定で きる. すなわち、 $\rho_1 = \rho_2$ という帰無仮説を、通常のF 分布による棄却域を用いて F 検定し、 帰無仮説が棄却 されれば非対称価格伝達が統計学的に有意に存在するこ とが示される.

一方, M-TAR モデルは次式により共和分検定を行う.

$$\Delta \mu_t = \alpha + M_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - M_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \sum_{i=1}^T \gamma_i \Delta \mu_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\mathbf{M}_{t} = \begin{cases} 1 & \text{if } \Delta \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0 & \text{if } \Delta \mu_{t-1} < \tau \end{cases}$$
 (7)

つまり、TAR モデルにおける指示関数(3)式を(7)式に したものが M-TAR モデルである.

TAR モデル ((2)式) および M-TAR モデル ((6)式) における ρ_1 , ρ_2 は、それぞれ(3)、(7)式の指示関数に より場合分けされた長期均衡への調整係数である. すな わち、TAR モデルでは均衡誤差が閾値によって2通り に示され、M-TAR モデルでは均衡誤差の差分が閾値に よって2通りに示されている. TAR モデルと M-TAR モデルで表される調整係数は、Sichel [27] のいう2つ の非対称調整過程, すなわち,「Deepness」と「Steepness」を表す調整過程にそれぞれ対応する. Sichel [27] によると、系列に負の Deepness が存在するとき、 その確率密度関数は負の歪度を持ち、平均あるいはトレ ンドより小さい値の数が少なく平均的な偏差が大きくな る. また, 系列に負の Steepness が存在するとき, 1階 差系列が負の歪度を持ち、緩やかな増加よりも急激な下 落の方が頻度は少ないが偏差が大きくなる. したがって, 負の Deepness は TAR モデルにおいて $|\rho_1| < |\rho_2|$ であ ることを示し、負の Steepness は M-TAR モデルにおい $T \mid \rho_1 \mid < \mid \rho_2 \mid$ であることを示す. ρ は 1 期間で長期均 衡に向けて調整される量を表すため, いずれのモデルに おいても $|\rho_1| < |\rho_2|$ であれば、 x_{1t} と x_{2t} の価格差が広 がるような変化に対してよりも, 価格差が縮まるような 変化に対して急速に調整が行われることを示す. これは, 正の非対称価格伝達を意味することに他ならない. 逆に, $|\rho_1| > |\rho_2|$ は負の非対称価格伝達を意味する. なお, TAR モデルと M-TAR モデルの選択は任意であり, 通常は AIC 等の情報量規準に従って選択されている.

5. 非対称価格伝達の推計

1) データ

本稿で使用するデータは、ガルフ地域の輸出港におけるトウモロコシの艀渡し現物価格(GULF)、ドル建てのトウモロコシ CIF 輸入価格(CIFD)、海上運賃(FRT)の1983年9月から2007年5月までの月次データであり、総サンプル数は285である(註6)・全期間におけるGULFおよびCIFDの推移は第1図に、FRTの推移は第2図に示したとおりである。各データは対数変換を行った後、Web Decomp(註7)により季節調整

を行った.季節調整の結果,ほとんど季節性が検出されなかったものの,いずれの変数も季節調整済みデータを使用し以下の推計を行った.

また、TAR モデルおよび M-TAR モデルによる推計を行うにあたり、分析期間を次のように 4つに分類した、すなわち、1983 年 9 月から 1997 年 8 月(期間 A)と 1998 年 5 月から 2002 年 12 月(期間 B)、2003 年 5 月から 2007 年 5 月(期間 C)、そして全期間である 1983 年 9 月から 2007 年 5 月(期間 D)である.これは、第 2 節で明らかにした米国穀物輸出産業の市場構造の変化を考慮し、市場集中度の相対的に低かった期間と相対的に高かった期間を区別して推計を行うことで、市場構造の変化と価格伝達の対称性の変化とを対応付けるためである.期間 4 は総サンプルの前半期間であり、トウモロ

			第1表	単位根検定	三結果				
期間	変数	DF-GLS		ADF			PP		
		SC	MAIC	Z(t)	$p ext{-}Z(t)$	lags	Z(ho)	Z(t)	p- $Z(t)$
A 1983. 9-1997. 8 (N=168)	$CIFD_t$ $\Delta CIFD_t$	-1.898 -7.149***	-1.890 -4.578***	-2. 08 -7. 46***	0. 255 0. 000***	2 1	-7. 821 -59. 239***	-1. 988 -5. 998***	0. 292 0. 000***
	$GULF_t$ $\Delta GULF_t$	-2.009 -7.337***	-2.009 -3.054**	-2.72* -9.06***	0. 071* 0. 000***	1 0	-11. 200* -107. 611***	-2. 516 -8. 980***	0. 112 0. 000***
	FRT_t ΔFRT_t	-2. 784* -8. 654***	-2. 784* -8. 654***	-1. 90 -11. 12***	0. 330 0. 000***	0	-7. 686 -133. 300***	-2. 024 -11. 033***	0. 276 0. 000***
B 1998. 5-2002. 12 (N=56)	$CIFD_t$ $\Delta CIFD_t$	-2. 189 -4. 117***	-1. 645 -4. 117***	-3. 12** -4. 15***	0. 025** 0. 001***	2 1	-13. 180* -20. 746***	-2. 770* -3. 353**	0. 063* 0. 013**
	$GULF_t$ $\Delta GULF_t$	-2. 203 -4. 826***	-0.714 -4.826***	-3. 03** -6. 30***	0. 032** 0. 000***	1 0	-13. 669** -42. 792***	-2. 687* -6. 242***	0. 076* 0. 000***
	$FRT_t \ \Delta FRT_t$	-1. 489 -4. 237***	-1. 489 -1. 411	-1. 25 -7. 85***	0. 652 0. 000***	0	-4. 248 -62. 054***	-1.320 -7.839***	0. 620 0. 000***
C 2003. 5-2007. 5 (N=49)	$CIFD_t$ $\Delta CIFD_t$	-1.805 -3.309**	-1.805 -3.309**	-1.56 -3.31**	0. 505 0. 014**	2 1	-2.639 $-12.127*$	-0.796 -2.501	0. 820 0. 115
	$GULF_t$ $\Delta GULF_t$	-1.403 -4.077***	-1.403 -2.781	-0.43 -6.06***	0. 905 0. 000***	1 0	-2. 172 -45. 007***	-0.736 -6.099***	0. 837 0. 000***
	$FRT_t \ \Delta FRT_t$	-2.331 -3.803***	-1. 958 -3. 803***	-1.97 -4.44***	0. 299 0. 000***	1 0	-6. 423 -28. 894***	-1. 695 -4. 430***	0. 434 0. 000***
D 1983. 9-2007. 5 (N=285)	$CIFD_t$ $\Delta CIFD_t$	-1.898 -9.250***	-1.787 -6.508***	-2.03 -9.25***	0. 272 0. 000***	2 1	-10. 085 -88. 289***	-1.895 -7.267***	0. 334 0. 000***
	$GULF_t$ $\Delta GULF_t$	-2. 218 -10. 045***	-2. 218 -3. 330**	-3. 11** -12. 91***	0. 026** 0. 000***	1 0	-17. 278** -200. 549***	-2. 912** -12. 780***	0. 044** 0. 000***
	FRT_t ΔFRT_t	-2. 321 -10. 298***	-2. 321 -3. 420**	-1.16 -14.04***	0. 689 0. 000***	1 0	-3. 755 -221. 968***	-0. 982 -13. 934***	0. 760 0. 000***

第1表 単位根検定結果

註:1) DF-GLS 検定に関しては、SC は Schwartz の情報量規準、MAIC は修正 AIC (小サンプルにおいて複雑なモデルを選択してしまうバイアスを避けるために修正された赤池情報量規準) による DF-GLS 統計量である.

²⁾ ADF 検定に関しては,Z(t) は Dickey-Fuller 検定の統計量,p-Z(t) は MacKinnon による近似 p 値である. ラグの長さは AIC により決定される.

³⁾ PP 検定に関しては、 $Z(\rho)$ は Phillips-Perron の ρ 統計量、Z(t) は Phillips-Perron の t 統計量、p-Z(t) は MacKinnon による 近似 p 値である.

^{4) *, **, ***} はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示す.

コシ輸出企業の市場集中度が相対的に低い期間に該当す る. 期間 B および期間 C は総サンプルの後半期間であ り、カーギルによるコンチネンタル・グレインの穀物部 門買収に代表されるような, トウモロコシ輸出産業の市 場構造が相対的に高度に寡占化したと考えられる 1998 年以降を表す. ただし, 第2図より 2003年以降海上運 賃が従来の10~30ドル/MTの水準を離れ、高水準で乱 高下していることを考慮し、それ以前を期間 B,以後を 期間 C として区別した (註 8).

2) 単位根検定

分析のはじめに、各変数が A, B, C, D の各期間に おいてI(1)過程であることを確認するため、単位根検 定を行った (第1表). 単位根検定には Augmented Dickey-Fuller (ADF) 検定, Phillips-Perron (PP) 検 定, Dickey-Fuller General Least Squares (DF-GLS) 検定を使用した. 検定方法の違いにより結果は若干異な

るが、3つの検定方法のうち最も検定力に優れていると される DF-GLS 検定において、レベル系列は単位根を 持つという帰無仮説を棄却できないが、1 階差系列は帰 無仮説を概ね棄却できるという結果が得られた. した がって, 各期間において共和分検定を行うことが可能と なり、TARモデルおよび M-TARモデルを適用できる ことになる、また、これらの変数が共和分関係にあるこ とが確認されれば、1階差系列をOLSで推計すること は特定化の誤りを犯すことになる.

3) 閾値自己回帰モデルによる推計

第4節の方法に従い、米国の輸出価格から日本の輸入 価格への価格伝達について、TARモデルおよびM-TAR モデルを用いて非対称価格伝達の推計を行う. ま ず、A~Dの期間区分ごとにCIFDをGULFとFRTに ついて OLS で回帰する.

第2表 TARモデルおよび M-TARモデル推計結果

		(a) TAR ₹	デル	
ρ_2	lags	Φ	Asvm.	

期間	$ ho_1$	$ ho_2$	lags	Φ	Asym.	Q(6)	AIC	τ
A	-0.221*** -3.75	-0.334*** -4.65	1	22. 37***	1. 24 0. 267	6. 56 0. 36	- 558. 98 1st	-0.043
В	-0.058 -0.64	-0.604*** -5.41	1	16.92***	11.49*** 0.001	4. 06 0. 67	- 265. 19 1st	-0.032
С	-0.365*** -4.08	-0.178 -1.55	2	9.75**	1.60 0.213	6. 56 0. 36	- 171. 94 2nd	-0.115
D	-0.163*** -4.13	-0.271*** -5.49	1	28. 28***	2.51 0.114	5. 81 0. 45	- 982, 60 1st	-0.062

期間	$ ho_1$	$ ho_2$	lags	Φ	Asym.	Q(6)	AIC	τ
A	-0.207*** -3.31	-0.310*** -5.95	1	22.63***	1.66 0.200	7.90 0.25	-559.40 1st	0.020
В	-0.049 -0.36	-0.356*** -4.17	2	8.73*	4. 24** 0. 045	1.98 0.92	- 254. 22 2nd	0.002
С	-0.184*** -2.96	-0.562*** -3.28	1	9.35*	4.43** 0.041	9.30 0.16	- 177.55 1st	-0.040
D	-0.231*** -6.40	-0.171*** -3.88	1	27.45***	1.12 0.290	5.35 0.50	- 981. 20 1st	-0.020

- 註:1) ρ_1 , ρ_2 は、TAR モデでは(2)式の、M-TAR モデルでは(6)式の調整係数である。
 - 2) lags は、(5)式を満たし、 $\{\hat{c}_t\}$ が(4)式を満たすとき、AIC が最小になるラグ次数である。
 - 3) Φ は $\rho_1 = \rho_2 = 0$ を F 検定したときの F 統計量である.
 - 4) Φの棄却域は、Enders and Siklos [14] および Wane et al. [37] のシミュレーション結果にもとづく.
 - 5) Asym. は $\rho_1 = \rho_2$ を F 検定したときの F 統計量である.
 - 6) Q(6)は、Ljung-Box 検定の Q統計量であり、帰無仮説は残差の 6 次までの自己相関がないことである.
 - 7) AIC は赤池情報量規準であり、 $-2\ln(L)+2k$ に等しい、ただしL は最大尤度、k は自由度である。
 - 8) 各数値の下段は、 ρ_1 、 ρ_2 は t 統計量、Q(6) は p 値、AIC は最小値から何番目かを示す。
 - 9) *, **, *** はそれぞれ 10%, 5%, 1% 水準で有意であることを示す.

$$CIFD_{it} = \alpha_i + \beta_{1i}GULF_{it} + \beta_{2i}FRT_{it} + \mu_{it},$$

$$i = A, B, C, D$$
(8)

そして、得られた残差項 $\{\hat{\mu}\}$ について(2)、(3)、(6)、(7)式を用いて TAR モデルおよび M-TAR モデルによる推計を行う。その推計結果を第2表に示す。上段が TAR モデル、下段が M-TAR モデルによる推計結果であり、それぞれ期間 A~D に区分して示している。

まず第 2 表および,第 2 表の結果を非対称性の観点からまとめた第 3 表から,期間 A においては,TAR モデルおよび M-TAR モデルともに $|\rho_1| < |\rho_2|$ となっており,正の非対称価格伝達の傾向が見いだせる.しかし,Asym. の値から,その違いは統計学的に有意ではない.したがって,期間 A においては価格伝達の非対称性は有意に存在しない.一方,期間 B においては,TAR モデルおよび M-TAR モデルともに $|\rho_1| < |\rho_2|$ であり,Asym. の項よりこの関係は統計学的に有意である.すなわち,正の非対称価格伝達が有意に存在していることがわかる.

また、期間 C においては、TAR モデルと M-TAR モデルとで $|\rho_1|$ と $|\rho_2|$ の大小関係が反対になっている。 AIC にもとづけば、M-TAR モデルの方が望ましい定式 化であるといえるため、期間 C においても正の非対称 性が存在するということもできる。しかし、TAR モデルと M-TAR モデルによる推計結果自体からは、非対称 性の方向(正か負か)について結論付けることはできない(註 9)。

全サンプル期間である期間 D の推計結果に関しては、TAR モデルにおいても M-TAR モデルにおいても非対称性は有意ではない。また、TAR モデルと M-TAR モデルで $|\rho_1|$ および $|\rho_2|$ との大小関係が逆になっている。これは、全サンプル期間を対象とすることが、期間内の構造変化や 2003 年以降のFRT の急上昇および乱高下を考慮しないことになり、推計結果にバイアスをもたらしていることによるものと考えることができる。その意味

第3表 期間区分ごとの非対称性の有無

期間	TAR	M-TAR
A	対称+	対称+
В	正の非対称	正の非対称
С	対称-	正の非対称
D	対称+	対称-

- 註:1) 第2表の推計結果を非対称性の観点からまとめたものである。
 - 2) 「正の非対称」は有意に $|\rho_1| < |\rho_2|$ となっていることを表す.
 - 3) 「対称+」は統計学的に有意ではないが、 $|\rho_1| < |\rho_2|$ となっていることを表す.
 - 4) 「対称⁻」は統計学的に有意ではないが、 $|\rho_1| > |\rho_2|$ となっていることを表す.

では、TAR モデルおよび M-TAR モデルによる推計結果のうち、期間 A および期間 B のみがデータの選定上妥当であると判断できる。

4) 誤差修正モデルによる推計

続いて、Abdulai〔1〕,〔2〕の方法により、TARモデルおよび M-TARモデルによる推計結果を用いて、閾値により場合分けされた誤差修正項を組み込み、ECMの推計を行う。ここでは前項で適切なサンプル期間と判断した期間 A および期間 B を対象とする。市場構造の変化との対応を分析する目的を考慮しても、期間 A と期間 B について検討することが肝要であると考える。

まず、期間 A については、TAR モデルと M-TAR モデルによる推計結果における AIC を比較し、より AIC の小さい M-TAR モデルの推計から得られた誤差修正項を用いた ECM の推計を行った。その推計結果を第 4 表の A-MTAR 列に示す。 F_{CIFD} , F_{GULF} , F_{FRT} を見ると、自己回帰を示す CIFD のラグ項や GULF のほか、外生変数であるFRT の係数が統計学的に有意であることが示された。これは、海上運賃の変化が、与えられたラグ次数(4 期前まで)において総体的に有意に CIFD の変化に影響を与えていることを示している。特に、2 期前、3 期前の GULF や 3 期前の FRT が CIFD に有意に影響を及ぼしていることがわかる(註 10)。

一方、期間 B については、より AIC の小さい TAR モデルによる推計結果から得られた誤差修正項を用い、ECM を推計した。その推計結果を第 4 表の B-TAR 列 に示す。 F_{CIFD} , F_{GULF} , F_{FRT} をみると、自己回帰部分は有意に影響を与えていないが、GULF や FRT の係数が CIFD に有意に影響を与えていることがわかる。特に、2期前から5期前の GULF や2期前の FRT が CIFD に有意に影響を及ぼしていることがわかる。

5) インパルス応答関数

次に、Abdulai [1], [2] の方法にもとづき第4表に 示した ECM の結果をもとにインパルス応答関数の推計 を行った.これを図示したものが第6図である.これは, 投入物価格と産出物価格の差であるマージンが増加した 場合と減少した場合で均衡マージンにどのくらいの速さ で収束するかを示したものであり、投入物価格1単位の 上昇もしくは下落による産出物価格の調整速度を意味す る. 期間 A においては、 $GULF_{t-3}$ が 1 単位増加すると $CIFD_t$ は 0.237 単位増加する. これは 0.763 単位の マージンの減少を意味する. この減少分は1期につき 16.6% (誤差修正項, ETC_{t-1}^{-}) ずつ調整されるため, 約 25 カ月で均衡水準に戻る (註 11), また, GULF_{t-3} が1単位減少すると、 $CIFD_t$ が0.237単位減少するた め,マージンは 0.763 単位増加する.この増加分は 1 期 あたり 7.9% (ECT_{t-1}^+) 調整されるため、約 54 カ月で均 衡水準に戻る.

一方,期間Bにおいては, $GULF_{t-3}$ の1単位増加に

第4表 ECM 推計結果

			$\Delta CIFD_t$	
	A-MTA	AR	В-ТА	R
ECT_{t-1}^+	-0.079*	-1.90	-0.024	-0.27
ECT_{t-1}^-	-0.166***	-4.89	-0.406***	-3.34
$\Delta CIFD_{t-1}$	0.309***	4.07	0.095	0.65
$\Delta CIFD_{t-2}$	-0.085	-1.27	-0.261*	-1.82
$\Delta CIFD_{t-3}$	0.004	0.06	0.157	1.41
$\Delta CIFD_{t-4}$	0.133**	2.59	-0.063	-0.62
$\Delta CIFD_{t-5}$			0.112	1.34
$\Delta \mathit{GULF}_t$	-0.036	-1.39	0.003	0.10
$\Delta GULF_{t-1}$	-0.084**	-2.29	-0.027	-0.75
$\Delta GULF_{t-2}$	0.087**	2.36	0.093**	2.36
$\Delta GULF_{t-3}$	0.237***	6.44	0.278***	6.70
$\Delta GULF_{t-4}$	0.030	0.76	0.246***	4.54
$\Delta GULF_{t-5}$			0.132**	2.61
ΔFRT_t	-0.040**	-2.20	-0.044*	-1.71
ΔFRT_{t-1}	-0.034*	-1.91	-0.021	-0.86
ΔFRT_{t-2}	0.015	0.81	0.062**	2.68
ΔFRT_{t-3}	0.031*	1.70	0.030	1.22
ΔFRT_{t-4}	0.006	0.34	0.018	0.72
ΔFRT_{t-5}			-0.027	-1.07
cons.	-0.001	-0.47	-0.006**	-2 . 57
N	163		50	
$ar{R}^2$	0.772		0.869	
AIC	-863.51	2nd	-304.86	1st
Q(6)	8.671	0.193	6.480	0.372
F_{CIFD}	7.55 ***	0.000	1.14	0.359
F_{GULF}	15.94 ***	0.000	11.09 ***	0.000
F_{FRT}	2.71 **	0.022	2.05 *	0.090

- 註:1) ECT_{t-1}^+ は、TAR モデルの $I_t\mu_{t-1}$ または M-TAR モデルの $M_t\mu_{t-1}$ を表す.
 - 2) ECT_{t-1}^- は、TAR モデルの $(1-I_t)\,\mu_{t-1}$ または M-TAR モデルの $(1-M_t)\,\mu_{t-1}$ を表す。
 - 3) F は各説明変数のラグ項が総体的に 0 であるという帰無仮説を F 検定したときの F 統計量を表す.
 - 4) 各統計量の右側の数字は、各表の上段がt統計量、下段がp値である。
 - 5) 他の表記は, 第2表と同様である.

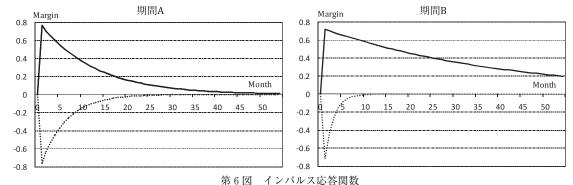
より $CIFD_t$ は 0.278 単位増加するため,マージンは 0.722 単位減少する.この減少分は 1 期につき 40.6% (ETC_{t-1}^-) 調整されるため,約 10 カ月で元の水準に戻る.逆に, $GULF_{t-3}$ の 1 単位の減少は $CIFD_t$ の 0.278 単位の減少をもたらし,マージンを 0.722 単位増加させる.この増加分は 1 期あたり 2.4% (ECT_{t-1}^+) 調整されるため,元の水準に戻るには約 178 カ月を必要とする.

第6図から、期間 A ではマージンが増加した場合と減少した場合で均衡誤差への調整速度は相対的に同程度であるが、期間 B ではマージンが増加した場合の方が

減少した場合よりも均衡誤差への調整に時間がかかることがわかる。したがって、インパルス応答関数の推計結果からも、1980年代前半から1990年代後半にかけては非対称価格伝達の存在は確認できないが、1998年頃から2003年頃の期間において正の非対称価格伝達が生じていることが確認できる。

6. 結 論

第5節の推計結果より、米国産トウモロコシ輸出過程 における市場の集中度が相対的に低い1997年以前(期



註:1) 実線はマージンを増大させるようなショックに対する反応を示し、点線はマージンを減少させるような ショックに対する反応を示す。

2) 第4表の推計結果を利用し、Abdulai [1]、[2] の方法で計算し図示したもの.

間 A) において非対称価格伝達は統計学的に有意ではなかった.しかし,集中度が相対的に高い 1998 年以降 (期間 B) において正の非対称価格伝達が統計学的に有意であった.このことから,寡占的な市場構造と正の非対称価格伝達の関連が推察される.すなわち,市場構造が寡占的であるほど,投入物価格の下落等によるマージンを増加させるようなショックに対してよりも,投入物価格の上昇等によるマージンを減少させるようなショックに対して,より急速に産出物価格が調整されること (下方硬直的な価格伝達) が示唆される.

本分析から得られる政策的含意は、寡占的な流通市場を経ることにより、日本の配合飼料製造産業や、さらには配合飼料を使用する畜産農家といったトウモロコシの需要者が、原料価格の変動リスクのみならず、「非対称価格伝達リスク」とも呼べるリスクを負っているということである。すなわち、下方硬直的な価格伝達による価格情報の不確実性が存在し、経済厚生を損失する可能性がある。この問題に関して詳細な理論分析を行うことや、配合飼料製造産業、畜産農家への影響がどの程度かといった分析を行うことは、今後の課題である。しかしながら、このリスクを低減させるためには、価格変動リスクを低減させる手段の導入や、寡占化を抑制する市場政策等が必要であると考えられる。

本稿では、米国産トウモロコシの輸出過程において、 寡占的市場構造と正の非対称価格伝達の関連性を明らか にした。また、非対称価格伝達の実証分析において、初 めてトウモロコシを対象とし、非対称価格伝達の存在を 明らかにした。そして、トウモロコシの価格伝達に関す る実証分析において、時系列データの定常性検定と共和 分検定を踏まえ、閾値自己回帰モデルを用いることでよ り頑健な推計を行った。非対称性を組み込んだ ECM の 推計では、CIF 輸入価格の変化にガルフ現物価格や海上 運賃が有意に影響を与えていることを示し、特に3期前 を中心とする 2~4 期前のガルフ現物価格と 2~3 期前の 海上運賃の影響力が大きいことを明らかにした.

一方,市場構造以外に非対称価格伝達の要因として考えられている,在庫調整の非対称性やサーチ行動の非対称性については,今後検討すべき課題として残された.市場構造と非対称価格伝達に関する理論的な分析も今後の研究課題である.また,市場構造と価格伝達の関係を直接的に推計可能なモデルや,閾値自己回帰モデル以外の推計モデルの適用,米国産トウモロコシに関して他の流通段階において同様の分析を行うこと,トウモロコシ以外の穀物・農産物に関する同様の分析,多国間の価格伝達の比較等が,本研究に関する発展的課題として挙げられる.

(註1) USDA-AMS [32] をもとに、米国内の各輸出港における日本向けトウモロコシ輸出量を平均し、輸出港ごとに比較したもの。2004年9月から2008年6月までを対象とした。

(註2) USDA-ERS [34] はカーギルによるコンチネンタル・グレインの穀物部門買収の影響について考察し、1998年には米国のトウモロコシ輸出量のうち、70%が輸出量上位4社により占められていたが、この企業統合により、上位2社が2/3のシェアを占め、上位4社集中度が90%になると試算している。

(註3) 年次統計データが利用できなかったため,第3図は5~10年ごとのマーケット・シェアの推移を示すにとどまっている。また,すべての利用可能なデータにおいて企業別保管容量が判明しているわけではないため,HHI(ハーフィンダール・ハーシュマン指数)のような市場構造を示すデータが得られなかった。しかしながら,上述の市場構造に関する実態研究を踏まえると,1990年代後半(特に1998年前後)を境とし,それ以前を相対的に市場集中度の低い時期,それ以後を相対的に市場集中度の高い時期とすることに一定の妥当性があると考える。

(註4) 以下の理論研究では、「非対称価格伝達」の定義が研究者によって異なっており、本稿で定義したものとは必ずしも同一でないことに注意すべきである。

- (註5) マーケット・パワーの定義は研究者によって異なるが、 ここでは価格形成の際の市場への影響力といった意味で捉え ることとする.
- (註 6) GULF は USDA-ERS [35] のデータをメトリック・トン (MT) 当たりのドル価に変換したものであり、円建ての CIF 輸入価格は財務省貿易統計による飼料用トウモロコシ (統計番号 1005.90-010) の単位当たり価格、FRT は Tramp Data Service 社によるパナマックス型ガルフ・日本間の海上 運賃である。CIFD は米国 FRB の円ドル為替レートの日次 データを関税定率法の規定にもとづき 2 週間前倒しして加重 平均により月次データに変換したものを用いてドル表示にしたものである。
- (註 7) Web Decomp (http://ssnt.ism.ac.jp/inets2/Japanese Version/title.html) は、数理統計研究所が開発したインターネット上で行う季節調整法であり、状態空間モデルを用いて系列を季節項やトレンド項に分解するものである。公官庁等で広く用いられている米国センサス局の X-12-ARIMA と類似した結果が、よりシンプルなモデルで得られる(国友〔20〕).
- (註8) 期間区分の妥当性を検討するため、全サンプル期間 (期間 D) において TAR モデルおよび M-TAR モデルによる 推計を行った際に得られた残差系列((2)式および(6)式にお ける {ɛ̂t}) について、Bai and Perron [3] にもとづく構造変 化テストを行った(統計ソフト R の strucchange パッケージ を使用). 残差系列に構造変化が認められれば、推計結果がバ イアスを持つ可能性があるためである. その結果, TAR モデ ルによる推計においては、1988年7月、1998年8月、2003 年11月の前後で構造変化が有意に検出され、M-TARモデル による推計においては、1988年7月、1998年8月、2002年9 月の前後で構造変化が有意に検出された。特に、1998年8月 および 2002 年 9 月あるいは 2003 年 11 月前後の構造変化の検 出結果から、期間 A と期間 B, 期間 B と期間 C の期間区分 が妥当であることが示唆される. なお, 期間 A 内の 1988 年 7 月前後の構造変化については、1983年9月から1988年7月 の期間のみの推計ではサンプル数が少ないため、その期間の 推計結果にバイアスを生じる可能性があることや、1988年7 月から 1997 年 8 月までの推計結果と期間 A の推計結果がほ ぼ同様であったことを踏まえ、本稿では1988年7月前後の構 造変化は本稿の推計結果を左右するほどの重大なものではな いと判断し,期間 A のような期間区分を設定した.
- (註9) TARモデルと M-TARモデルで推計結果が異なる理由 として、期間 C における各系列の変動の仕方が期間 A, B と 比較して「異常」であることが挙げられる. すなわち, 期間 A, Bにおいては、各系列はほぼ一定の範囲内で上下変動を 繰り返しているのに対し、期間 C では FRT のように従来の 水準から大きく乖離したところで乱高下したり, GULFや CIFD も短期間での変動幅が大きく,特に2006年末以降 FRT と CIFD は一方的に上昇したまま最高値を更新している (第1,2図). この価格変動の不安定性は,期間 Cの PP 検定 で ΔCIFD が単位根過程にあるという帰無仮説を棄却できな いことにも反映されていると考えられる (第1表). このよう な非定常的な価格変動は、均衡誤差からの乖離を定式化した TARモデル、M-TARモデルによる推計を行う際、推計結果 にバイアスをもたらす可能性があるのではないだろうか、こ の点に関しては, 既存研究では何も説明されておらず, 今後 の研究課題の1つである. ただし、少なくとも期間 C におけ るデータの性質や得られた推計結果の観点から、期間 B と期 間Cを区別することに一定の必要性があることは認められる と考える.

- (註 10) なお、第 4 表では A-MTAR において $\Delta GULF_{t-1}$ および ΔFRT_t の係数が負であり、5% 水準で有意となっている。輸入港価格の構成要素である輸出港価格や海上運賃が上昇すれば輸入港価格は上昇すると考えられるため、これは望ましい符号条件ではない。その詳細な理由は今後の検討課題として残るが、成約時と商品到着時の時間差を考慮すると(茅野 [11: pp. 140~142]、杉山・渡辺〔29〕)、同期または 1 期前の輸出港価格や海上運賃が輸入港価格に反映されるとは考えにくい。また、トウモロコシ価格や海上運賃は価格変動を繰り返しているため、定期的な上下変動が推計結果に表れていると考えることもできよう。その他の点については、A-MTAR における $\Delta CIFD_{t-1}$ および $\Delta CIFD_{t-4}$ が正値でそれぞれ 1%、5% 水準で有意となっていることから、自己回帰による影響も併せて指摘することができる。
- (註 11) マージン減少分は 0.763 単位から 1 期ごとに 0.636 単位、 0.531 単位、 …と調整され、 0 に近づく、ここでは便宜的に、 0.01 未満に至ったことをもって 0 になったとみなし、均衡水準への調整が完了したと考え、調整月数を算出している(以下同様). 第 6 図からも 0.01 未満の数字はほぼ 0 と一致すると考えることができよう。 なお、ここでの主眼は厳密な調整速度を算出することではなく、 期間 A と期間 B の調整方法の違いを明示することである。
- [付記] 本稿作成にあたり,本誌編集委員会およびレフェリー各 氏から多数の有益なコメントをいただいた.ここに記して, 謝意を表したい.

引 用 文 献

- Abdulai, A., "Spatial Price Transmission and Asymmetry in the Ghanaian Maize Market," *Journal of Development Economics*, Vol. 63, 2000, pp. 327~349.
- (2) Abdulai, A., "Using Threshold Cointegration to Estimate Asymmetric Price Transmission in the Swiss Pork Market," *Applied Economics*, Vol. 34, 2002, pp. 679~687.
- [3] Bai, J. and P. Perron, "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18, 2003, pp. 1~22.
- [4] Bailey, D. and B. W. Brorsen, "Price Asymmetry in Spatial Fed Cattle Markets," Western Journal of Agricultural Economics, Vol. 14, No. 2, 1989, pp. 246~252.
- [5] Balke, N. S., S. P. A. Brown, and M. K. Yucel, "Crude Oil and Gasoline Prices: An Asymmetric Relationship?," Economic and Financial Policy Review, Federal Reserve Bank of Dallas, First Quarter, 1998, pp. 2~11.
- [6] Borenstein, S., A. C. Cameron, and R. Gilbert, "Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 112, No. 1, 1997, pp. 305~339.
- [7] Boyd, M. S. and B. W. Brorsen, "Price Asymmetry in the U. S. Pork Marketing," *Channel North Central Jour*nal of Agricultural Economics, Vol. 10, 1988, pp. 103~ 109.
- [8] Brown, S. P. A. and M. K. Yucel, "Gasoline and Crude Oil Prices: Why the Asymmetry?," Economic and Financial Policy Review, Federal Reserve Bank of Dallas, Third Quarter, 2000, pp. 23~29.
- (9) Chan, K. S., "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold Autoregressive

- Model," The Annals of Statistics, Vol. 21, 1993, pp. $520 \sim 533$.
- (10) Chen, L. H., M. Finney, and K. S. Lai, "A Threshold Cointegration Analysis of Asymmetric Price Transmission from Crude Oil to Gasoline Prices," *Economics Letters*, Vol. 89, 2005, pp. 233~239.
- [11] 茅野信行『アメリカの穀物輸出と穀物メジャーの発展 (改訂版)』中央大学出版部,2006.
- (12) Damania, R. and B. Z. Yang, "Price Rigidity and Asymmetric Price Adjustment in a Repeated Oligopoly," *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, Vol. 154, No. 4, 1998, pp. 659~679.
- (13) Enders, W. and C. W. J. Granger, "Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 16, No. 3, 1998, pp. 304~311.
- (14) Enders, W. and P. L. Siklos, "Cointegration and Threshold Adjustment," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 19, 2001, pp. 166~176.
- (15) Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251~276.
- (16) Frey, G. and M. Manera, "Econometric Models of Asymmetric Price Transmission," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 21, No. 2, 2007, pp. 349∼415.
- 〔17〕 磯田宏『アメリカのアグリフードビジネス』日本経済評論社, 2001.
- [18] Kinnucan, H. W. and O. D. Forker, "Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for Major Dairy Products," American Journal of Agricultural Economics, Vol. 69, 1987, pp. 285~292.
- (19) Kovenock, D. and K. Widdows, "Price Leadership and Asymmetric Price Rigidity," *European Journal of Political Economy*, Vol. 14, 1998, pp. 167~187.
- [20] 国友直人「季節調整法」和田肇・蓑谷千風彦編『計量経 済学ハンドブック』第14章,朝倉書店,2007.
- [21] Meyer, J. and S. Von Cramon-Taubadel, "Asymmetric Price Transmission: A Survey," *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55, No. 3, 2004, pp. 581~611.
- [22] 長井正・清水昂一「国内飼料価格に及ぼすとうもろこし 国際価格のラグ過程分析」1999 年度日本農業経済学会論文集, pp. 221~226.
- 〔23〕 農林水産省「流通飼料価格等実態調査」各月版.
- [24] Petrucelli, J. and S. Woolford, "A Threshold AR(1) Model," *Journal of Applied Probability*, Vol. 21, 1984, pp. 270~286.

- [25] 阮蔚「米国産トウモロコシの日本向け輸出の物流と価格構成」『農林金融』第60巻,第2号,2007,pp.29~42.
- (26) Shen, C. H., C. F. Chen, and L. H. Chen, "An Empirical Study of the Asymmetric Cointegration Relationships among the Chinese Stock Markets," *Applied Economics*, Vol. 39, 2007, pp. 1433~1445.
- (27) Sichel, D., "Business Cycle Asymmetry: A Deeper Look," *Economic Inquiry*, Vol. 31, 1993, pp. 224~236.
- (28) Sosland Publishing Company, "World Grain and Milling Annual 2008."
- [29] 杉山道雄・渡辺拓道「配合飼料の流通と段階別価格形成 に関する研究」『岐阜大学農学部研究報告』第53号,1988, pp.183~219.
- [30] 寺内光宏「輸入飼料用とうもろこしの国内配合飼料への価格浸透過程」『東京農業大学農学集報』第43巻,第4号,1999,pp.202~216.
- (31) Tong, H., "Non-Linear Time-Series: A Dynamical Approach," Oxford University Press, 1990.
- (32) USDA-AMS (Agricultural Marketing Service), "Grains Inspected and/or Weighed for Export by Region and Country of Destination," WA_GR 108, from October 2004 to July 2008.
- (33) USDA-AMS, "Transportation of U. S. Grains: A Modal Share Analysis, 1978–2004," 2006.
- [34] USDA-ERS (Economic Research Service), "Agricultural Outlook," September, 1999, pp. 21~24.
- (35) USDA-ERS, "Feed Grain Database." (http://www.ers.usda.gov/Data/feedgrains/)
- (36) USDA-GIPSA (Grain Inspection, Packers and Stockyards Administration), "Directory of Export Elevators at Export Port Locations Including Facility Data," 2002. (updated July 7, 2003).
- (37) Wane, A., S. Gilbert, and S. Dibooglu, "Critical Values of the Empirical F-Distribution for Threshold Autoregressive and Momentum Threshold Autoregressive Models," Discussion Paper, 2004.
- [38] Ward, R. W., "Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables," American Journal of Agricultural Economics, Vol. 64, No. 2, 1982, pp. 205~212.

本論文は2008年3月の本学会大会における個別報告を基にしたものである。

(2008年10月3日受付,2009年8月24日受理)