

為替レートのボラティリティが 貿易量に与える効果

—SWGARCH-M モデルによる実証分析—

新 関 三 希 代*

1 イントロダクション

1971年にブレトン＝ウッズ体制が崩壊し、各国の為替制度は、固定相場制から変動相場制に移行を遂げた。これは、名目、あるいは実質為替レートの不確実性を増大させる結果を招いた。国際市場において取引を行う企業にとってこの不確実性の増加は、自国通貨での決済により確定する収益を左右する大きなリスク要因になる。このため、リスク回避的な企業にとって為替レート変動に伴う不確実性の増加は、貿易量の減少を招くと考えられる (Ethier, 1973 参照)。とりわけ、輸出大国である日本企業にとって、変動相場制移行にともなうリスクの増大は、貿易量を左右する大きな要因になったと考えられる。そこで、為替レートの変動リスクにさらされている輸出入企業は、先物予約を入れることでこれらリスクを最小限に抑えようとしている。事実、1989年6月に東京金融先物市場において為替先物取引が導入されると、ほとんどの企業がリスク・ヘッジ手段としてこの取引を利用した (木村, 中村, 2000参照)。

はたして、為替レートの変動リスクが増大すると、国際市場における貿易量が減少するのであろうか。また、外国為替市場において先物取引が導入されると、この負の因果関係は変化するのであろうか。本稿の目的は、変動相場制移行後の日本金融市場において、為替レート変動の不確実性を推定し、貿易量と

* 本稿は、同志社大学大学院経済学研究科の院生、坂井まりえ氏の協力を得て作成している。

の関係を検証することにある。また、為替先物取引導入後、為替レートの不確実性が貿易量に与える影響が小さくなっているかどうか、実証分析により検証する。

為替レート変動に伴う不確実性（リスク）は、為替レート変動の条件付分散（ボラティリティ）という概念で捉えることができるが、このボラティリティは未知変数であることから、推定が要される。このボラティリティを推定し、貿易量との関係について実証した先行研究は数多くあるが、明確な結論は出されていない（Mckenzie, 1999 参照）。為替レートのボラティリティと貿易量の負の因果関係については、Ethier（1973）が先駆的に理論モデルで説明している。これに対し、Hooper and Kohlhagen（1978）は、為替レートのボラティリティを1期前の先渡レートと今期の現物レートとの差の平均値（絶対値）としてとらえ、OLSで貿易量との関係を推定している。さらに、変動相場制移行後のデータを用いた実証分析としては、Qian and Varangis（1994）や Mckenzie and Brooks（1997）などがあげられる。いずれも ARCH (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) タイプのモデルを用いてボラティリティを推定し、OLSで貿易量との関係についての実証分析を行っている。

しかしながら、これらすべての先行研究において、ボラティリティと貿易量の間統計的に有意な負の因果関係が検証されたわけではない。また、両変数間に正の因果関係が存在する可能性も否定できない。Dellas and Zilberfarb（1993）は、伝統的な資産ポートフォリオ・モデルを用いて、ボラティリティの増加が貿易に与える効果はリスク回避度の大きさに依存しており、両変数間に正の因果関係が成立することを理論的に提示している。また、De Graauwa（1988）は、為替レートのボラティリティを為替レートの変分に対する標準偏差とし、貿易量（輸出量）との関係について正の因果関係を見出している。

このように、先行研究において為替レートのボラティリティと貿易量との因果関係について明確な実証結果が得られていないことに加え、日本市場における実証分析が少ない。また、為替先物によるヘッジ効果を考慮した分析は行わ

れていない。そこで、本稿では、1973年4月から2001年8月までの日本市場のデータを用いて、為替レートのボラティリティと輸出量の関係について実証分析を行うことにする。とりわけ、1989年6月に上場された為替先物取引の効果を考慮し、為替先物導入前と後でボラティリティと輸出量の関係にどのような変化が生じたのか、検証することにする。

さらに、本稿では、為替先物取引上場前と後で現物為替市場に構造変化が生じている可能性があることから、為替レートのボラティリティを構造変化を考慮した ARCH タイプモデル、すなわち、SWGARCH-M (Switching GARCH-in-Mean) モデルを用いて推定することにする。この推定方法は、これまでの先行研究では用いられていない新しい手法である。推定されたボラティリティと輸出量との関係について検証したところ、全サンプル期間において統計的に有意な正の因果関係が検証された。しかし、先物市場導入後のサンプル期間においては、統計的に有意な正の係数は推定されず、ボラティリティと貿易量との間に為替先物によるヘッジ効果が存在することを確認した。

本稿の構成は、以下の通りである。第2章では、為替レートのボラティリティと貿易量との関係についての理論モデルを説明する。第3章では、理論モデルの推定方法、ならびに、ボラティリティの推定方法について説明する。そして、第4章で為替レートのボラティリティと貿易量との関係についての実証結果を示し、最後に、この論文のまとめを行うことにする。

2 理論モデル

1971年にブレトン＝ウッズ体制が崩壊し、各国が変動相場制を採用するようになる。為替レートの変動が大きくなることが予想された。これは、リスク回避的な輸出入企業の意味決定に影響を及ぼし、各国の貿易に何らかの影響を与えるのではないかという危惧を生んだ。そこで、為替レートの不確実性と貿易という観点から多くの先行研究が理論、及び、実証面で分析を行ってきた (Mckenzie, 1999 参照)。その先駆け的な論文として、Ethier (1973) や Hooper

and Kohlhagen (1978) があげられる。彼らの論文における為替レートの不確実性（ボラティリティ）と貿易量との関係について、その理論モデルをここで展望する¹⁾。

具体的に、1国の貿易財に対する輸入需要関数と輸出供給関数を導出し、市場均衡における均衡貿易量の理論モデルを求めている。そして、為替レートの不確実性が増加したときに均衡貿易量がどのように変化するか、静学的に分析を行っている。

2.1 輸入需要関数の導出

1国の総輸入を総生産量の投入要素として扱うと、各輸入企業は、次の産出量 (Q) に対する国内需要計画に直面することになる²⁾。

$$Q = aP + bP_d + cY + dC_u \quad (1)$$

ここで、 P は輸入財価格、 P_d は輸入財以外の財価格、 Y は国内の貨幣所得、そして C_u は産出量に影響を与える非価格要素を示している。また、 Q に対して Y と P_d は増加関数、 P と C_u は減少関数になる。

今、生産・投入係数を一定とした2期間モデルを考える。第1期に輸入企業は国内生産の注文を受け、輸入投入財の注文を行う。そして、第2期に輸入投入財を受け取り、生産を行う。また、輸入企業は、来期に在庫補填を行うことで、国内需要に見合った生産水準を決定している。このとき、輸入企業の利潤関数 (π) は、次のように示される。

$$\pi = QP(Q) - U_c Q - HP^*q \quad (2)$$

ここで、 U_c は単位あたり生産費用、 P^* は輸入財の外国通貨建て価格³⁾、そして q は Q だけの産出に必要な輸入量を表している。つまり、総生産に占める

-
- 1) この章では、Hooper and Kohlhagen (1978) の論文で用いられている理論モデルを展望する。彼らの論文では、この理論モデルをもとに名目為替レートと輸出量（輸出額）との関係について米国（ドイツ）のデータを用いた実証分析を行っている。
 - 2) 以下、個別企業についての供給、需要関数を扱うが、1国の総供給、総需要は、個別企業のそれを合わせたものとする。また、各企業にプライステイカーの仮定を課す。
 - 3) この理論モデルでの取引通貨は、輸入国（輸出国）の通貨のみである。

輸入財の割合を i とすると $q=iQ$ となる。

輸入企業にとっての外国通貨割合を β , 先渡し契約によるヘッジ割合を α , 先渡し為替レートを F , そして将来 (決済時) の現物為替レートを R とすると, 外国為替費用の加重平均 (H) は次の式で示されることになる。

$$H=\beta(\alpha F+(1-\alpha) R)+(1-\beta) F \quad (3)$$

今, 輸入企業は (2) 式の利潤に対して次の効用関数 (U) の最大化を行うことで, 産出量 (Q) を決定するものとする。

$$\max U=E(\pi)-\gamma(V(\pi))^{1/2} \quad (4)$$

ここで, E は期待値オペレーター, V は分散のオペレーター, そして γ はリスク回避度を示している。また, (3) 式の R は不確実要因であり, $V(\pi)$ は以下の式で示されることになる (ただし, $\text{cov}(R, P)=0$ とし, $h^2(R)$ は R の条件付分散を示すものとする)。

$$V(\pi)=(P^*q\beta(1-\alpha))^2h^2(R) \quad (5)$$

以上, (1) 式から (5) 式を用いて (4) 式を輸入量 (q) について解くと, 次の個別企業の輸入需要関数が得られる。

$$q=\frac{i}{2}(aU_c+bP_d+cY+dC_w)+\frac{ai^2}{2}P^*(E(H)+\gamma\beta(1-\alpha)h(R)) \quad (6)$$

2.2 輸出供給関数の導出

各輸出企業は, 輸出量 (q^*) のうち β の割合だけを価格 (P^*) で売り, 残りを輸入通貨建ての価格 (FP^*) で売るものとする。また, 輸出企業は, n 社の競争的輸入企業の市場需要曲線, つまり, $q^*=nq$ (q は (6) 式を参照) に直面するものとする。この輸出企業の利潤関数は, 生産に輸入財を投入しないと仮定すると, (2) 式と同様,

$$\pi^*=q^*P^*H^*-q^*U_c^* \quad (7)$$

となる。ここで, U_c^* は輸出企業の単位当たり費用であり, また, 輸出企業の外国為替費用 (H^*) は,

$$H^* = \beta + (1-\beta)F\left(\frac{\alpha^*}{F} + \frac{1-\alpha^*}{R}\right) \quad (8)$$

である。つまり、各輸出企業は、外国為替の一定割合 (α^*) を先渡し (F) でヘッジし、残りを将来 (決済時) の直物レート (R) で自国通貨に換えるものと仮定している。さらに、輸出企業の利潤関数の分散 (V^*) は、

$$V(\pi^*) = (P^*q^*(1-\beta)(1-\alpha^*)R)^2 h^2(1/R) \quad (9)$$

と表される。

以上の関数式を用いて、輸出企業の効用最大化問題；

$$\max U^* = E(\pi^*) - \gamma^*(V(\pi^*))^{1/2} \quad (10)$$

を q^* について解くと、次の輸出供給関数が導出される。

$$q^* = \frac{1}{\partial P^*/\partial q^*} \left(\frac{U_c^*}{E(H^*) - \gamma^*(1-\beta)(1-\alpha^*)Fh(1/R)} - P^* \right) \quad (11)$$

2.3 市場均衡量の導出

輸出供給関数；(11)式に輸入需要関数；(6)式から得られる $\partial P^*/\partial q^*$ を代入して解くと、均衡産出量 (q^*) が導出される。

$$q^* = \frac{ni}{4}(aU_c + bP_d + cY + dC_w) + \frac{nai^2 U_c^*(E(H) + \gamma\beta(1-\alpha)h(R))}{4(E(H^*) - \gamma^*(1-\beta)(1-\alpha^*)Fh(1/R))} \quad (12)$$

この理論モデル；(12)式を用いて、 q^* を $h(R)$ で微分すると⁴⁾、

$$\begin{aligned} \frac{\partial q^*}{\partial h(R)} &= \frac{nai^2 U_c^*}{4(E(H^*) - \gamma^*(1-\beta)(1-\alpha^*)FR^{-2}h(R))} \\ &\quad \times \left(\gamma\beta(1-\alpha) + \frac{(E(H) + \gamma\beta(1-\alpha)h(R))\gamma^*(1-\beta)(1-\alpha^*)FR^{-2}}{E(H^*) - \gamma^*(1-\beta)(1-\alpha^*)FR^{-2}h(R)} \right) \\ &< 0 \end{aligned} \quad (13)$$

となる。つまり、輸出企業、輸入企業がリスク回避的であるならば ($\gamma, \gamma^* > 0$)、為替レート変動による不確実性の増加は、均衡貿易量 (輸出量) を減少させる

4) テーラー展開によって、 $h(1/R)$ を $h(R)R^{-2}$ で近似させている。

ことになる。

しかしながら、Dellas and Zilberfarb (1993) や Broll and Eckwert (1999) が示したようにボラティリティの増加が貿易量に負の影響を及ぼすか否かは、リスク回避度 (γ, γ^*) に依存して決まってくる。リスク・ヘッジされていない現物が為替レートは、伝統的な資産ポートフォリオ・モデルにおいて危険資産として捉えることができる。また、危険資産のリスク（ボラティリティ）の増加が取引に及ぼす効果は、リスク回避に関するパラメータの大きさに依存して決定される。したがって、リスク回避度いかんによっては、為替レート変動の不確実性が貿易量に正の影響を及ぼすことも考えられる。

さらに、De Graauwa (1988) は、実証分析によって為替レートのボラティリティと貿易量（輸出量）の間に正の因果関係を見出しているが、これに関して次のような理論的解釈をつけている。輸出部門にいる企業は、為替レート変動を効率的に利用することができ、これら企業が十分にリスク回避的であるならば、ボラティリティの上昇は、輸出による収益の期待限界効用を増加させることになる。その結果、為替レート変動によるリスクの増加は、輸出量を増加させることになる。これは、Ethier (1973) の理論、つまり、リスク回避的な輸入企業は、収益が不確実になることを避けるために生産を抑制し、結果、輸出量は減少する、という理論に相反するものである。

本稿では、以下の推定方法を用いて、為替レートのボラティリティの増加が貿易量に負、あるいは正の効果を及ぼすか否か、実証することにする。

3 推定方法

本稿では、貿易量と為替レートの不確実性（ボラティリティ）の関係について実証分析を行っているが、ここで、その推定方法を紹介する。とりわけ、為替レートのボラティリティは未知変数であることから推定が必要であるが、本稿では、為替レート変動に対する条件付分散を SWGARCH-M モデルを用いて推定している。

3.1 貿易量とボラティリティの関係

先行研究の理論モデルでは、貿易量に影響を与える変数として為替レートやそのボラティリティ、また、生産費用、所得、物価、資本稼働率などのマクロ変数が考えられている。しかしながら、ここでは、為替レート変動の不確実性と貿易量との関係をより直接的に捉えるために、以下のような輸出関数の誘導型を考えることにする⁵⁾。

$$X_{Pt} = f(Y_{Pt}, E_t, h_t^2) \quad (14)$$

ここで、 X_{Pt} は t 期の実質輸出、 Y_{Pt} は t 期の実質所得、 E_t は t 期の名目為替レート、そして h_t^2 は t 期の為替レート変動のボラティリティを示している⁶⁾。

さらに、これを線形近似モデルで表し、以下のような推定式を用いることにする⁷⁾。

$$X_{Pt} = a + bY_{Pt} + cE_t + dh_t^2 + \varepsilon_t \quad (15)$$

ここで、 ε_t は誤差項を示している。この計量モデルを *OLS* で推定し、パラメータ d の有意性、及び符号の検定を行うことで貿易量（輸出量）と為替レートの不確実性（ボラティリティ）の関係について考察する。

3.2 ボラティリティの推定

(15)式において、為替レートの不確実性、つまりボラティリティ (h_t^2) は、未知変数なので推定を要するが、近年の先行研究では、時間を通じて変化するボラティリティ・プロセスを用いる方法が使用されている (Poso, 1992, Caporale and Doroodian, 1994, and Mackenzie and Brooks, 1997 参照)。時間を通じて変化

5) これは、Kroner and Lastrapes (1993), Mckenzie and Brooks (1997), そして Mckenzie (1988) と同じモデルである。

6) E_t について実質レートではなく名目値を用いた理由は、本稿の分析が短・中期の分析であり、購買力平価が成立するか否か疑問であったこと、輸出企業の多くは、短・中期の契約において名目為替レート変動に対するリスクを考慮していることなどである。

7) Mckenzie (1999) によると、ほとんどの先行研究においてこの方式がとられている。たとえば、Hooper and Kohlhagen (1978) は、理論モデルで導出された均衡貿易量に対する非線形モデル ((12)式) を U^* , U_c , P_d , Y , C_u , $E(H)^*$, $E(H)$, そして $h(R)$ の線形結合モデルに近似し、*OLS* で推定を行っている。

するボラティリティの動きをパラメトリックなモデルで捉えて推定する方法には、Engle (1982) が提唱した ARCH モデルや Bollerslev (1986) が示した GARCH モデルがあげられる。この論文では、為替先物取引が上場された前と後で、現物為替レートのボラティリティが貿易量に与える影響の変化を考察するため、レジームの変化を想定したボラティリティの推定が求められる。そこで、ARCH モデルに構造変化の効果を導入したスイッチング ARCH (SWARCH) モデル (Hamilton and Susmel, 1994 参照) を為替レート変動の条件付分散、つまりボラティリティの推定に用いることにする。

構造ないし状態変化は、Hamilton (1989) におけるマルコフ・スイッチング (MS) モデルにより行うことにする⁸⁾。このモデルの基本的なアイデアは、経済が現在どちらの状態にあるかは直接観測することはできないが、推定されたパラメータと推移確率行列から過去の系列のどの時点で状態遷移が起こったかは推定できるというものである。さらに、このモデルでは、現時点の状態は、前時点の状態のみの推移確率行列に基づいて決定されると仮定されている。

本稿では、現物為替レートの変分に対する条件付分散を SWARCH モデルに依拠して推定を行うことにする。特に、リスクとリターンのトレード・オフ関係を考慮にいれた GARCH モデル；GARCH-M モデル (Engle, Lilien and Robins, 1987 参照) に MS モデルの効果をとり入れた SWGARCH-M モデルを用いることにする⁹⁾。

K 個の状態が存在する q 次のスイッチング GARCH-M モデル (SWGARCH-M (K, q)) は、以下のように表される。

$$\Delta E_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_t + u_t$$

$$u_t = \sqrt{g_{st}} \tilde{u}_t$$

8) 彼は、景気循環を表すモデルとしてマルコフ・スイッチングモデルを使用し、好況期と不況期で異なるパラメータを用いて GNP の成長率を説明している。

9) 為替レートのボラティリティの推定には、GARCH-M モデルを用いた先行研究が多い (例えば、Caporale and Doroodian, 1994 や Kim, 2000)。このモデルは、為替レート変動の条件付分散 (ボラティリティ) が為替レート変動の条件付平均に依存して決定されるというものであり、条件付分散 (リスク) と条件付平均 (リターン) のトレード・オフ関係を推定することができる。

$$\begin{aligned}\bar{u}_t &= h_t v_t, \quad v_t \sim i.i.d. \\ h_t^2 &= \beta + \sum_{i=1}^q \gamma_i \bar{u}_{t-i}^2\end{aligned}\quad (16)$$

ここで、 ΔE_t は為替レートの変分を、 h_t^2 はその条件付分散 (ボラティリティ) を、そして \bar{u}_t は GARCH-M (q) モデルにおける条件付分散を示している。

本稿の分析においては、為替先物取引の上場によって為替レートのボラティリティが変化していることが予想される。そこで、このボラティリティの変化を状態の遷移によるパラメータの変更によって表現することにする。今、 t 時点にとりうる状態 s_t は 1, 2, ..., K の K 種類とし、条件付分散に掛ける項 $g_{s_t} (> 0)$ は状態 s_t によって異なる値をとるものとする。ここで、 $s_t = 1$ のときの値 g_1 は 1 と規準化し、状態 s_t はマルコフ連鎖に従って変化しているものとする。つまり、状態確率は、前時点の状態のみによって決定される。また、推移確率行列 $P = (p_{ij})$ の各要素 p_{ij} は状態 s_{t-1} から状態 s_t への推移確率 $p(s_t = i | s_{t-1} = j)$ を示し、 P は期間内で不変 (斉時的) であるとする。

4 実証結果

この章では、日本の外国為替市場におけるデータを用いて、輸出量と為替レートのボラティリティとの関係について推定を行っている。具体的に、前章の (16) 式を用いて為替レートのボラティリティを推定し、(15) 式を推定、検定することにする¹⁰⁾。

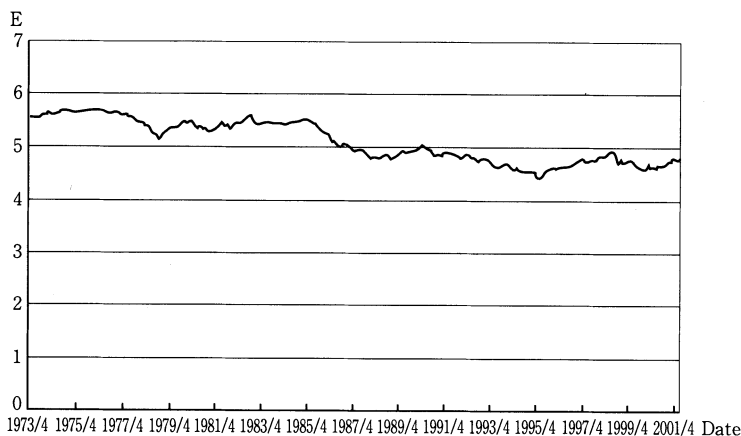
4.1 データ

為替レート変動の不確実性と貿易量の関係について、理論モデル ((14) 式) を推定するが、ここで、各変数についての説明を行う。 X_P は日本の実質輸出総額を、 Y_P は日本の実質鉱工業生産指数を、そして E は名目為替レート (円

10) 推定されたボラティリティを説明変数として別の計量モデルで推定する場合、いわゆる 'generated regressor problem' に直面することになるが、本稿ではこの問題について触れないことにする。

表1：基本統計量

	X_p	Y_p	E	ΔE
MEAN	14.82161	4.74577	5.13062	-0.002709
S. D.	0.41402	0.13897	0.37819	0.034303
MIN	13.31824	4.47961	4.42113	-0.156230
MAX	15.40915	5.01728	5.72080	0.116490

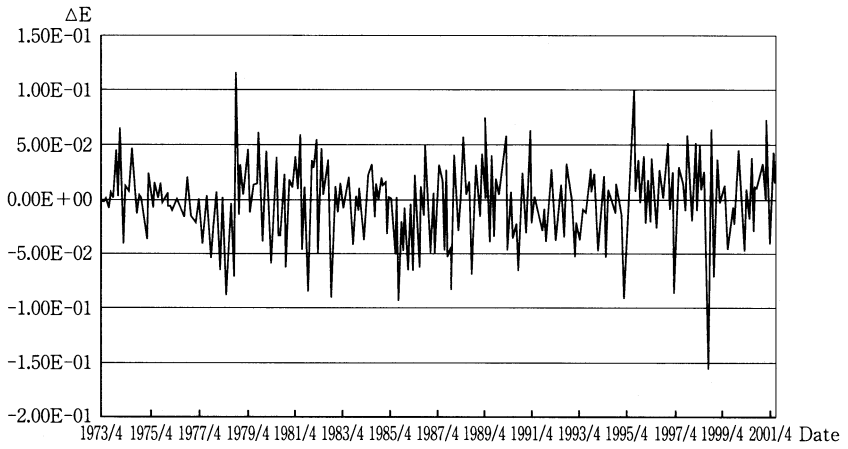


第1図 名目為替レートの推移（対数値）

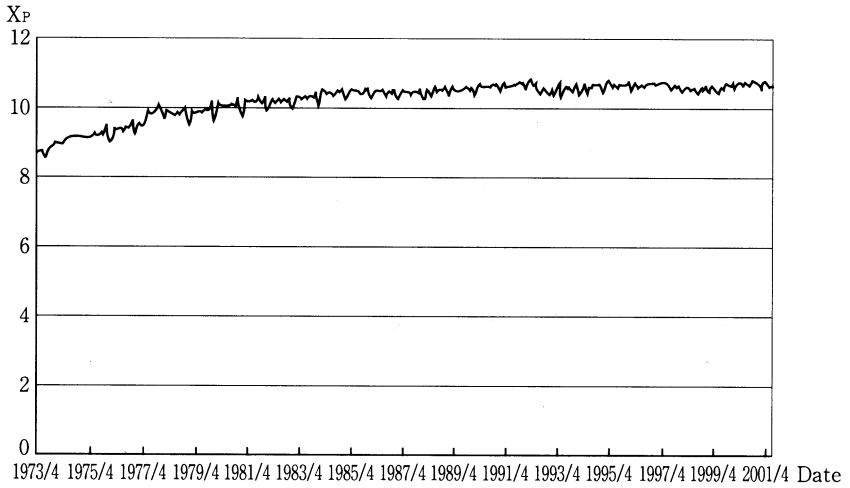
／ドル）水準を用いることにする¹¹⁾。すべての変数は、月次データであり、終値の対数値を用いている。分析期間は、変動相場制以降の1973年4月から2001年8月までの341ヶ月で、東京金融先物取引所において為替先物取引が上場された1989年6月を含む期間になっている。

各変数の基本統計量は表1にまとめられている。ここで、MEANは標本平均を、S. D.は標本標準偏差を、MINは標本最小値を、そしてMAXは標本最大値を示している。さらに、第1図、第2図、そして第3図には、分析期間

11) Y_p には、1国の生産能力を示す指数（GDP）の実質値を用いるべきだが、データ制約（4半期データ）により鉱工業生産指数の実質値を代用することにする。また、 X_p に実質対米輸出額を用いた分析も行ったが、以下の実証結果に差異はなかった。



第2図 名目為替レートの変分 (対数値)



第3図 実質輸出総額 (対数値)

表 2 : GARCH-M と SWGARCH-M モデルによる推定結果

	GARCH-M (1, 1)	SWGARCH-M (2, 1)
α_0	0.027278 (0.852488)	0.004132 (0.839418)
α_1	0.011767 (0.212232)	-0.068381 (-2.521316) *
β	0.004812 (0.813642)	0.001348 (7.287696) *
γ_1	0.520980 (0.955296)	0.104653 (1.093473)

における名目為替レートの対数値 (E)、及びその変化分 (ΔE)、そして実質輸出総額 (X_p) の時系列グラフが示されている。第 1 図、第 2 図から、1985年 9 月のプラザ合意前後から円高傾向になり、為替先物取引市場後 2 年ほどレートが安定していることがわかる。また、第 3 図から実質輸出総額は、おおむね正のトレンドを持っているが、プラザ合意前においてより急激な伸びをみせていることがわかる。

4.2 ボラティリティの推定値

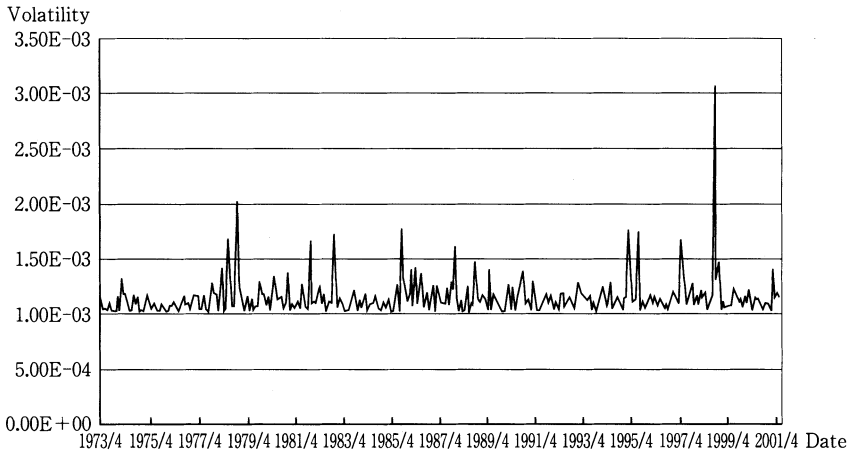
本稿において、現物為替レートの不確実性を捉える指標は、為替レート変動の条件付分散 (ボラティリティ) である。このボラティリティは、未知変数なので推定が必要であるが、ここでは、SWGARCH-M モデルを最尤法によって推定することにする。つまり、先の (16) 式において、為替レートの変分 (ΔE) に対する条件付分散 (h^2) を最尤法によって推定することになる。また、先物市場の導入前後で現物市場に構造変化が生じていることを考慮し、(16) 式で状態 (K) を 2 とする。

表 2 は、SWGARCH-M (2, 1) とベンチ・マークとして GARCH-M (1, 1) の推定結果を示している¹²⁾。各モデルの対数尤度は、GARCH-M (1, 1) で 674.43、SWGARCH-M (2, 1) で 684.63 であった。括弧内は t 値を表しており、5% の信頼水準で統計的に有意なものに * をつけている。

12) 本稿では掲載していないが、そのほかに SWGARCH (2, 1), SWGARCH-M (2, 2), SWGARCH-M (3, 1), そして SWGARCH-M (3, 2) についても推定を行っている。尤度比検定によりここでは、SWGARCH-M (2, 1) の結果を採用する。

表3：ボラティリティの推定値

	MEAN	S. D.	MIN	MAX
SWGARCH	0.0011470	0.00017257	0.0010200	0.0030600
GARCH	0.0012792	0.00026206	0.0010300	0.0033700



第4図 ボラティリティーの推定値；SWGARCH-M(2, 1)モデル

SWGARCH-M(2, 1)で指定された状態1(S_{t-1})から状態2(S_t)への推移確率($p(s_t=i|s_{t-1}=j)$)は、0.74057761であった。これは、サンプル期間中、現物外国為替市場において少なくとも1回の構造変化が生じていることを示している¹³⁾。

表3には、各方法で推定されたボラティリティの基本統計量がまとめられている。MEANは標本平均、S.D.は標本標準偏差、MINは標本最小値、そしてMAXは標本最大値を示している。また、SWGARCHはSWGARCH-M(2, 1)モデル、GARCHはGARCH-M(1, 1)モデルで推定された結果を各々、示している。

13) Hamilton(1989)によると、この推移確率(transition probability)が0.5を超えると市場の状態が変化したと推測される。

表4：単位根検定

	X_p	Y_p	ΔY_p	E	ΔE	h^2
DF	-5.1900	-2.8825	-23.5992	-1.8207	-17.2759	-15.9745
ADF	-3.4823	-2.2103	-16.7786	1.9736	-11.9999	-11.7132

さらに、SWGARCH-M (2, 1) モデルで推定されたボラティリティの時系列グラフは、第4図に示されている。このグラフから、為替レートの不確実性は、78年のレーガノミックス、85年のプラザ合意、そして99年の「ゼロ金利」政策時期に大きくなっていることがわかる。これに対して、89年の為替先物取引の上場期には、比較的緩やかな変動を見せている。これら為替レートの不確実性の動きに対して貿易量（輸出量）はどのような影響を受けているのか、為替レート変動のボラティリティと貿易量との関係について、次に検証することにする。

4.3 実証分析

Hooper and Kohlhagen (1978) の論理モデル ((13)式) によると、現物為替レートのボラティリティが増加すると輸出量が減少することになる。はたして、リスク回避的な輸出企業にとって外国為替レートの変動というリスクは、輸出量を減退させる効果をもつのであろうか。また、外国為替レートの先物市場を活用することで、現物為替レート変動によるリスクをヘッジすることができるのであろうか。そして、ボラティリティと輸出量との関係に影響を及ぼすのであろうか。

ここでは、先に示した計量モデル；(15)式を *OLS* で推定する。そこで、分析に用いる変数が定常であるか否かが問題になるが、本稿では、Dickey-Fuller (*DF*) 及び、Augmented Dickey-Fuller (*ADF*) の単位根検定を行うことで、各変数の定常性を検証する。

表4は、実質輸出総額 (X_p)、実質鉱工業生産指数 (Y_p) とその変分 (ΔY_p)、そして為替レートの水準 (E) とその変分 (ΔE) に対しての単位根検定の結果

表5：OLS 推定値

	a	b	c	d
<i>Full</i>	9.89362 (50.2348*)	-0.084505 (-0.186367)	-.602072 (-0.695487)	305.707 (1.80080*)
<i>Before</i>	9.25805 (30.7215*)	0.152310 (0.297681)	-1.52078 (-1.29511)	602.220 (2.30314*)
<i>After</i>	10.6544 (198.310*)	0.401789 (1.77471*)	0.119607 (0.420024)	-15.1355 (-0.329489)

を示している。また、SWGARCH-M (2, 1) モデルで推定された為替レート変動のボラティリティ (h^2) についても同様の検定を行っている。ここで、 DF は DF 検定、 ADF は ADF 検定を示している¹⁴⁾。また、各検定の5%信頼係数はいずれも -3.4247 である (Dickey and Fuller, 1981 参照)。

まず、 X_p と h^2 については、単位根があるという帰無仮説は棄却されたが、 Y_p と E については棄却されなかった。しかし、各々の1階の階差 (ΔY_p , ΔE) については、単位根があるという帰無仮説が棄却されている。これらの結果から、 Y_p と E が各々、1次の和分関係 ($I(1)$) になっていることがわかる。したがって、以下の実証分析においては、実質鉱工業生産指数と名目為替レートに関して、各々の変数の1階階差 (ΔY_p , ΔE) を用いることにする。

表5に、(15)式のOLSによる推定結果が示されている。ここで、現物為替レートに対する先物取引上場による効果を見るために、分析対象期間を先物市場導入時期の前後で分けて推定を行っている。*Full* は全サンプル期間；1973年4月から2001年8月、*Before* は先物市場導入前；1973年4月から1989年5月、そして *After* は先物市場導入後；1989年6月から2001年8月における推定結果を各々、示している。また、括弧内は t 値を表しており、10%の信頼水準で統計的に有意なものに*をつけている。

すべての推定式においてその決定係数は小さく (0.1以下)、推定モデルの説明力は弱かったが、現物為替レート変動によるリスクが輸出に影響を及ぼしているか否かを示すパラメータ； d については、次のような有意性が確認できた。

14) 各変数とも ADF 検定については、 AIC によりラグ次数1を採用している。また、 F 検定によりトレンド項を含む計量モデルを用いている。

全サンプル期間、及び先物市場導入前において、 d は統計的に有意な正の値をとっている。これに対して、先物市場導入後においては、理論式(13)と整合的に負の値を示しているが、統計的有意性は確認できなかった。また、Chow テストで推定モデルの構造変化を調べたところ、検定統計量は116.86122となり、構造変化がないという帰無仮説は有意に棄却された。

以上、日本の外国為替市場において、為替レート変動の不確実性と輸出量との間には、Ethier (1973) が示したような負の因果関係を見出すことはできなかった。逆に、Dellas and Zilberfard (1993) や Broll and Eckwert (1999) が提示した正の因果関係が観測された。これは、De Grauwe (1988) の実証結果と同じである。

さらに、外国為替レートの先物市場が現物為替レートのボラティリティと貿易量の関係に影響を及ぼしていることが観測された。リスク回避的な輸出企業が為替先物取引によってリスク・ヘッジを行うことで、そのリスク回避度の大きさが変わり、現物為替レートの不確実性が輸出に与える効果に影響を及ぼしたと推測される。

5 結 論

本稿は、為替レート変動の不確実性が増加すると貿易量(輸出量)は減少するか否か、実証分析によって明らかにした。変動相場制以降から近年までの月次データを用いて実証分析を行った結果、正の因果関係が観測された。つまり、為替レートのボラティリティが増加すると輸出も増加するという結果である。

しかしながら、為替先物市場を考慮すると、この因果関係は異なるものになった。東京金融先物市場において円・ドル先物取引が上場されると、為替レートのボラティリティと輸出量の間を負の因果関係が見出された。このことから、現物為替レート市場は、為替先物市場によって何らかの影響をうけていることが推測される。

本稿では、為替先物取引上場による効果を考慮し、これまでの先行研究で用いられていない新しいボラティリティ推定方法；SWGARCH-M モデルを用いて実証分析を行った。このモデルでは、為替レート変動の条件付分散（ボラティリティ）を推定する際に、現物為替市場の構造変化が考慮されている。

この論文では、貿易量を説明するモデルに簡便な線形モデルを想定し、簡便な手法（OLS）でボラティリティとの関係について推定を行っている。そのため、推定モデルの説明力が乏しく、また、‘generated regressor’問題を残してしまった。今後、為替レートのボラティリティの推定モデル（SWGARCH-M）に貿易量を推定するモデルを組み入れることで、これらの問題を解消したいと思っている¹⁵⁾。

今後、日本市場において政策面からも外国為替レートの動向は、非常に重要になってくると考えられる。不確実性（リスク）の観点から外国為替市場を分析し、輸出量といったマクロ変数に及ぼす効果を分析することは、益々、重要になってくると思われる。

【参考文献】

- Bollerslev, T. P., (1986) “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, Vol. 31, pp. 307-327.
- Broll, U., and B. Eckwert, (1999) “Exchange Rate Volatility and International Trade,” *Southern Economic Journal*, Vol. 66, pp. 178-185.
- Caporale, T., and K. Doroodian, (1994) “Exchange Rate Variability and the Flow of International Trade,” *Economics Letters*, Vol. 46, pp. 49-54.
- De Grauwe, P., (1988) “Exchange Rate Variability and the Slowdown in the Growth of International Trade,” *IMP Staff Papers*, Vol. 35, pp. 63-84.
- Dellas, H., and B.-Z. Zilberfarb, (1993) “Real Exchange Rate Volatility and International Trade: A re-examination of the theory,” *Southern Economic Journal*, Vol. 59, pp. 641-647.

15) Caporale and Doroodian (1994) は、GARCH-M モデルを用いて為替レートのボラティリティを推定するとともに貿易量との関係についても同時に推定を行っている。

- Dickey, D. A., and W. A. Fuller, (1981) "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057-72.
- Engle, R. F., (1982) "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation," *Econometrica*, Vol. 50, pp. 987-1007.
- Engle, R. F., D. M. Lilien, and R. P. Robins, (1987) "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M model," *Econometrica*, Vol. 55, pp. 391-407.
- Ethier, W., (1973) "International Trade and the Forward Exchange Market," *American Economic Review*, Vol. 63, pp. 494-503.
- Hamilton, J. D., (1989) "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle," *Econometrica*, Vol. 57, pp. 357-384.
- Hamilton, J. D., and R. Susmel, (1994) "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity and Changes in Regime," *Journal of Econometrics*, Vol. 64, pp. 307-333.
- Hooper, P., and S. Kohlhagen, (1978) "The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Price and Volume of International Trade," *Journal of International Economics*, Vol. 8, pp. 483-511.
- Kim, J., (2000) "The Relation between the Monetary Regime and Output Volatility: A multivariate GARCH-M model of the Japanese experience, 1919-1996," *Japan and the World Economy*, Vol. 12, pp. 49-69.
- Kroner, K. F., and W. D. Lastrapes, (1993) "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade: Reduced form estimates using the GARCH-in-mean model," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, pp. 298-318.
- Mckenzie, M. D., (1998) "The Impact of Exchange Rate Volatility on Australian Trade Flows," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 8, pp. 21-38.
- , (1999) "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 13, pp. 71-106.
- Mckenzie, M. D., and R. Brooks, (1997) "The Impact of Exchange Rate Volatility on German-U. S. Trade Flows," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol. 7, pp. 73-87.
- Poso, S., (1992) "Conditional Exchange Rate Volatility and the Volume of International Trade: Evidence from the early 1990s," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, pp. 325-329.
- Qian, Y., and P. Varangis, (1994) "Does Exchange Rate Volatility Hinder Export Growth?: Additional evidence," *Empirical Economics*, Vol. 19, pp. 371-396.

木村武, 中山興, (2000) 「為替レートのボラティリティと企業の輸出行動」『日本銀行調査月報』平成12年3月号.