

為替レートのボラティリティと 企業の輸出行動

国際局兼 木村 武*
調査統計局
調査統計局 中山 興**

■要 旨■

為替レートのボラティリティの増加は、企業活動の不確実性を増し、輸出や生産の減少をもたらすことで、マクロ経済に悪影響を及ぼすという見方がある。この点、円についてみると、円（実効レート）は主要先進国の中で最もボラティリティの高い通貨であり、特に円高局面ではボラティリティが増し、円高方向へ相場が加速しやすいという傾向が統計的に確認できる。そうした円のボラティリティの高さと非対称性は、わが国の輸出に対して大きな影響を及ぼしており、景気変動の振幅を拡大するよう作用してきたことが実証的に明らかとなった。具体的には、（他の条件を一定にした下で、）ボラティリティの1年間1%ポイントの増加は、輸出を最終的に（累積ベースでみて）数%のオーダーで押し下げる効果を持ち得る。こうした影響は、リスクヘッジ手段が拡充された1990年代に入っても確認でき、ヘッジ手段の拡充がボラティリティの輸出に与える影響を十分に遮断している訳ではないことを示唆している。

本稿では、為替のボラティリティと輸出の関係に焦点をあて分析したが、現実には、為替のボラティリティは、輸出のみならず輸入も含めた貿易取引や資本取引活動全般に影響を与え、ひいては国際通貨としての円の位置付けにも関係してくると考えられる。したがって、今後、為替のボラティリティの高さの背景やボラティリティの抑制策について分析・検討を進めるとともに、ボラティリティと経済活動の関係について、より広く認識を深めていくことが重要な課題である。

本稿の作成にあたっては、松林洋一先生（和歌山大学助教授）、および多くの行内スタッフから有益なコメントを頂いた。なお、本稿の内容や意見は、筆者個人に属するものであり、筆者の所属する日本銀行の公式見解を示すものではない。

* 日本銀行国際局兼調査統計局（e-mail: takeshi.kimura-1@boj.or.jp）

**日本銀行調査統計局（e-mail: kou.nakayama@boj.or.jp）

1. はじめに

1973年の変動為替相場制移行後、為替レートのボラティリティが増加するようになったが、ボラティリティの増加は、企業活動の不確実性を増し、輸出や生産の減少をもたらすことで、マクロ経済に悪影響を及ぼすという見方がある。この点は、変動為替相場制の欠点としてしばしば指摘されてきたものであるが、「ボラティリティの増加が、本当に貿易活動の変動を通じてマクロ経済に悪影響を及ぼすのか」に関しては、コンセンサスが得られている訳では必ずしもない(注1)。確かに理論的には、為替のボラティリティが増加すれば、輸出企業の売上見通しの不確実性が増すため、リスク回避的な企業は、輸出を抑制するようになると考えられるが、一方で、為替リスクのヘッジ手段が充実してくれば、そうした影響は発生しないはずと指摘する向きもある(注2)。実証分析の面でも、これまで欧米を中心に数多くの分析が行われてきたが、結果はまちまちで、ボラティリティの増加は貿易量を減少させるとの結果もあれば、有意な影響を及ぼさない、あるいは逆に貿易量を増加させるとの結果も一部にみられるなど、統一的な見解は見出せていない状況にある。

このように、為替のボラティリティのマクロ経済への影響に関しては、欧米でも必ずしもコ

ンセンサスが得られている訳ではないが、わが国では、これまで、為替レートと経済の関係については、為替水準(円高、円安)の影響が議論の中心となることが多く、ボラティリティの影響に関する分析は十分蓄積されている状況にはない。後の分析で示すように、円(実効レート)は、主要先進国の中で最もボラティリティが高い通貨であり、円のボラティリティがわが国経済へ及ぼす影響について、その定量的なインパクトも含め、認識を深めておくことは、的確な景気判断をする上で重要な点である(注3)。また、このことは、景気判断だけでなく、円の国際的な位置付けないし役割について実りある議論を深めていく上でも重要なポイントとなる。現在、政府は円の国際化を推進するための方策について検討しているが(注4)、その推進理由の一つとして、「本邦企業による貿易・資本取引における為替リスクの低減を通じて、わが国経済の安定に資する」という点を挙げている。この見方は、為替リスク(ボラティリティ)の増加が貿易活動などに悪影響を及ぼすということを前提としている訳で、具体的に、その悪影響がどの程度定量的にインパクトがあるものかを把握しておくことは、円の国際化を進める上でも重要な情報を提供することになる。さらに、政府の政策との関係で言えば、為替レートのボ

(注1) McKenzie [1999] によるサーベイ参照。

(注2) Ethier [1973]、Kawai and Zilcha [1986] を参照。

(注3) なお、為替のボラティリティは、实体经济に対して、直接的な影響を与え得るだけでなく、金融仲介機能を經由した間接的な影響も及ぼし得る。例えば、為替の変動が大きくなれば、B I S基準の自己資本比率も変化し、また、外貨建ての調達リスクを増加させるなどして、金融機関の与信能力に影響を及ぼす結果、最終的には実体取引に影響をもたらすルートが考えられる。もっとも、こうした金融仲介機能を經由した間接的な实体经济への影響については、本稿の分析スコープを越えており、この点については今後の課題としたい。

(注4) 大蔵省は、平成11年4月に、外国為替審議会より、「21世紀に向けた円の国際化」について答申を受け、同年9月に、同答申のフォローアップ、および円の国際化の一層の推進を進める上での課題や問題点等について幅広く調査研究するための「円の国際化推進研究会」を発足させた。

ラティリティとマクロ経済の問題は、介入政策を評価する上でも重要なポイントである。すなわち、ボラティリティの抑制を目的とした介入政策が景気安定化策として意義を持つためには、為替介入がボラティリティを抑制し得るとの前提に加え、為替のボラティリティが実際に輸出を中心とする貿易活動に対してネガティブな影響を及ぼしているとの前提の双方が満たされる必要がある（注5）。

本稿は、以上の問題意識の下、為替のボラティリティがわが国経済（輸出）に及ぼす影響について、先行研究のアプローチに改善を加え、実証分析を行ったものである。具体的には、①日次データを用いるなどしてボラティリティの計測方法を改善した、②円高方向のボラティリティと円安方向のボラティリティとでインパクトが異なるか検証した、③輸出変動について長期と短期の変動を取り込んだモデルを用い、ボラティリティと輸出の相関に関するタイムスパンをより明確にした、④ヘッジ手段が整備された1990年代以降とそれ以前とで、ボラティリティと輸出の関係に変化が生じているのか検証した、点などに特徴がある。

以下では、ボラティリティと輸出の関係についての分析結果を示す前に、まず為替ボラティリティの国際比較やモデル分析を通して、円のボラティリティの特徴について整理する。こうした分析が必要となるのは、通貨によってボラティリティのレベルは当然異なるし、ボラティリティのレベルが異なれば、实体经济に与える影響も異なってくるのが予想されるためであ

る。また、ボラティリティの大きさだけでなくその方向性も重要であろう。つまり、為替がボラティリティといっても、円高方向に振れやすい場合と、円安方向に振れやすい場合とでは、輸出に与える影響が異なると考えられる。したがって、わが国経済と為替ボラティリティの関係を分析するための事前準備として、まずは、円レートのボラティリティの特徴について考察しておくことが重要である。なお、本稿は、ボラティリティを短期のボラティリティ（イメージ的には為替レートのトレンド回りの変動に関する不確実性）に限定し、それが、企業の当面の輸出計画にどのような影響を及ぼすのかという点について分析したものであり、為替レートの中長期的なうねり（トレンド自体の大きなスイングに伴う不確実性）とその影響を分析対象としたものではないことを、予め断っておく。

2. 為替ボラティリティの国際比較とドル／円レート変動の特徴

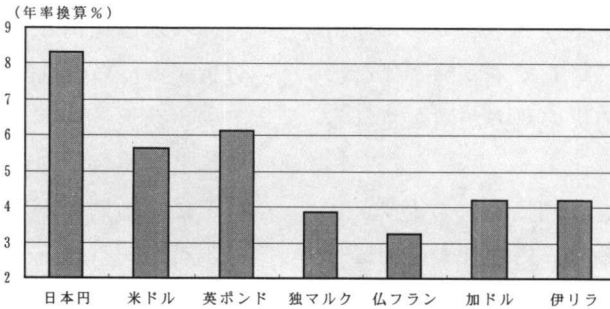
2. 1. 為替ボラティリティの国際比較

円レートのボラティリティの絶対的な水準評価を行うために、G7各国通貨のボラティリティについて、国際比較を行った。後掲図表1（1）は、ボラティリティの計測手法として、一般に利用される標準偏差を示したものである（日次の為替レート変化率をベースに算出）。ここで、各国の為替レートは、名目実効為替レートをとり、その標準偏差は、「実効レートがおよそ何%の範囲で変化するか」を年率表示したものである（計測期間はデータが利用可能な1983～

（注5）本稿では、後者の前提が成立するかどうかを検証するが、後者が成立しても、前者の前提が成立しない場合には、介入の意義が認められないことになる。前者の前提が成立するかどうかは、介入発動によってボラティリティへどのような影響が及ぶのかを検証するだけでなく、（介入が実際に発動されなくとも）介入警戒感が市場で醸成された時点で、どういった影響が発生するのかについても検証する必要がある。

円レートのボラティリティの特徴

(1) 為替ボラティリティの国際比較



(注1) ボラティリティの計測方法には様々なものがあるが、上図では、次式に基づいて計算した最もオーソドックスな標準偏差型のボラティリティを表示した。

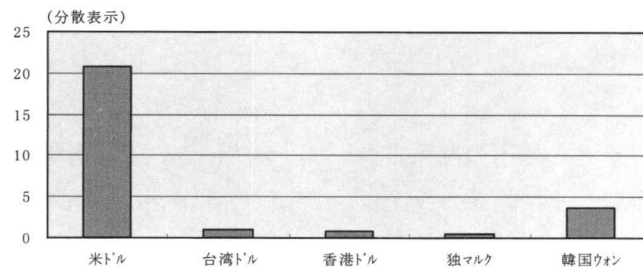
$$V_t = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m (\Delta e_{t-i})^2}$$

e_t は名目実効為替レート(対数値)で、 Δe_t はその変化率を表わす。

算出にあたっては、どの程度のサンプル数 m にするか(どの程度長く過去に溯って算出するか)が問題となるが、ここでは1ヶ月間($m=20$ 営業日)とした。

(注2) 計測期間は、名目実効為替レートのデータ制約から、1983年10月～1998年9月(日次ベース)であり、上記ボラティリティは同期間の平均を示したものの。

(2) 円(名目実効為替レート)のボラティリティの通貨別寄与度分解



(注1) 上図の寄与度分解は以下の方法による。単純化のために、実効レート(Z)が X と Y の2通貨から構成されているとする($Z=aX+(1-a)Y$ 、 a は通貨 X のウエイト)。このとき、実効レートの分散は、 $V[Z]=a^2V[X]+(1-a)^2V[Y]+2COV[aX,(1-a)Y]$ となる。よって、実効レートの分散に対する通貨 X の寄与度は $a^2V[X]$ 、通貨 Y の寄与度は $(1-a)^2V[Y]$ となる。なお、これら通貨の寄与度を合計しても、共分散項があるため、実効レートの分散とは一致せず、上図はあくまで大掴みなイメージを把握するためのものである。

(注2) 通貨毎のウエイトは、日本銀行試算の実効為替レートのバスケット・ウエイトを使用した。ウエイト上位5ヶ国通貨のウエイトは、高い国から順に、米ドル:0.3907、台湾ドル:0.0818、香港ドル:0.0690、独マルク:0.0624、韓国ウォン:0.0529である。

(注3) 計測期間は、台湾ドルおよび韓国ウォンのデータ制約から、1994年5月～1999年10月(日次ベース)とした。

(資料) BIS Data Bank “Nominal Effective Exchange Rate”
東京三菱銀行「対顧電信売レート」

1998年)。図をみると、日本円のボラティリティが8%強と最も高く(注6)、米ドル・英ポンドがそれに次ぎ、EMS加盟の独仏伊通貨のボラティリティが日本円の約半分と小さな水準になっている。日本円のボラティリティの高さは、標準偏差の計算方法(注7)を変更しても変わらず、「1980年代以降平均してみると、日本円の変動は、米ドル・英ポンドの約1.3~1.5倍、独マルク・仏フランの約2倍ボラティールであった」と評価できる。

次に、日本円(名目実効為替レート)のボラティリティの高さは、主にどの通貨の変動に起因したものかをみるために、通貨別の寄与度分解を試みた(図表1(2))。具体的には、実効レート算出の基となる輸出ウエイト上位5ヶ国の通貨をピックアップし、各通貨のボラティリティに対して同ウエイトを調整し、寄与度表示した。図表をみると、ドル/円レートのボラティリティが圧倒的に大きく、それが日本円のボラティリティの大きさをもたらしていることがわかる。したがって、わが国の輸出と為替のボラティリティの関係を分析するためには、ドル/円のボラティリティの特徴について、理解を深めておくことが重要と言える。

2. 2. 時系列モデルを用いたドル/円レートのボラティリティ分析

為替レートのボラティリティには、ファンダメンタルズ(マネーや所得等のマクロ変数)のボラティリティや市場参加者の行動特性が影響するものと考えられるが、その影響度合いは、長期と短期の場合とで異なってくる。すなわち、長期的に均してみると、為替のボラティリティは、ファンダメンタルズのボラティリティによって説明できる割合が多くなるが、短期的には、ファンダメンタルズよりも、市場参加者の行動特性(市場のマイクロストラクチャー)の方が為替のボラティリティに相対的に大きな影響を与えているものと考えられる(注8)。企業が当面の輸出計画をたてる際に影響を受ける為替のボラティリティとは、短期的なもの(周期が1年未満程度)であり、以下では、市場参加者の行動特性を主に念頭におきつつ、ドル/円レートの短期的なボラティリティについて時系列モデルを用いて分析する。

2. 2. 1. モデルの概要

ドル/円のボラティリティがなぜ高いのか、その背景について具体的に調べるために、ARCHモデルという時系列モデルを用いて

(注6) なお、「日本円のボラティリティが年率8%強」ということは、日次換算で約0.5%の変動に相当する。これは、為替レートのレベルが100円近傍であれば、 1 ± 50 銭の範囲内で動く可能性(確率)が約70%あることを意味している(円の変化率の分布が正規分布である場合)。

(注7) 図表1は、日次変化率の標準偏差を示したものであるが、これを月次変化率や四半期変化率に変更しても、円のボラティリティが最も高い水準となった。

(注8) 1990年代の経済学の世界では、市場参加者の行動特性(市場のマイクロストラクチャー)が為替のボラティリティの要因として、大きくクローズアップされるようになり、例えば、Flood and Rose [1999] は、中期および短期の為替のボラティリティの原因としては、ファンダメンタルズのボラティリティよりも、市場参加者の行動特性の影響が大きいと主張している。

分析を行う（Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model：自己回帰型条件付き分散不均一モデル）。

為替レートや株価など、その価格が人々の期待に大きく左右されるファイナンスデータは、「小さい変化の後には小さい変化が続くが（ボックス圏）、一度大きなショックが起こると、その後も、方向性はわからないが大きく振れやすい（＝条件付き分散が不均一である）」という特徴がある。為替レートにあてはめて言えば、安定した時期が続く時はその傾向が続くが、一度大きな円高（安）ショックが発生すると、その後も円高（安）の進行が持続するか、逆に円安（高）方向へ大きな巻き戻しが発生しやすいということである。ARCHモデルとは、こうしたファイナンスデータの特徴を表すのに適したモデルであり、このモデルから推計された為替レート変化率の分散（標準偏差）が、為替のボラティリティを表すことになる。

為替レートの変化率を被説明変数にしたARCHモデルは、次の（1）～（3）式で表せる（ e_t は為替レートの対数値で、 Δe_t は為替レートの変化率を表す）（注9）。

為替レートの変化率 Δe_t は、（1）式のように、定数項と、第2項の日米金利差（ $\Delta i_t = i_t^{US} - i_t^{JP}$ ）（注10）、第3項のバンドワゴン効果（後述）によって規定される。第4項の ϵ_t は、これら以外の攪乱的・不規則的な要因で、市場参加者にとって全く予測不可能な要因を表す（ $\epsilon_t > 0$ であれば円安ショック、 $\epsilon_t < 0$ であれば円高ショック）。

予測不可能な攪乱項 ϵ_t は、平均ゼロ、分散 h_t^2 （標準偏差 h_t ）の確率分布に従う（（2））。この標準偏差が、為替レート見通しの不確実性、すなわちボラティリティを表している。ボラティリティ h_t は、時とともに変化し、それを対数表示したのが（3）式である（ h_t が条件付き標準偏差と呼ばれるのは、前期までの情報を条件にした場合に、今期の不確実性がどの程度

$$\begin{array}{ccccccc} \text{為替レートの変化率} & & \text{日米金利差} & \text{バンドワゴン効果} & \text{攪乱項(為替ニュース等)} & & \\ \Delta e_t = & a_0 + & \alpha_1 \Delta i_t + & \alpha_2 h_t + & \epsilon_t & & \end{array} \quad (1)$$

$$\begin{array}{c} \epsilon_t \text{の分布} \\ \text{平均ゼロ、分散} h_t^2 \text{ (= 為替レートのボラティリティ) の確率分布} \end{array} \quad (2)$$

$$\begin{array}{ccccccc} \text{為替レートのボラティリティ(対数値)} & & \text{t-1期に発生した攪乱項} \epsilon_{t-1} \text{の大きさ} & & \text{t-1期のボラティリティ} h_{t-1}^2 \text{の影響(=t-2期以前に発生} & & \\ \text{(絶対値)に起因したボラティリティ} & & \text{した攪乱項} \epsilon_{t-1} [i \geq 2] \text{に起因したボラティリティ)} & & & & \\ \ln(h_t^2) = & \beta_0 + & \beta_1 \left| \frac{\epsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| + & \beta_2 \frac{\epsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + & \beta_3 \ln(h_{t-1}^2) & & \end{array} \quad (3)$$

t-1期に発生した攪乱項 ϵ_{t-1} の影響で、円高ショックと円安ショックの非対称性に起因したボラティリティ

（注9）（1）～（3）式のモデルは、厳密には、EGARCH-Mモデル（Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity in Mean）と呼ばれるものである。詳細はNelson [1991]を参照。

（注10）日米金利差 Δi_t が拡大すれば、円安方向に作用するため、パラメータ α_1 の符号はプラスになることが期待される。

の大きさになるかを表しているため)。第2項の $|\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}|$ は、為替ショック ε_{t-1} を標準偏差 h_{t-1} で除し、その大きさを標準化（絶対値ベース）したものであるが、同項は、「小さい変化の後には小さい変化が続くが、一度大きなショックが起こると、その後も、方向性はわからないが大きく振れやすい」という特徴を表したものである（ただし、パラメータ β_1 の符号条件はプラス）。すなわち、前期の為替ショック ε_{t-1} はプラス（円安ショック）の時もあれば、マイナス（円高ショック）の時もあるが、その絶対値 $|\varepsilon_{t-1}|$ が小さければ、当期のボラティリティ h_t も小さくなる一方、前期のショック $|\varepsilon_{t-1}|$ が大きければ、当期のボラティリティも高くなる。また、第4項には、前期のボラティリティ h_{t-1} が直接入っているので、前期のボラティリティが大きければ（小さければ）、当期のボラティリティも大きく（小さく）なり、第2項と同様の効果を表している（ただし、パラメータ β_3 の符号条件はプラス）（注11）。

以上が、ARCHモデルの基本フレームであるが、(1)～(3)式は、さらに為替レート変動に関する2つの非対称性を取り込んでいる。第1の非対称性は、(3)式の第3項 $\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}$ で、円高ショックと円安ショックによって、ボラティリティに異なる影響を与える効果を表したものである。すなわち、前期に円高ショック ($\varepsilon_{t-1} < 0$) が発生した場合と、円安ショック ($\varepsilon_{t-1} > 0$) が発生した場合を比較すると、パラメータ β_2 の符号がマイナスであれば、円高ショックの方が円安ショックよりもボラティリティを大きくする（注12）。逆に、 β_2 がプラスであれば、円安ショックの方がボラティリティを高めることになる。第2の

非対称性は、(1)式の第3項 h_t である。ARCHモデルの基本フレームは、「一度大きなショックが起こると、その後も、方向性はわからないが大きく振れやすい」というものであるが、(1)式の第3項は、その方向性について非対称性を取り込んだものである。すなわち、パラメータ α_2 がマイナスであれば、ボラティリティ h_t が高まると円高方向へのバンドワゴン効果が作用しやすいことを意味し、これは、「一度大きな円高ショックが発生すると、円安方向へ巻き戻しが発生するよりは、円高方向への進行が続きやすく、また、大きな円安ショックが発生した場合には、円安傾向が持続するというよりは、円高方向への巻き戻しが起こりやすい」ことを表している。逆に、パラメータ α_2 がプラスであれば、円安方向へのバンドワゴン効果が作用しやすいことを意味する。

2. 2. 2. 推計結果

1980年以降の日次データをもとに、(1)～(3)式のARCHモデルを推計した結果を後掲図表2に示した。ドル/円のボラティリティの特徴をより明らかにするために、ドル/マルクについても推計し、これと比較することにした。推計結果のポイントは、以下の3点にまとめられる。

- ① パラメータ β_1 をみると、ドル/円が0.254と、ドル/マルクの0.144に比べ約2倍の大きさになっている。つまり、前日のドル/円市場とドル/マルク市場に、同じ一単位の為替ショック ($|\varepsilon_{t-1}/h_{t-1}|$) が発生した場合、ド

(注11) 前期のボラティリティ h_{t-1} は、 $t-2$ 期以前に発生した為替ショック ε_{t-i} [$i \geq 2$] によって規定されている。

(注12) ボラティリティ h_{t-1} は、標準偏差なので常にプラスの値をとる。

ARCH モデルの推計結果

$$\Delta e_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta i_t + \alpha_2 h_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, h_t^2) \quad (2)$$

$$\ln(h_t^2) = \beta_0 + \beta_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} \right| + \beta_2 \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}} + \beta_3 \ln(h_{t-1}^2) \quad (3)$$

| | (1)式 | | | (3)式 | | | |
|--------|---------------------|--------------------|---------------------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | α_0 | α_1 | α_2 | β_0 | β_1 | β_2 | β_3 |
| ドル/円 | 0.160*** (0.053) | 0.078** (0.039) | -0.172** (0.069) | -1.070*** (0.255) | 0.254*** (0.039) | -0.054** (0.022) | 0.895*** (0.025) |
| ドル/マルク | 0.107** (0.050) | 0.075** (0.031) | -0.125* (0.071) | -0.230** (0.110) | 0.144*** (0.019) | 0.005 (0.012) | 0.970*** (0.007) |

(注1) パラメータ右肩の***は、有意水準1%、**は有意水準5%、*は有意水準10%で、各々有意であることを示す。

(注2) ()内は標準誤差。なお、 α_0 の係数と標準誤差は100倍表示、 α_1 の係数と標準誤差は1000倍表示。

(注3) 推計期間は、ドル/円レートについては1980年1月～1999年10月、ドル/マルクレートについては1980年1月～1998年12月(いずれも日次ベース)。なお、(1)～(3)式を実際に推計する際には、(1)式と(3)式に曜日ダミーを入れている(曜日ダミーに関する推計結果は省略)。これは、曜日によって、市場の出来高が異なり、その多寡が為替レートの変化率やボラティリティに影響を与えるためである。

(注4) ドル/円レートには東京市場の終値を、ドル/マルクレートにはニューヨーク市場の終値を用いた。

(注5) 金利差については、日本はコールレート、米国はFFレート、ドイツはコールレートを用いた。

ル/円の方が、ドル/マルクに比べ、今日の相場が大きく振れやすい(ボラティルである)。

- ② パラメータ β_2 をみると、ドル/円は有意にマイナスとなっており、円高ショック ($\varepsilon_{t-1} < 0$) の方が、円安ショック ($\varepsilon_{t-1} > 0$) よりも、相場のボラティリティを高めやすい。一方、ドル/マルクのパラメータ β_2 は有意ではなく、そうした非対称性はみられない。

- ③ パラメータ α_2 をみると、ドル/円レートのケースは有意にマイナスとなっており、円高方向へのバンドワゴン効果が作用しやすいという非対称性が存在する。一方、ドル/マルクについては、符号はマイナスであるが、パラメータの大きさはドル/円より小さく、かつ有意性も高くないため、バンドワゴン効果はさほど強くないと考えられる。

ドル/円の方が、ドル/マルクに比べ、為替ショックに対して相場が大きく振れやすいという①の特徴について、その明確な理由を見出すことは困難だが、仮説として以下の2点を指摘できよう。

- herd tradingが活発^(注13)。これは、ファンダメンタルズの変化とは無関係に、価格が上昇すれば買い、下がれば売る行動様式で、付和雷同的な順張りトレーディングを指す。単純なチャート・トレーディングやロスカット^(注14)がその例で、「自分では情報が乏しいため、他人が買うということは自分の知らない買い材料となる情報があると判断して順張りを行う」ものであり、投機的な価格形成を拡大させると考えられる^(注15)。
- 為替ニュースに対する市場参加者と通貨当局の認識に乖離がある程、ボラティリティは

大きくなると考えられる。例えば、市場参加者の相場観や期待に影響を与えることなく、介入によって無理に市場の動きを封じ込めようとする、その分だけ、相場の反発力が強まり、為替レートのボラティリティが増加するという見方がある^(注16)。

さらに、円高ショックの方が、円安ショックに比べ、相場のボラティリティを高めやすいという②の背景について、上記2ポイントとの関連で言えば、以下の点を可能性として指摘できよう^(注17)。

- 本邦輸出企業の外貨建て契約比率が高く（後掲図表3）、しかも、米ドルに偏った建値取引が中心で（ドル建て輸出比率は50%強）、多通貨決済によるリスク分散がされていない。このため、急激な円高ドル安ショックが発生すると、ロスカットルールを設定した輸

(注13) 群集行動 (herding behavior) に関するサーベイ論文としては、副島 [2000] が有益である。

(注14) 損失を一定範囲に止めるために、ロングポジションの場合価格がある限度を超えて下がれば売ること。市場参加者は、ロスカットを行うポイントをチャート分析における支持線を参考に設定することが少なくない。しかも、設定ポイントは一般に10銭刻みのように切りがよい数字におかれる。したがって、ある為替レート水準にストップ・ロス・オーダーが集中し、為替レートがその水準を下回ると、まとまった売りが入り下落が一段と加速することがある。

(注15) ドル/円市場が、ドル/マルク市場に比べ、実際にherd tradingが活発か否かは定かではないが、機関投資家など東京市場の参加者の特質として、横並びの行動原理が強いことを指摘する市場関係者も多い（横並びは文字どおり「群集 (herd)」的な市場行動に繋がる）。

(注16) Szpiro [1994] は、通貨当局が投機筋の期待に影響を与えることなく、強引に相場を維持するような介入を行うと、相場のボラティリティを増す可能性があることを、カオス理論によって説明している。また、Dominguez [1993, 1998] や Bonser-Neal and Tanner [1996] は、通貨当局の介入がボラティリティを拡大する傾向があるという実証分析を報告しており、その背景には、介入のシグナルが曖昧だったり、クレディビリティがないことを理由として挙げている。

(注17) 効率的市場仮説に従えば、「ボラティリティが増加するのは、マーケットにとって予期しなかったニュース（サプライズ）が発生したため」ということになるが、同仮説では、円高ショックと円安ショックとでボラティリティへの影響が異なる背景を説明するのは困難である。ボラティリティの非対称性は、市場参加者の非対称的な行動形態が影響していると考えるのが自然であり、市場の変動には効率的市場仮説では捉え切れない側面があることの証左と言えよう。

主要先進国の外貨建て輸出比率の推移

(単位:%)

| | 80年 | 88 | 95 | 96 | 97 | 98 |
|------|------|------|------|------|------|------|
| 日本 | 70.6 | 65.7 | 64.0 | 64.5 | 64.2 | 64.0 |
| 米国 | 3.0 | 4.0 | — | — | — | — |
| 英国 | 24.0 | 43.0 | — | — | — | — |
| ドイツ | 17.7 | 18.5 | 25.2 | 25.9 | 25.3 | 28.8 |
| フランス | 37.5 | 41.5 | — | — | 50.8 | — |
| イタリア | 64.0 | 62.0 | — | — | 62.0 | — |

(注) ドイツ、イタリアの88年の欄は各々の87年の値。

(資料) George S. Tavlas and Yuzuru Ozeki (1992)、
通産省「輸出入決済通貨建動向調査」、
大蔵省「外国為替等審議会答申 21世紀に向けた円の国際化」(1999)、等

出企業のドル売りが更なる売りを呼ぶという連鎖的な反応を引起し、相場をボラティル化するものと考えられる(わが国は経常黒字国なので、輸入企業よりも、輸出企業の市場取引の方が相場に影響を与えやすい)。この点、ドル/マルクに関して、マルク高とマルク安でボラティリティに及ぼす影響に非対称性がみられないのは、ドイツ輸出企業の外貨建て契約比率が低く、かつ外貨建て分についても多通貨決済(注18)によるリスク分散が進んでいることが影響しているものと考えられる

(つまり、マルク高ドル安ショックが発生しても狼狽売りが発生しにくい)。

- 変動相場移行後、為替レートのトレンドは円高方向にあり、政府は(円安阻止よりも)円高阻止により重点をおいた介入を実施する傾向が強かったとみられるが、介入を行っても、市場参加者の相場観を変更できない場合には、円安圏内に無理に相場が押え込まれる分だけ、ボラティリティを高める可能性も考えられる(注19)。

(注18) ドイツの1998年における外貨建て輸出比率28.8%の内訳：仏フラン4.5%、英ポンド3%、伊リラ3%、米ドル10%、その他7.5%。

(注19) 脚注16参照。

このように、円高ショックに市場が敏感に反応するようになり、相場が振れやすくなると、円高方向へのバンドワゴンが発生しやすくなるものと考えられる(③のポイント)。つまり、大きな円高ショックが発生すると、輸出企業など市場参加者のロスカットによるドル売りが膨らみ、それが更なる円高を招くことになる(注20)。逆に、大きな円安ショックが発生した場合には、輸出企業はドルを売り急ぐ必要はないであろうが、利益確定のためのドル売りがコンスタントに入ってくるため、円安傾向が持続するというよりは、円高方向への巻き戻しが起こりやすいと考えられる。

3. 為替レートのボラティリティが輸出に与える影響

2. でみたように、円は主要先進国の中で最もボラティリティが高い通貨であり、このことは、本邦企業の貿易取引(輸出・輸入)や資本取引活動など様々な面で影響を与えるものと考えられる。本稿では、このうち、輸出と為替のボラティリティに焦点をあてて分析をする。これは、以下の3. 1. でみるように、為替のボラティリティが貿易取引に与える影響に関しては、理論的な解釈が容易である上、特に輸出については、前節で明らかにした円のボラティリ

ティの特徴と密接な関係を持つと推測されるためである。すなわち、円は、円高局面で特に相場がボラティルとなり、円高方向へ相場が加速しやすいという特徴を持つことが確認されたが、こうした非対称性は、ボラティリティ自体の高さと相まって、外貨建て契約比率の高い本邦輸出企業の行動に大きな影響を与えるものと予想できる。

以下では、為替のボラティリティが、どういったメカニズムを通して、企業の輸出行動に影響を与え得るのか改めて整理した上で、実証分析に進むことにする。

3. 1. 為替のボラティリティが企業行動に影響を及ぼすメカニズム

為替レートのボラティリティが高まり、先行きの為替レートの見通しに関する不確実性が高まれば、外貨建て輸出を行う企業にとって、輸出売上の見通しをたてにくくなる。このため、企業が危険回避的であるならば、輸出計画を下方修正し(=為替リスク・エクスポージャーを削減し)、その分国内出荷にシフトさせるなどして計画を組替えるであろう。また、企業が円建ての受け取り分が大きく減少するリスクを回避するために、外貨建て輸出価格を高目に設定するようになると(リスクプレミアムの上乗せ)、

(注20) なお、ファンダメンタルズへの1回限りのショックでも、それに対するチャートやロスカットに基づいた市場参加者の反応を通じて、ショックが増幅されることを示した論文としては、Frankel and Froot [1990] などがある。チャート分析のような経験則に基づいた取引は、理論的基盤がなく経済学的には説明がつかないが、チャート分析を用いる市場参加者が多くなれば、チャートを用いた予測は自己実現的(self-fulfilling)になり、そうした取引形態の存在は市場では無視できないインパクトを持つと考えられる。

需要下落を招き輸出の成約件数が減少することも考えられよう(注21)。このように、為替のボラティリティの上昇は、輸出を抑制するよう作用する可能性が高いと考えられるが、こうした見方に対しては、①リスクヘッジをすれば影響は出ないはず、②外貨建て契約を止め円建て契約に変更すれば問題ないはず、といった反論もあろう。そこで、以下では、これら2つのポイントについて考察する。

まず、①のポイントについてであるが、確かに、ヘッジは、輸出製品の売値を確定し、価格変動リスクを低下させる上で有用なものとして評価できよう。しかし、ヘッジによって、企業行動を為替のボラティリティの影響から完全に遮断する(=ボラティリティが全く存在しない場合と同じ意思決定を企業ができるようになる)ためには、ヘッジが無コストで、かつヘッジすべき金額とそのタイミングが正確に予見でき、さらには先物レートが将来のスポットレートを正確に予測できる必要がある。しかし、実際には

そうした前提は成立しない(注22)。すなわち、為替のボラティリティの上昇は、オプション・プレミアムの上昇などヘッジコストを増加させるため、企業が為替リスクをフルヘッジしようとするれば収益圧迫要因となる。また、仮にヘッジコストを無視した場合でも、完全に有効なヘッジは不可能である。なぜなら、輸出契約を締結した段階では、フルヘッジを行おうと思えばできないことはないが、企業は契約に先立って輸出(生産)計画を策定しなければならず、その時点では需要見通しに不確実性がある以上、将来いつの時点で、どの程度の金額をヘッジすべきか不明なためである(注23)。つまり、企業の輸出(生産)計画時点と契約時点ではラグがあり、ヘッジ手段が拡充されても、前者の時点における意思決定の不確実性を除去することはできない。さらには、仮に、輸出計画時点と契約締結時点が同一であるとした場合でも、為替先物レートによるスポットレートの予測にはバイアスがあることが知られており(注24)、企業は先物

(注21) ここでの為替のボラティリティは、短期的なボラティリティ(イメージ的には為替レートのトレンド回りの変動に関する不確実性)に基づくもので、それが既存の輸出企業の行動にどういった影響を及ぼすのかを説明したものである。しかし、ボラティリティが、そうした短期的なものではなく、為替レートの中長期的なうねり(トレンドの変動に関する不確実性)に基づく場合には、ここで説明したルート以外のメカニズムによって、輸出に影響を及ぼし得る。例えば、中長期的な為替の不確実性に直面した企業が、輸出市場への参入・退出について意思決定する場合、埋没費用(海外販売ネットワークの構築費用など)の存在から、企業は為替レート変化に即座に反応しない慎重な態度をとる誘因が生じる(Krugman [1989] 等参照)。こうした慎重な行動は、為替のボラティリティが高まるほど強まるものと考えられる(不確実性が増すほど、企業は輸出市場参入の前に一層好都合な為替レートを待つようになり、また、市場に既に参入した企業は一層不都合な為替レートになるまで市場にとどまるようになる)。よって、中長期的な為替のボラティリティの増加は、(短期的なボラティリティとは異なり)輸出の感応度を低下させる可能性がある。もっとも、本稿では、こうした中長期的な為替ボラティリティの影響の重要性を否定する訳ではないが、実証分析の困難から、短期的なボラティリティに起因した輸出の変動のみを分析対象にすることとした。

(注22) Wei [1998] は、「ヘッジ手段が拡充すれば、為替のボラティリティは企業活動に影響を及ぼさない」という hedging hypothesis について、クロスカントリーデータを用いた実証分析を行い、これを否定している。

(注23) 将来のキャッシュ・フローが発生する時期や金額に不確実性が残る場合、リスク中立化のためのポジション形成が新たなリスクを生む可能性がある。

(注24) これは、先物カバー無しの金利裁定条件が、可変リスクプレミアムの存在などにより成立しないためである(Engle [1996]、Flood and Rose [1996] など参照)。

予約によっても、完全に有効なヘッジを行うことはやはり困難と言えよう(注25)。

次に、本邦輸出企業の外貨建て契約比率を引き下げ、円建て契約比率を上昇させれば、為替ボラティリティの影響を和らげることができるとの見方であるが、これは建値変更によっても企業の競争条件が変更しないという前提の下では正しい。しかし、本邦輸出企業が、契約通貨をドルから円に変更すれば、今度は、海外の輸入企業が為替リスクを負うことになるため、為替のボラティリティが高まれば、海外の輸入企業は、製品や部品の調達を、本邦輸出企業から、現地企業やドル建て輸入ができるライバル企業にシフトさせる可能性がある。したがって、建値変更を行っても、結局はボラティリティが輸出に対してネガティブな影響を及ぼす可能性が残る(注26)。また、短期的にはそうした仕入れシフトが発生しにくい場合でも、長期的にみれば、やはり本邦輸出企業の競争力低下に結びつく可能性が高く、企業の市場占有力が強くない限り、円建て決済への移行は、現実的には困難な面がある。現に、わが国の外貨建て輸出比率が、ここ10年の間ほとんど一定(前掲図表3)であ

るのは、こうした見方を裏付けていよう(注27)。

以上の考察を踏まえると、為替のボラティリティは、やはり、輸出にネガティブな影響を及ぼすものと考えられ、以下では、実際にこうした見方がサポートされるかどうか実証分析を行う。

3. 2. 輸出関数の概要

輸出(EX)は、長期的に均してみれば、実質実効為替レート(P)と世界景気(Y)によって説明できると考えるのが一般的であろう(変数の定義については末項のデータ付録参照)。次の(4)式は、それら3変数の長期均衡関係を表したものである(変数はいずれも対数表示)。

$$EX_t = \beta_P P_t + \beta_Y Y_t + \beta_C \quad (4)$$

しかし、現実には、(4)式のような長期均衡式がいつも成立している訳ではない。輸出は、短期的には実効レートや世界景気との長期均衡関係から、様々な要因によって乖離し得るものと考えられる。例えば、世界景気の伸びが鈍化したり、円高になると、長期均衡の関係からは、輸出が低下する筋合いにあっても、長期の輸出契約を結んでいる場合などには、輸出は依然伸

(注25) 先物レートに予測バイアスがあると、ヘッジを行わなかった企業との比較で見れば、価格競争上新たなリスクを負うことにもなる(例えば、予測以上に円安になった場合)。つまり、他企業と異なるヘッジ行動が新たなリスクに繋がる可能性がある。大山[1998]は、この点を、日本企業のヘッジ・インセンティブを抑制する一因として指摘している。

(注26) ここでの説明は、あくまで、「建値が何であれ、ボラティリティが高まれば、輸出に影響を与え得る」ことを指摘したものである。これは、先の2.2.2.で指摘した、「建値が多通貨に分散されれば、ボラティリティの平均的なレベルが低下する可能性がある」という点と矛盾するものではない。後者の指摘は、あくまで、「建値とボラティリティの関係」について述べたものであって、「ボラティリティと輸出の因果性」について言及したものではない。

(注27) こうした現象は、企業の合理的な価格設定行動によって説明できるという見方がある。すなわち、市場指向価格形成理論(Pricing To Market)によれば、企業が、輸出市場において一定のシェアを維持し、長期的な利潤を確保するためには、輸出決済通貨として現地通貨(ないし現地市場で受容性の高いドル)を採用した上で、為替レートの変動を部分的にしか価格に反映させないことが合理的な価格設定といえる(PTMについては小川[1992]等を参照)。わが国の輸出企業の市場指向価格形成に関する実証分析としては、日本銀行調査統計局[1990]を参照。

び続けることがある。つまり、それまでの世界景気の好調や円安が、経済活動の慣性効果を生み、輸出は長期均衡値に比べ、上方に乖離してしまうことになる。また、本稿の分析の焦点である為替レートのボラティリティの変化も、輸出を長期均衡から乖離させるものと考えられる。例えば、現時点の為替レート水準と世界景気から判断すると、輸出は伸びる筋合いにあっても、為替レートのボラティリティが高く、円高方向にむかうリスクが高い場合などには、企業は輸出売上金額の減少リスクを回避するために、輸出を抑制するようになる。もっとも、輸出が慣性効果やボラティリティの影響を受け、長期均衡値から乖離しても、乖離した状態がいつまでも続くとは考えられず、いずれ時間の経過とともに、実効レートや世界景気によって規定された長期均衡状態に復すると考えるのが自然であろう。

以上の輸出変動のメカニズムをモデル化したのが、次の(5)(6)式からなる誤差修正モデル(Error Correction Model)である(注28)。

(5)式は、輸出が、実効レートと世界景気によって規定される長期均衡値と、そこからの乖離(EC_t)によって表されることを示したものである。後者は、誤差修正項(Error Correction Term)と呼ばれるもので、 $EC_t > 0$ であれば、「輸出は長期均衡値を上回っている状態」、 $EC_t < 0$ であれば、「輸出は長期均衡値を下回っている状態」を表している。

このように、輸出が長期均衡値と乖離した場合に、いずれ時間の経過とともに、実効レートや世界景気によって規定された長期均衡状態に復するメカニズムが経済に内在していれば、(6)式のパラメータ α はマイナスの値をとることが期待される。すなわち、前期の輸出が長期均衡値を上回っていれば($EC_{t-1} > 0$)、今期の輸出に低下圧力が加わるよう作用し、逆に、前期において長期均衡値を下回っていれば($EC_{t-1} < 0$)、今期の輸出に増加圧力が加わるようになる。また、(6)式の右辺第2～4項が輸出の慣性効果を、第5項が、為替のボラティリティ(V_t)が

$$EX_t = \underbrace{\beta_P P_t + \beta_Y Y_t + \beta_C}_{\text{輸出の長期均衡値 (実質実効為替レートと世界景気によって規定)}} + \underbrace{EC_t}_{\text{輸出の長期均衡からの乖離率 (誤差修正項)}} \quad (5)$$

$$\Delta EX_t = \underbrace{\alpha EC_{t-1}}_{\text{輸出の前期比伸び率}} + \underbrace{\sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta EX_{t-i}}_{\text{誤差修正の効果}} + \underbrace{\sum_{i=1}^k \delta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-i}}_{\text{輸出の慣性効果}} + \underbrace{\sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta V_{t-i}}_{\text{為替ボラティリティの影響}} + \underbrace{c + \epsilon_t}_{\text{攪乱項}} \quad (6)$$

過去の輸出変動の影響 過去の実効レート変動の影響 過去の世界景気変動の影響

(注28) 本稿の問題意識は、為替のボラティリティが企業の輸出行動に影響を与えるか否かを検証することにある。このため、推計すべき関数は、企業の輸出行動(供給サイド)を表したものである必要があるが、(5)(6)式は、企業の輸出行動を表したのか、海外の企業や消費者の購入行動(需要サイド)を表したのか必ずしも判別できるものではない。こうした問題を解決するには、輸出業者と輸入業者の行動原理(最適化行動)に基づいた構造方程式を導出し推計することが必要となろうが、そうしたモデルの構築には様々な仮定を設ける必要があるなど容易ではない。このため、先行研究の多くは、マクロデータを用いた誘導形モデルをベースにしており、本稿も同じアプローチに基づいている。

輸出に与える影響をそれぞれ表したものである。為替のボラティリティが、実際にネガティブな影響を輸出に与えているならば、パラメータ λ_i はマイナスになるものと期待される。

ボラティリティ (V_i) に関しては、2. 1. の国際比較で用いたヒストリカル・ボラティリティ (事後的に実現した為替レートの変化率から

算出した標準偏差) と、2. 2. のARCHモデルによる条件付き標準偏差 h_t を用いて、分析を進めることにする (以下では前者を V_{HIST} 、後者を V_{ARCH} と表記する) (注29)。なお、 V_{HIST} と V_{ARCH} 、および為替市場で観測されるインプライド・ボラティリティの関係に関しては、[BOX] を参照。

[BOX]

ボラティリティの計測

ボラティリティの計測方法としては、大きく分けて、①ヒストリカル・ボラティリティ、②ARCHモデルによる条件付き標準偏差 h_t 、③インプライド・ボラティリティ、の3種類がある。

①のヒストリカル・ボラティリティとは、事後的に実現した為替レートの変化率を基に算出した標準偏差である。これは、概念がシンプルで、計算も簡単であり、2. 1. の国際比較のような大まかな特徴を把握するための指標としては適している。しかし、3. 1. でみたように、本来、企業活動に影響を与えるボラティリティとは、為替レート変動の予測に関する事前の不確実性であり、ヒストリカル・ボラティリティは、概念的には適切な指標とは言えない。

②のARCHモデルによる条件付き標準偏差 h_t は、2. 2. の分析で使用したもので、モデルによる為替レート変化率の予測値に関する不確実性である。これは、モデルの予測値に関するものとはいえ、事前に見込まれた不確実性を表しており、企業活動に影響を与えるボラティリティの概念としては適切であるほか、円高ショックと円安ショックでボラティリティの非対称性を取り込めるというメリットもある。

③のインプライド・ボラティリティとは、市場参加者の予想する為替レートの事前の変動性を、オプション価格から逆算したもので、企業活動に影響を与えるボラティリティの概念としては最も適切なものである。しかし、インプライド・ボラティリティのサンプルは、オプション取引が行われるようになった1980年代後半以降に限られ (現時点での利用可能なサンプル数は1987年以降の約50四半期分)、これは実体経済とボラティリティの関係をモデル分析する上では、必ずしも十分ではない。特に、オプションなどヘッジ手段が利用できるようになった時期の前後で、ボラティリティと輸出の関係が異なるのか否かを見るには、1987年以降のサンプルだけでは分析が困難である。

そこで、本稿では、ドル/円レートのヒストリカル・ボラティリティ (V_{HIST}) と、ARCHモデルによる条件付き標準偏差 h_t (V_{ARCH}) を用いて分析をする。ヒストリカル・ボラティリティに関しては、企業活動に影響を与えるボラティリティの概念としては適切ではないが、実際には、ドル/円のインプライド・ボラティリティIVと高い相関を有している (後掲BOX図の相関係数は1987年以降のデータをもとに算出したもの)。これは、2. 2. で分析したように、為替レートは、「小さい変化の後には小さい変化が続くが、一度大きなショックが起こると、その後も、方向性はわからないが大きく振れやすい」ことから、過去の為替レートの変化率から算出したボラティリティでも、将来のボラティリティを予想する上では重要な情報を有しているためである。したがって、ヒストリカル・ボラティリティを使った分析が、信頼性を大きく損なうことはないと考えられる。

(注29) なお、本稿で扱うドル/円レートのボラティリティは、名目レートのボラティリティであるが、ボラティリティ指標として名目レートを使うか、実質レートを使うべきかは議論の分かれるところである。しかし、先行研究によると、両者の使い分けによって、結果が大きく異なるということはないようである (McKenzie [1999] によるサーベイ参照)。

ヒストリカル・ボラティリティ(HV)とインプライド・ボラティリティ(IV)の相関

| | IV(1ヶ月) | IV(3ヶ月) | IV(6ヶ月) | IV(1年) |
|-------------------------------|---------|---------|---------|--------|
| 日次変化率を ベースにしたHV | 0.91 | 0.85 | 0.79 | 0.74 |
| 月次変化率を ベースにしたHV | 0.76 | 0.75 | 0.70 | 0.65 |
| 四半期変化率を ベースにしたHV | 0.49 | 0.54 | 0.55 | 0.53 |
| (参考) ARCHによる 条件付標準偏差 h_t | 0.90 | 0.83 | 0.77 | 0.71 |

(注1) 相関係数は、各ボラティリティを四半期ベースに変換したうえで算出(期間は1987/1Q~1999/3Q)。

(注2) インプライド・ボラティリティ(IV)は、ブローカーで取引される ATM(アット・ザ・マネー)のコールとプットのIVの平均。

(注3) HVの算出方法は次の通り。

- ・日次変化率をベースにしたHV：為替レートの日次変化率の過去20営業日分(1ヶ月分)のデータをもとに、日次ベースの標準偏差を算出したうえで、四半期平均化。
- ・月次変化率をベースにしたHV：為替レートの月次変化率の過去6か月分のデータをもとに、月次ベースの標準偏差を算出したうえで、四半期平均化。
- ・四半期変化率をベースにしたHV：為替レートの四半期変化率の過去4四半期分のデータをもとに、標準偏差を算出。

(注4) ARCHによる条件付標準偏差 h_t は、2.2.の分析で推計した日次ベースのもので、それを四半期平均化した。

なお、3.3.以降では、四半期データをベースにしたモデル分析を行うが、その場合、ヒストリカル・ボラティリティに関しては、①為替レートの日次変化率のボラティリティを四半期化したもの、②月次変化率のボラティリティを四半期化したもの、③四半期変化率を基にしたボラティリティ、とでは形状が異なり、どのボラティリティを使うかで分析結果も異なってくるのが予想される。本稿では、インプライド・ボラティリティと最も相関の高い日次変化率をベースにしたヒストリカル・ボラティリティを用いることにした(注1、2)。なお、この点、先行研究においては、月次変化率や四半期変化率をベースにしたボラティリティを用いた分析が多くみられるが(注3)、これらは、インプライド・ボラティリティとの相関が低く、ボラティリティの指標としては適切な選択とは言えないように思われる。

(注1) モデルの説明変数として、どのヒストリカル・ボラティリティを使うべきかに関しては、インプライド・ボラティリティとの相関が最も高いものに予め絞り込んでおく方法以外に、とりあえずモデル推計を全てのボラティリティについて行った上で、coefficient encompassing testにより、どの説明変数を用いたモデルが最も望ましいのか決定する方法もある。そこで、Mizon [1984]、Mizon and Richard [1986]に基づいた検定を、推計モデル(5)(6)式に実際に適用してみたところ、やはり日次変化率のボラティリティをベースにしたモデルが、最も望ましいという結果が得られた(結果省略)。

(注2) ヒストリカル・ボラティリティの計測にあたっては、どの程度のサンプル数にするか(どの程度長く過去に遡って算出するか)が問題となるが、一義的なものはないため、ここでは、日次変化率の場合に20営業日分(1か月分)、月次変化率の場合に6ヶ月分(半年分)、四半期変化率の場合に4四半期分(1年分)のサンプルを用いた。なお、サンプル数の多少の変更によっても、日次変化率のボラティリティが、インプライド・ボラティリティと最も相関が高いという結果に変わりはない。

(注3) Kenen and Rodrik [1986]、Chowdhury [1993]、Klein [1990]、Koray and Lastrapes [1989] 参照。

3. 3. 輸出関数の推計とシミュレーション

3. 3. 1. 推計結果

後掲図表4は、(5)(6)式の輸出関数の推計結果を示したものである(推計期間は1981/1Q~1999/3Qの約20年間)^(注30、31)。これを見ると、ボラティリティの指標として、 V_{HIST} 、 V_{ARCH} のいずれを用いた場合でも、誤差修正項 EC_t にかかるパラメータ α が有意にマイナスとなっており、誤差修正モデルに基づいた輸出関

数が正当化できる。つまり、輸出は、短期的には、実質実効為替レートと世界景気に規定される長期均衡値から乖離しても、長期的には均衡値に収束するような変動を繰り返していることが明らかとなった。そして、本稿の分析焦点である為替のボラティリティが輸出に与える影響に関しては、ボラティリティにかかるパラメータ (λ_i) は有意で^(注32)、しかも、出尽くしベースで ($\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3$)、マイナスとなっている

(注30) 誤差修正モデルの推計に先立って、各変数の定常性・非定常性の検定を行っておく必要がある。(5)式の長期均衡関係によってリンクした3変数 (EX 、 P 、 Y) のレベルは非定常過程で、その1階差は定常過程であることがモデルの前提である(下表参照)。なお、為替のボラティリティが長期的にも輸出の動向を左右するのであれば、ボラティリティも輸出の長期均衡式に入れる必要がある。しかし、検定の結果、ボラティリティは定常過程であり、(5)式の長期均衡式に取り込むのは適切ではない。

定常性・非定常性の検定結果

| | EX | ΔEX | P | ΔP | Y | ΔY | V_{HIST} | V_{ARCH} |
|--|-------|-------------|-------|------------|-------|------------|------------|------------|
| Phillips-Perron test Statistics (5%臨界値=-2.90) | -0.33 | -9.01* | -1.84 | -6.83* | -0.03 | -5.64* | -4.37* | -4.05* |

(注1) *印は、帰無仮説「対象系列は非定常過程である」が有意水準1%で棄却されることを示す。

(注2) 推計期間は、1981/1Q~1999/3Q。

(注31) (5)(6)式の誤差修正モデルの推計に際しては、まず、輸出 (EX) と実効レート (P)、世界景気 (Y) の間に長期均衡関係が実際に存在するかどうか検定する必要がある。長期均衡関係は、時系列分析の専門用語では、「共和分」と呼ばれ、下表が共和分検定の結果を示したものである。この表をみると、いずれのボラティリティを説明変数に用いた場合でも、「共和分の関係がない(=長期均衡関係がない)」という帰無仮説は棄却される一方、「共和分の関係が存在する(=長期均衡関係有り)」という帰無仮説は棄却されないことがわかる。なお、(5)(6)式の誤差修正モデルにおいて、ボラティリティを取り入れずに検定した場合には、「共和分無し」という帰無仮説が棄却できないという結果を得た。このことから、為替のボラティリティは、輸出変動のダイナミズムを分析する上で、重要なファクターであることが理解できよう。

共和分検定の結果

| 説明変数として使用したボラティリティ | Johansen の尤度比検定 (トレース検定) | |
|--------------------|-----------------------------|------------------|
| | H_0 : 共和分無し | H_0 : 共和分が1個ある |
| V_{HIST} | 33.15* | 11.80 |
| V_{ARCH} | 36.02** | 14.77 |
| (参考)ボラティリティ無し | 28.39 | 10.10 |

(注1) **印は、帰無仮説が有意水準1%で棄却されることを示す。*印は、帰無仮説が有意水準5%で棄却されることを示す。

(注2) 共和分の検定は、輸出、実質実効為替レート、世界景気の3変数を内生変数とし、ボラティリティを外生変数とした VAR モデルを基に行った。検定の前提となる VAR モデルのラグ次数は、尤度比検定により4次に設定。

(注3) 推計期間は、1981/1Q~1999/3Q。

(注32) 個々の λ_i をみると、有意なパラメータとそうでないものがあるが、パラメータ全体の有意性について、Grangerの因果性テストを行ってみると、帰無仮説「 $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$ 」は1%有意水準で棄却される。

誤差修正モデルの推計結果

$$EX_t = \beta_P P_t + \beta_Y Y_t + \beta_c + EC_t \quad (5)式$$

$$\Delta EX_t = \alpha EC_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta EX_{t-i} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta P_{t-i} + \sum_{i=1}^k \theta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \lambda_i V_{t-i} + c + \varepsilon_t \quad (6)式$$

| | | 説明変数として使用したボラティリティ | | | |
|---------------------|-----------------|-------------------------------------|-----------|--|-----------|
| | | ヒストリカル・ボラティリティ V _{HIST} | | ARCH モデルによる 条件付標準偏差 V _{ARCH} | |
| 長期均衡式 (5)式 | β_P | -0.309*** | (0.077) | -0.223*** | (0.064) |
| | β_Y | 1.199*** | (0.034) | 1.170*** | (0.029) |
| | β_c | 9.140 | | 8.905 | |
| 誤差修正 モデル (6)式 | α | -0.348*** | (0.081) | -0.347*** | (0.094) |
| | γ_1 | -0.136 | (0.112) | -0.089 | (0.116) |
| | γ_2 | 0.234** | (0.114) | 0.322*** | (0.114) |
| | γ_3 | 0.036 | (0.106) | 0.019 | (0.107) |
| | δ_1 | 0.051 | (0.074) | 0.025 | (0.079) |
| | δ_2 | 0.050 | (0.068) | 0.057 | (0.072) |
| | δ_3 | 0.055 | (0.067) | 0.054 | (0.072) |
| | θ_1 | 1.047** | (0.506) | 0.848 | (0.541) |
| | θ_2 | 0.509 | (0.529) | 0.367 | (0.570) |
| | θ_3 | -0.430 | (0.531) | -0.641 | (0.549) |
| | λ_1 | -0.311*** | (0.105) | -0.427* | (0.239) |
| | λ_2 | -0.152 | (0.121) | -0.500* | (0.288) |
| | λ_3 | 0.026 | (0.113) | 0.172 | (0.268) |
| | c | 0.043** | (0.017) | 0.082** | (0.036) |
| | | 修正 R ² | 0.494 | | 0.452 |
| | S.E. | 0.017 | | 0.018 | |
| | D.W. | 2.048 | | 2.067 | |
| Granger の因果性テスト | | | | | |
| | $\delta_i = 0$ | 0.496 | [0.686] | 0.396 | [0.756] |
| | $\theta_i = 0$ | 2.270* | [0.090] | 1.397 | [0.253] |
| | $\lambda_i = 0$ | 6.235*** | [0.001] | 5.113*** | [0.003] |

(注1) 推計期間は 1981/1Q～1999/3Q。

(注2) パラメータ右横の ()内は標準誤差。パラメータ右肩の***は、有意水準1%、**は有意水準5%、*は有意水準10%で各々有意であることを示す。

(注3) Granger の因果性テストは、帰無仮説「 $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ 」、「 $\theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = 0$ 」、「 $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = 0$ 」に対する F 値を表示。[]内は p 値。

(注4) (5)、(6)式の輸出関数の推計は、輸出、実効レート、世界景気の 3 変数を内生変数とし、ボラティリティを外生変数とした VAR モデルを基に行った。VAR モデルのラグ次数は、尤度比検定によりレベルで 4 次 (1 階差で 3 次)に設定した。

(V_{HIST} の場合が-0.44、 V_{ARCH} の場合が-0.76)。したがって、為替のボラティリティは、輸出に対してネガティブな影響を及ぼすことが統計的に確認できた(注33)。

3. 3. 2. 輸出関数の安定性テスト

次に、輸出関数の安定性についてみておこう。3. 1. で、リスクヘッジ手段の拡充は、為替ボラティリティの輸出に与える影響を十分に遮断する訳ではないことを説明した。もし、そうした見方が正しければ、ヘッジ手段があまり発達していなかった1980年代(特に前半期)と、ヘッジ手段が拡充された1990年代とで、輸出関数の構造に大きな変化はないはずである(パラメータは安定的であるはず)。逆に、ヘッジ手段の拡充が、ボラティリティの輸出に及ぼす影響を大幅に緩和しているのであれば、輸出関数の構造に変化が生じていることになる。後掲図表5は、チャウ検定と呼ばれるモデルの安定性テストを、輸出関数に適用した結果である。図表の折れ線は、「パラメータが安定している」という帰無仮説に対する統計量(F値)を示したもので、これが5%有意水準の臨界値(横線)を越えなければ、帰無仮説が棄却できない、つまり、パラメータは安定的であると言えるようになる。結果をみると、ボラティリティの指標として、 V_{HIST} 、 V_{ARCH} のいずれを用いた場合でも、検定量は臨界値を超えておらず、輸出関数の構造は安定的であることが統計的に確認できる。

なお、後掲図表6は、輸出の伸び率と為替の

ボラティリティをプロットしたものであるが、ボラティリティの上昇期には、実際輸出の伸びが鈍化する傾向が、1980年代、1990年代を問わずみられている。したがって、ボラティリティと輸出の関係は、ヘッジ手段が拡充された1990年代以降もあまり変化していないことが、視覚的にも裏付けられよう。[なお、後掲図表6のボラティリティの増加時期においては、円高になっていることが多く、同期間の輸出減少は、ボラティリティの増加だけでなく、円高(為替レートの水準自体)の影響も含んでいる点については、割引いてみる必要がある。]

3. 3. 3. シミュレーション

以上の分析で、為替のボラティリティが輸出にネガティブな影響を与え、かつその影響度合いについても、1980~1990年代で概ね安定的であったことが確認できたが、ここでは、ボラティリティの輸出に及ぼすインパクトについて、より定量的なイメージを把握するためにシミュレーションを行う。

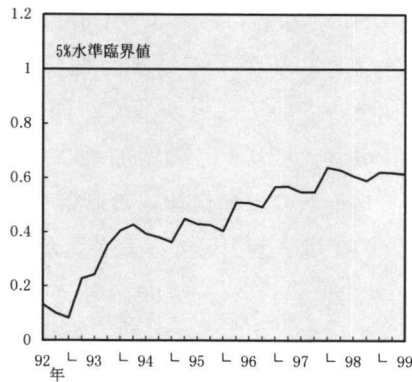
具体的には、輸出関数(5)(6)式において、実効レート(P)と世界景気(Y)を一定にしたまま、ボラティリティ($V_t = V_{\text{HIST}} + V_{\text{ARCH}}$)を1年間1%ポイント増加させたシミュレーションを行った。ボラティリティ(標準偏差)の1%ポイント増加のイメージを説明すると、仮に、為替レートの変化率(年率)の分布が標準偏差10%の正規分布にこれまで従っていたとすると、これが標準偏差11%の正規分布に1年間だけシフト

(注33) なお、(5)(6)式の輸出関数では、為替レートは、その水準自体(P)とボラティリティ(V)の2つの経路を通して、輸出に影響を与えるようになっている。後者のボラティリティに関しては、1~2四半期程度の短いラグを伴って影響を及ぼすが(λ_1 、 λ_2 が有意)、前者の為替レートの水準自体に関しては、そのような短期的な効果は確認できない(δ_i は有意でない)。むしろ、為替レートの水準変化は、短期的な効果というより、長期均衡からの乖離を通して(α と β_p が有意)、じわじわと長期的な影響を輸出に及ぼしていくものと解釈できる。

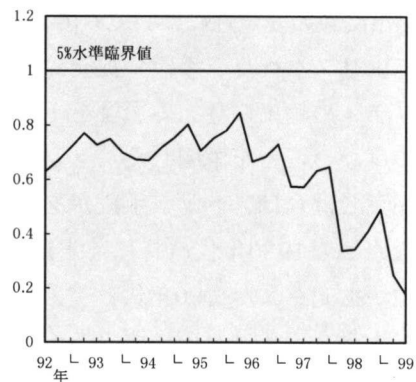
輸出関数の安定性テスト

(1) ボラティリティの指標として V_{HIST} を選択した場合

Forecast Chow Test

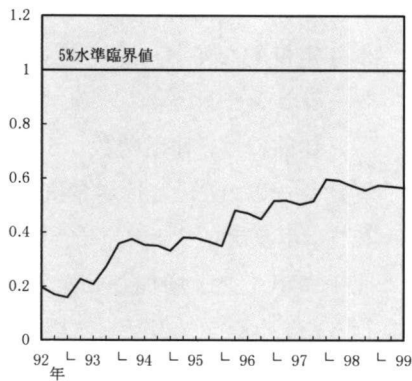


Break point Chow Test

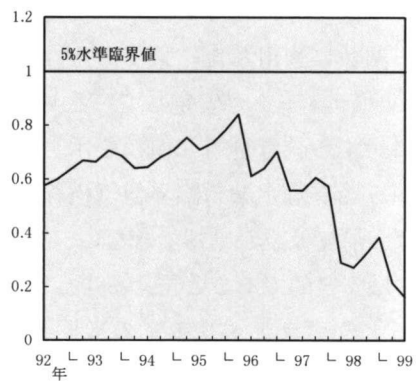


(2) ボラティリティの指標として V_{ARCH} を選択した場合

Forecast Chow Test



Break point Chow Test



(注) Chow test (チャウ・テスト)とは、推計したパラメータが、推計期間を変更しても同一とみなせるか否かを統計的に検定するものであり、基準とする推計期間の違いによって、Break-point Chow testやForecast Chow testなどの方法がある。

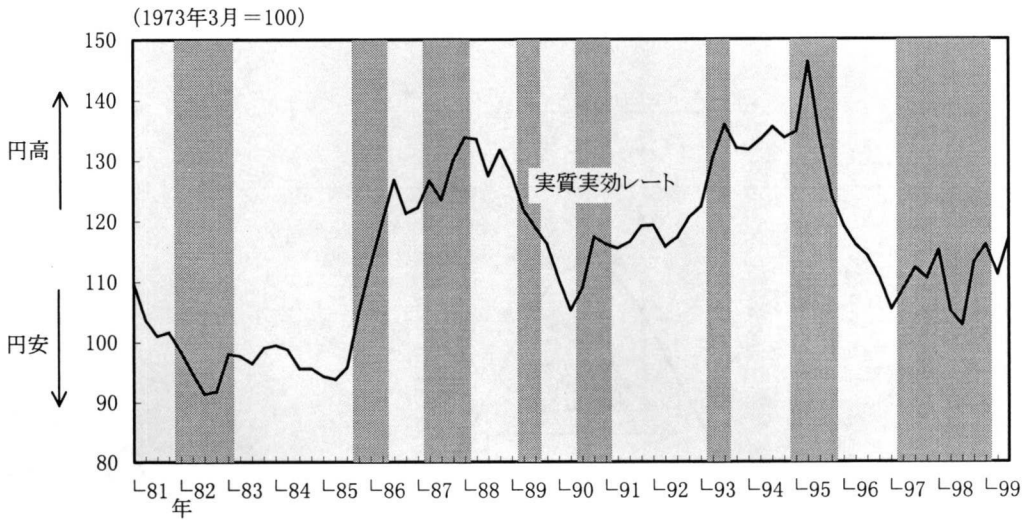
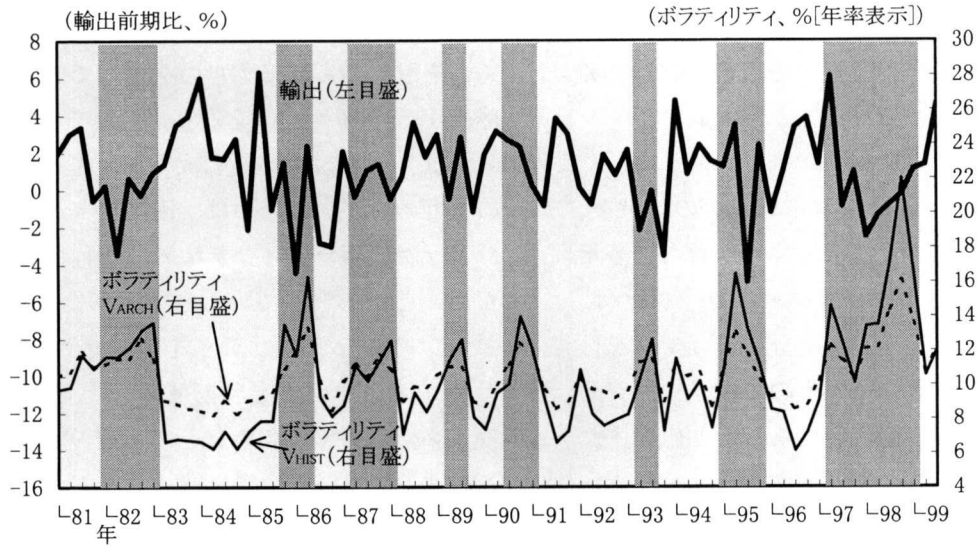
まず、Break-point Chow testとは、基準とする推計期間を一番大きくとり(ここでは、1981/1Q～1999/3Q)、比較対象とする推計期間を逐次小さくしていく。すなわち、まず99/3Qまでのサンプルと99/2Qまでのサンプルを比較する。次に、99/3Qまでのサンプルと99/1Qまでのサンプルを比較するというプロセスを繰り返し検定する。

次に、Forecast Chow testとは、基準とする推計期間を全推計期間のサブセットとし(ここでは、1981/1Q～1992/2Q)、比較対象とする推計期間を逐次拡大していく。すなわち、まず、92/2Qまでのサンプルと92/3Qまでのサンプルを比較する、次に、92/2Qまでのサンプルと92/4Qまでのサンプルを比較するというプロセスを繰り返し検定する。

なお、上図における横線は、「パラメータが安定的である」という帰無仮説に対する5%有意水準の臨界値を示したものであり、統計量が横線を上回れば、パラメータが不安定化していることを意味する。

(図表 6)

為替ボラティリティと輸出の伸び率



(注) シャドローは為替のボラティリティが高まった時期。

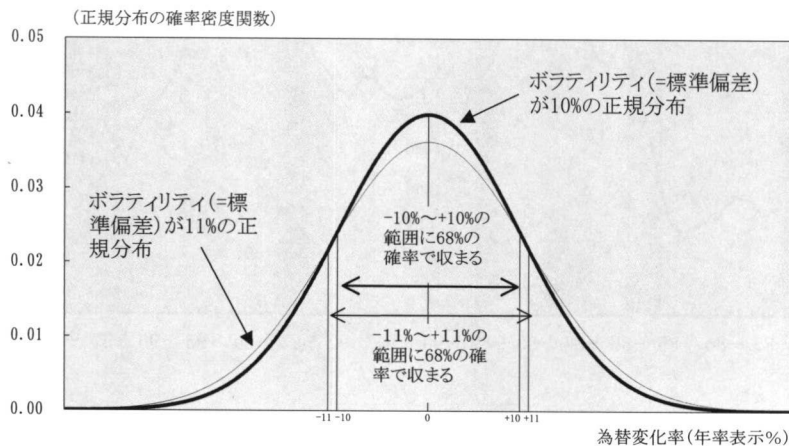
するということである(注34)。つまり、為替レートの変化率は、これまで68%の確率で-10%~+10%の範囲内に収まっていたが、今後1年間相場が振れやすくなり、68%の確率で収まるのは-11%~+11%の範囲と幅が拡大することを意味する。前掲図表6をみると明らかなように、ボラティリティ1%ポイント程度の変化は、頻繁に発生しており、こうしたシミュレーションを行うことは非現実的なものではない。

図表7(1)は、シミュレーションの結果を、ベースラインからの乖離率というかたちで表示したものである。ここで、ベースラインとは、ボラティリティ1%ポイント分のショックを付与する前の経済状態を指すもので、イメージ的には、輸出が長期均衡状態にあったと想定すればよい。同図をみると、いずれのボラティリティ($V_t = V_{HIST}$ 、 V_{ARCH})にショックを与えたケースに

おいても、輸出は長期均衡状態から乖離し、1年後にボトムを打った後、ショックの剥落から、徐々に長期均衡状態に再度収束するようになる。ただし、出尽くしベースのショックのインパクト(=ベースラインからの累計乖離率)は、モデルに取り込むボラティリティによって異なる。 V_{HIST} を取り込んだモデルのケースでは、累計乖離率が-5.0%、 V_{ARCH} を取り込んだモデルのケースでは、-8.7%とさらに大きな値をとる。後者の影響の方が大きいのは、円高ショックと円安ショックのボラティリティの非対称性を織り込んだことが影響しているものと考えられるが、どちらのボラティリティを取り込んだモデルがより適切なかを判断することは困難である(注35)。しかし、何れにしてもその定量的なインパクトについては幅を持ってしておく必要がある(ショックのインパクトは与えるショッ

(注34) 以下のイメージ図を参照。

ボラティリティ1%増のイメージ



(注35) 前掲(BOX図)で示したように、インプライド・ボラティリティとの相関という観点では、 V_{HIST} と V_{ARCH} の間に大差はない。また、説明変数として、何れのボラティリティが適切なのか、coefficient encompassing test(Mizon [1984]、Mizon and Richard [1986])によってフォーマルな検定を行ってみたが、優劣つけがたいという結果(省略)を得た。

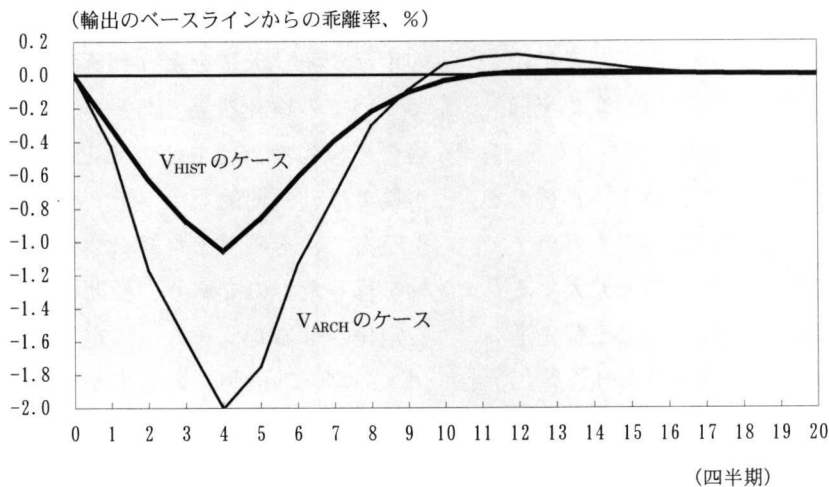
クの大きさと期間によっても当然異なってくる
(図表7(2))、1年間1%ポイント程度の
ボラティリティの増加が、輸出を長期均衡値か

ら累積で数%のオーダーで下方乖離させるほど
大きなインパクトを持つということには、十分
な留意が必要である。

(図表 7)

為替ボラティリティの変化が輸出に及ぼすインパクト

(1) 為替のボラティリティが1年間1%ポイント増加した場合



(注) 輸出関数(5)、(6)式において、実効レート P と世界景気 Y は一定にしたまま、ボラティリティ $V (= V_{HIST}$ ないし $V_{ARCH})$ を1年間、1%ポイント増加させた場合のシミュレーション。なお、先決内生変数である輸出のラグ変数については、シミュレーションによる内挿推計値を逐次代入して求めた。

(2) ボラティリティのショックの大きさと付与期間別にみたシミュレーション結果

(ベースラインからの累計乖離率、%)

| | | ボラティリティのショックの大きさ | | | | |
|-----------|-----|------------------|-----------|------|-----------|-----------|
| | | -1.0% | -0.5% | 0.0% | +0.5% | +1.0% |
| ショックの付与期間 | 半年間 | +2.5~+4.3 | +1.3~+2.2 | 0.0 | -1.3~-2.2 | -2.5~-4.3 |
| | 一年間 | +5.0~+8.7 | +2.5~+4.3 | 0.0 | -2.5~-4.3 | -5.0~-8.7 |

(注) 表中各欄の左数字は V_{HIST} 、右数字は V_{ARCH} のケース。

なお、このシミュレーションは、「円高が進行してボラティリティが増加すれば輸出抑制に作用する」ことを示唆しているが、この結果をもって、「為替のボラティリティが、円高による経常収支調整機能を補強している」と解釈するのは適切ではない。なぜなら、円高進行後相場が円高水準で落ち着いた段階では、ボラティリティの低下が、円高（レベル）による輸出抑制効果を阻害するよう作用するためである（注36）。

4. 今後の課題

為替レートは、その水準のみならず、変動に関する不確実性（ボラティリティ）の変化を通して、マクロ経済に大きな影響を及ぼすことを、以上の分析で明らかにした。すなわち、為替のボラティリティ増大は、輸出に対してネガティブな影響を及ぼし、景気変動の振幅を拡大するよう作用している。特に、円レートは主要先進国の中で、最もボラティルな通貨であり、輸出に与える影響度合いは高いと言えよう。また、リスクヘッジ手段の拡充は、為替ボラティリティの輸出に与える影響を十分に遮断している訳ではないことにも留意しておく必要がある。

本稿では、為替のボラティリティと輸出の関係にのみ焦点をあてて分析したが、現実には、為替のボラティリティは、輸出のみならず輸入

も含めた貿易取引や資本取引活動全般に影響を与え、ひいては国際通貨としての円の位置付けにも関係してくると考えられる。したがって、今後、為替のボラティリティの高さの背景やボラティリティの抑制策等について分析・検討を進めていくとともに、ボラティリティと経済活動の関係についてより広く認識を深めていくことが重要であろう。

最後に、本稿の結論を踏まえ、留意点を3点述べる。

まず第一に、本稿の分析は、変動相場制下でのボラティリティをどう評価すべきかという点についての検証結果であって、為替レジームの適否や優劣を評価しようとしたものではない。本稿では、短期的なボラティリティについて焦点をあて、そのマクロ経済への影響について分析を行ったものであり、長期にわたって為替を安定化させるレジーム（固定相場制復帰、ターゲットゾーン構想）の選択が望ましいのか否かについては、様々な観点から多面的に論じる必要があるだろう。例えば、為替安定のために経済運営に関する国毎の自主性を放棄したり、資本規制を強化したりすることに伴う弊害と比較考慮する必要があり、これは非常に大きな政策選択の問題である（注37）。

第二の留意点は、為替のボラティリティと

(注36) 為替のボラティリティが経常収支の調整機能を補強するという見方は、国際経済学の理論とも相容れない。すなわち、輸出市場参入の埋没費用が存在する場合には、企業の輸出行動に履歴効果（ヒステリシス）を発生させ、収支調整に対する為替レートの影響力の低下をもたらす。為替のボラティリティ増加は、企業に慎重な輸出行動をとらせるようになり（オプション価格理論の応用）、一度生じた履歴効果を解消することを一層困難にするため、経常収支の調整機能をさらに弱めることになる（Krugman [1989] 参照）。

(注37) 国際資本移動が活発になった今日、①自国独自の貨幣を持ち、各国が独自の金融政策を行うこと、②貿易・資本移動の自由化、③為替レートの安定、の3つは両立しない（小宮・須田 [1983] 等を参照）。為替の安定に過度のプライオリティをおくと、①と②を大きく犠牲にすることになり、その弊害は大きいと言える。また、固定相場制下において、相手となっている通貨国の経済が不安定化すると、為替変動のバッファーがないため、自国はそれを受容せざるを得ず、この点は、ブレトンウッズ体制崩壊の一因としても指摘されている。なお、Clarida [1999] は、様々なターゲットゾーン構想に関する問題点を指摘し、いずれの理論的枠組も実効性に乏しいとしている。

ファンダメンタルズのボラティリティの因果性についてである。本稿では、市場参加者の行動特性が為替のボラティリティに大きな影響を与えるものと考えた上で、「為替のボラティリティ→マクロ経済の不安定化」という因果性について実証的に確認した。しかし一方、ファンダメンタルズのボラティリティが為替のボラティリティを拡大させ、それが更なるマクロ経済のボラティリティをもたらしていることも可能性としては考えられ、そうした逆の因果性の存在についても今後検討する必要がある(注38)。なお、いずれの場合かによって、ボラティリティ抑制のための対応策も異なってくることに留意する必要がある。市場参加者のherd tradingが相場の流れを形成した場合には、各市場参加者が現在の相場がファンダメンタルズから乖離していると判断しても、他の参加者が相場の巻き戻しに追随してくるかどうか不確実なため、一種の「協調の失敗」状態に陥り、為替レートはファンダメンタルズから乖離したまま、ボラタイルな状態が続きやすい。こうしたケースでは、為替介入によって、市場参加者の予想から不確実性が除去され、期待がcoordinateされれば、市場参加者間の「協調の失敗」は解消し、為替のボラティリティも低下する可能性がある。しかし、

為替のボラティリティが、市場参加者のherding behaviorではなく、国内経済の不安定性に起因したものであれば、為替介入ではなく、マクロ経済を安定化させる経済政策運営こそが、ボラティリティの抑制策として最も重要となる。

最後の留意点は、為替介入とボラティリティの関係である。上記第二の留意点で、為替介入がボラティリティを抑制し得ることを指摘したが、本文2.2.2.でも説明した通り、介入が常にそうした効果を発揮し得る訳では必ずしもないと考えられる。すなわち、介入政策にクレディビリティがなかったり、介入のシグナルが曖昧な場合などには、市場参加者の予想から不確実性を取り除くことはできず、却って市場の動きを封じ込めようとする分だけ、相場の反発力が強まり、為替のボラティリティが増す可能性も否定できない。実際、最近の欧米の研究者による為替介入に関する実証分析によれば、介入はボラティリティをむしろ増加させてきたとの報告もみられるようになっている(注39)。わが国では、介入データがディスクロズされていないこともあって(注40)、実証分析が極めて不十分な状況にあり、今後、この方面での分析を積み重ねていくことが重要な課題である(注41)。

(注38) 例えば、MacDonald [1999] は、(超)短期のボラティリティと市場参加者の行動特性の関係を認めつつも、ファンダメンタルズのボラティリティが為替のボラティリティに与える影響は無視できない大きさであることを主張し、脚注8のFlood and Rose [1999] とは異なる見方を提示している。

(注39) Dominguez [1993, 1998]、Bonser-Neal and Tanner [1996]、Baillie and Osterberg [1997a, b]、Galati and Melick [1999]などを参照。

(注40) 米国では、為替介入の実施日、通貨、金額、実施の背景等といった情報をまとめたレポート(Treasury and Federal Reserve Foreign Exchange Operations)が四半期毎に作成され、翌々月上旬に公表されている。このため、米国の介入に対する実証分析は多くみられるが、わが国の介入データは対外非公表扱いとなっており、実証分析は困難である。

(注41) 新聞やロイターなどのマスメディアの介入情報をもとに、わが国の為替介入について分析した先行研究としては、Dominguez [1998] やGalati and Melick [1999] などがある。

[データ付録]

- EX* : 実質輸出 (対数変換値)。通関輸出金額を輸出物価指数で実質化し、指数化した (1995年=100)。季節調整はX-12-ARIMAにより実施。
- Y* : 世界景気指数 (対数変換値)。主要国・地域 (22ヶ国・地域) の実質GDP (季節調整済値) を、通関輸出金額ウエイトで加重平均し、指数化した (1960年第1四半期=100)。
- P* : 実質実効為替レート (対数変換値)。主要輸出相手国 (24ヶ国) の通貨に対する為替相場 (月中平均) を、当該国の物価指数で実質化した上、通関輸出金額ウエイトで加重平均し指数化した (1980年第1四半期=100)。

[参考文献]

- 大山剛、「我が国主要産業・企業の為替リスク・エクスポージャーに対する取組みについて」、日本銀行調査統計局、Working Paper 98-7、1998年
- 小川英治、「企業行動と国際収支」、伊藤隆敏編、『国際金融の現状』有斐閣、1992年、第9章
- 小宮隆太郎・須田美矢子、『現代国際金融論』、日本経済新聞社、1983年
- 副島豊、「金融・通貨危機が残した課題 —市場参加者の行動様式と取引情報の透明性—」、日本銀行金融市場局、Working Paper 2000-J-1、2000年
- 日本銀行調査統計局、「わが国企業の地域別輸出価格設定について」、『調査月報』、平成2年9月号、1990年
- Baillie, R. T., and W. P. Osterberg, “Why Do Central Banks Intervene?,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, No. 6, 1997a, pp. 909-919
- , “Central Bank Intervention and Risk in Forward Market,” *Journal of International Economics*, Vol. 43, 1997b, pp. 483-497
- Bonser-Neal, C., and G. Tanner, “Central Bank Intervention and the Volatility of Foreign Exchange Rates: Evidence from the Option Market,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 15, No. 6, 1996, pp. 853-878
- Chowdhury, A. R., “Does Exchange Rate Volatility Depress Trade Flows? Evidence from Error-Correction Models,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, No. 4, 1993, pp. 700-706
- Clarida, R. H., “G3 Exchange Rate Relationships : A Recap of the Record and a Review of Proposals for Change,” *NBER Working Paper Series*, No. 7434, 1999
- Dominguez, K. M., “Does Central Bank Increase the Volatility of Foreign Exchange Rates?,” *NBER Working Paper Series*, No. 4532, 1993
- , “Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility”, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 17, 1998, pp. 161-190

- Engle, C., "The Forward Discount Anomaly and the Risk Premium: A Survey of Recent Evidence," *Journal of Empirical Finance*, Vol. 3, No. 2, 1996, pp. 123-192
- Ethier, W., "International Trade and the Forward Exchange Market," *American Economic Review*, Vol. 63, No. 3, 1973, pp. 494-503
- Flood, R. P., and A. K. Rose, "Fixes: Of the Forward Discount Puzzle," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, No. 4, 1996, pp. 748-752
- , "Understanding Exchange Rate Volatility without the Covariance of Macroeconomics," *The Economic Journal*, Vol. 109, November 1999, pp. 660-672
- Frankel, J., and K. Froot, "Chartists, Fundamentalists, and Trading in the Foreign Exchange Market," *American Economic Review*, Vol. 80, 1990, pp. 24-38
- Galati, G., and W. Melick, "Perceived Central Bank Intervention and Market Expectations: An Empirical Study of the Yen/Dollar Exchange Rate, 1993-96," *BIS Working Papers*, No. 77, 1999
- Kawai, M., and I. Zilcha, "International Trade with Forward-Futures Markets under Exchange Rate and Price Uncertainty," *Journal of International Economics*, Vol. 20, 1986, pp. 83-98
- Kenen, P. B., and D. Rodrik, "Measuring and Analyzing the Effects of Short-Term Volatility in Real Exchange Rates," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 2, 1986, pp. 311-315
- Klein, M. W., "Sectoral Effects of Exchange Rate Volatility on United States Exports," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 9, 1990, pp. 299-308
- Koray, F. and Lastrapes, W. D., "Real Exchange Rate Volatility and U.S. Bilateral Trade: A VAR Approach," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 4, 1989, pp. 708-712
- Krugman, P. R., *Exchange Rate Instability*, Cambridge: MIT Press, 1989.
- MacDonald, R., "Exchange Rate Behaviour: Are Fundamentals Important?," *The Economic Journal*, Vol. 109, November 1999, pp. 673-691
- McKenzie, M. D., "The Impact of Exchange Rate Volatility on International Trade Flows," *Journal of Economic Surveys*, Vol. 13, No.1, 1999, pp. 71-106
- Mizon, G. E., "The Encompassing Approach in Econometrics," in D. F. Hendry and K. F. Wallis, eds., *Econometrics and Quantitative Economics*, Oxford: Basil Blackwell, 1984
- Mizon, G. E., and J-F. Richard, "The Encompassing Principle and Its Application to Testing Non-Nested Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 54, 1986, pp. 657-678
- Nelson, D. B., "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, Vol. 59, 1991, pp. 347-370
- Szpiro, G. G., "Exchange Rate Speculation and Chaos Including Intervention," *Journal of Economic Behavior and Organization*, Vol. 24, 1994, pp. 363-368
- Tavlas, G. S., and Y. Ozeki, "The Internationalization of Currencies: An Appraisal of the Japanese Yen," *Occasional Paper*, No. 90, International Monetary Fund, January 1992
- Wei, S-J., "Currency Hedging and Goods Trade," *NBER Working Paper Series*, No. 6742, 1998