

日本の為替市場と株式市場の相関関係*

LONG DARA[†]

平成 18 年度大阪大学経済学部懸賞論文 最優秀賞受賞作

<要旨>

本稿の目的は日本の為替市場と株式市場が相互的に影響するかどうかを明らかにすることである。そこで、1980 年 1 月から 2003 年 12 月までの円ドル為替レート（月中平均）と東証株価指数（TOPIX）の月次のデータを利用し、Granger 因果関係検定を行う。また、バブル崩壊前とバブル崩壊後というサブ・サンプルに分けて、二つの期間における為替市場と株式市場との関係も分析する。分析結果としては、為替市場と株式市場の間では Granger の意味で因果関係がないという興味深い結果が導かれた。さらに、サブ・サンプルに分けて分析を行っても同じ結果が得られることが分かった。

JEL Classification: F30, G11, G15

Keywords: 外国為替市場、株式市場、Granger因果関係

* 本稿の作成に当たり、福田祐一助教授(大阪大学)から幅広く大変貴重なコメントを頂戴した。ここに記して感謝の意を表したい。ただし、本稿の内容や意見はあり得る誤りは筆者個人に属する。

† 大阪大学経済学部経済・経営学科 E-mail : longdara@gmail.com

1. はじめに

株式市場と為替市場との関係が長い間、議論されてきている。日本の場合では、円安株高が同時に進行するという現象は 90 年代からの日本の経済現象と言われている。90 年代の日本の超低金利政策が円安をもたらした。円安になると輸出関連業界の業績が上昇することによって、それらの企業の株価が上昇することになり、株式市場の株価指数を押し上げることになる。しかしながら、現実には日本の外国為替市場と株式市場との間に因果関係があるか否かは未だ実証分析での確認がなされていない。

変動為替制度の下では次のようなリスクがある。為替レートが変化すると、企業の対海外の財を取引することによる自国通貨建ての取引額が変動することになり、その結果、企業がその取引を決済する時に、為替レートの変動によって損益が発生するというリスクがある。したがって、為替レートが変動する結果、企業の期待収入が変動し、企業の株価に影響を及ぼすのである。

特に、現在外国の投資家が日本の株式を保有する比率が高まる傾向があるなかで、為替レートが外国の投資家にとって非常に重要な投資決定要素となってきた。なぜならば、外国の投資家にとって保有する日本株の株価が変動しなくても、為替レートが変動するだけで収益率が変動してしまうからである。

そこで、本稿の目的は、①日本の為替市場と株式市場との因果関係を明らかにすることである。為替市場と株式市場との間での因果関係に関する研究はアメリカをはじめ、様々な国についての研究 (Abadalla and Murind (1997)、Granger, Huang and Yang (2000)、Baharumshadh, Masih, and Azali (2002)、Kim (2003)、Mishra (2004) など) が数多く存在するが、日本についての研究はあまり見られていないからである。②分析結果を一つ情報として、政府または政策当局に使ってもらうためである。株式市場と為替市場が大きく経済に影響を与えるため、為替レートや株価に影響する政策を作る時には注意すべきである¹。③為替レートと株価との相関関係の分析結果によって、投資判断手段の一つとして使われるためである。もし、この 2 つの市場に相関関係が存在すれば、どちらかの情報を利用し株式市場や為替市場の動向を予測できるだろう。したがって、予測に基づいた対応をすることで、為替リスクを縮小することができるであろう。さらに、投資家は自分の投資戦略を変えること、または為替市場と株式市場の相関関係の結果によって、為替レートと株式の分散投資ができるかどうかについて参考にすることができる。

全体の流れとしては、まず 2 章では為替市場と株式市場との基本的な関係を述べる上で先行研究における実証分析の結果を紹介する。次に 3 章では為替市場と株式市場

¹ 政府の政策が為替レートに影響する詳しいことが Dornbusch (1976)、Wilson (1979)、Stockman (1980)、Driskill (1981) に参照。

との関係を調べるため、2変量 VAR モデルを使用して Granger 因果関係検定を行う。そこで、フル・サンプル（1980年から2003年まで）のデータによる分析結果とサブ・サンプルの実証分析の結果を述べる。最後に4章では本稿で得られた分析結果を要約する。

2. 先行研究と経済理論

為替市場と株式市場との関係はミクロ的とマクロ的な側面がある。ミクロ的な関係は、為替レートが国内企業（輸入企業と輸出企業）と多国籍企業への影響である。つまり、為替レートは貿易企業や多国籍企業へ影響することを通じて、それらの企業の株価を変動させることである。輸入企業にとっては円高ドル安の方向が望ましい一方、輸出企業にとっては円安ドル高の方向が望ましい。別の言い方をすれば、円高ドル安になると、ドルに対して円の交換比率が高くなり、輸入企業にとって購買力が高くなるプラスの影響を受けることによって株価が上がる傾向があるのに対し、輸出企業にとっては購買力が低くなりマイナスの影響を受けるので株価が下がる傾向になると言える。

Jorion（1990）によると、為替レートと企業の株価には以下のような関係があると仮定される。

$$R_{it} = \beta_{0i} + \beta_{1i}R_{st} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ただし、 R_{it} は企業 i の株式の収益率であり、 R_{st} は貿易加重為替レートの変化率であり、 $t = 1, \dots, T$ である。

一方、輸入と輸出の両方の関係がある多国籍企業にとっては貿易企業と違って、為替変動による一方的な影響ではなく、むしろ、外国におけるセールの比率によって影響を受けるのであると仮定される。したがって、多国籍企業の為替レートと企業の株価は以下のようなになる（Jorion, 1990）。

$$\begin{aligned} R_{it} &= \beta_{0i} + \beta_{1i}R_{st} + \varepsilon_{it} \\ \beta_{1i} &= a_0 + a_1F_i + \mu_i \end{aligned} \quad (2)$$

ここで F_i は外国におけるセールの比率（外国におけるセール ÷ 全てのセール）である。

(1)と(2)式による実証分析の結果としては、 $\beta_1 > 0$ であり、さらに為替リスクが企業の株価へ与える影響が小さいということが示された（Jorion, 1990）。

Homma, Tsutsui and Benzion (2000) は次のような為替レートと企業の株価のミクロ的な関係を実証分析する。

$$r_{i,t}^s = \alpha_i + (\beta_1 + \beta_2 x_{i,t}^e + \beta_3 x_{i,t}^n) \cdot r_t^e + \gamma_1 r_t^m + \gamma_2 r_t^c + \delta_1 x_{i,t}^s + \delta_2 x_{i,t}^d + \tilde{\varepsilon}_{i,t} \quad (3)$$

$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$

ただし、

$$r_{i,t}^s \equiv (SP_{i,t} - SP_{i,t-1}) / SP_{i,t-1}, r_t^e \equiv (ER_t - ER_{t-1}) / ER_{t-1}, r_t^c \equiv (CALL_t - CALL_{t-1}) / CALL_{t-1},$$

$$r_t^m \equiv (TOPIX_t - TOPIX_{t-1}) / TOPIX_{t-1}, x_{i,t}^e \equiv ES_{i,t} / TS_{i,t}, x_{i,t}^n \equiv (FA_{i,t} - FL_{i,t}) / TA_{i,t},$$

$$x_{i,t}^s \equiv TA_{i,t} / \left(\sum_i \sum_t TA_{i,t} \right) \text{ と } x_{i,t}^d \equiv TL_{i,t} / TA_{i,t}.$$

ここでは、 $SP_{i,t}$ は t 日における i 企業の株価（終値）、 ER_t は為替レート、 $TOPIX_t$ は東証株価指数、 $CALL_t$ はコールレート、 $ES_{i,t}$ は輸出セール、 $TS_{i,t}$ は全てのセール、 $FA_{i,t}$ は外国資産、 $FL_{i,t}$ は外国負債、 $TA_{i,t}$ は全資産、 $TL_{i,t}$ は全負債である。 t は日付、 i は i 企業を表す。

Homma, Tsutsui and Benzion (2000) の実証結果としては $\beta_1 < 0$ であり為替レートが減価、つまり円安になると企業の株価が下がる傾向があることを意味する。そして、 $\beta_2 > 0$ と $\beta_3 > 0$ であり、投資家が為替レートの変化によって、企業の特徴、例えば外国資本の位置を正しく評価することが分かった。

マクロ的に考えると、為替レートの変動によるすべての企業の株価の変動は、株式市場の全体に影響を及ぼすのである。変動為替制度の下では、為替増価（自国通貨の増価）は輸出競争力を減少させ、その結果国内の株式市場にマイナス影響を与える。逆に輸入の国には為替増価は輸入コストを減少させ、国内株式市場にプラス影響を与えるのである。それは次のように表すことができる。

$$SP = a_1 + \beta_1 XR + \mu_1 \quad (4)$$

$$NYSE = a_2 + \beta_2 XR + \mu_2 \quad (5)$$

ただし、 SP は株式市場の指数、 $NYSE$ はニューヨーク株式市場の指数と XR は為替レートを表している。

分析結果はアメリカの株式市場と為替市場が強くマイナスの関係を持つことを示している (Soenen and Hennirar, 1988)。

古川 (2002) によると、外国為替市場と株式市場の関係について考えると、円高ドル安それ自体は、マクロ的に輸出企業の収益減少を通じて株価にマイナスに作用する傾向が強い。その一方で株価の下落は、それが続くとの予想のもとでは、日本株を売却して海外での資産運用を増加させようとする動きが強まるため、通常は為替レートを円安方向に振れさせることになる。

3. 実証分析

3.1 データ

日本の外国為替市場における通貨別取引高のシェアを表している図表（表 3-A）によると、取引の多くの割合を占めているのは、円ドル為替レートであることが明らかである。したがって、本稿では円ドル為替レートを外国為替市場の代表として用いる。同様に、株式市場を表すために、東証株価指数（TOPIX）のデータを使用する。

円ドル為替レートと東証株価指数のデータは、1980年1月から2003年12月までの月次データを用いる²。この期間はさまざまな重要な経済的事象：1985年のプラザ合意と1987年のルーブル合意、1980年代の後半のバブル経済期間、1990年代のバブル崩壊後の経済、1995年の阪神大震災、1997年のアジア通貨危機と1999年2月のゼロ金利政策開始などがある。それらの事象の下で為替市場と株式市場との関係を分析する。

3.2 モデルと推定手順

為替市場と株式市場との関係を調べるために、株価の変動が為替レートに影響を与えるか、そしてその逆に、為替レートの変動が株価に影響を与えるかどうかを調べる必要がある。したがって、本稿では2変量VAR（BVAR）モデルを使用しGrangerの因果関係検定を行う。本稿のモデルは以下のようになる。

$$ER_t = \sum_{i=1}^n a_i ER_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_i SP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$SP_t = \sum_{i=1}^n c_i ER_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_i SP_{t-i} + \mu_t \quad (8)$$

ただし、 ER は円ドル為替レート、 SP は東証株価指数（TOPIX）、 ε_t と μ_t はそれぞれ平均0、分散 σ_ε^2 と σ_μ^2 を持ち、互いに無相関で、かつ系列相関のない攪乱項、いわゆる $[\varepsilon_t, \mu_t]'$ は2変量ホワイト・ノイズ・ベクトルである。 a_i, b_i, c_i と d_i はパラメータ（定数）である。

推定結果としては3つのケースを考えることができる。それはフィード・バック関係、一方的因果関係と相互無関係である。フィード・バック関係というのは為替レートから株価へ、及び株価から為替レートへお互いに因果関係があるというものである。一方的因果関係というのは為替レートから株価へ因果関係があるか、または株価から為替レートへの因果関係があるということである。最後は、相互無関係とは為替レ

² 円ドル為替レート（月中平均）のデータは金融経済統計月報、東証株価指数のデータは東証統計月報から得られる。

トから株価へ、かつ株価から為替レートへ、両方がお互い因果関係を持たないということである。

Granger 因果関係を求めるには 2 つの重要な段階がある。まず、(7)と(8)式におけるデータは定常でなければならない。したがって、データが定常であるかどうかを確認するために単位根検定を行う。第 2 に、(7)と(8)式におけるデータのラグ (lag) の長さを求める必要がある。最適なラグの長さを求めるためにさまざまなやり方、赤池の情報量基準 (Akaike's Information Criteria, AIC)、Final Prediction Error (FPE)、尤度比検定 (Likelihood Ratio test, LR) などがあるが、本稿ではよく使われる AIC に基づいてラグの長さを選択する。しかし、自動的に最適なラグの長さを選択されるのが不適切な場合があるので、確認のためラグの長さに 0 から 3 までの値を与え、ADF 単位根検定を行うこともする。

3.3 推定結果と解釈

3.3.1 単位根検定

本稿では単位根検定をするため、Augmented Dickey-Fuller (ADF) の単位根モデルを使用する。モデルは以下のようになる。

$$\Delta SP_t = \alpha_0 + \lambda_1 SP_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_i \Delta SP_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

$$\Delta ER_t = \alpha_0 + \lambda_2 ER_{t-1} + \sum_{i=1}^n \phi_i \Delta ER_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

ただし、 Δ は階差オペレータ、よって、 $\Delta SP_t = SP_t - SP_{t-1}$ と $\Delta ER_t = ER_t - ER_{t-1}$ であり、 $\alpha_0, \lambda_1, \lambda_2, \alpha_i, \phi_i$ はパラメータ、 ε_{1t} と ε_{2t} はホワイト・ノイズ誤差である。帰無仮説 (H_0) は SP_t と ER_t は単位根が存在する。つまり、(9) 式では $H_0 : \lambda_1 = 0$ であるのに対して、対立仮説 (H_1) は $H_1 : \lambda_1 < 0$ である。同様に、(10) 式では $H_0 : \lambda_2 = 0$ であるのに対して、対立仮説 (H_1) は $H_1 : \lambda_2 < 0$ である。そこで、帰無仮説を棄却できる t 統計量は、Fuller (1976) における臨界値より小さい (または、絶対値で大きい) 値である。

ラグの長さが AIC によって自動的に選択される ADF 単位根検定の結果を示す表 3-1 とラグの長さが 0 から 3 までが設定される ADF 単位根検定の結果を示す表 3-2 によると、データはレベルで単位根があるという帰無仮説を棄却できず、すべてのデータには単位根が存在し、東証株価指数と円ドル為替レートのデータは非定常である。しかし、1 階の階差ではすべてのデータが有意水準 1% で帰無仮説を棄却することができる。したがって、Granger 因果関係の検定に使用するデータの変数は定常性が確認された 1 階の階差をとった $\Delta SP_t, \Delta ER_t$ である。

3.3.2 Granger 因果関係検定

1 階の階差のデータが定常であるため、本稿のモデルは以下のようになる。

$$\Delta ER_t = \sum_{i=1}^n a_i \Delta ER_{t-i} + \sum_{i=1}^n b_i \Delta SP_{t-i} + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\Delta SP_t = \sum_{i=1}^n c_i \Delta ER_{t-i} + \sum_{i=1}^n d_i \Delta SP_{t-i} + \mu_t \quad (12)$$

Granger 因果関係検定を行う前に、AIC によりラグの最適な長さを求めたところ、1 次という結果が得られた（詳しい選択結果は表 3-3 を参考）。ゆえに、モデルは以下のように書き直すことができる。

$$\Delta ER_t = a_1 \Delta ER_{t-1} + b_1 \Delta SP_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\Delta SP_t = c_1 \Delta ER_{t-1} + d_1 \Delta SP_{t-1} + \mu_t \quad (14)$$

表 3-4 にある Granger 因果関係検定の結果によると、為替レートの変化から東証株価指数への Granger 因果関係は存在せず、東証株価指数の変化から為替レートへの Granger 因果関係も観察されない。このことから、お互い因果関係を持たないことが分かる。

3.3.3 サブ・サンプル分析

1980 年から 2003 年の期間における、東証株価指数と円ドル為替レートをあらわす図 3-1 を見ると、株価と為替レートとの間に何らかの関係があるように見える。特に、バブル崩壊前とバブル崩壊後では、株価と為替レートの上に異なる関係が観察されると予想できる。言い換えると、バブル崩壊前には株価と為替レートが同じ方向に動き、バブル崩壊後には株価と為替レートが逆方向に動くように見える。つまり、バブル崩壊前には株価が上昇するとともに円高が進み、あるいは円高が進むとともに株価が上昇する。一方、バブル崩壊後には株価の減少とともに円高が進み、あるいは円高が進むとともに株価が減少する。そこで、実際にはそのような関係があるかどうかということバブル崩壊前とバブル崩壊後という二つの期間に分けて、実証分析を行う。

分析方法はフル・サンプルの分析方法と全く同じく、各々のサブ・サンプルのデータが定常であるかどうかを確認するために、ADF の単位根検定を行う。次に、得られた定常なデータに対して、モデルを作成し、円ドル為替レートと東証株価指数との関係があるか否かを調べるため、Granger 因果関係検定を行う。

まず、バブル崩壊前のサブ・サンプル、つまり、1980 年 1 月から 1989 年 12 月までの期間において分析を行う。表 3-5 と表 3-6 にあるように、東証株価指数と円ドル為替レートは両方とも、レベルで単位根があるという帰無仮説が棄却されず、1 階の階差では単位根があるという帰無仮説が棄却されるので、モデルで使用するデータ

はすべて1階の階差になる。このように、このサブ・サンプルにおいては(11)と(12)式を使用することになる。

Granger 因果関係検定に使用するラグの長さについては表 3-7 にまとめてあり、ラグの長さが 1 と選択される。また、Granger 因果関係の結果は表 3-8 にあるように、東証株価指数と円ドル為替レートはお互いに無関係という結果になる。

次に、バブル崩壊後のサブ・サンプル、つまり、1990年1月から2003年12月までの期間において実証分析を行う。表 3-9 にあるラグの長さが自動的に選択される単位根検定の結果によると、円ドル為替レートのデータはレベルで単位根があるという帰無仮説を棄却できない一方で、東証株価指数のデータはレベルでは有意水準 1%で棄却される。しかし、表 3-10 の様々なラグの長さに対する単位根検定の結果によると、円ドル為替レートのデータはレベルでラグの長さ 2 と 3 の時に帰無仮説は 5%で棄却され、東証株価指数のデータはレベルでラグの長さ 0 と 1 の時に帰無仮説は 1%で棄却される。そのため、円ドル為替レートと東証株価指数のデータはレベルで定常であることがいえるだろう。したがって、分析に利用する円ドル為替レートと東証株価指数のデータは、両方ともレベルで用いることになる。そのため、このサブ・サンプルにおいては(7)と(8)式を使用して分析を進めることになる。

AIC によると、表 3-11 にあるように、ラグの長さが、2 と選択されることになる。その結果によって、Granger 因果関係の検定ができるようになる。したがって、このサブ・サンプルでは使用するモデルは以下のようなになる。

$$ER_t = a_1 ER_{t-1} + a_2 ER_{t-2} + b_1 SP_{t-1} + b_2 SP_{t-2} + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$SP_t = c_1 ER_{t-1} + c_2 ER_{t-2} + d_1 SP_{t-1} + d_2 SP_{t-2} + \mu_t \quad (16)$$

分析結果は表 3-12 にあるように、東証株価指数と円ドル為替レートは Granger の意味でお互いに無関係である。ゆえに、バブル崩壊前とバブル崩壊後の両方のサブ・サンプルの結果はフル・サンプルの結果と一致する、つまり、株式市場と為替市場との関係が Granger の意味で相関無関係であることが分かった。

このように、円ドル為替レートと株価のグラフを見ると為替市場と株式市場の間に何らかの関係があるように見えるが、実際に分析してみると為替市場と株式市場が Granger の意味でお互いに無関係である。つまり、為替市場と株式市場が独立的に動くわけである。

3.3.4 推定結果の解釈

株式市場と為替市場に相関関係があるということは、株価や円ドル為替レートのどちらかの情報を知っていたら相関関係の程度によって将来の株価と円ドル為替レートを予想できることを意味する。詳しく言うと、今日の株価の終値の情報を知ると、株価から円ドル為替レートへの関係に基づいて、円ドル為替レートの変動する方向、つ

まり円高になるか、円安になるかを予測できることになる。逆に、今日の円ドル為替レートから明日の株式市場の方向、つまり株価が上昇するか、下落するかを予測できる。そうなると、投機家や投資家はその予測に反応して同じ行動をするはずである。つまり、投機家や投資家は円ドル為替レートの情報から得られた明日の株式市場の予測方向に対して、もし明日株式市場が下落することを予想できれば今日の時点で空売りしたり自分の保有している銘柄を売却したりするのに対し、明日株式市場が上昇することを予想できれば今日の時点で株式を買う。逆に、投機家や投資家は株式市場の情報から得た明日の円ドル為替レートの予測に対して、もし明日の円ドル為替レートが減価つまり円安になると予想できれば今日の時点で円を売る（ドルを買う）ことに対して、明日の円ドル為替レートが増価つまり円高になると予想できれば今日の時点で円を買う（ドルを売る）のである。

円ドル為替レートの情報から明日の株価が下がると予想できる場合、明日の株価が下落すると予想するため、今日の株式市場が終わる前に投資家や投機家は株式を売ることによって明日の下落分が今日の時点で下落してしまって、明日は何の変化もなくなるはずである。逆に、明日の株価が上昇すると予想できる際に明日の株価が上昇すると予想するため、今日の株式市場が終わる前に投機家や投資家が株式を買うことによって、明日の上昇分が今日の時点で上がってしまった結果、明日は何の変化もなくなるのである。

このような行動が起こったことによって、明日時点の予測力がなくなり、Grangerの意味で株式市場と為替市場との関係が無相関になるのである。

4. むすび

本稿では、1980年から2003年における日本の為替市場と株式市場の関係を検討してきた。この期間における円ドル為替レートと東証株価指数（TOPIX）のデータを使用して、Granger因果関係検定を行った。分析結果からこのサンプル期間における為替市場と株式市場がGrangerの意味で因果関係がないことが強く有意であることが明らかになった。日本以外にもインドネシアやインド（Mishra, 2000）のケースにも株式市場と為替市場がお互いに無関係である。

1980年から2003年におけるサンプル期間において、左側の座標軸が東証株価指数、右側の座標軸が円ドル為替レートをあらわすグラフ（図3-1）を見ると、株式市場と為替市場がバブル崩壊前後の2つのパターンの関係があるように見えるため、サンプルをバブル崩壊前後に分けて、実証分析を行った。分析結果としてはバブル崩壊前とバブル崩壊後の2つのサブ・サンプルが両方ともフル・サンプルと同じ結果をもたらし、株式市場と為替市場との関係がGrangerの意味で完全に無関係である。この結果から、日本の株式市場と為替市場がグラフを見たような関係を持つのではなく、むしろ、独立的に変動することが分かるのである。

参考文献：

- [1] 種村知樹・末松幸子・柳宏樹・森成城「わが国の外為・デリバティブ市場の最近の動向～BIS サーベイの特徴点～」『日銀レビュー・シリーズ』, 2005
- [2] 古川顕『テキストブック現代の金融』第2版東洋経済新報社, 2002
- [3] Abdalla, I.S.A. and Murinde, V. “Exchange Rate and Stock Price Interactions in Emerging Markets: Evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines,” *Applied Financial Economics*, 1997, 7(1), pp.25-35.
- [4] Baharumshadh, A.Z., Masih A.M.M., and Azali M. “The stock market and the riggit exchange rate: a note,” *Japan and the World Economy*, 2002, 14(4), pp.471-486.
- [5] Dornbusch, Roudiger, “Expectations and Exchange Rate Dynamics,” *Journal of Political Economy*, December 1976, 84(6), pp.1161-1176.
- [6] Driskill R.A. “Exchange-Rate Dynamics: An Empirical Investigation,” *Journal of Political Economy*, April 1981, 89(2), pp.357-371.
- [7] Fuller, W. *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley, New York, 1976.
- [8] Granger, C.W.J., Huang, B.N., and Yang, C.W. “A Bivariate Causality between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from Asian Flu,” *The Quarterly Review of Economics and Finance*, Autumn 2000, 40(3), pp.337-354.
- [9] Homma, T., Tsutsui, Y. and Benzion, U. “Exchange Rate and Stock Price in Japan,” *Osaka University, School of Economics, Discussion Paper*, 2000, No.00-14.
- [10] Jorion, P. “The Exchange Rate Exposure of US Multinationals,” *Journal of Business*, July 1990, 63(3), pp.331-45.
- [11] Kim, K. “Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model,” *Review of Financial Economics*, 2003, 12(3), pp.301-313.
- [12] Ma, C.K. and Kao, G. W. “On Exchange Rate Changes and Stock Price Reactions,” *Journal of Business Finance and Accounting*, 1990, 17(3), pp.441-9.
- [13] Mishra, A.K. “Stock Market and Foreign Exchange Market in India: Are they related?,” *South Asia Economic Journal*, 2004, 5(2), pp.209-232.
- [14] Soenen, L. and Hennigar, E. “An Analysis of Exchange Rates and Stock Prices- the US Experience between 1980 and 1986,” *Akron Business and Economic Review*, 1988, 19, pp.7-16.
- [15] Stockman A.C. “A Theory of Exchange Rate Determination,” *Journal of Political Economy*, August 1980, 88(3), pp. 673-698.
- [16] Wilson C.A. “Anticipated Shocks and Exchange Rate Dynamics,” *Journal of Political Economy*, June 1979, 87(3), pp. 639-647.

表 3-A 日本外国為替市場における通貨別の取引高シェア

	1998年4月	2001年4月	2004年4月
ドルー円	75.9%	69.2%	60.6%
ユーロドル	8.8%	13.2%	11.7%
ユーロー円	5.4%	4.2%	6.9%
その他	9.9%	13.4%	20.8%

出張：日銀レビュー（参考文献 [1]）

表 3-1 ADF 単位根検定の結果

	レベル		1階の階差 ($\Delta ER_t, \Delta SP_t$)	
	線形トレンド無し	線形トレンド有り	線形トレンド無し	線形トレンド有り
ER	-1.856(3)	-1.878(3)	-8.421(2)**	-8.470(2)**
SP	-1.863(1)	-1.609(1)	-11.716(0)**	-11.797(0)**

それぞれのラグの次数は Akaike Information Criteria (AIC) によって自動的に選択され、括弧の中に表す。また、線形トレンド無しの統計量は 5% (-2.871)、1% (-3.453) であり、線形トレンド有りの統計量は 5% (-3.425)、1% (-3.991) である。*は有意水準 5% で棄却され、**は有意水準 1% で棄却されることを表す。

表 3-2 ADF 単位根検定の結果

		レベル		1階の階差 ($\Delta ER_t, \Delta SP_t$)	
		線形トレンド無し	線形トレンド有り	線形トレンド無し	線形トレンド有り
ER	ラグ 0	-1.453128	-1.249104	-12.40159**	-12.41862**
	ラグ 1	-1.718628	-1.834483	-11.25974**	-11.29747**
	ラグ 2	-1.732484	-1.639031	-8.420974**	-8.470145**
	ラグ 3	-1.856746	-1.878465	-7.408798**	-7.388635**
SP	ラグ 0	-1.563786	-1.166906	-11.71666**	-11.79686**
	ラグ 1	-1.863312	-1.609003	-10.16264**	-10.27005**
	ラグ 2	-1.832214	-1.553815	-9.136448**	-9.265601**
	ラグ 3	-1.770867	-1.477406	-7.063809**	-7.183063**

線形トレンド無しの統計量は 5% (-2.871)、1% (-3.453) であり、線形トレンド有りの統計量は 5% (-3.425)、1% (-3.991) である。*は有意水準 5% で棄却され、**は有意水準 1% で棄却されることを表す。

表 3-3 : VAR ラグ選択
 内生の変数: ΔER ΔSP
 サンプル: 1980:01 2003:12
 サンプル数: 272

ラグ	AIC
1	16.97302*
2	16.99443
3	17.00769
4	17.01328
5	17.03578
6	17.04763
7	17.05096
8	17.06377
9	17.07062
10	17.07961
11	17.09654
12	17.11350
13	17.11260
14	17.13691
15	17.16003

*はラグの長さが選択されるのを示す。有意水準 5%で行う。

AIC: Akaike information criterion

表3-4 : Granger因果関係検定

サンプル: 1980:01 2003:12

ラグ: 1

帰無仮説(H_0):	サンプル数	F統計量	確率	結果
ΔER から ΔSP への因果関係が無い	286	0.01755	0.89470	H_0 を採択
ΔSP から ΔER への因果関係が無い		0.69070	0.40663	H_0 を採択

F(1,284,0.05)=3,84、F(1,284,0.01) =6,63

表 3-5

ADF 単位根検定の結果 (サンプル : 1980:01 1989:12)

	レベル		1 階の階差 ($\Delta ER_t, \Delta SP_t$)	
	線形トレンド無し	線形トレンド有り	線形トレンド無し	線形トレンド有り
ER	-0.894660(1)	-1.667094(1)	-8.043589(0)**	-8.007620(0)**
SP	1.504671(1)	-1.355667(1)	-7.321395(0)**	-7.721430(0)**

それぞれのラグの次数はAkaike Information Criteria (AIC) によって自動的に選択され、括弧の中に表す。また、線形トレンド無しの統計量は5% (-2.886074)、1% (-3.486551) であり、線形トレンド有りの統計量は5% (-3.448348)、1% (-4.037668) である。*は有意水準5%で棄却され、**は有意水準1%で棄却されることを表す。

表 3-6

ADF 単位根検定の結果 (サンプル : 1980:01 1989:12)

		レベル		1 階の階差 ($\Delta ER_t, \Delta SP_t$)	
		線形トレンド無し	線形トレンド有り	線形トレンド無し	線形トレンド有り
ER	ラグ 0	-0.486052	-1.368826	-8.043589**	-8.007620**
	ラグ 1	-0.894660	-1.667094	-7.512520**	-7.476891**
	ラグ 2	-0.759723	-1.414541	-5.392040**	-5.361722**
	ラグ 3	-0.955927	-1.565848	-4.358018**	-4.367039**
SP	ラグ 0	2.358955	-0.957253	-7.321395**	-7.721430**
	ラグ 1	1.504671	-1.355667	-6.381571**	-6.843571**
	ラグ 2	1.628942	-1.190221	-5.930673**	-6.520655**
	ラグ 3	1.878972	-1.083539	-4.352509**	-4.894154**

線形トレンド無しの統計量は5% (-2.886509)、1% (-3.487550) であり、線形トレンド有りの統計量は5% (-3.449020)、1% (-4.039075) である。*は有意水準5%で棄却され、**は有意水準1%で棄却されることを表す。

表 3-7 : VAR ラグ選択

内生の変数: ΔER ΔSP

サンプル: 1980:01 1989:12

サンプル数: 104

ラグ	AIC
1	17.18583*
2	17.25352
3	17.30387
4	17.31936
5	17.37365
6	17.44849
7	17.43610
8	17.42879
9	17.40636
10	17.47132
11	17.48555
12	17.54884
13	17.55106
14	17.59741
15	17.65919

*はラグの長さが選択されるのを示す。有意水準 5%で行う。

AIC: Akaike information criterion

表3-8 : Granger因果関係検定

サンプル: 1980:01 1989:12

ラグ: 1

帰無仮説(H_0):	サンプル数	F統計量	確率	結果
ΔER から ΔSP への因果関係が無い	118	0.08155	0.77572	H_0 を採択
ΔSP から ΔER への因果関係が無い		0.09267	0.76137	H_0 を採択

F(1,116,0.05)=3,92、F(1,116,0.01) =6,85

表 3-9

ADF 単位根検定の結果 (サンプル : 1990:01 2003:12)

	レベル		1 階の階差 ($\Delta ER_t, \Delta SP_t$)	
	線形トレンド無し	線形トレンド有り	線形トレンド無し	線形トレンド有り
ER	-2.584265 (1)	-2.533481 (1)	-9.202001(0)**	-9.192157(0)**
SP	-3.639952 (1)**	-4.312311 (1)**	-9.213692 (0)**	-9.277510 (0)**

それぞれのラグの次数はAkaike Information Criteria (AIC) によって自動的に選択され、括弧の中に表す。また、線形トレンド無しの統計量は5% (-2.878829)、1% (-3.469933) であり、線形トレンド有りの統計量は5% (-3.437122)、1% (-4.014288) である。*は有意水準5%で棄却され、**は有意水準1%で棄却されることを表す。

表 3-10

ADF 単位根検定の結果 (サンプル : 1990:01 2003:12)

		レベル		1 階の階差 ($\Delta ER_t, \Delta SP_t$)	
		線形トレンド無し	線形トレンド有り	線形トレンド無し	線形トレンド有り
ER	ラグ 0	-2.046032	-1.944841	-9.202001**	-9.192157**
	ラグ 1	-2.584265	-2.533481	-7.957503**	-7.987502**
	ラグ 2	-2.967394*	-2.843483	-6.601324**	-6.663537**
	ラグ 3	-3.317333*	-3.174618	-6.715875**	-6.760239**
SP	ラグ 0	-3.919815**	-4.031359**	-9.213692**	-9.277510**
	ラグ 1	-3.639952**	-4.312311**	-8.771022**	-8.777397**
	ラグ 2	-2.750713	-3.293624	-7.997550**	-7.974877**
	ラグ 3	-2.291492	-2.811333	-5.178939**	-5.248093**

線形トレンド無しの統計量は5% (-2.878723)、1% (-3.469691) であり、線形トレンド有りの統計量は5% (-3.436957)、1% (-4.013946) である。*は有意水準5%で棄却され、**は有意水準1%で棄却されることを表す。

表 3-11 : VAR ラグ選択

内生の変数: ΔER ΔSP

サンプル: 1990:01 2003:12

サンプル数: 153

ラグ	AIC
1	16.23073
2	16.06998*
3	16.11702
4	16.16163
5	16.15011
6	16.17311
7	16.18554
8	16.17662
9	16.16467
10	16.20390
11	16.23230
12	16.24288
13	16.23383
14	16.26811
15	16.29739

*はラグの長さが選択されるのを示す。有意水準 5%で行う。

AIC: Akaike information criterion

表3-12 : Granger因果関係検定

サンプル: 1990:01 2003:12

ラグ: 2

帰無仮説(H_0):	サンプル数	F統計量	確率	結果
ERからSPへの因果関係が無い	166	0.81086	0.44628	H_0 を採択
SPからERへの因果関係が無い		0.57866	0.56181	H_0 を採択

F(2,164,0.05)=3,00、F(2,164,0.01) =4,61

備考 : 表 3-1 から表 3-12 までは全て Eviews で計算されたものである。

図 3-1

東証株価指数と円ドル為替レート 1980.01-2003.12

