

E98B398C

劉 慶豊

論文

株価と為替との Granger 因果関係分析

新潟大学経済学部  
経営学科 E98B398C  
2002 年 1 月 7 日  
劉 慶豊

## —目 次—

卒業論文の要旨	i
はじめに	1
第一章 IS - LM - BE モデルと IS - LM - HK モデル	1
第 1 節 理論モデル	1
第 2 節 実証分析とその存在する問題	4
第二章 VAR モデルなどについての説明	6
第 1 節 2 変数 VAR モデル	6
第 2 節 P 値	7
第三章 対ドル為替円レートと日経平均株価に関する実証分析	7
第 1 節 データの定常化	8
第 2 節 単回帰モデルでの分析	11
第 3 節 VAR モデルによる実証分析	12
第 4 節 Granger 因果関係分析	16
第 5 節 モデルの修正	17
第四章 まとめ	18
参考文献	19

## —論文要旨—

本論文では、株価変動と為替変動との因果関係を分析することを目的とする。理論モデルはIS-LMモデルを基盤としたIS-LM-BEモデルとIS-LM-HKモデルを用いる。貞松茂さんの先行研究を参考しながら、新たに仮定を立てながら、日経平均株価と対ドル為替円レートを事例として、統計的手法を駆使して実証研究を行った。

論文の構成は後半の実証分析のための準備として、前半でIS-LM-BEモデルとIS-LM-HKモデル及び貞松茂さんの実証分析を紹介し、さらに、必要とする統計学の知識を説明した。後半では新たな仮定下の実証分析を行った。最後にまとめて、残った問題点も指摘した。

第一章では、主に貞松茂（1997）の理論モデルと実証研究を紹介し、その上、貞松茂（1997）の論文に存在する問題点を指摘した。

まず、第一節で

IS 曲線： $Y = C(Y - T) + I(r) + G + NX(Y - T, e)$

LM 曲線： $M = L(Y, r)$

BE 曲線： $B(r) = E(Y, r) + E^f(r)$

三つの曲線で構成した、財市場、貨幣市場、証券市場の3市場に関するモデルのIS-LM-BE曲線を説明した。さらにその変換として、IS曲線とLM曲線に

HK 曲線： $H(P) = K(Y, P) + K^f(P)$

を加えて構成した財市場、貨幣市場、株式市場の3市場に関するモデルのIS-LM-HK曲線も説明した。

続いて、この二つの理論モデルに基づいて、導出された証券と為替レート及び株価と為替レートとの関係に関する理論を紹介した。その理論のもとで株価は為替の変動に従って変化すると解明される。その変化のパターンは「円安株価上昇」、「円高株価下落」、「円安株価下落」、「円高株価上昇」、4つの可能性が存在することになる。

第二節でこのような理論モデルを検証するための貞松茂さんが行った実証分析を説明した。その実証研究で用いられたデータは、年次データで、しかも期間がかなり長いのである。そのようなデータの特性によって、実証研究に問題が発生する。為替と株価の因果関係の実証分析にあたり、IS-LM-BEモデルとIS-LM-HKモデルについて、厳しい仮定をおかなければならない。その仮定は i、金融政策によるLM曲線のシフトが発生していない。財政政策によるIS曲線のシフトがない。 ii、GDP(Y)が分析の期間中で為替以外の要因で変化しない。 iii、物価水準が所与とする、すなわち期間内で、物価の変化がない。というような三つの仮定である。そこで、長い期間の年次データはこのような仮定になかなか満たさないため、実証研究の妥当性に疑問が残ると指摘した。

第二章では、2変量VARモデルと検定統計量のP値について説明した。それは、第三章で行う「為替と株価の因果関係の実証分析」の準備のためである。

第三章では、第二章で指摘した実証分析での問題を解決するため、対ドル為替円レートと日経平均株価終値の 2001 年 7 月 3 日から 10 月 6 日までの日次データを使って、実証分析を行った。年次データを日次データにすることで、期間が短くなり、近似的に第二章で述べた三つの仮説に満たすことになった。データは第 1 節で利益率に変換することによって定常化を行った。定常化したデータを用いて、第 2 節で単回帰の試行錯誤を経て、第 3 節で VAR モデルに帰着した。VAR モデルのラグ級数については AIC と BIC 検定統計量を基準に判断した。最後に VAR(1) モデルを選んだ。更に、この推定結果をもとに第 4 節で Granger 因果関係分析を行った。その結果、対米ドル為替円レート収益率が原因で、日経平均株価の収益率が結果であり、日経平均株価の収益率が対米ドル為替円レート収益率に対して単調増加とわかった。最後に、第 5 節でモデル式に修正を加えて、常数項なしの日経平均株価の収益率と対米ドル為替円レート収益率に関する単回帰モデルとした。そうすることによって、結論として、2001 年 7 月 3 日から 10 月 6 日までの期間中で、日経平均株価の収益率と対米ドル為替円レート収益率との関係は為替レートが原因で、株価が結果であり、円安→株価上昇、あるいは円高→株価下落のケースに当てはまるとわかったのである。

最後に、第 4 章を持って、論文の全体をまとめた上、更に、問題となって、残ったのはマーシャル＝ラーナーの安定条件を満たしているかどうかの疑問であると指摘した。

## 株価と為替との Granger 因果関係分析

## はじめに

今日、金融・証券市場が活発になっており、資本の効率的利用が求められている。一方、金融・証券現象は、大きな複雑性と不確実性を伴っている。その中、株式に対する運営は重要であり、不確実性が比較的に大きいとされている。資産運営を行う上で、株価の変動分析がますます重要になってきている。この論文では、株価の変動について、株価と為替との因果関係の側面から分析をし、資本投資に伴うリスクのコントロールに手掛かりを提供することに試みる。

論文の目的は理論と実証研究の両方から、日本の日経平均株価と対ドル為替円レートを実例として、株価変動と為替変動との因果関係を分析することである。論文は大きく二つの部分に分けられる。前半では、第一章で、貞松茂先生の論文（貞松茂、1997）について、説明をし、IS-LM-BE モデルと IS-LM-HK モデルを解釈する。さらに、貞松茂先生が年次データを用いた実証分析をも紹介する。その後、統計分析の準備段階として、第二章で幾つかの統計学の概念を説明した。後半では、第三章から、IS-LM-BE モデルと IS-LM-HK モデルの発想から、一歩進んで、仮定を加えた理論仮説の実証分析をした。それは、日次データを使った統計モデルの VAR モデルの実証分析である。その後、経済理論を用いて、統計分析の結果を解釈した。終章では、この論文の到達した結論をまとめ、なお、解決できなかった問題点も指摘し、更なる研究の期待が書かれた。

## 第一章 IS-LM-BE モデルと IS-LM-HK モデル（貞松茂、1997）

第一章においては、貞松茂（1997）の理論モデルと実証研究を紹介し、その上、貞松茂（1997）に存在する問題を指摘する。

## 第1節 理論モデル

貞松茂（1997）においては、物価水準は所与として、マーシャル＝ラーナーの安定条件<sup>①</sup>を満たす、開放経済化のマンデル＝フレミング・モデルを取り上げて分析を行った。物価水準を所与とすることは、物価の変化を考えないということにあたると考えられる。そのモデルにおいては、

---

<sup>①</sup>注：マーシャル＝ラーナー安定条件：「為替レートの切り下げが貿易・サービス収支を改善するためには、輸出数量や輸入数量が十分価格に弾力的である必要がある。」（中谷、2000）それはマーシャル＝ラーナー安定条件と呼ばれる。「輸出・輸入の価格弾力性の和が1より大きければ」（同上）マーシャル＝ラーナー安定条件が満たされる。詳しくは（中谷、2000）を参照されたい。

Y : GDP C : 民間消費 I : 民間投資 G : 政府支出 T : 租税 NX : 経常収支  
 r : 利子率 e : 対ドル為替円レート(名目) M : 自国貨幣供給 L : 自国貨幣  
 需要 EX : 輸出

とする。そこで、G、T、EX(輸出)を外生変数とする。

$$\text{IS 曲線 : } Y = C(Y - T) + I(r) + G + NX(Y - T, e) \quad (1)$$

$$\text{LM 曲線 : } M = L(Y, r) \quad (2)$$

と表わした。さらに証券市場についての均衡式を加えた。それを BE 曲線とした。モデルは

$$B(r) = E(Y, r) + E^f(r) \quad (3)$$

$B < 0$  (B は  $r$  の減少関数),  $E_Y > 0$ 、  
 $E_r > 0$ ,  $E^f_r > 0$  (中谷巖 P 115 資産需要——再説)

B : 自国証券供給 E : 自国の自国証券需要  $E^f$  : 自国通貨建の外国の自国証券需要。

貞松茂はさらに IS 曲線と BE 曲線の傾きについて検討をし、IS、LM、BE すなわち、財市場、貨幣市場、証券市場の 3 市場に関するモデルの IS-LM-BE 曲線を図 (1) のように描いた。E 点において均衡が達成されると理解できる。さらに、BE 曲線を書き換えて、証券を株式として株価と所得との関係を表わす HK 曲線を引き出した。

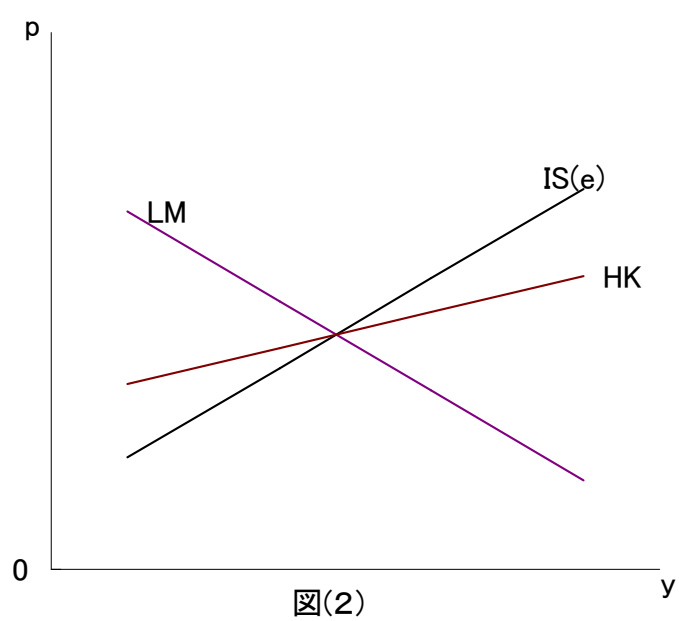
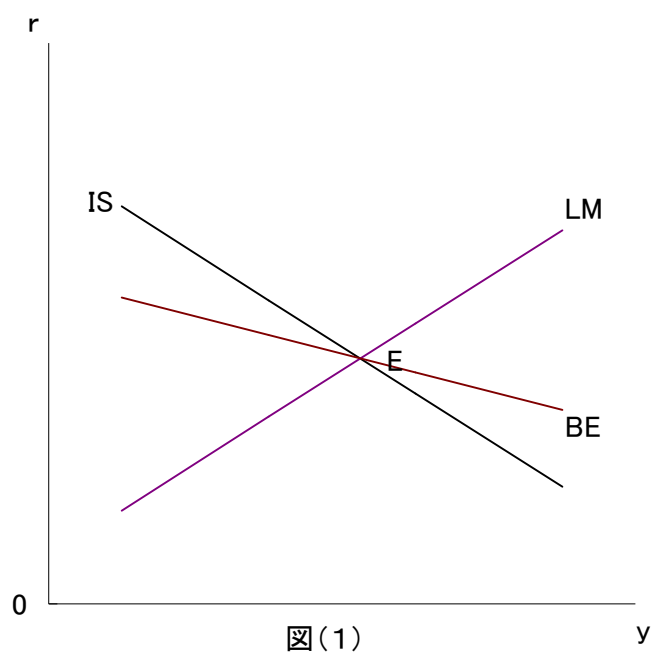
$$H(P) = K(Y, P) + K^f(P) \quad (4)$$

$$H_P > 0, K_Y > 0, K_P < 0, K^f_P < 0$$

P : 株価 H : 自国株式供給 K : 自国の自国株式需要  $K^f$  : 自国通貨建ての外国の自国株式需要

それを IS、LM 曲線と併せて、財市場、貨幣市場、株式市場の 3 市場に関するモデルの IS-LM-HK 曲線は図(2)になる。このような IS-LM-BE 曲線と IS-LM-HK 曲線に基づいて、証券と為替レート及び株価と為替レートとの関係に関する理論が導出された。その理論では株価は為替の変動に従って変化する。「円安株価上昇」、「円高株価下落」、「円安株価下落」、「円高株価上昇」という 4 つのモデルの可能性が存在する。図で表わしたのは図 3、図 4、図 5、図 6、のようになります。

ここで図 3 「円安株価上昇」だけについて説明します。貞松茂（1997）によれば、「円が売られる（円安）ことで貨幣は超過供給となるため、LM 曲線は、 $(Y - r)$ 平面上で、右下方へ、 $(Y - P)$ 平面上で右上方へシフトする、」ともに LM'



曲線になる。「円安は経常収支を改善するため、IS( $e_0$ )曲線は、 $(Y - r)$ 平面上で右上方へ、 $(Y - P)$ 平面上で右下方へシフトする。」ともに IS( $e_1$ )曲線になる。ワルラスの法則（中谷、2000）によると、財市場が均衡に達したとき、証券市場も同時に均衡に達するから、このとき株式需要は増加して、「BE 曲線は左下方(BE' 曲線)へ、HK 曲線は左上方(HK' 曲線)へシフトする。均衡点は  $E_0$  から  $E_1$  へ移動する。つまり株価は上昇する。」この研究結果の 4 つのモデルを全体から見ると、それらは（円安、円高）と（株価上昇、株価下落）との組み合わせのすべてのケースであり、追加条件がない限り、どれも可能であることになっている。一つだけ明らかになっているのは為替の変動が原因で、株価はそれに影響され動くという結論である。

## 第2節 実証分析とそれに存在する問題

貞松茂（1997）では、このような理論分析に基づいて、実証検証が行われた。統計データは年次データで、1987 年から 1993 年までにかけての日本の経常収支と民間金融機関、法人企業及び個人の 3 経済主体合計の株式需要と貨幣需要のデータである。それらを用いて、1987 から 1992 年にかけての為替と株価との関係を検証した。経常収支の J カーブ効果を考慮して、結果としては、1987 年から 1989 年にかけて、円安が発生して、株式需要が減少し、貨幣需要が増加して、図 3 のように、「LM 曲線は  $(Y - r)$  平面上で、右下方へ、 $(Y - P)$  平面上で右上方へシフトとなり、BE 曲線は  $(Y - r)$  平面上左下方へシフト、 $(Y - P)$  平面上で HK 曲線は左上方へシフトとなる。」つまり株価は上昇する。「円安株価上昇」のモデルに従う。1989 年から 1993 年にかけてについても、同じようなロジックで「円高株価下落」のモデルに従うことになる。

ここでの実証分析においては、LM 曲線のシフトについては、単に為替レート  $e$  の変化によって決まっていると考えただけ意味がなされます。図 3「円安株価上昇」の場合、もし、期間内に日銀の金融政策によって、LM 曲線がシフトしたら、単に円安が原因で株価が上昇したとは言い切れない。また、財政政策などによって、IS 曲線のシフトも考えられる、そのような変化も IS-LM-HK 均衡及び IS-LM-BE 均衡に影響を与える。為替レートと株価の関係、すなわち為替レート  $e$  が均衡に与えた影響を分析しようとしたら、そのような影響をあらかじめ取り除かなければならない。また、為替のほかの要因で起った GDP( $Y$ ) の変化によって、貨幣需要と株価需要も変わるから、そのような変化を排除しなければ、為替レートと株価との関係は見極められない。しかし、貞松茂（1997）の実証研究では年次データで、しかも期間が長く、財政政策や金融政策及び上述のような GDP の変化などにかかなりの影響を受けていると言わなければならない。言い方を変えれば、為替と株価の因果関係の実証分析にあたり、IS-LM-BE モデルと IS-LM-HK モデルについて、厳しい仮定をおかなければならない。その仮定は i、金融政策による LM 曲線のシフトが発生していない。財政政策による IS 曲線のシフトがない。ii、GDP( $Y$ ) が分析の期間中で為替以外の要因で変化しない。それに貞松茂（1997）の仮説を加えて、iii、物価水準が所与とする、すなわち期間内で、物価の変化がない。しかし、この仮説は年次



データを使う分析においては、期間が長いため、財政政策、金融政策、他要因での GDP の変化、物価水準の変化の排除がどれも無理が多いのである。

後半では、このような問題点を改善すべく、理論モデルについて仮定を設けておき、仮定下のモデルで年次データではなく、日次データを用いて、実証分析を行おう。

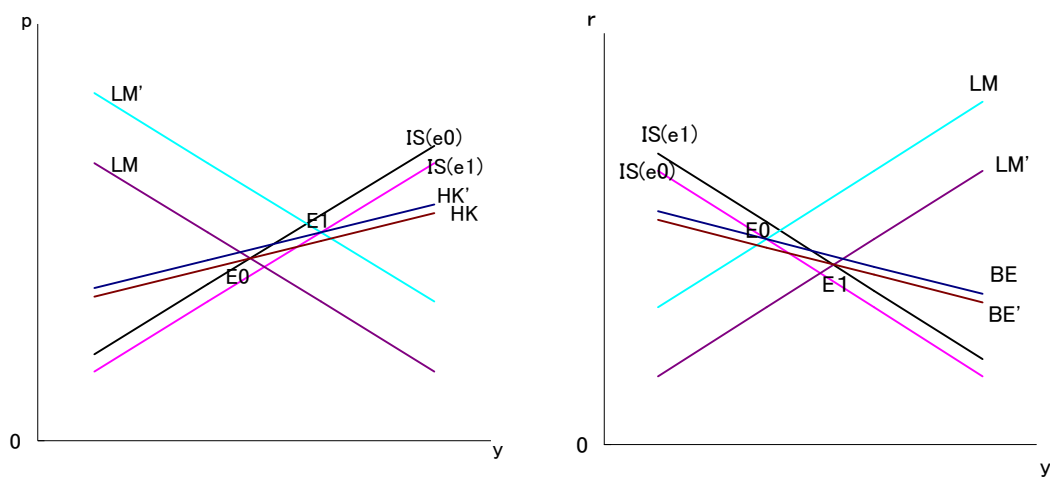


図3「円安株価上昇」のとき

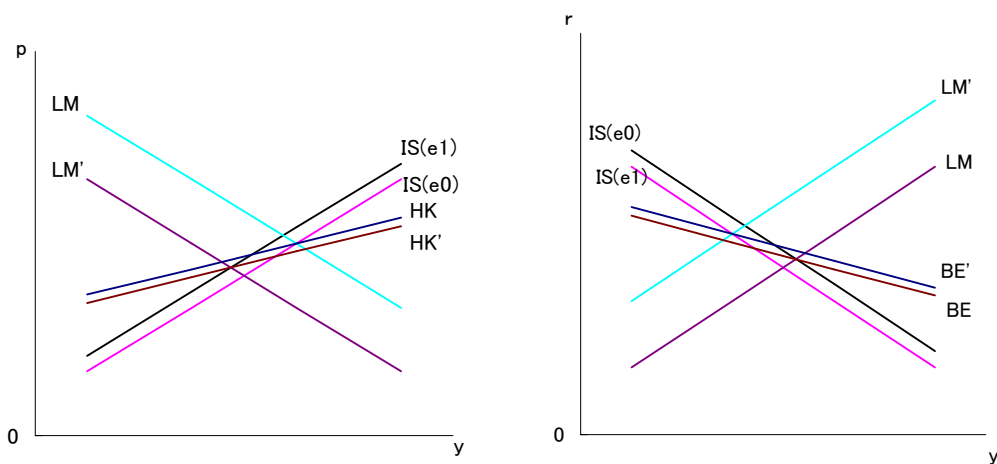


図4「円高株価下落」のとき

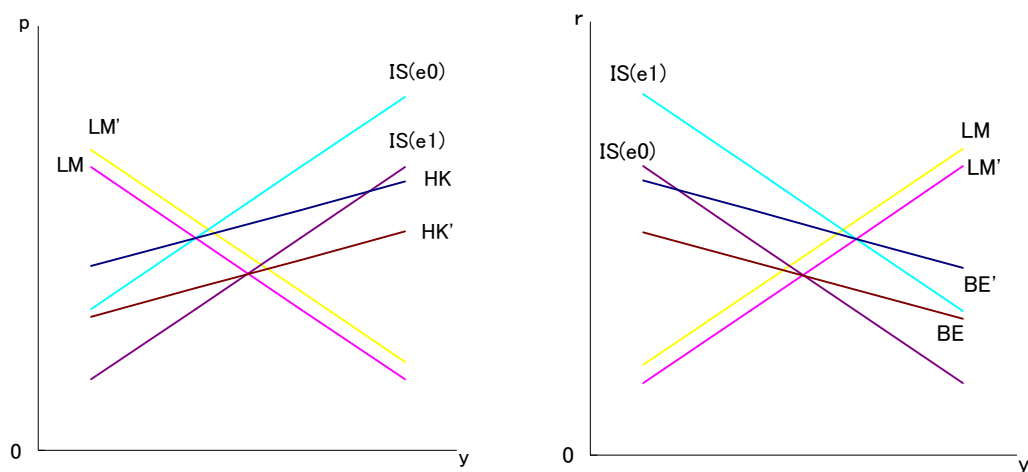


図 5 「円安株価下落」 のとき

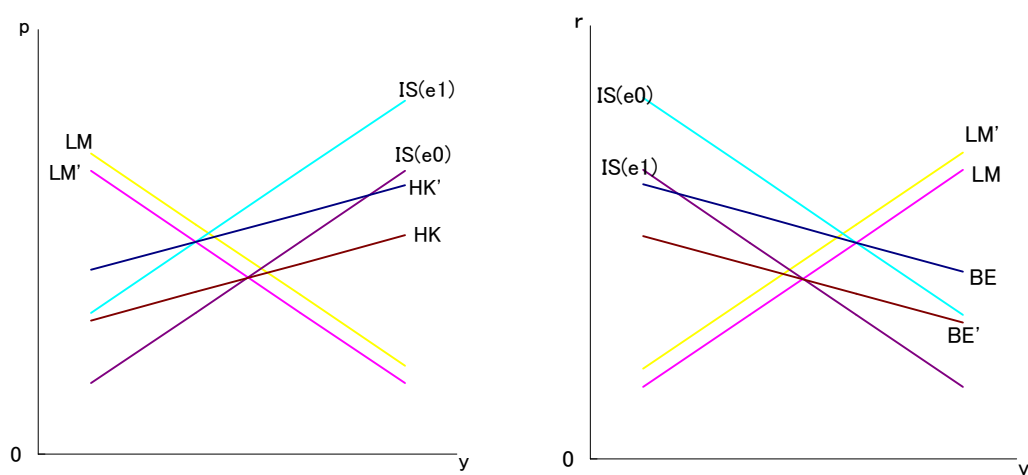


図 6 「円高株価上昇」 のとき

## 第二章 VAR モデルなどについての説明

この章を持って、実証分析の準備段階として、計量経済分析の必要な知識を説明する。

### 第 1 節：2 変数 VAR モデル

実証分析を行う前、まず分析で用いる統計モデルについて簡単な説明をする。

時系列分析においては、多変数の間の因果関係を分析するとき、よく使うモデルは VAR モデルである。この論文では、2 変数 VAR モデルを使ってモデル式を推定し、さらにその結果に基づいて、Granger 因果関係を検定する。

VAR モデルというのはベクトル自己回帰モデルのである。そのモデル式は次のようである。（森棟 1999 P323, 324）

$$x_t = (b_{x1}x_{t-1} + \dots + b_{xp}x_{t-p}) + (b_{y1}y_{t-1} + \dots + b_{yp}y_{t-p}) + \varepsilon_{xt} \quad (\text{i})$$

$$y_t = (c_{x1}x_{t-1} + \dots + c_{xp}x_{t-p}) + (c_{y1}y_{t-1} + \dots + c_{yp}y_{t-p}) + \varepsilon_{yt} \quad (\text{ii})$$

ベクトルと行列で表わすと次の通りになる。

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_p z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (\text{iii})$$

説明を加えると、 $x_t$  と  $y_t$  はそれぞれ X 変数と Y 変数の t 期値であり、 $x_{t-p}$  と  $y_{t-p}$  は X 変数と Y 変数の t 期値に対する p 次ラグの値である。ここで (i) 式と (ii) 式においては、それぞれ  $x_t$  と  $y_t$  は被説明変数で  $x_{t-p}$  と  $y_{t-p}$  は両式において、ともに説明変数である。 $b_{x1}$ 、 $b_{xp}$ 、 $b_{y1}$ 、 $b_{yp}$ 、 $c_{x1}$ 、 $c_{xp}$ 、 $c_{y1}$ 、 $c_{yp}$  などは各変数の係数である。すなわち、VAR モデルは 2 つの変数 X と Y の t 期値をそれぞれ両方の p 個の p 期ラグまでの値に回帰するモデルである。(1) 式と (2) 式とも非説明変数自身のラグ値を p 次までだけではなく、他変数のラグ値を p 次までも含んでいる。だから、両変数互いに及ぼす影響を分析することができます。（森棟 1999 P323～324 を参考）これからの検証ではこのような 2 変数 VAR モデルを用いて、為替レートと株価の時系列データをそれぞれ X と Y の実現値として、互いの関係について分析していく。

## 第 2 節 P 値

分析の中に、P 値という統計的な概念が使われる。ここで説明を加える。P 値は一つの検定統計量である。「統計の仮説検定では、与えられた有意水準及び」帰無仮説と対立仮説との「二つの仮説から棄却域及び臨界値を定める。次に、統計量の実現値を標本より計算し、」（森棟、1994）本来の検定は、このような実現値が棄却域にはいるかどうかによって、帰無仮説の棄却または採択するかどうかを判断するだけで、検定統計量の実現値がどのような値であるかをまったく見ない。「より詳しい情報を与えるという意味もかねて到達された有意水準あるいは P 値が記されることになった。」「帰無仮説の本で検定統計量の値を超える確立が P 値である。」「P 値の P は probability の頭文字からくる。」（同上）

## 第三章 対ドル為替円レートと日経平均株価に関する実証分析

為替レートと株価との関係を説明するための理論モデルが第一章で説明した。それは IS-LM-BE モデルと IS-LM-HK モデルである。貞松茂（1997）の理論演繹

によって明らかになったのは為替の変動が原因で、株価はそれに影響され動くという結論である。しかし、特定の時期について、「円安株価上昇」、「円高株価下落」、「円安株価下落」、「円高株価上昇」という 4 つのモデルのどれにしたがっているか、理論的な指針が十分ではないと考えられる。第三章では、統計モデルを持って、特定時期について実証分析をし、一体、4 つのモデルのどれかに従っているかについて、特定していこう。さらに、貞松茂（1997）の実証分析では、i、金融政策による LM 曲線のシフトが発生していない。財政政策による IS 曲線のシフトがない。ii、GDP(Y)が分析の期間中で為替以外の要因で変化しない、iii、物価が所与とする、すなわち期間内で、物価の変化がない、というような三つの仮定に満たしていないため、理論の実証的根拠にならないではないかと考える。もし、年次データではなく、日次データにすれば、期間が短くなって、近似的に金融・財政政策の実施と GDP 及び物価の変化を無視できるだろう。

このような考えで、対ドル為替円レートと日経平均株価終値の 2001 年 7 月 3 日から 10 月 6 日までの日次データをサンプルとし、日経平均を X、為替レートを Y として、第二章で説明した 2 変数 VAR モデルを用いて係数を推定する。<sup>①</sup> さらにそのモデルに対して Granger causality 分析をして、上述の「為替の変動が原因で、株価はそれに影響され動くという結論」を検証し、そして 2001 年 7 月 3 日から 10 月 6 日までの期間で、対ドル為替円レートと日経平均株価終値の関係は「円安株価上昇」、「円高株価下落」、「円安株価下落」、「円高株価上昇」という 4 つのモデルのどれに従っているかについて結論を出そう。

## 第 1 節：データの定常化

実際に時系列モデルで推定するとき、「時系列データセットは定常<sup>②</sup>ではなければそのデータを生み出す確率過程の平均、分散などの特性値の推定が不可能となり、そのデータを当てはめるモデルの係数パラメータの推定もできなくなる。」（山本、1994）だから、定常性の判断が必要となる。まず、対ドル為替円レートと日経平均株価終値の時系列データをプロットしてみた。図 7 図 8 のように、直感的にデータのプロットで見るとデータの水準（平均）の変化が見られたが、季節性と分散の変化がはっきり見当たらない。さらに、定常性を判断するために、対ドル為替円レートと日経平均株価終値の時系列データの標本自己相関に関しては統計ソフト TSP を使って、計算した。結果は図 9 と図 10 で示した通りである。両方のデータともに、標本自己相関が高次のものまでも

<sup>①</sup>注：統計推定及び検定は統計ソフト TSP を使って行った。そのプログラムは終章後の付属資料にある。

<sup>②</sup>注：定常条件：確立過程の定常性は、数式で表わすと、以下の 3 式によって表現される。（山本 拓，1994）

$$\langle 1 \rangle E(y_t) = \mu < \infty$$

$$\langle 2 \rangle \text{var}(y_t) = \gamma(0) < \infty$$

$$\langle 3 \rangle \text{cov}(y_t, y_{t-s}) = \gamma(s) \quad (s = \dots, -1, 0, 1, 2, \dots)$$

為替レートのプロット

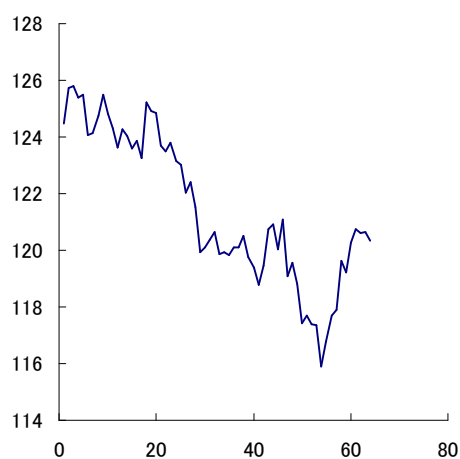


図 7

日経平均株価のプロット

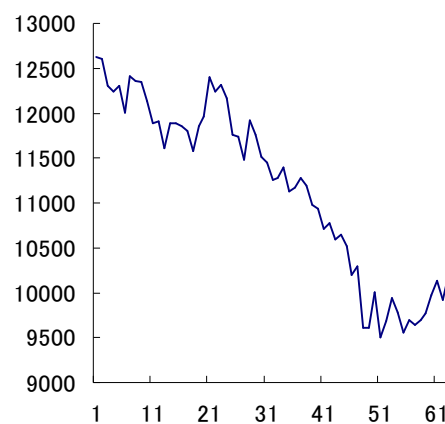


図 8

図 9 Autocorrelation Function of: ST (株価データの標本自己相関)

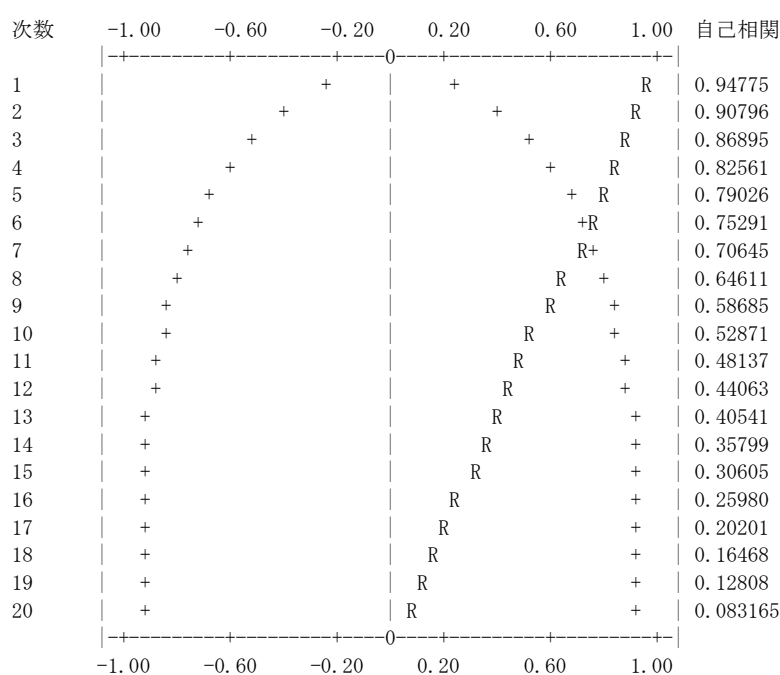
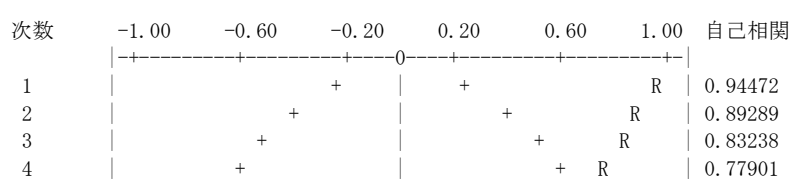


図10 Autocorrelation Function of: JPUS (対ドル為替円レートデータの標本自己相関)



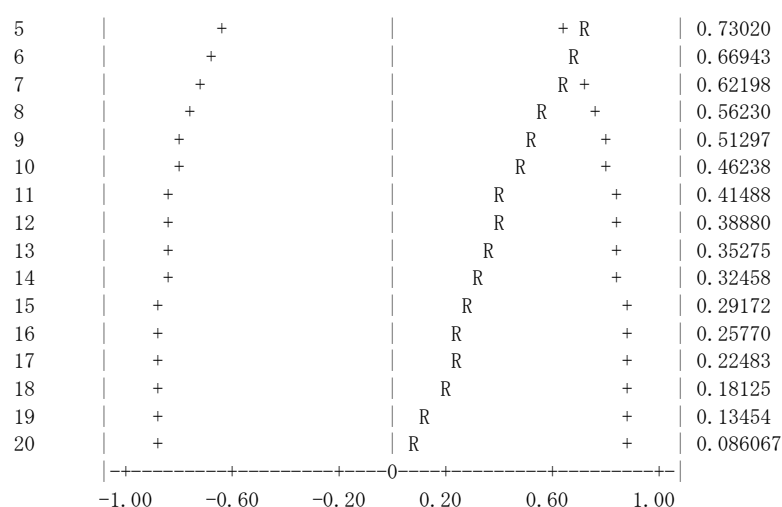


図11 Autocorrelation Function of: STR (日経平均株価の収益率の標本自己相関)

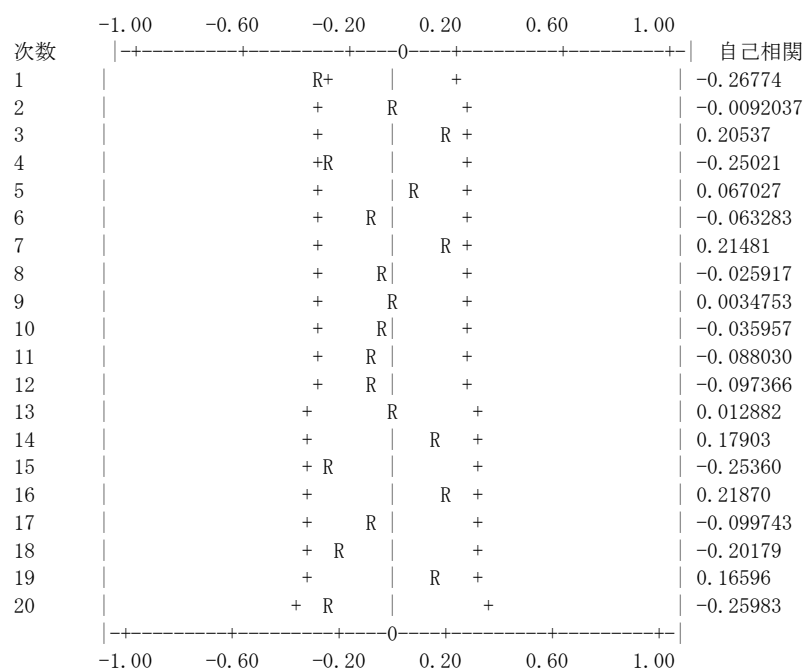
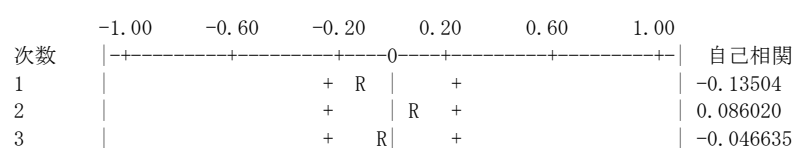


図12 Autocorrelation Function of: JPUSR (対米ドル為替円レート収益率の標本自己相関)



4		+	R	+	-0.085130
5		+		R+	0.20699
6		+	R	+	-0.15916
7		+		R	0.029062
8		+	R	+	-0.19877
9		+		R	0.020145
10		+	R	+	-0.034445
11		+	R	+	-0.17185
12		+		R	0.063398
13		+	R	+	-0.074633
14		+		R	0.069180
15		+		R	0.023746
16		+		R	0.043898
17		+	R	+	-0.052682
18		+		R	0.10616
19		+	R	+	-0.014891
20		+	R	+	-0.0037901

-1.00   -0.60   -0.20   0   0.20   0.60   1.00

なかなか収束しないため、非定常と判断される。定常化するために、一回の階差をとって、すなわち  $t$  期値から  $t-1$  期値を引いて、さらに  $t-1$  期値で割って、収益率を取った。そして、新しいデータセットの標本自己相関も計算した。その結果は図 11 と図 12 のようである。両方ともデータの自己相関が高次で 0 に収束している。トレンドが除かれ、定常化が成功したと言える。そこで、収益率に変化したデータを標本値として推定を行った。また、日米の休日のズレについては、片方だけのデータしか存在しないとき、それを取らないで、無視することにした。統計ソフトについては TSP International 社の TSP through the Looking Glass を使った。

## 第 2 節：単回帰モデルでの分析

まず、日経平均株価の収益率と対米ドル為替円レート収益率との間の関係を分析することにした。同じ時点の日経平均株価の収益率と対米ドル為替円レート収益率のデータを単回帰分析モデルに当てはめてみた。日経平均株価の収益率を従属変数とし、対米ドル為替円レート収益率を独立変数とした。モデル式は

$$Y = \alpha + \beta X \quad (\text{iv})$$

とした。TSP を使った分析結果を見ると、

$$Y = -0.0036 - 0.51 X \quad (\text{v})$$

(-1.28)

$t$  検定にかけたところ、係数  $t$  値が -1.28 で  $p$  値が 0.21 で、係数が有意ではない ( $\beta = 0$ ) という帰無仮説が有意水準 0.05 で棄却できないことになった。統

計的には、同期の対米ドル為替円レート収益率が日経平均株価の収益率を説明できるとは言いにくい。

### 回帰分析モデルの結果：

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: STR

Current sample: 1 to 64

Number of observations: 64

Akaike Information Crit. = -4.92141

Schwarz B. I. C. = -7.69183

Log likelihood = 159.485

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
C	-.360509E-02	.255088E-02	-1.41327	[.163]
JPUSR	-.508565	.397815	-1.27840	[.206]

### 第3節 VARモデルによる実証分析

経済理論では、株価は人々の将来の企業企業業績やマクロ経済情勢などのファンダメンタルズ要因に対する期待によって決められる。その期待の形成に使われる情報は経営・経済状況、政治情勢などに関するものである。しかし、その利用できる情報は将来の予測に対して、過去のものでしかない。次第に、株価と為替に関して考えると、株価が為替の過去のデータに依拠して、形成された期待によって影響されると考える。一方、株価の過去のデータを情報として、期待が形成され、為替が決められる考えも検証すべきであろう。そのような仮説のもとで、対米ドル為替円レート収益率と日経平均株価の収益率にラグをつけ、説明変数として、VARモデルで分析を行ってみよう。ラグ次数がはっきりしないため、取りあえず、ラグが一次のVAR(1)からラグが4次のVAR(4)までの計算を行った。日経平均をX、為替レートをYとして、そのモデル式は

$$x_t = (b_{x1}x_{t-1} + \dots + b_{xp}x_{t-p}) + (b_{y1}y_{t-1} + \dots + b_{yp}y_{t-p}) + \varepsilon_{xt} \quad (\text{i})$$

$$y_t = (c_{x1}x_{t-1} + \dots + c_{xp}x_{t-p}) + (c_{y1}y_{t-1} + \dots + c_{yp}y_{t-p}) + \varepsilon_{yt} \quad (\text{ii})$$

(森棟 1999、P323～P324 を参照)

であって、TSPによる分析結果は次の通りである。

### VAR(1)モデルの結果：

Akaike Information Crit. = -12.2392 Log likelihood = 389.535

Schwarz B. I. C. = -17.7789

モデル式(i)の結果：



Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
STR(-1)	-.189584	.118461	-1.60039	[.115]
JPUSR(-1)	1.01822	.380288	2.67751	** <sup>①</sup> [.010]

モデル式(2)の結果：

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
STR(-1)	.251250E-02	.040024	.062775	[.950]
JPUSR(-1)	-.127504	.128486	-.992359	[.325]

F検定の結果：

Dependent variable: STR  
 F (block exog.) = 7.16903 \*\* [.010]  
 Dependent variable: JPUSR  
 F (block exog.) = .394073E-02 [.950]

### VAR(2)モデルの結果：

Akaike Information Crit. = -12.1646 Log likelihood = 385.101  
 Schwarz B. I. C. = -17.5658

モデル式(i)の結果：

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
STR(-1)	-.217732	.131802	-1.65196	[.104]
STR(-2)	-.036375	.125702	-.289376	[.773]
JPUSR(-1)	1.02988	.390404	2.63799	* [.011]
JPUSR(-2)	.163201	.412746	.395404	[.694]

モデル式(ii)の結果：

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
STR(-1)	.012919	.042811	.301780	[.764]

①注：一つの \* 印の場合は、有意水準が 0.05 の時、\*\* 印の場合は有意水準 0.01 の時、t 検定や F 検定の帰無仮説が棄却された意味である。\* 印がなければ、帰無仮説が棄却できなかったと意味する。

STR(-2)	.060768	.040829	1.48835	[.142]
JPUSR(-1)	-.116976	.126807	-.922468	[.360]
JPUSR(-2)	.092940	.134064	.693251	[.491]

F検定の結果：

Dependent variable: STR  
 F (block exog.) = 3.49470 \* [.037]  
 Dependent variable: JPUSR  
 F (block exog.) = 1.10759 [.337]

### VAR(3)モデルの結果：

Akaike Information Crit. = -12.1120 Log likelihood = 381.415  
 Schwarz B. I. C. = -17.3725

モデル式(i)の結果：

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
STR(-1)	-.220132	.129016	-1.70624	[.094]
STR(-2)	-.039307	.133829	-.293711	[.770]
STR(-3)	.184648	.125618	1.46992	[.147]
JPUSR(-1)	1.05571	.397152	2.65819	* [.010]
JPUSR(-2)	.170687	.404828	.421628	[.675]
JPUSR(-3)	.207155	.407278	.508634	[.613]

モデル式(ii)の結果：

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
STR(-1)	.015336	.043726	.350723	[.727]
STR(-2)	.076815	.045357	1.69355	[.096]
STR(-3)	.017609	.042574	.413598	[.681]
JPUSR(-1)	-.131848	.134603	-.979533	[.332]
JPUSR(-2)	.082479	.137205	.601138	[.550]
JPUSR(-3)	-.090295	.138035	-.654150	[.516]

F検定の結果：

Dependent variable: STR  
 F (block exog.) = 2.55436 [.065]  
 Dependent variable: JPUSR  
 F (block exog.) = .959467 [.418]

## VAR(4)モデルの結果：

Akaike Information Crit. = -12.0322 Log likelihood = 376.966

Schwarz B. I. C. = -17.1495

モデル式(i)の結果：

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
STR(-1)	-.202624	.136660	-1.48269	[.144]
STR(-2)	-.042718	.135376	-.315551	[.754]
STR(-3)	.136771	.139230	.982336	[.330]
STR(-4)	-.172990	.130005	-1.33064	[.189]
JPUSR(-1)	1.11001	.403329	2.75212	** [.008]
JPUSR(-2)	.296658	.427056	.694659	[.490]
JPUSR(-3)	.223157	.411786	.541926	[.590]
JPUSR(-4)	-.764803E-04	.416266	-.183729E-03	[1.00]

モデル式(ii)の結果：

	Estimated	Standard		
Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
STR(-1)	-.188038E-02	.045892	-.040974	[.967]
STR(-2)	.076805	.045461	1.68947	[.097]
STR(-3)	.041725	.046755	.892413	[.376]
STR(-4)	.062678	.043657	1.43570	[.157]
JPUSR(-1)	-.154590	.135442	-1.14137	[.259]
JPUSR(-2)	.085561	.143410	.596616	[.553]
JPUSR(-3)	-.100271	.138282	-.725118	[.472]
JPUSR(-4)	-.101057	.139787	-.722940	[.473]

F検定の結果：

Dependent variable: STR

F (block exog.) = 2.09564 [.095]

Dependent variable: JPUSR

F (block exog.) = 1.27458 [.292]

分析結果に基づいて、モデルの選択と次数を決めるため、検定統計量AIC (Akaike Information Crit) とBIC (Schwarz B. I. C) を用いる。統計ソフトTSPで用いられるAIC (赤池情報量) は、 $AIC = -2\ln(L)/n + 2pG^2/n$ 、と定義される。 $\ln(L)$ は最大対数尤度で、 $G$ は変数の数で、 $p$ はVARモデルの次数、 $n$ はサンプル数である。(森棟P327、P142、和合P392、山本P98) 最尤法の場合、対数尤度が最大化されれば、右辺の第1項は最小化され、第2項の場合、次数が大き

くなるにつれ、推定すべき係数パラメータの数が多くなって、罰金として、大きくなる。最小のAICをもたらすモデルは尤度が大きく、次数も適度であって、

モデル次数	AIC	BIC
VAR(1)	-12.24	-17.78
VAR(2)	-12.16	-17.57
VAR(3)	-12.11	-17.37
VAR(4)	-12.03	-17.15

表（i）各次数のVARモデルのAIC、BIC値

最適と考えられる。BICは「AICとは逆にやや低めの次数を選ぶ傾向があることが知られている。」（山本P99）また、「この基準に基づく選択は一致性を持っている。」慎重のため、ここでAICとBIC両方の基準値をTSPソフトで出して、比較することにした。上記の分析結果によって、各モデルのAICとBICの値を表（i）にまとめた。比較してみると、VAR(1)モデルのAICとBIC値とともに最小であり、4つのモデルの中、最も適切なラグ次数が1だとわかった。適切なモデルとしてはVAR(1)を選んだ。推定で得られたパラメータをモデル式に代入すると、(vi)と(vii)のようになる。

$$STR_t = -0.19STR_{t-1} + 1.02JPUSR_{t-1} + \varepsilon_{xt} \quad (vi) \text{ ①}$$

-1.60 [.12]      2.68 \*\* [.010]

$$JPUSR_t = 0.0025STR_{t-1} - 0.13JPUSR_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (vii)$$

0.063 [.950]      -.99 [.325]

#### 第4節 Granger 因果関係分析

日経平均株価の収益率と対米ドル為替円レート収益率との間の関係を分析するため、Granger 因果関係検定を行った。Granger 因果関係が分析する対象は「時系列分析においてある変数がほかの変数に影響力を及ぼすかどうかという疑問」（森棟 1999 P 327）である。時間の関係を考えに取り入れると、そのような関係が多数の変数（ここでのモデルでは2つの変数）それぞれ過去の値の間に存在するかどうかの問題になる。2変数モデルの場合では、因果関係の定式化はモデル式（i）、（ii）に基づいて、帰無仮説は

$$H_{01} : b_{y1} = b_{y2} = \dots = b_{yp} = 0 \quad (\text{y から x への因果関係がない}) \text{ と}$$

$$H_{02} : c_{x1} = c_{x2} = \dots = c_{xp} = 0 \quad (\text{x から y への因果関係がない}) \text{ となる。}$$

（森棟 P327）

この仮説の元で、モデル式（i）と（ii）それぞれについて、モデル式を推定して、その残差の2乗和（USS）を求める。さらに、仮説の制約すなわち、

①注：各係数の下の数字（例えば 2.67751 \*\* [.010]）は t 値[p 値]である。

\*\* 印は有意水準 0.01 で帰無仮説が棄却された意味である。一つの\* 印の場合は、有意水準が 0.05 の時。

$$b_{y1}=b_{y2}=\cdots=b_{yp}=0 \text{ と } c_{x1}=c_{x2}=\cdots=c_{xp}=0$$

を課したモデル式をそれぞれ推定し、残差二乗和を求めて、RSS とする。それぞれの USS と RSS で計算した F 値が

$$F = ( (RSS - USS) / P ) / ( USS / (N - 3P) )$$

となる。P はモデルの次数で、N はサンプルの数である。この F 値は自由度が P と N-P の F 分布に従う。それで、計算した F 値を F 分布の有意水準の臨界値と比較して、臨界値より大きければ帰無仮説を棄却し、そうでなければ採択する。この検定の考え方は Granger によって提出したので、一般に Granger のテストと呼ばれている。（森棟 1999 P328、山本 1994 P168）

この分析においては、選択された VAR(1) モデルに対して、Granger のテストを行った。帰無仮説としては、STR（日経平均株価の収益率）が独立変数のモデル式 (i) については、 $H_{01} : b_{y1} = 0$  及び、JPUSR（対米ドル為替円レート収益率）が独立変数のモデル式 (ii) については、 $H_{02} : c_{xt} = 0$  となる。F 値をソフトで計算してところ、12 ページから 13 ページまでの結果のように、モデル式

(1) とモデル式 (2) の F 値はそれぞれ  $F_1 = 7.16903$  で、その P 値は 0.01 となり  $F = 0.003940$  でその P 値は 0.950 となった。 $H_{01}$  は有意水準 1 % で棄却され、 $H_{02}$  は有意水準 5 % で採択されました。さらに、2 次から 4 次までの VAR モデルに対し、Granger のテストを行った。13 ページから 15 ページまでの結果のように、3 つのモデルどれも、STR（日経平均株価の収益率）が独立変数のモデル式の F 値が 0.10 以下の P 値を持っている、逆に JPUSR（対米ドル為替円レート収益率）が独立変数のモデル式の F 値が 0.10 より遥かに大きい P 値を持っているとわかった。すなわち、1 次 VAR モデルだけではなく、2 次 3 次 4 次の VAR モデルも Granger のテストに関しては、かなり近い結果を出した。この結果が実証した理論仮説は日経平均株価の収益率と対米ドル為替円レート収益率との間の関係は、対米ドル為替円レート収益率が原因で日経平均株価の収益率は結果だということになる。

一方、VAR(1) モデルの分析結果を見ると、

$$STR_t = -0.19STR_{t-1} + 1.02JPUSR_{t-1} + \varepsilon_{xt}$$

-1.60 [.115]                      2.68 \*\* [.010]

$JPUSR_{t-1}$ （対米ドル為替円レート収益率）の係数は 1.01822 で、符号はプラスである。その意味合いは対米ドル為替円レート収益率が上昇すると日経平均株価の収益率も上昇する、逆に対米ドル為替円レート収益率が下落すると日経平均株価の収益率も下落する。

## 第 5 節：モデルの修正

この単回帰式によって、日経平均株価の収益率が対米ドル為替円レート収益率に対して単調増加とわかった。しかし、説明変数として  $STR_{t-1}$  が存在するから、必ずしも、対米ドル為替円レート収益率が正(負)であっても、確率的に日経平均株価の収益率が正(負)であるとはいえない。

上述の問題を解決ために、新しいモデル式を仮定する必要がある。それは説明変数  $STR_{t-1}$  を除去することになる。モデル式は

$$STR_t = b_{y1} JPUSR_{t-1} + \varepsilon_{xt}$$

となつて、常数項なしの回帰モデルである。同じデータで、TSP を利用して、最小二乗法で係数の推定を行った。その結果は

$$STR_t = 1.11 JPUSR_{t-1} + \varepsilon_{xt}$$

2.90 \*\* [ .005]

となる。5%と1%の有意水準のt検定の結果を見ると、 $JPUSR_{t-1}$  の係数は有意である。この結果を見ると、株価は為替の過去のデータを情報として、形成された人々の期待によって影響されると言える。さらに、明らかになったのは、対米ドル為替円レート収益率が正(負)であれば、確率的に日経平均株価の収益率が正(負)である。すなわち、結論として、為替が上昇(下落)したら、株価も上昇(下落)する。この期間では、第2章で説明した貞松茂(1997)の理論モデルにおいて、為替レートが原因で、株価が結果であり、円安→株価上昇、あるいは円高→株価が下落のケースに当てはまる。

#### 第四章 まとめ

このように、この論文を持って、日次データを使ったことにより、モデルは、i、金融政策によるLMシフトが発生していない。財政政策によるIS曲線のシフトがない。ii、GDP(Y)が分析の期間中で為替以外の要因で変化しない、iii、物価が所与とする、すなわち期間内で、物価の変化がない。三つの仮定に満たした。その上、VARモデルも推定とGrangerのテストに用いて、為替レートと株価との関係を実証した。さらに、2001年7月3日から10月6日までの期間で、対ドル為替円レートと日経平均株価終値の関係は「円安株価上昇」、「円高株価下落」、というような関係にしたがっていると結論できた。

問題となつて残るのは、日次データにすることによって、期間が短くなり、近似的に金融政策の実施とGDP及び物価の変化を無視することができた。しかし、輸出・輸入の価格弾力性の和が1より大きいというようなマーシャル＝ラーナー(中谷 188)の安定条件を満たしているという仮定は、どこにも根拠がない。為替レートの切り上げは経常収支の改善に繋がるかどうかは確定できない。貞松茂(1997)でもこの論文でも、このような疑問点が残っているといわざるを得ない。更なる理論と実証研究の両方からのアプローチが必要とされる。

参考文献：

- ① 貞 松茂「国際経済と証券市場」『長崎県立大学論集』長崎県立大学学術研究会 第30巻 第3号 1997、1、P215頁。
- ② 森棟公夫『計量経済学』東洋経済、1999。
- ③ 森棟公夫『統計学入門』新世社、1994。
- ④ 和合 肇 訳著『計量経済分析の方法』シーエーピー出版、1997。
- ⑤ 和合 肇『TSPによる経済データの分析』東京大学出版会、1995。
- ⑥ 山本 拓『経済の時系列分析』創文社、1994。
- ⑦ 中谷 巖『入門マクロ経済学』日本評論社、2000。

平成 13 年 12 月 29 日(土)