外国為替市場における効率性検定*

新 関 三 希 代

1 はじめに

1990年前半，世界の金融市場は大きな変貌を遂げた．日本においては，いわゆるバブルの暴落によって‘右肩上がりの株価’神話が崩壊し，逆に米国においては，‘バービー人形ブームの再来’に合わせるかのように好調な景気水準を維持している．また，東南アジアにおける金融市場の崩壊に相反し，ヨーロッパにおいては予想されたユーロ統合による劣悪な景気材料は，今のところ見られていない．2000年を迎えた今，激しく変動した90年代の世界金融市場を検証することには何らかの意義があると思われる．

そこで，本稿では世界金融市場の指標として外国為替市場を用い，その市場効率性を検証することにする．そもそも，外国為替とは，各国の経済力の強さを示す指標であり，米国ドルを基準に自国通貨がどれくらいの比率になっているか示したものである．はたして，90年代において国際競争力の指標である各国通貨は，市場において正しく評価されていたであろうか．そして，外国為替市場は効率的に機能していたであろうか．

この論文では，90年代の世界最大規模の外国為替市場，ニューヨーク外国為替市場に着目し，そこで取引されている各国主要通貨市場：日本円，英ポンド，独マルク市場の効率性を検証する．いずれの通貨も対米国ドルで評価している．

* この論文の作成に際しては，文部省学術フロンティア推進事業：ワールドワイドビジネス研究センターの助成を受けている。なお，本論文に関するありうべき誤謬は，全て著者の責任に帰するものである．

また，各通貨の現物市場のみならず先物市場にも着目し分析を行っている．

ここで，市場効率性とは，ある時点における資産価格に利用可能な全ての情報が含まれており，もはやその資産価格の将来における予測を行うための情報が存在しないことを意味している．これまでさまざまな金融市場において，市場効率性（効率的市場仮説）の検証が行われてきた．特に，近年では資産価格の時系列的性質を考慮した実証分析が数多く見られる．これは，金融市場における資産価格が非定常になる傾向があり，伝統的な計量手法で分析することができないためである．Granger〔1981〕によって最初に紹介された共和分検定がその代表的な分析手法である．Cerchi and Havenner〔1988〕は，５つの株価についてランダム・ウォーク仮説が成立するか否か共和分検定で検証している．また，Kasa〔1992〕は株式市場の国際間比較を行い，それらに共和分ベクトルが存在するか否かの分析を行っている．外国為替市場に関しても，Copeland〔1991〕が1980年代の主要５ケ国の現物，先物レートに関する共和分検定を行い，効率性の検証を行っている．

本稿では，90年代の外国為替市場について４カ国の通貨市場：米国ドル，日本円，英ポンド，独マルクにおいて効率的市場仮説が成立していたかどうか，３つの手法：Johansen〔1988〕と Johansen and Juselius〔1992〕の共和分検定，Engle and Granger〔1987〕の Augmented Dickey-Fuller（ADF）検定，Phillips〔1991〕や Stock and Watson〔1993〕の共和分検定によって分析を行っている．また，先行研究と異なり，各国為替レートの現物市場，先物市場のみならず，現物市場と先物市場との関係に着目して分析を行っている．結果，各国為替レートの現物市場においては効率性が見出せたが，先物市場では効率的市場仮説が棄却された．

本稿の構成は以下のとおりである．次章において，効率的市場仮説が成立する場合の現物資産価格と先物資産価格との関係を理論モデルで提示する．また，市場が効率的である場合の資産価格間の共和分関係を説明する．第３章では，３つの共和分検定の方法について説明する．そして，第４章で実証結果のまと

めを行う．

2 理論モデル

2.1 直物と先物の関係

本稿では，外国為替市場が効率的であるかどうか，効率的市場仮説の検定をニューヨーク外国為替市場において次の3つのケースで行うことにする．

(I) 円の現物市場と先物市場間の効率性

(II) 直物（各国レート）間の効率性

(III) 先物（各国レート）間の効率性

ここで，各国レートとは，米ドルに対する日本円，英ポンド，そして独マルクである．本節では，(I)のケースについて，外国為替市場が効率的な場合，その現物価格と先物価格はどのような関係になっているのか説明する．

先物市場が均衡しているならば，先物価格はその満期日における価格の期待価格とリスク・プレミアムの関数になっている．つまり，以下の式が成立することになる．

$$F_{t-j}=E[F_t|I_{t-j}]-R_{t-j} \tag{1}$$

ここで，F_{t-j} は満期（t）までの残存期間が j 期ある先物の現時点価格を示している．また，F_t はその先物（満期日）価格を，I_{t-j} は現時点において利用可能な情報集合を，そして，R_{t-j} は先物市場に関する非負のリスク・プレミアムを各々，示している．

市場が効率的であるならば，その現物価格は全ての情報を反映し，ランダムに動いており，予測不可能である．したがって，市場に裁定の機会は存在せず，超過利潤を得ることはできない．一方，先物価格は全情報を織り込んでおり，将来の現物価格の期待値になっている（Hakkio and Rush〔1989〕等参照）．この場合，限月における現物価格は，満期までの残存期間が j である先物の現時点価値の不偏推定量になり，(1)式は次のようになる．

$$F_{t-j}=E[S_t]-R_{t-j} \tag{2}$$

この式は，$t-j$ 期に利用可能な情報のもとで期待される現物価格が t 期に観測される先物価格と等しい，あるいは大きいことを示している．

（2）式をもとに，効率的市場仮説のテストでは次の（3）式が用いられる[1]．

$$S_t = a + bF_{t-j} + \varepsilon_t \tag{3}$$

外国為替市場において効率的市場仮説が成立しているならば，現物と先物との間で裁定の機会は存在せず，投機等による期待利益はゼロになるはずである．この場合，現物の外国為替価格と先物のそれとの差，いわゆる直先スプレッドはゼロになっている[2]．したがって，市場が効率的であるならば（3）式において各パラメタは次の制約を満たさなければならない．

$$\begin{aligned} a &= 0 \\ b &= 1 \end{aligned} \tag{4}$$

つまり，外国為替市場における効率的市場仮説の検定として，（4）式のテストを行うことになる．

2.2 共和分検定

前節における（3）式を推定し，（4）式を検定する場合，外国為替市場において現物価格と先物価格が非定常ならば，伝統的な計量経済学の分析手法を適用することは困難になる．変数の時系列的な性質を考慮した新しい計量手法として，共和分検定が挙げられる[3]．

外国為替市場において観測される現物価格とその先物価格が非定常であるとすると，$S_t - F_{t-j}$ が定常となるような，S_t と F_{t-j} の共和分関係が存在する可能性がある．2つの価格の間に共和分関係が存在するならば，現物と先物，両

1） この式は ‘forward rate version’ の定式化として知られ，長期の市場効率性を分析する場合に用いられている．また，この式を用いた市場効率性検定のことを特に，不偏性仮説の検定という（Crowder〔1994〕等参照）．

2） 直先スプレッドには，現時点の先物と現物の差：ベーシスと現時点の先物の価格とその決済日の直物の価格との差：プレミアムとがある．本稿では（3）式から後者を扱う．

3） 特に，近年では問題とする変数が非定常な場合，共和分検定が頻繁に用いられている（Kasa〔1992〕等参照）．

市場に影響を与える共通のトレンドが存在し，両市場は連動していることになる．この場合，市場で観測される現物価格は投資家の期待を織り込んだ先物価格の情報を反映させており，裁定の機会は存在しない．したがって，外国為替市場において，効率的市場仮説が成立していると判断できる．

以上，外国為替市場の効率性を検定する第一の方法として，そこで取引されているある特定の資産（例えば，円）を取り上げて，その先物と現物との共和分関係を検定する方法が考えられる．今，S_t をその直物価格，F_{t-j} をその先物価格とすると

(i)　$S_t - F_{t-j}$ が定常かどうかのテスト

(ii)　S_t と F_{t-j} の間に共和分ベクトルが1つ存在し，

(iii)　その共和分ベクトルの値が（1, −1）であるかどうかのテスト

を行うことになる．

共和分検定による効率的市場仮説のテストは，上述のようにある特定の1つの資産に関して行われる場合と，別の資産との間で行われる場合とがある．複数の資産価格が互いに相関，連動している場合，ある1つの資産価格が別の他の資産価格の予想に用いられる可能性がある．この場合，裁定の機会が存在し，裁定による予期しない超過利潤が生じることになる．つまり，異なる資産市場においてそれらの価格が共和分関係にある場合，ある資産価格が別の資産価格に影響を与えるという意味で非効率性が存在すると考えられる（Copeland〔1991〕等参照）．したがって，外国為替市場（ニューヨーク外国為替市場）の市場効率性検定の第二の方法として，そこで取引される異なる資産（円，ポンド，マルク）をとりあげ，それらの共和分検定を行うことが考えられる．これは，直物の為替市場においても，また，先物の為替市場においても考えられる効率性の検定方法である．

3 検 定 方 法

3.1 単位根検定

外国為替市場における効率的市場仮説の検定として共和分検定を行うが，分析に用いる変数（データ）の時系列的性質を調べるために単位根検定を行うことにする．単位根検定とは，以下のような計量手法である（Dickey and Fuller〔1979〕,〔1981〕, Phillips〔1987〕参照）．

今，ランダム・ウォークしている変数 x_t があるとする．この1回階差が定常である場合，変数 x_t は1次のオーダーで和分されており，x_t には単位根がある（$I(1)$ である）と判断される．この単位根が存在するかしないかの検定，いわゆる単位根検定のなかで，最もよく知られているものに Dickey-Fuller（DF）テストとその拡張版である Augmented Dickey-Fuller（ADF）テストがある[4]．

これは，単位根が存在することを帰無仮説とする検定方法で，ドリフト，及びトレンド（t）を考慮した m 次のオーダーの ADF 回帰モデルは，以下のように示される．

$$\Delta x_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \beta_i \Delta x_{t-i} + \eta_t \tag{5}$$

ここで，η_t はホワイト・ノイズ（$i.i.d.$）の確率変数であり，Δx_{t-i} のラグ次数は η_t がホワイト・ノイズになるように決定される．（5）式において，変数 x_t が $I(1)$ 過程に従う，あるいは非定常であるという帰無仮説をパラメタ，α_2 の有為性検定でテストすることになる．

3.2 共和分検定

前章で示したように，市場効率性に関するテストとして各変数間の共和分検

4） この他に，変数に単位根が存在せず定常であることを帰無仮説とする単位根検定として，KPSS テスト（Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin〔1992〕参照）があるが，本稿では取り扱わない．

定を行うが，この計量的手法として主に，次の3種類の検定方法が考えられる．

第一に，Johansen〔1988〕と Johansen and Juselius〔1992〕で提唱されている，完全情報最尤法（Johansen's Full Information Maximum Likelihood Approach）である．この手法は，共和分ベクトルを推定し，その制約に関する検定を可能にする手法で，最もよく使われる共和分検定の方法である．他の共和分検定と異なり，変数の潜在的な定常性を認めた場合においても検定が可能になっている．また，他の2つの手法が2変数間の共和分検定に限定されるのに対して，この手法は2変数以上の変数間における共和分を検定することができる．

本稿では，変数（各為替レート）間に共和分ベクトルがいくつ存在するか，また，それが理論上の制約を満たすかどうか検定する．前者の検定は，Johansen の λ-max 検定と *trace* 検定を用いて行い，帰無仮説：共和分ベクトルのランクが r 以下である，が棄却できるかどうかのテストを行う．後者の検定は，Johansen and Juselius の H_4 検定を用いて，制約ありの帰無仮説をカイ自乗検定で棄却できるかどうかテストする．

第二の手法として，Augmented Dickey-Fuller（ADF）テストが挙げられる．これは，Engle and Granger〔1987〕で提唱されている誤差修正モデル（ECM）を用いた共和分検定の手法である．共和分の回帰モデルにおける残差の単位根検定を行い，それが定常である場合に共和分関係があると判断する．つまり，(5)式における変数，x_t が前章の回帰式(3)で推定される誤差項，ε_t となる．そして，それが非定常（$I(1)$）かどうか単位根検定を行い，定常（$I(0)$）の場合，変数間に共和分ベクトルが存在することになる．

この手法は，先の単位根検定と同様の手法であることから簡便でよく用いられるが，推定式の誤差項に系列相関がある場合，あるいは，それに不均一分散がある場合，不適切な検定手法となる．

第三に，Phillips〔1991〕や Stock and Watson〔1993〕で紹介されている手法：a mixed Gaussian estimator of the cointegrated regression か挙げられる．これは，先の ADF テストにおける回帰モデル(5)の誤差項に関する系列相関

の問題を緩和した手法で，独立変数，Δx_t のラグとリードを加えた線形回帰式を共和分回帰モデルとして推定する方法である．

2変数，X_t と Y_t の共和分検定を行う場合，次のような回帰モデルを最小二乗方（OLS）で推定することになる．

$$Y_t=\beta_0+\beta_1 X_{t-1}+\sum_{i=1}^{p}\gamma_i \Delta X_{t-i}\sum_{l=1}^{q}\theta_l \Delta X_{t+l}+v_t \quad (6)$$

また，共和分検定は下の2つの仮説を検定することになる．

$$\boldsymbol{H}_0 : \beta_0=0,\ \boldsymbol{H}_1 : \beta_0\neq 0 \quad (7)$$

$$\boldsymbol{H}_0 : \beta_1=1,\ \boldsymbol{H}_1 : \beta_1\neq 1 \quad (8)$$

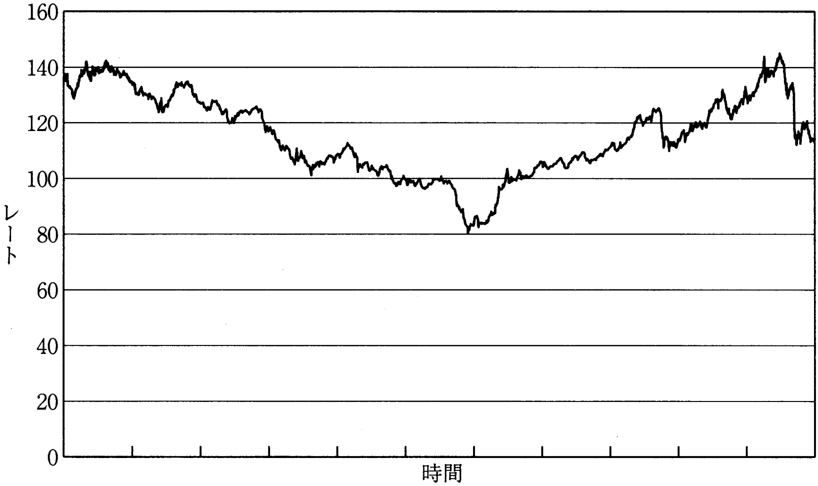
この検定は，誤差項が漸近的に標準正規分布（N (0, 1)）に従うことから，通常の t 検定を用いて行うことができる（Hatanaka〔1994〕参照）．

4 実 証 分 析

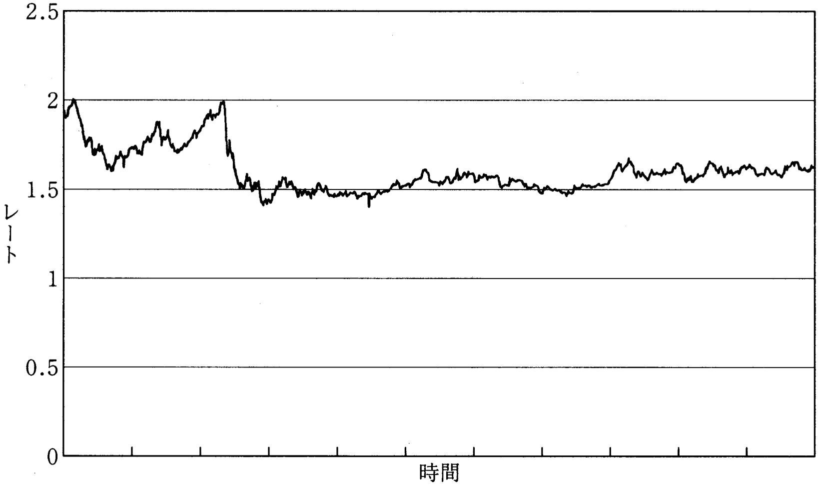
4.1 デ ー タ

本稿では，ニューヨーク外国為替市場で取引されている主要通貨：日本円，英ポンド，独マルクの直物レート（S_{Yt}, S_{Pt}, S_{Mt}）と各々の1ケ月先物のレート（F_{Yt}, F_{Pt}, F_{Mt}）を取り扱うことにする．データはすべて日次データで，サンプル期間は1990年12月31日から1998年12月28日とする．これらデータはすべて，日経総合データ・ファイルから入手している．なお，現物，及び先物為替レートは全てドルに対する評価価値を示しており，いずれも買取引の終値を用いている．ここで，祝祭日の値は前日の値と等しいと想定し，前日の値を代用することにする．

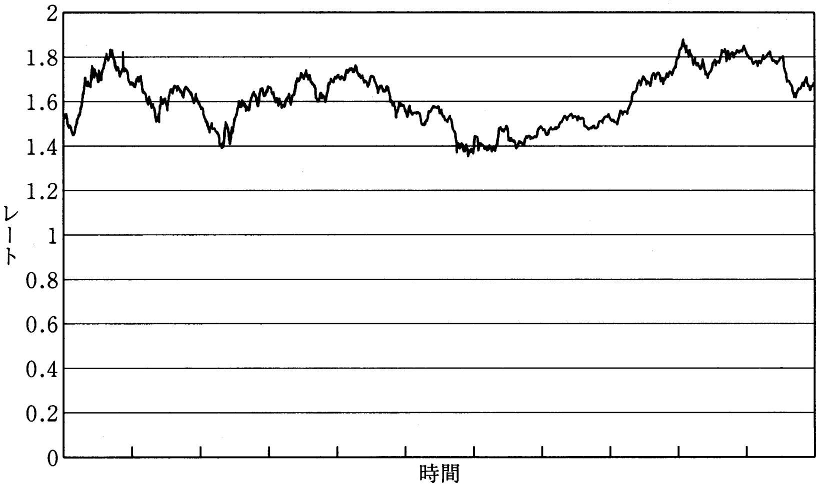
推定期間における各変数の時系列グラフは，**第1－1図**から**第2－3図**のようになる．また，各レートの水準（S_{Yt}, S_{Pt}, S_{Mt}, F_{Yt}, F_{Pt}, F_{Mt}）とその変化分（ΔS_{Yt}, ΔS_{Pt}, ΔS_{Mt}, ΔF_{Yt}, ΔF_{Pt}, ΔF_{Mt}）に関する基本統計量は，**第1表**から**第4表**のようになる．ここで，MEAN は標本平均，S.D. は標本標準偏差，MAX は標本最大値，そして，MIN は標本最小値を示している．本稿で取り扱う推定期間は，85年9月のプラザ合意後，また，87年12月のルーブル合意後であり，



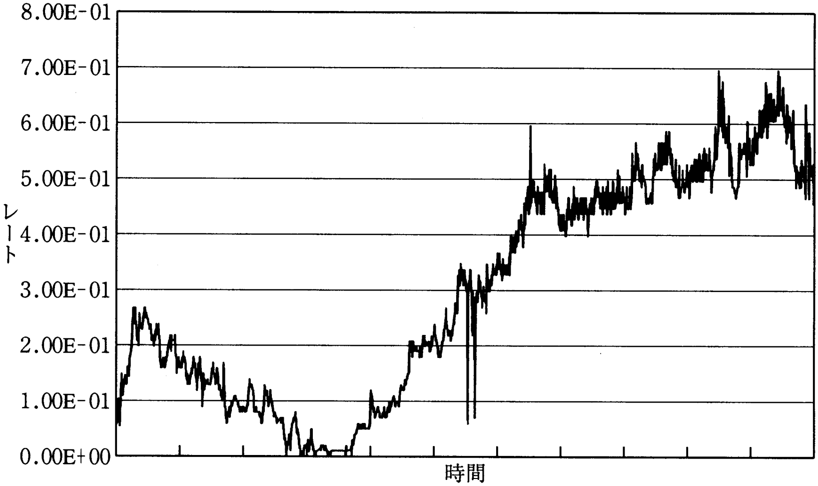
第1-1図　日本円（現物）



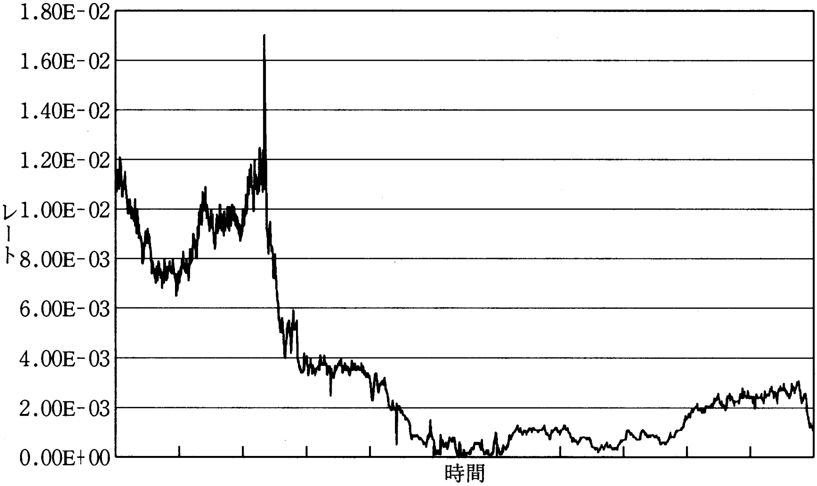
第1-2図　英ポンド（現物）



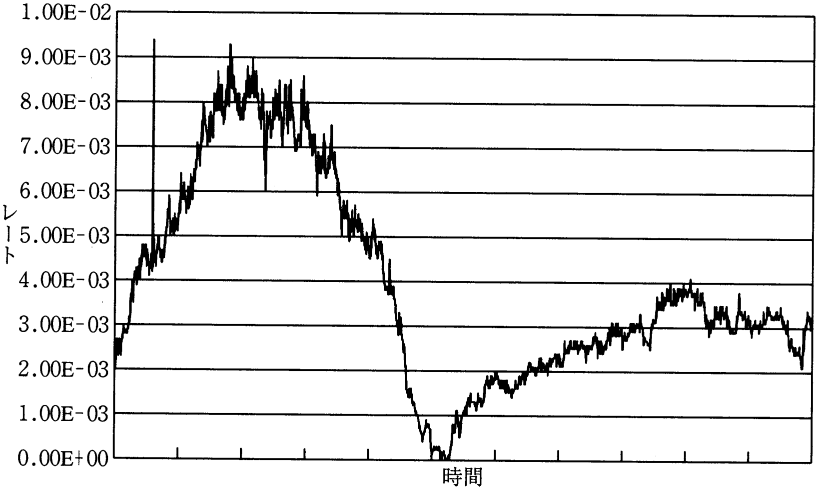
第1-3図　独マルク（現物）



第2-1図　日本円（先物）



第2-2図　英ポンド（先物）



第2-3図　独マルク（先物）

第1表 水準に関する基本統計量（現物）

	S_{Yt}	S_{Pt}	S_{Mt}
MEAN	116.037	1.622	1.6176
S.D.	14.574	0.1122	0.1243
MIN	80.650	1.417	1.353
MAX	147.300	2.004	1.881

第2表 水準に関する基本統計量（先物）

	F_{Yt}	F_{Pt}	F_{Mt}
MEAN	0.3050	0.003380	0.003915
S.D.	0.1991	0.003303	0.002236
MIN	0.0000	0.0000	0.0000
MAX	0.7000	0.01700	0.009400

第3表 変分に関する基本統計量（現物）

	ΔS_{Yt}	ΔS_{Pt}	ΔS_{Mt}
MEAN	−0.008827	−0.0001547	0.00008927
S.D.	0.8884	0.01102	0.01118
MIN	−9.0500	−0.08030	−0.05600
MAX	4.4000	0.07850	0.05950

第4表 変分に関する基本統計量（先物）

	ΔS_{Yt}	ΔS_{Pt}	ΔS_{Mt}
MEAN	0.0001741	−4.415D−06	1.0035D−07
S.D.	0.02084	0.0002933	0.0002523
MIN	−0.2400	−0.006000	−0.005000
MAX	0.2400	0.004800	0.005100

大規模な協調介入が見られない時期である．したがって，長期的に構造変化が無いと判断して分析を進めることにする[5]．

各為替レートの変化率（対数値の階差）の相関係数をとると**第5表**，**第6表**のようになる．第5表は3ケ国の現物為替レートに関する相関係数を示してい

5) Quandt〔1958〕の構造変化テスト等が考えられるが，本稿では取り扱わないことにする．

第５表　相関係数（現物）

	$\Delta\log(S_{Yt})$	$\Delta\log(S_{Pt})$	$\Delta\log(S_{Mt})$
$\Delta\log(S_{Yt})$	1.0000		
$\Delta\log(S_{Pt})$	−0.3522	1.0000	
$\Delta\log(S_{Mt})$	0.5151	−0.6890	1.0000

第６表　相関係数（先物）

	$\Delta\log(F_{Yt})$	$\Delta\log(F_{Pt})$	$\Delta\log(F_{Mt})$
$\Delta\log(F_{Yt})$	1.0000		
$\Delta\log(F_{Pt})$	0.02268	1.0000	
$\Delta\log(F_{Mt})$	0.09733	0.1130	1.0000

るが，ここで，英ポンドの変化率が他のレートの変化率と負の相関関係になっていることがわかる．また，日本円と英ポンドの相関が他に比べて低いこともわかる．さらに，第６表は３ケ国の先物為替レートに関する相関係数を示しているが，第５表と比較すると，先物市場におけるレート変化率の相関が低いことがわかる．

4．2　単位根検定

以下では，ニューヨーク外国為替市場における各国現物レート間，先物レート間，そして，円直先間でその連動性を調べるために共和分検定を行う．まず，分析に用いる変数：S_{Yt}, S_{Pt}, S_{Mt}, F_{Yt}, F_{Pt}, F_{Mt} が非定常であるかどうか，単位根検定を行って確かめることにする．第７表から第10表までは，単位根がある場合を帰無仮説とする Dickey-Fuller（DF），及び，Augmented Dickey-Fuller（ADF）の単位根検定の結果を示している．

第７，８表は，各レートの水準に関する DF（ADF）テストの結果を示している．ここで，*DF* は DF 検定，*ADF* は ADF 検定の結果を示している．ただし，ADF 検定については各変数のラグ次数が１の場合（ADF (1)）の結果である．ここで，ラグ次数については残差の自己相関に関する Ljung-Box の *Q*

第7表 水準に関する単位根検定（現物）

	S_{Yt}	S_{Pt}	S_{Mt}
DF	−1.5567 (−2.8635)	−2.0208 (−2.8635)	−2.1476 (−2.8635)
ADF	−1.5872 (−2.8635)	−2.0647 (−2.8635)	−2.1647 (−2.8635)

第8表 水準に関する単位根検定（先物）

	F_{Yt}	F_{Pt}	F_{Mt}
DF	−2.3707 (−2.8635)	−2.5721 (−2.8635)	−2.5203 (−2.8635)
ADF	−1.9754 (−2.8635)	−2.2873 (−2.8635)	−1.7771 (−2.8635)

第9表 変分に関する単位根検定（現物）

	ΔS_{Yt}	ΔS_{Pt}	ΔS_{Mt}
DF	−43.6934 (−2.8635)	−45.1546 (−2.8635)	−44.7298 (−2.8635)
ADF	−31.7242 (−2.8635)	−31.7015 (−2.8635)	−32.2456 (−2.8635)

第10表 変分に関する単位根検定（先物）

	ΔF_{Yt}	ΔF_{Pt}	ΔF_{Mt}
DF	−53.6205 (−2.8635)	−58.2958 (−2.8635)	−62.9273 (−2.8635)
ADF	−44.5854 (−2.8635)	−40.2940 (−2.8635)	−45.8524 (−2.8635)

検定を行い決定している．また，F 検定によりトレンド項を含まないモデルを採用している[6]．

括弧内に示されている各検定の5％信頼係数（Dickey and Fuller〔1981〕参照）を見ると，全ての変数（レート）について単位根があるという帰無仮説は棄却

6) 前章の(5)式で t の項が無い場合のモデル式で検定を行っている．

されず，各変数が非定常であることがわかる．

次に，各変数の1階の階差（ΔS_{Yt}, ΔS_{Pt}, ΔS_{Mt}, ΔF_{Yt}, ΔF_{Pt}, ΔF_{Mt}）について，DF（ADF）型の単位根検定を行ったところ，第9，10表のような結果が得られた[7]．結果，全ての変数について単位根があるという帰無仮説は棄却され，各変数が定常であることがわかる．これらの結果は，分析に用いる変数：S_{Yt}, S_{Pt}, S_{Mt}, F_{Yt}, F_{Pt}, F_{Mt} が各々，1次の和分関係（$I(1)$）になっていることを示唆している．

4.3　直先間の共和分検定

分析に用いる変数（各国通貨レート）が $I(1)$ であることがわかったので，次に，それらの共和分検定を行うことで市場効率性検定を行う．具体的に，ニューヨーク外国為替市場で取引されている円レートの満期時における現物価格（S_{YT}）と現在の先物価格（F_{Yt}）に関して，レート間に共和分ベクトルが1つ存在するか，そして，それが制約：(1, −1) を満たすかどうかテストする[8]．ただし，T は円レート先物の満期時（1ヶ月）を示している．

第11表には Johansen〔1988〕, Johansen and Juselius〔1992〕の共和分検定の結果を示している．これは，$VAR=1$ による共和分検定の結果である[9]．ここ

7)　ここでは，F 検定によりトレンド項を含まないモデルを採用している．

8)　日本円のほかに，英ポンドや独マルクについても同様の共和分検定を行っているが，円レートの場合と同様の結果が得られたため，本稿では割愛する．

9)　一般に，次数（オーダー）の決定方法として次のような手法がある．確率変数，X_t の n 次のオーダーの c 変量自己回帰モデル（VAR (n) モデル）を次のように記述する．

$$X_t=\sum_{i=1}^{n}a_iX_{t-i}+\kappa+e_t$$

このモデルのラグの長さ（自己回帰過程の次数），n を決定するために尤度比検定と Schwarz のベイジアンの情報量基準（BIC）を用いる．まず，尤度比検定として自己回帰過程が n 次である（VAR (n)）という帰無仮説と自己回帰過程が k 次である（VAR (k)）という対立仮説を考え，次の尤度比を用いてテストする．

$$LR=(N-MCORR)(\ln|\sigma_k|-\ln|\sigma_n|)$$

ここで，N はサンプル数，$MCORR$ は $cn+1$ と等しい．この尤度比は自由度，$c^2(n-k)$ の χ^2 分布に従い，これが臨界値を上回る場合に帰無仮説は棄却される．次に，BIC は以下のように示される．

$$BIC=\ln|\sigma_n|+2c^2n\ln(N)/N$$

ここで，$\ln|\sigma_n|$ は c 変量モデル（VAR (n)）の残差の共分散行列の行列式を表している．

第11表 Johansen の共和分検定（直先）

Null	λ-max	95% Critical Value	*trace*	95% Critical Value
$r=0$	6.4695	14.0690	8.7140	15.4100
$r\leq 1$	2.2445	3.7620	2.2445	3.7620

第12表 ADF タイプの共和分検定（直先）

	DF	ADF
$S_{YT}-F_{Yt}$	−1.6256 (−3.3407)	−1.6397 (−3.3407)

第13表 Phillips の共和分検定（直先）

	β_0	β_1
$S_{YT}-F_{Yt}$	113.709 (192.649)	7.7485 (4.7266)

で，信頼係数は Østerwald-Lenum〔1992〕による．最大固有値検定（λ-max），トレース検定（*trace*）ともに S_{YT} と F_{Yt} の間に1組の共和分ベクトルも存在しないことを示している．以上の結果は，円の現物レート（S_{YT}）と先物レート（F_{Yt}）は共和分関係になく，$S_{YT}-F_{Yt}$ が定常であるとは言えないことを示唆している．

次に，Engle and Granger〔1987〕の DF と ADF 検定を行ったところ，**第12表**の結果が得られた．先の表と同様，***DF*** は DF 検定，***ADF*** は ADF 検定の結果を示している．ここで，ADF 検定のラグ次数は1とする[10]．Johansen の共和分検定と同様，DF，ADF 検定ともに単位根が存在するという帰無仮説を棄却できておらず，$S_{YT}-F_{Yt}$ が非定常であることを示唆している．

第13表は，Phillips〔1991〕，Stock and Watson〔1993〕の共和分検定の結果を示している[11]．S_{YT} と F_{Yt} が $S_{YT}-F_{Yt}$ が定常であるような共和分関係にあるか否か，前章で示した仮説，(7)式と(8)式を検定する．ここで，(6)式の変数：Y_t は S_{YT} に，変数：X_t は F_{Yt} に各々，対応している．なお，括弧内は各パラメタの t 値を示している[12]．(7)式の帰無仮説は有意水準5％で棄却されているが，(8)式のそれは採択されている．結果，$S_{YT}-F_{Yt}$ が定常である

10) ラグ次数の決定については上記脚注を参照．
11) ラグとリードの次数は，残差の自己相関に関する Ljung-Box テストを行い決定している．
12) t 検定の5％有意水準は1.96である．

とは言えず，S_{YT} と F_{Yt} の間に正のスプレッド（プレミアム）が存在し，制約：(1, −1) を満たさないことがわかる．

以上，3つの実証結果から S_{YT} と F_{Yt} の間に共和分ベクトルが存在せず，両市場間にプレミアムが存在することがわかる．これは，現時点の先物価格 (F_{Yt}) が将来の現物価格（S_{YT}）の不偏推定量になっていないことを意味し，日米外国為替市場に長期的な市場効率性が成立していないことを示唆している．

4.4　現物間の共和分検定

次に，外国為替市場の効率的市場仮説の検定として，ニューヨーク外国為替市場で取引されている各国現物レート（日本円：S_{Yt}，英ポンド：S_{Pt}，独マルク：S_{Mt}）間の連動性を調べる．前節と同様に，3つの手法で共和分検定を行うことにする．

第14表には Johansen の $VAR=1$ による共和分検定の結果を示している[13]．最大固有値検定，トレース検定ともに変数間に1組の共和分ベクトルも存在していないことを示唆している．

次に，DF と ADF 検定を行ったところ，**第15表**の結果が得られた．ここで，3変数間の共和分検定として各2変数間（$S_{Yt}-S_{Pt}$, $S_{Yt}-S_{Mt}$, $S_{Pt}-S_{Mt}$）の定常性を検定している．なお，ADF 検定のラグ次数は1である[14]．全ての DF, ADF 検定において共和分関係が無いという帰無仮説は採択されている．これは，Johansen の共和分検定と同様，各2変数：$S_{Yt}-S_{Pt}$, $S_{Yt}-S_{Mt}$, $S_{Pt}-S_{Mt}$ が非定常で，単位根が存在することを示唆している．

第16表は，Phillips の共和分検定の結果を示している[15]．ここで，(6)式の2変数：Y_t と X_t の組合せとして，(S_{Yt}, S_{Pt})，(S_{Yt}, S_{Mt})，(S_{Pt}, S_{Mt}) を考え，各2変数間の共和分検定（(7)式と(8)式の仮説検定）を行っている．どの2

13)　次数の決定方法は先の脚注を参照.
14)　ラグ次数の決定については上記脚注を参照.
15)　ラグとリードの次数の決定方法は，上記脚注を参照.

第14表 Johansenの共和分検定（現物）

Null	λ-max	95% Critical Value	*trace*	95% Critical Value
$r=0$	15.8072	20.9670	26.6841	29.6800
$r\leq1$	9.3169	14.0690	10.8769	15.4100
$r\leq2$	1.5601	3.7620	1.5601	3.7620

第15表 ADFタイプの共和分検定（現物）

	$S_{Yt}-S_{Pt}$	$S_{Yt}-S_{Mt}$	$S_{Pt}-S_{Mt}$
DF	−2.6253 (−3.3407)	−2.4022 (−3.3407)	−3.2284 (−3.3407)
ADF	−2.6155 (−3.3407)	−2.5310 (−3.3407)	−3.2813 (−3.3407)

第16表 Phillipsの共和分検定（現物）

	β_0	β_1
$S_{Yt}-S_{Pt}$	−3.1610 (−0.80379)	73.4707 (30.3769)
$S_{Yt}-S_{Mt}$	−3.6296 (−1.0911)	73.9729 (36.0733)
$S_{Pt}-S_{Mt}$	1.6399 (49.9316)	−0.01094 (−0.54046)

変数間においても(8)式の帰無仮説は，有意水準5％で棄却されているが，(7)式のそれは，(S_{Pt}, S_{Mt}) の場合を除いて採択されている．結果，各2変数($S_{Yt}-S_{Pt}$, $S_{Yt}-S_{Mt}$, $S_{Pt}-S_{Mt}$) は定常ではなく，3変数：S_{Yt}, S_{Pt}, S_{Mt} が共和分関係にないことがわかる．

以上，現物市場に関する3つの実証結果は，いずれも3変数間：S_{Yt}, S_{Pt}, S_{Mt} に共和分ベクトルが存在せず，3つのレートが連動していないことを示唆している．これは，円の現物レート (S_{Yt})，ポンドの現物レート (S_{Pt})，そしてマルクの現物レート (S_{Mt}) が異なるファクターによって動いており，各市場に連動性がないことを意味している．また，ある1つの外国為替市場の情報

が別の国の市場価格（通貨レート）を予測することに用いられないことも示唆している．この場合，現物市場は効率的であると判断される．

4.5　先物間の共和分検定

最後に，外国為替市場における効率的市場仮説の検定として，ニューヨーク外国為替市場で取引されている各国先物レート（日本円：F_{Yt}，英ポンド：F_{Pt}，独マルク：F_{Mt}）間の連動性を調べる．前節と同様に，3つの手法で共和分検定を行うことにする．

第17表には Johansen の $VAR=1$ による共和分検定の結果を示している[16]．最大固有値検定は，共和分ベクトルの個数（r）が少なくとも1つは存在していることを示唆しているが，トレース検定は，変数間に2組の共和分ベクトルが存在していることを示している．トレース検定の方が，残差の歪度や尖度に関して頑強であることから，後者の結果を採用する．したがって，次にこの2つの共和分ベクトルが下の制約を満たすかどうか検定する．

$$\begin{pmatrix} 1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & -1 \end{pmatrix}'$$

LR 検定を行ったところ，仮説は5％の有意水準で棄却された（第17表の CHI－SQ (2) を参照.）[17]．

結果，3つの先物レート（F_{Yt}, F_{Pt}, F_{Mt}）は共和分関係にあるが，推定され

第17表　Johansen の共和分検定（先物）

Null	λ-max	95% Critical Value	*trace*	95% Critical Value
$r=0$	29.8879	20.9670	45.7927	29.6800
$r\leq1$	13.0281	14.0690	15.9048	15.4100
$r\leq2$	2.8767	3.7620	2.8767	3.7620
				CHI－SQ (2)＝14.5067 (0.001)

16）次数の決定方法は先の脚注を参照.

17）この検定統計量は，制約の数に等しい自由度をもつカイ二乗分布に従うことが知られている．また，括弧内は *P－value* を示している．

第18表　ADF タイプの共和分検定（先物）

	$F_{Yt}-F_{Pt}$	$F_{Yt}-F_{Mt}$	$F_{Pt}-F_{Mt}$
DF	−3.1130 (−3.3407)	−3.8613 (−3.3407)	−4.9369 (−3.3407)
ADF	−2.5687 (−3.3407)	−3.1753 (−3.3407)	−4.2822 (−3.3407)

第19表　Phillips の共和分検定（先物）

	β_0	β_1
$F_{Yt}-F_{Pt}$	−0.41410 (76.5608)	−32.2218 (−28.1039)
$F_{Yt}-F_{Mt}$	−0.51286 (70.6792)	−53.0651 (−32.9587)
$F_{Pt}-F_{Mt}$	−0.001088 (−11.4339)	1.1400 (−53.9861)

た共和分ベクトルが上記の制約を満たさないことがわかった．これは，$F_{Yt}-F_{Pt}$，$F_{Yt}-F_{Mt}$，そして $F_{Pt}-F_{Mt}$ が定常であるとは言えず，各2変数間にスプレッドが存在していることを示唆している．

次に，DF と ADF テスト行ったところ，**第18表**の結果が得られた．ここで，3変数間の共和分検定として，各2変数間（$F_{Yt}-F_{Pt}$, $F_{Yt}-F_{Mt}$, $F_{Pt}-F_{Mt}$）の定常性を検定している．ただし，ADF 検定のラグ次数は1である[18]．（F_{Yt}, F_{Pt}）については，DF，ADF 検定ともに $F_{Yt}-F_{Pt}$ が定常であるような共和分関係を棄却しているが，他の2つについては異なる結果になった．（F_{Yt}, F_{Mt}）について，DF テストは $F_{Yt}-F_{Mt}$ が定常であるような共和分関係を示している．また，（F_{Pt}, F_{Mt}）については，DF，ADF テストともに $F_{Pt}-F_{Mt}$ が定常であるような共和分関係を示している．これは，Johansen の共和分検定と同様，3変数間に1つ，あるいは2つの共和分ベクトルが存在している可能性を示唆している．

18）ラグ次数の決定については上記脚注を参照．

第19表は，Phillips の共和分検定の結果を示している[19]．ここで，(6)式の2変数：Y_t と X_t の組合せとして，(F_{Yt}, F_{Pt})，(F_{Yt}, F_{Mt})，(F_{Pt}, F_{Mt}) を考え，各2変数間の共和分検定（(7)式と(8)式の仮説検定）を行っている．どの2変数間においても(7)式，(8)式の帰無仮説は有意水準5％で棄却されている．これは，各2変数間（$F_{Yt}-F_{Pt}$, $F_{Yt}-F_{Mt}$, $F_{Pt}-F_{Mt}$）に定常性はなく，3変数：F_{Yt}, F_{Pt}, F_{Mt} が共和分関係にないことを意味している．

以上まとめると，先物市場における3変数間：F_{Yt}, F_{Pt}, F_{Mt} に共和分ベクトルが存在している可能性があり，特に，それは F_{Pt} と F_{Mt} の間にあると考えられる．したがって，英ポンドの先物市場と独マルクの先物市場間で裁定の機会が存在し，一方の情報が他の価格（レート）を予測するのに用いられる可能性があることを意味している．この場合，それらの市場は効率的でないと判断できる．これに対し，日本円と英ポンド間の連動性は確認されず，効率的市場仮説を棄却できない．

5　結　　論

この論文では，ニューヨーク外国為替市場における各国主要通貨：日本円，英ポンド，独マルクの現物と先物市場に関する市場効率性の検証を行っている．ここで，各外国為替市場において効率的市場仮説が成立するか否か，各国現物，先物通貨間，及び1つの通貨における現物と先物の間の共和分検定を行うことで，検証している．主な結果は，次の3点である．

第一に，3つの外国為替：円，ポンド，マルクの現物市場において，共和分関係が存在していないことがわかった．これは，3つの現物外国為替市場が全く別のファクターによって影響を受けており，3市場が連動していないことを意味する．この場合，ある1つの市場（通貨）が別の市場（通貨）の予測を行うことはできず，この意味で3市場が効率的であったと判断できる．

第二に，日本円，英ポンド，独マルクの先物市場において共和分検定を行っ

19）ラグとリードの次数の決定方法は，上記脚注を参照．

たところ，円先物市場とポンド先物市場との間に共和分ベクトルは存在せず，市場が効率的であったことがわかった．これに対し，ポンドとマルクの先物市場においては，共和分ベクトルの存在が棄却できず，両市場において効率的市場仮説が成立していないことがわかる．

第三に，日本円の現物と先物市場における共和分関係を調べたところ，両市場が共和分関係にないことがわかった．これは，現在の先物レートが将来（満期時）の現物レートの不偏推定量になっておらず，市場にプレミアムが存在していることを意味する．この場合，現先外国為替市場に裁定の機会が存在し，効率的市場仮説は棄却される．

以上，本稿では近年における外国為替市場の効率性を検証したが，特に，先物市場において非効率性が検証された．

【参考文献】

〔1〕 Cerchi, M. and A. Havenner, "Cointegration and Stock Prices: The Random Walk on Wall Street Revisited," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, pp. 333-346.

〔2〕 Copeland, L. S., "Cointegration Tests with Daily Exchange Rate Data," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1991, pp. 185-198.

〔3〕 Crowder, W., "Foreign Exchange Market Efficiency and Common Stochastic Trends," *Journal of International Money and Finance*, 1994, pp. 551-564.

〔4〕 Dickey, D. A. and W. A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 1979, pp. 427-431.

〔5〕 ———, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, 1981, pp. 1057-1072.

〔6〕 Engle, R. F. and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 1987, pp. 251-276.

〔7〕 Granger, C. W. J., "Some Properties of Time Series Data and their Use in Econometric Model Specification," *Journal of Econometrics*, 1981, pp. 121-130.

〔8〕 Hatanaka, M., *Time Series Based Econometrics-Unit Roots and Cointegrations*, Oxford University Press, Oxford, 1995.

〔9〕 Johansen, S., "Statistical Analysis of Co-integration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 1988, pp. 231-254.

〔10〕 Johansen, S. and K. Juselius, "Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK," *Journal of Econometrics*, 1992, pp. 211-244.

〔11〕 Kasa, K., "Common Stochastic Trends in International Stock Markets," *Journal of Monetary Economics*, 1992, pp. 95-124.

〔12〕 Kwiatkowski, D., P. Phillips, P. Scmidt and Y. Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, 1992, pp. 159-178.

〔13〕 Norrbin, S. and K. Reffet, "Exogeneity and Forward Rate Unbiasedness," *Journal of International Monetary and Finance*, 1996, pp. 267-274.

〔14〕 Østerwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1992, pp. 461-471.

〔15〕 Phillips, P. C. B., "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, 1987, pp. 277-301.

〔16〕 ———, "Optimal Inference in Cointegrated Systems," *Econometrica*, 1991, pp. 283-306.

〔17〕 Quandt, R., "The Estimation of the Parameters of a Linear Refression System Obeying Two Separate Regime," *Journal of the American Statistical Association*, 1958, pp. 873-880.

〔18〕 Stock, J. H. and M. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 1993, pp. 783-820.