

日次為替レート変化率と ボラティリティ・ショックの持続性 円—ドル外国為替市場での考察

北 村 能 寛*

概 要

本稿の目的は、為替レート変化率のボラティリティ変動の非対称性を考慮し、GARCH モデルに加え、EGRACH (Exponential GARCH) モデルを用いて、取引高と円米ドル為替レート日次変化率ボラティリティの関係を分析することである。本稿の円ドル外国為替市場での実証結果は Lamoureux and Lastrapes (1990) の株式市場での分析結果と類似するものである。さらには、とりわけ予期されない情報流入が GARCH, EGRACH モデルのボラティリティの説明変数に加えられた場合、ボラティリティ・ショックの持続性は小さくなるといった興味深い実証結果を示す。

Keywords : GARCH; EGARCH; Information; News; Yen / Dollar exchange rate

JEL : Classification Number: F31; C22; C40

I. 初めに

一般的に、金融収益データは ARCH (Auto-Regressive Conditional Heteroskedasticity) 過程に従う動きをみせることが多くの研究で明らかとされている。Lamoureux and Lastrapes (1990) に従えば、主な先行研究の解釈によると、ARCH 過程が多くの金融収益データのボラティリティ変動を説明するのは、金融収益データの日次変化は日々市場に到達する情報により実現され、その情報到達過程は自己回帰過程に

従うことに拠る⁽¹⁾。Lamoureux and Lastrapes (1990) では、NYSE で取引されている個別企業20社の株式日次収益率についての t 期ボラティリティの説明変数に t 期の取引高を加えた Generalized ARCH (GARCH) モデルが考察されている⁽²⁾。その場合全体的に、①取引高は正值で有意、②ボラティリティ・ショックの持続性は小さくなり、ARCH, GARCH 項の有意性は減少する、③ボラティリティの説明変数として取引高を加えると、GARCH モデルの基準化残差は正規性を満たすといった興味深い結果を

* 早稲田大学大学院経済学研究科

(1) Lamoureux and Lastrapes (1990) では、Diebold (1986), Stock (1987, 1988) が先行研究として挙げられている。

(2) Lamoureux and Lastrapes (1990) の GARCH モデルでは、Christie (1982) が株式市場において示すような、相対的に株式価格が下落した日の翌日のほうが、株式価格が上昇した日の翌日に比べ、株価が上昇するといったボラティリティ変動の非対称性が考慮されていない。本稿では後述するように、EGRACH (Exponential GARCH) モデルを用いることでボラティリティ変動の非対称性が考慮される。

示した。金融資産の取引高とその資産収益率ボラティリティに正の相関関係が存在することを理論的に考察した代表的なものとして、Clark (1973) の分布混合仮説 (mixture-of-distributions hypothesis), およびそれを発展させた Tauchen and Pitts (1983), Anderson (1996) の2変量分布混合モデル (bivariate mixture model) が挙げられる。Clark (1973) では、取引回数は外生的に決定されると仮定し、中心極限定理を適用することで、金融資産収益率のボラティリティは取引回数の増加関数であることが示されている。

株式市場において株式収益率のボラティリティは、相対的に株式価格が下落した日の翌日のほうが、株式価格が上昇した日の翌日に比べ、上昇することが経験的に知られている (Christie 1982)。しかしながら、このようなボラティリティ変動の非対称性は ARCH モデルや GARCH モデルでは捉えることはできない。本稿では、このような非対称的なボラティリティ変動が外国為替市場にも存在する可能性を考慮し、GARCH モデルに加え、EGRACH (Exponential GARCH) モデル (Nelson 1991) を用いて、取引高と円米ドル為替レート日次変化率ボラティリティの関係を分析する。

本稿の円ドル外国為替市場での実証結果は Lamoureux and Lastrapes (1990) の株式市場での分析結果と類似するものであり、さらには、とりわけ予期されない情報流入が GARCH, EGRACH モデルのボラティリティの説明変数に加えられた場合、ボラティリティ・ショックの持続性は小さくなるといった興味深い実証結果を示す。

本稿の構成は以下のようになっている。次節 II では、日次取引高を日々の情報到達の代理変

数とし、GARCH, EGARCH のボラティリティの説明変数に加えた場合、円米ドル為替変化率でボラティリティ・ショックの持続性が減少することを示す。加えて、外国為替市場に流入する情報を予期されるものとそうでないものに分割し、それぞれの情報とボラティリティ・ショック持続性との関係を分析する。第 III 節は、本稿の結論部分である。

II. ボラティリティ・ショックの持続性と情報の流入

II. 1. Lamoureux and Lastrapes モデルの実証分析

円米ドル為替レート、円米ドル1日あたり取引高 (以上東京市場)、各国の短期金利を1999年1月から2002年10月までの日次ベースで収集した。円米ドル為替レートは17:00時点の気配値 (売り気配と買い気配の仲値)、円米ドル取引高は、日本銀行に報告された一日あたり直物円ドル銀行間総出来高である。データの出所は日経 Financial Quest である。

本稿では情報の代理変数として取引高を用いるが、これは Clark (1973) の分布混合仮説に基づく。つまりは、為替を変動させるような情報量が日々確率的に変動し、それによって1日の取引回数が確率的に変動すると考えることによる。この仮説によれば、市場に多くの情報が到達し取引回数が多かった日はボラティリティも上昇する。同時に、取引回数が上昇するにつれ、取引高も膨らむと考えるのが妥当である。このように考えれば、取引回数と取引高の間には正の相関関係が存在し、ボラティリティと取引高の間に正の相関関係が生じることになる。さらには、外国為替市場におけるボラティリティ変動の非対称性を考慮するため、GARCH

表1 GARCH, EGARCH モデルの情報基準統計量

	AIC	SBIC		AIC	SBIC
EGARCH (1,1)	1856.6	1885.7	GARCH (1,1)	1857.3	1881.6
EGARCH (2,1)	1858.5	1897.3	GARCH (2,1)	1859.1	1888.2
EGARCH (1,2)	1858.5	1892.4	GARCH (1,2)	1859.0	1888.1
EGARCH (2,2)	1856.8	1900.4	GARCH (2,2)	1860.5	1894.5

に加えてEGARCHモデルを用いた推定を試みる。本稿で用いられるGARCH, EGARCHモデルは、AIC, SBICに基づき、それぞれGARCH(1,1), EGARCH(1,1)に特定される(表1)。Lamoureux and Lastrapes(1990)はNYSEで取引されている個別企業20社の株式日次収益率についての*t*期ボラティリティの説明変数に*t*期の取引高を加えたGARCH(1,1)モデルの考察を行った。その場合全体的に、①取引高は正值で有意、②ボラティリティのショックの持続性を表すパラメータの値は小さくなり、その有意性は減少する、③ボラティリティの説明変数として取引高を加えると、GARCHモデルの基準化残差は正規性を満たすといった興味深い結果を示した。本稿では、Lamoureux and Lastrapes(1990)の株式市場での考察を円ドル外国為替市場に応用し、以下のGARCH(1,1), EGARCH(1,1)モデルを推定する。モデルの推定には擬似最尤法を用いる。一般に金融データは、正規分布より裾の広い分布に従うことが知られているが、本稿ではGARCH, EGARCHモデルの誤差項に正規分布を当てはめる。この場合、擬似最尤法を用いることで、

GARCH, EGARCHモデルの誤差項に正規分布を当てはめることによる推計上のバイアスの排除が可能となる(須齋 2002)。

GARCH (1,1) モデル

$$\Delta S_t = \mu_0 + \delta \Delta S_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

$$\varepsilon_t | (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, V_t) \sim N(0, h_t), \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 h_{t-1} + \alpha_3 V_t \quad (3)$$

EGARCH (1,1) モデル

$$\Delta S_t = \mu_0 + \delta \Delta S_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

$$\varepsilon_t | (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, V_t) \sim N(0, h_t), \quad (5)$$

$$\ln h_t = \beta_0 + \beta_1 \ln h_{t-1} + \beta_2 z_{t-1} + \beta_3 (|z_{t-1}| - E(|z_{t-1}|)) + \beta_4 V_t, \quad (6)$$

$$\varepsilon_t \equiv h_t z_t; z_t \sim N(0, 1) \quad (7)$$

但し、 ΔS_t は為替レート日次変化率(パーセント表示)、 μ_0 は定数項、そしては*V_t*期の円ドル取引高(10億ドル)を対数変換したものである^{(3),(4)}。

GARCHモデルが為替レート日次変化率のボラティリティ変動に対称性を仮定するのに対し、EGARCHモデルはそれに非対称性を仮定

(3) GARCHモデルでも取引量が対数変換されるのは、ニュースを定義する(8)式との整合性が考慮されている。(8)式で取引量が対数変換されず、ニュースの値が負の場合、EGARCHの(6)式は計算不可能となる。

(4) Tauchen and Pitts(1983), Anderson(1996)の2変量分布混合モデル(bivariate mixture model)では取引高は内生変数である。取引高*V_t*は内生変数であるならば、擬似最尤推定量は一致性を持たない。このような問題点を認識した上で、Lamoureux and Lastrapes(1990)では、情報流入の代理変数としての取引高が極めて精度の高い情報を含むと考えられることから、直接取引高を推定に用いている。本稿でも、Lamoureux and Lastrapes(1990)同様、直接取引高を推定に用いる。

表2 GARCH (1,1), EGARCH (1,1) モデルのボラティリティ持続

	GARCH		EGARCH	
	(1)取引高無し	(2)取引高有り	(1)取引量無し	(2)取引量有り
α_1	0.044 *	0.044	β_1	0.963 *
	(0.013)	(0.023)		(0.015)
α_2	0.919 *	0.204 *	β_4	1.510 *
	(0.027)	(0.062)		(0.091)
α_3		2.143 *	歪度	0.01
		(0.204)	尖度	3.86 *
$\alpha_1 + \alpha_2$	0.963	0.248	S + K	14.80 *
歪度	0.00	0.00	Q[20]	12.38
尖度	3.94 *	3.17		
S + K	16.53 *	1.37		
Q[20]	12.53	11.84		

(備考) 「(2)取引高有り」はボラティリティの説明変数として取引高を加えた場合の推定量である。*は5%有意水準を示す。()内は標準誤差。S + KはD'Algotino, Balanger, and D'Algotino, Jr. (1990)の正規性検定統計量である。歪度, 尖度そしてS + Kの有意水準はD'Algotino, Balanger, and D'Algotino, Jr. (1990)に従う。Q[20]はラグ20のLung Box 統計量である。

する。EGARCHモデルを用いることで、①GARCHモデルやARCHモデルでは捉えることはできないボラティリティ変動の非対称性を捉える、②ボラティリティの対数値をその被説明変数とすることでパラメータの非負制約を除外できる、といった長所を享受できる。

このように、これら2つの異なるモデルでは $t-1$ 期の予期されない為替変化率 ε_{t-1} が翌日の t 期のボラティリティ変動に与えるインパクトもそれぞれ異なると仮定される。GARCH (1,1)モデルでボラティリティのショックの持続性は $\alpha_1 + \alpha_2$ で、EGARCH (1,1)モデルのそれは β_1 でそれぞれ計られる。この場合 $\alpha_1 + \alpha_2$ が1、 β_1 の絶対値が1に近い程、それぞれ

のモデルでのボラティリティのショックの持続性は永続的なものとなる。

GARCH (1,1)モデルで、ボラティリティの説明変数に取引高を加えたものとそうでない $\alpha_3=0$ とした場合、およびEGARCH (1,1)モデルで、ボラティリティの説明変数に取引高を加えたものと、そうでない $\beta_4=0$ とした場合の推定結果を表2に示す⁽⁵⁾。この場合、GARCH, EGARCHモデルで、ショックの持続性を表す $\alpha_1 + \alpha_2$, β_1 の値はそれぞれ0.963, 0.963といずれも1に近く、このことより、円ドル為替レート日次変化率のボラティリティのショックに高い持続性があることがわかる⁽⁶⁾。加えて、GARCH, EGARCHモデルの基準化された残差

(5) ボラティリティ・ショックの推定に不必要なパラメータの推定値は、紙面の都合上、省略した。

(6) 為替レート日次変化率のボラティリティのショックに高い持続性があることは、Engel and Bollerslev (1986)でも指摘されている。

$(\epsilon_t / \sqrt{h_t})$ の基本統計量を表2に示す。表1の歪度, 尖度の有意水準はそれぞれ帰無仮説が, 歪度は0, 尖度が3であるとして, D'Algo-
stino, Balanger, and D'Algo-
stino, Jr. (1990)
により計算される。S + Kは D'Algo-
stino, Ba-
langer, and D'Algo-
stino, Jr. (1990) の正規性検
定統計量である。基準化残差の正規統計量は,
円ドル為替レート日次変化率分布の裾の厚さ
が, ボラティリティの説明変数に取引高が加え
られないGARCH (1,1), EGARCH (1,1) モ
デルでは取り除けないことを示唆するものであ
る。

一方で, ボラティリティの説明変数に取引高
が加えられた場合, そうでない場合に比べて,
それぞれのモデルでボラティリティの持続性は
減少する。特にEGARCHモデルでは, ボラ
ティリティの持続性を表すパラメータ β_1 は有
意でなくなる。以上の実証結果は Lamoureu-
x and Lastrapes (1990) の株式市場での分析結
果と類似するものである。さらには, ボラティ
リティの説明変数に取引高が加えられた場合,
GARCHモデルの基準化残差は標準正規分布に
従うといった仮説が棄却されなくなる。また
EGARCHのそれは依然として標準正規分布に
従わないが, 取引高が加えられない場合に比
べ, 尖度は減少している。

II. 2. 外国為替市場への流入情報に関する考 察

次に情報を予期されるものと, そうでないも
のに分割して, それぞれの情報とボラティリ
ティ・ショック持続性の関係を分析する。ここ

で, 日次円ドル取引高 V_t は, 非即時的な数量
調整を仮定し, 以下のAR過程に従うと仮定す
る⁽⁷⁾。

$$V_t = \gamma_0 + \sum_{s=1}^p \gamma_s V_{t-s} + \xi_t \quad (8)$$

(8) 式のラグの長さ p は SBIC より $p=5$ に設
定される。Lamoureu-
x and Lastrapes (1990)
では, ARCH過程が多くの金融収益データのボ
ラティリティ変動を説明するのは, 金融収益
データの日次変化は日々市場に到達する情報に
より実現され, その情報到達過程は自己回帰過
程に従うことに拠るとされている。この場合
(8) 式のラグの長さは, GARCH (1,1),
EGARCH (1,1) より $p=1$ に決定されるべきで
あるが, AR(1)の場合, 誤差項に系列相関が発
生する。特にここでは, 予期できない情報の流
入と注ボラティリティ・ショックの関係に注目
するため, 情報到達過程を誤差項の系列相関が
除去されることを確認したAR(5)に特定する。
ここで予期される情報は $E[V_t] = \gamma_0 + \sum_{s=1}^p \gamma_s V_{t-s}$ で, 予期されない情
報, すなわちニュース (Ito and Roley 1987, p.
255) は (8) 式の推計誤差 ξ_t で代理される⁽⁸⁾。
ここでは取引が日常的なものと, ニュースの流
入により発生するものと考えられる。前者は予
期される部分 $E[V_t] = \gamma_0 + \sum_{s=1}^p \gamma_s V_{t-s}$, 後者は
 ξ_t で代理される。

GARCHモデルの(3)式, EGARCHモデル
の(6)式で, V_t を①予期される部分
 $E[V_t] = \gamma_0 + \sum_{s=1}^p \gamma_s V_{t-s}$, ②ニュース ξ_t に置き
換えた場合, それぞれの推定結果は非常に興味
深いものである(表3)。 V_t を, 予期される部

(7) 7日次円ドル取引高 V_t の定常性は ADF (Augmented Dickey-Fuller test) テストで1%有意水準にて支持された。

(8) ここでは取引が(1)日常的なもの, (2)ニュースの流入により発生する2つの部分で構成されると考えられる。前者は予期され
る部分 $E[V_t] = \gamma_0 + \sum_{s=1}^p \gamma_s V_{t-s}$, 後者は ξ_t でそれぞれ代理される。

表3 情報の性質とボラティリティ・ショック持続性

GARCH			EGARCH		
	(1)予想取引高	(2)ニュース		(1)予想取引高	(2)ニュース
α_1	0.037 *	0.115	β_1	0.925 *	0.623 *
	(0.015)	(0.025)		(0.03)	(0.046)
α_2	0.885 *	0.101	β_4	0.113	1.347 *
	(0.043)	(0.057)		(0.063)	(0.082)
α_3	1.810 *	2.374 *	歪度	0.03	0.01
	(0.572)	(0.200)	尖度	3.86 *	3.51 *
$\alpha_1 + \alpha_2$	0.922	0.216	S + K	14.86 *	7.50 *
歪度	0.01	0.06	Q[20]	12.91	13.65
尖度	3.89 *	3.15			
S + K	15.46 *	1.69			
Q[20]	13.00	13.59			

(備考) (1)予想取引高は GARCH, EGARCH のボラティリティの説明変数 V_t を $E[V_t] = \hat{\gamma}_0 + \sum_{s=1}^p \hat{\gamma}_s V_{t-s}$ で、(2) ニュースはそれを ξ_t で置き換えたものである。*は5%有意水準を示す。括弧内は標準誤差。S + Kは D'Algo-
stino, Balanger, and D'Algo-
stino, Jr. (1990) の正規性検定統計量である。歪度、尖度そして S + K の有意水準は D'Algo-
stino, Balanger, and D'Algo-
stino, Jr. (1990) に従う。Q[20] はラグ20の Lung Box 統計量である。

分 $E[V_t] = \hat{\gamma}_0 + \sum_{s=1}^p \hat{\gamma}_s V_{t-s}$ で置き換えたものに比べ、ニュース ξ_t に置き換えた場合、GARCH, EGARCH モデルのボラティリティ・ショックの持続性 $\alpha_1 + \alpha_2$, β_1 はいずれも小さくなり、特に GARCH モデルでそれは顕著に表れる。以上より、ボラティリティ・ショックの持続性は、とりわけニュースの流入に依存するところが大きいと推測される。また、GARCH (1,1) モデル, EGARCH (1,1) モデルで、 $\alpha_3 = 0$, $\beta_4 = 0$ とした場合の推定結果 (表2) に対し、ニュース ξ_t で取引高 V_t が置き換えられた場合、GARCH, EGARCH モデル双方で、基準化残差の尖度の減少幅は、予期される部分 $E[V_t]$ で置き換えられた場合に比べ、大きく

なる。特に GARCH モデルにおいては、基準化残差は標準正規分布に従うといった帰無仮説が棄却されなくなる。このことは、ニュースの流入が円ドル為替レート日次変化率分布の裾の厚さを部分的に説明するものと解釈できる。

さらにここでは、ニュースの具体性を問題とする。代表的な為替レート決定理論であるアセット・アプローチに従えば、二国間為替レートの主たる決定要因の一つとして、二国間の金利格差が考えられる。アセット・アプローチの立場をとれば、為替市場に流入する主なニュースとして、予期されない金利格差の変化に関するものが考えられる⁹⁾。そこで、Miyakoshi (2003, p. 5) に従い、(8) 式でニュースの自

(9) McIntyre and Smith (2002) では、フィルタリングで長期要因を除去した短期の円ドル名目為替レートが、予期されない日米金利格差変動に反応するといった実証結果が得られている。

乗 ξ_t^2 をニュース・マグニチュードと定義し、予期されない金利格差変動とニュース・マグニチュード ξ_t^2 の関係を考察する。ここでは単純化の為、6種類の金利格差が、それぞれ以下(9)式のAR過程に従うと仮定される。

$$i_t = \lambda_0 + \sum_{s=1}^p \lambda_s i_{t-s} + \hat{v}_t \quad (9)$$

但し i_t は日米金利格差で、FFレート・コール無担保翌日物、LIBORドルーLIBOR円（1週間、1、6、12ヶ月）、日米10年物国債利回りの格差である¹⁰⁾。各金利格差のARラグはSBICにより決定される¹¹⁾。

ニュース・マグニチュードと同様に、利子格差ニュース \hat{v}_t の自乗 \hat{v}_t^2 を利子格差ニュース・マグニチュードとし、ニュース・マグニチュード ξ_t^2 と各金利の利子格差ニュース・マグニチュード \hat{v}_t^2 の相関係数を計算すると、FFレート・コール無担保翌日物の利子格差ニュース・マグニチュード \hat{v}_t^2 と取引高ニュース・マグニチュード ξ_t^2 の間に、とりわけ高い相関関係が存在する（表3）。分析対象データが日次円ドル為替レートであることを考慮すれば、ニュース・マグニチュードと超短期金利の利子格差ニュース・マグニチュードとの間に高い正の相関関係が存在することは整合的な事実である。さらには、一般的な立場から、コール無担保翌日物、FFレートがそれぞれ日米通貨当局の操作変数と考えられ、市場の予期しない金融政策の発動に対し、日次為替レートは反応を示すとも考えられる。

最後に、2001年期首を境に、FFレート・

コール無担保翌日物の利子格差が拡大傾向から縮小傾向にあることに注目したい。つまり、金利動向で判断する限り、日本の通貨当局はサンプル期間全体を通して金融緩和政策（ゼロ金利）を遂行するのに対し、2001年期首以前では、米国は金融引締め政策をとるといった、二国間の金融政策スタイルが異なったものであった（図1）。2001年期首以降は両国当局とも金融緩和のスタンスをとり、その結果、FFレート・コール無担保翌日物の利子格差は縮小した（図1）。そこでサンプルを1999年1月から2000年12月末、2001年1月以降に2分割し、ニュース・マグニチュード ξ_t^2 とFFレート・コール無担保翌日物の利子格差ニュース・マグニチュード \hat{v}_t^2 との相関係数を計算したところ、二国間の金融政策スタンスが異なった1999年1月から2000年12月末までの相関係数は0.538と高く、両国当局とも金融緩和のスタンスで同調した2001年1月以降のそれは0.240と低い（表4）。このことは、為替市場に何らかの非対称性を発生させる原因の一つと考えられる。例えば、両国の金融政策が同調的でない場合、利子格差ニュースは為替レートに影響するものと受けとめられるという意味で、利子格差ニュース・マグニチュードに投資家は強く反応するが、両国の政策が同調的な場合、その反応は小さくなるといった投資家の非対称的な行動パターンを推測させる。これら為替市場に非対称性を発生させる要因についての考察は今後の課題である。

¹⁰⁾ 単位根テストの結果、日米10年物国債利回りの格差のみが定常性を満たす。単位根が確認されたその他の金利格差は、一階差分データでAR推定をおこなった。

¹¹⁾ FFレート・コール無担保翌日物はAR(4)、LIBORドル・LIBOR円（一週間：AR(2)、1ヶ月：AR(2)、6ヶ月：AR(2)、1年：AR(1)）、日米10年物国債利回りの格差はAR(3)とそれぞれ特定される。

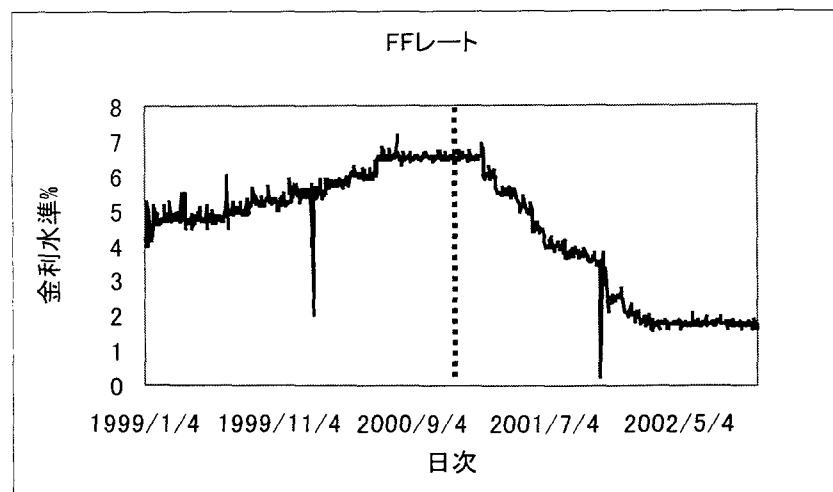
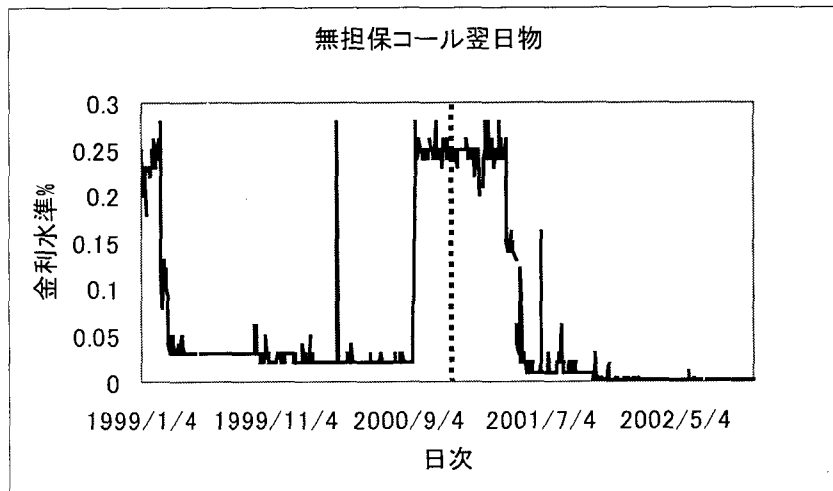
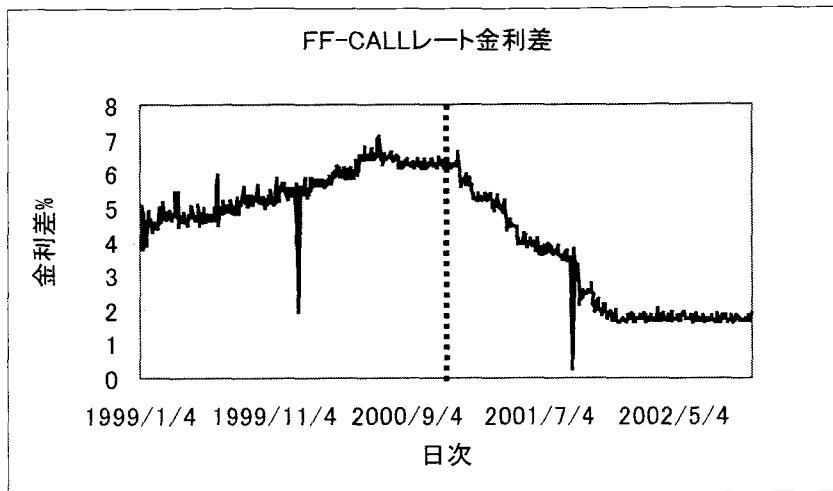


図1 FFレート、コールレートの時系列データ

表4 予期されない金利格差変動とニュース・マグニチュード ξ_t^2 の相関係数

	全期間	99～01期末	02以降
FF レート・コール	0.446 **	0.538 **	0.240 **
LIBOR 1 週間	0.107 **	0.107 *	0.127 **
LIBOR 1 ヶ月	0.192 **	0.259 **	0.104 *
LIBOR 6 ヶ月	0.082 *	0.056	0.149 **
LIBOR12ヶ月	0.071 *	-0.003	0.147 **
10年物国債	0.016	0.019	0.017

** 相関係数は1%水準で有意（両側）

* 相関係数は5%水準で有意（両側）

III. 結論

本稿は、特に予期されない情報の流入と円米ドル日次為替レート変化率のボラティリティの関係に注目することで、以下の興味深い結果が得られた。

最初に、Lamoureux and Lastrapes (1990) の株式市場における株価収益率のボラティリティ変動と情報に関する考察を、円ドル外国為替市場の日次為替収益率ボラティリティ変動の分析に応用した。本稿の実証結果は Lamoureux and Lastrapes (1990) の株式市場における結果と類似するものであった。本稿では市場全体の円ドルレート気配値、一日の総計取引高といったマクロ的な変数を用いて分析をおこなった。但し、外国為替取引は、株式市場とは異なり、相対取引が主流である。このことから、今後外国為替の相対取引データを用いて同様の分析を行う必要がある¹²。加えて、予期されない情報流入（ニュース）が GARCH, EGARCH モデルのボラティリティの説明変数に加えられた場合、ボラティリティ・ショック

の持続性は小さくなり、それぞれのモデルで基準化残差の尖度が減少するとの興味深い実証結果が得られた。このことは、ボラティリティ・ショックの持続性がニュースの流入で説明される可能性を示唆するもので、それらの関係を経済理論的に明らかにすることが求められよう。最後に、サンプル分割を行うことで、日米間両国の金融政策が同調的でない場合、利子格差ニュース・マグニチュードに対し投資家は強く反応するのに対し、両国の政策が同調的な場合その反応度は小さくなるといった非対称性の存在が示唆された。

参考文献

- Andersen, T. C. "Return Volatility and Trading Volume: A Information Flow Interpretation of Stochastic volatility," *Journal of Finance* 51(1), 1996: 169-204
- Clark, P. "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Process", *Econometrica* 41(1), 1973: 135-155.
- Christie, A.A. "The Stochastic Behavior of Common Stock Variance: Value, Leverage, and Interest

¹² 最近の EBS (Electric Broking Service) の普及により、外国為替取引が集中取引の形態に近づきつつあることが指摘されている (Sarno and Taylor 2002, chapter 9)。

-
- Rate Effects," *Journal of Financial Economics* 10, 1982: 407-432.
- D'Algoistino, Balanger, and D'Algoistino, Jr. "A suggestion for using powerful and informative test of normality", *The American Statistician* 44(4), 1990: 316-321
- Diebold, Francis X. "Comment on modeling the persistence of conditional variance", *Econometric Reviews* 5, 1986: 51-56.
- Engle, R. F., and T. Bollerslev. "Modelling the Persistence of Conditional Variances", *Econometric Reviews* 5, 1986: 1-50, 81-87.
- Ito, T. and V. Roley. "News from the US and Japan: which moves the Yen/Dollar exchange rate?", *Journal of Monetary Economics* 19, 1987: 255-277.
- Lamoureux, C. G., and W. D. Lastrapes. "Heteroskedasticity in Stock Returns Data: Volume versus GARCH Effects", *Journal of Finance* 40(1), 1990: 221-229.
- McIntyre, K. H., and Smith, Holly K. "Exchange Rate and News: Have We Missed the Buisness Cycle Relationship?", Presented at the 72nd Annual Conference of the SEA meeting, New Orleans, Louisiana, U. S. A., November 2002
- Miyakoshi, Tatsuyoshi. "EGARCH Variance Structure and News: The six Asian Emerging Markets", Paper delivered at the the Pacific Rim Conference of the WEA, Taipei, Taiwan Republic of China., January, 2003
- Nelson, D. B. "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new Approach," *Econometrica* 59(2), 1991: 347-370
- Sarno, L., and Taylor, M. P.. *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge University Press, 2002
- Stock, James H. "Measuring buisness cycle time", *Journal of Political Economy* 95(6), 1987: 1240-1261
- Stock, James H. "Estimating continuous-time processes subject to time deformation", *Journal of the American Statistical Association* 83, 1988: 77-85
- Tauchen, G., and Pitts, M. "The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets," *Econometrica* 51(2), 1983: 485-505
- Wu, Yangru and Zhang, Hua. "Asymmetry in Forward Exchange Rate Bias: A Puzzling Result." *Economics Letters* 50, 1996: 407-411.
- 須齋正幸, 「為替レートの変動性, 曜日効果, 市場効果」, 『金融構造研究』, 24, 2002 : 18-31.