

# 日米株式市場における収益率とボラティリティの波及

中 田 勇 人

## 要 旨

日米の株式市場間の株式収益率、並びにボラティリティのスピルオーバー（波及）が1990年代以降、上昇しているのかを検証するために Hamao, Masulis and Ng(1990) の手法を用いて GARCH-M による日次の実証分析を行った。その結果、株式投資残高の増減や株価の下落に関わりなく、1990年から2007年までアメリカから日本に対するスピルオーバーは収益率とボラティリティの両面で安定していた。それに対して、日本からアメリカに対するスピルオーバーは2002年まで無視できるほどであったが、2003年以降、収益率とボラティリティの両方とも有意ではないが強まっていることが確認された。

〔キーワード〕 日米の株式市場 スピルオーバー 株価収益率 ボラティリティ

## 1. はじめに

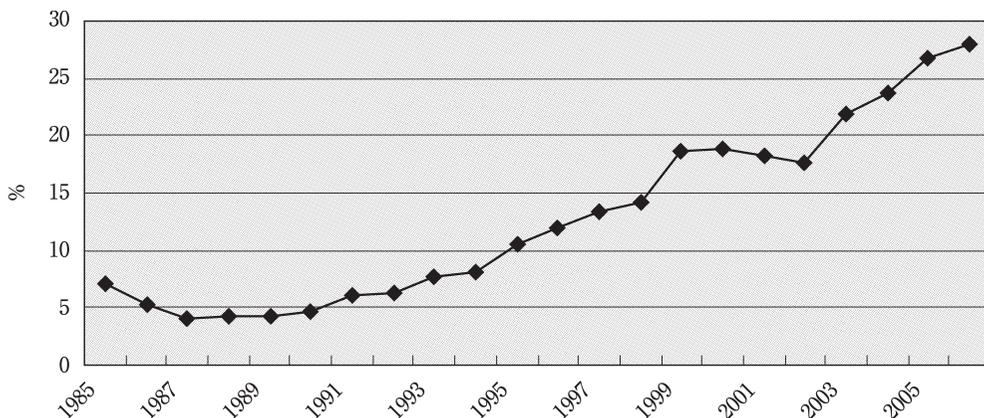
1980年代以降、国際証券投資の拡大や情報通信技術の進歩によって資本市場の国際的な統合が進んできたと指摘されている。このため各国の株式市場の間の連動性が高まっているが、特に1987年のブラック・マンデー、1997～98年のアジア通貨危機、2007年のチャイナ・ショックなどを発端として世界的な同時株安が繰り返し発生し、株価下落の伝播（伝染効果）の存在が指摘されている。

日本の株式市場では図1から分かるように1990年代以降、外国人投資家の持株比率が趨勢的に上昇してきた。特に2003年以降は日本の景気回復を受けて対日株式投資や海外投資家の売買シェアが急上昇している。それにより、日本の株式市場でアメリカを中心とする海外投資家

の影響が高まったことが指摘されている。また、そのため日本の株式市場は海外の株式市場の影響をより強く受けるようになった可能性がある。一方で、日本からの対外株式投資も2003年以降増加傾向にあり、2006年には60兆7140億円に達した。

本稿では、日米の株式市場の間に連動性が存在しているか、また対外・対内投資の量や株価の下落が連動性に対してどの様に影響しているかを検証する為に、1990年代から最近までの日次データを用いた実証研究を行なう。この際、株価収益率と共にボラティリティのスピルオーバー（波及）に焦点を当てる。このため、本稿では Hamao, Masulis and Ng(1990) の手法を用い、GARCH-M によって日米の株式市場の株価収益率とそのボラティリティをモデル化する。この手法は VAR の推定によって株価や収

図1 東京証券取引所における外国人持株比率の推移



出典：東京証券取引所の資料から筆者が作成

益率の連動性を実証する方法と比較して収益率とボラティリティのスピルオーバーを同時に扱うことができることが利点である。

2節でGARCH-Mによる実証モデルとその理論的な含意について説明する。3節で株式収益率のデータについて説明し、4節でGARCH-Mと収益率とボラティリティのスピルオーバーを加えた推定の結果を示す。最後に結果の含意について議論する。

## 2. 実証モデル

本稿ではHamao, Masulis and Ng(1990)に従い、株価収益率とその条件付分散(ボラティリティ)をGARCH-Mによってモデル化する<sup>2)</sup>。ボラティリティは以下のGARCH(1,1)の形とする

$$z_t = a + bz_{t-1} + c\epsilon_{t-1}^2 + dD_t \quad (1)$$

$z_t$ が条件付き分散、 $\epsilon_t$ が残差である。 $D_t$ は株価の日次収益率に関して指摘される「月曜効果」を捉えるダミー変数であり、月曜、祝日及び他の休業日の後は1、その他の日は0を取っている。「月曜効果」は株価収益率については月曜日に株価収益率が低下するというアノマリーとして現れる一方、ボラティリティについては休日間に情報が蓄積するため上昇すると考えられる。株価収益率は以下の形とする

$$R_t = \alpha + \beta z_t + \delta D_t - \gamma \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

GARCH項 $\beta$ がプラスの場合、条件付分散 $z_t$ の増加が株価収益率を上昇させる形になる。これは理論的にはCAPMと整合的である。この場合 $z_t$ はマーケットリスクと見なすことができる。しかし、Backus and Gregory (1993)がC-CAPM(消費資産価格モデル)が成り立つ場合、ボラティリティと株価収益率に負の相関が生じうることを示している<sup>3)</sup>。また、上述のダミー変数と株価収益率の短期の自己相関を捉えるためのMA(1)項を加えている。理論的

1) VARの推定によって日米の株価の連動性を実証した研究としては今村(2000)や大野(2005)がある。

2) GARCH-Mを含むARCHについては渡部(2000)などを参照。

3) C-CAPMについては羽森(1996)などを参照。

には Non-Synchronous Trading (非同時的な取引) の存在によって短期的に正の自己相関が生じることが知られている<sup>4)</sup>。海外市場との連動性を実証する際は、自国・海外株式収益率の連動とそのボラティリティの波及の両者を考慮するために(1)、(2)式を以下の様に変更する。

$$z_t = a + bz_{t-1} + c\varepsilon_{t-1}^2 + fX_t \quad (3)$$

$$R_t = \alpha + \beta z_t + \delta D_t + \phi Y_t - \gamma \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

(3)式の分散方程式ではボラティリティ・スピルオーバーの変数  $X_t$  が加わっている。また、(4)式には海外市場の直近の収益率  $Y_t$  が加わっている。ボラティリティ・スピルオーバーの項は単なる収益率の連動性ではなく、ショックの波及・伝播と捉えることができる。また、大きな下落ショックの伝播の場合は伝染効果と捉えられる。ボラティリティのスピルオーバーが生じる経路については情報の不完全性や群衆行動の存在、ポートフォリオのリバランシング、市場流動性の問題などが考えられる<sup>5)</sup>。

### 3. データ

日本の株価指数として日経平均株価、アメリカの株価指数として S&P500 を用いて株価収益率を計算する。期間は1990年1月4日～2007年12月31日である。両市場の休業日の違いから日本のデータは4432個、アメリカのデータは4538個となる。株価収益率は日次の Open-to-Close の収益率を使う。両市場の立会い時間は東京市場が日本標準時で9時から15時、ニューヨーク市場が東部標準時で9時半から16時である。両者の時差は14時間で東部標準時の方が早いため両市場の立会い時間はオーバーラップし

ない<sup>6)</sup>。

海外市場の株価収益率は直近の値を用いる<sup>7)</sup>。また、(1)、(2)式の GARCH-M を推定することで得られた残差の2乗をボラティリティに対する“サプライズ”と見なし、海外の市場について得た直近の値をボラティリティ・スピルオーバーの変数  $X_t$  とする。ただし、直近の海外市場取引日との間に別の自国市場取引日が入っている場合は  $X_t$  をゼロとする。

### 4. 実証結果

本節では、両国の株価収益率についてまず(1)、(2)式の GARCH-M を推定した上で、株価、ボラティリティのスピルオーバーを検証するために(3)、(4)式を推定する。推定は全期間(1990年1月4日～2007年12月31日)の他に、サンプル期間を1990年1月4日～1998年12月31日、1999年1月4日～2002年12月31日、2003年1月2日～2007年12月31日に分割したものをを行った。

このようにサンプル期間を分割したのは2つの理由による。まず株価の動向である。最初の期間(1990年～1998年)は日本がバブル崩壊から株価が低迷する一方で、アメリカでは長期の景気拡大によって株価が上昇した時期に当る。1999年～2002年はITバブルの崩壊によって日米とも株価がピークから大きく下落した時期に当る。2003年～2007年は日米ともに景気が回復し、株価が上昇した時期に当る。また対外・対内投資の動向から見ると、図1からも分かるように1999年～2002年は日本への対内株式投資が大きく落ち込み、日本からの対外株式投資も減

4) Campbell, Lo and MacKinlay (1997) を参照。

5) 伝播の理論的な分析については藤原 (2008) を参照。

6) Close-to-Close の収益率の場合はオーバーラップする。

7) 日本からアメリカに対するスピルオーバーを推定するときは1取引日前の収益率を用いる。

少した。しかし2003年以降は両者とも増加に転じている。これらのサンプル分割によって株価下落の影響や対外・対内株式投資がスピルオーバーに影響を与える可能性を捉えられると考えられる。

表1から表4は全期間、及び期間別に日米の株価収益率に対してGARCH-Mを推定した結果である。

表1では日米共に(2)式のGARCH項の係数 $\beta$ が有意になっている。また、条件付分散の(1)式における残差2乗とGARCH項の係数 $b$ と $c$ も有意になっている。しかし、表2～4を見

ると日本市場では1999年以降 $\beta$ が低下し、有意に効かなくなっているのが分かる。また、アメリカでも2003年以降は $\beta$ が有意にならなくなっている。また、月曜効果のダミー変数は収益率に対してはアメリカでは一貫して有意に効いていない。日本では、1998年まで収益率に対して有意に負の影響を与えていたが1999年以降、有意性が低下している。一方、ボラティリティに対する月曜効果も1998年までは日米とも有意に効いているものの、1999年以降は次第に有意性が低下している。

表5から表8は全期間、及び期間別に日米の株価収益率における株価、ボラティリティのス

表1 GARCH-Mモデルの推定結果 (全期間)

	全期間 (1990/1/4～2007/12/31)			
	日本		アメリカ	
	係数	z統計量	係数	z統計量
$\alpha$	-0.0005	-1.5696	0.0001	0.5018
$\beta$	3.7338	1.7926	4.9688	2.043
$\gamma$	-0.044	-2.6464	0.0031	0.2035
$\delta$	-0.0005	-1.0583	0.0005	1.7512
$a$	-3.0E-06	-4.8464	5.0E-07	-4.8464
$b$	0.8778	62.8832	0.0139	62.8832
$c$	0.1033	7.6484	0.0135	7.6484
$d$	0.00003	6.4706	4.31E-06	6.4706
Log-likelihood	13395.98		15078.13	

表2 GARCH-Mモデルの推定結果 (1990/1/4～1998/12/31)

	1990/1/4～1998/12/31			
	日本		アメリカ	
	係数	z統計量	係数	z統計量
$\alpha$	-0.0006	-1.3635	0.0001	0.4208
$\beta$	5.5479	2.1272	8.0401	1.9349
$\gamma$	-0.3712	-1.464	0.0502	2.2885
$\delta$	-0.0019	-2.6592	0.0005	1.3967
$a$	-3.61E-06	-2.0131	1.61E-06	3.203
$b$	0.8589	41.7934	0.9355	83.9033
$c$	0.1168	5.7625	0.0578	4.6984
$d$	4.24E-05	3.45	-4.78E-06	-6.1702
Log-likelihood	6476.95		7850.43	

表3 GARCH-Mモデルの推定結果 (1999/1/4～2002/12/31)

	1999/1/4～2002/12/31			
	日本		アメリカ	
	係数	z統計量	係数	z統計量
$\alpha$	-0.0021	-1.8139	-0.0033	-2.5564
$\beta$	8.7633	1.197	19.6164	2.8166
$\gamma$	-0.0437	-1.4064	-0.0134	-0.4086
$\delta$	0.0009	0.7514	0.0002	0.1682
$a$	2.87E-06	0.3347	1.20E-05	3.9727
$b$	0.8274	14.4996	0.8617	27.0215
$c$	0.0859	3.2152	0.0886	4.0164
$d$	5.57E-05	2.0432	-1.20E-05	-0.8489
Log-likelihood	2876.75		2915.40	

表4 GARCH-Mモデルの推定結果 (2003/1/2～2007/12/31)

	2003/1/2～2007/12/31			
	日本		アメリカ	
	係数	z統計量	係数	z統計量
$\alpha$	-0.0002	-0.3873	-7.20E-05	-0.1443
$\beta$	2.6515	0.4436	8.7421	1.1054
$\gamma$	-0.0762	-2.5965	-0.0811	-2.9998
$\delta$	0.0006	0.945	0.0005	1.0308
$a$	7.68E-07	0.7879	5.74E-07	0.5999
$b$	0.9033	30.1583	0.965	49.589
$c$	0.0783	3.1933	0.044	3.4046
$d$	4.53E-06	0.7879	2.91E-06	0.9718
Log-likelihood	4071.83		4344.18	

ピルオーバーを推定した結果である。新たに加えた海外の株価収益率  $Y_t$  の係数は  $\phi$ 、海外からのボラティリティのスピルオーバー  $X_t$  の係数は  $f$  である。

表5を見ると、日本は株価、ボラティリティの両方でアメリカから有意な影響を受けているが、アメリカはどちらの面でも有意な影響を受けていないことが分かる。表6～8を見ると、日本はどのサンプル期間でも株価、ボラティリティの両方で有意な正のスピルオーバーを受け

ていることが分かる。係数の大きさも比較的安定しており、株価の下落期を含む1999年～2002年や対内株式投資が増加した2003年～2007年にも大きな変化は生じていない。

しかし、日本からアメリカへのスピルオーバーはサンプル期間によって大きく変化している。1990年～1998年、及び1999年～2002年では係数  $\phi$  と  $f$  が有意になっていない他、スピルオーバーの入らないGARCH-MとLog-likelihoodがほとんど変わらず、ほぼ無視できる

表5 日米間における株価、ボラティリティのスピルオーバー（全期間）

	全期間 (1990/1/4～2007/12/31)			
	日本		アメリカ	
	係数	z 統計量	係数	z 統計量
$\alpha$	-0.0004	-1.3926	0.0001	0.5306
$\beta$	2.5756	1.2551	4.9566	2.0424
$\gamma$	-0.0618	-3.7726	0.0029	0.1879
$\delta$	-0.0005	-1.0868	0.0005	1.7386
$\phi$	0.1294	6.6011	0.0042	0.4288
$a$	-4.00E-06	-3.7626	7.44E-07	2.9104
$b$	0.8773	61.4378	0.9367	117.862
$c$	0.093	7.4361	0.0572	7.0181
$d$	2.84E-05	3.463	-1.48E-07	-0.0986
$f$	0.031	3.0056	-0.0004	-0.3109
Log-likelihood	13448.07		15078.56	

表7 日米間における株価、ボラティリティのスピルオーバー（1999/1/4～2002/12/31）

	1999/1/4～2002/12/31			
	日本		アメリカ	
	係数	z 統計量	係数	z 統計量
$\alpha$	-0.0016	-1.5656	-0.0033	-2.5193
$\beta$	4.8832	0.7725	19.3061	2.7656
$\gamma$	-0.0634	-2.045	-0.0131	-0.3989
$\delta$	0.0014	1.3047	0.0002	0.18
$\phi$	0.1131	3.5653	-0.0208	-0.6699
$a$	1.31E-06	0.162	8.63E-06	1.4394
$b$	0.7885	11.3274	0.8637	27.5572
$c$	0.0891	3.265	0.0861	3.8775
$d$	5.17E-05	2.4164	2.68E-06	0.1054
$f$	0.0458	1.6466	0.0027	0.219
Log-likelihood	2894.003		2914.7	

表6 日米間における株価、ボラティリティのスピルオーバー（1990/1/4～1998/12/31）

	1990/1/4～1998/12/31			
	日本		アメリカ	
	係数	z 統計量	係数	z 統計量
$\alpha$	-0.0006	-1.3922	0.0001	0.4118
$\beta$	5.0205	1.9074	8.0684	1.9424
$\gamma$	-0.0586	-2.3807	0.050	2.282
$\delta$	-0.0022	-3.0137	0.0005	1.3935
$\phi$	0.1914	5.4173	0.0002	0.0155
$a$	-4.44E-06	-2.4467	1.64E-06	2.9202
$b$	0.8601	36.5633	0.9357	81.7003
$c$	0.1056	5.1109	0.0577	4.5041
$d$	3.81E-05	2.7909	-4.81E-06	-6.1588
$f$	0.0484	2.3138	-0.0002	-0.1544
Log-likelihood	6502.18		7850.47	

表8 日米間における株価、ボラティリティのスピルオーバー（2003/1/2～2007/12/31）

	2003/1/2～2007/12/31			
	日本		アメリカ	
	係数	z 統計量	係数	z 統計量
$\alpha$	0.0002	0.3918	2.45E-05	0.0524
$\beta$	-4.633	-0.9136	7.3481	0.993
$\gamma$	-0.0834	-3.0674	-0.8366	-3.0989
$\delta$	0.0007	1.102	0.0005	0.9984
$\phi$	0.1139	3.8449	0.0318	1.3068
$a$	-2.06E-06	-5.2002	3.43E-07	0.3558
$b$	0.9183	43.5485	0.9429	68.0483
$c$	0.0526	3.9429	0.0408	2.4934
$d$	1.24E-05	5.6799	4.18E-06	2.2186
$f$	0.0242	1.8369	-0.004	-1.2916
Log-likelihood	4405.566		4346.336	

影響しかないことが分かる。しかし、2003年～2007年では10%有意にはならなかったものの、 $z$  統計量が大きく増加していることが分かる。また、この期間ではボラティリティの係数  $f$  が負になっている。

## 6. まとめ

本稿では日米間の株価の収益率、ボラティリティのスピルオーバーを GARCH-M モデルによって検証した。1990年以降、アメリカから日本に対して株価収益率とそのボラティリティのスピルオーバーが生じていたことが分かった。また、この期間に外国人の持株比率や株式投資残高は大きく変動したが、その係数と有意性はかなり安定している。

一方、近年になって日本からアメリカに対する株式収益率のスピルオーバーが有意ではないものの、以前よりも大きくなっていることが分かった。日米の株価を構造 VAR で推定した大野 (2005) でも日本からアメリカに対する株価のスピルオーバーが報告されている。ただし、大野 (2005) の結果では1999年以降、日本からアメリカへの影響が高まっているが、本稿の結果では若干後の2003年以降になっている。また、株式収益率だけでなくそのボラティリティについてもスピルオーバーが強まっていることを示唆する結果が得られた。

近年、日本の株式市場で海外投資家の存在が大きくなっているが、株価やショックのスピルオーバーから見ると逆に日本からの影響が強まっている。この変化はどのような理由によるものなのか、また日米の金融市場の統合にとってどのような含意を持っているのかを検討することが今後の研究課題である。そのための理論的モデルとしては株式市場のマイクロストラクチャーや行動ファイナンスのモデル等が考えられる。

もう一点、残された課題は2003年以降の日本のショックがアメリカのボラティリティに対して負の影響を与えていることである。理論的には海外のショックはボラティリティに正の影響を与えると考えられるので、再検討の必要がある。

## 参考文献

- Backus, D. K., and A. W. Gregory (1993) "Theoretical Relations between Risk Premiums and Conditional Variance" *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.11, pp177-180
- Campbell, J., A.W. Lo and A.C. MacKinlay (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press
- Hamao, Y., R.W. Masulis and V. Ng (1990) "Correlations in Price Change and Volatility across International Stock Markets" *The Review of Financial Studies*, Vol.3, pp281-307
- 羽森茂之 (1996) 『消費者行動と日本の資産市場』東洋経済新報社
- 藤原茂章 (2008) 『金融市場におけるショックの伝播—理論モデルのサーベイ—』日本銀行金融研究所 Discussion Paper No.2008-J-17
- 今村有里子 (2000) 『日米間の株価連動性』東洋大学経営論集第52号, pp75-90
- 大野早苗 (2005) 『株価の国際的な伝播』日本郵政公社東京支社貯蓄事業部平成16年度委託研究「郵便貯金資金の運用環境等に関する将来展望」報告書, pp47-71
- 渡部敏明 (2000) 『ボラティリティ変動モデル』朝倉書店