

トレーダーの取引行動が市場の効率性に与える影響

橋 本 尚 史[†]

要約

本稿は、Roll [1984] のモデルにトレーダーの取引行動をあらわす確率を導入することにより、収益に関する 2 次の自己相関が必ずしもゼロとならないことを示した。Glosten/Harris [1988] では対称的な取引をおこなうトレーダーは、情報トレーダーと考えられている。したがって本稿では、株価データを用いて対称的な取引パターンをあらわす確率を推定し、それを流動性指標（実効スプレッド、平均売買高）と比較をおこない一部 Glosten/Harris [1988] と整合的な結果がえられた。

JEL Classification : G14 , G19

Key Words : 自己相関、実効スプレッド、流動性

1 はじめに

今まで証券価格の効率性に関するさまざまな研究が行われ、初期の代表的な研究として、Samuelson[1965]、Robert[1967] がある。そして、日本の株式市場のランダムウォーク仮説の実証研究として、刈屋 / 照井[1997] がある。刈屋 / 照井[1997] は、1989年 8 月16日から1993年10月 1 日までの日経225平均指数採用銘柄株価を分析対象として、対数収益率の 1 次および 2 次自己相関が同時に有意となる銘柄が、5 パーセント有意では52銘柄、1 パーセント有意では23銘柄あることを示した。すなわち、日経225平均指数採用銘柄の一部はランダムウォーク仮説が認められなかったということである。収益に関する 1 次の自己相関がゼロにならないことを理論的に証明をした論文として Roll [1984] そして Glosten/Milgrom [1985] がある。Roll [1984] は証券の本源的価値に関してランダムウォーク仮説を仮定したもとでマーケットメーカーが設定する実効スプレッド、すなわちトレーダーから見た取引コストの存在が収益に関する 1 次の自己相関に影響を与えることを理論的に示し、Glosten/Milgrom[1985] はトレーダーとマーケットメーカー間の情報の非対称性に関するコストの存在が収益に関する 1 次の自己相関に影響を与えることを理論的に証明した。

Roll [1984] では収益に関する 2 次の自己相関がゼロであるため、収益に関する 1 次および 2 次の自己相関を分析した過去の実証結果と必ずしも一致しない。したがって、本稿では Roll [1984] を拡張させトレーダーの取引行動を考慮することにより 1 次および 2 次の自己相関が必ずしもゼロとならないことを示した。また、株価データを用いてトレーダーの取引行動を推定し、それと流動性の関連性について考察をおこなった。本稿の構成は、以下の通りである。次節ではモデルの設定が行われ、つづく 3 節ではトレーダーの取引行動について分析がおこな

[†] 所属：名古屋商科大学会計ファイナンス学部 連絡先：E-mail : hashimoto-hisa@nucba.ac.jp

われる。そして、4 節では結論と今後の課題を述べる。

2 収益の自己相関とトレーダーの取引行動

Roll [1984] は、実効スプレッドが収益の共分散に与える影響を理論的に証明し、収益に関する 1 次の自己相関 (ρ_1) を一定の値 $-\frac{1}{2}$ 、そして、収益に関する 2 次の自己相関 (ρ_2) をゼロとしている。ジャスダック市場におけるマーケットメーカー制度採用銘柄の収益に関する 1 次および 2 次の自己相関を 5 パーセント有意水準で検定した結果は表 1 である。

表 1 : ジャスダック市場における収益に関する自己相関分析 (単位 : 銘柄)

	$\rho_2 > 0$	$\rho_2 = 0$	$\rho_2 < 0$
$\rho_1 > 0$	3	8	7
$\rho_1 = 0$	2	60	13
$\rho_1 < 0$	1	12	2

したがって、表 1 から Roll [1984] で理論的分析 (表 1 注 : 網掛け部分) だけでは不十分であることがわかる¹。よって、その点を分析するために以下のモデルが設定される。

$$P_t = V_t + \frac{S}{2} I_t \quad (1)$$

$$V_t = V_{t-1} + \epsilon_t \quad \epsilon_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, 1) \quad (2)$$

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{確率 } \frac{1}{2} \text{ (買い手)} \\ -1 & \text{確率 } \frac{1}{2} \text{ (売り手)} \end{cases} \quad (3)$$

ただし、 P_t は観察される証券の市場価格を表し、 V_t は、 t 期において観察できない証券の本源的価値、 S は実効スプレッドをあらわす²。さらに、 I_t はトレーダーからの注文の種類をあらわす指示関数であり、 t 期の取引がアスク価格で行われた (買い手) であるか、ビッド価格で行われた (売り手) かを示す。また V_t が証券の本源的価値としている仮定 ($E[P_t] = E[V_t]$) から $E[I_t] = 0$ が示される。したがって、 $P(I_t = 1) = \frac{1}{2}$ 、 $P(I_t = -1) = \frac{1}{2}$ である。そして、Roll [1984] では I_t と I_{t+k} ($k = 1, 2, 3, \dots$) に関して、すべての k について独立と仮定されていたが、本稿では $k > 1$ である場合、すなわち隣接しない時点における取引の種類は独立と仮定するが $k = 1$ である場合、すなわち隣接する時点における取引の種類に対して独立の仮定をおかない。すなわち、今期の取引行動は前期の取引行動から影響を受けることを仮定している。したがって、 $(I_t, I_{t+1}) = (1, 1)$ となる確率を π_{11} そして、 $(I_t, I_{t+1}) = (-1, 1)$ となる確率を π_{12} とし、 $\pi_{11} + \pi_{12} = \frac{1}{2}$ である³。この π_{12} は、トレーダーからの (今期、来期) の注文が (売り、買い) となる確率であるからトレーダーの対称的な取引パターンをあらわす確率と考えられる。

以上より、収益 ΔP_t の過程は、

¹ データについては 3 節を参照。

² 実効スプレッドと建値スプレッドは異なる。詳細は、Huang/Stoll [1996] を参照。

³ 詳細は、Appendix を参照。

$$\Delta P_t = \epsilon_t + \frac{S}{2} (I_t - I_{t-1}) \quad (4)$$

で与えられ、 ΔP_t の分散、共分散、収益の1次および2次の自己相関は、次のとおりである⁴。

$$Var[\Delta P_t] = 1 + 2S^2\pi_{12} \quad (5)$$

$$Cov[\Delta P_t, \Delta P_{t+1}] = -2S^2(\pi_{12} - \frac{1}{8}) \quad (6)$$

$$Cov[\Delta P_t, \Delta P_{t+2}] = S^2(\pi_{12} - \frac{1}{4}) \quad (7)$$

$$\rho_1 = \rho[\Delta P_t, \Delta P_{t+1}] = \frac{-2S^2(\pi_{12} - \frac{1}{8})}{1 + 2S^2\pi_{12}} \quad (8)$$

$$\rho_2 = \rho[\Delta P_t, \Delta P_{t+2}] = \frac{S^2(\pi_{12} - \frac{1}{4})}{1 + 2S^2\pi_{12}} \quad (9)$$

(8)、(9)より明らかに ρ_1 、 ρ_2 は、 π_{12} と S から影響を受けることがわかる。表2は、収益に関する1次および2次の自己相関 ρ_1 、 ρ_2 とトレーダーの対称的な取引パターンに関する確率 π_{12} の関係をあらわしている。

表2：収益の自己相関と π_{12}

π_{12}	$[0, \frac{1}{8}]$	$(\frac{1}{8}, \frac{1}{4}]$	$(\frac{1}{4}, \frac{1}{2}]$
	$\rho_1 \geq 0$	$\rho_1 < 0$	$\rho_1 < 0$
	$\rho_2 < 0$	$\rho_2 \leq 0$	$\rho_2 > 0$

本稿のモデルでは、トレーダーの取引パターンをあらわす確率 π_{12} を用いて収益に関する1次および2次の自己相関 ρ_1 、 ρ_2 の関係のうち $\rho_1 > 0$ かつ $\rho_2 > 0$ 以外のすべての関係を示すことができた。そして、表2よりトレーダーが対称的な取引をおこなう確率が小さい(大きい)場合、1次相関が正(負)、2次相関が負(正)となることを示した。本稿のモデルでの $\pi_{12} = \frac{1}{4}$ はRoll [1984]の分析を表している。次節では、ジャスダック市場においてマーケットメーカー制度を採用している各銘柄についてトレーダーの対称的な取引パターンをあらわす確率 π_{12} の推定とその考察がおこなわれる。

3 トレーダーの取引パターンの考察

3.1 データ

各銘柄の取引の種類、すなわちトレーダーからの売りもしくは買いに関するデータがある場合は直接 π_{12} を推定することができる。しかしながら、本稿ではそのようなデータが利用できないために日次データの終値を用いて π_{12} の推定がおこなわれている点は、注目すべきである。分析対象は、ジャスダック市場におけるマーケットメーカー制度を採用し、期間2004年2月16日から2005年5月27日のうち取引が90パーセント以上成立した個別銘柄(108銘柄)を対象とした。ただし、取引の成立しなかった日の終値、売買高は、直近の終値、売買高を用いた。

⁴ 詳細は、Appendix を参照。

3.2 トレーダーの取引パターンと流動性の概要

トレーダーの対称的な取引パターンをあらわす確率 π_{12} は、(8)、(9)より収益に関する1次および2次の自己相関 ρ_1 、 ρ_2 について $\rho_1 \neq 0$ 、 $\rho_2 \neq 0$ のときは以下のとおりである。

$$\pi_{12} = \frac{(\rho_1 + \rho_2)}{4\rho_1 + 2\rho_2} \quad (10)$$

同様に(8)、(9)より、 $\rho_1 \neq 0$ 、 $\rho_2 = 0$ のときは $\pi_{12} = 0.25$ また $\rho_1 = 0$ 、 $\rho_2 \neq 0$ のときは $\pi_{12} = 0.125$ である。そして、市場効率的な場合、すなわち $\rho_1 = 0$ 、 $\rho_2 = 0$ のときは、(8)、(9)より実効スプレッド S がゼロであると考えられる。次に、実効スプレッドの二乗は、(8)または(9)そして(10)より以下が求められ、実効スプレッド S については Roll [1984] と同様の考え方を用いた。

$$S^2 = -\frac{4(\rho_1 + 2\rho_2)}{2(\rho_1 + \rho_2) + 1} \quad (12)$$

最後に、Kyle の流動性 λ の推定式は、大村 [1998] と同様に以下の式を用いた。

$$|r_{i,t}| = \lambda_i \ln(Q_{i,t}) + \epsilon_{i,t} \quad (12)$$

ただし、 $|r_{i,t}|$ は、銘柄 i の日次対数収益率の絶対値、説明変数 $\ln(Q_{i,t})$ は、銘柄 i の対数売買高である。

3.3 トレーダーの取引パターンと流動性指標の関係

Glosten/Harris [1988] では、対称的な取引を行うトレーダーは情報トレーダーであると考えられている。したがって、この節では、流動性指標と考えられる3つのパラメータ、Kyle の λ 、Roll の実効スプレッド S 、平均売買高 volume とトレーダーの対称的な取引パターンを表す確率 π_{12} の関係を考察する。そして、ジャスダック市場における対称的な取引パターンを表す確率 π_{12} の分布の考察をおこなう。ただし、i) 効率的である銘柄、すなわち、収益に関する1次、2次の自己相関 ρ_1 、 ρ_2 がともにゼロである銘柄 (60銘柄) ii) 収益に関する1次及び2次の自己相関 ρ_1 、 ρ_2 がともに正である銘柄 (3銘柄) iii) (11)の右辺が負の銘柄 (14銘柄) iv) トレーダーの取引パターンを表す確率 π_{12} が負の銘柄 (2銘柄) v) トレーダーの取引パターンをあらわす確率 π_{12} が小さく平均売買高 volume が異常に大きい銘柄 (2銘柄) は取り除いた。理由は、以下のとおりである。i) については、(10)から明らかなように π_{12} が不確定であるため、ii) iii) iv) については本稿のモデルでは分析ができていないため、v) については π_{12} と volume の関係に誤った結論を与える可能性があるため、である。以下ではトレーダーの対称的な取引パターンを表す確率 π_{12} と3種類の流動性指標、Kyle の λ 、Roll の実効スプレッド S 、平均売買高 volume の関係について分析をおこなう。

最初に、トレーダーの対称的な取引パターンを表す確率 π_{12} と実効スプレッド S の関係を散布図 (図1) と標本相関係数を用いて示す。ただし、 $\pi_{12} = 0.25$ は、Roll [1984] に相当する。

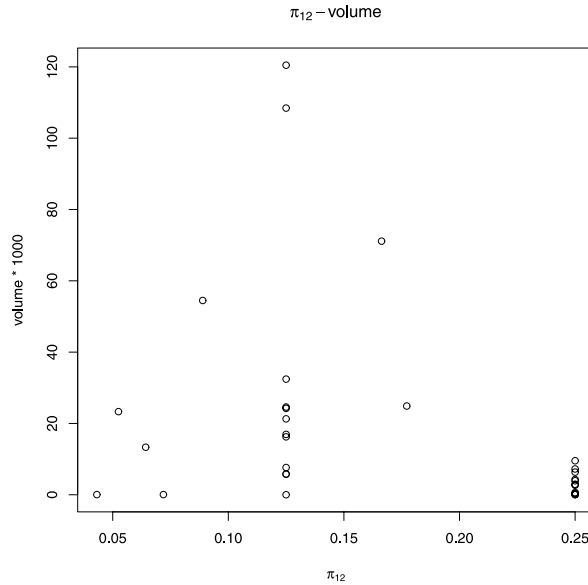


図 1 : ジャスダック市場における π_{12} と実効スプレッドの関係

実際、(10)、(11)から S と π_{12} は、 ρ_1 、 ρ_2 で構成されているが、 S と π_{12} の関係は、明示的ではない。しかし、 π_{12} と S の標本相関係数は 0.40 であり、正の関係が存在すると考えられる。トレーダーの対称的な取引パターンをあらわす確率 π_{12} と Kyle の流動性指標 λ の関係を示したのが図 2 である。

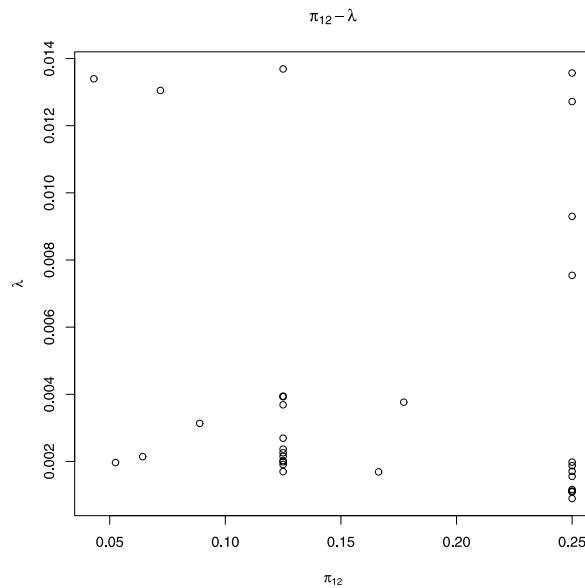


図 2 : ジャスダック市場における π_{12} と Kyle の λ の関係

ここでの π_{12} と λ の標本相関係数は、 -0.07 でありそれらは、無相関のように見える。最後に、対称的な取引パターンを表す確率 π_{12} と平均売買高 volume の関係を先ほどと同じく散布図（図3）と標本相関係数を用いて分析する。

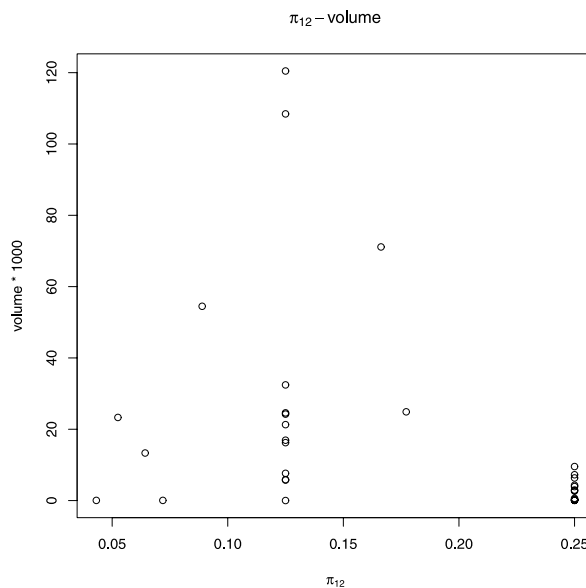


図3：ジャスダック市場における π_{12} と平均売買高の関係

π_{12} と volume の標本相関係数は -0.31 であり、負の関係があるように思われる。表3は、各標本相関係数をまとめたものである。

表3： π_{12} と流動性指標の相関関係

	π_{12}	S	λ	volume
π_{12}	1	0.40^*	-0.07	-0.31
S	0.40^*	1	0.07	0.07
λ	-0.07	0.07	1	-0.22
volume	-0.31	0.07	-0.22	1

注：*は、有意水準5パーセントでの相関係数の検定で有意。 π_{12} はトレーダーの対称的な取引パターンをあらわす確率、 S は実効スプレッド、 λ はKyleの流動性指標、volumeは平均売買高をあらわす。

表3より、トレーダーの対称的な取引パターンをあらわす確率 π_{12} と実効スプレッド S の間に正の相関が認められた⁵。すなわち、トレーダーの取引が対称的である確率が高い銘柄は、実効スプレッドが大きい、もしくは実効スプレッドが大きい銘柄はトレーダーの取引が対称的である確率が高いということである。このトレーダーの対称的な取引について Glosetn/Harris

⁵ 各カテゴリー間に2変量正規分布の仮定を用いて5パーセント有意水準で相関係数の検定を行ったが結果、大部分が有意な結論ではなかった。これは各カテゴリー間に2変量正規分布を仮定することが問題であると思われる。

[1988] では、round-trip 取引すなわち対称的な取引をおこなうトレーダーは、前期での取引の種類を知ったもとで今期の取引の種類を決定するために非情報トレーダーではないと考えられている。すなわち、対称的な取引パターンが起こる確率が高くなるということは、マーケットメーカーが情報トレーダーと取引をおこなう機会が高くなることを意味していると考えられる。そして、マーケットメーカーは情報トレーダーとの取引による損失を小さくするためにスプレッドを広げると考えられる。よって、対称的な取引パターンの確率と実効スプレッドの相関係数が正である結果は妥当であると考えられる。

ほかに特徴のある結果として、相関係数の検定は有意でなかったが対称的な取引パターンを表す確率 π_{12} と平均売買高 volume の関係である。これは、次のように考えられる。 π_{12} と S の関係より収益の分散は(5)から π_{12} の減少に対して減少する。したがって、収益のリスクの減少が平均売買高を増加させると考えられる。よって、本稿で用いたトレーダーの取引行動をあらわす確率 π_{12} は流動性指標と関連があることがわかり、この指標は流動性を測る一つの指標と考えられる。

最後に、ジャスダック市場におけるトレーダーの対称的な取引パターンを表す確率 π_{12} の分布は表 4 である。

表 4 : ジャスダック市場における π_{12} 関する分布

π_{12}	$[0, \frac{1}{16}]$	$(\frac{1}{16}, \frac{1}{8}]$	$(\frac{1}{8}, \frac{3}{16}]$	$(\frac{3}{16}, \frac{1}{4}]$	$(\frac{1}{4}, \frac{1}{2}]$
度数	2	15	2	12	0

表 4 は、(10)を用いて表 1 を確率 π_{12} に変換した分布をあらわし、Roll [1984] は $\pi_{12} = \frac{1}{4}$ の時に相当しその近傍に度数が集中している。一方、 $\pi_{12} = \frac{1}{8}$ の近傍にも度数が集中していることがわかる。したがって、ジャスダック市場における個別銘柄の取引パターンを表す確率が、範囲 $(\frac{1}{16}, \frac{1}{8}]$ と $(\frac{3}{16}, \frac{1}{4}]$ に分かれていることがわかる。これは、この分析対象期間中のジャスダック市場におけるマーケットメーカー制度を採用している銘柄は流動性について 2 つに分かれていたということである。

4 結論

Roll [1984] は、収益に関する 1 次の自己相関が負になる理由を理論的に示したが 2 次の自己相関に関する分析はおこなっていない。しかし、ジャスダック市場の日次データを用いて収益の 1 次そして 2 次の自己相関を 5 パーセント有意水準で検定した結果、収益の 2 次の自己相関がゼロにならない銘柄は存在した。本稿は、収益に関する 1 次および 2 次の自己相関がゼロにならないケースがあることを Roll [1984] のモデルを拡張させることにより理論的に示した。すなわち、トレーダーの取引パターンをあらわす確率が収益の 1 次および 2 次の自己相関に影響を与えることが示された。また、トレーダーの取引パターンに関して Glosten/Harris [1988] では、対称的な取引おこなうトレーダーは、情報トレーダーと考えられている。したがって、トレーダーの対称的な取引パターンを表す確率と実効スプレッドに有意な正の相関が示されたことは Glosten/Harris [1988] と整合的である。また、トレーダーの対称的な取引パターンを

あらわす確率と実効スプレッド、そして平均売買高の関係から対称的な取引パターンをあらわす確率は流動性指標の一つと考えることができる。

本稿の分析は、実効スプレッドが負、収益の1次・2次の自己相関がともに正、取引パターンが定義できない銘柄は取り除かれた分析であった。これらの分析できなかった銘柄は、日中データの利用によって減少すると期待される。また、本稿はジャスダック市場のマーケットメイク銘柄だけの分析であったがほかの市場と比較することにより取引パターンに関する詳細な分析も可能であると思われる。日中データを用いた分析そして市場の比較分析は、今後の研究課題とする。

5 Appendix

本稿では、トレーダーからの注文の種類をあらわす指示関数 I_t について、 I_t と I_{t+k} が $k > 1$ である場合、独立であると仮定されている。そして、 $k = 1$ である場合、 $(I_t, I_{t+1}) = (-1, 1)$ となる確率は、 π_{12} と仮定し (I_t, I_{t+1}) に関して確率分布（表5）を考える。

表5： I_t と I_{t+1} に関する確率分布

		I_t	
		1	-1
I_{t+1}	1	π_{11}	π_{12}
	-1	π_{21}	π_{22}

また、確率の定義より

$$\sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \pi_{ij} = 1$$

である。そして、 V_t が証券の本源的価値である仮定 $E[P_t] = E[V_t]$ すなわち $E[I_t] = E[I_{t+1}] = 0$ から $\pi_{11} = \pi_{22}$ 、 $\pi_{12} = \pi_{21}$ が示される。また、 $\pi_{11} = \pi_{22} = \frac{1}{2}$ 、 $0 \leq \pi_{11} \leq \frac{1}{2}$ 、 $0 \leq \pi_{12} \leq \frac{1}{2}$ であることもわかる。したがって、表5は表6になる。

表6： I_t と I_{t+1} に関する確率分布

		I_t	
		1	-1
I_{t+1}	1	π_{11}	π_{12}
	-1	π_{12}	π_{11}

以上より、 (I_t, I_{t+1}) に関する平均、分散、共分散は以下である。

$$\begin{aligned} E[I_t] &= E[I_{t+1}] = 0 \\ \text{Var}[I_t] &= \text{Var}[I_{t+1}] = 1 \\ \text{Cov}[I_t, I_{t+1}] &= -4\pi_{12} + 1 \end{aligned}$$

したがって、収益 ΔP_t の過程に関する平均、分散、共分散は、以下である。

$$\begin{aligned}
 E[\Delta P_t] &= 0 \\
 Var[\Delta P_t] &= E \left[\left(\epsilon_t + \frac{S}{2} (I_t - I_{t-1}) \right)^2 \right] \\
 &= 1 + \epsilon_t \frac{S^2}{4} E[I_t^2 - 2I_t I_{t-1} + I_{t-1}^2] \\
 &= 1 + 2S\pi_{12} \\
 Cov[\Delta P_t, \Delta P_{t+1}] &= E \left[\left(\epsilon_t + \frac{S}{2} (I_t - I_{t-1}) \right) \left(\epsilon_{t+1} + \frac{S}{2} (I_{t+1} - I_t) \right) \right] \\
 &= \frac{S^2}{4} E[I_t I_{t+1} - I_t^2 - I_{t-1} I_{t+1} + I_{t-1} I_t] \\
 &= -2S^2 \left(\pi_{12} - \frac{1}{8} \right) \\
 Cov[\Delta P_t, \Delta P_{t+2}] &= E \left[\left(\epsilon_t + \frac{S}{2} (I_t - I_{t-1}) \right) \left(\epsilon_{t+2} + \frac{S}{2} (I_{t+2} - I_{t+1}) \right) \right] \\
 &= \frac{S^2}{4} E[I_t I_{t+2} - I_t I_{t+1} - I_{t-1} I_{t+2} - I_{t-1} I_{t+1}] \\
 &= S^2 \left(\pi_{12} - \frac{1}{4} \right)
 \end{aligned}$$

以上の結果より、収益に関する 1 次および 2 次の自己相関は(8)、(9)となる。

参考文献

- [1] 大村、宇野、川北、俊野 [1998] 『株式市場のマイクロストラクチャー』日本経済新聞社。
- [2] 刈屋武明・照井信彦 [1997] 『非線形経済時系列分析法とその応用——ガウス性検定と非線形モデル——』岩波書店。
- [3] Campbell, J. Y., A. W. Lo, A. C. Mackinlay [1997] *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press(祝迫・大橋・中村・本多・和田 訳『ファイナンスのための計量分析』共立出版 1998.)
- [4] Glosten, L. and Harris, L[1988] “Estimating the Components of the Bid/Ask Spread” *Journal of Financial Economics* 21(1), 123–142.
- [5] Glosten, L. and Milgrom, P[1985] “Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders” *Journal of Financial Economics* 14, 71–100.
- [6] Huang, R. and Stoll, H[1996] “Dealer Versus Auction Markets: A Paired Comparison of Execution Costs on NASDAQ and NYSE,” *Journal of Financial Economics* 41, 313–357.
- [7] Kyle, A. S[1985] “Continuous Auction and Insider Trading,” *Econometrica* 53, 1315–1335.
- [8] Roberts, S[1967] “Statistical versus Clinical Prediction of Stock Market,” *unpublished manuscript, Center for Research in Security Prices, University of Chicago* May.
- [9] Roll, R[1984] “A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market,” *Journal of Finance* 39(4), 1127–1139.
- [10] Samuelson, P[1965] “Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly,” *Industrial Management Review* 6, 41–49.

- [11] Stoll, H[1989] “Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests,” *Journal of Finance* 44(1), 115–34.