

# **Discussion Papers In Economics And Business**

取引パターンと流動性指標の関係

橋本尚史

Discussion Paper 05-25

Graduate School of Economics and  
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)  
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

# 取引パターンと流動性指標の関係

橋本尚史

Discussion Paper 05-25

September 2005

この研究は「大学院経済学研究科・経済学部記念事業」  
基金より援助を受けた、記して感謝する。

Graduate School of Economics and  
Osaka School of International Public Policy (OSIPP)  
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

# 取引パターンと流動性指標の関係\*

橋本 尚史<sup>†</sup>

2005年9月

## 要約

本稿は, Roll [1984] のモデルに対称的な取引パターンを表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しないことを示した. Glosten/Harris [1988] では対称的な取引を行うとレーダーは, 情報トレーダーと考えている. したがって本稿では, 対称的な取引パターンを表す確率と流動性指標 (実効スプレッド, 平均売買高) の関係を考察し Glosten/Harris [1988] と整合的な結果を得ることが出来た.

**JEL Classification:** G14, G19

**Key Words:** 自己相関, 実効スプレッド, 流動性

---

\*本論の作成に当たって, 平素ご指導して下さる大阪大学経済学研究科の大屋幸輔先生から貴重な意見と親身な指導を受け賜りました. 記してお礼を申し上げます. なお, 本文における誤りは, すべて筆者の責任に帰することとする. また, 本研究は, 21 世紀 COE プログラムのサポートを受けています.

<sup>†</sup>所属; 大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程 3 年

連絡先; E-mail: HashimotoHisashi@compsrv.econ.osaka-u.ac.jp

# 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には、Samuelson [1965]、Roberts [1967] がある。例えば、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] 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次及び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。他方、収益に関して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実効スプレッド（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。また、Stoll [1989] では収益の共分散、Glosten/Harris [1988] では収益を用いて、ビッド・アスク・スプレッドに含まれる取引コストと情報の非対称性のコストの割合に関する実証分析が行われている。

Roll [1984] は、収益に関する2次の自己相関をゼロと仮定したが過去の実証研究結果は、必ずしもこの仮定をサポートしていない。したがって、本稿はそのような仮定を必要としないモデルの分析を行った。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節では本稿のモデルによる実証分析が行われる。そして、4節では結論と今後の課題を述べる。

## 2 収益の自己相関と取引パターン

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次の自己相関を一定の値 $-\frac{1}{2}$ 、そして、収益に関する2次の自己相関をゼロとしている。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次及び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布（単位：枚）

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

したがって、表1から、Roll [1984] での理論的分析（表1注：網掛け部分）だけでは不十分であることが示された<sup>1</sup>。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。

$$P_t = V_t + \frac{S}{2} I_t \tag{1}$$

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

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

<sup>1</sup>データについては3節を参照。

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表す<sup>2</sup>。さらに、 $I_t$  は注文の種類<sup>3</sup>の指示関数であり、 $t$  期の取引がアスク価格で行われた（買い手主導）であるか、ビッド価格で行われた（売り手主導）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、 $Pr(I_t = 1) = \frac{1}{2}$ 、 $Pr(I_t = -1) = \frac{1}{2}$  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は独立と仮定されないモデルである。したがって、 $(I_t, I_{t+1}) = (1, 1)$  となる確率を  $\pi_{11}$  として、 $(I_t, I_{t+1}) = (-1, 1)$  となる確率を  $\pi_{12}$  とし、 $\pi_{11} + \pi_{12} = \frac{1}{2}$  である<sup>3</sup>。この  $\pi_{12}$  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表す確率と考えられる。

以上より、収益  $\Delta P_t$  の過程は、

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

与えられ、 $\Delta P_t$  の分散、共分散、収益の 1 次及び 2 次の自己相関は、次の通りである<sup>4</sup>。

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

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

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

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

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

(8)、(9) より明らかに  $\rho_1$ 、 $\rho_2$  は、 $\pi_{12}$  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 次及び 2 次の自己相関  $\rho_1$ 、 $\rho_2$  とトレーダーの対称的な取引パターンに関する確率  $\pi_{12}$  の関係を表している。

表 2: 収益の自己相関と  $\pi_{12}$

$\pi_{12}$	$0, \frac{1}{8}$	$\left(\frac{1}{8}, \frac{1}{4}\right)$	$\left(\frac{1}{4}, \frac{1}{2}\right)$
	$\rho_1 \geq 0$	$\rho_1 < 0$	$\rho_1 < 0$
	$\rho_2 < 0$	$\rho_2 \leq 0$	$\rho_2 > 0$

本稿のモデルでは、取引パターンを表す確率  $\pi_{12}$  を用いて収益に関する 1 次及び 2 次の自己相関  $\rho_1$ 、 $\rho_2$  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行う確率が小さい（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。そして、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表す確率  $\pi_{12}$  の推定とその考察が行われる。

<sup>2</sup>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。

<sup>3</sup>詳細は、Appendix を参照。

<sup>4</sup>詳細は、Appendix を参照。

### 3 トレーダーの取引パターン

#### 3.1 データ

各銘柄の取引の種類に関するデータがある場合は、直接  $\pi_{12}$  を推定することが出来る。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  $\pi_{12}$  の推定が行われている点は、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。

#### 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  $\pi_{12}$  は、(8)、(9) より収益に関する 1 次及び 2 次の自己相関  $\rho_1$ 、 $\rho_2$  について  $\rho_1 \neq 0$ 、 $\rho_2 \neq 0$  のときは以下の通りである。

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

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る。

$$S^2 = -\frac{4(\rho_1 + 2\rho_2)}{2(\rho_1 - \rho_2) + 1} \quad (11)$$

そして、実効スプレッド  $S$  については、Roll [1984] と同様の考え方をを用いた。最後に、Kyle の流動性  $\lambda$  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。

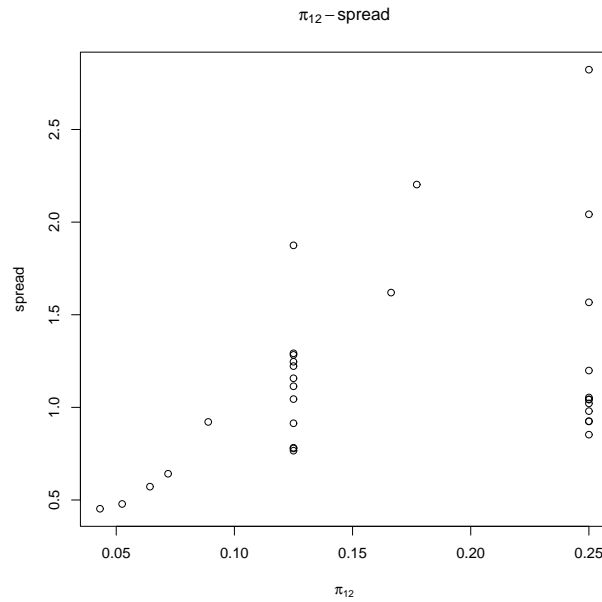
#### 3.3 トレーダーの取引パターンと流動性指標の関係

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  $\lambda$ 、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  $\pi_{12}$  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  $\pi_{12}$  の分布の考察を行う。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  $\rho_1$ 、 $\rho_2$  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  $\rho_1$ 、 $\rho_2$  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  $\pi_{12}$  が負の銘柄 (2 銘柄)、v) トレーダーの取引パターンを表す確率  $\pi_{12}$  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、以下の通りである。i) については、(10) から明らかのように  $\pi_{12}$  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、分析が出来ていないため、v) については  $\pi_{12}$  と volume の関係に誤った結論を与える可能性があるため。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  $\pi_{12}$

と3種類の流動性指標, Kyleの $\lambda$ , 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行う.

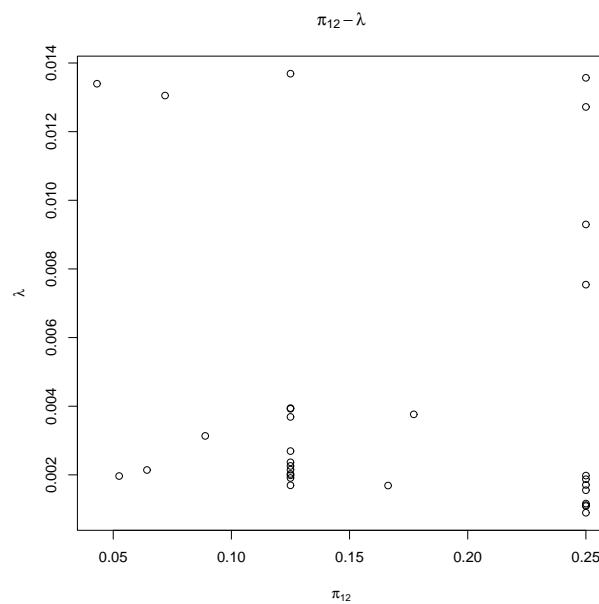
最初に, トレーダーの対称的な取引パターンを表す確率 $\pi_{12}$ と実効スプレッド $S$ の関係を散布図(図1)と標本相関係数を用いて示す. ただし,  $\pi_{12} = \frac{1}{4}$ は, Roll [1984]に相当する.

図1: ジャスダック市場における $\pi_{12}$ と実効スプレッドの関係



実際, (10), (11) から  $S$  と  $\pi_{12}$  は,  $\rho_1, \rho_2$  で構成されているが,  $S$  と  $\pi_{12}$  の関係は, 明示的ではない. しかし,  $\pi_{12}$  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表す確率 $\pi_{12}$ とKyleの流動性指標 $\lambda$ の関係を示したのが図2である.

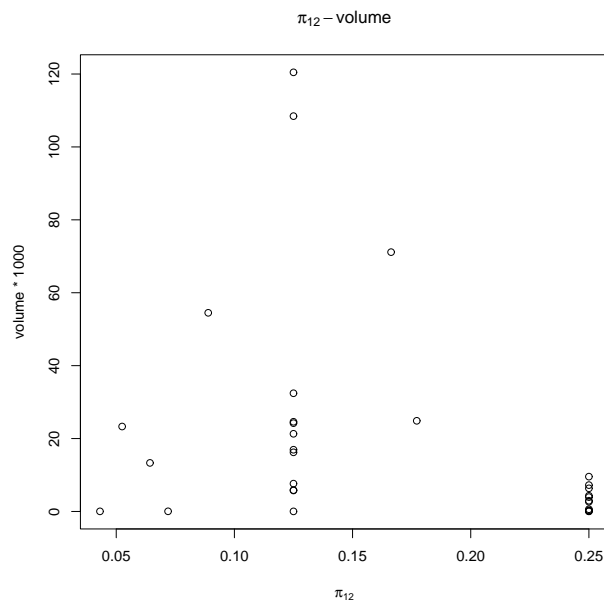
図2: ジャスダック市場における $\pi_{12}$ とKyleの $\lambda$ の関係



ここでの $\pi_{12}$ と $\lambda$ 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  $\pi_{12}$  と平均売買高 volume の関係を先程と同じく散布図（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  $\pi_{12}$  と平均売買高の関係



$\pi_{12}$  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:  $\pi_{12}$  と流動性指標の相関関係

	$\pi_{12}$	$S$	$\lambda$	volume
$\pi_{12}$	1	0.40*	-0.07	-0.31
$S$	0.40*	1	0.07	0.07
$\lambda$	-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． $\pi_{12}$  はトレーダーの対称的な取引パターンを表す確率， $S$  は実効スプレッド， $\lambda$  は Kyle の流動性指標，volume は平均売買高を表す．

表 3 より，トレーダーの対称的な取引パターンを表す確率  $\pi_{12}$  と実効スプレッド  $S$  の間に正の相関が認められた<sup>5</sup>．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 [1988] では，round-trip 取引すなわち対称的な取引を行うトレーダーは，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行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．したがって，対

<sup>5</sup>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．



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  $\pi_{12}$  と平均売買高 volume の相関係数が  $-0.31$  であった。これは、次のように考えられる。 $\pi_{12}$  と  $S$  の関係より観察できる市場価格の分散、(5) は  $\pi_{12}$  の減少に対して減少する。したがって、市場価格の不確実性の減少が平均売買高を増加させると思われる。相関係数の検定は先程と同じく有意でなかったが、同様の結論が Kyle の流動性指標  $\lambda$  と平均売買高 volume の関係から示される。すなわち、Kyle [1985] では、 $\lambda$  に関して観察される市場価格の分散 (5) の増加関数、そして流動性トレーダーの取引量の分散の減少関数であることが理論的に示されている。したがって、観察できる市場価格の分散の減少は、 $\lambda$  を減少させる。そして、 $\lambda$  と volume の相関係数は、 $-0.22$  であるから  $\lambda$  の減少は、volume を増加させる。したがって、対称的な取引パターンを表す確率と平均売買高の関係は、Kyle [1985] の一部の関係と整合的である。ただし、本稿は、Kyle [1985] で考えられている流動性トレーダーの概念を必要としない分析であるために、対称的な取引パターンを表す確率と Kyle の流動性指標  $\lambda$  が無相関である結論は当然であると思われる。しかしながら、 $\pi_{12}$  と  $\lambda$  が、volume に対して同じ動きをする指標と主張するには、分析対象の銘柄数を増やすことなどの対処が必要と思われる。

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  $\pi_{12}$  の分布は表 4 である。

表 4: ジャスダック市場における  $\pi_{12}$  に関する分布

$\pi_{12}$	$0, \frac{1}{16}$	$\left(\frac{1}{16}, \frac{1}{8}\right]$	$\left(\frac{1}{8}, \frac{3}{16}\right]$	$\left(\frac{3}{16}, \frac{1}{4}\right]$	$\left(\frac{1}{4}, \frac{1}{2}\right]$
度数	2	15	2	12	0

表 4 は、(10) を用いて表 1 を確率  $\pi_{12}$  に変換した分布を表し、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  $\left(\frac{1}{16}, \frac{1}{8}\right]$  と  $\left(\frac{3}{16}, \frac{1}{4}\right]$  に分かれていることがわかり、表 4 の結果は、Roll [1984] のモデルでは、分析されていない市場の流動性に関する特性を示していると考えられる。

## 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行っていない。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 次及び 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表す確率が収益の 1 次及び 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、対称的な取引パターンを行うトレーダーは、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、有意ではないが、トレーダーの対称的な取引パターンを表す確率と平均売買高の相関係数は負であることが示され、Kyle の  $\lambda$  と平均売買高の相関係数も負であることが示された。すなわち、平均売買高に対してトレーダーの対称的な取引パターンを表す確率と Kyle の  $\lambda$  は同じ

動きをするということである。したがって、対称的な取引パターンを表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表す確率は、流動性指標の一つと考えることが出来る。そして、最後にジャスダック市場のマーケットメイク銘柄に関する流動性を対称的な取引パターンを表す確率を用いて分析を行った。

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、市場の比較分析は、今後の研究課題とする。

## 5 Appendix

本稿では、注文の種類<sup>1</sup>の指示関数  $I_t$  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る。そして、 $k = 1$  である場合、 $(I_t, I_{t+1}) = (-1, 1)$  となる確率は、 $\pi_{12}$  と仮定され  $(I_t, I_{t+1})$  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	$\pi_{11}$	$\pi_{12}$
	-1	$\pi_{21}$	$\pi_{22}$

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、 $\pi_{11} + \pi_{12} = \frac{1}{2}$ 、 $0 \leq \pi_{11} \leq \frac{1}{2}$ 、 $0 \leq \pi_{12} \leq \frac{1}{2}$  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	$\pi_{11}$	$\pi_{12}$
	-1	$\pi_{12}$	$\pi_{11}$

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  $\Delta P_t$  の過程に関する平均、分散、共分散は、以下である。

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

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

以上の結果より，収益に関する 1 次及び 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.

# Transaction Pattern and Liquidity Parameters

Hisashi Hashimoto<sup>†</sup>

September 2005

## Abstract

This paper introduces probability which represents symmetry transaction pattern into Roll [1984] and shows that the second autocorrelation for stock's return is not necessarily zero. Glosten/Harris [1988] considers trader who symmetrically trades as information trader. Then I examine the relation between probability which represents symmetry transaction pattern and liquidity parameter (effective spread, average volume). The result are consistent with Glosten/Harris [1988].

**JEL Classification:** G14, G19

**Key Words:** autocorrelation , effective spread , liquidity

---

<sup>†</sup>Graduate School of Economics  
E-mail : HashimotoHisashi@compsrv.econ.osaka-u.ac.jp