

Title	注文持続性と流動性指標の関係
Author(s)	橋本, 尚史
Citation	大阪大学経済学. 2006, 56(1), p. 25-31
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/19800
rights	
Note	

Osaka University Knowledge Archive : OUKA

<https://ir.library.osaka-u.ac.jp/>

Osaka University

注文持続性と流動性指標の関係*

橋本尚史†

要 約

本稿は、Roll (1984) のモデルに注文持続性を表す（連続して同じ注文が行われる）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。そして、ジャスダック市場のデータを用いて推定された注文持続性を表す確率と流動性指標である、実効スプレッド、の関係を考察した。この点に関して、Lin/Sanger/Booth (1995) は、本稿とは別のモデルを用いて注文持続性を表す確率の実証分析を行い、実効スプレッドとその確率の関係が負であることを示している。本稿でも Lin/Sanger/Booth (1995) と整合的な結論を得た。

JEL Classification: G14, G19

Key Words: 自己相関, 実効スプレッド, 注文持続性, 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にゼロとならない銘柄が、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、株式の収益に関して 1 次の自己相関がゼロにならないことを

理論的に証明した論文として Roll (1984), そして Glosten/Milgrom (1985) がある。すなわち、株式の期待収益がゼロという点で市場が効率的であっても Roll (1984) は実効スプレッド（取引コスト）の存在、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、が株式収益に関する 1 次の自己相関に影響を与えることを理論的に証明している。Choi/Salandro/Shastri (1988) は、Roll (1984) と同様に市場が効率である仮定のもとトレーダーの注文持続性を表す（トレーダーが連続して同じ注文を出す）確率が、株式収益に関する 1 次の自己共分散に影響を与えることを理論的に証明し、日中データを用いてその確率の推定を行った。また、Stoll (1989) では収益の自己共分散、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。

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

* 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。

† 所属；大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程 3 年

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 株式収益の自己相関と注文持続性

Roll (1984) は、株式の期待収益に関して市場が効率的である仮定のもと実効スプレッドが収益の1次の自己共分散に与える影響を理論的に証明し、株式収益に関する1次の自己相関を一定の値 $-\frac{1}{2}$ 、そして、株式収益に関する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株式収益に関する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: 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

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¹。したがって、その点を分析するためにRoll(1984)と同様に市場が効率的である仮定のもと以下のモデルを設定する。

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

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

$$I_t = \begin{cases} 1 & \text{確率 } \pi \text{ (買い注文)} \\ -1 & \text{確率 } 1 - \pi \text{ (売り注文)} \end{cases} \quad (3)$$

ここで、 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²。ただし、 I_t は注文の種類を示す関数であり、 t 期の取引がアスク価格で行われた (トレーダーの買い注文) であるか、ビッド価格で行われた (トレーダーの売り注文) かを示し、トレーダーが買い注文を入れる確率を π 、トレーダーが売り注文を入れる確率を $1 - \pi$ 、($0 < \pi < 1$) とする。また、 I_t は状態2のマルコフ連鎖に従うと仮定し、その推移確率は、以下の通りとする。

$$\mathcal{P} = \begin{pmatrix} p_{(1,1)} & p_{(1,-1)} \\ p_{(-1,1)} & p_{(-1,-1)} \end{pmatrix}$$

ただし、 $p_{(i,j)}$ は、 $I_{t-1} = i$ のもとでの $I_t = j$ となる確率、すなわち $Prob[I_t = j | I_{t-1} = i]$ を表す。例えば、 $p_{(1,1)}$ はトレーダーから連続して買い注文がくる (トレーダーの買い注文が持続する) 確率を表す。以上より、収益 ΔP_t の過程は、

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

で与えられ、証券の期待収益がゼロとなる意味で市場効率的である仮定 ($E[\Delta P_t] = 0$) から ΔP_t の分散、自己共分散、収益の1次及び2次の自己相関は、次の通りである³。

$$Var[\Delta P_t] = 1 + 2S^2\pi(1 - p_{(1,1)}) \quad (5)$$

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

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

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

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

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。

¹ データについては3節を参照。

(8), (9) より明らかに ρ_1, ρ_2 は, $p_{(1,1)}$ と S から影響を受けることがわかる。以下, 収益に関する 1 次及び 2 次の自己相関 ρ_1, ρ_2 とトレーダーの注文持続性を表す確率 $p_{(1,1)}$ の関係をまとめた。

表 2: 収益の自己相関と $p_{(1,1)}$

$p_{(1,1)}$	$[1, k_1]$	$(k_1, k_2]$	$(k_2, k_3]$
	$\rho_1 \geq 0$	$\rho_1 < 0$	$\rho_1 < 0$
	$\rho_2 < 0$	$\rho_2 \leq 0$	$\rho_2 > 0$

注: k_1 は $1 - \frac{1}{8\pi}$, k_2 は $1 - \frac{1}{4\pi}$, k_3 は $1 - \frac{1}{2\pi}$ を表す。

本稿のモデルでは, 確率 $p_{(1,1)}$ を用いて収益に関する 1 次及び 2 次の自己相関 ρ_1, ρ_2 の関係のうち ($\rho_1 \geq 0, \rho_2 > 0$), そして ($\rho_1 > 0, \rho_2 = 0$), 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, トレーダーが持続的な買い注文を行う確率 $p_{(1,1)}$ が大きい (小さい) 場合, 1 次相関が正 (負), 2 次相関が負 (正) となることがわかる。そして, 本稿のモデルでの ($p_{(1,1)}, \pi$) = $(1 - \frac{1}{4\pi}, \frac{1}{2})$, 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注文持続性を表す確率 $p_{(1,1)}$ の推定とその考察が行われる。

3 トレーダーの注文持続性

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, すなわち日中データが利用可能である場合は, 直接 $p_{(1,1)}$ 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を利用できないために日次データの終値を用いて $p_{(1,1)}$ の推定が行われている。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 トレーダーの注文持続性と流動性の概要

Roll (1984), Choi/Salandro/Shastri (1988) と同様に, 市場が効率的であると仮定する。すなわち, その仮定は買い注文の確率と売り注文の確率が等確率, $\pi = \frac{1}{2}$, を表している。以上より, トレーダーの持続的な買い注文を表す確率 $p_{(1,1)}$ は, (8), (9) より収益に関する 1 次及び 2 次の自己相関 ρ_1, ρ_2 について $\rho_1 \neq 0, \rho_2 \neq 0$ のときは以下の通りである。

$$p_{(1,1)} = \frac{(\rho_1 + 3\rho_2)}{2(\rho_1 + 2\rho_2)} \quad (10)$$

同様に (8), (9) より, $\rho_1 \neq 0, \rho_2 = 0$ のときは $p_{(1,1)} = 0.5$ また $\rho_1 = 0, \rho_2 \neq 0$ のときは $p_{(1,1)} = 0.75$ である。そして, $\rho_1 = 0, \rho_2 = 0$ 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。

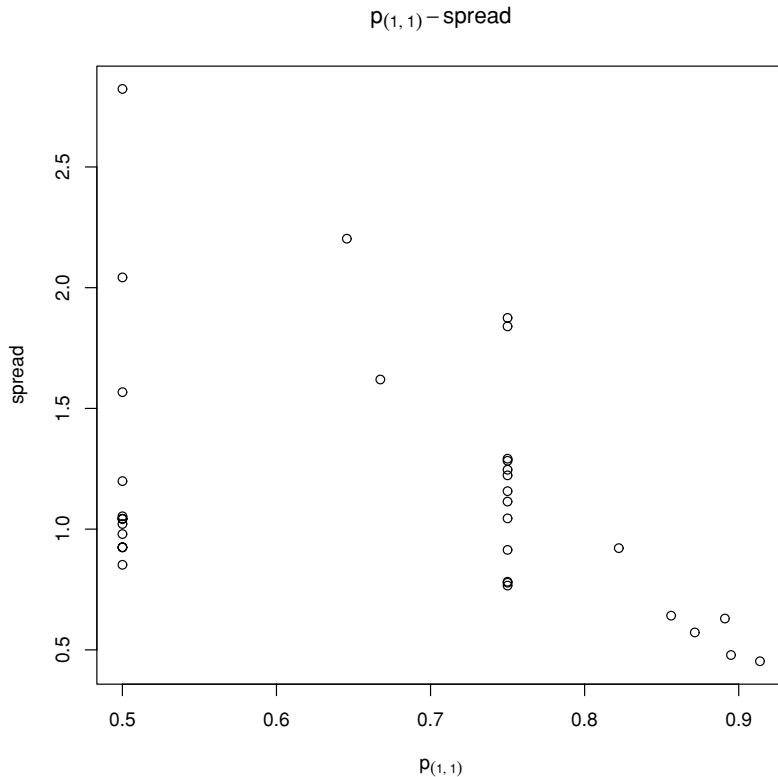
$$S^2 = -\frac{4(\rho_1 + 2\rho_2)}{2(\rho_1 + \rho_2) + 1} \quad (11)$$

そして, 実効スプレッド S については, Roll (1984) と同様の考え方を用いた。また, (10), (11) の推定には株式収益の 1 次及び 2 次の自己相関を有意水準 5 パーセントで検定した結果が用いられた。

3.3 トレーダーの注文持続性と流動性指標の関係

Lin/Sanger/Booth (1995) では本稿とは別のモデルを構築され, ニューヨーク証券取引所のデー

図 1: ジャスダック市場における $p_{(1,1)}$ と実効スプレッドの関係



タを用いて取引に関するトレーダーの注文持続性（トレーダーが連続して同じ注文を出す）を表す確率と実効スプレッドの関係について実証分析が行われている。したがって、この節では、流動性指標と考えられる Roll の実効スプレッド S と買い注文の持続性を表す確率 $p_{(1,1)}$ の関係を考察する。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) トレーダーの持続的な注文を表す確率 $p_{(1,1)}$ が 1 を超える銘柄（2 銘柄）、は分析対象から取り除いた。理由は、以下の通りである。i) については、(10) から明らかなように $p_{(1,1)}$ 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ないため。

以下では、トレーダーの持続的な買い注文を表す確率 $p_{(1,1)}$ と実効スプレッド S の関係を散布図（図 1）とそれらの相関関係を用いて考察する⁴。ただし、 $p_{(1,1)} = \frac{1}{2}$ は、Roll (1984) に相当する。実際、(10), (11) から S と $p_{(1,1)}$ は、 ρ_1, ρ_2 で構成されているが、 S と $p_{(1,1)}$ の関係は明示的ではない。しかし、 $p_{(1,1)}$ と S 間には有意に相関係数、 -0.41 、が存在した。以下は、指標間の相関係数をまとめたものである。

表 3 より、トレーダーの持続的な買い注文を表す確率 $p_{(1,1)}$ と実効スプレッド S の間に負の相関が有意に認められた。すなわち、トレーダーの買い注文が持続的である確率が高い銘柄は、実効スプレッドが小さい、もしくは実効スプレッドが小さい銘柄は、トレーダーの注文が持続的

⁴ 異常値の影響を避けるために順位相関係数を用いたが相関係数と差異はなかった。

表 3: $p_{(1,1)}$ と実効スプレッドの相関関係

	$p_{(1,1)}$	S
$p_{(1,1)}$	1 (-)	-0.41* (0.01)
S	-0.41* (0.01)	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。() は P 値を表す。 $p_{(1,1)}$ は持続的な買い注文を表す確率、 S は実効スプレッドを表す。

である確率が高いということである。この点に関して、Lin/Sanger/Booth (1995) は、ニューヨーク証券取引所のデータを用いて実証分析を行い、本稿と同様に個別銘柄に関して持続的な注文を表す確率と実効スプレッドに負の関係を示した。また、Lin/Sanger/Booth (1995) では、個別銘柄に関して注文持続性を表す確率とマーケットメーカーとトレーダー間の情報の非対称性に関して考察が行われ、それらの関係が負であることが実証分析で示されている。すなわち、情報の非対称性の大きい (小さい) 銘柄は、トレーダーの取引持続性を表す確率が小さい (大きい) 銘柄、もしくは、その確率が小さい (大きい) 銘柄は、情報の非対称性が大きい (小さい) 銘柄ということである。以上より、マーケットの注文行動、トレーダーとマーケットメーカー間の情報の非対称性、実効スプレッドの相関関係が示された。

4 結論

Roll (1984) は、株式の収益に関して情報効率的である市場であっても収益に関する 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、株式収益に関する 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、トレーダーの注文持続性 (トレーダーが連続して同じ注文を出す) 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を示した。また、実証分析の結果としてトレーダーの注文持続性を表す確率に関して Lin/Sanger/Booth (1995) と整合的な結果を得ることが出来た。以上より、本稿はマーケットの注文行動が株式収益の 1 次および 2 次の自己相関に与える影響について考察され、また、その注文行動と実効スプレッドそしてマーケットメーカー・トレーダー間の情報の非対称性に関する関係を示すことが出来た。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、注文持続性を表す確率が定義できない銘柄は取り除かれた分析であった。これら分析が出来なかった銘柄数は、本稿のモデルにマーケットメーカーが直面するトレーダーからの取引量 (売買高) を考慮することにより減少すると思われる。したがって、本稿で考察したモデルを含む新たなモデルの構築は、今後の研究課題とする。

5 Appendix

本稿では、注文の種類を表す指示関数 I_t について、状態 2 個のマルコフ連鎖を仮定し、買い注文の確率、 $Prob(I_{t-1} = 1)$ 、を π として、売り注文の確率、 $Prob(I_{t-1} = -1)$ 、を $1 - \pi$ とする。したがって、本稿では、 (I_{t-1}, I_t) に関して以下の同時確率分布 (表 4) が表される。

確率の性質そして、株式の期待収益がゼロである意味で情報効率的な市場の仮定より $(1 - \pi)p_{(-1,1)} = \pi p_{(1,-1)}$ 、が示される。したがって、 (I_{t-1}, I_t) に関する平均、分散、自己共分散は以下

表 4: I_{t-1} と I_t に関する確率分布

		I_t	
		1	-1
I_{t-1}	1	$\pi p_{(1,1)}$	$\pi p_{(1,-1)}$
	-1	$(1-\pi)p_{(-1,1)}$	$(1-\pi)p_{(-1,-1)}$

である。

$$\begin{aligned}
 E[I_t] &= E[I_{t-1}] \\
 \text{Var}[I_t] &= \text{Var}[I_{t-1}] = 1 \\
 \text{Cov}[I_{t-1}, I_t] &= 1 - 4\pi(1 - p_{(1,1)})
 \end{aligned}$$

よって、収益 ΔP_t に関する平均、分散、自己共分散は、以下である。

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

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。

(大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程)

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] Choi, J. Y., Salandro, D. and Shastri, K. (1988), "On the Estimation of Bid-Ask Spread: Theory and Evidence" *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23 (2), 219-230.
- [5] Glosten, L. and Harris, L. (1988), "Estimating the Components of the Bid/Ask Spread" *Journal of Financial Economics* 21 (1), 123-142.
- [6] 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.
- [7] 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.
- [8] Kyle, A. S. (1985), "Continuous Auction and Insider Trading," *Econometrica* 53, 1315-1335.
- [9] Lin, J. C. and Sanger, G. C. and Booth, G. G. (1995), "Trade Size and Components of the Bid-Ask Spread," *The Review of Financial Studies* 8 (4), 1153-1183.

- [10] Roberts, S. (1967), "Statistical versus Clinical Prediction of Stock Market," *unpublished manuscript, Center for Research in Security Prices, University of Chicago* May.
- [11] Roll, R. (1984), "A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market," *Journal of Finance* 39(4), 1127-1139.
- [12] Samuelson, P. (1965), "Proof that Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly," *Industrial Management Review* 6, 41-49.
- [13] Stoll, H. (1989), "Inferring the Components of the Bid-Ask Spread : Theory and Empirical Tests," *Journal of Finance* 44 (1), 115-34.

Order Persistence and Liquidity Parameter

Hisashi Hashimoto

Roll (1984) shows that the first-order autocorrelation for stock's return is negative. And the second-order autocorrelation for stock's return isn't considered in Roll (1984). I show that the second-order autocorrelation for stock's return isn't necessary zero, by introducing the probability of order persistence (i.e., a buy order following a buy order, or a sell order following a sell order) into Roll (1984).

Lin/Sanger/Booth (1995) found that the correlation between the probability of order persistence and effective spread is negative on NASDAQ. I also found the same relation on JASDAQ by using my model.

JEL Classification: G14, G19

Key Words: autocorrelation, effective spread, liquidity