

中国とアメリカ株式市場における情報拡散の計測

趙 国 慶

I はじめに

近年，株式市場における株価と出来高の関係に関する研究が計量ファイナンスの分野で注目されている。Copeland [1976, 1977], Jennings, Starks and Fellingham [1981] は sequential information arrival model で株の価格と出来高との間にある双方向な因果関係を表現している。これらのモデルは，情報が非対称であるだけでなく，新しい情報が市場に進入してから，投資者の間に情報の拡散過程が存在することを仮定している。また，Clark [1973], Epps and Epps [1976] は mixture distribution hypothesis model を提案している。Clark は，市場に進入した情報が価格と出来高に影響を与える共通要素であり，資産の価格の分布がこの共通要素による mixture distribution に従うことを指摘した。同じように Epps and Epps は mixture model において，投資者が市場に進入した情報を根拠に資産価格への期待を調整しており，出来高は市場の新しい情報を評価するための代理変数の役割を果たすとしている。つまり，投資者間の市場に進入した情報に対する評価の相違が大きければ大きいほど，出来高の変動が激しくなると考える。また，Clark, Epps and Epps は出来高から価格への一方的な因果関係があることを指摘している。Lamoureux and Lastrapes [1990] は，ARCH モデルに出来高を外生変数として加え，出来高がボラティリティへの高い説明力を持つことを指摘した。Hiemstra and Jones [1994] は株価と出来高の間に，非線形な双方向の因果関係があることを

論じた。また，Hong and Stein [2007] も disagreement model によって，株価と出来高との間に密接な関係があることを述べている。近年 mixture model に関する実証論文は数多く出されているが，価格と出来高との間に正の相関があることはよく知られている。

本論文の目的は，中国とアメリカの株式市場における情報の拡散が，価格のボラティリティに与える影響を分析することである。情報が非対称であるという仮定のもとで，投資者の取引の動機は二つに分けることができる。動機の一つは，新しい情報によって利益を生み出すことであり，一つは，資産の流動性を保障するために，株と現金との間の適切なバランスを保つことである。本論文では，情報の拡散速度の代理変数として出来高を用い，GARCH (1,1) モデルに修正を加える。修正されたモデルによって，情報の拡散速度が株価のボラティリティに与える影響を分析する。

構成は以下の通りである。第Ⅱ節では投資者の取引の動機から出来高の構成を分析し，情報の拡散速度の代理変数を定義する。第Ⅲ節では修正された GARCH (1,1) モデルの定義を与える。第Ⅳ節では，データの出所および統計特性について説明する。第Ⅴ節では修正したモデルを用いて上海総合指数とダウ平均の指数に関してモデルの推定を行う。第Ⅵ節では実証分析の結果をまとめる。

II 株式市場における出来高と情報の拡散速度

1 取引の動機

情報が非対称であるという仮定のもとでは、投資者の取引動機は二つに分けられる (Andersen [1996])。

- (1) 流動性のニーズ：総資産の流動性を保障するため、リスクな資産と現金との間の均衡を保つこと。
- (2) 利益を生むニーズ：新しい情報に基づいて、投資のポートフォリオを調整し、リスクを回避し、期待収益率を高めること。

市場に新たに進入した情報及び情報拡散の過程は、動機(2)と密接な関係を持っていると考えられる。Sequential information arrival modelの設定では、情報が非対称で、モデルに情報の拡散過程が含まれている。情報拡散の過程の中で、投資者は収益率を高めるために、随時新しい情報に基づいて資産のポートフォリオを調整する。したがって、情報の非対称性の仮定のもとでは、情報の拡散速度が動機(2)から生じた出来高の大きさに依存する。同様に、ノイズモデルにおいては、情報が非対称であることよって、ノイズ・トレーダーは逆選択をするようになる。彼らは資産価格の変動を観察して、情報を推測し、株価の上昇と下落に合わせて売買する動きが見られる。新しい情報が市場に進入したとき、情報を入手できる投資者、アービトラージャーは情報に従って取引を行う。そして、数多くのノイズ・トレーダーがこれを追随し、その結果、次第に動機(2)に基づく出来高が大きくなるはずである。

以上の取引動機の分析から $Q_{L,t}$ と $Q_{I,t}$ をそれぞれ動機(1)と動機(2)による出来高とすると、第 t 期の総出来高は

$$TQ_t = Q_{L,t} + Q_{I,t}$$

となる。株式市場では投資者の数が多いので、

おのこの投資者が行う動機(1)に基づく取引はお互いに独立であり、短期には大数の法則から $Q_{L,t}$ がある定数に収束すると考えられる。この出来高が市場における総出来高に占める割合は小さいと仮定する。無論、この部分の出来高は長期には、規則的に変動することがある。たとえば祭日のとき平日よりもこの部分の出来高が大きくなる。ここでは、総出来高の T 期の移動平均を、 $Q_{L,t}$ の代理変数として使う。動機(2)に基づく取引 $Q_{I,t}$ は、新しい情報が市場に進入したときに現れる。そして、 $Q_{I,t}$ は新しい情報の大きさと正の相関があると考えられる。 $Q_{I,t}$ を、第 t 期に市場に進入した新しい情報の代理変数として使ってもよい。 $Q_{I,t}$ の階差を取ると

$$\Delta Q_{I,t} = Q_{I,t} - Q_{I,t-1}$$

が得られる。 $\Delta Q_{I,t} = 0$ であれば第 t 期と第 $(t-1)$ 期に市場に進入した新しい情報の量が同じであるとする。 $\Delta Q_{I,t} \neq 0$ であれば、連続する二日では、市場に進入する新しい情報の量に違いがあると見なす。第 t 期において、 $\Delta Q_{I,t}$ の符号が次のようになるでしょう。

$$\{\dots, +, -, +, -, \dots, +, -, \dots, -, +, -, +, \dots\} \quad (1)$$

$$\{\dots, +, +, +, +, \dots, -, +, \dots, +, +, +, +, \dots\} \quad (2)$$

$\Delta Q_{I,t}$ の定義から、状態(1)では、連続する2日間では市場に進入する情報が独立であり、 $\Delta Q_{I,t}$ の符号が正の後で負になる形となっている。このことは効率性市場仮説と一致している。しかし、状態(2)では連続して同符号を取る状況が繰り返され、市場の効率性では理解しにくい。情報非対称性の仮定のもとでは、状態(2)は、新しい情報が市場に進入してから、投資者の間に情報が拡散していく過程があると理解できよう。数多くの取引者が情報に追随し、取引を行うから、その情報に基づく出来高がますます大きくなるのである。同様に、ノイズモデルにおいて、取引者は逆選択を行うので、新しい

情報が市場に進入した後、状態(2)の様子が出るだろう。(ノイズモデルについて Delong, Shleifer, Summers, and Waldmann [1990] を参照)。

総出来高の T 期の移動平均を $Q_{L,t}$ の代理変数とする。すなわち

$$Q_{L,t} = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T TQ_{t-T+i}$$

だから、

$$Q_{L,t} = TQ_t - \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T TQ_{t-T+i}$$

が得られる。 $Q_{L,t}$ を第 t 期に市場に進入した新しい情報の測定値とすると、 $\Delta Q_{L,t}$ は第 t 期と第 $(t-1)$ 期間の情報の変動量を意味する。 $\Delta Q_{L,t}$ について標準化すると

$$v_t = \frac{\Delta Q_{L,t}}{Q_{L,t}} - 1$$

が得られる。 v_t は第 t 期と $(t-1)$ 期間の情報の変動量の測度になる。

情報の拡散速度

出来高が数日連続的に上昇する場合は、

$$\gamma_t = \begin{cases} \gamma_{t-1} + 1, & \text{if } v_t > Tip \text{ and } v_{t-1} > Tip; \\ 0, & \text{else.} \end{cases}$$

となる。ここで、 Tip は事前に与えられた臨界値である。本稿では、 Tip の値域を 0 から 0.1 とする。 γ_t の定義によって、 γ_t の値は 0 あるいは $\gamma_{t-1} + 1$ となることがわかる。 $v_t > Tip$ が成立するとき、 γ_t は出来高が連続的に上昇した日数を示している。 Tip と観測回数 T が所与であるので、 γ_t の値は、出来高 $TQ_t, TQ_{t-1}, TQ_{t-2} \dots$ によって決まる。ここで

$$\gamma_t = f(Tip, T, TQ_t, TQ_{t-1}, TQ_{t-2} \dots)$$

とする。Sequential information arrival model において新しい情報が市場に進入した後、最初に一部の取引者がその情報に反応して取引を行う。後に、情報の拡散に伴い、より多くの取引者がその情報に従って取引を行う。投資者の間に情報の拡散過程が存在するというのは、ノイ

ズモデルにおいても合理的である。なぜならばノイズ・トレーダーは情報を入手できる投資者の行動を見ながら、逆選択を取るからである。言い換えれば、ノイズ・トレーダーは、資産価格の変動を観察して情報を推測し、株価の上昇と下落に合わせて買ったり売ったりする選択を取るのである。 γ_t の定義から、情報の拡散速度が遅いほど、出来高が連続して上昇または下落する日数が多くなる。 γ_t の値も大きくなるであろう。投資者の間に情報の拡散がない場合は、 γ_t の値が 0 になるであろう。したがって、 γ_t を情報の拡散速度の代理変数とする。

P^+, P^- を

$$P^+ = P\{v_t > Tip\}$$

$$P^- = P\{v_t \leq Tip\}$$

と定義すると、 γ_t の分布は

$$P\{\gamma_t = n\} = \begin{cases} P^- P^+ + P^+ P^- + P^- P^- & n=0; \\ P^- P^+ P^+ & n=1; \\ P^-(P^+)^3 & n=2; \\ \dots & \dots \\ P^-(P^+)^{i+1} & n=i; \\ \dots & \dots \end{cases}$$

となる。

III MGJR-GARCH モデル

Glosten, Jagannathan and Runkle [1993] は、非対称性を取り入れた GJR-GARCH モデルを提案した。GJR-GARCH モデルに情報の拡散速度を加えると、以下の mixture distribution モデル

$$y_t = f(x_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t} \quad (2)$$

$$h_t = \alpha_0 + \exp(\phi \gamma_t) (\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta D_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2) + \beta h_{t-1} \quad (3)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_1, \beta, \delta \geq 0$$

が得られる。ここでは、 y_t は収益率、 x_t は y_t のラグを示す p 次元ベクトルである。 z_t は平均が 0、分散が 1 の i.i.d. 確率変数である。 h_t は

ε_t の条件付分散になる。 γ_t は、情報の拡散速度の代理変数である。前日の誤差 ε_{t-1} が負であれば、ダミー変数 D_{t-1} を 1 とし、 ε_{t-1} が正であれば D_{t-1} を 0 とする。以下では mixture distribution モデル (3) を、MGJR-GARCH と呼ぶ。 $\exp(\phi\gamma_t)$ が常に正になるので、情報の拡散速度が条件付分散に与える影響の強さを表現できる。MGJR-GARCH は Liu and Morimune [2006] によって提案された OGARCH に似ているが、異なっているのは γ_t の定義である。前者では収益率と出来高の両系列によって定義され、後者では収益率の系列だけに依存している。

効率的市場仮説 (Fama [1970]) のもとでは、株価の新しい情報に対する反応は速やかであり、情報の拡散過程は存在しない。すなわち、効率的市場仮説では、 γ_t が収益率の条件付分散に与える影響はあまりないということになる。その場合は、 ϕ が 0 になると理解できる。一方、効率的市場仮説が成立しないなら、株価の新しい情報に対する反応が完全に終了するまでに、情報の拡散の過程が存在するであろう。その場

合、 γ_t が収益率の条件付分散に与える影響は大であり、 ϕ は 0 でない値を取る。

MGJR-GARCH の定常性及び推定量の漸近分布については、Stout [1974], Liu and Morimune [2006] を参照されたい。ただし、出来高が弱外生であるという仮定のもとで、 $\gamma_t = f(\text{Tip}, T, TQ_t, TQ_{t-1}, TQ_{t-2} \dots)$ が出来高の関数として弱外生性を持つことである。パラメータの推定では、QMLE (quasi-maximum likelihood estimate) が利用される (Weiss [1986])。

IV データ

上海総合指数とダウ平均の 2004 年 1 月 2 日から 2008 年 12 月 31 日までの日次データを用いて、分析を行う。データは Wind データベースである。データの基本統計量は表 1 にまとめられている。

図 1 は上海株式市場の情報の拡散速度の頻度とダウ平均との比較である。図 1 から見ると上海株とダウ平均では情報の拡散速度が著しく異

表 1 変数の基本統計量

指 数	T	Max	Min	Mean	Kurtosis	Skewness	Std Dev
上海総合	1213	9.03	-9.26	0.02	5.91	-0.22	1.95
ダウ平均	1258	10.51	-8.20	-0.01	17.94	0.03	1.25

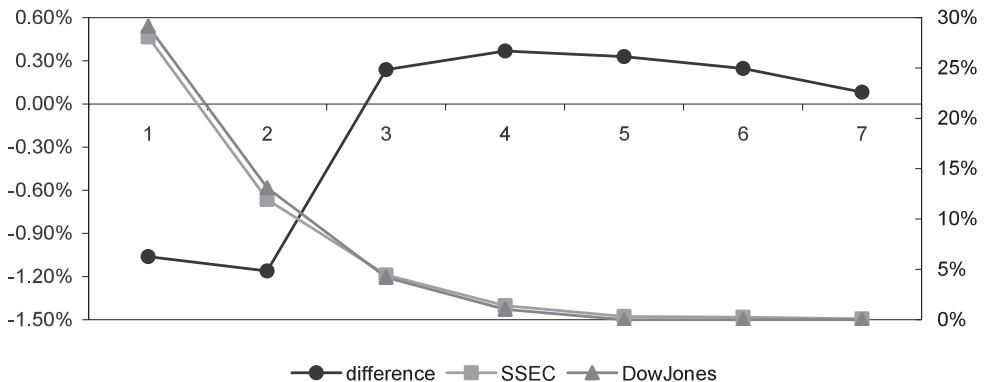


図 1 情報の拡散速度の頻度

注：横軸は情報の拡散速度、左の縦軸は上海株 (SSEC) の頻度マイナスダウ (DJ)、右の縦軸は株の頻度。

なる。図の横軸は $Tip=0.01$ のときの情報の拡散速度であり、縦軸は「上海株の頻度」―「ダウの頻度」である。この拡散速度の頻度の差は 1, 2 の場合に負になり、3, 4, 5, 6, 7 の場合に正となっている。このことによって上海株はダウより日次データに関して、出来高は連続的に上昇する現象が多く発生する。つまり、 γ_t の値は、上海株はダウより大きな値を取り、情報の拡散測度が遅くなっている。

V 推定結果

MGJR-GARCH (1,1) を用いて、上海株とダウの日次指数に関して、推定結果を説明しよう。推定に使ったソフトは、GAUSS である。GJR-GARCH (1,1) モデルは以下ようになる。

$$y_t = f(x_t) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\varepsilon_t = z_t \sqrt{h_t} \quad (5)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta D_{t-1} \varepsilon_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (6)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_1, \beta, \delta \geq 0$$

推定結果は表 2 に示されている。

表 2 の結果から見ると、ダウがボラティリ

ティ変動の非対称性を持ち、上海株が非対称性を持っていないことがわかる。

MGJR-GARCH (1,1) モデルの推定結果は表 3 に示されている。表 3 と表 2 を比べると、上海株の MGJR-GARCH (1,1) モデルの対数尤度は、GJR-GARCH (1,1) モデルの対数尤度よりも大きくなる。そして MGJR-GARCH (1,1) モデルのパラメータ ϕ が有意になる (t 値は 6.30)。したがって、 γ_t が、上海株収益率の条件分散に与える影響は大きい。言い換えれば、MGJR-GARCH (1,1) モデルは投資者間の情報拡散の過程をうまく表現している。これに対して、表 3 と表 2 のダウの推定結果はほぼ同じである。MGJR-GARCH (1,1) モデルのパラメータ ϕ は有意でない (t 値は 0.90)。つまり、 γ_t はダウの収益率の条件分散に影響しない。

σ_{t-1}^2 を ε_t 無条件分散 σ^2 とすると、ニュース・インパクト曲線 (Engle and Ng [1993] を参照) は次のようになる。

$$h_t = \alpha_0 + \exp(\phi \gamma_t) (\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \delta D \varepsilon_{t-1}^2) + \beta \sigma^2$$

MGJR-GARCH (1,1) モデルのニュース・インパクト曲線は、図 2 に示されている。図の横

表 2 GJR-GARCH (1,1) モデルの推定結果

指数	T	μ	α_0	α_1	δ	β	Likelihood
上海総合	1213	0.05	0.03*	0.06**	0.03	0.92**	-2404.03
		(1.00)	(2.27)	(4.35)	(1.60)	(66.08)	
ダウ平均	1258	0.00	0.02**	0.00	0.16**	0.90**	-1568.67
		(0.16)	(3.90)	(.)	(6.29)	(62.70)	

注：括弧の値はt値であり、*、**はそれぞれ有意水準 5%、1% を意味している。

表 3 MGJR-GARCH (1,1) モデルの推定結果

指数	T	μ	α_0	ϕ	α_1	δ	β	Likelihood
上海総合	1213	0.03	0.03**	0.52**	0.02**	0.05**	0.92**	-2390.19
		(0.68)	(2.58)	(6.30)	(2.86)	(4.29)	(74.64)	
ダウ平均	1258	0.00	0.02**	0.07	0.00	0.15**	0.90**	-1568.29
		(0.30)	(3.94)	(0.90)	(0.00)	(5.64)	(62.19)	

注：同表 2

軸は ε_{t-1} 、縦軸は株価のボラティリティである。図から情報の拡散速度 γ_t の値が大きければ大きいほど ε_{t-1} がボラティリティに与えるインパクトが大きくなっていることが見える。さらに、上海株のほうがダウよりもボラティリティの非対称性大きいことがわかる。

上海株とダウの収益率において、 γ_t の反応が大きく違うのはなぜだろうか。理由として、以下の2点を取り上げる。

- (1) 上海株の投資者は中国大陸に限られ、機構投資家の割合は欧米市場に比べて非常に小さい(表4を参照)。上海株の売買に参加する投資者は中小投資者が多いのである。彼らは株投資の経験が少なく、市場に関する情報の収集力が低い。投資戦略はノイズ・トレーダーの特徴を持ち、投資の行動には“群集心理”が働くことがある。投資者の目的は、短い期間に売りと買いの価格差を獲得するだけであるので、投資期間は短い。上海株とダウの回転率から見ると上海株投資者の短期的な投資行動がわかる(表5を参照)。1998年以降共同ファンド

が設立されてきたが、上海株の総合指数が2007年最高の約6000点から2008年の約1600点に下落したことを見ると、ファンドは期待された役割を果たしていないようである。

- (2) 市場のマイクロ構造にも問題がある。上海株式市場における制度の一部が、投資者の短期行為を助長させている。まず上場企業に対して、情報の公開要求が足りない。また、三分の二の非流通株が国有経済を主体として設計されている。つまり、株権利の分断が存在する。中小投資者が上場の企業の正確な情報を手に入れることができないので、他の投資者の行動に追従する。正確な情報を獲得できない市場においては、結果として、情報の拡散過程が長くなる。

VI 終わりに

本稿では GJR-GARCH モデルに情報の拡散速度 γ_t を加えて MGJR-GARCH (1,1) モデルを構築し、上海株とダウの日次指数の分析を

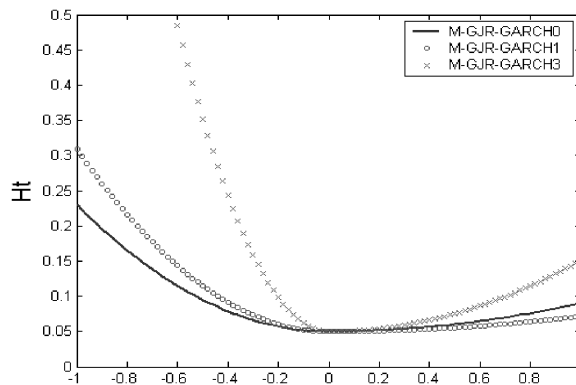


図2 ニュース・インパクト曲線

注：MGJR-GARCH0, 1, 3は $\gamma_t=0, 1, 3$ を示す。

表4 中国証券市場の口座

(単位：10,000)

年度	ShanghaiとShenzhen			Shanghai			Shenzhen		
	総和	A株口座		総和	A株		総和	A株	
		個人	機構		個人	機構		個人	機構
1993	835.17	830.82	2.45	423.51	421.09	1.40	411.66	409.73	1.05
1994	1107.76	1100.47	4.30	574.89	571.00	2.00	532.87	529.47	2.30
1995	1294.19	1283.99	5.26	685.20	680.00	2.50	608.99	603.99	2.76
1996	2422.08	2401.37	6.76	1207.87	1200.00	3.30	1214.21	1201.37	3.46
1997	3480.26	3454.20	9.25	1713.31	1702.19	4.59	1766.95	1752.01	4.66
1998	4259.88	4015.62	10.98	2006.57	1986.05	5.56	2253.31	2029.57	5.42
1999	4810.63	4558.31	16.13	2288.54	2264.67	7.56	2522.09	2293.64	8.57
2000	6154.53	5882.40	25.72	2966.99	2931.20	12.12	3187.54	2951.20	13.60
2001	6965.90	6566.25	31.25	3429.61	3311.07	15.87	3536.29	3255.18	15.38
2002	7202.16	6790.34	36.33	3566.61	3441.43	18.10	3635.55	3348.91	18.23
2003	7344.41	6925.96	37.85	3643.93	3515.05	18.95	3700.48	3410.91	18.90
2004	7588.29	7076.32	39.07	3787.22	3584.19	19.53	3801.07	3492.13	19.54
2005	7028.13	6994.12	34.01	3591.46	3572.23	19.23	3436.67	3421.89	14.78
2006	7317.55	7281.29	36.26	3733.62	3713.25	20.37	3583.93	3568.04	15.89
2007	11052.96	11006.06	46.91	5589.5	5563.65	25.85	5463.46	5442.41	21.06
2008	12123.54	12074.93	48.61	6114.64	6088.36	26.28	6008.9	5986.56	22.34
2009.5	12681.17	12631.77	49.4	6393.51	6366.8	26.71	6287.66	6264.977	22.69

出所：Windデータベース

表5 ダウ, Shanghai, Shenzhenにおける株の回転率

(単位：%)

年度	ダウ	Shanghai	Shenzhen
1995	0.55	5.29	2.55
1996	0.65	9.13	13.50
1997	0.74	7.02	8.17
1998	0.76	4.54	4.07
1999	0.82	4.71	4.25
2000	0.96	4.93	5.09
2001	0.93	2.69	2.28
2002	1.03	2.14	1.99
2003	0.95	2.51	2.14
2004	1.05	2.89	2.88
2005	1.13	2.74	3.16
2006	1.18	5.10	6.71
2007	1.23	7.63	10.62

出所：Windデータベース

行った。推定結果を見ると MGJR-GARCH (1,1) モデルは上海株とダウの特徴をよく捉えている。つまり γ_t は、上海株価収益率のボラティリティでは有意であり、ダウでは有意にならない。上海証券市場についての分析によって、情報の拡散が非対称性を持ち、群集心理が働く現象が上海証券市場において普遍的であることがわかった。新しい情報が市場に進入した後、投資者の間に情報は瞬時に伝わらず、拡散過程が存在する。情報の拡散過程は収益率を大きく変動させる。上海株の実証分析の結果を見ると、Sequential information arrival model とノイズモデルの仮定は上海証券市場の変動を計測するには相応しいことがわかる。

ダウについて推定を行ったモデルでは拡散速度は有意ではないが、新しい情報がニューヨーク市場に進入した後に、投資者の間に情報の拡散過程が存在しないとは限らない。1つの可能性として、情報の拡散速度がニューヨーク市場においては非常に速く、日次データからは γ_t を有意に推定できないことが考えられる。ティックデータを使って、改めてモデルを推定し直し、 γ_t が上海株とダウのボラティリティに与える影響を把握することを、将来の研究としたい。

参考文献

- Andersen, T. G. [1996] "Return Volatility and Trading Volume: An Information Flow Interpretation of Stochastic Volatility," *Journal of Finance*, 51, pp. 169-204.
- Clark, P. K. [1973] "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices," *Econometrica*, 41, pp. 135-155.
- Copeland, T. E. [1976] "A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, 31, pp. 1149-1168.
- Copeland, T. E. [1977] "A Probability Model of Asset Trading," *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 12, pp. 563-578.
- Delong, J. B., A. Shleifer, L. H. Summers, and R. J. Waldmann [1990] "Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Rational Speculation," *Journal of Finance*, 45, pp. 379-395.
- Engle, R. F. and V. K. Ng [1993] "Measuring and Testing the Impact of News on Volatility," *Journal of Finance*, 48, pp. 1749-1778.
- Epps, T. W. and M. L. Epps [1976] "The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis," *Econometrica*, 44, pp. 305-321.
- Fama, E. F. [1970] "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work," *Journal of Finance*, 25, pp. 383-417.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan, and D. Runkle [1993] "On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48, pp. 1779-1801.
- Hiemstra, C. and J. D. Jones [1994] "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation," *The Journal of Finance*, 49, pp. 1639-1664.
- Hong, H. and J. C. Stein [2007] "Disagreement and the Stock Market," *Journal of Economic Perspectives*, 21, pp. 109-128.
- Jennings, R. H., L. T. Starks, and J. C. Fellingham [1981] "An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival," *Journal of Finance*, 36, pp. 143-161.
- Lamoureux, C. G. and W. D. Lastrapes [1990] "Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects," *The Journal of Finance*, 45, pp. 221-229.
- Liu, Q. and K. Morimune [2006] "A Modified GARCH Model with Spells of Shocks," *Asia Pacific Financial Markets*, 12, pp. 29-44.
- Stout W. F. [1974] *Almost Sure Convergence*, Academic Press.
- Weiss, A. A. [1986] "Asymptotic Theory for ARCH Models: Estimation and Testing," *Econometric Theory*, 2, pp. 107-131.