ID	JJF00293

論文名	投資家の意見のばらつきが取引量とボラティリティーに与える影響
	Effects of differences of opinion on trading volume and volatility
著者名	池田直史
	Naoshi Ikeda
ページ	91-107

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第32巻第1.2合併号
	Vol.32 / No. 1.2.
発行年月	2012年2月
	Feb. 2012
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

■大会特集論文

投資家の意見のばらつきが取引量とボラティリティーに与える影響*

池田　直史
（慶應義塾大学大学院）

要　旨

本稿では，Banerjee and Kremer（2010）のモデルに拡張を加え，投資家の意見分散度が取引量とボラティリティーに正の影響を与えることを示した。その妥当性を，入札方式の IPO データを用いて検証したところ，モデルの帰結と整合的な結果を得た。

キーワード：意見のばらつき，取引量，ボラティリティー，入札方式，新規株式公開（IPO）

1　はじめに

多くの研究で，投資家の意見のばらつきが増加するほど，取引量やボラティリティーが増加することが理論的に示されている。例えば，Kandel and Pearson（1995），Varian　（1989），Banerjee and Kremer（2010）は，同じ情報を受け取っても，投資家によって解釈が異なるために意見がばらつく状況を想定している。そして，投資家の意見のばらつきが取引量やボラティリティーに与える影響を分析している。Kandel and Pearson（1995）は，2 つのタイプの投資家の存在を仮定し，取引量の一部は投資家の情報の解釈の差に比例することを示している [1]。Varian（1989）は，アロー・デブリュー均衡において，投資家の意見のばらつきが大きくなると，均衡における取引量が大きくなること示している。

*　本稿の作成に当たり，金子隆先生，辻幸民先生，和田賢治先生，田村茂先生（慶應義塾大学）から数多くの有益なアドバイスを戴いた。また, 本誌の匿名レフェリー, 編集委員長の翟林瑜先生（大阪市立大学）からは大変貴重なコメントを戴いた。2012 年度日本金融学会秋季大会の報告では，討論者の太田亘先生（大阪大学）をはじめ，辰巳憲一先生（学習院大学）から，日本経営財務研究学会第 36 回全国大会の報告では，討論者の岡村秀夫先生（関西学院大学）をはじめ，鈴木健嗣先生（神戸大学），芹田敏夫先生（青山学院大学）から大変有益なコメントを戴いた。記して謝意を示したい。もちろん，本稿に残された誤りは，すべて筆者の責に帰するものである。なお，本研究は，平成 24 年度慶應義塾大学博士課程学生研究支援プログラムの助成を受けて行われた。

1　同じ情報を受け取っても投資家によって解釈が異なることは，得られた情報から真のペイオフを推定する際に各投資家が異なる尤度関数を用いていること意味する。Kandel and Pearson（1995）は，業績発表前後のアナリストの予測の変化が，同質的な尤度関数の仮定と整合的でないことを示している。

そして，Banerjee and Kremer（2010）は，意見分散度が増加すると取引量とボラティリティーが増加することを示している[2,3]。

また，Kim and Verrecchia（1994）は，私的情報の存在によって，投資家の意見がばらつくことを想定している。そして, Kyle（1985）の枠組みを用いて, 財務情報の公開（収益に関するアナウンスメント）が，情報の非対称性を発生させるモデルを提示している。このモデルでは，一部の市場参加者は，コストをかければ公表情報から情報価値のある私的な判断（意見）を得ると仮定している。これは，実質的に財務情報公開時に私的情報を得ることを意味し，投資家の意見のばらつきは，投資家間でこの私的情報の相関が小さいほど大きくなる。Kim and Verrecchia（1994）も，投資家の意見分散度が大きいほど取引量が多くなること，また，投資家の意見分散度が大きいほど価格のボラティリティーが大きくなることを示している[4]。

上述した理論の予測の通り，本当に投資家の意見のばらつきが取引量やボラティリティーに正の影響を与えるのかどうかを検証するためには，意見分散度を計測する必要がある。しかし，一般に投資家の意見のばらつきを観察できないため，投資家の意見分散度を計測することは難しい。このことから，この理論的な帰結を論拠に，売買回転率や収益率のボラティリティーをそのまま意見分散度の代理指標とする研究も存在している（Danielsen and Sorescu（2001），Boehme, Danielsen and Sorescu（2006），Berkman, Dimitrov, Jain, Koch and Tice（2009））。また，投資家の意見分散度の代理指標として，アナリストの利益予想のばらつき度合いを採用する研究が多く存在する（Danielsen and Sorescu（2001），Diether, Malloy and Scherbina（2002），Boehme, Danielsen and Sorescu（2006），Berkman, Dimitrov, Jain, Koch and Tice（2009））[5]。しかし，アナリストは一般の投資家よりも情報を多く持つと考えられ，必ずしも市場に参加する一般の投資家を代表しているとはいえないであろう。

これに対して，日本の部分入札方式の IPO は，投資家の意見分散度を推定できるユニークなデータを提供する。本稿では，IPO 時に行われる入札の結果から一般投資家の意見分散度を推定し，その指標を用いて上述した理論的な帰結の妥当性を検証する。

本稿は 2 つの部分で構成される。まず，前半部分では，Banerjee and Kremer（2010）に若干の拡張を加えたモデルを展開する。Kim and Verrecchia（1994）のモデルも Banerjee and Kremer（2010）と同様の帰結を導くが，マーケット・メーカーの存在を仮定するため，日本の市場を記述するのに適切とはいえないであろう。一方で，Banerjee and Kremer（2010）は，マーケット・メーカーの存在を仮定していない。しかし，投資家の意見のばらつきを導入しているにもかかわらず，実質的に投資家が 2 人しか存在しない状況を想定している。これは現実的な想定とはいえないであろう。また，Banerjee and Kremer（2010）は，投資家の意見分散度がボラティリティーに正の影響を与えることを示してい

2　Banerjee and Kremer（2010）では，取引量の系列相関や価格変化と取引量の関係について分析している。

3　Cao and Ou-Yang（2009）では，Banerjee and Kremer（2010）と同様な設定で，帰結の 1 つとして，意見分散度が増加すると取引量が増加することが示されている。

4　これに反して，Schneider（2009）は，投資家間の私的情報がばらつくと，取引量が小さくなることを示している。ただし，本稿の実証結果とは整合しない。

5　これらの論文では，(i) 空売りに制約があり，(ii) 投資家の意見のばらつきが大きい銘柄は株価が過大評価されるという Miller（1977）の仮説を検証している。

るが，この結果は投資家の人数が 2 人であることに依存している。そこで，本稿では，このモデルを投資家の人数が無数に存在する状況に拡張する。そして，この拡張を加えたモデルであっても，投資家の意見分散度が取引量と価格のボラティリティーに正の影響を与えることを理論的に示す。次に，後半部分では，IPO の入札結果から投資家の意見分散度を推定し，この指標を用いてモデルの帰結を検証する。検証の結果は，モデルの帰結と整合的なものであった。この結果は，IPO 固有の要因が影響している可能性はあるものの，投資家の意見分散度が取引量とボラティリティーに正の影響を与えることを直接的に示したものであるといえる。

本稿の残りの構成は，以下のとおりである。2 節で，Banerjee and Kremer（2010）を拡張したモデルを展開し，投資家の意見のばらつきが取引量とボラティリティーに正の影響を与えることを示す。3 節で，部分入札方式の IPO データから投資家の意見分散度を推定し，その指標を用いて，モデルの帰結を検証する。そして，4 節で，結論を述べる。

2　モデル

この節では，Banerjee and Kremer（2010）の 4 節のモデルを拡張する。Banerjee and Kremer（2010）のモデルでは，意見の異なる 2 つのタイプの投資家が等しい割合で存在していると仮定している。これは，実質的に投資家が 2 人しか存在しないことを意味している。投資家の意見のばらつきはこの 2 人の投資家の間でしか生じず，この想定は現実的とはいえないであろう。これに関連して，彼らの導出した結果では，投資家の人数を無限にすると意見のばらつきが価格のボラティリティーに影響を与えなくなる。また，Banerjee and Kremer（2010）では，計算に混乱があるように思われる。例えば，投資家の意見に相当する項が存在すると考えられる場合でも，その項をゼロとして計算している場合がある。そこで，本稿では，Banerjee and Kremer（2010）の 4 節に依拠しつつも，投資家の意見に相当する項を一貫した扱いにした上で，投資家の人数を無限にしたモデルを展開する[6]。そして，拡張したモデルであっても投資家の意見のばらつきは取引量とボラティリティーに正の影響を与えることを示す[7]。

(1)　モデルの設定

投資家の数が無限に存在する世界を想定し，無限期間モデルを展開する。このモデルには，1 つのリスク資産と 1 つの安全資産が存在する。リスク資産は時点 $t+1$ に配当 D_{t+1} を支払う。安全資産のグロスの収益率 $R>1$ は一定である。配当 D_{t+1} はファンダメンタル部分 F_{t+1} と一時的な部分 d_{t+1} で構成されるとする。すなわち，

6　この他の違いとして，Banerjee and Kremer（2010）では，配当に関する公的シグナルの解釈（意見）が投資家間で異なる状況を想定しているのに対して，本稿では公的シグナルを導入せずに，得られる配当が一時的なものかどうかの解釈（意見）が異なる状況を想定している。どちらを想定しても得られる帰結に本質的な違いはない。

7　投資家が少数のとき，意見が極端にばらつくと，取引相手が見つからないために取引が成立しない可能性があるが，本稿では中央集権的な市場を想定しており，このような分権的な取引をモデル化していない。

$$D_{t+1}=F_{t+1}+d_{t+1}$$

で表現されると仮定する。ここで，d_{t+1} に関する予想 $E_{i,t}[d_{t+1}]$ は各投資家で異なっており，投資家 i は自分の予想 $E_{i,t}[d_{t+1}]$ を所与として，d_{t+1} が平均 $E_{i,t}[d_{t+1}]$，分散 δ の正規分布に従うと考えているとする[8]。そして，$E_{i,t}[d_{t+1}]$ は平均 0，分散 λ の正規分布に従うと仮定する。したがって，λ は投資家の意見のばらつき度合いを表している。F_{t+1} は観察不可能であり，次に示す AR(1)過程に従うとする。

$$F_{t+1}=\alpha F_t+f_{t+1}$$

ここで，$f_{t+1}\sim N(0,\ \theta)$ である。時点 t での F_{t+1} に関する投資家の信念は次のように記述される。

$$F_{t+1}\sim N\left(E_{i,t}[F_{t+1}],\ Var_{i,t}[F_{t+1}]\right)$$

この信念は次のように更新される。

$$E_{i,t+1}[F_{t+2}]=\alpha\left\{\pi_{v,t}E_{i,t}[F_{t+1}]+\pi_{d,t}\left(D_{t+1}-E_{i,t}[d_{t+1}]\right)\right\}$$
$$Var_{i,t+1}[F_{t+2}]=\alpha^2\pi_{v,t}Var_{i,t}[F_{t+1}]+\theta$$

ここで，$\pi_{v,t}$ と $\pi_{d,t}$ は，

$$\pi_{v,t}=\frac{\delta}{Var_{i,t}[F_{t+1}]+\delta}$$
$$\pi_{d,t}=1-\pi_{v,t}$$

である。

投資家は近視眼的（myopic）であると仮定する。すなわち，各投資家は，各期の期首において，その期の期末の消費（富）について定義される期待効用を最大化するように意思決定を行う。投資家は CARA 型の効用関数を持つと仮定する。したがって，時点 t における投資家 i の問題は以下のようになる。

$$\max_{\{x_{i,t}\}} E_{i,t}[-\exp[-\rho\{x_{i,t}(P_{t+1}+D_{t+1}-RP_t)+RW_{i,t}\}]]$$

ここで，ρ は絶対的リスク回避度，P_t は時点 t における危険資産の価格，P_{t+1} は時点 $t+1$ における危険資産の価格，$W_{i,t}$ は時点 t における投資家 i の富，$x_{i,t}$ は時点 t における投資家 i の危険資産の需要である。この問題を解くと，最適な需要 $x^*_{i,t}$ は以下のようになる。

$$x^*_{i,t}=\frac{E_{i,t}[P_{t+1}+D_{t+1}]-RP_t}{\rho Var_{i,t}[P_{t+1}+D_{t+1}]}$$

この最適な需要 $x^*_{i,t}$ から 1 人当たりの取引量を次のように定義する。

$$\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\left|x^*_{i,t+1}-x^*_{i,t}\right|=E\left[\left|x^*_{i,t+1}-x^*_{i,t}\right|\right]$$

8　すなわち，$d_{t+1}\,|\,E_{i,t}[d_{t+1}]\sim N(E_{i,t}[d_{t+1}],\delta)$ である。

簡単化のため，リスク資産のネットの供給量はゼロと仮定する。したがって，市場清算条件は次のようになる。

$$\lim_{N\to\infty}\sum_{i=1}^{N} x_{i,t}^{*} = 0$$

この市場清算条件を満たすように価格が決定される。

⑵ モデルの帰結

以上の設定のもと，次の補題が導かれる。

補題：

均衡において，時点 t での価格は次の式で与えられる。

$$P_t = \frac{1}{R-\alpha}\bar{v}_t \tag{1}$$

$$x_{i,t}^{*} = \phi_{i,t}(\Delta v_{i,t} + E_{i,t}[d_{t+1}]) \tag{2}$$

ここで，

$$\bar{v}_t \equiv \lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E_{i,t}[F_{t+1}]$$

$$\Delta v_{i,t} \equiv E_{i,t}[F_{t+1}] - \bar{v}_t$$

$$\phi_{i,t} \equiv \frac{1}{\rho\left(\frac{\alpha}{R-\alpha}\pi_{d,t} + 1\right)(Var_{i,t}[F_{t+1}] + \delta)}$$

である。

Proof.　補論を参照。

すなわち，価格は F_{t+1} に関する信念の平均値によって決定される。また，最適な需要量 $x_{i,t}^{*}$ の $\Delta v_{i,t}$ 部分は時点 t より前の収益に関する投資家の意見に依存し，$E_{i,t}[d_{t+1}]$ 部分は時点 t における投資家の意見を表している。そのため，投資家の意見分散度が大きいほど，需要はばらつくことになる[9,10]。この補題を使って，次の定理が導ける。

9　Banerjee and Kremer（2010）が展開したモデルでは，$\phi_{i,t}$ が投資家の意見分散度 λ に依存しているが，これは投資家の人数が有限なためである。投資家の人数を無限大にすると $\phi_{i,t}$ は λ に依存しなくなる。

10　なお，Banerjee and Kremer（2010）では，投資家の最適な需要に，時点 t の投資家の意見に相当する項 $E_{i,t}[d_{t+1}]$ が存在していない。

定理：

$Var_{i,t+1}[F_{t+1}]=Var_{i,t}[F_t]\equiv V$ で特徴づけられる定常状態を考える。このとき，均衡における 1 人当たり取引量とボラティリティーは以下のようになる。

$$E\left[\left|x^*_{i,t+1}-x^*_{i,t}\right|\right]=\sqrt{\frac{4}{\pi}\left(\frac{\alpha^2\pi_d^2}{1+\alpha\pi_v}-\alpha\pi_d+1\right)\phi^2\lambda} \tag{3}$$

$$Var[P_{t+1}-P_t]=\left(\frac{1}{R-\alpha}\right)^2\frac{2\alpha^2\pi_d^2}{1+\alpha\pi_v}\left(\frac{\theta}{1-\alpha^2}+\delta+\lambda\right) \tag{4}$$

Proof.　補論を参照。

$0<\pi_d<1$ であることに留意すれば，この定理から次の命題が直ちに導ける。

命題：

(1)　投資家の意見分散度 λ が増加すると取引量は増加する。

(2)　投資家の意見分散度 λ が増加すると価格のボラティリティーは増加する。

Banerjee and Kremer (2010) が指摘するように，投資家の意見分散度を直接的に計測することは困難である。しかし，日本における部分入札方式の IPO は，その入札結果から，投資家の意見分散度が推定可能である [11]。本稿では，入札情報から推定される投資家の意見分散度を用いて，命題の現実妥当性を検証する。

3　実証分析

3 節では，日本における部分入札方式の IPO の仕組みを簡単に紹介した上で，IPO の入札情報から投資家の意見分散度を推定する方法を提示する。そして，部分入札方式で店頭市場に IPO を行った銘柄を対象に意見分散度を推定し，被説明変数を取引量やボラティリティー，説明変数を推定された意見分散度指標とする回帰分析を行い，モデルの現実妥当性を検証する。

(1)　日本における部分入札方式

IPO の価格決定方式である部分入札方式では，新規公開株を入札にかける部分（入札株）と入札にかけない部分（非入札株）に分割する。入札株については，価格競争方式の入札が行われる。ここで，一投資家が入札できる株数は，5000 株以下に設定された 1 単位（大半が 1000 株）に制限されている。そのため，入札には株数は記さずに価格のみを記すことになる。非入札株については，引受主幹事が入札

11　日本の入札方式の IPO の入札結果から，投資家の意見分散度を初めて計測したのは金子 (2006) である。ただし，意見分散度の推計方法は本稿と異なる。金子 (2006) では，取引量やボラティリティーではなく，初期収益率を分析対象としている。

結果を参考にして決定した公開価格が適用され，投資家に割り当てられる。一投資家に割り当てることできる株数は，入札株と同様，1 単位に制限されている [12]。

入札に関する情報は，入札が行われる前に，(i)これ以下の価格では入札できないという下限価格（入札下限価格 P_F），(ii)入札にかけられる株数が公表される。そして，実際に入札が行われ，その結果から，(iii)落札した投資家のビッドを入札株数で加重平均した価格（落札加重平均価格 P_{WASB}），(iv)入札に参加した投資家のビッドを入札株数で加重平均した価格（入札加重平均価格 P_{WAB}），(v)落札した投資家のビッドのうち最低の価格（落札最低価格 P_L），(vi)落札した投資家のビッドのうち最高の価格（落札最高価格），(vii)総入札株数が公表される。

モデルにおいて，投資家の需要は，収益に関する意見に依存している。もし，入札結果が投資家の需要を反映しているならば，この情報から投資家の意見分散度を推定することができると考えられる。本稿では，これらの入札情報を用いて，投資家の意見分散度を推定する。

(2) 意見分散度の推定方法

この節では，モーメント法を用いて，入札情報から投資家の意見分散度を推定する方法を提示する。

① ビッドの分布として正規分布を想定した場合

投資家のビッド b が平均 μ，分散 σ^2 の正規分布に従っていると仮定する。次の 2 つのモーメント条件を考える。

$$E[b|b > P_L] = \mu + \sigma \frac{\phi\left(\frac{P_L - \mu}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{P_L - \mu}{\sigma}\right)} \tag{5}$$

$$E[b|b > P_F] = \mu + \sigma \frac{\phi\left(\frac{P_F - \mu}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{P_F - \mu}{\sigma}\right)} \tag{6}$$

ここで，$\phi(\cdot)$ は標準正規分布の密度関数，$\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の分布関数である。落札加重平均価格 P_{WASB} と入札加重平均価格 P_{WAB} は，それぞれ $E[b\,|\,b>P_L]$ と $E[b\,|\,b>P_F]$ の標本対応である。モーメント条件を標本対応で置き換えて，

$$P_{WASB} = \mu + \sigma \frac{\phi\left(\frac{P_L - \mu}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{P_L - \mu}{\sigma}\right)} \tag{7}$$

$$P_{WAB} = \mu + \sigma \frac{\phi\left(\frac{P_F - \mu}{\sigma}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{P_F - \mu}{\sigma}\right)} \tag{8}$$

12　部分入札方式の仕組みについては金子 (2007) を参照されたい。

を得る。そして,(7)式と(8)式を同時に満たすμとσを求める。推定された変動係数(=(標準偏差)/(平均))を分散度指標とする。これをCV_NORMと表記する[13]。

② ビッドの分布として対数正規分布を想定した場合

投資家のビッドが対数正規分布に従っていると仮定する。対数変換後のビッドは平均m,分散s^2の正規分布に従っているとする。正規分布を想定した場合と同様に,モーメント条件から,

$$P_{WASB} = \exp\left(m + \frac{1}{2}s^2\right) \cdot \frac{1 - \Phi\left(\frac{\log P_L - m - s^2}{s}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{\log P_L - m}{s}\right)} \tag{9}$$

$$P_{WAB} = \exp\left(m + \frac{1}{2}s^2\right) \cdot \frac{1 - \Phi\left(\frac{\log P_F - m - s^2}{s}\right)}{1 - \Phi\left(\frac{\log P_F - m}{s}\right)} \tag{10}$$

を得る。そして,(9)式と(10)式を同時に満たすmとsを求める。そして,対数変換後のビッドが従う正規分布の変動係数を求め,意見分散度指標として採用する。これをCV_LOGNORMと表記する。

(3) 計測式

① 投資家の意見分散度が取引量に与える影響

被説明変数は,公開後x営業日の間の日次売買回転率の和とする($x \in \{5, 10, 20\}$)。ここで,日次売買回転率はその日の取引枚数を発行済み株式総数で除して算出する。これをTURNx, $x \in \{5, 10, 20\}$と表記する。

主要な説明変数は,意見分散度指標(CV_NORM, CV_LOGNORM)である。前節のモデルが正しければ,予想される符号は正である。

それ以外にコントロール変数として以下を説明変数に加える。

- 市場の売買回転率(MKT_TURNx, $x \in \{5, 10, 20\}$):
  市場の売買回転率として,各IPOの公開時に対応する,店頭市場全銘柄の売買回転率の平均値を説明変数に加える。被説明変数がTURNxならば,市場の売買回転率の算出にも当該IPOの公開後x営業日の売買回転率の和を使用する。もし,市場全体の取引が活発ならば,当該IPO銘柄の取引も活発に行われると考えられる。予想される符号は正である。
- 浮動株比率(FLOAT):
  公開日の発行済み株式数に占める新規公開株数の割合を浮動株比率の代理変数として説明変数に加える。浮動株が多いほど取引が活発に行われると考えられる。予想される符号は正である。
- 人気度の指標(USB):

---

13 アナリストの利益予想のばらつきを意見分散度の代理指標とする場合でも,変動係数が使用されることが多い。

公開前に投資家が購入できる株数には制限があり，必ずしも公開前の段階で需要が満たされていないかもしれない。この未充足需要の部分が公開後の取引に現れる可能性がある。本稿では，人気がある銘柄ほど未充足需要が多いと考え，総入札株数のうち落札に失敗した株数の割合を説明変数に加える。人気度が高いほど未充足需要が大きく，取引が活発に行われると考えられる。予想される符号は正である。

- 暦年ダミー（YEAR_DUM）：
  公開年毎のマクロ的な要因をコントロールするために，公開年に対応したダミー変数を加える。予想される符号は不明である。

②　投資家の意見分散度がボラティリティーに与える影響

ボラティリティー（VOLA）を公開後 20 営業日の日次価格変化率の標準偏差で定義し，これを被説明変数とする。ここで日次価格変化率の算出には，分割修正済み終値を使用する。

主要な説明変数は，意見分散度指標（CV_NORM，CV_LOGNORM）である。前節のモデルが正しければ，予想される符号は正である。

それ以外にコントロール変数として以下を説明変数に加える。

- 市場のボラティリティー（MKT_VOLA）：
  市場全体場のボラティリティーが大きいほど，IPO 銘柄の公開後のボラティリティーも大きくなると考えられる。ここでは，各 IPO の公開時に対応する，店頭市場全銘柄のボラティリティーの平均値を説明変数に加える。予想される符号は正である。
- 人気度の指標（USB）：
  人気度が高いほど未充足需要が大きく，公開後にそれを解消させるための取引が行われると考えらえる。そして，この取引が価格の変動が大きくする可能性がある。予想される符号は正である。
- 暦年ダミー（YEAR_DUM）：
  公開年に対応したダミー変数を加える。予想される符号は不明である。

本稿では，両計測ともに，まず意見分散度指標のみを説明変数として単一変数による検証を行う。次にコントロール変数を説明変数に追加して検証を行う。計測式は線形で，通常最小二乗法によって推計する。なお，係数の有意性の検定には White の標準誤差を用いる。

⑷　データ

分析対象は，1993 年 1 月から 1997 年 9 月までに，部分入札方式で店頭市場に IPO を行った銘柄 481 件とする。ただし，投資家の意見分散度指標を推定することができなかった銘柄（入札下限価格 P_F と落札最低価格 P_L が一致する銘柄 46 件，計算が収束しない銘柄）は除外する。また，株式は有限責任資産であり本来負のビッドはありえない。そのため，ビッドの分布として正規分布を想定する場合，推定された正規分布の 0 以下の割合が 0.001 以上となるものは対象から除外する。その結果，説明変数に CV_NORM を使用する場合は 330 件，CV_LOGNORM を使用する場合は 356 件が分析対象となった。

発行済み株式数と売買高は金融データソリューションズ社 NPM から，修正済み終値は日経 NEEDS 株価データから入手した。また，IPO の入札情報は個別目論見書等から作成したデータベースから入手した [14]。表 1 は，意見分散度指標 CV_NORM と CV_LOGNORM のいずれかが算出可能な銘柄を対

表 1　記述統計量

TURNx, x∈｛5, 10, 20｝は公開後 x 営業日の日次売買回転率の和，VOLAは公開後20営業日間の日次収益率の標準偏差である。CV_NORMとCV_LOGNORMはそれぞれ投資家のビッドを正規分布と想定したとき，対数正規分布と想定したときの意見分散度の指標である。MKT_TURNx, x∈｛5, 10, 20｝は公開時に対応した市場の売買回転率，MKT_VOLA は公開時に対応した市場のボラティリティー，FLOATは浮動株比率の代理変数，USBは人気度の指標である。YEAR94，YEAR95，YEAR96，YEAR97は暦年ダミーである。Q1は第１四分位数，Q3は第３四分位数，IQRは四分位範囲である。

	観測数	平均値	標準偏差	最小値	Q1	中央値	Q3	最大値	IQR
TURN5	357	0.231	0.138	0.042	0.126	0.197	0.302	0.878	0.176
TURN10	357	0.278	0.172	0.053	0.148	0.237	0.357	1.012	0.209
TURN20	357	0.337	0.220	0.061	0.175	0.290	0.419	1.283	0.244
VOLA	357	0.032	0.012	0.009	0.023	0.030	0.038	0.072	0.015
CV_NORM	330	0.133	0.053	0.030	0.098	0.124	0.160	0.320	0.063
CV_LOGNORM	356	0.015	0.007	0.004	0.011	0.014	0.018	0.046	0.007
MKT_TURN5	357	0.006	0.003	0.002	0.005	0.006	0.007	0.018	0.003
MKT_TURN10	357	0.012	0.005	0.005	0.009	0.012	0.015	0.030	0.006
MKT_TURN20	357	0.024	0.008	0.010	0.017	0.024	0.029	0.045	0.012
MKT_VOLA	357	0.027	0.005	0.019	0.023	0.026	0.030	0.043	0.007
FLOAT	357	0.163	0.029	0.044	0.146	0.159	0.175	0.338	0.029
USB	357	4.419	2.703	0.725	2.507	3.772	5.724	19.761	3.217
YEAR94	357	0.252	0.435	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
YEAR95	357	0.280	0.450	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
YEAR96	357	0.252	0.435	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000	1.000
YEAR97	357	0.092	0.290	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	0.000

表 2　相関係数行列

上三角行列はピアソン相関係数，下三角行列はスピアマンの順位相関係数を表している。TURNx, x∈｛5, 10, 20｝は公開後 x 営業日の日次売買回転率の和，VOLAは公開後20営業日間の日次収益率の標準偏差である。CV_NORMとCV_LOGNORMはそれぞれ投資家のビッドを正規分布と想定したとき，対数正規分布と想定したときの意見分散度の指標である。MKT_TURNx, x∈｛5, 10, 20｝は公開時に対応した市場の売買回転率，FLOATは浮動株比率の代理変数，USBは人気度の指標である。

	TURN 5	TURN 10	TURN 20	VOLA	CV_ NORM	CV_ LOGNORM	MKT_ TURN5	MKT_ TURN10	MKT_ TURN20	MKT_ VOLA	FLOAT	USB
TURN5		0.978	0.946	0.241	0.126	0.104	0.165	0.126	0.120	−0.109	0.375	0.268
TURN10	0.967		0.977	0.269	0.138	0.111	0.168	0.149	0.145	−0.065	0.355	0.267
TURN20	0.903	0.954		0.278	0.127	0.106	0.181	0.151	0.178	−0.024	0.328	0.253
VOLA	0.287	0.321	0.337		0.164	0.161	−0.091	−0.105	−0.087	0.113	0.080	0.082
CV_NORM	0.121	0.135	0.106	0.110		0.961	0.120	0.114	0.084	−0.187	−0.026	−0.016
CV_LOGNORM	0.112	0.112	0.093	0.119	0.942		0.125	0.097	0.080	−0.193	−0.012	−0.085
MKT_TURN5	0.154	0.142	0.124	−0.036	0.063	0.097		0.909	0.810	0.067	−0.026	0.049
MKT_TURN10	0.142	0.166	0.141	−0.055	0.082	0.071	0.890		0.915	0.148	−0.045	0.070
MKT_TURN20	0.119	0.146	0.177	−0.064	0.058	0.048	0.778	0.906		0.230	−0.025	0.068
MKT_VOLA	−0.070	−0.009	0.064	0.161	−0.198	−0.162	0.106	0.182	0.235		−0.149	−0.020
FLOAT	0.422	0.386	0.355	0.083	−0.045	−0.006	0.010	0.015	0.035	−0.118		0.262
USB	0.229	0.221	0.190	0.083	0.023	−0.112	−0.007	0.014	0.034	0.030	0.177	

象に，各変数の記述統計量を示したものである。IPO 銘柄の売買回転率（**TURN*x*, $x \in$｛5，10，20｝**）と市場の売買回転率（**MKT_TURN*x*, $x \in$｛5，10，20｝**）を比較すると，IPO 銘柄の方が大きいことがわか

14　このデータベースの利用に関しては，金子隆氏（慶應義塾大学）から便宜を受けた。

表 3　投資家の意見分散度が取引量に与える影響

被説明変数TURNx, x∈{5, 10, 20}は公開後x営業日の日次売買回転率の和である。CV_NORMとCV_LOGNORMはそれぞれ投資家のビッドを正規分布と想定したとき，対数正規分布と想定したときの意見分散度の指標である。MKT_TURNx, x∈{5, 10, 20}は公開時に対応した市場の売買回転率，FLOATは浮動株比率の代理変数，USBは人気度の指標である。YEAR_DUMのYESは暦年ダミーを加えた計測，NOは加えない計測であることを表す。adj.R^2は自由度修正済み決定係数，F-stat.はF統計量，num. of obs.は観測数である。上段が推定された係数，下段括弧内はt値である。t値の算出にはWhiteの標準誤差を使用している。***，**，*はそれぞれ1%，5%，10%水準で統計的に有意であることを表す。

	Dependent Variable: TURN5				Dependent Variable: TURN10				Dependent Variable: TURN20			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
CV_NORM	0.311		0.385		0.436		0.544		0.440		0.599	
	[2.010]**		[2.796]***		[2.285]**		[3.138]***		[1.833]*		[2.730]***	
CV_LOGNORM		2.353		2.635		2.924		3.473		3.104		3.943
		[1.656]*		[2.092]**		[1.726]*		[2.268]**		[1.550]		[2.089]**
MKT_TURN5			7.106	10.783								
			[2.872]***	[2.740]***								
MKT_TURN10							5.650	8.338				
							[2.691]***	[3.216]***				
MKT_TURN20											4.570	6.026
											[2.851]***	[3.533]***
FLOAT			1.783	1.747			2.025	1.970			2.414	2.329
			[7.183]***	[7.397]***			[6.436]***	[6.509]***			[5.669]***	[5.774]***
USB			0.008	0.009			0.009	0.011			0.009	0.011
			[3.226]***	[3.853]***			[3.266]***	[3.928]***			[2.553]**	[3.076]***
(Intercept)	0.191	0.194	−0.204	−0.212	0.223	0.233	−0.244	−0.250	0.281	0.289	−0.289	−0.292
	[8.866]***	[8.989]***	[−5.224]***	[−4.785]***	[8.434]***	[8.999]***	[−4.793]***	[−4.521]***	[8.300]***	[9.223]***	[−4.271]***	[−4.231]***
YEAR_DUM	NO	NO	YES	YES	NO	NO	YES	YES	NO	NO	YES	YES
adj.R^2	0.012	0.010	0.253	0.252	0.015	0.010	0.232	0.230	0.008	0.006	0.199	0.197
F-stat.	4.040**	2.744*	18.445***	16.223***	5.223**	2.980*	16.788***	15.485***	3.358*	2.402	13.918***	13.523***
num.of obs.	330	356	330	356	330	356	330	356	330	356	330	356

る。一方で，IPO 銘柄のボラティリティー（VOLA）と市場の売買回転率（MKT_VOLA）は，大きな違いがないといえる。

表 2 は，ピアソン相関係数（上三角行列）とスピアマンの順位相関係数（下三角行列）を示したものである。これをみると，意見分散度指標 CV_NORM と CV_LOGNORM の相関は，ピアソン相関とスピアマンの順位相関係数ともに 0.9 以上であり，強い正の相関があることがわかる。また，意見分散度指標と同じく入札結果の情報から算出した USB と意見分散度指標との間の相関は低いことがわかる。そのため，意見分散度指標は入札結果から USB とは別の情報を取り出していると考えられる。

(5)　検証結果

表 3 は，投資家の意見分散度が取引量に与える影響を示している。まず，被説明変数を TURN5 とした場合をみる。単一変数による検証結果（計測式(1)，計測式(2)）をみると，CV_NORM の係数は 5% 水準で有意に正，CV_LOGNORM の係数は 10% 水準で有意に正である。また，コントロール変数を追加して計測した結果（計測式(3)，計測式(4)）をみると，CV_NORM の係数は 1% 水準で有意に正，CV_LOGNORM の係数は 5% 水準で有意に正であることがわかる。次に，被説明変数を TURN10 とした場合（計測式（5–8））をみる。この結果は，被説明変数を TURN5 とした場合と同様の結果である

表 4　投資家の意見分散度がボラティリティーに与える影響

被説明変数VOLAは公開後20営業日間の日次収益率の標準偏差である。CV_NORMとCV_LOGNORMはそれぞれ投資家のビッドを正規分布と想定したとき，対数正規分布と想定したときの意見分散度の指標である。MKT_VOLAは公開時に対応した市場のボラティリティー，USBは人気度の指標である。YEAR_DUMのYESは暦年ダミーを加えた計測，NOは加えない計測であることを表す。adj.R^2は自由度修正済み決定係数，F-stat.はF統計量，num. of obs.は観測数である。上段が推定された係数，下段括弧内はt値である。t値の算出にはWhiteの標準誤差を使用している。***，**，*はそれぞれ1%，5%，10% 水準で統計的に有意であることを表す。

	Dependent Variable: VOLA			
	(1)	(2)	(3)	(4)
CV_NORM	0.024		0.036	
	[1.901] *		[2.716] ***	
CV_LOGNORM		0.214		0.295
		[1.813] *		[2.682] ***
MKT_VOLA			0.850	0.902
			[5.832] ***	[6.168] ***
USB			0.000	0.000
			[1.669] *	[1.901] *
(Intercept)	0.028	0.028	−0.001	−0.002
	[16.110] ***	[15.633] ***	[−0.216]	[−0.474]
YEAR_DUM	NO	NO	YES	YES
adj.R^2	0.009	0.011	0.141	0.143
F-stat.	3.613 *	3.285 *	10.694 ***	9.766 ***
num.of obs.	330	356	330	356

といえる。最後に，被説明変数を TURN20 とした場合をみる。単一変数による検証の結果（計測式(9)，計測式(10)）をみると，TURN5 や TURN10 を被説明変数としたときと比べて有意性が落ちている。しかし，コントロール変数を加えた場合（計測式(11)，計測式(12)）は，TURN5 や TURN10 を被説明変数としたときと同様，CV_NORM の係数は 1% 水準で有意に正，CV_LOGNORM の係数は 5% 水準で有意に正であることがわかる。以上の結果は，意見分散度が取引量に対して，有意に正の影響を与えていることを示している。これはモデルの帰結と整合的である。なお，コントロール変数については，被説明変数が TURN5，TURN10，TURN20 のいずれの場合も，係数は有意で予想される符号と一致している。

表 4 は，投資家の意見分散度がボラティリティーに与える影響を示している。まず，単一変数による検証結果（計測式(1)，計測式(2)）をみると，CV_NORM と CV_LOGNORM のいずれも，係数の符号は正で，10% 水準で有意である。また，意見分散度指標にコントロール変数を加えた場合の検証結果（計測式(3)，計測式(4)）をみると，ここでも CV_NORM と CV_LOGNORM のいずれも係数の符号は正で，1% 水準で有意である。以上のことから，投資家の意見分散度が増加すると，ボラティリティーが増加するといえる。これはモデルの帰結と整合的である。コントロール変数の係数についても，有意で符号条件を満たしている。

4　結　語

多くの研究で，投資家の意見のばらつきが取引量やボラティリティーに正の影響を与えることが理論的に示されている。しかし，投資家の意見のばらつきを観察することができないため，このことを検証

することは困難であった。これに対して，本稿では部分入札方式のIPOに着目して，その入札結果から投資家の意見分散度を推定した。

本稿では，前半部分で，Banerjee and Kremer（2010）のモデルに拡張を加えて，投資家の意見分散度が取引量とボラティリティーに正の影響を与えることを理論的に示した。そして，後半部分で，入札情報から推定した意見分散度を用いてモデルの妥当性を検証し，モデルの帰結と整合的な結果を得た。

ここで，本稿の分析に関する留意点を述べておこう。第1に，本稿では投資家の意見分散度がIPO直後の取引量とボラティリティーに正の影響を与えることを示しているが，これはIPO直後に観察される固有の現象かもしれない。第2に，2節で展開したモデルと実証分析との対応が必ずしも取れていない。例えば，モデルでは定常状態における取引量とボラティリティーを記述しているが，IPO時は定常状態とはいえないであろう。また，モデルでは空売りに制約がないが，実際には，IPO銘柄は空売りに制約があり，このことが推計した投資家の意見分散度に歪みをもたらしている可能性がある[15]。第3に，入札に参加する投資家と流通市場に参加する投資家が異なっている可能性がある。入札株数に制限があるため，入札には機関投資家は参加しないと考えられる。そのため，入札に参加する投資家の意見の分布は，流通市場に参加する投資家のそれとは異なっているかもしれない。

以上のような限界はあるものの，本稿では，従来の意見分散度の代理指標と異なり，一般投資家の意見のばらつきを推定して検証に用いている。そのため，ここでの検証結果は，投資家の意見のばらつきが取引量とボラティリティーに正の影響を与えることを直接的に示したものであるといえる。

■補論：証明

補題の証明

一階の条件より，最適な需要は，

$$x_{i,t}^{*} = \frac{E_{i,t}[P_{t+1} + D_{t+1}] - RP_t}{\rho Var_{i,t}[P_{t+1} + D_{t+1}]} \tag{11}$$

である。市場清算条件から，

$$\lim_{N\to\infty}\sum_{t=1}^{N} x_{i,t}^{*} = 0$$

$$\Leftrightarrow \quad P_t = \frac{1}{R}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E_{i,t}[P_{t+1} + F_{t+1}] + \frac{1}{R}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} E_{i,t}[d_{t+1}] \tag{12}$$

15　ただし，本稿の意見分散度指標が投資家の意見のばらつきを捉えているならば，空売りに制約がある場合，投資家の意見のばらつきが大きいほど，株価が過大評価されるというMiller (1977) の仮説を検証することができると考えられる。これは今後の課題としたい。

$$\Leftrightarrow \ P_t = \frac{1}{R}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t}[P_{t+1}+F_{t+1}]+\frac{1}{R}E[E_{i,t}[d_{t+1}]]$$

$$\Leftrightarrow \ P_t = \frac{1}{R}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t}[P_{t+1}+F_{t+1}]$$

となる。時点 t+1 についても同様の式が成立するから，

$$P_{t+1} = \frac{1}{R}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t+1}[P_{t+2}+F_{t+2}]$$

である。これらを⑿式に代入すると，

$$P_t = \frac{1}{R}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t}\left[\frac{1}{R}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}E_{j,t+1}[P_{t+2}+F_{t+2}]+F_{t+1}\right] \tag{13}$$

となる。ここで，射影の公式より，

$$E_{j,t+1}[P_{t+2}+F_{t+2}]=E_{j,t}[P_{t+2}+F_{t+2}]+k(D_{t+1}-E_{j,t}[D_{t+1}])$$

とかける（k は定数）。これを⒀式に代入して整理すると，

$$P_t = \frac{1}{R^2}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t}[P_{t+2}+F_{t+2}]+\frac{1}{R}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t}[F_{t+1}] \tag{14}$$

となる。時点 t+2 についても，

$$P_{t+2} = \frac{1}{R}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}E_{j,t+2}[P_{t+3}+F_{t+3}]$$

$$= \frac{1}{R}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{j=1}^{N}\{E_{j,t}[P_{t+3}+F_{t+3}]+l\left(D_{t+1}-E_{j,t}[D_{t+1}]\right)+m\left(D_{t+2}-E_{j,t}[D_{t+2}]\right)\}$$

と書ける（l と m は定数）。これらを⒁式に代入して整理すると，

$$P_t = \frac{1}{R^3}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t}[P_{t+3}+F_{t+3}]+\frac{1}{R^2}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t}[F_{t+2}]+\frac{1}{R}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t}[F_{t+1}]$$

となる。この操作を繰り返せば，

$$P_t = \sum_{\tau=1}^{\infty}\frac{1}{R^{\tau}}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t}[F_{t+\tau}]$$

$$= \frac{1}{R-\alpha}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t}[F_{t+1}] \tag{15}$$

を得る。

いま，⒂式を 1 期間進めると，

$$P_{t+1} = \frac{1}{R-\alpha}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t+1}[F_{t+2}]$$

$$= \frac{1}{R-\alpha}\lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}\alpha\{\pi_{v,t}E_{i,t}[F_{t+1}] + \pi_{d,t}(D_{t+1} - E_{i,t}[d_{t+1}])\} \tag{16}$$

である。⒂式と⒃式を最適な需要⑾式に代入して整理すると，

$$x^*_{i,t} = \frac{1}{\rho\left(\frac{\alpha}{R-\alpha}\pi_{d,t}+1\right)\left(Var_{i,t}[F_{t+1}]+\delta\right)}\left(E_{i,t}[F_{t+1}] - \lim_{N\to\infty}\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N}E_{i,t}[F_{t+1}] + E_{i,t}[d_{t+1}]\right) \tag{17}$$

を得る。

定理の証明

次で特徴づけられる定常状態を考える。

$$Var_{i,t+1}[F_{t+1}]=Var_{i,t}[F_t]\equiv V$$

したがって，

$$V = \frac{-(\theta+(1-\alpha)(1+\alpha)\delta)+\sqrt{(\theta+(1-\alpha)(1+\alpha)\delta)^2+4\alpha^2\theta\delta}}{2\alpha^2}$$

となる。このとき，

$$\pi_{v,t} = \pi_v = \frac{\delta}{V+\delta}$$

$$\pi_{d,t} = \pi_d = 1-\pi_v$$

$$\phi_t = \phi = \frac{1}{\rho\left(\frac{\alpha}{R-\alpha}\pi_d+1\right)(V+d)}$$

である。

まず，1 人当たり取引量 $E[|x^*_{i,t+1} - x^*_{i,t}|]$ を導出する。⒄式より，

$$x^*_{i,t+1}-x^*_{i,t}=(\alpha\pi_{v,t}\,\phi_{t+1}-\phi_t)\,\Delta v_{i,t}-(\alpha\pi_{d,t}\phi_{t+1}-\phi_t)\,E_{i,t+1}[d_{t+1}]+\phi_{t+1}E_{i,t+1}[d_{t+2}]$$

である。定常状態では，$\pi_{v,t}=\pi_v$，$\pi_{d,t}=\pi_d$，$\phi_{t+1}=\phi_t=\phi$ である。

$$E\left[\left|x^*_{i,t+1}-x^*_{i,t}\right|\right] = \sqrt{\frac{2}{\pi}Var\left[x^*_{i,t+1}-x^*_{i,t}\right]}$$

であるから，

$$Var[x^*_{i,t+1}-x^*_{i,t}]=2\left\{\frac{\alpha^2\pi_d^2}{1+\alpha\pi_v}-\alpha\pi_d+1\right\}\phi^2\lambda$$

より，

$$E[|x^*_{i,t+1}-x^*_{i,t}|]=\sqrt{\frac{4}{\pi}\left\{\frac{\alpha^2\pi_d^2}{1+\alpha\pi_v}-\alpha\pi_d+1\right\}\phi^2\lambda}$$

を得る。

次にボラティリティー $Var[P_{t+1}-P_t]$ を導出する。⒂式と⒃式から，

$$P_{t+1}-P_t=\frac{1}{R-\alpha}\left\{\alpha\pi_d(\alpha\pi_v-1)\sum_{\tau=0}^{\infty}(\alpha\pi_v)^\tau\sum_{u=0}^{\infty}\alpha^u f_{t-\tau-u}\right.$$

$$\left.+\alpha\pi_d\sum_{u=0}^{\infty}\alpha^u f_{t+1-u}+\alpha\pi_d(\alpha\pi_v-1)\sum_{\tau=0}^{\infty}(\alpha\pi_v)^\tau d_{t-\tau}+\alpha\pi_d d_{t+1}\right\}$$

である。ここで，$d_{t+1}|E_{i,t}[d_{t+1}]\sim N(E_{i,t}[d_{t+1}],\delta)$，$E_{i,t}[d_{t+1}]\sim N(0,\lambda)$ であるから，条件なしの d_{t+1} は平均 0，分散 $\theta+\lambda$ の正規分布に従う。このことに留意して計算を行うと，

$$Var[P_{t+1}-P_t]=\left(\frac{1}{R-\alpha}\right)^2\frac{2\alpha^2\pi_d^2}{1+\alpha\pi_v}\left(\frac{\theta}{1-\alpha^2}+\delta+\lambda\right)$$

を得る。

【参考文献】

[1] 金子隆（2006），「公開前市場の推定均衡価格と公開価格の関係：パズルの提示と解明の試み」，慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE プログラムディスカッション・ペーパー DP2006-012.

[2] 金子隆（2007），「引受主幹事の公開価格設定行動：部分入札方式下の謎」，『三田商学研究』，第 49 巻，第 6 号，103–119 頁．

[3] Banerjee, S. and I. Kremer（2010），"Disagreement and Learning: Dynamic Patterns of Trade," *Journal of Finance*, Vol. 65, No. 4, pp.1269–1302.

[4] Berkman, H., V. Dimitrov, P. C. Jain, P. D. Koch, and S. Tice（2009），"Sell on the News: Differences of Opinion, Short-sales Constraints, and Returns around Earnings Announcements," *Journal of Financial Economics*, Vol. 92, No. 3, pp.376–399.

[5] Boehme, R. D., B. R. Danielsen, and S. M. Sorescu（2006），"Short-Sale Constraints, Differences of Opinion, and Overvaluation," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 41, No. 2, pp. 455–487.

[6] Cao, H. H. and Hui Ou-Youg（2009），"Differences of Opinion of Public Information and Speculative Trading in Stocks and Options," *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 1, pp. 299–335.

[7] Danielsen, B. R. and S. M. Sorescu（2001），"Why Do Option Introductions Depress Stock Prices? A

Study of Diminishing Short Sale Constraints," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 36, No. 4, pp. 451–484.

[8] Diether, K. B., Cheristopher J. M., and A. Scherbina (2002), "Differences of Opinion and the Cross Section of Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol. 57, No. 5, pp. 2113–2141.

[9] Kandel, E. and N. D. Pearson (1995), "Differential Interpretation of Public Signals and Trade in Speculative Markets," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 4, pp. 130–150.

[10] Kim, O. and R. E. Verrecchia (1994), "Market Liquidity and Volume around Earnings Announcements," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 17, No. 1–2, pp. 41–67.

[11] Kyle, A. S. (1985), "Continuous Auctions and Insider Trading," *Econometrica*, Vol. 53 No. 6, pp. 1315–1335.

[12] Miller, E. M. (1977), "Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion," *Journal of Finance*, Vol. 32, No. 4, pp. 1151–1168.

[13] Schneider, J. (2009), "A Rational Expectations with Informative Trading Volume," *Journal of Finance*, Vol. 64, No. 4, pp. 2783–2805.

[14] Varian, H. R. (1989), "Differences of Opinion in Financial Markets," C. C. Stone (ed.) *Financial Risk: Theory, Evidence and Implications*, Kluwer Academic Publishers.