

VPIN を用いた短期的な市場変動予測

— 日経 225 先物及び日経 225mini を用いた実証分析 —

脇屋 勝

大屋 幸輔

VPIN を用いた短期的な市場変動予測*

— 日経 225 先物及び日経 225mini を用いた実証分析 —

脇屋 勝[†]、大屋 幸輔[‡]

要旨

Easley et al. (2012a) で提唱された VPIN (Volume-synchronized probability of informed trading) が、短期的な市場変動予測を行うことが可能であるのか、日経 225 先物及び日経 225mini のティックデータを用いて実証分析を行った[§]。その結果、Andersen and Bondarenko (2014a) などの先行研究で論点となっている VPIN の計測過程での各設定値及び累積分布関数に用いる確率分布を適切に用いることで、VPIN はマーケットが急変する予兆を捉える指標となりうることを明らかにした。また、日経 225 先物及び日経 225mini の VPIN の変化率は、日経平均ボラティリティー・インデックスの変化率に対して、有意な予測力を持つことも明らかにした。

* 本稿の作成にあたっては、京都大学大学院 経営管理研究部 川北英隆教授、神戸大学大学院 経営学研究科 学術研究員 高橋秀徳氏から貴重なコメントをいただいた。ここに記して感謝する。本稿にありうべき誤りは、すべて筆者個人に属する。また、株式会社日本経済新聞社には、日経平均ボラティリティー・インデックスのデータを提供いただき深く感謝する。

[†] 株式会社東京証券取引所 情報サービス部(兼)株式会社大阪取引所 情報サービス室(兼)株式会社日本取引所グループ 総合企画部主任研究員(m-wakiya@jpx.co.jp)、公益社団法人日本証券アナリスト協会検定会員

[‡] 大阪大学大学院 経済学研究科(兼)数理・データ教育研究センター 金融・保険部門

[§] VPIN は、米国の Tudor Investment Corporation の商標として登録されている。本稿における見解は筆者個人に属するものであり、Tudor Investment Corporation の見解を示すものではない。

1. はじめに

テクノロジーの発展と HFT (High frequency trading) の登場により現在のマーケットは、それ以前とは全く様相が異なっている (O'Hara 2015)。かつて立会場での人間同士による取引が、コンピューターを用いた取引に代わり、その後人手を介さないアルゴリズム取引なども行われるようになった。さらに、近年の通信回線の高速化、システム処理能力の向上や取引所のコロケーション・サービスの導入などが行われ、HFT がより一般的になり取引手法やマーケット構造が大きく変化した¹。その結果、HFT により流動性が向上することで瞬時にマーケットに情報が反映されるようになった一方で、HFT はマーケットを短期に急変させる要因になっていると問題指摘をする声も多く聞かれるようになった。その問題指摘の顕著な例として、2010 年 5 月 6 日の米国市場で発生したフラッシュ・クラッシュが挙げられる。このフラッシュ・クラッシュは、特段の要因が無いにもかかわらず数分の間にダウ工業株価平均が約 1,000 ドル (9%) 暴落し、その原因と目された HFT の負の側面が注目される契機となった。この事件を受けて、HFT が引き起こすマーケットの急変に対するリスク管理の必要性についての議論が活発に行われるようになった。

このような状況の中、リスク管理の観点から、投資家や市場関係者にとって、マーケットが急変する予兆を捉える指標に対する要望は強くなっている。しかし、HFT が登場する以前に考案された多くの指標では、HFT により細分化された注文が高頻度に繰り返される取引の特徴をリアルタイムで把握することが難しいケースもあり、現在のリスク管理に対する要望に十分に応えることはできていない。

そこで、Easley et al. (2012a) は、短期的な市場変動の予兆を捉えることができる指標として VPIN (Volume-synchronized probability of informed trading) を提唱した²。これは、Easley et al. (1996) の情報の非対称性の程度を推計する PIN (Probability of informed trading) をベースに、現在の HFT の存在感が増しているマーケットの状況をリアルタイムで把握することに適した指標として、新たに考案されたものである。PIN は日中の約定件数のデータを用いて最尤推定法により未知のパラメータの推定が必要になるため、リアルタイムでの使用は現実的なものではない。しかし、VPIN は取引高と約定値段のみを用いて計測し未知のパラメータの推計が不要であるため、リアルタイムでの使用が可能なものとなっている。また、Easley et al. (2012a) では、事後的な計測ではあるが E-mini S&P 500 futures の VPIN を計測し 2010 年 5 月 6 日の米国市場でのフラッシュ・クラッ

¹ コロケーション・サービスとは、投資家が発注に用いるコンピューターを取引所システムと同じ敷地内に設置するサービスである。なお、大阪取引所におけるサービス開始は 2008 年 11 月 8 日である。

² 著者の O'Hara は、SEC の Equity Market Structure Advisory Committee のメンバー。

シュの予測に成功したと主張したため研究者のみならず規制当局をはじめとする市場関係者の注目を集めることになった³。VPIN が公表された後、Wu et al. (2013) や Abad and Yagüe (2012) で、Easley et al. (2012a) の結果を支持する報告がなされている。

しかし、Andersen and Bondarenko (2014a, 2014b) では、VPIN の有効性について異議を唱え、VPIN の計測方法に内在する問題点について言及している。まず、VPIN の有効性については、VPIN はマーケットの価格変動に呼応しているだけで、マーケットが急変する予兆を事前に捉えているものではないと述べている。次に、VPIN の計測上の問題については、VPIN を計測する際に特徴的な bulk classification と呼ばれる方法を用いた売買の売り主導・買い主導別の識別方法を取り上げ、従来のティック・ルールを用いたものと比較すると正確性が低いと主張している。さらに、VPIN 計測過程での事前に決めておく各設定値の根拠が明確でないことも指摘している。

それに対して Easley et al. (2014) では、それらの問題指摘について反論を展開し、VPIN の有効性を改めて主張している。まず、VPIN の有効性を確認できなかった主な原因は、Andersen and Bondarenko (2014a) では、VPIN の水準を確認する際に、Easley et al. (2014) で推奨している VPIN の CDF (cumulative distribution function) ではなく VPIN の値をそのまま用いていることであると述べている。次に、bulk classification による売買の売り主導・買い主導別の識別の正確性が従来のティック・ルールより劣るという指摘に対しては、注文が細分化されている HFT は多分にノイズを含んでいるため、ティック・ルールを用いても正確に識別できるものではないと反論している⁴。さらに、bulk classification を用いてデータを集約することで効率的に計測が行え、かつ余計なノイズを落とすことができるため、より精度の高い VPIN の計測が可能になると主張している。そして、VPIN の計測過程の各設定値の基準値や根拠を明確に示していない理由については、各マーケットの特徴を勘案して各々が最適なものを決めるべきものであると説明している。

また、大屋 (2015) においても、Andersen and Bondarenko (2014a, 2014b) や Easley et al. (2014) での議論を踏まえ、わが国の国債先物のデータを用いて VPIN の水準にトレンドがある場合やその水準が分析期間により異なる場合に生じる問題などを指摘している⁵。そして、先行研究で示されている VPIN 及び CDF (VPIN) の将来時点のデータを用いた計測方法などの機械的な適用には問題があると警鐘を鳴らし、あくまで商品特性や利用者の目的を踏まえた実証分析を積み重ね、それらに適した計測方法を検討する必要があると述べている。

³ Zweig (2012) よると SEC のみならずローレンス・バークレー国立研究所も VPIN に関心を寄せている。当該研究所による VPIN の検証については、Wu et al. (2013) を参照。また、CFTC (2013) において、フラッシュ・クラッシュのような事例を予測する指標として VPIN をはじめとする 5 つの指標について検証している。

⁴ ティック・ルールについては、Lee (1991) を参照。

⁵ 大阪大学 数理・データ教育研究センター 金融・保険部門で試算されている CSFI-VXJGB などを用いている。

以上のように、VPIN の短期的な市場変動の予測能力についての議論は進展しているが、現時点においても VPIN を巡る論争は続いており、その予測能力の評価は定まっているとは言い難い。しかしながら、マーケットが急変する予兆を捉える指標に対する要望は依然として強いことには変わりはない。

そこで本稿では HFT が増加する環境の中、VPIN が短期的な市場変動予測を行うことが可能であるのかを明らかにすることを目的とする。まず、先行研究で論点となっている VPIN を計測する上で検討が不十分と考えられる各設定値及び累積分布関数の確率分布について、VPIN を将来の予測に用いる観点から検討を行った。その結果、それらの値を適切に設定することでマーケットが急変する予兆を捉える指標となりうることを実証的に明らかにした。例えば、事後的に定めた値ではあるが、適切な設定値を用いることで、2013 年 5 月 23 日の日経 225 先物及び日経 225mini のサーキットブレーカー発動前に、VPIN は急落の予兆を捉えることができていた。次に、VPIN と投資家の今後の相場見通しに対する警戒感を示す日経平均ボラティリティー・インデックス(以下「日経平均 VI」)との推移を比較することで、VPIN は短期的なマーケットの急変を事前に捉えているのか検証を行った⁶。まず、ベクトル自己回帰 (VAR) モデルを用いた推定結果では、日経 225 先物及び日経 225mini の VPIN の変化率は、日経平均 VI の変化率に対して、有意な予測力を持つことが明らかとなった。次に、2013 年 5 月 23 日のサーキットブレーカー発動時の日中の推移では、VPIN は市場変動の予兆をより早く捉え日経平均 VI に先行して推移し、短期的な市場変動の予測能力が機能することを示していた。また、2014 年 10 月 31 日の日本銀行の金融緩和のサプライズでは、VPIN はマーケットが急変する場合であっても、投資家間の情報の非対称性が解消されれば、一時的な急騰の後に下落に転じる一方で、日経平均 VI は急騰後に高止まるといった異なる動きを示す場合があることを確認した。

これらの結果により、VPIN を巡る論争に次の観点から一定の貢献を果たすことができたと考える。本稿では、VPIN がリアルタイムの使用を前提とした計測条件でも、各設定値や確率分布を適切に用いることで、マーケットが急変する予兆を捉える指標となりうることを明らかにした。これにより、VPIN をリアルタイムのリスク管理ツールとして実装することも検討可能な段階に至ったといえ、より精度の高いリスク管理を必要とする投資家や市場関係者にとっても意義があると考えられる⁷。

以降の本稿の構成は、次の通りである。第 2 節では VPIN に関連する先行研究を整理したうえで、

⁶ 日経平均 VI は、株式会社日本経済新聞社(以下「日本経済新聞社」)が算出。具体的な計算方法については、日本経済新聞社(2012)を参照。

⁷ VPIN と日経平均 VI では、指標の持つ性質や時間軸が異なる。そのため、リアルタイムのリスク管理に用いる場合は、どちらか一方だけ用いるのではなく併用して用いることで、より精度の高いリスク管理が可能になると考えられる。この点については、第 6 節の結論でのリスク管理についての記述を参照。

VPIN 計測上の問題点を検討する。第 3 節では本稿で用いるデータの特徴について記述し、第 4 節で分析方法についての説明を行う。第 5 節では分析結果を報告する。第 6 節で本稿の結論を述べる。

2. 先行研究

はじめに、VPIN モデルのベースとなる PIN モデルを概観する。次に、本稿の実証分析で用いる VPIN モデルについて整理し、VPIN を巡る論争の論点を確認する。最後に、先行研究における議論を踏まえ、VPIN 計測上の問題点の検討を行う。

2.1. VPIN モデルのベースとなる PIN モデル

Easley et al. (1996) で提案された PIN モデルは、マーケット・マイクロストラクチャーの理論 (Easley and O'Hara 1987, 1992) を背景に、投資家間の情報の非対称性を推計することを目的としている⁸。ここでは、売買が行われる際のオーダーフロー・インバランスに着目し、全注文件数に占める情報投資家による注文の割合を求め、その値から情報の非対称性の程度を判断する。

PIN を推計する際の基本的な概念は次のようになる。マーケットには、私的情報及び公的情報が利用可能な情報投資家と公的情報のみ利用可能な非情報投資家の 2 種類の投資家が存在すると仮定する。私的情報を持つニュースが発生する確率を α とし、それが良いニュースである確率は $(1 - \delta)$ 、反対に悪いニュースである確率は δ とする。そして、その情報に基づき情報投資家が平均的に出す注文を μ とし、公的情報に基づく平均的な発注は ε とする。この状況で、私的情報がもたらされた場合、それが良いニュースであるなら情報投資家は買い注文 μ を出すため、買い注文の合計は平均 $\mu + \varepsilon$ となり、 μ の分だけプラスとなる。それに対して、売り注文は平均 ε に変わりはない。逆に、情報投資家が得た私的情報が悪いニュースの場合、売り注文の合計は平均 $\mu + \varepsilon$ となり、買い注文は平均 ε となる。ここで、売買高を買い主導による B と売り主導による S とすると、以下のように尤度関数を表すことができる。この尤度関数を用いて最尤推定法により未知のパラメータ $(\alpha, \delta, \mu, \varepsilon)$ を推定する。

⁸ 投資家間の情報の非対称性の程度は、様々な指標を別の観点から解釈することで、一定の判断は可能である。たとえば、ビッド・アスク・スプレッドの大きさは取引コストの観点から解釈することが多いが、その一方でその大きさは、情報の非対称性の程度を示していると解することもできる。

$$L(\theta|B,S) = (1 - \alpha)e^{-\varepsilon} \frac{\varepsilon^B}{B!} e^{-\varepsilon} \frac{\varepsilon^S}{S!} + \alpha\delta e^{-\varepsilon} \frac{\varepsilon^B}{B!} e^{-(\mu+\varepsilon)} \frac{(\mu + \varepsilon)^S}{S!} \\ + \alpha(1 - \delta)e^{-(\mu+\varepsilon)} \frac{(\mu + \varepsilon)^B}{B!} e^{-\varepsilon} \frac{\varepsilon^S}{S!} \quad (2.1)$$

さらに、PIN は、推定により求めたパラメータを用いて、売買の総約定件数の期待値 $2\varepsilon + \alpha\mu$ に占める情報投資家による約定件数の期待値 $\alpha\mu$ の割合によって求めることができ、以下のよう
に定義できる。この定義から情報投資家による私的情報に基づく取引の約定件数が相対的に多い
ほど、PIN の値は大きくなることがわかる。

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\varepsilon} \quad (2.2)$$

次に、PIN に関連する代表的な先行研究を概観する。まず海外市場を対象にした Easley et al. (2002) では、米国市場のデータを用いて PIN の推計を行い情報の非対称性の程度を求め、PIN の値が大きいほどその後の株価リターンが高くなることを実証的に示した。この情報の非対称性と資本コストの関係を扱った研究には、Easley and O'Hara (2004) がある。この研究では、企業は投資家が利用可能な情報をコントロールすることで、自らの資本コストに影響を与えることができると述べている。次に、わが国のデータを用いた研究では、Kubota and Takehara (2009) がある。そこでは、バリュー株の方がグロース株より PIN が高くなることや小型株の PIN が米国のものより高くなることを報告している。また、PIN は企業規模との相関が高いことも述べている。最後に、Ahn et al. (2014) の東京証券取引所の取引単位の引き下げ効果について PIN を用いた検証を確認する。彼らは、取引単位の引き下げは、個人投資家の増加によりノイズを伴う取引も増えるが、それが逆に情報投資家を誘引することを示した。その結果、ノイズを伴う取引の減少をもたらし、より効率的な価格形成が実現することを明らかにした⁹。

2.2. VPIN モデル

前項でみたように PIN は、情報の非対称性を推定する指標として、様々な観点から用いられている。しかし、最尤推定法により未知のパラメータの推定が必要となるため、日中にリアルタイムで

⁹ しかし、この取引単位の引き下げ効果は株主構成により左右される。特に系列企業との株式持合比率が高い企業は、得られる効果が低いとされ、それらの企業は、取引単位の引き下げを積極的に選択しないと述べている。ただし、サンプルデータが 1996 年から 2005 年であることに留意する必要がある。

用いることは現実的なものとはいえない。さらに、HFT が増しているマーケットにおいては、細分化された約定件数のみを用いる PIN での情報の非対称性の推定は、適切ではない場合もある。

そこで、リアルタイムでオーダーフロー・インバランスを捉え、情報の非対称性を計測することが可能な VPIN が考案された (Easley et al. 2011a, 2011b, 2012a)。これは、PIN と同様の理論に基づき、現在の HFT が増加しているマーケット状況をリアルタイムで把握することに適した指標とされている。VPIN 計測の前提となる情報投資家と非情報投資家の発注行動に関する基本概念は、PIN モデルと変わることはないが、計測方法及び計測に用いるデータが異なる。PIN は、売り主導の約定もしくは買い主導の約定に識別した約定件数のデータからオーダーフロー・インバランスを用いて情報の非対称性を推定する。それに対して、VPIN はオーダーフロー・インバランスを取引高及び価格から判断する。その際、取引高や価格から未知のパラメータの推定は不要であるため、リアルタイムでオーダーフロー・インバランスを計測し、情報の非対称性の程度を把握することが可能となっている。

VPIN の計測方法は次のとおりである。Easley et al. (2012a) では、まず VPIN の計測を行う前段階でティックデータの集約を行っている。このデータ集約により、HFT により細分化された注文・約定情報のノイズを取り除くことができ、より精度の高い VPIN の計測を可能にしている¹⁰。ここでは、データ集約方法として一般的な clock time 方式と HFT の時代に則した volume time 方式の 2 通り検討している¹¹。clock time 方式では、観測開始時点から決められた時間ごとにティックデータを bar と呼ばれる単位で集約し time bar を作成するのに対して、volume time 方式では、観測開始時点から決められた取引高ごとにティックデータを集約し volume bar を作成する¹²。両者を比較すると、volume time 方式による集約の方が、HFT の発注方式からみて合理的であり、かつ後述する bulk classification を用いて取引高を売り手主導によるものと買い手主導によるものとに分類する際にも適している¹³。

次に、それぞれの bar を任意の取引高のサイズでさらに集約したものを volume bucket とする。以下の数式 (2.3) 及び (2.4) において、第 τ 番目の volume bucket で集約した取引高合計を V^B

¹⁰ 注文・約定情報のノイズには、市場のマイクロ構造によるもので、ビッドアスクバウンスなどが知られている。

¹¹ ある決まった数量の取引を HFT で実現するための注文をみる場合、clock time 方式よりも volume time 方式で集計した方が、情報の量のまとまりとしては意味があるといえる (Easley et al. 2012a, 2012c)。

¹² clock time 方式により集約されたデータは、日本では 1 分足などの名称で知られている。これは、ティックデータを 1 分単位で集約したものである。また、volume time に関しては、 $t(0) = 0$ とし、 $t(1)$ は最初の volume time、 $t(\tau)$ は、 τ 番目の volume time である。

¹³ bar 間の価格変化の分布は、clock time 方式より volume time 方式の方が、正規分布に近い形状になっている。そのため、bar 間の価格変化が正規分布であることを前提とした bulk classification による分類を行う際に volume time 方式がより正確な分類が可能となる。この点に関する詳細については、Easley et al. (2012a) を参照。しかし、データ処理は volume time 方式の方が煩雑となるため、先行研究では clock time 方式を採用している場合も多い。

+ V^S とし、それぞれ V^B は買い主導による取引高、 V^S は売り主導による取引高を意味する。また、volume bucket 内の第 i 番目の bar の取引高 v_i に、標準正規分布の累積分布関数 $Z(\cdot)$ を用いて、取引高 v_i を買い主導による取引高 v_i^B もしくは売り主導による取引高 v_i^S に分類する。なお、累積分布関数 $Z(\cdot)$ の計算に必要な p_i は各 bar を作成した際の最後の約定価格、 $\sigma_{\Delta p}$ は bar 間の価格変化の標準偏差を意味している。この取引高の分類方法が、VPIN を計測する際に特徴的な bulk classification と呼ばれるものである¹⁴。

$$V_\tau^B = \sum_{i=t(\tau-1)+1}^{t(\tau)} v_i \cdot Z\left(\frac{p_i - p_{i-1}}{\sigma_{\Delta p}}\right) \quad (2.3)$$

$$V_\tau^S = \sum_{i=t(\tau-1)+1}^{t(\tau)} v_i \cdot \left[1 - Z\left(\frac{p_i - p_{i-1}}{\sigma_{\Delta p}}\right)\right] = V - V_\tau^B \quad (2.4)$$

このとき V_τ^B と V_τ^S の差について、以下の数式 (2.5) が近似的に成り立ち、これはオーダーフロー・インバランスの期待値を意味している¹⁵。それに対して、 V_τ^B と V_τ^S の合計の期待値は、数式 (2.6) で求めることができる。

$$E[|V_\tau^S - V_\tau^B|] \approx \alpha\mu \quad (2.5)$$

$$E[V_\tau^B + V_\tau^S] = \alpha\mu + 2\varepsilon \quad (2.6)$$

以上により、各 volume bucket の V_τ^B と V_τ^S を得ることができれば、数式 (2.7) により、その系列の移動平均を求めることで、VPIN の系列を計測することができる。ここで、移動平均を求める際の分母の n は、VPIN 計測単位 (sample length) に該当する。

$$VPIN = PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + 2\varepsilon} \approx \frac{\sum_{\tau=1}^n |V_\tau^S - V_\tau^B|}{nV} \quad (2.7)$$

最後に、計測した VPIN を解釈する際の注意事項について確認する。Easley et al. (2012a) では、VPIN の相対的な水準を把握するためには、VPIN の水準そのものより、VPIN の相対的な推移を確認する方が適していると述べている。そこでは、情報の非対称性が極度に高まり、マーケットの

¹⁴ bulk classification については、Easley et al. (2012b) を参照。

¹⁵ 数式 (2.3) が近似的に成り立つことに関する詳細は、Easley et al. (2008) を参照。

急騰急落が予測される際のアラートを出すことを目的として計測する場合、VPIN の経験累積分布関数 (CDF) を求め、累積確率が 0.99 となる値を閾値として用いることを提案している。

2.3. VPIN の有効性を巡る論争

VPIN に関する先行研究は、現時点では多くは報告されていない。その中でまず、VPIN を情報の非対称性の計測の観点から実証した先行研究と VPIN をリアルタイムリスク管理に用いる観点から分析を行った先行研究を順番に確認する。これらの先行研究は、それぞれの観点から Easley et al. (2012a) の結果を支持する内容となっている。次に、VPIN の有効性についての異議や計測上の問題点を指摘する先行研究とそれに対する VPIN 提唱者の反論について整理する。

まず、VPIN を情報の非対称性の計測の観点から実証を行った Abad and Yagüe (2012) を確認する。そこでは、スペインの株式市場で取引されている 15 社を時価総額や流動性の観点から大型株、中型株及び小型株の 3 つのカテゴリーに分類したうえで VPIN を計測し、VPIN の値は大型株、中型株及び小型株の順に大きいことを明らかにしている。これは、併せて推計した PIN の値と整合的なものであり、VPIN は情報の非対称性を適切に計測できていることも明らかにした。

次に、リアルタイムのリスク管理に用いる観点からの VPIN を分析した先行研究を確認する。Wu et al. (2013) では、世界で流動性の高い代表的な約 100 商品について、2006 年から 2012 年 6 月に亘る大規模なデータを用いて VPIN の計測を行っている¹⁶。そこでは、マーケットが大きく変動した日を横断的に分析し VPIN は HFT の存在感が増している市場の急変を捉えるのに適していることを明らかにしている。

それに対して、VPIN が真に市場が急変する予兆を捉える指標であるのか Andersen and Bondarenko (2014a, 2014b, 2015) などから疑問の声も出ている。彼らは、VPIN はマーケットの価格変動に呼応しているだけで、マーケットの短期的変動を予測しているものではなく、実現ボラティリティーと同程度の予測能力を持つに過ぎないとして、VPIN の有効性に対して否定的な見解を示している。それに対して Easley et al. (2014) は、VPIN の有効性を確認できなかった原因として、Andersen and Bondarenko (2014a) では、VPIN の水準を把握するにあたって、Easley et al. (2012a) で使用を前提としている CDF (VPIN) を用いていない点を指摘し反論を試みている。そこでは、VPIN の値自体を用いて検証を行っているため VPIN の相対的な推移を適切に捉えることができなかったと主張している。

¹⁶ サンプルデータには、わが国の市場からは日経 225 先物及び TOPIX 先物が選ばれているが、商品個別の報告はなされていないため、その詳細は不明である。

次に、Andersen and Bondarenko (2014a, 2014b, 2015) で問題指摘のあった VPIN を計測する上での 4 つの論点を確認する。

1 つ目の論点は、VPIN の計測過程で用いる bulk classification による売買の売り主導・買い主導の識別は、従来のティック・ルールを適用した計測結果よりも正確性が低いとする問題指摘である。しかし、Easley et al. (2014) では、HFT は注文・約定が細分化されていることでノイズが多く含まれており、ティック・ルールを用いたとしても正確な識別は困難であるが、bulk classification を用いることでデータを集約する段階で余計なノイズを取り除くことができるため、逆により高精度・効率的な VPIN の計測が可能になると改めて反論を展開している。また、Easley et al. (2012a) では、そもそもティック・ルールに基づいたとしても成立した商いを売り買いどちらの主導によるものかを正確に識別することが困難であるケースについて言及している¹⁷。

2 つ目の論点は、先ほどの bulk classification を行う前段階でのティックデータの集約方法についての問題指摘である。そこでは、Chakarabhatry et al. (2013) の主張と同様に VPIN を求める際にティックデータを time bar や volume bar に集約した場合、効率的に VPIN の計測を行える一方、正確性が損なわれる結果になると述べている。しかし、注文・約定が細分化される HFT では、それらの取引それ自体もノイズを多く伴うため、ティックデータを各 bar にまとめる過程でノイズを低減させることで、より効率的で精度の高い VPIN の計測が可能になるとデータ集約を行うことの有効性を繰り返し述べている (Easley et al. 2014) 。

3 つ目の論点は、Easley et al. (2012a) などでは、ティックデータの集約方法では volume clock 方式の方が、bulk classification を用いる際には、理論的には適していると結論付けているにもかかわらず、検証の中心となっているのは time clock 方式で求めた VPIN となっていることの問題指摘である。さらに、VPIN の有効性を報告する他の研究も主に time clock 方式で VPIN を計測しているため、volume clock 方式で計測された VPIN の検証が十分ではないことにも言及している。これに対して、Easley et al. (2014) では、VPIN を計測する際には volume time 方式が適していることは、Easley et al. (2012a) などでも示しているとおおり、あくまで計算負荷を軽減するために time clock 方式を用いたと説明している。また、その後 Wu et al. (2013) において、大規模なコンピューターを用いて世界で流動性の高い約 100 の商品を volume clock 方式により計測し VPIN が有効性を明らかにしたと問題指摘に対して異を唱えている。

¹⁷ 発注者がある情報に基づき出した注文は、HFT を用いることで、その目的を達成するために実際にマーケットに出される注文とは、注文条件が異なる場合もある。そのため、マーケットに出された注文から発注者の本来の注文内容を読み取ることは、非常に困難になっている。これは、HFT が存在感を増す環境においては、より一層顕在化すると述べている。

4 つ目の論点は、VPIN 計測過程の各設定値について、それらの採用した値の根拠が明確ではない問題である。Easley et al. (2012a) では、time bar は 60 秒、volume bucket のサイズは 1 日平均取引高を 50 (VPIN 計測単位) で除した値、VPIN 計測単位は 50 としているが、それらの採用理由が明示されていない。特に、分析期間全体の 1 日平均取引高を基に定めた volume bucket のサイズは、分析期間中の取引高の増減が大きい場合やトレンドが存在する場合には、固定したサイズが適切ではない期間が存在する可能性がある。この指摘に対する Easley et al. (2014) の主張は、Easley et al. (2012b) で各設定については十分検討を尽くしているが、それらの計測条件を明確に示していない理由は、あくまで商品やマーケットの特徴を勘案して各々が最適なものを選択すべき性質のものであるためとしている。この反論に対して、Andersen and Bondarenko (2015) では、固定した volume bucket のサイズは採用せず取引高の 1 ヶ月移動平均を用いた値を使用し VPIN の計測をするなど試行錯誤を行っている。また、計算式 (2.3) 及び (2.4) の bar 間の標準偏差に固定値を用いている問題を指摘し、彼らの研究では 5 日間の移動平均値を算出し、それらを用いて VPIN の計測を試みている。その結果、分析期間をとおして固定値を用いるよりも、マーケットの状況に応じた値を移動平均で求めたものを用いて計測した VPIN の方が、精度が高いと報告している。その一方で、VPIN の有効性を否定する結論には変わりはないとしている。

最後に、大屋 (2015) では、Andersen and Bondarenko (2014a, 2014b) や Easley et al. (2014) などでの議論を踏まえて、VPIN 及び CDF (VPIN) の計測方法に関する残された論点について検討を加えている。そこでは、わが国の長期国債先物の VPIN 及び CDF (VPIN) を計測し、VPIN の水準に変動傾向が認められる場合やその水準が分析期間全体で一定ではない場合には、VPIN を用いたマーケットの短期的な変動予測の正確性が損なわれる可能性について懸念している。そして、先行研究で示されている VPIN 及び CDF (VPIN) の計測方法を一律に適用することで生じる問題について注意を喚起し、そのような事態を回避するため商品の特性や利用者のニーズを勘案したうえで検証を十分蓄積したうえで、それらを基に適切な計測方法を検討しなければならないと主張している。

2.4. VPIN 計測上の問題点の検討

VPIN の有効性を検証するために、先行研究での議論を念頭に置き、VPIN 計測過程における各設定値、各設定値を決定する際の基準値及び確率分布作成時の将来データの使用の有無、そして経験分布に代わる確率分布関数について検討を行う。

まず、各設定値が VPIN の計測結果にどのような影響を与えうるのか、その基本的な性質を明ら

にする必要がある。たしかに VPIN を計測する際の各設定値は、Easley et al. (2014) が主張しているように、商品やマーケットの特徴を勘案して各々が最適なものを決めるべき性質のものである。しかし、各設定値が VPIN に与える経路や影響の程度が明確になっておらず、VPIN の有効性を検証する以前に、各設定値のサイズの検討が継続して行われている状況にある。既述のとおり、Andersen and Bondarenko (2015) では、volume bucket のサイズに取引高の 1 ヶ月移動平均を用いたものを用いて検証を試みるなどしている。

次に、VPIN 及び CDF (VPIN) を計測する過程において、将来のデータを用いている箇所では観測されている(将来時点のデータを含まない)データのみを用いて計測すべきなのか明らかにする必要がある。データの定常性を前提とすれば、将来時点のデータを用いても理論的には問題ではない。しかし、実際の計測においては、計測時点より先の将来のデータを利用する方法では、厳密には将来の予測が行えた証しになるとはいい難い¹⁸。以下では、具体的な 3 点について検討を行う。

1 つ目は、VPIN の計測過程の式 (2.3) 及び (2.4) における標準偏差 $\sigma_{\Delta p}$ について、全 bar の価格変化の標準偏差を一括して算出している点である。本来、マーケットの将来予測を行うのであれば使用するデータは bar に集約する時点より過去のデータに限定すべきである。しかし、Easley et al. (2012a) のように、その一括で求めた標準偏差を全ての計測過程で用いていけば、分析期間をとおして価格変化の幅が一定ではない場合には、bulk classification による取引高の分類の正確性が低下することになると考えられる。

2 つ目は、1 つ目と同様の問題で volume bucket のサイズを決める基準の取引高にも将来のデータを用いている点である。このサイズもマーケット動向の予測を行うことが目的であるならば、VPIN 計測時点より前に観測されたデータを基に決定すべきであるが、分析期間全体の 1 日平均を基準に volume bucket のサイズの算出を行っている (Easley et al. 2012a) 。したがって、サンプル期間の取引高にトレンドがある場合などには、計測する VPIN の精度は低いものとなる。

3 つ目は、CDF (VPIN) の経験分布の作成にも将来時点のデータが使用されている点である。この 3 点目は、先の 2 点とは問題の性質が異なっている。つまり、VPIN の計測過程の標準偏差や volume bucket のサイズは、将来のデータを参考に値を決めているが事前に決める設定値にどの値を用いるかの問題であるのに対して、この経験分布の作成時の問題は VPIN 計測時点では未だ計測されていない VPIN 値を用いている問題といった違いがある。あくまで VPIN の相対的な位置

¹⁸ たとえば、マーケットが大きく変動した後では、その後、同水準の VPIN が計測されたとしても、分析期間全体では相対的には閾値は超えず、アラートが出されないケースが生じることになる。

付けを的確に時系列で行うためには、VPIN 計測時点より前に観測されたデータのみを用いて分布を作成すべきであるにもかかわらず、Easley et al. (2012a) では、分析期間の全ての VPIN を用いて作成した経験分布を基に CDF (VPIN) を計測している。そのため、大屋 (2015) が指摘するように、VPIN の水準にトレンドが認められる場合や計測した VPIN それ自体の水準が分析期間によって異なれば、CDF (VPIN) は警告をタイミング良く発することができないことになる¹⁹。

最後に、経験分布に代わる確率分布を用いた CDF (VPIN) で、VPIN の相対的な水準がどのように変化するか検証が必要となる論点を確認する。経験分布は、あらかじめ分析対象とするデータの分布が明確でない場合には、有効な手段である。しかし、分析期間全体のデータを用いて経験分布を作成した場合、仮に累積確率の 0.99 を閾値として定めるとデータの分布とは無関係に、必ず全データの 1%は閾値を超えるものが出る計算になり、本来適切ではないタイミングでアラートが発せられる可能性がある。また、観測されているデータを用いて、リアルタイムで計測する場合には、経験分布を求める代わりに特定の確率分布を基に閾値を算出することで計算コストを軽減させることも必要となる場合がある。この観点からも経験分布の代替となる確率分布の検討が必要であると考えられる。なお、Easley et al. (2011b) において、対数正規分布の検討は行われているが、具体的なケースを用いての検証までは実施されていない。

3. データ

3.1. 分析対象

分析対象は、Easley et al. (2012a) で用いられた E-mini S&P 500 futuresと同様に流動性が高い大阪取引所の日経 225 先物及び 225mini とする。VPIN の基本的な性質の確認には、日経 225 先物で行い、取引制度による VPIN 計測への影響の確認には 225mini も併せて用いる。分析対象とする期間は、J-GATE が稼働した 2011 年 2 月 14 日から 2015 年 5 月末とする²⁰。

また、VPIN との比較には、2012 年 2 月 27 日から 2015 年 5 月末までの日経平均 VI を用いる。日経平均 VI は、日経平均株価を対象としたボラティリティー・インデックスで、1 ヶ月先の日経平均株価の変動の大きさについての市場の期待値を示すものである。この日経平均 VI の算出には、大阪取引所で取引される日経 225 オプションの価格などが用いられている²¹。また、日経平均 VI

¹⁹ Easley et al. (2012a) では、分析期間をフラッシュ・クラッシュの前後で分割し、その閾値となる VPIN の水準に変わりはないので問題はないとしている。ただ、VPIN の実際の推移についての検証までは実施していない。

²⁰ 現行の売買システムの J-GATE 稼働前後のシステムとでは、注文約定処理方法や処理スピードが異なるため、本稿での分析対象期間は、J-GATE 稼働後のデータのみ限定している。

²¹ 日経平均 VI は、2012 年 1 月 30 日より日中立会の時間に 15 秒間隔で日本経済新聞社が算出している。具体

の特徴として、日経平均株価が大きく変動するケースでは、日経平均 VI は急激に大きな値をとった後、平均的なレンジに回帰することが挙げられる。

表1の取引制度概要から、日経 225 先物及び日経 225mini とともに日経平均株価を取引対象指数とする先物取引であるが、取引単位、呼値の刻み及び限月が異なることがわかる。そのため、1日を通してみれば、ほぼ同じ価格変化となるが、その変化に至る細かな取引状況は同一のものではないと考えられる。特に、取引単位の高さは取引を行うにあたっての資金的な制約となりうるため、日経 225 先物及び日経 225mini とでは主に取引を行う投資家層は異なる可能性がある。例えば、大阪取引所 (2015) の 2014 年の投資部門別取引状況によると日経 225mini の 94.6%の委託取引の内訳の個人投資家の割合が、21.0%であるのに対して、日経 225 先物では 87.1%の委託取引の同割合は 11.6%であり、日経 225mini の方が個人投資家の占める割合が多いことがわかる。取引を行う際、一般的に資金的な制約の少ない投資家の方が情報収集・分析能力の点で優れていることが多いと考えられる。このことから、同一の原資産を取引対象とする日経 225 先物及び日経 225mini における市場での取引について、投資家間の情報の非対称性の程度が異なると考えられ、計測する VPIN の推移も各商品で相違が生じることが予想される。

3.2. サンプルデータの特徴

本稿で使用するデータは大阪取引所で取引されている日経 225 先物及び日経 225mini の立会市場内のティックデータを用いる。分析対象期間には取引対象となる銘柄は、日経 225 先物は 13 限月、日経 225mini が 16 限月それぞれ存在する。その中で取引可能なすべての限月の銘柄について営業日ごとに取引高を合計し、その中で最も取引高が多い限月の銘柄を各商品の日々のサンプルデータとして採用している。また、VPIN の比較として用いる日経平均 VI については、15 秒間隔で算出されたティックデータを使用する。

表 2 は、サンプルデータの年別の 1 日の取引高の概要を示している。各商品とも年間の取引高は、前年比 2 倍近くに急増した 2013 年の翌年に落ち込みはあるものの、増加傾向にあることが見てとれる。また、日経 225 先物及び日経 225mini の取引高の比率は、全期間の 1 日平均の取引高は日経 225 先物が 71,041 枚であるのに対して、取引単位が 10 分の 1 である日経 225mini は 636,290 枚と約 9 倍となっており、ほぼ取引単位の高さを反映する結果となっている。

的な算出方法については、日本経新新聞社 (2014) を参照。

表 1 取引制度概要

	日経225先物	日経225mini
取引単位	1,000倍	100倍
呼値の刻み	10円	5円
限月取引	13限月取引制 (6・12月限)直近10限月 (3・9月限)直近3限月	16限月取引制 (6・12月限)直近10限月 (3・9月限)直近の3限月 (マンスリー限月)四半期以外の直近3限月
取引時間	日中立会 9:00 - 15:10(クロージング・オークション15:15) 夜間立会 16:30 - 翌2:55(クロージング・オークション翌3:00)	
取引最終日	各限月の第2金曜日の前日	
清算数値	取引最終日の翌日のSQ値	

(注)2015年9月30日現在

(出所)日本取引所グループ規則集を参考に筆者作成。

表 3 は、サンプルデータの年別の 1 ティックあたりの取引高の平均値などを示したものである。各商品ともに日中立会より夜間立会の方が、当該取引高が小さいことがわかる。また、2011 年と 2015 年を比較した場合、全ての取引時間帯において 2015 年の当該取引高が減少している。これは、HFT の影響などにより、注文が細分化され、より小さい単位で約定が成立するようになったことを示唆しているものと考えられる。また、全期間での当該取引高の中央値は、両商品ともに 2 と小さな値となっているが、それに対して標準偏差については日経 225 先物では 26、日経 225mini で 36 もと大きな値となっており、板寄せ以外でも大きな約定が成立している場合があることがうかがえる。

表 4 は、サンプルデータの時間帯別の 60 秒あたりの取引高などの平均値を示したものである。各商品の当該取引高は、取引時間中において一定ではなく、日中立会の方が夜間立会よりも取引が多く成立していることが確認できる。これは、先物の原資産となる指数が日中のみ算出されていることや、夜間立会の取引に参加している投資家層が限定されていることが主な原因であると考えられる。

表 2 1 日取引高の推移

年	日数	日経225先物					日経225mini				
		平均値	最小値	中央値	最大値	標準偏差	平均値	最小値	中央値	最大値	標準偏差
2011	218	57,675	15,979	48,124	348,794	35,591	439,705	131,262	386,295	1,832,766	207,647
2012	248	54,878	15,979	53,347	113,003	15,589	469,354	236,064	457,960	1,001,010	123,169
2013	245	92,464	35,239	84,897	431,646	42,100	844,597	303,813	776,372	3,900,629	376,623
2014	244	76,012	17,743	69,248	263,283	34,597	706,884	151,229	636,068	2,264,950	305,854
2015	99	75,694	33,851	67,057	166,701	26,480	797,857	383,956	735,867	1,527,414	225,597
合計	1,054	71,041	15,979	61,739	431,646	35,782	636,290	131,262	561,348	3,900,629	315,625

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

表 3 1 ティックあたりの取引高の推移

年	日経225先物								日経225mini							
	平均値								平均値							
	全日	日中	夜間	第1四分位数	中央値	第3四分位数	標準偏差	最頻値	全日	日中	夜間	第1四分位数	中央値	第3四分位数	標準偏差	最頻値
2011	10	12	7	1	2	6	32	1	15	17	11	1	2	10	44	1
2012	12	13	8	1	3	8	34	1	17	19	13	1	2	10	50	1
2013	8	9	6	1	2	5	25	1	12	13	10	1	2	10	32	1
2014	7	9	5	1	2	5	22	1	11	12	10	1	2	9	31	1
2015	7	8	5	1	2	5	20	1	11	13	9	1	2	8	30	1
全期間	8	10	6	1	2	5	26	1	13	14	10	1	2	10	36	1

(出所) 大阪取引所のヒストリカルデータから筆者作成。

表 4 60 秒あたりの取引高の推移

年	日経225先物							日経225mini						
	平均値							平均値						
	全日	日中	夜間	第1四分位数	中央値	第3四分位数	標準偏差	全日	日中	夜間	第1四分位数	中央値	第3四分位数	標準偏差
2011	89	140	37	3	14	70	232	497	871	228	26	126	513	1,034
2012	81	131	35	3	11	60	222	476	886	228	22	98	506	1,024
2013	111	194	50	6	32	117	259	848	1,503	459	114	409	1,037	1,365
2014	95	154	52	6	32	104	221	710	1,135	457	80	351	873	1,165
2015	93	152	50	6	32	102	208	800	1,279	515	113	425	990	1,246
全期間	95	155	46	4	22	95	233	656	1,121	367	47	254	787	1,180

(出所) 大阪取引所のヒストリカルデータから筆者作成。

4. 検証方法

本節の検証方法は4つのパートから成る。第1のパートでは、VPINの計測を行う前に決定する必要がある volume bar (time bar)、volume bucket 及び VPIN 計測単位の各設定値のサイズが VPIN 及び CDF (VPIN) にどのような影響を与えるのかを明らかにする。第2のパートでは、CDF (VPIN) を計測する際、将来時点のデータの使用の有無や CDF に用いる経験分布を別の分布に代えて計測した VPIN の位置付けがどのように変化するのか、さらに第3のパートでは、第2のパートまでの結果を踏まえた設定値を用いて、フルサンプルで VPIN の計測を行い、過去の日経平均株価の前日比変動幅上位日の VPIN の水準を確認する(表5)。第4のパートでは、VAR モデルを用いて VPIN と日経平均 VI の推移の比較を行い、VPIN がマーケットの短期的な変動を捉えることが可能であるか検証する。

4.1. VPIN 計測前に決めておく設定値の検討

このパートでは、VPIN 計測前に決めておく各設定値のサイズを順次変更し、その変更が VPIN の計測結果にどのような影響を与えるのかを明らかにする。検討対象とする設定値は、time bar、volume bar、volume bucket、VPIN 計測単位、volume bucket 及び VPIN 計測単位の組合せの5つである。以下では検討対象とする設定値の検証方法の確認を行う前に、このパートでの VPIN 計測に用いる各設定値及びサンプルデータについて説明する。

はじめに、検討対象とする設定値について説明を行う前に、検討対象以外の設定値について述べる。それらは、Easley et al. (2012a) で用いられた基準により算出した値で固定し、検討対象とした設定値の影響が明確になるようにした。具体的に用いる各設定値は、volume bucket は 2,369、VPIN 計測単位は 50 である。また、先行研究で特に基準の明示のない volume bar については、取引に係るノイズを軽減しながらも、出来る限りティックデータの集約する段階で情報を落とさないようにするため5(1ティックあたりの取引高の第3四分位数)とした。

次に、検証に使用したデータは、2013年3月から5月までの3ヵ月間の日経225先物のティックデータを用いている。また、CDF (VPIN) の形状の具体的な確認は、その形状の把握が容易であると予想される同年5月23日の14時28分から15分間のサーキットブレーカー発動がなされた日中の推移の検証を行うこととする²²。なお、CDF (VPIN) のアラート水準は、Easley et al. (2012a) と同様、経験累積分布の累積確率が0.99となる値を閾値として定めている。以下では、検討対象と

²² フルサンプルでの VPIN の計測が望ましいが、計算コストを軽減させるため、このパートはサンプル期間を限定している。VPIN 及び CDF (VPIN) の基本的な性質の確認が目的であるので、サンプル期間を限定しても問題はないと考える。

表 5 日経平均株価の前日比変動幅上位

年	月	日	前日比変動幅	イベント内容
2011	3	15	-1,015.34円	東日本大震災(サーキットブレーカー2回)による大幅下落
2011	3	16	+488.57円	3月15日の急落のリバウンド
2012	5	18	-265.28円	2012年 前日比下落幅 1位
2012	12	19	+237.39円	2012年 前日比上昇幅 1位
2013	5	23	-1,143.28円	中国経済統計の悪化、円高急伸による急落(サーキットブレーカー1回)
2013	6	10	+636.67円	米国債の格上げを受けての急騰
2014	2	4	-610.66円	米国雇用統計の悪化による急落
2014	10	31	+755.56円	日本銀行の金融緩和サプライズによる急騰
2015	1	20	+352.01円	前日比上昇幅 1位(2015年5月まで)
2015	4	30	-538.94円	前日比下落幅 1位(2015年5月まで)

(出所)日本経済新聞社の日経平均株価を参考に筆者作成。

する設定値の検証方法について確認を行う。

time bar のサイズ

time bar のサイズを変更した場合に VPIN の計測結果にどのような影響を与えるのかをみるため、ティックデータを集約する volume bar のサイズを 1 秒から 60 秒まで 1 秒刻みで値を変化させ、VPIN 及び CDF (VPIN) の形状の変化の検証を行う。この time bar は、VPIN を計測する際の、数式 (2.3) 及び (2.4) の取引高 v_i のサイズが変わることで、分母の bar 間の約定価格の差 $p_i - p_{i-1}$ の部分及び bar 間の価格変化の標準偏差 $\sigma_{\Delta p}$ をとおして VPIN の計測結果への影響を与える。ただし、集約単位として定めた時間あたりの取引高は一定ではないため、各 time bar の取引高も同じ数量にはならないことに注意する必要がある。例えば、表 4 からサンプル全期間の日中立会の 60 秒間の取引高の平均値は 155 であるが、夜間立会では 46 と減少しており、時間帯によって bar に集約される取引高が異なることが理解できる。

volume bar のサイズ

volume bar のサイズを変更させた場合の VPIN への影響を確認するため、ティックデータを集約する volume bar のサイズを 1 から 111 (1 ティックあたり取引高の 99%点) まで 1 単位刻みで設定値を変更し、VPIN 及び CDF (VPIN) の形状の変化を検証する。この volume bar は、time bar と同様に、VPIN を計測する過程の、数式 (2.3) 及び (2.4) の取引高 v_i の数量が、約定価格の差 $p_i - p_{i-1}$ 及び 価格変化の標準偏差 $\sigma_{\Delta p}$ をとおして、VPIN の計測結果に影響を及ぼす。また、volume bar は、volume clock 方式でティックデータを集約するため time bar とは異なり、いかなる時

間帯でも volume bar に格納される取引高は、それぞれの bar で全て同じ数量となる。

volume bucket のサイズ

volume bucket のサイズ変更による VPIN の計測結果に対する影響を検討するために、volume bar をさらに集約する volume bucket のサイズを 100 から 8,700 まで 100 単位刻みで設定値を順次変化させ、VPIN 及び CDF (VPIN) の形状の変化を検証する。この volume bucket は、数式 (2.3) 及び (2.4) の V に該当し、オーダーフロー・インバランスの期待値を求める際の単位となる。したがって、マーケットの状況にもよるが volume bucket のサイズが大きくなるほど、オーダーフロー・インバランスの偏りはならされ VPIN の変動幅は小さくなる一方で、マーケットの変化を捉える感度やタイミングが遅れるデメリットも生じる。また、volume bucket のサイズを変化させる範囲は、2013 年 3 月から 5 月までの 1 日取引高平均の最小値と最大値を 50 (VPIN 計測単位) で除した値の間とした。なお、ここでの検証では、volume bucket のサイズは、分析する全期間で一定のサイズで固定したものに限定している²³。

VPIN 計測単位のサイズ

VPIN 計測単位のサイズを変更した際の VPIN へ及ぼす影響を確認するために、VPIN 計測単位を 1 から 500 (基準としたサイズの 10 倍) まで 1 単位刻みで値を変更し、VPIN 及び CDF (VPIN) の形状の変化を検証する。VPIN 計測単位のサイズは、オーダーフロー・インバランスの期待値の系列の移動平均を計算する長さに該当しているため、volume clock 方式で計測される VPIN であっても大まかな日付の対応関係をつけることが可能である。例えば、VPIN 計測単位を 50 とした場合、50 個の VPIN で約 1 日、250 個の VPIN であれば約 5 日と解することができる。

volume bucket サイズ及び VPIN 計測単位の組合せ変更による変化

volume bucket のサイズと VPIN 計測単位を同時に変更した場合、この複合的な変更要因により VPIN の計測結果にどのような影響が生じるのか、VPIN 及び CDF (VPIN) の形状の変化を検証する。具体的には、1 日平均取引高を除する値 (VPIN 計測単位) を 5 から 300 まで 5 単位刻みで変化させ、それを基に volume bucket のサイズを算出することで、volume bucket のサイズと VPIN 計測単位の組合せを決定する。この場合、どの組合せであっても 1 日分の VPIN 計測に使用する

²³ このパートでは、分析期間が 3 ヶ月と限定されているため、volume bucket のサイズは分析期間全体で固定した値を用いている。後のパートで、1 日平均取引高の移動平均から算出した値を用いるケースの検証を行う。

取引高は同じ数量になる。

4.2. CDF (VPIN) の計測に用いるデータ期間及び確率分布

将来時点のデータ使用の有無によって、VPIN の計測結果にどのような相違が生じるのかを明らかにするために、CDF (VPIN) の計測に用いる経験分布を VPIN 計測時点でその都度再作成し、その形状の変化を検証する。さらに、CDF (VPIN) に用いる確率分布の違いによって、VPIN の位置付けがどのように異なるのかを明らかにするために、経験分布に代わる対数正規分布を用いて同様に計測を行い、CDF (VPIN) の形状の変化についても検証を行う。このパートでも、CDF (VPIN) のアラート水準は Easley et al. (2012a) と同様、累積確率が 0.99 となる値を閾値として定めた。なお、VPIN 計測する際の各設定値は前パートと同様、volume bar は 5、volume bucket は 2,369 及び VPIN 計測単位は 50 としている。

4.3. 分析期間全体の VPIN の推移

フルサンプルを用いて VPIN を計測し分析期間全体の VPIN の推移を確認する。VPIN 計測の前に決定すべき各設定値や CDF (VPIN) の確率分布については、第 4 節 2 項までの分析結果を踏まえて妥当と考えられる組合せを用いる。さらに、Easley et al. (2012a) では VPIN を計測する際に固定値としている volume bucket のサイズ、数式 (2.3) 及び (2.4) の標準偏差 $\sigma_{\Delta p}$ を過去 3 ヶ月及び過去 6 ヶ月の移動平均の値を月次で変更した VPIN の計測も併せて実施し、その効果を検証する。これは、サンプルデータの取引高や価格変動は分析期間によって異なるため、どちらの設定値がマーケットの状況を的確に捉えることができるのかの比較検証が必要となるためである。この移動平均をさらに短い期間にすることも可能であるが、VPIN 値の変動がオーダーフロー・インバランスによるものか、これらの設定値を変えた影響によるものかの見極めが困難になるため、ここでは過去 3 ヶ月及び過去 6 ヶ月の移動平均で検証を行うこととする。それらの計測結果をもとに、表 5 にあるイベント日の VPIN の水準を CDF (VPIN) を用いて確認する。なお、表 5 は、2011 年 2 月から 2015 年 5 月の年別の日経平均株価の前日比変動幅 1 位の上昇局面と下降局面のケースを年別にそれぞれ 1 つ選択し、当該年に特筆すべきイベントが発生している場合は、それらを加えている。なお、ここでも CDF (VPIN) のアラート水準は、これまでの検証と同様に累積確率が 0.99 となる値を閾値としている。

4.4. 日経平均 VI との比較

VPIN と日経平均 VI の時系列データの推移を比較し、VPIN の短期的な市場変動の予測能力を明らかにする²⁴。その VPIN の予測能力の確認には、平均的な VPIN の値ではなく VPIN が変動するタイミングを検証する必要があるが、具体的なケースを全て検証することは現実的な方法ではない。そこで、VPIN と日経平均 VI の時系列データの比較を行い、VPIN の予測機能の有効性を検証する。Easley et al. (2012a) でも述べているように、VPIN は VIX よりも短期的な価格変動予測を目的としている。したがって、マーケットの大きな価格変動が将来に予想される場合、VPIN が適切に計測され、かつ私的情報に基づく取引の占める割合が多ければ VPIN は日経平均 VI に先行して上昇するものと予想される²⁵。この点を明らかにするため VAR モデルの推定を行い、過去の VPIN の値が日経平均 VI の値に対して説明可能であるのかを検証する。次に、その推定結果を用いて、各変数に対するグレンジャーの意味での因果関係を確認する。なお、2 変数の VAR(p) は、以下の式で与えられ、 x を対数変換した VPIN とし、 y を対数変換した日経平均 VI として階差を取ったもので VAR モデルの推定を行う。

$$x_t = a_1 + b_{11}x_{t-1} + \dots + b_{1p}x_{t-p} + c_{11}y_{t-1} + \dots + c_{1p}y_{t-p} + e_{1t} \quad (5.1)$$

$$y_t = a_2 + b_{21}x_{t-1} + \dots + b_{2p}x_{t-p} + c_{21}y_{t-1} + \dots + c_{2p}y_{t-p} + e_{2t} \quad (5.2)$$

次に、VPIN が変動するタイミングの具体的なケースの検証には、表 5 の日経平均株価の前日比変動幅上位の中から急騰局面と急落局面の 2 つのケースを用いる。1 つ目は、サーキットブレーカー発動時の 2013 年 5 月 23 日を選択し、この日は前日比-1,143.28 円と変動幅及び下落幅が分析期間で最大の下げ幅を記録していた。2 つ目には、日本銀行の追加の金融緩和のサプライズがあった 2014 年 10 月 31 日を取り上げる。当日は、前日比+755.56 円を記録し上昇幅が分析期間で最も大きいものであった。なお、CDF (VPIN) のアラート水準は、これまでの検証と同様に、経験累積分布の累積確率が 0.99 となる VPIN の値を閾値として定めた。

²⁴ 日経平均 VI は、投資家の今後の相場見通しに対する警戒感を示し、相場が急変するときには大きな値となり、その後、平均的なレンジに回帰するといった VPIN に類似する性質を持つ。

²⁵ それぞれの指標の計算過程からも同様の予想ができる。つまり、日経平均 VI が取引の結果であるオプション価格変化から算出されるのに対して、VPIN は、価格が変動する際のオーダーフロー・インバランスから計測されるものである。

5. 検証結果

分析結果の報告は4つのパートから成る。第1のパートでは、VPINの計測に用いる各設定値は、Easley et al. (2012a) で用いられた各設定値でVPINの計測精度に問題がないことを確認した。第2のパートでは、分析期間の取引高や価格変動が定常ではない場合、CDF (VPIN) でVPINの水準を把握する際に、将来時点のデータを用いたケースでは、VPINは短期的な市場変動予測を示す指標として機能していないことが明らかとなった。また、CDF (VPIN) に用いる確率分布は、経験分布と対数正規分布で計測結果に顕著な差はないことも確認した。第3のパートでは、volume bucketのサイズ及び各bar間の価格変化の標準偏差は、固定した値よりも移動平均の値を用いて計測したVPINの方がマーケットの状況を適切に捉えていたことが示された。第4のパートでは、VARモデルの推定結果により、日経225先物及び日経225miniのVPINの変化率は日経平均VIの変化率に対して有意な予測力を持つ一方で、その逆の有意な予測力は検証されなかった。さらに、表5の中から急騰急落幅が最も大きい日の両指標の推移を検証し、日経225先物及び日経225miniのVPINは、日経平均VIに先行して推移していることが明らかとなった²⁶。

5.1. VPIN計測前に決めておく設定値

time barのサイズ

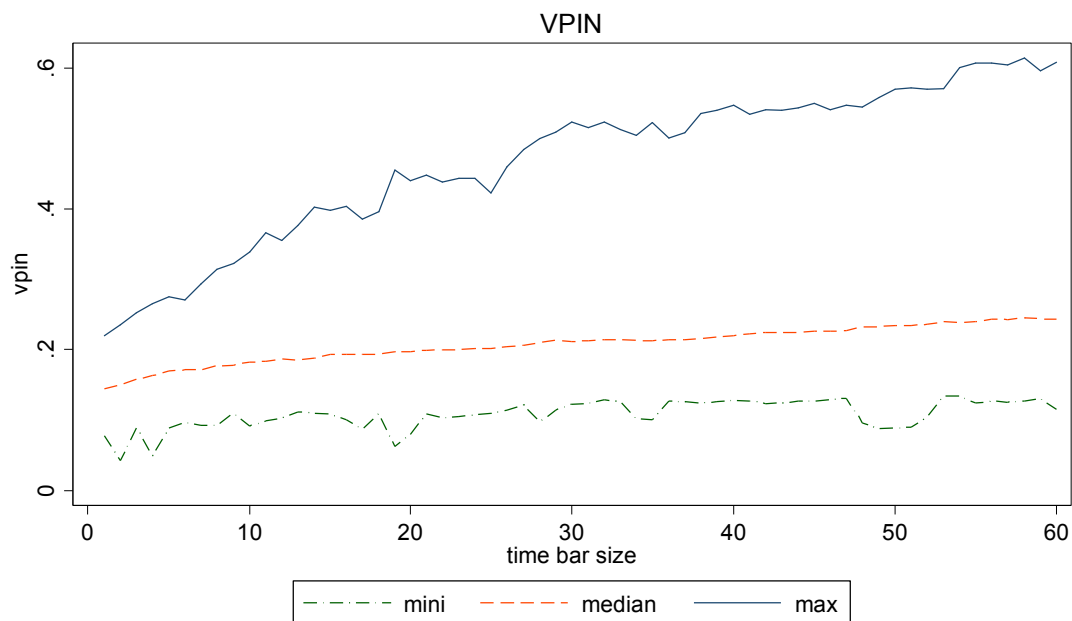
図1は、time barのサイズを変更させた時のVPINの変化を示したものである。第1段階のデータ集約単位のtime barのサイズに比例して、VPINの最小値及び中央値は微増であるが、最大値の上昇が顕著なものとなっている²⁷。その理由として、time barのサイズが大きくなるにつれて、各time barの約定価格の連続性が失われるため、time bar間の価格変化が拡大していることが推測される。そのため、数式(2.3)及び(2.4)からわかるようにオーダーフロー・インバランスの偏りが拡大し、その結果として計測されるVPINの値が大きな値を取っていると考えられる。

図2は、計測したVPINの中で設定値の最小値、中央値及び最大値の3ケースを取り上げて、そのCDF (VPIN)の推移を図示したものである。その図より、time barのサイズが1秒のCDF (VPIN)の形状が、30秒及び60秒のものとは大きく異なることが見てとれる。この相違は、既述のbarの価格連続性の問題に加えてtime barのサイズに変化はなくとも、集約される取引高がそれぞれ

²⁶ VPINが日経平均VIに先行して推移することは、マーケット・マイクロストラクチャー理論と整合的である。しかし、両指標の持つ性質や時間軸が異なるため、マーケット状況によっては、異なる挙動を示す場合があることが予想される。したがって、リスク管理に用いる場合には、この2つの指標を併用して用いることで、異なる観点からより精度の高いリスク管理が可能になると考えられる。この点については、第6節の結論でのリアルタイムリスク管理ツールについての記述を参照。

²⁷ VPINの推移の平均値は、中央値とほぼ同じ値であるため本パートの図では割愛している。

図1 time bar のサイズ変更による VPIN の変化



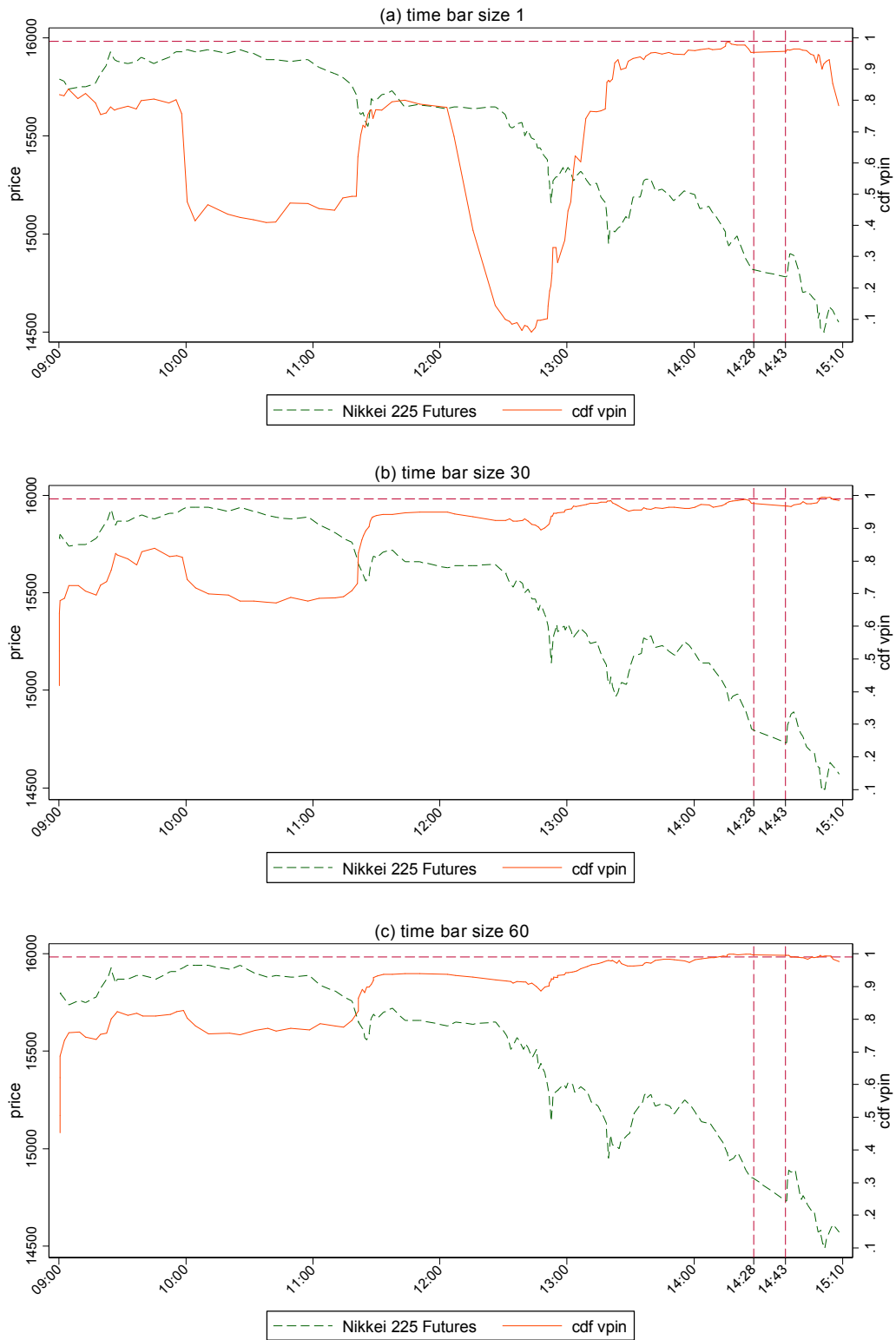
(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

の time bar によって異なることに起因していることがある。その他の理由では、time bar を用いた場合、bulk classification に必要となる約定価格の変化の分布について正規分布による近似が適切に行えず、bulk classification による取引高の売り主導・買い主導別の分類の精度が低下することが挙げられる。例えば、time bar のサイズが 1 秒のケースで、13 時前の CDF (VPIN) の水準が他の 2 つのケースとの違いが顕著であり、VPIN が的確に計測できていない可能性がある。この理由として、time bar のサイズが小さすぎる場合、bar ごとの取引高の相違が大きくなると考えられ、bulk classification による売り主導・買い主導別の振り分けが安定しないものと推測される。なお、time bar のサイズが 60 秒の設定では、サーキットブレーカーの発動の前後に累積確率がアラート水準の 0.99 に達していることが確認できるが、分析期間が 3 ヶ月と限定されており、かつ経験分布を将来時点のデータを用いて作成しているため、解釈には注意を要する。

volume bar のサイズ

図 3 は、volume bar のサイズを順次変更した際の VPIN の変化を示したものである。最初のデータ集約単位である volume bar のサイズが大きくなるに伴い、VPIN の最小値、中央値及び最大値は大きくなっており、特に最大値の上昇が、time bar による計測と同様に最も大きいことがわかる。この原因として、time bar と同様に、volume bar のサイズに比例して各 volume bar の約定価格の乖離

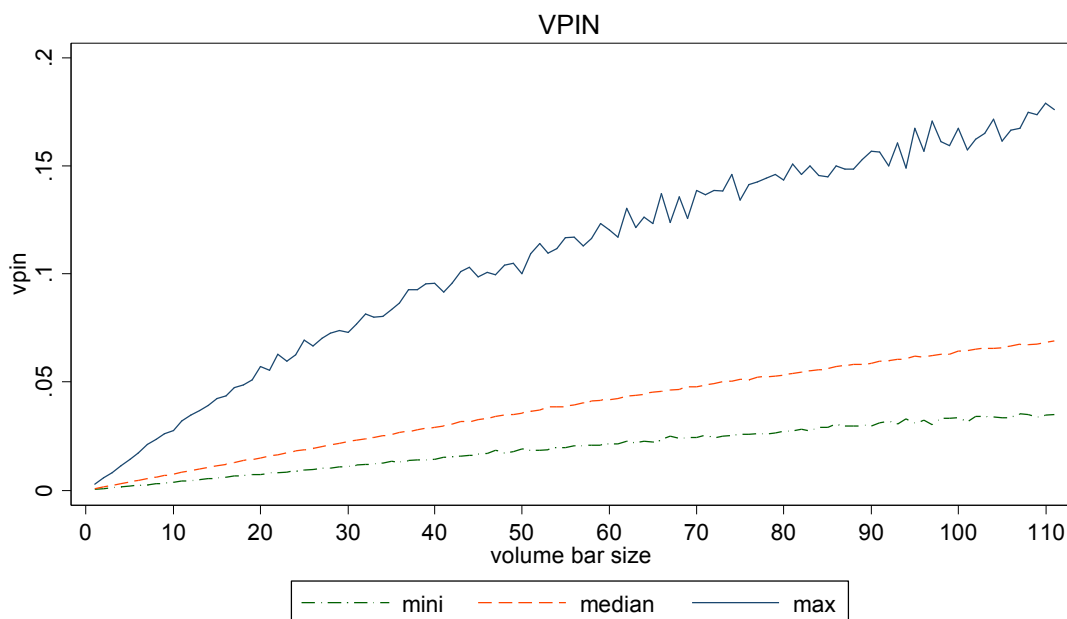
図 2 time bar のサイズ変更による CDF (VPIN) の変化



(注) 14 時 28 分に 15 分間のサーキットブレーカー発動。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

図3 volume bar のサイズ変更による VPIN の変化



(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

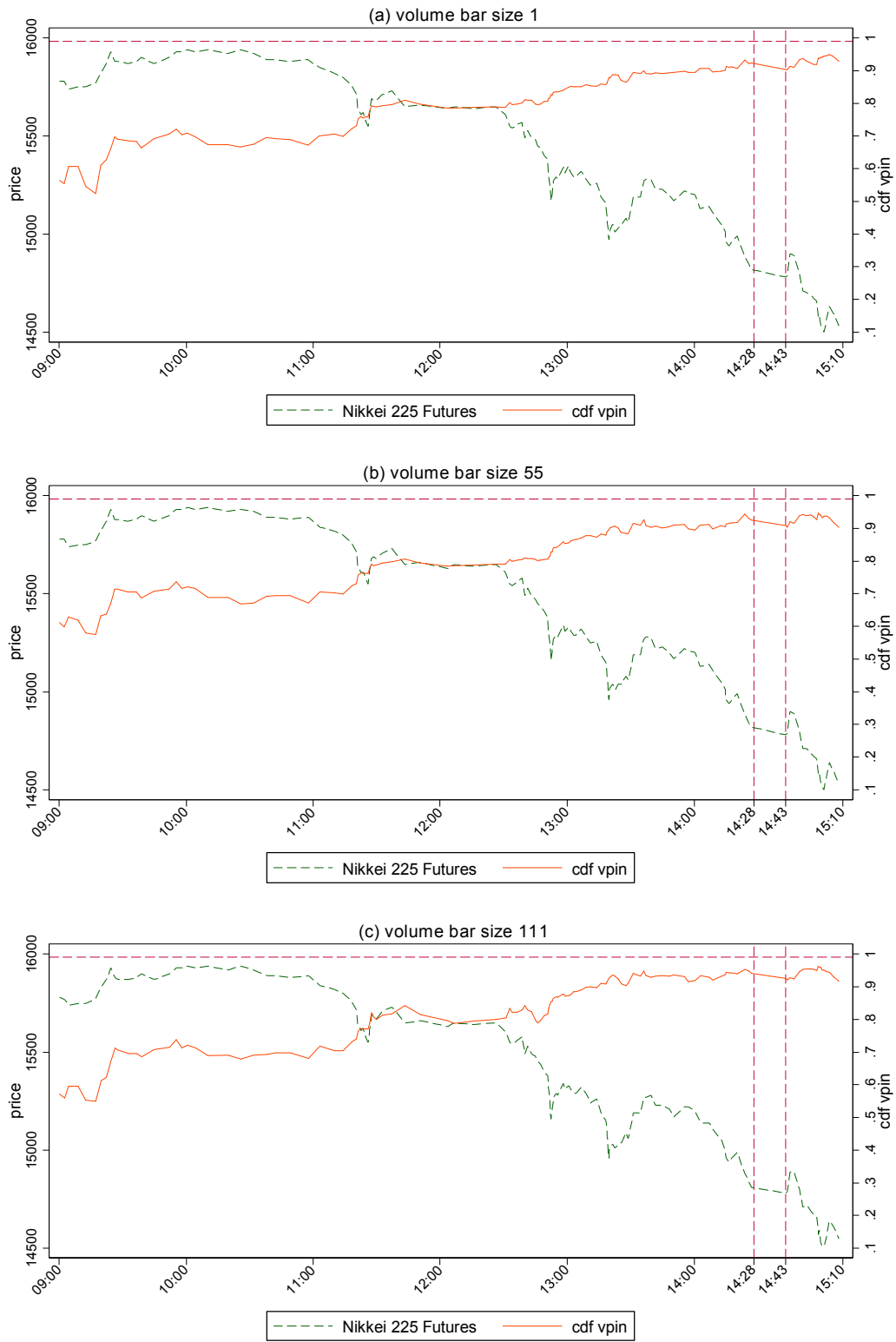
が拡がり、それと同時に volume bar 間の価格変化の幅も大きくなるのが推測される。その結果、オーダーフロー・インバランスの偏りの程度も拡大することで VPIN の値も大きくなると考えられる。しかし、volume bar に集約する取引高は、定めた volume bar のサイズと常に同じ数量となる。そのため、価格の連続性が失われる影響は受けるものの、取引高が変わること自体の影響は受けないため、その VPIN の変化の程度も安定していると考えられる。

図4では、先に計測した VPIN の中から、time bar のサイズの検証と同様、最小値、中央値及び最大値の設定値のものを取り上げて、CDF (VPIN) の形状を図示している。この図から CDF (VPIN) の形状は、3つのケースで類似したものになっていること、かつサーキットブレーカーの発動前後でアラート水準を一度も超えていないことが確認できる。これは、サンプル期間が3ヶ月と短いことに加えて、経験分布の作成に将来時点のデータも使用していることが原因として挙げられる。したがって、これらの計測条件を変更した後のパートの分析結果と総合的に判断する必要があると考えられる。

volume bucket のサイズ

図5は、volume bucket のサイズを変えた場合の VPIN がどのように変化するか示したものである。ここでは、volume bucket のサイズが大きくなるほど、逆に VPIN の最大値は小さくなっており、

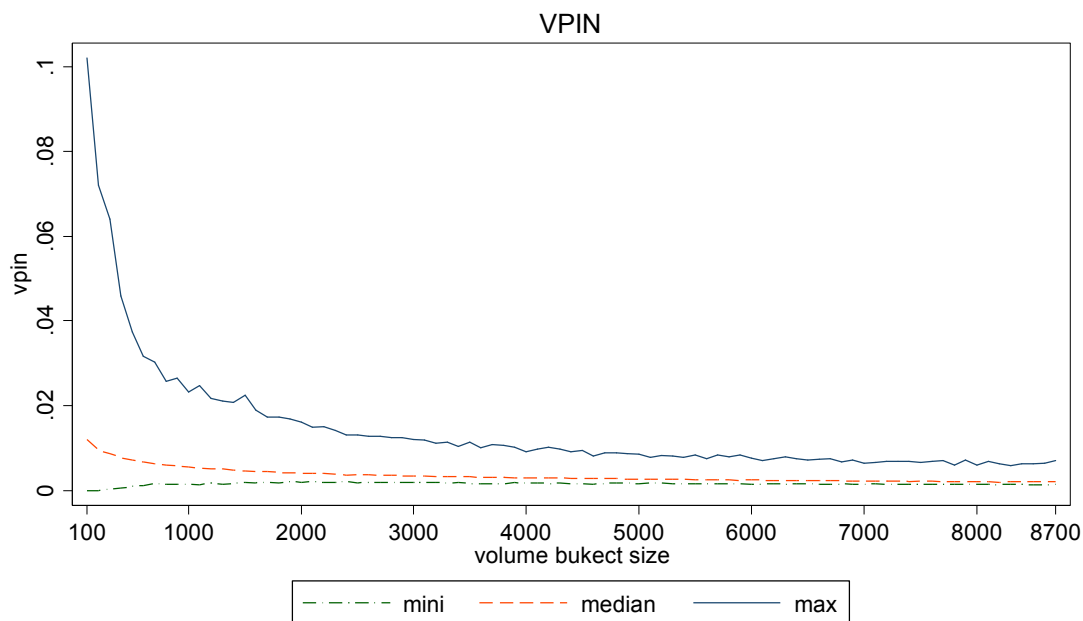
図 4 volume bar のサイズ変更による CDF (VPIN) の変化



(注) 14 時 28 分に 15 分間のサーキットブレーカー発動。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

図 5 volume bucket のサイズ変更による VPIN の変化

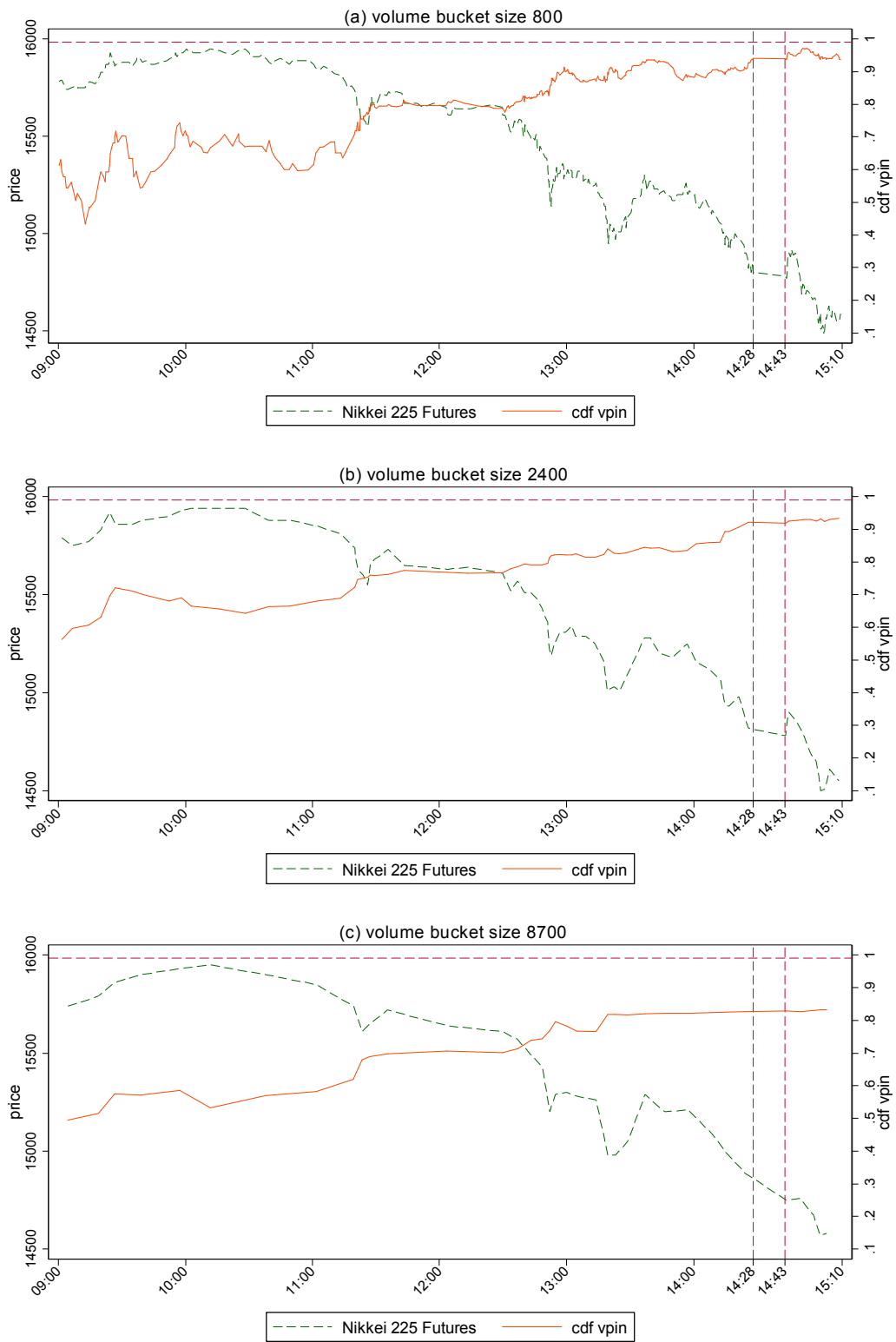


(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

特に volume bucket のサイズが 100 から 1,000 になるあたりの減少が目立っている。それに対して、最小値及び中央値は、1,000 以上のサイズであれば VPIN の値は、ほぼ一定となっていることがわかる。これは、数式 (2.3) 及び (2.4) からわかるように volume bucket のサイズは、オーダーフロー・インバランスの期待値を求める単位となっていることに起因する。つまり、volume bucket のサイズが大きいほどオーダーフロー・インバランスの偏りが抑えられる結果、極端に大きな VPIN の値は取らないようになっている。

図 6 は、計測した VPIN の中から、分析期間中の 1 日取引高平均を 50 で除して得られた最小値の 800、平均値の 2,400 及び最大値の 8,700 の取引高を選び、それぞれの CDF (VPIN) の形状を図示したものである。CDF (VPIN) の形状はおおよそ同じものになっているが、volume bucket のサイズが大きくなるにしたがい CDF (VPIN) の変化がゆるやかになっていることが見てとれる。これは、上述の volume bucket のサイズが与えるオーダーフロー・インバランスへの影響に加えて、volume bucket の大きさの単位で VPIN が計測されるため、そのサイズが大きくなるほど VPIN の計測頻度が低くなるのが原因であると考えられる。この計算頻度の減少が市場の変化を捉える感応度の低下をもたらすことは図からも理解できる。また、ここで検証した全ての設定値では CDF (VPIN) が、アラート水準を超えたケースは一度も確認できなかった。これは、サンプルデータを 3 ヶ月と限定した制約条件にあることと、経験分布の作成に計測済の VPIN を一括して使用している

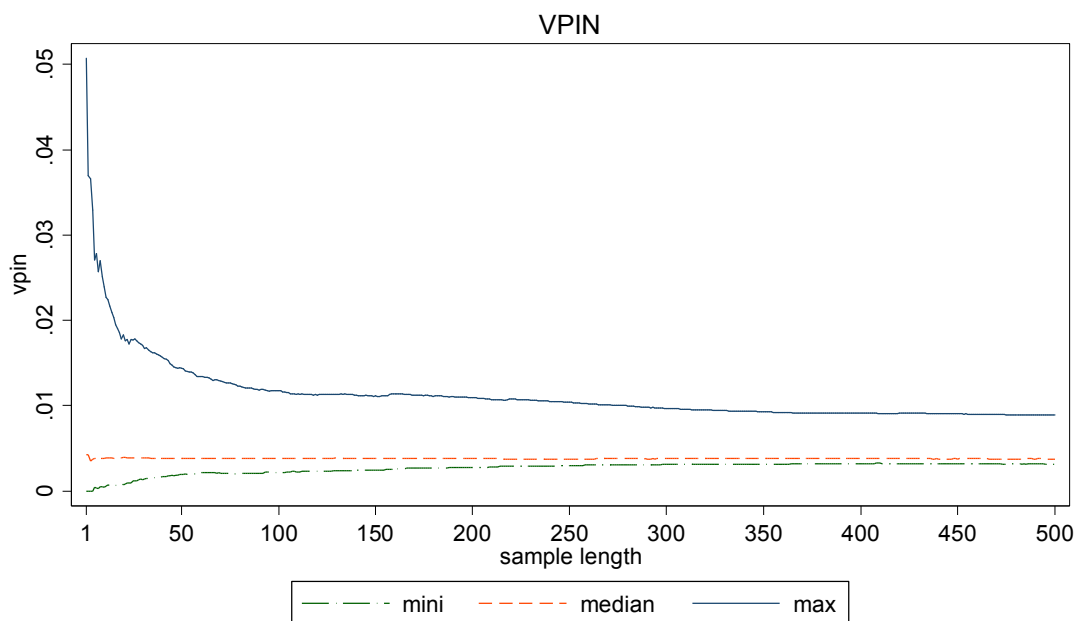
図 6 volume bucket のサイズ変更による CDF (VPIN) の変化



(注) 14 時 28 分に 15 分間のサーキットブレーカー発動。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

図 7 VPIN 計測単位 (sample length) の変更による VPIN の変化



(出所)大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

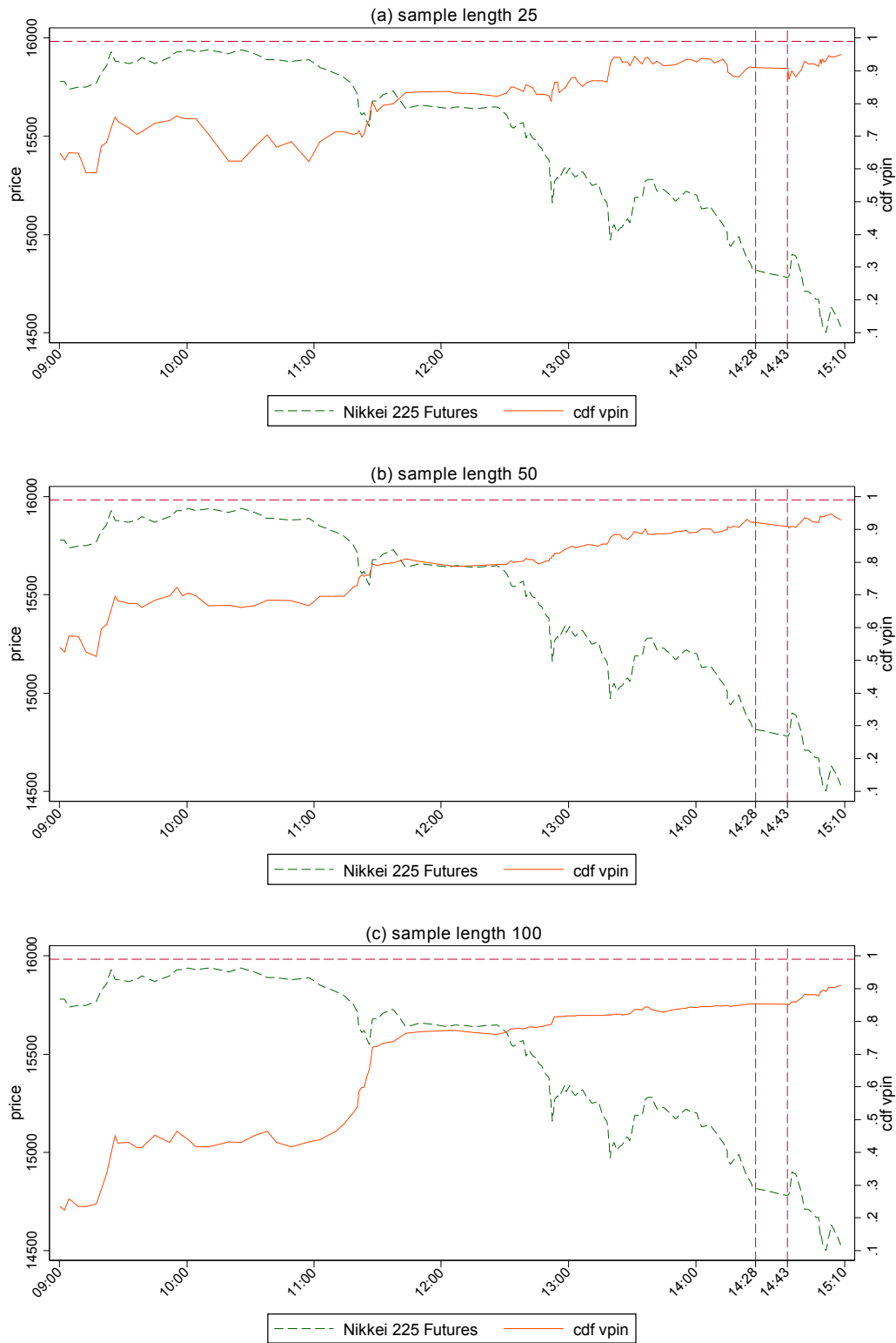
ことが原因であると判断される。したがって、フルサンプルで、後の将来時点のデータを用いないで計測した CDF (VPIN) のケースも検証したうえで、VPIN の短期的な市場変動の予測能力について評価しなければならない。

VPIN 計測単位のサイズ

図 7 は、VPIN 計測単位 (sample length) を変更させた時の VPIN の変化を示したものである。ここで、VPIN 計測単位を大きくするにしたがい、最大値は急減した後、横ばいとなっていることがわかる。それに対して、最小値は、中央値とほぼ同じ水準に近づいている。また、最大値は、VPIN 計測単位が 1 から 50 に掛けて急減した後、150 付近で減少が止まり、わずかではあるが一旦大きくなっていることが読みとれる。このような結果となる理由は、VPIN 計測単位は、オーダーフロー・インバランスの期待値の系列の移動平均値を算出する長さであるため、期間を長くすることでその系列がならされたとしても、VPIN は必ずしも小さな値にはならないことにある。なお、中央値はどの VPIN 計測単位であっても、移動平均の期間が異なるにもかかわらず一定の値となっているが、計測された VPIN の分布は異なる可能性が高いことに留意しなければならない。

図 8 は、VPIN 計測単位を変更させた場合に、CDF (VPIN) の形状がどのように変化するか図示したものである。ここでは、基準の設定値としている VPIN 計測単位の 50、その 2 分の 1 の 25、

図 8 VPIN 計測単位 (sample length) の変更による CDF (VPIN) の変化



(注) 14 時 28 分に 15 分間のサーキットブレーカー発動。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

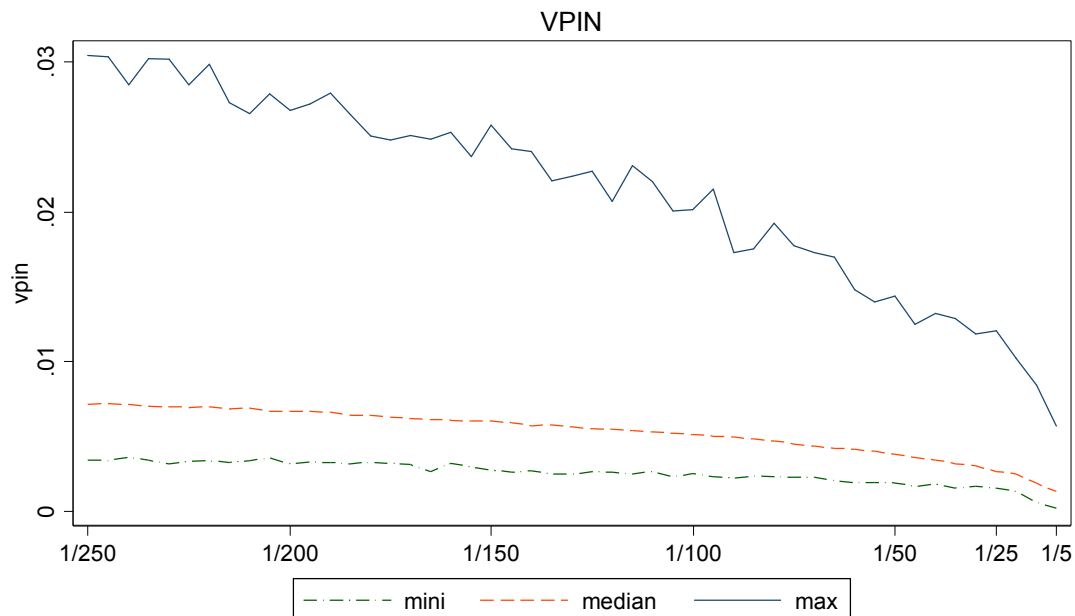
そして 2 倍の 100 のケースを取り上げている。VPIN 計測単位の大きさに比例して、オーダーフロー・インバランスの変化が VPIN に反映されるまで時間を要するため、VPIN 計測単位が 100 のケースで 9 時から 11 時過ぎに掛けての CDF (VPIN) の水準が低く、マーケットの変化を捉えるのが遅れている。それに対して、VPIN 計測単位が 25 と 50 のケースを比較すると、50 のケースにやや遅れが見られるものの顕著な差を見出すことはできなかった。また、CDF (VPIN) については、この 3 つのケースでサーキットブレーカーの発動後でもアラート水準には届いていない。これらの結果は、これまでの設定値の検証と同様に、3 ヶ月の限られた分析期間であることと、経験分布を将来時点のデータを用いて作成していることに起因しているものと考えられる。そのため、分析期間を拡張し計測済みの VPIN のみで作成した分布を用いた CDF (VPIN) の形状も検討する必要がある。

volume bucket のサイズ及び VPIN 計測単位の組合せ変更による変化

図 9 は、volume bucket のサイズ及び VPIN 計測単位の組合せを変更した時、この複合的な変更要因が VPIN にどのような影響を与えるのかを示している。この 2 つの設定値の組合せは、これまでと同様に 1 日平均取引高を VPIN 計測単位で除したものを volume bucket と定義しており、これを踏まえて以下の結果をみていく。ここまでの検証結果で、両者はサイズが大きくなるほど、VPIN の値は小さくなることがわかっている。しかし、volume bucket のサイズを大きくする (VPIN 計測単位は小さくなる) ほど、VPIN の最小値及び中央値は減少し、特に最大値の低下の程度が大きいことが認められた。これらの結果により、volume bucket のサイズが、VPIN の計測単位よりも VPIN に与える影響の大きいことが理解できる。

図 10 は、2 つの設定値の組合せを変えて計測した VPIN の中から、volume bucket のサイズが最小値、中央値及び最大値となる設定値で計測した VPIN を取り上げ、その CDF (VPIN) の形状を図示したものである。CDF (VPIN) の基本的な形状は 3 ケースとも類似しているが、volume bucket のサイズが大きくなるに比例して CDF (VPIN) の変化がゆるやかになっており、それと同時に VPIN の計測頻度が低下していることがわかる。これは、特に volume bucket のサイズが最大値となる(a)のケースでは、市場の変化を捉える感度の鋭敏さが失われていることが見てとれる。この結果は、これまでの検証で得られた volume bucket のサイズの方が VPIN に与える影響が強いことを示す結果と整合的なものになっている。このことは、volume bucket のサイズが大きくなることによる 1 日の VPIN 計測回数が低下する影響は、たとえ VPIN 計測単位を小さくし移動平均を行う期間を短縮したとしても、その影響を減じることが難しいことを意味する。また、CDF (VPIN) は全てのケースで日中は、アラート水準を一度も超えていないことが確認できている。このように VPIN の予測能力

図9 volume bucket 及び VPIN 計測単位の変更による VPIN の変化



(注) x 軸は、daily volume average / sample length。

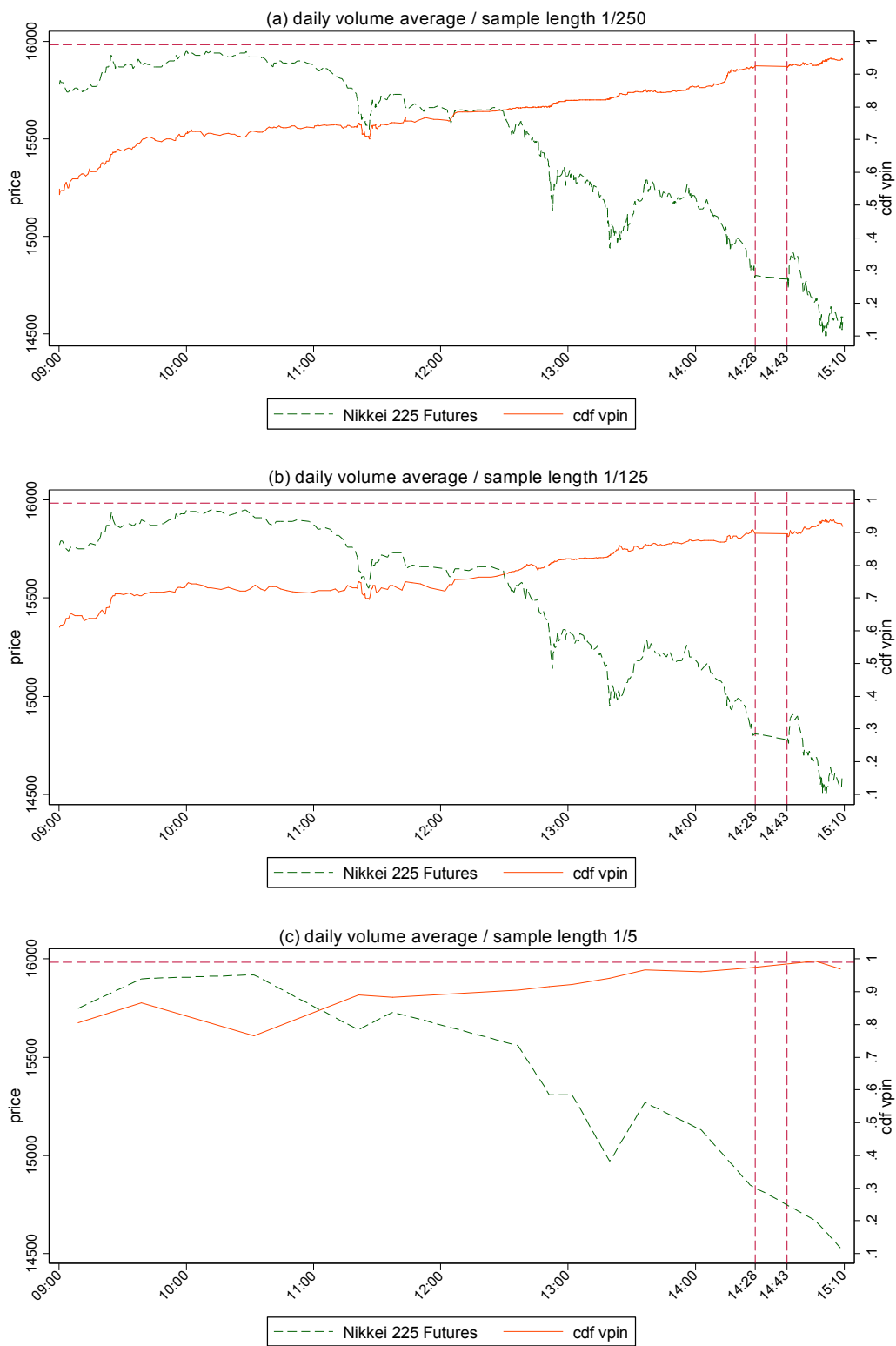
(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

が発揮されなかった理由として、3 ヶ月の短期間のサンプルデータに限定していること及び将来時点のデータを用いて経験分布を作成していることが挙げられる。したがって、後のフルサンプルを用いた検証も踏まえて、VPIN の短期的な市場変動の予測能力について判断を下すことが求められる。

5.2. CDF (VPIN) の計測に用いるデータ期間と確率分布

図 11 は、将来時点のデータの使用の有無による CDF (VPIN) の形状の変化を図示したものである。将来時点のデータを使用している(a)の CDF (VPIN) は、これまでの検証で取り上げた多くのケースと同様、サーキットブレーカー発動前後でもアラート水準には達していない。それに対して、将来時点のデータを使用せずリアルタイムで CDF (VPIN) を計測した(b)は 11 時過ぎにアラート水準に達し、サーキットブレーカー発動後までその水準を維持していることがわかる。この相違が生じた原因として、経験分布の作成に用いる将来時点のデータ使用の問題が考えられる。つまり、将来時点のデータには、相対的に高い水準になることが予想されるサーキットブレーカー発動前後などに高水準の VPIN が記録され、それ以前の VPIN の相対的な位置付けが CDF (VPIN) では低くなるためと推測される。したがって、VPIN の将来予測能力を評価する際、CDF (VPIN) の計測には、将来時点のデータを含まず VPIN 計測時点までのデータを用いることが、その評価の前提にな

図 10 volume bucket 及び VPIN 計測単位の変更による CDF (VPIN) の変化



(注) 14 時 28 分に 15 分間のサーキットブレーカー発動。

volume bucket のサイズは、(a)最小値、(b)中央値、(c)最大値。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

ると考えられる²⁸。

図 12 は、図 11 のケースと同条件で計測した VPIN に用いる確率分布関数を経験分布から対数正規分布に代えて計測した CDF (VPIN) の推移を示したものである。(a)及び(b)のそれぞれ経験分布を用いたものとほぼ同様に CDF (VPIN) が推移していることが確認できる。ただし、将来時点のデータを用いたもので経験分布の推移を比較した場合、対数正規分布の方がアラート水準に達するタイミングが早くなっている。この理由として、経験分布と異なり対数正規分布ではあらかじめ決まった分布を基に相対的な VPIN の水準を決定するため、VPIN それ自体の順位は、全体の中では高くはなくても、対数正規分布上では高く位置付けられたものと考えられる。したがって、マーケットの状況によっては、計算コストの観点以外でも経験分布を用いるよりも対数正規分布を用いる方が有用なケースがあると思われる。

5.3. 分析期間全体の VPIN の推移

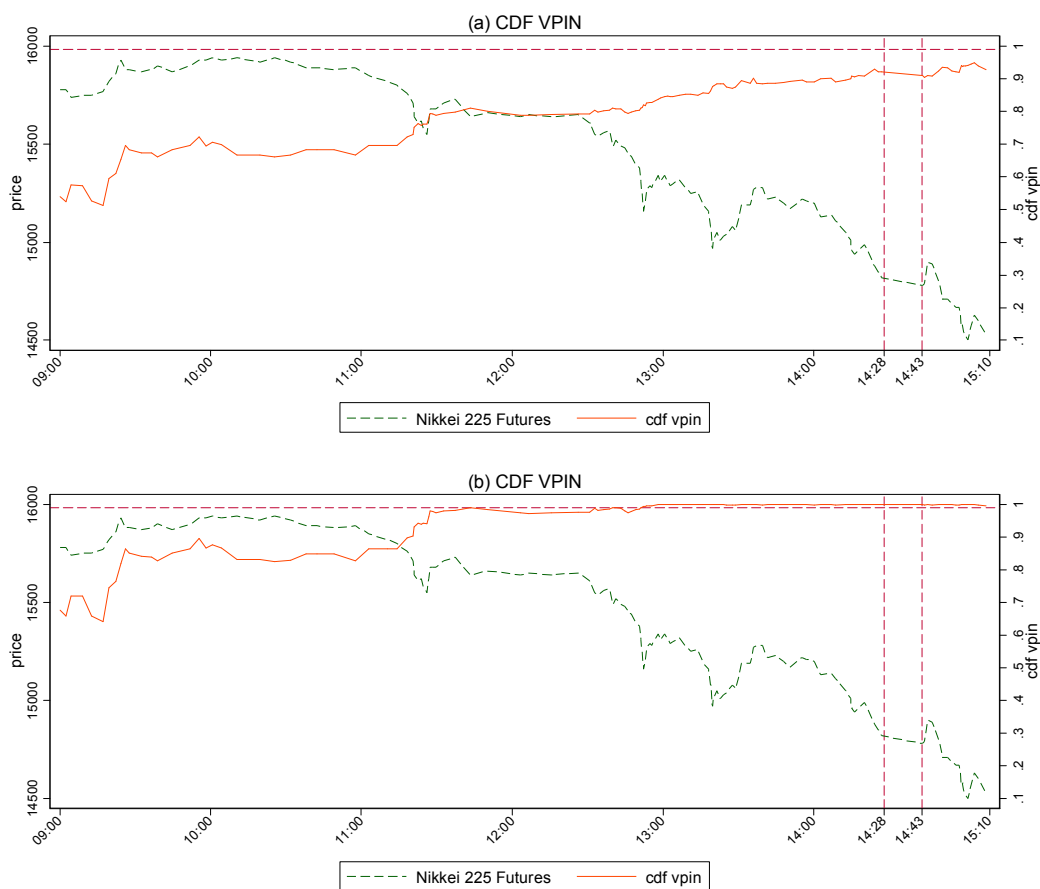
このパートでは、これまでの分析結果を踏まえた各設定値を用いて、フルサンプルで VPIN の計測を行い、リアルタイムで VPIN を用いる観点からの検証結果を報告する。

まず、VPIN の計測結果の検討に入る前に、計測に用いた各設定値を確認する。日経 225 先物の volume bar は 5、volume bucket は 1,421 とし、それに対して日経 225mini の volume bar は 10、volume bucket は 12,726 を各設定値として採用し、VPIN 計測単位については両商品ともに 50 とした。これらの各設定値は、volume bar を除き、結果として Easley et al. (2012a) で用いたものと同じ基準で算出した値になっている。なお、先行研究で特に基準を明示していない volume bar は両商品とも、1 ティックあたりの取引高の第 3 四分位数を設定値としている。この基準を用いた理由として、取引に係るノイズを低減させる一方で、ティックデータが持つ情報の欠落を防ぐ目的がある。また、固定した各設定値との比較検証に用いる volume bucket 及び数式 (2.3)、(2.4) の bar 間の価格変化の標準偏差は、6 ヶ月の移動平均値及び 3 ヶ月の移動平均値を採用している。

次に、表 6 の分析期間全体の VPIN の計測結果の基本統計量を基に、VPIN の分布、観測数及び平均値の特徴について述べる。まず、全ての計測条件において VPIN の歪度は 0 より大きく、かつ尖度が 3 より大きいため、VPIN の分布は左に偏り右に裾野が広がっていることを読み取ることができる。この点を踏まえれば、経験分布の代わりに用いる確率分布は、前節で用いた対数正規分布で問題はなかったと考えられる。次に、両商品では同じサンプル期間のデータを用いて VPIN を計

²⁸ この問題は、分析期間を長くとり、もしくは短くすることで、将来のデータの使用の有無に関係なく同じ結果が得られる可能性もある。しかし、将来予測を行う観点からは、この解決策は望ましいものとはいえない。

図 11 CDF (VPIN) の変化(将来時点のデータ使用の有無・経験分布)



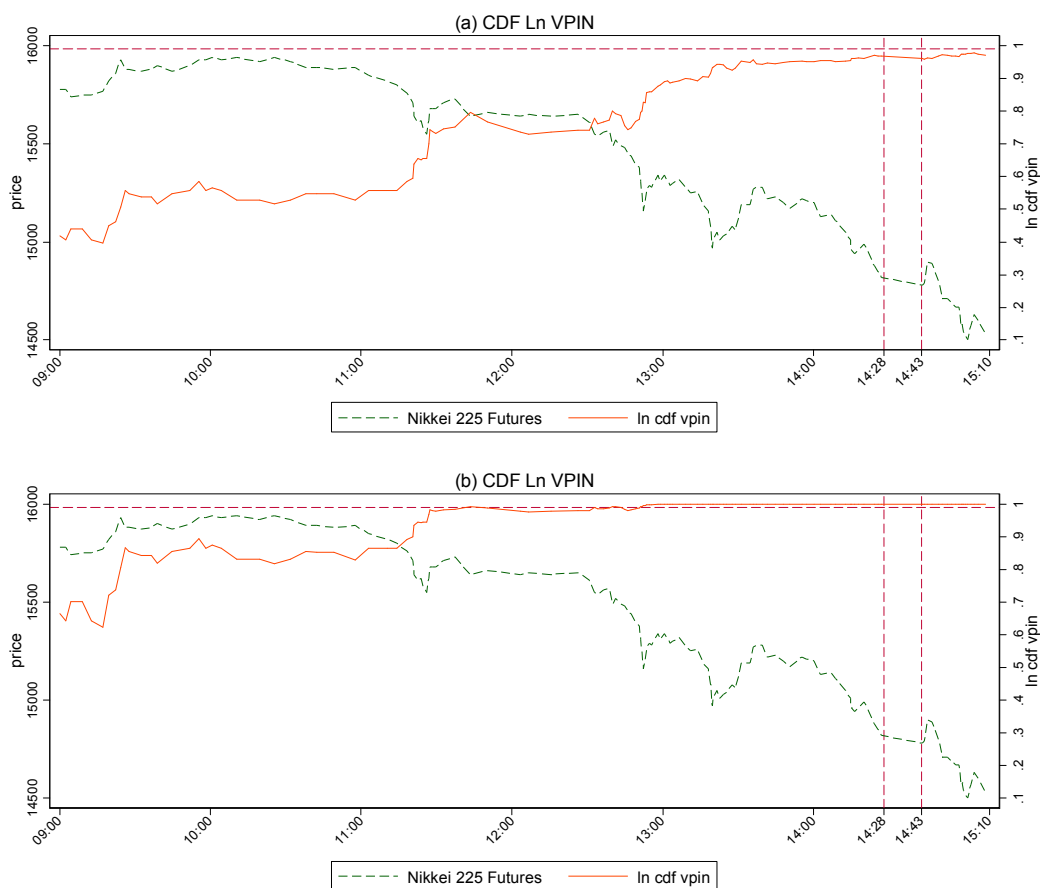
(注) (a)将来時点のデータは使用。(b)将来時点データは不使用。

14 時 28 分に 15 分間のサーキットブレーカー発動。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

測しているにもかかわらず観測数に差が生じていることが確認できる。これは volume bucket のサイズの単位でオーダーフロー・インバランスの期待値の算出を行っているため、VPIN の計測頻度が異なることが原因であるが、分析期間で取引状況に応じて適切な頻度で VPIN が計測されていれば観測数そのものは問題とはならないと考えられる。また、平均値は全ての計測条件において、日経 225 先物よりも日経 225mini の方が小さな値となっているが、ただちに日経 225mini の情報の非対称性の方が低いことを意味するものではない。その相違が生じる要因は数多く考えられるが、まず取引制度的な背景から解釈した場合、呼値の刻みの相違による影響が挙げられる(表 1)。つまり、日経 225mini の呼値の刻みは日経 225 の半分の 5 円であるため、ティックデータを集約する際の bar 間の価格変化の幅が小さくなるケースが増え、オーダーフロー・インバランスの状況には

図 12 CDF (VPIN) の変化(将来時点のデータ使用の有無・対数正規分布)



(注) (a)将来時点のデータは使用。(b)将来時点データは不使用。

14時28分に15分間のサーキットブレーカー発動。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

関係なく VPIN が低下する要因となっていると考えられる。このことから、VPIN の値そのものを用いて異なる商品の比較を行うことは困難であることが理解できる。さらに、同一商品の平均値を比較する場合であっても、表 6 で計測された VPIN の全体的な水準自体に相違があることが示されているように、異なる条件で計測された VPIN の比較は容易ではない。以上のことから、同一商品であるか否かにかかわらず、計測した VPIN の比較を行う際には、CDF (VPIN) を用いることが不可欠であることを確認することができた。この点については、Easley et al. (2014) が、Andersen and Bondarenko (2014a) では VPIN の水準を確認する際に、VPIN の値自体を用いていることが VPIN の推移を正しく把握できなかった原因であるとの見解を支持する結果といえる。

表 6 VPIN の基本統計

	日経225先物			日経225mini		
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
平均値	0.0054	0.0060	0.0047	0.0025	0.0035	0.0029
標準偏差	0.0022	0.0031	0.0025	0.0010	0.0018	0.0015
歪度	1.4477	1.4782	1.6110	1.7950	1.6210	1.7608
尖度	6.9512	6.1835	6.8248	9.2426	6.6653	7.4779
観測数	52,695	54,821	53,911	52,701	56,339	54,978
CDF(0.1)	0.0031	0.0030	0.0023	0.0015	0.0018	0.0015
CDF(0.25)	0.0037	0.0036	0.0028	0.0018	0.0022	0.0018
CDF(0.5)	0.0049	0.0051	0.0040	0.0023	0.0029	0.0024
CDF(0.75)	0.0066	0.0076	0.0059	0.0030	0.0044	0.0037
CDF(0.9)	0.0082	0.0100	0.0078	0.0037	0.0058	0.0048

(注) (a)及び(d)の volume bucket 及び bar 間の価格変化の標準偏差は固定値。

(b)及び(e)の volume bucket 及び bar 間の価格変化の標準偏差は、6ヶ月の移動平均値。

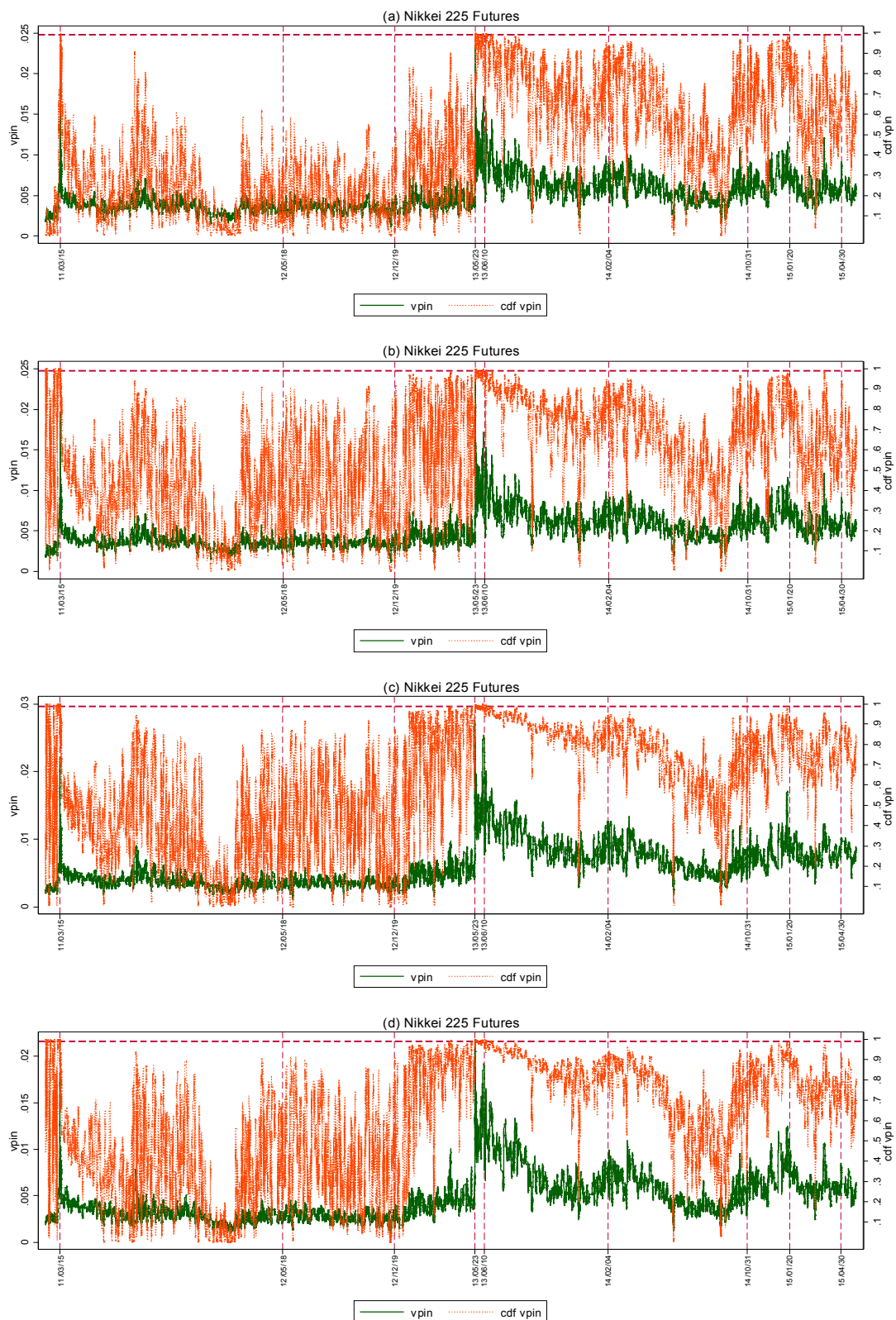
(c)及び(f)の volume bucket 及び bar 間の価格変化の標準偏差は、3ヶ月の移動平均値。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

図 13 及び図 14 は、2011 年 2 月 14 日から 2015 年 5 月 30 日までの日経 225 先物及び日経 225mini の VPIN 及び CDF (VPIN) の推移を図示したものである。まず、それぞれの VPIN の設定値の中で異なる基準を用いている volume bucket 及び bar 間の価格変化の標準偏差について確認する。まず、(a)及び(b)では分析期間全体で固定した値としたが、(c)は 6ヶ月の移動平均値、(d)は 3ヶ月の移動平均値を採用している。また、CDF (VPIN) について、(a)は将来時点のデータを使用しているのに対して、(b)、(c)及び(d)では VPIN の計測時点までのデータを用いて計測している。これらの条件で得られた計測結果について、確率分布の作成時の将来時点のデータの使用の有無で生じる問題、volume bucket 及 bar 間の標準偏差を移動平均値に代えることの影響、表 5 で挙げたイベント日の VPIN の水準の 3 点について、以下で検討していく。

1 つ目では、まず CDF (VPIN) 以外の計測条件が同一の日経 225 先物の(a)及び(b)を比較し、確率分布作成上の問題を前項に続きフルサンプルを用いたもので追加の検証を行う(図 13)。将来時点のデータを用いた(a)の CDF (VPIN) は、後半の 2013 年 5 月以降の高水準の VPIN の影響を受けて、前半部分の VPIN が相対的に低く位置付けられている。それに対して、VPIN 計測時点までのデータに限定した (b)の CDF (VPIN) では、VPIN を計測するタイミングで経験分布をその都度再作成しているため、(a) の CDF (VPIN) とは対照的に前半部分でも VPIN の値によって

図 13 2011 年 2 月 14 日から 2015 年 5 月 30 日までの VPIN の推移(日経 225 先物)

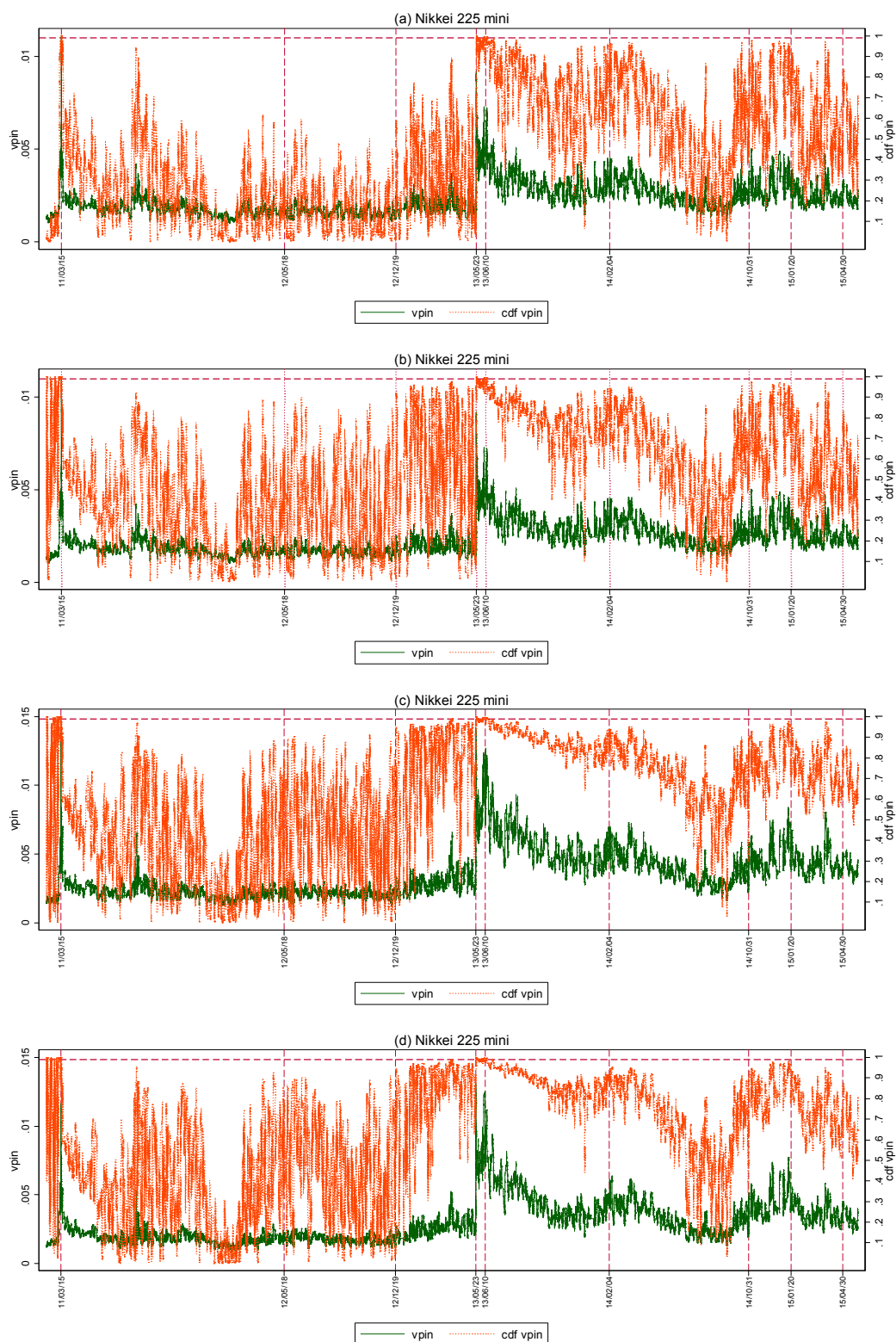


(注) volume bucket 及び標準偏差は、(a)及び(b)は固定値、(c)は 6 ヶ月の移動平均値、(d)は 3 ヶ月の移動平均値。

CDF (VPIN) は、(a)は将来時点のデータを使用、(b)、(c)及び(d)は、将来時点のデータは不使用。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

図 14 2011 年 2 月 14 日から 2015 年 5 月 30 日までの VPIN の推移(日経 225mini)



(注) volume bucket 及び標準偏差は、(a)及び(b)は固定値、(c)は 6 ヶ月の移動平均値、(d)は 3 ヶ月の移動平均値。

CDF (VPIN)は、(a)は将来時点のデータを使用、(b)、(c)及び(d)は、将来時点のデータは不使用。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

CDF (VPIN) が高水準を記録している期間が確認できる。次に、日経 225mini を用いて計測した (a)及び(b)についても同様にみていく(図 14)。日経 225mini についても、CDF (VPIN) は(a)及び(b)ともに、日経 225 先物とほぼ同じ形状となっており、(a)の前半部分の VPIN が(b)よりも相対的に低く位置付けられていることが確認できる。その原因についても、日経 225 先物と同様に確率分布の作成に用いるデータの期間の問題であると考えられる。これらの結果により、前項と同様、リアルタイムのリスク管理の観点から CDF (VPIN) の使用にあたっては、VPIN の計測時点までのデータを用いることで、より信頼性の高い計測結果を得ることができるとの結論付けることができる。

2 目では、volume bucket 及び bar 間の価格変化の標準偏差の計測条件が異なる日経 225 先物の(b)、(c)及び(d)の比較を行う(図 13)。分析期間全体をとおして CDF (VPIN) の形状は、おおむね同じで違いは見出しにくいですが、2013 年前半部分の CDF (VPIN) の水準が異なっていることが確認できる。特に、(d)の CDF (VPIN) の水準は、(b)及び(c)と比較すると、高い水準に集中している。ここで、表 2 の 1 日平均取引高を確認すると 2012 年の 54,876 枚から 2013 年には 92,464 枚と大幅に増加しているが、(b)の volume bucket のサイズは、分析期間全体の平均値 71,041 を基準に算出した 1,421 に固定したものとなっている(表 7)。そのため、この取引高が増加する局面では VPIN が適切に計測できていないことが考えられる。また、(c)については volume bucket は 6 ヶ月の移動平均値であるため、3 ヶ月の移動平均値を用いた(d)よりもマーケットの変化への適応が遅れることで、この間の増加傾向にあった取引高に比して volume bucket のサイズが小さくなり、VPIN の計測が不安定になっていると推測される。また、bar 間の価格変化の標準偏差については、volume bar のサイズを 5 と十分に小さい値としたため、表 7 から読みとれるようにその違いは顕著ではなく、bulk classification の際の影響は volume bucket のサイズほど大きいものではないと考えられる。しかし、bar 間の価格変化に応じた標準偏差を用いなければ、その価格変化を過大・過小評価することにつながり、bulk classification の精度の低下が懸念されることになる。

次に、日経 225mini を用いて計測した(b)、(c)及び(d)についても検証を行う(図 14)。日経 225mini の CDF (VPIN) についても、日経 225 先物と同様の特徴が確認でき、2013 年前半部分では、3 ヶ月の移動平均値を用いた(d)の CDF (VPIN) が最も高い水準で推移していることがわかる。この背景には、日経 225 先物と同様に、日経 225mini の取引高も 2012 年の 469,354 枚から 2013 年には 844,597 枚と急増していることがあり、volume bucket のサイズを固定した(b)や 6 ヶ月の移動平均値を用いた(c)では、計測している VPIN は異なるマーケットの側面を捉えている可能性がある。また、bar 間の価格変化の標準偏差についても、日経 225 先物と同様の議論が考えられる。つまり、日経 225mini の volume bar のサイズは 10 としており、これも十分小さい値であるが、表 7

表7 volume bucket 及び各 bar 間の価格変化の標準偏差の比較

(a)日経225先物							
2013年		1月	2月	3月	4月	5月	6月
volume bucket	固定値	1,421	1,421	1,421	1,421	1,421	1,421
	6ヶ月移動平均値	1,056	1,213	1,363	1,492	1,722	2,033
	3ヶ月移動平均値	1,144	1,429	1,704	1,840	2,015	2,363
標準偏差	固定値	2.26	2.26	2.26	2.26	2.26	2.26
	6ヶ月移動平均値	2.28	2.31	2.36	2.37	2.43	2.61
	3ヶ月移動平均値	2.26	2.33	2.41	2.48	2.53	2.81

(b)日経225mini							
2013年		1月	2月	3月	4月	5月	6月
volume bucket	固定値	12,726	12,726	12,726	12,726	12,726	12,726
	6ヶ月移動平均値	9,308	9,309	9,535	10,054	10,785	11,889
	3ヶ月移動平均値	9,394	10,912	12,531	13,605	15,771	18,867
標準偏差	固定値	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31	1.31
	6ヶ月移動平均値	1.01	1.03	1.06	1.07	1.11	1.20
	3ヶ月移動平均値	1.02	1.06	1.11	1.13	1.16	1.29

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

にあるように bar 間の価格変化の標準偏差はマーケットの動きに合わせて変化しているため、より精度の高い計測を行うには、固定値や長い期間の移動平均値では適切ではないと考えられる。

以上を踏まえると、より精度の高い VPIN の計測を行うには、マーケットの変化に影響を受けるこの 2 つの設定値については、移動平均値を用いる方が望ましいと考えられる。また、これらの結果は、volume bucket のサイズ及び bar 間の価格変化の標準偏差に移動平均値を用いて VPIN を計測した Andersen and Bondarenko. (2015) と整合的なものとなっている。

3 つ目では、表 5 の日経平均株価の前日比変動幅上位の日の VPIN の水準を確認する。日経 225 先物及び日経 225mini の全ての計測条件において、2011 年 3 月 15、16 日、2013 年 5 月 23、24 日及び同年 6 月 10、13 日については、CDF (VPIN) はアラート水準として定めた閾値である 0.99 に達していることが確認できた(図 13 及び図 14)。また、両商品とも全てのケースで、表 5 で挙げたイベントの中で前日比の変動幅が小さかった 2012 年の 2 ケースを除き、アラート水準には届いていないものもあるが CDF (VPIN) は高水準を記録していることが見てとれる²⁹。これらの結果に

²⁹ ここでは閾値を Easley et al. (2012a) と同様の 0.99 としたが、この水準を下げアラートを出す頻度を増やすことも可能である。しかし、水準を下げるほど誤報が生じる可能性も高くなる。

より、いずれの計測条件を用いたとしても、VPIN は一定の精度で計測ができていることが確認できた。これは、各設定値によって VPIN の計測は左右されるものの、その程度は深刻なものではないとする Easley et al. (2012a) での議論と整合的な結果であるといえる。

5.4. 日経平均 VI との比較

このパートでは、日経 225 先物及び日経 225mini の VPIN と日経平均 VI の時系列データを用いた比較結果を報告する。まず、両商品の VPIN と日経平均 VI は計測した全てのパターンで正の相関があることが確認できた。次に、最も高い相関を示した 3 ヶ月の移動平均値を用いて計測した両商品の VPIN と日経平均 VI を用いて VAR モデルの推定を行い、それらの VPIN の変化率は日経平均 VI の変化率に対して有意な予測力を持つことが明らかとなった。最後に、表 5 で挙げたイベントの中から取り上げた 2 つのケースについては、具体的に日中の推移の検証を実施した。まず、2013 年 5 月 23 日の最も下落幅が大きいケースでは日経 225 先物及び日経 225mini のサーキットブレーカー発動前に、VPIN は急落の予兆を捉え CDF (VPIN) はアラート水準に達していた。次に 2014 年 10 月 31 日の最も上昇幅が大きいケースでは、日本銀行の金融緩和サプライズを受けて、日経平均 VI の急伸より先に VPIN は急騰したが、CDF (VPIN) はアラート水準を超えず下落に転じる結果となった。それに対して、CDF (Nikkei VI) は上昇後に高止まりし、両者は異なる挙動を示す場合があることも確認できた。

VAR 推定の結果

VAR モデルの推定を行う前に、VPIN と日経平均 VI の相関関係について確認を行う。表 8 は、日経 225 先物及び日経 225mini の VPIN と日経平均 VI の相関係数を示している。その中で、両商品とも volume bucket 及び bar 間の価格変化の標準偏差には、3 ヶ月の移動平均値を用いた(c)及び(f)の相関係数が最も高い正の相関を示している³⁰。この結果により、今回の計測条件では 3 ヶ月の移動平均値を用いたものが、マーケットの状況をよりの確に捉えることができているものと判断される。

図 15 は、それぞれの商品の相関関係を把握するための散布図である。なお、この散布図は、最も高い相関を示した 3 ヶ月の移動平均値を用いて VPIN を計測した(c)及び(f)で作成している。ここから日経平均 VI の水準が高い時には、日経 225 先物及び日経 225mini の VPIN の水準も高い傾向にあることが確認できる。しかし、日経平均 VI が高い水準にある場合、日経 225 先物及び日

³⁰ clock time 方式で算出されている日経平均 VI は、volume time 方式で計測された VPIN にマッチングさせたものであるため、実際の算出間隔とは異なることに注意しなければならない。

表 8 VPIN 及び日経平均 VI の相関係数

	日経225先物			日経225mini		
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)
日経平均VI	0.6752	0.6838	0.7257	0.7169	0.7075	0.7463
観測数	30,787	30,658	30,101	28,172	27,881	27,283

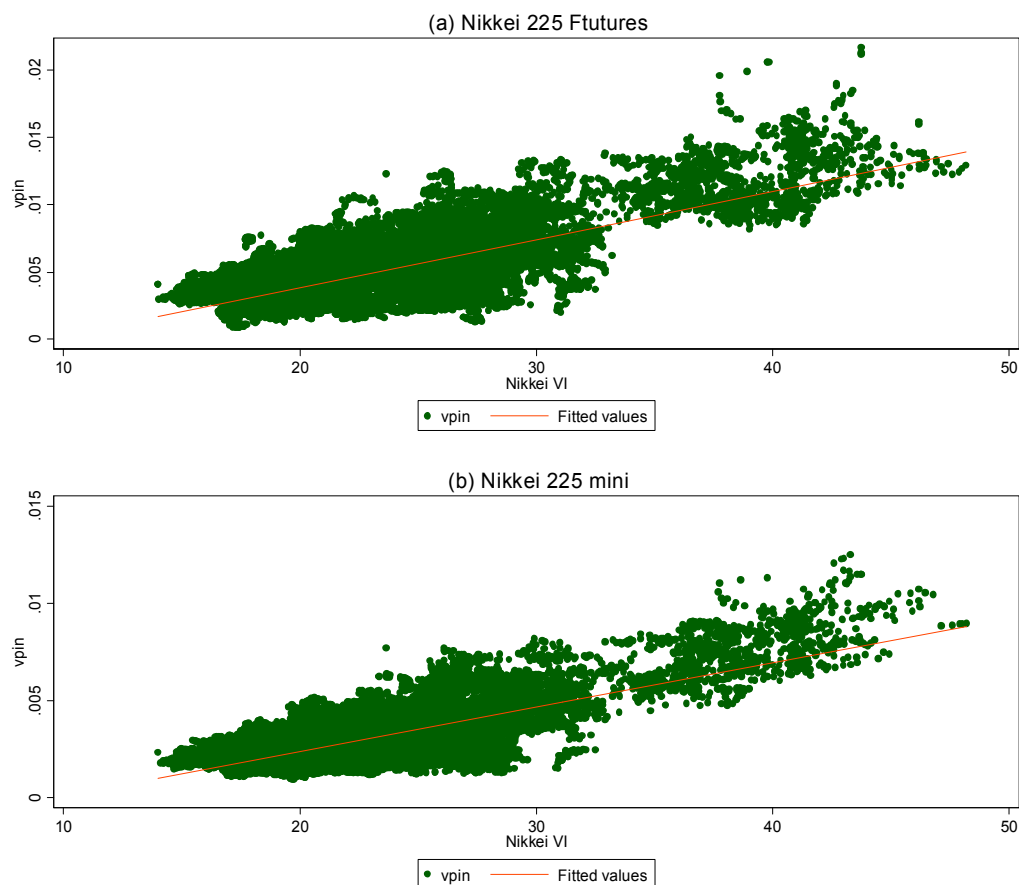
(注) (a)及び(d)の volume bucket 及び標準偏差は固定値。

(b)及び(e)の volume bucket 及び標準偏差は、6ヶ月の移動平均値。

(c)及び(f)の volume bucket 及び標準偏差は、3ヶ月の移動平均値。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータから筆者作成。

図 15 VPIN 及び日経平均 VI の散布図と回帰線



(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータ及び日本経済新聞社提供データから筆者作成。

日経 225mini の VPIN はともに、より高い水準となっているものが多く観測されている。つまり、マーケットの変動が大きい局面で、それぞれの指標が推移するタイミングやその程度が異なることが推測できる。これらを勘案すると、日経 225 先物及び日経 225mini の VPIN もしくは日経平均 VI が、マーケットの変化を先に捉えている可能性を示唆していると考えられる。

それらの関係を明らかにするため、日経 225 先物及び日経 225mini の VPIN と日経平均 VI の時系列データを用いて VAR モデルの推定を行った³¹。この VAR モデルの推定には、3 つの計測条件の中で、マーケットの状況を最もうまく捉えていると考えられる 3 ヶ月の移動平均値で計測した VPIN 値を両商品とも用いる。まず、VAR モデルの推定を行う前に、変数が定常時系列であるのか非定常時系列であるのかを判定するためにフィリップス・ペロン検定 (Phillips-Perron Test) 及び拡張ディッキー・フラー検定 (Augmented Dickey-Fuller Test) により各変数の時系列特性について予備的な検証を実施する。各単位根検定は、それぞれの変数を対数変換し、さらに階差を取り 10 次のラグで実施したものである。表 9 のとおり、日経 225 先物の VPIN、日経 225mini の VPIN 及び日経平均 VI については、両検定の結果は 1% の有意水準で単位根は持たないことが判明した。したがって、それぞれの系列は定常時系列であると判断できる。

次に VAR モデルの推定を行うにあたっての最適なラグ次数を決定する。それぞれの変数に対してラグ次数の情報量基準 (information criterion) によって最適なラグが、表 10 のとおり選択されている。日経 225 先物の VPIN 及び日経平均 VI では、赤池情報量基準 (AIC) 、Hannan and Quinn 情報量基準 (HQIC) 、及び Schwartz 情報量基準 (SIBC) で 10 次のラグが選択され、同様に日経 225mini の VPIN 及び日経平均 VI においても、AIC、HQIC、及び SIBC で 10 次のラグとなった。これらの結果と表 11 で示した VAR モデルの推定結果の係数の有意性も考慮し、それぞれの最適次数を 10 とした。以下では VAR モデルによる推定結果を検討する。

(a)日経 225 先物の VPIN と日経平均 VI では、被説明変数の日経平均 VI に対する説明変数 VPIN のラグ次数 1 から 5 までの係数が正であり、それらの中でラグ次数 1、2、3、及び 5 は 1% 水準、ラグ次数 4 は 10% 水準で有意となっている。それに対して、被説明変数の VPIN に対する説明変数の日経平均 VI の 4 次のラグが 10% 水準で有意となっているもの以外は有意水準にある係数はなかった。つまり、(a)日経 225 先物の VPIN の変化率は、日経平均 VI の変化率に対して有意な予測力を持つ一方、日経平均 VI の変化率は、日経 225 先物の VPIN の変化率に対する有意な予測力は検証されなかったといえる。

³¹ VAR 推定を行うにあたり、volume time で計測された VPIN を clock time 間隔に変換したうえで、15 秒間隔で算出されている日経平均 VI とマッチングさせた。

表 9 単位根検定の結果

(a)日経225先物					
	日経平均 VI		VPIN		
	PP test	ADF test	PP test	ADF test	
Z(rho)	-1,368,518 ***		-1,163,393 ***		
Z(t)	-1,521.349 ***	-345.076 ***	-1,084.598 ***	-326.984 ***	

(b)日経225mini					
	日経平均 VI		VPIN		
	PP test	ADF test	PP test	ADF test	
Z(rho)	-1,368,518 ***		-1,180,475 ***		
Z(t)	-1,521.349 ***	-345.076 ***	-1,086.937 ***	-327.148 ***	

(注) 観測数は、1,183,218。ラグ次数は 10。

***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%水準で有意。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータ及び日本経済新聞社提供データから筆者作成。

表 10 最適ラグの決定

ラグ	(a)日経225先物			(b)日経225先物mini		
	AIC	HQIC	SBIC	AIC	HQIC	SBIC
0	-16.4913	-16.4913	-16.4913	-16.8849	-16.8849	-16.8849
1	-16.5712	-16.5712	-16.5712	-16.9652	-16.9651	-16.9651
2	-16.5845	-16.5845	-16.5844	-16.9783	-16.9782	-16.9782
3	-16.5858	-16.5858	-16.5857	-16.9796	-16.9795	-16.9794
4	-16.5861	-16.5861	-16.5860	-16.9799	-16.9798	-16.9797
5	-16.5874	-16.5873	-16.5872	-16.9811	-16.9811	-16.9809
6	-16.5875	-16.5874	-16.5872	-16.9812	-16.9811	-16.9809
7	-16.5875	-16.5874	-16.5872	-16.9812	-16.9811	-16.9809
8	-16.5875	-16.5874	-16.5871	-16.9812	-16.9811	-16.9809
9	-16.5876	-16.5875	-16.5872	-16.9813	-16.9812	-16.9809
10	-16.5879*	-16.5878*	-16.5875*	-16.9817*	-16.9816*	-16.9813*

(注) *が最適ラグを示す。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータ及び日本経済新聞社提供データから筆者作成。

さらに、(b)日経 225mini と日経平均 VI においても(a)日経 225 先物と同様の結論が得られている。被説明変数の日経平均 VI に対する説明変数 VPIN のラグ次数 1 から 5 までの係数が正であり、かつ 1%水準で有意となっている。一方、被説明変数の VPIN に対する説明変数の日経平均 VI の 1、3 次のラグが 10%水準で有意であることを除けば、自己の過去以外の係数で有意となっているものはない。以上の結果を踏まえると、(b)日経 225mini の VPIN の変化率は、日経平均 VI の変化率に対して有意な予測力を持つが、それに対して日経平均 VI の変化率は、日経 225mini の VPIN の変化率に対する有意な予測力は検証されなかったと認められる。

最後に、この VAR モデルの推定結果を用いて、それぞれの変数の全てのラグの影響についてのグレンジャーの因果性の確認をした(表 12)。その結果、過去の日経 225 先物及び日経 225mini の VPIN は、日経平均 VI に対してグレンジャーの意味での因果関係があることが明らかとなった。つまり、過去の日経 225 先物及び日経 225mini の推移は、現在の日経平均 VI に対して説明力があることを意味している。ただし、ここでの因果関係は、通常の因果関係とは異なり、あくまでデータからの関係に過ぎない。さらに、この因果関係は定性的な評価にとどまり、その強さについては述べることはできないという特徴があるため解釈には注意を要する³²。しかし、VAR モデルの推定結果及び VPIN の理論的な背景から判断すれば、日経 225 先物及び日経 225mini の VPIN から日経平均 VI に対するこのグレンジャーの意味での因果関係で示された結果は、これまでの検証結果や理論的な関係性を裏付ける証左であると考えられる

日中の推移の確認

表 5 で挙げたイベントの中から 2 つのケースについて、具体的に日中の推移を検証した。まず、2013 年 5 月 23 日では日経 225 先物及び日経 225mini のサーキットブレーカー発動前に、VPIN は日経平均 VI より約 1 時間早く急落の予兆を捉えることができていた。次の 2014 年 10 月 31 日では、公的情報に基づく大幅な価格変動であるため、情報の非対称性の程度を示す VPIN は一時急騰した後、下落に転じる結果となっていた。なお、ここでも両商品の volume bucket のサイズ及び bar 間の価格変化の標準偏差は、3 ヶ月の移動平均値を用いている。以下では、検証結果の詳細について確認する。

まず、サーキットブレーカーが発動された 2013 年 5 月 23 日のマーケットの急落局面の日中の推移を検証する。これまでのパートでも当該日の VPIN の挙動の検証は実施しているが、ここではフ

³² この VAR 推定の結果を用いてのインパルス応答などの追加的な分析も有用であるが、これについては別の機会に論じることとする。

表 11 VAR(10)の推定結果

	(a)日経 225 先物		(b)日経 225mini	
	日経平均 VI	VPIN	日経平均 VI	VPIN
日経平均VI(-1)	-0.3137 ***	0.0015	-0.3145 ***	0.0030 *
日経平均VI(-2)	-0.1283 ***	-0.0020	-0.1290 ***	-0.0007
日経平均VI(-3)	-0.0457 ***	0.0013	-0.0462 ***	-0.0037 *
日経平均VI(-4)	-0.0283 **	-0.0043 *	-0.0286 ***	-0.0031
日経平均VI(-5)	-0.0319 ***	-0.0036	-0.0320 **	-0.0024
日経平均VI(-6)	0.0089 ***	-0.0001	0.0087 **	-0.0002
日経平均VI(-7)	-0.0020 ***	0.0038	-0.0022 **	-0.0004
日経平均VI(-8)	0.0054 ***	0.0019	0.0055 ***	0.0020
日経平均VI(-9)	0.0154 **	0.0023	0.0154 ***	0.0030
日経平均VI(-10)	0.0191 ***	0.0003	0.0191 ***	-0.0018
VPIN(-1)	0.0066 ***	0.0030 ***	0.0114 ***	0.0007
VPIN(-2)	0.0012 ***	-0.0179 ***	0.0035 ***	-0.0019 **
VPIN(-3)	0.0011 ***	0.0000	0.0025 ***	0.0007
VPIN(-4)	0.0007 *	-0.0017 *	0.0022 ***	-0.0006
VPIN(-5)	0.0018 ***	-0.0007	0.0013 ***	0.0000
VPIN(-6)	-0.0005	0.0011	0.0008 *	-0.0003
VPIN(-7)	-0.0002	0.0011	0.0007	0.0014
VPIN(-8)	0.0006 *	0.0033 ***	0.0001	-0.0024 **
VPIN(-9)	-0.0003	0.0013	-0.0002	0.0003
VPIN(-10)	-0.0006	0.0015 *	-0.0007	0.0028
切片項	-2.23×10^{-7}	9.39×10^{-7}	-2.30×10^{-7}	7.54×10^{-7}
決定係数	0.0916	0.0004	0.0919	0.0001
観測数	1,183,209	1,183,209	1,183,209	1,183,209

(注)***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%水準で有意。

(出所)大阪取引所ヒストリカルデータ及び日本経済新聞社提供データから筆者作成。

表 12 グレンジャーの因果性検定の結果

原因変数	結果変数			
	(a)日経225先物		(b)日経225先物mini	
	日経平均VI	VPIN	日経平均VI	VPIN
日経平均VI		12.630		15.295
VPIN	335.636 ***		700.26 ***	

(注)***、**、*はそれぞれ、1%、5%、10%水準で有意。

(出所)大阪取引所ヒストリカルデータ及び日本経済新聞社提供データから筆者作成。

ルサンプルを用い、かつ各設定値もリアルタイムのリスク管理に適したものに代えて VPIN 及び CDF (VPIN) の計測を行ったもので検証する³³。図 16 から、日経 225 先物及び日経 225mini の CDF (VPIN) は、ほぼ同様に推移し 9 時過ぎに一旦アラート水準に達した後に低下し、再び CDF (Nikkei VI) より 1 時間程度早い 11 時半ごろにアラート水準を超え、そのままサーキットブレーカー発動後まで同じ水準を維持している³⁴。この結果により、これまでの検証とは異なる設定値及び期間で作成した経験分布を用いても VPIN はマーケットの急変をあらかじめ捉えていたことを明らかにすることができた³⁵。なお、このサーキットブレーカー発動に至った契機は、事後的には午前中に発表があった中国経済統計の悪化が原因と目されているが、この統計発表は特に注目されるイベントとは投資家の間では認識されていなかった。そのため、何の前触れもなくマーケットが急落したと市場では受け止められ、最終的に日経平均株価は 2011 年 3 月の東日本大震災以来のサーキットブレーカー発動に至る前日比-1,143.28 円の大暴落となった。この大暴落の過程では、投資家間の情報の非対称性の程度は極度に高まっていたと考えられ、実際の VPIN の推移もそれを裏付けるものであったといえる。

以上の結果は、VPIN については、これまでの分析同様、Easley et al. (2012a) と整合的なものである。しかし、日経平均 VI については、CDF (Nikkei VI) もサーキットブレーカー発動前にアラート水準に達しており、CDF (VIX) では米国のフラッシュ・クラッシュを予測できなかったとする Easley et al. (2011a) の報告内容とは相反する結果が得られている。

次に、2014 年 10 月 31 日の日本銀行の政策委員会・金融政策決定会合において、量的・質的金融緩和の拡大の決定を受けて、日経 225 先物及び日経 225mini が急騰した 1 日の推移を検証する。図 17 より、13 時 39 分の本会合終了後、しばらく後に日経 225 先物及び日経 225mini は急騰し、その後は下落する局面もあったが上昇を続けたことがわかる。ここで、両商品の VPIN 推移は、(c)の日経平均 VI 及び CDF (Nikkei VI) が先物の動きに同調しているのとは対照的に、日経 225 先物及び日経 225mini の CDF (VPIN) は CDF (Nikkei VI) より先に一時的に急騰した後は反落し、特に日経 225 先物の VPIN が大幅に低下する結果となっていることが見てとれる。この対照的な動きは、2 つの指標の性質を端的に表しているものと考えられる³⁶。なお、今回のケースでは、先

³³ 日経平均 VI のサンプルデータが 2012 年 2 月 27 日からであるため、CDF (VPIN) も同日から計測済の VPIN を用いて経験分布を再作成している。なお、フルサンプルで計測済の VPIN を用いて作成した経験分布を用いた場合でも、CDF (VPIN) は 13 時前にはアラート水準に達し、サーキットブレーカー発動後まで、その水準を維持していることを確認している。

³⁴ 日経平均 VI は、12 時過ぎに投資家の不安心理が高まっているとされる 30 を突破し、サーキットブレーカー発動後に異常水準と見なされる 40 を超えた後、日中のピークをつけた。

³⁵ 寄付及び引けの板寄せとザラバで、それぞれ別の確率分布関数を用いた場合も同様の結果が得られている。

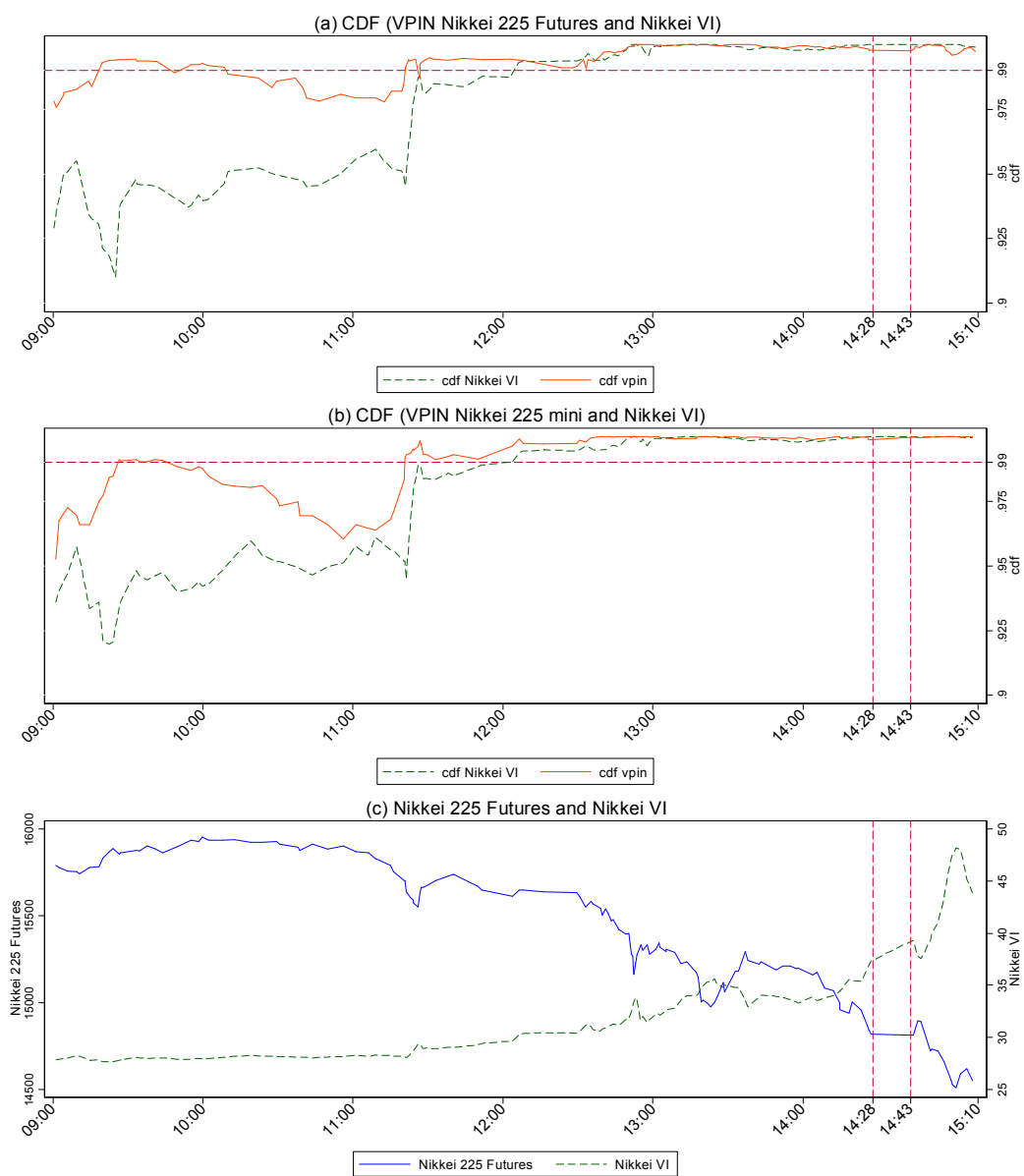
³⁶ 日経平均 VI は日経 225 オプション取引などの実現した価格変動を用いて算出しているのに対して、VPIN は情報投資家と非情報投資家の注文からオーダーフロー・インバランスを捉え計測を行っている。

の2013年5月のサーキットブレーカー発動のケースとは異なり、本会合は予定されていたもので投資家もその決定内容を注視していたと推察される。そのため、仮に決定内容そのものはサプライズを含むものであったとしても、マーケットの変動要因は特定可能な公的情報に基づくものであるため、情報伝達のタイムラグや解釈の相違のため投資家間の情報の非対称性の程度は一時的に拡大することとなったが、その後早期に解消に向かったと考えられる。

最後に、両商品のCDF (VPIN) の推移を具体的に確認する。日経225先物のCDF (VPIN) は、本会合前は0.7付近で推移していたものが本会合終了後は0.5程度まで一旦下落し、その後急騰して0.9と高水準を記録している。しかし、最終的にCDF (VPIN) は0.5を割り込み日中で最も低い値で取引終了を迎えた。これは、本会合での決定内容が投資家間で共有されることで情報の非対称性の解消が進んだ結果であると考えられる。それに対して、日経225miniのCDF (VPIN) は、急騰後の下落の程度が日経225先物とは異なり、0.75程度で大引けを迎え、本会合の終了前の水準より高い状態となっている。この相違は、日経225先物の方が情報優位な投資家による取引が中心となるため、日経225miniよりも情報の非対称性が低下するタイミングが早くなったと考えられる。実際のVPINの推移も上述の情報の非対称性に関する解釈が妥当であることを示すものであったと理解できる。それに対して、日経平均VIの(a)及び(b)のCDF (Nikkei VI)、(c)の日経平均VIは日経225先物とほぼ同じ推移を辿り、それぞれの指標が大きく低下することはなかった。これは、投資家間の情報の非対称性が解消されたとしても、日経平均VIは投資家間の今後の相場の見通しに対する警戒感を示すため、日経225先物のVPINとは異なり急伸した後も、ほぼ横ばいの水準を維持する結果になったと解釈することができる。

以上の結果により、VPINは、日経225先物及び日経225miniの価格変動に呼応しているのではなく、それらの短期的な価格変動の予兆を捉えていることが明らかとなった。

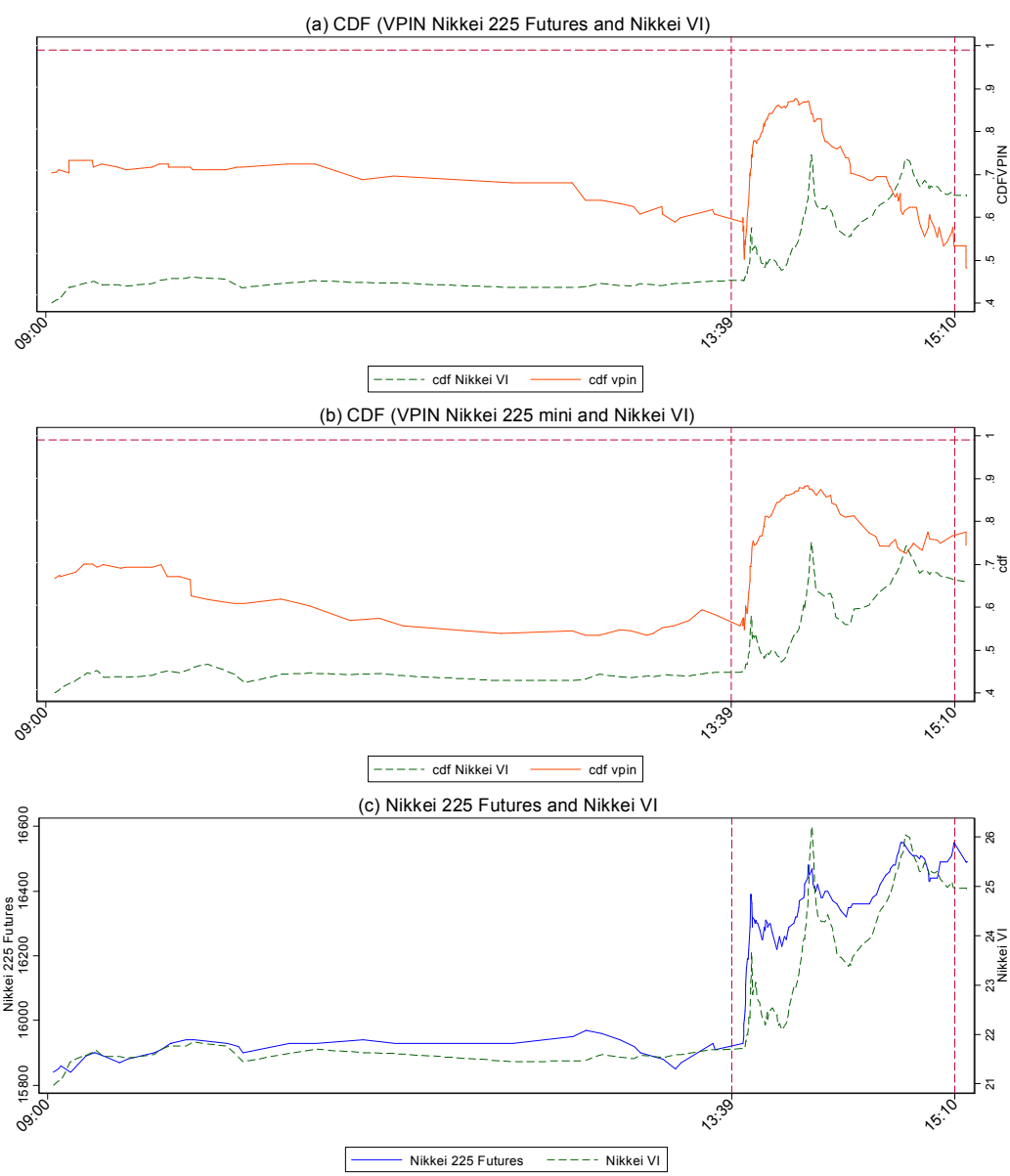
図 16 CDF (VPIN) の推移(サーキットブレーカー発動時 2013 年 5 月 23 日)



(注) 14 時 28 分に 15 分間のサーキットブレーカー発動。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータ及び日本経済新聞社提供データから筆者作成。

図 17 CDF (VPIN) の推移(日本銀行の金融緩和サプライズ 2014 年 10 月 31 日)



(注) 13 時 39 分に日本銀行の政策委員会・金融政策決定会合終了。

(出所) 大阪取引所ヒストリカルデータ及び日本経済新聞社提供データから筆者作成。

6. 結論

本稿では HFT が増加する環境の中、VPIN が短期的な市場変動予測を行うことが可能であるのかを明らかにすることを目的とした。そこで、先行研究において VPIN を計測する上で検討が不十分な各設定値及び累積分布関数に用いる確率分布の検討ならびに VPIN と日経平均 VI との推移の比較を行った。これまでの主要な検証結果は、次の 4 点にまとめられる。

まず、先行研究で論点となっている VPIN を計測する際の検討が十分ではない各設定値は、本稿の用いたデータサンプルにおいても Easley et al. (2012a) の分析での基準に則した各設定値で VPIN を一定の精度で計測できることを明らかにした。その一方で、volume bucket のサイズ及び数式 (2.3) 及び (2.4) の bar 間の価格変化の標準偏差は、取引状況によって影響を受けるため、Easley et al. (2012a) で用いた固定値ではなく移動平均により求めた値を採用する方が、より精度の高い VPIN の計測が可能となることも明らかとなっている。ここで得られた移動平均値の方が良いとする結果は、Andersen and Bondarenko. (2015) と整合的なものである。

次に、VPIN 及び CDF (VPIN) の計測に用いる将来時点のデータの使用の有無は、VPIN の短期的な市場変動の予測能力を大きく左右していることが明らかとなった。この背景として、VPIN 計測時点より将来の時点で、高水準の VPIN が計測されている場合、将来時点のデータを用いて作成した確率分布では VPIN が高水準となる前の期間であっても、アラートを発する VPIN の水準自体が高くなることがある。そのため VPIN 計測時点で本来アラートを出すべきマーケットの状況であるにもかかわらず、アラート水準に達しないケースが発生し VPIN の予測能力が機能しない結果となる。これは、大屋 (2015) で指摘されている VPIN の水準が分析期間によって異なる際に生じる問題である。したがって、将来予測能力の観点から VPIN を評価する場合は、将来時点のデータを使用せずに CDF (VPIN) を計測したものをを用いることが、その評価するうえで重要な点となる。

さらに、CDF (VPIN) の計測に使用する確率分布について、経験分布と対数正規分布を比較した場合、アラート水準に達するタイミングに若干の相違が生じるものの、短期的な市場変動に関する予測能力に差は認められなかった。これは、Easley et al. (2011a) の主張を実際の CDF (VPIN) の推移からも検証したもので、得られた結果は彼らの見解を裏付けるものとなっている。なお、CDF (VPIN) に用いる確率分布は、対数正規分布よりも一般的な確率分布を用いることも可能であるが、それらの利用については別の機会に論じることとする。

最後に、日経 225 先物及び日経 225mini の VPIN と日経平均 VI の時系列データを用いて VAR モデルの推定及びグレンジャーの因果性検定を行った結果、両商品の VPIN の変化率は日経平均 VI の変化率に対して有意な予測力を持つことが明らかとなった。それに対して、日経平均 VI の

変化率は、日経 225 先物の VPIN の変化率に対して有意な予測力は検証されなかった。さらに、過去に大幅な価格変動があった日のそれぞれの推移の確認を行い、日経 225 先物の VPIN 及び日経 225mini の VPIN は日経平均 VI に先行して推移し、短期的な市場変動予測を示していることが明らかになっている。また、マーケットの価格変動が大きいケースであっても、それが公的情報に基づくなど投資家間の情報の非対称性の解消が短期的に予想される場合には、日経平均 VI は上昇後に高止まる一方で、VPIN は下落に転じ、それぞれ異なる挙動を示すこともあることが確認できた。このような事例が VPIN と日経平均 VI のもつ固有の性質によるものかを明らかにするには、今後も引き続き検証を重ねていく必要がある。これらの結果は、Andersen and Bondarenko (2014a, 2014b, 2015) の VPIN の将来の予測能力に疑問を呈し VPIN はマーケットに呼応しているに過ぎないとする主張とは不整合であり、Easley et al. (2012a, 2014) の VPIN は短期的な市場変動予測が行えるとする結論を支持するものである。

以上の結果により、VPIN を巡る論争に次の観点から一定の貢献を果たすことができたと考える。本稿では、VPIN がリアルタイムでのリスク管理を想定した計測条件でも、各設定値や確率分布を適切に用いることで、マーケットが急変する予兆を捉える指標となりうることを明らかにした。これを受けて、VPIN をリアルタイムのリスク管理ツールとして実装することも検討可能な段階へと進めることができ、より精度の高いリアルタイムのリスク管理のための指標を必要とする投資家や市場関係者にとっても意義があるといえる。

今後の課題として、情報の非対称性の観点から VPIN を用いた異なる商品間の比較が考えられる。国際的な市場間競争が激しさを増す中では、HFT が増加するマーケット状況をリアルタイムで把握することに適した VPIN を用いて計測した情報の非対称性の観点からマーケットの特徴や商品性を捉え直すことも重要である。この新たな観点から VPIN を用いて分析することで、市場間競争を考えるうえで、新たな有益な示唆が得られると考えられる³⁷。なお、本稿ではデリバティブ商品を分析対象としたが、Abad and Yagüe (2012) でも明らかにしたように、株式においても VPIN の活用は期待されるものである。

最後に、VPIN をリアルタイムリスク管理ツールとして実装するにあたって留意すべき点を述べ、本稿の締めくくりとしたい。大屋 (2015) が警鐘を鳴らしているとおり、先行研究の VPIN 及び CDF

³⁷ Easley et al. (2011b) で VPIN の活用方法が紹介されている。これまで議論してきた情報の非対称性の程度の計測やリスク管理ツール以外の用途では、VPIN を対象とした先物 (The FVPI : Volume-based Probability of Informed Trading Index Futures) の紹介やその具体的な活用方法にも言及している。例えば、裁定取引で The FVPI を買い VIX を売るといったものが紹介されている。これらの活用方法については、別の機会に論じることとした。

(VPIN) の計測方法を一律に適用することの問題は、本稿の検証結果でも明らかとなっている³⁸。そのため、VPIN を実際に用いる際には、VPIN の計測過程の特徴やその限界を十分理解したうえで検証を積み重ね、個々の商品特性や運用ニーズに合致した各設定値の組合せを検討することが不可欠である。それには、取引所をはじめとする市場関係者や大学などの研究機関が密接に連携し、それぞれの知見を持ち寄り、さらに議論を深めていくことも重要である。なお、VPIN はオーダーフロー・インバランスから計測を行うため短期的な市場変動予測には有用である反面、中長期的な市場の変動予測を行うことには適していないと考えられる。そのため、マーケットのリアルタイムリスク管理を考えた場合、VPIN とは異なる性質や時間軸を持つ指標を併用することで、様々な角度からより精度の高いリスク管理が可能になるといえる。本稿の分析で用いた日経平均 VI は、Easley et al. (2011a, 2012a) で将来予測の有効性が確認できなかった VIX とは異なり、その予測能力が機能しうることを示していた。したがって、日経平均 VI の特性に適している CDF の確率分布やその適切なアラート水準など検討すべき課題も残っているが、現時点において VPIN と併用する指標として、日経平均 VI は有力な候補の 1 つであると考えられる。

³⁸ 本稿で用いた VPIN を計測するうえでの各設定値なども、あくまで一例である。

参考文献

- Abad, D. and Yagüe, J. (2012) From PIN to VPIN : an introduction to order flow toxicity. *The Spanish Review of Financial Economics*, 10, 74-83.
- Ahn, H. J., Cai, J., Hamao, Y. and Melvin, M. (2014) Little guys, liquidity, and the informational efficiency of price : evidence from the Tokyo stock exchange on the effects of small investor participation. *Pacific-Basin Finance Journal*, 29, 163-181.
- Andersen, T. G. and Bondarenko, O. (2014a) VPIN and the flash crash. *Journal of Financial Markets*, 17, 1-46.
- Andersen, T. G. and Bondarenko, O. (2014b) Reflecting on the VPIN dispute. *Journal of Financial Markets*, 17, 53-64.
- Andersen, T. G. and Bondarenko, O. (2015) Assessing measures of order flow toxicity and early warning signals for market turbulence. *Review of Finance*, 19, 1-54.
- CFTC (2013) Concept release on risk controls and system safeguards for automated trading environments. Commodity Futures Trading Commission, September 9.
- Chakrabarty, B., Pascual, R. and Shkilko, A. (2013) Trade classification algorithms: a horse race between the bulk-based and the tick-based rules. SSRN Working paper.
- Easley, D., R. F. Engle, M. O'Hara. and L. Wu. (2008) Time-varying arrival rates of informed and Uninformed Traders. *Journal of Financial Econometrics* 6, 171-207.
- Easley, D., Hvidkjaer, S. and O'Hara, M. (2002) Is information risk a determinant of asset returns? *Journal of Finance*, 57, 2185-2221.
- Easley, D., Kiefer, N. M., O'Hara, M. and Paperman, J. B. (1996) Liquidity, information and infrequently traded stocks. *Journal of Finance*, 51, 1405-1436.
- Easley, D. and O'Hara, M. (1987) Price, trade size, and information in securities markets. *Journal of Financial economics*, 19, 69-90.
- Easley, D. and O'Hara, M. (1992) Time and the process of security price adjustment. *Journal of Finance*, 47, 577-605.
- Easley, D. and O'Hara, M. (2004) Information and the cost of capital. *Journal of Finance*, 59, 1553-1583.
- Easley, D., López de Prado, M. and O'Hara, M. (2011a) The microstructure of the "flash crash" : flow toxicity, liquidity crashes and the probability of informed trading. *Journal of Portfolio*

Management, 37, 118-128.

Easley, D., López de Prado, M. and O'Hara, M. (2011b) The exchange of flow toxicity. *Journal of Trading*, 6, 8-13.

Easley, D., López de Prado, M. and O'Hara, M. (2012a) Flow toxicity and liquidity in a high-frequency world. *Review of Financial Studies*, 25, 1457-1493.

Easley, D., López de Prado, M. and O'Hara, M. (2012b) Bulk classification of trading activity. SSRN Working paper.

Easley, D., López de Prado, M. and O'Hara, M. (2012c) The volume clock : insights into the high frequency paradigm. *Journal of Portfolio Management*, 39, 19-29.

Easley, D., López de Prado, M. and O'Hara, M. (2014) VPIN and the flash crash: a rejoinder. *Journal of Financial Markets*, 17, 47-52.

Kubota, K. and Takehara, H. (2009) Information based trade, the PIN variable, and portfolio style differences : evidence from Tokyo stock exchange firms. *Pacific-Basin Finance Journal*, 17, 319-337.

Lee, C. and Ready, M. (1991) Inferring trade direction from intraday data. *Journal of Finance*, 46, 733-746.

O'Hara, M. (2015) High frequency market microstructure. *Journal of Financial Economics*, 116, 257-270.

Wu, K., Bethel, W., Gu, M., Leinweber, D. and Ruebel, O. (2013) A big data approach to analyzing market volatility. *Algorithmic Finance*, 2, 241-267.

Zweig, J. (2012) Could computers protect the market from computers?. *The Wall Street Journal*, May 25.

大屋幸輔 (2015), 「情報の非対称性のリアルタイム計測としての VPIN を巡って」, 『先物・オプションレポート』, 大阪取引所, Vol.27, No.4.

株式会社大阪取引所 (2015), 『投資部門別取引状況(2014年)』。

株式会社日本経済新聞社 (2014), 『「日経平均ボラティリティー・インデックス」リアルタイム算出要領』。

株式会社日本取引所グループ (2015), 『日本取引所グループ規則集(2015年版)』。