

日中データによる情報の非対称性の計測

大阪大学大学院経済学研究科 大屋幸輔¹

1 はじめに

マーケット・マイクロストラクチャーと呼ばれる投資家の市場行動や投資戦略に関する研究は、終値やその日の取引高といった市場に関する日次データを分析していた段階から、ティックデータという大量の日中データが利用可能になるにともない飛躍的に進展している²。本稿では、その一例として、特定の時間間隔（例えば一日）での売買の約定件数の不均衡に着目し、情報の非対称性と流動性の指標を導きだす PIN モデルについて考察する。この PIN モデルは Easley, Kiefer, O'Hara and Paperman (1996) や Easley, Hvidkjaer and O'Hara (2002) によって提唱されているもので、近年でもその拡張を試みる研究が数多く行われている。日本の市場に関する分析としては Kubota and Takehara (2009) が代表的研究である。以下ではまず Easley, Hvidkjaer and O'Hara (2002) によるモデルに関して概説をあたえ、それを拡張した Duarte and Young (2009) についてみていく。

2 PIN モデル：Easley, Hvidkjaer and O'Hara (2002)

PIN とは probability of informed trading の略語であり、売買の注文数の不均衡 (order imbalance) に着目し、投資家間の情報の非対称性の大きさを測る指標である。Easley and O'Hara (2004) が、PIN に対する理論的な説明をあたえ、情報が公的なものから私的なものにシフトすることにより、要求リターンが増加することを示している。Easley, Hvidkjaer and O'Hara (2002) は、情報の非対称性の代理変数としてモデルから導出される PIN 変数と米国市場の株式リターンの平均との間に、有意に正の相関があることを実証的に明らかにしている。モデルが想定している考え方は以下のとおりである。まず市場には、私的情報を利用できる情報投資家と、それ以外の非情報投資家があり、情報投資家は私的情報が入ってきたときのみ売買注文を行う。その一方で、非情報投資家は一定の平均的な数の売買注文を常に行っている³。私的情報の有無、その情報が取引対象資産に関して良いものか悪いものかによって、情報投資家の売買注文数は平均的に異なった値を示すと考える。売買注文数には非負の離散確率変数の代表的な確率分布であるポアソン分布を利用する。非情報投資家は平均 ε のポアソン分布に従って売買注文を出しており、情報投資家は入手した私的情報が良いものであれば買い注文を出し、悪いものであれば売り注文を出している。このとき情報投資家と非情報投資

¹大阪大学金融保険教育研究センター兼任

²マーケット・マイクロストラクチャーに関しては、大村ほか (1998) や太田ほか (2011) が詳しい。

³ここでは説明の都合上、売買注文はすべて約定し、注文数 = 約定数としている。

家の双方から出される売買注文数は、私的情報が無い場合は売りと買いそれぞれで平均的に ε であり、取引対象資産にとって良い私的情報がある場合は、売りでは平均 ε で、買いでは平均 $\mu + \varepsilon$ と、情報投資家が出す買い注文の μ の分だけ平均的に増加している⁴。逆に悪い私的情報の場合は、売りが平均 $\mu + \varepsilon$ 、買いは平均 ε になっており、それらが約定していると考えている。私的情報の生じる確率は α で、その情報が悪いものである確率を δ としている。このとき、買い約定件数（買い手主導による約定件数）、売り約定件数をそれぞれ (X_B, X_S) とあらわすと、それらの同時確率関数は以下で示す混合 Poisson 分布で表現することができる。

$$\Pr(x_B, x_S) = (1 - \alpha)P_o(x_B; \varepsilon)P_o(x_S; \varepsilon) + \alpha \left(\delta P_o(x_B; \varepsilon)P_o(x_S; \mu + \varepsilon) + (1 - \delta)P_o(x_B; \mu + \varepsilon)P_o(x_S; \varepsilon) \right)$$

ただし $P_o(x; c) = e^{-c}c^x/x!$ は平均 c のポアソン確率関数である。未知パラメータ $(\alpha, \delta, \mu, \varepsilon)$ は、この確率関数をもとに構成された尤度関数をもちいた最尤推定法によって推定することができる。PIN 変数は、売買の総約定件数 $X_B + X_S$ の期待値 $2\varepsilon + \alpha\mu$ にし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

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{2\varepsilon + \alpha\mu}$$

と定義されている。この定義から明らかなように、PIN 変数が大きな値をとるのは私的情報にもとづく取引の約定件数が相対的に大きい場合である。直感的にわかりやすい定義であるが、約定件数の平均的な増加は、売りのみか買いのみでおこる状況を記述するモデルとなっているため、モデルから導出される約定件数 X_B と X_S の相関は負の値しかとれない。しかし、実際の市場で観測される状況では、その相関が常に負であるとは限らず、正の値をとることも比較的多く観測されており、現実の取引件数を記述するモデルとしては十分とはいえない。Duarte and Young (2009) は次節で説明するように、買いと売りの双方に同時に symmetric order flow shock とよばれるショックをあらたに導入し、相関の問題を回避した拡張 PIN モデルとそのモデルから導かれる adjusted PIN と PSOS (probability of symmetric order flow shock) を提案している。

3 拡張 PIN モデル : Duarte and Young (2009)

拡張 PIN モデルの概要をまとめたものが図 1 である。新たに導入されたものは、売買の約定件数とともに増加させるショック (symmetric order flow shock, 以降, SO ショックとよぶ) で、その SO ショックが起こる確率を、私的情報がある場合と無い場合とで、それぞれ θ, θ' としている⁵。Duarte and Young (2009) は PIN モデルと同様に尤度関数を構成し、最尤推定を行っている。未知パラメータ数の多さから、推定に際してはある程度の工夫が必要となるが、これについては竹原 (2011) で数値計算上の問題点に関して詳細な解説がある。PIN モデルと同様に、情報にもとづく約定件数の期待値と約定件数の期待値の比として adjusted PIN,

⁴Easley, Hvidkjaer and O'Hara (2002) では、非情報投資家の出す注文件数は、買いと売りでそれぞれ $\varepsilon_B, \varepsilon_S$ としているが、ここではモデルを単純にするため ε としている。

⁵Duarte and Young (2009) にそって説明するため、私的情報が良いものである確率を δ としている点でも先に説明した PIN モデルと異なっている。

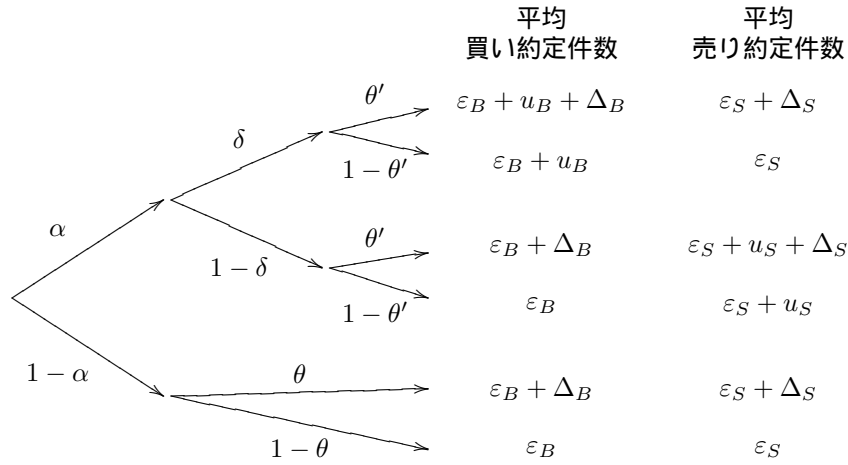


図 1: 拡張 PIN モデル

そして SO ショックに関連して PSOS は以下のように定義されている。

$$adjPIN = \frac{\alpha(\delta u_b + (1-\delta)u_s)}{\alpha(\delta u_b + (1-\delta)u_s) + (\Delta_b + \Delta_s)(\alpha\theta' + (1-\alpha)\theta) + \varepsilon_b + \varepsilon_s}$$

$$PSOS = \frac{(\Delta_b + \Delta_s)(\alpha\theta' + (1-\alpha)\theta)}{\alpha(\delta u_b + (1-\delta)u_s) + (\Delta_b + \Delta_s)(\alpha\theta' + (1-\alpha)\theta) + \varepsilon_b + \varepsilon_s}$$

この拡張 PIN モデルは、パラメータ制約 $\theta = \theta' = 0$ が課された場合、基本的に PIN モデルになっていることがわかる⁶。市場に SO ショックとよばれるショックが存在しているのかどうかは、帰無仮説に $\Delta_B = \Delta_S = 0$ 、対立仮説に $\Delta_B \neq 0, \Delta_S \neq 0$ を設定した仮説検定によって検証できるが、パラメータ θ と θ' は帰無仮説のもとでは識別されず、検定統計量は標準的な漸近分布に従わない可能性がある⁷。

Duarte and Young (2009) によれば、adjusted PIN は情報の非対称性の程度を表す指標で、PSOS は情報の非対称性とは無相関な illiquidity、すなわち流動性の低さを表す指標と位置づけられている。さらに米国での実証結果から、資産収益率との関連は、adjusted PIN (情報の非対称性) ではなく、PSOS (illiquidity) の方が強いという結論を与えている。日本市場に関しては、Kubota and Takehara (2009)、竹原 (2011) による実証研究がある。またそこでは未解決とされている問題も提示されており、PIN, adjusted PIN, PSOS に関する研究の現状を知ることができる。

4 adjusted PIN と PSOS の日中変化の計測

高頻度の日中データが入手可能になり、これまで日次データにもとづいて推定されていた PIN および拡張 PIN モデルは、例えば 5 分間隔に時間を区分して、推定することも可能になっている。図 2 は、証券コード 7203 の取引開始 9:00 からの 5 分間をはじめの時間区分として、以降、5 分ごとに区分された時間区分の売買約定件数を 2009 年 7 月 1 日から 2009 年 12 月 30 日の 123 日間の期間にわたって利用して推計した adjusted

⁶さらに $u_B = u_S, \varepsilon_B = \varepsilon_S$ というパラメータ制約がある場合に、先に提示された PIN モデルと同じ構造になる。

⁷このような問題を取り扱った研究として Hansen (1996) などがある。

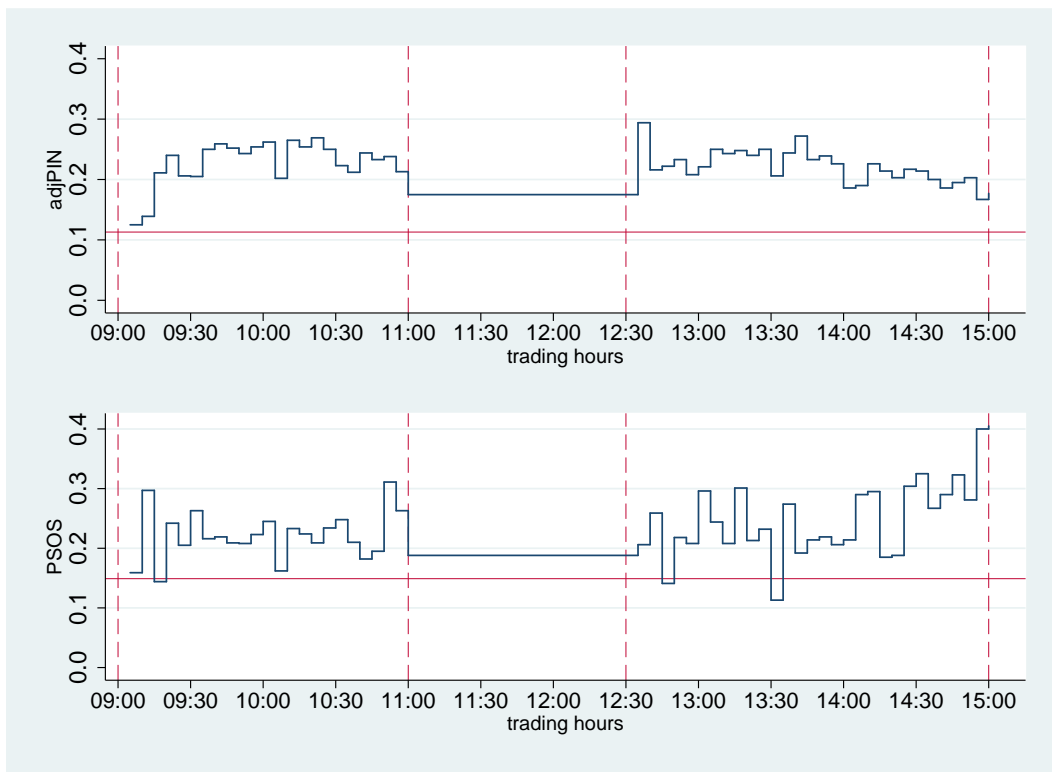


図 2: 日中の adjPIN と PSOS

PIN と PSOS である。adjusted PIN は、市場が取引開始後、上昇傾向をみせ、前場の終わりに向けて若干の低下を示している。また後場に関しても、前場と同様に終わりに向けてその値が低下している様子が確認できる。このことは、売買の約定件数の不均衡の程度が、取引が進むにつれて解消していく状況をとらえたものになっている。一方、PSOS は、取引終了に近づくとつれて、上昇している傾向がみてとれる。これは取引終了に向けて、バランスがとれる形で売買が活発に行われた結果と考えられる。情報の非対称性の程度は、市場が開いた直後は大きく、その後、取引が進むに従って価格発見が行われ、非対称性の程度は低下すると考えると、この銘柄での adjusted PIN の日中変化のパターンは、adjusted PIN が情報の非対称性の代理変数であるとの解釈と必ずしも整合的でないことを示唆している。ただし、これは特定の一つの銘柄に関する結果であり、Duarte and Young (2009) で示された adjusted PIN と PSOS の位置づけが、日本市場において成立しているかどうかを検証するには、数多くの上場銘柄での分析が必要とされる。adjusted PIN および PSOS のグラフ中には 0.113 と 0.149 のところにそれぞれ水平線が引かれているが、これは時間区分をわけずに日次データとして 123 日間のデータを利用して計測した場合の値である。いずれにおいても日中の値よりも小さくなっていることが確認できる。これは、各時間区分で生じている約定件数の不均衡を日次に集計することが、その不均衡を見えにくくしていることを示している。例えば、ある時間区分で買い約定件数が売りに対して大きな場合でも、別の時間帯で逆の状況なら、合計ではその不均衡の程度は小さくなるということである。このことはどの銘柄に関してもあてはまることであり、ティックデータの利用により、より詳しい売買発注行動の分析が可能になっている好例となっている。

5 まとめ

本稿では、情報の非対称性の程度を測定する PIN モデル、および拡張 PIN モデルについて紹介し、日中データを利用することで、従来、日次データの利用では見えてこなかった、adjusted PIN、PSOS などの指標の日中変化をとらえることが可能になることを示した。統計学的にはモデル選択の問題、約定件数がほとんどないような銘柄の取り扱いなどの課題を解決するために、最尤推定以外の推定法も考えられているが、紙面の都合上、ここでは取り上げていない。また市場の流動性の他の指標と同様に、数多くの銘柄での分析を積み重ねることで、さらに興味深い分析が出てくると期待されるモデルであるが、ここではモデルの紹介にとどめることにする。

参考文献

- 太田亘・宇野淳・竹原均 (2011), 『株式市場の流動性と投資家行動 — マーケット・マイクロストラクチャーの理論と実証』, 早稲田大学大学院ファイナンス研究科編, 中央経済社.
- 竹原均 (2011), 「流動性と株式リターン」, 『株式市場の流動性と投資家行動 — マーケット・マイクロストラクチャーの理論と実証』, 早稲田大学大学院ファイナンス研究科編, 中央経済社.
- 大村敬一・宇野淳・川北英隆・俊野雅司 (1998), 『株式市場のマイクロストラクチャー』, 日本経済新聞社.
- Duarte, J. and L. Young (2009), “Why is *PIN* priced?,” *Journal of Financial Economics*, 91, 119–138.
- Easley, D. and M. O’Hara (2004), “Information and the cost of capital,” *Journal of Finance*, 59, 1553–1583.
- Easley, D., N. M. Kiefer, M. O’Hara and J. B. Paperman (1996), “Liquidity, information and infrequently traded stocks,” *Journal of Finance*, 51, 1405–1436.
- Easley, D., Hvidkjaer, S. and M. O’Hara (2002), “Is information risk a determinant of asset return?,” *Journal of Finance*, 57, 2185–2221.
- Hansen, B. E. (1996), “Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis,” *Econometrica*, 64, 413–430.
- Kubota, K. and H. Takehara (2009), “Information based trade, the PIN variable, and portfolio style differences: evidence from Tokyo stock exchange firms,” *Pacific-Basin Finance Journal*, 17, 319–337.