

Discussion Papers In Economics And Business

日本市場における Post-Earnings Announcement
Drift と流動性の分析

笠原晃恭

Xin Zhong

Discussion Paper 21-25

January 2022

Graduate School of Economics
Osaka University, Toyonaka, Osaka 560-0043, JAPAN

日本市場における Post-Earnings Announcement Drift と流動性の分析

笠原晃恭[‡]

Xin Zhong[§]

要旨

本研究では、最新のデータを用いて日本の株式市場における Post-Earnings Announcement Drift (PEAD)の頑健性を検証した。PEAD とは、個別企業の決算が発表された後、一定期間に渡って株価がドリフトを持つ現象のことである。PEAD は価格モメンタムと並んでリスク・ベースのアセットプライシング・モデルで説明することが難しいアノマリーであり、行動ファイナンスのモデルを開発するモチベーションとなってきた。一方、米国のデータを用いた近年の研究によると、PEAD は流動性の著しく低い株式や超小型株のみで観察される現象だという批判も存在する。この研究では、最新のデータを用いて、日本の株式市場における PEAD が継続していることを確認した上で、①米国同様、流動性やサイズをコントロールすると効果が弱まること、しかし、その効果は②流動性やサイズ・ファクターに対するプレミアムでは説明できないことを実証した。

JEL 分類：G12 Asset Pricing

キーワード：PEAD、流動性プレミアム

[‡] 大阪大学経済学研究科 講師 kasahara.akitada.econ@osaka-u.ac.jp

[§] 無所属 zhongx2828@gmail.com

1. はじめに

Post-Earnings Announcement Drift (PEAD)とは、業績発表後に長期間にわたって、業績のサプライズと同方向のリターンが観測される現象のことを指す。PEAD は小型株効果と並んで長い歴史を持つアノマリーであり、Ball and Brown (1968)によって米国市場のデータをもとに初めて報告された。その後、Bernard and Thomas (1990)や Chan, Jegadeesh and Lakonishok (1996) によって厳密な実証が行われ、効率的市場仮説に反する2つの代表的なアノマリーとして、モメンタムと並んでPEAD が挙げられるに至った (Fama, 1990)。

近年の研究によると、多くのアノマリーは学術的に報告された後に減衰する傾向が報告されている (McLean and Pontiff, 2015)。これらの傾向は、①アノマリーの発見自体が統計的なまぐれによるものか、あるいは②アノマリーの周知によって裁定活動が活発化するもののどちらかによるものと解釈される。しかし、PEAD は発見から50年以上が経つにも関わらず、米国を含む多くの国々で継続的に観察されている (Hung, Li and Wang, 2015)。とりわけ、先進国において日本ではPEAD が強く観察されるという報告も存在し (音川 2009、松村 2010、岡田・佐伯 2014)、最新のデータを用いて日本市場におけるPEAD の傾向を分析する意義は大きいと考えられる。

PEAD はリスク・ベースのアセットプライシング・モデルで説明するのが難しく、アンカリングや注意力の欠如といった、行動ファイナンスにおける過少反応 (underreaction)の典型例と見做されることが多い (Dellavigna and Pollet 2009, Hirshleifer et al 2009、岡田・佐伯 2014)。しかし、行動ファイナンス的なモデルは、なぜ周知された「裁定機会」が継続して観察されるのかという意味で、裁定の限界 (limits to arbitrage)も同時に説明する必要がある。PEAD をこの側面から研究した論文は少なく、この研究では裁定を阻害する要因として流動性に着目する。

米国のデータを用いた近年の研究によると、PEAD は流動性の著しく低い株式や超小型株のみで観察される現象だという指摘が存在する。例えば、Hou, Xue and Zhang (2018)は、超小型株の影響を排除するため、等加重でなく時価総額加重ポートフォリオで検証すると、PEAD の統計的な有意性が失われると報告している。また、Chordia et al (2009)は、米国市場においてPEAD は流動性の著しく低い株式以外では観察されず、取引コストによってPEAD は実現不可能なアノマリーであると論じている。これらの研究は、流動性の欠如が裁定を阻害する要因であることを示唆している。PEAD の経済学的重要性を確認するため、本研究ではこれらの指摘が日本市場に当てはまるかどうかを確認したい。

2. PEAD の定式化

2.1. データの取得

本研究では、東京証券取引所一部と二部の全上場銘柄を分析対象とする。従って、JASDAQ やマ

ザーズ、地方証券取引所などに単独上場する銘柄は分析対象から除外されるが、そもそもこれらの取引所は小型株や流動性の低い銘柄が中心であるので、そういった銘柄以外でも PEAD が観察可能なのかという意味で、このデータ制約は本研究の問題意識と整合的である**。

データ期間は 2007 年の第 1 四半期から 2018 年の第 4 四半期までとする。金融商品取引法が四半期決算を義務化したのは 2009 年 3 月期決算であるが、それ以前より多くの企業が証券取引所の要請に従い四半期決算を開示していたので、その情報を用いる。本研究で用いる株価データや財務データは、日経 NEEDS FinancialQuest 及び NPM の各種データベースから取得した。

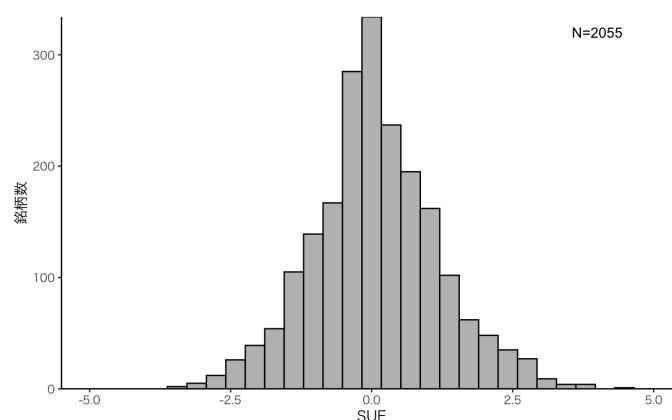
2.2. SUEを用いた業績サプライズの数値化

PEAD を定式化するにあたって、まずは業績のサプライズを定量的に測定する必要があるが、本研究では既存研究において最も標準的に採用されている SUE (Standardized Unexpected Earnings) を利用する。

$$SUE_{it} = \frac{E_{iq} - E_{iq-4}}{\sigma_{iq}}$$

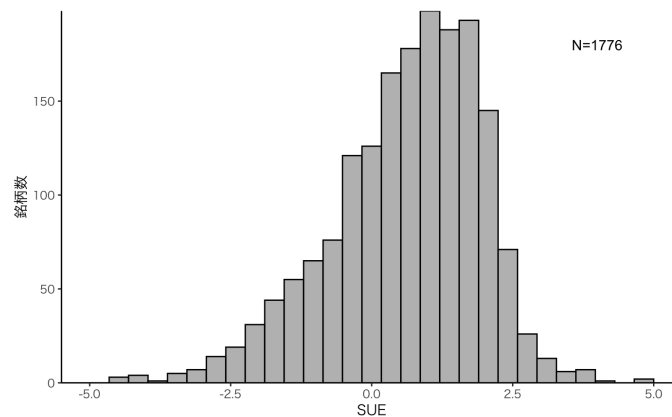
ここで、 E_{iq} は企業 i の直近の四半期における一株辺り当期純利益であり、 σ_{iq} は直近の 8 四半期を利用して計算した $E_{iq} - E_{iq-4}$ の標準偏差である。本研究では手始めに実現純利益を利用するが、経営者予想やアナリスト予想などを用いて別の定式化を行うことも可能である。

定義に従って実際に SUE を計算してみると、その分布は図 1 や図 2 のようになる。SUE は年度効果や産業効果をコントロールしない指標であるので、どの時点で計算するかで分布に大きな偏りが見られる。従って、PEAD を検証するにあたっては SUE の絶対値ではなく、ポートフォリオのリバランス時点における相対的な順位の情報を用いる。



(図 1) 2018 年第 1 四半期における SUE の分布

** 日本市場においてファーマ・フレンチの 3 ファクターモデルを検証した久保田・竹原 (2007) でも同様に、東京証券取引所一部と二部の全上場銘柄を分析対象としているが、彼らは会計情報の硬度を理由の一つに挙げている。



(図 2) 2010 年第 1 四半期における SUE の分布

2.3 ポートフォリオの構築

PEAD を検証する方法には、大きく分けて①イベント・スタディと②ポートフォリオ・リバランスの 2 通りがある。前者のイベント・スタディでは、業績のサプライズがあった時点を $t=0$ として、その時点を起点とする相対日時で超過リターンを集計する。この方法は直観的に株価ドリフトを図示できる長所がある一方、実際のイベント日にバラツキがある場合に、投資家のポートフォリオ決定を必ずしも現実的に再現できない短所が存在する。とりわけ本研究では、流動性制約の指標として銘柄入れ替えのリバランスに伴う取引コストの大きさを評価する必要があることから、後者のポートフォリオ・リバランスを採用する。

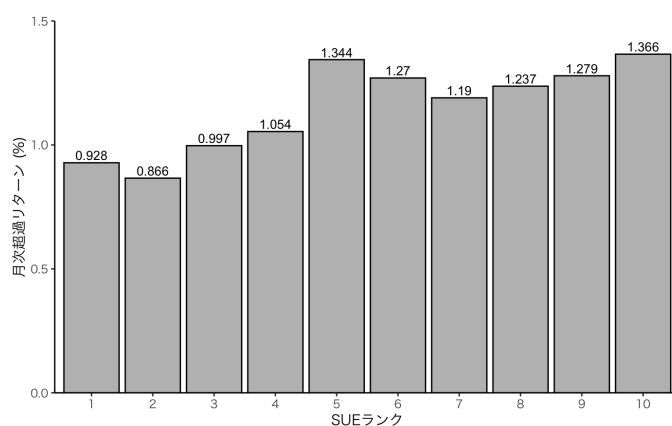
より具体的には、各四半期の最初の営業日に、投資対象の銘柄を SUE に応じて 10 等分してポートフォリオを構築した場合のリターンを計測する。バリューやサイズは年次リバランスなので、四半期リバランスは取引コストが大きくなる懸念がある。各ポートフォリオの構成比率を決めるにあたっては、超小型株の影響を見るため、等加重と時価総額加重の両者を比較する (Hou, Xue and Zhang, 2018)。

2.4. 月次超過リターンの比較

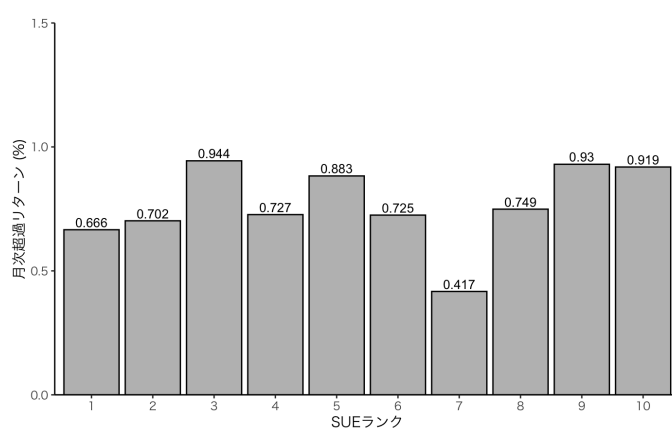
SUE ランク毎に月次超過リターンを比較した結果が、図 3 と図 4 である。各四半期ごとに SUE に応じて投資対象の銘柄を 10 等分するので、SUE ランクは 1 から 10 まであり、ランクが大きいほどプラスの業績サプライズであったことを意味する。

まず図 3 は各ポートフォリオを等加重で組成した場合の結果であり、SUE ランクに応じて月次超過リターンが増加していく傾向が見て取れる。一方、時価総額加重で組成してみると (図 4)、より凹凸のあるグラフとなり、SUR ランクと月次超過リターンの関係は必ずしも単調で無いことが見て取れる。従って、図 3 と図 4 の比較から、米国での研究結果と同様、PEAD は小型

株を中心に観察されるということが示唆される。

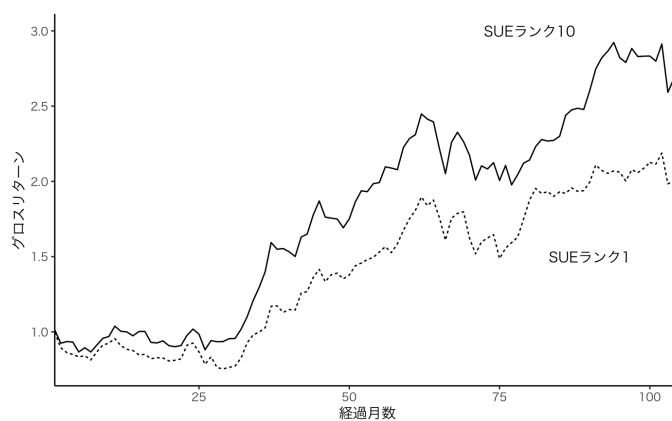


(図3) 月次超過リターンの比較 (等加重)



(図4) 月次超過リターンの比較 (時価総額加重)

一方、日本市場において PEAD は超小型株のみに限定された現象かという点必ずしもそうでない。例えば、サンプル期間における累積リターンを比較したのが図5である。この図は、構成比率を時価総額加重とした場合の、SUE ランク 1 と 10 のポートフォリオの累積リターンを比較しているが、両者のパフォーマンスには乖離が生じていることが見て取れる。



(図 5) 時価総額加重の場合における累積リターンの比較

リターンの違いをより厳密に検定するには、各種のファクター・モデルを用いる必要がある。以下では、SUE ランク 1 と 10 のポートフォリオでロング・ショート戦略を採用することを考え、CAPM、Fama-French の 3 ファクターモデル、Carhart の 4 ファクターモデルのそれぞれでアルファを計算したのが表 1 である。等加重の場合のみに統計的に有意な正のアルファが観察されている。

	等加重	時価総額加重
CAPM	0.409** (2.32)	0.234 (0.85)
FF3	0.364** (2.39)	0.123 (0.50)
Carhart	0.332** (2.17)	0.045 (0.18)

(表 1) ロング・ショート戦略のアルファ

3. 流動性に対する頑健性の検証

3.1. 流動性の概念の整理

流動性は多様な意味を持つ概念だが、本研究で関係するのは次の 2 つの仮説である。

1. PEAD の取引コスト控除後のリターンは実際には小さい。
2. PEAD は非流動性のプレミアムを反映したものに過ぎない。

以下では、これらの仮説を 3 つの側面から多角的に検証する。まず第一にインプリメンテーション・ショートフォール (IS) に基づく取引コストを加味したリターンを推定する。続いて、第二の視点として Amihud (2002) の流動性指標と PEAD の関係を調べる。最後に、非流動性のプレミアムの指標として、Pastor-Stambaugh (2003) の流動性ファクターを加味してアルファを計算する。

3.2. 取引コストの推定

取引コストの推定はマーケット・マイクロストラクチャーの研究対象であるが、ビッド・アスク・スプレッドは一回限りのオーダーを想定した取引コストなので、アノマリーの文脈では不適切な指標である。実務上、機関投資家はインプリメンテーション・ショートフォール (IS) をベンチマークとすることが多いため、ここではビッド・アスク・スプレッドの代わりに IS に注目する。ここで IS とは①タイミング・コスト、②マーケット・インパクト・コスト、③委託手数料の合計として定義され、機関投資家がオーダーを分割して執行する場合のコストを推計した値である。

ISはその性質上、日中ティックデータなどの価格データで推定することが難しく、機関投資家で無いとデータの入手が難しいという欠点を持つ。ここでは、野村アセットマネジメントの内部データに基づきISを推定して工藤・佐野（2015）を参照する。この論文ではロングオンリーの公募投信の執行データに基づき、ISの中央値を16.9bpsと報告している。時価総額加重ポートフォリオの場合、四半期リバランスで年間平均のターンオーバーは130%前後。取引コストを線形で16.9bpsと仮定すれば、PEADの超過収益率と比べて、取引コストは無視できるほど小さい。

もちろんこれは取引コストの複雑さを無視した大雑把な計算である。第一に、取引コストは取引占有率に関して上に凸となるため（Almgren and Chriss, 2000）、取引量も想定しないと正確な取引コストは推定できない。また、工藤・佐野（2015）は大型株中心でロングオンリーの取引に分析を限定しているため、ショートや小型株の取引を伴うPEADの取引費用は16.9bpsよりも大きいはずである。

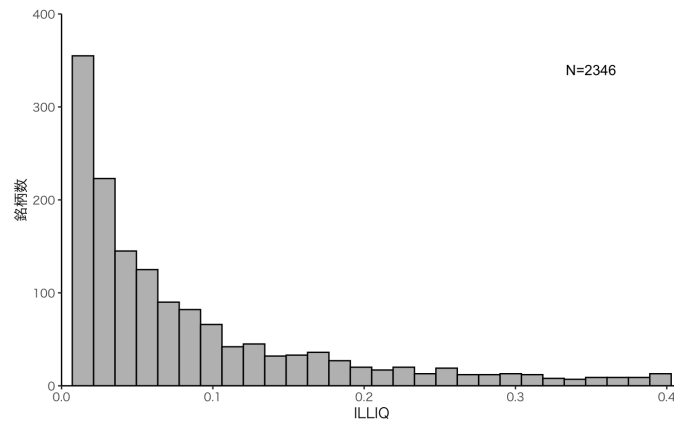
その一方で、実務的には取引コスト控除後のリターンを改善するよう各種の工夫がなされている点も留意すべきである。Novy-Marx (2019)は、① 取引コストの低い株式に限定して取引する、② 定期リバランスの頻度を落とす、③ リバランスのハードルを上げる、といった手法を採用することで、取引コスト控除後のリターンを大幅に改善できると報告している。PEADに関しても同様の工夫が可能であるため、取引コスト控除後だとPEADは消滅すると主張するのは難しいように思われる。

3.3. Amihud (2002)の流動性指標

以下で定義されるAmihud (2002)の流動性指標（ILLIQ）は、データの入手が難しいISと比べて、各銘柄ごとにプライス・インパクトを推定できる利点を持つ。

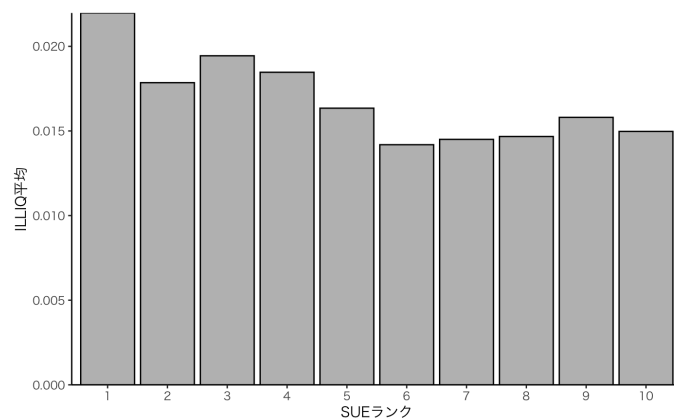
$$ILLIQ_{it} = \frac{1}{D_{it}} \sum_{t=1}^{D_{it}} \frac{|R_{itd}|}{YVOL_{itd}} \times 10^6$$

ここで D_{it} は月 t における株式 i の取引日数、 R_{itd} は株式 i の日次リターン、 $YVOL_{itd}$ は株式 i の日次取引金額である。2018年12月におけるILLIQの分布を描くと図6のようになる。



(図 6) 2018 年 12 月における ILLIQ の分布

各 SUE ランクに関して ILLIQ の平均値を計算すると、図 7 のようになる。もし PEAD が (ILLIQ の意味で) 流動性の低い銘柄に限定して生じているのであれば、図 7 はもっと U 字型になっているはずである。しかし、実際の図 7 は低 SUE ランクにおいて若干高くなっているものの、高 SUE ランクではむしろ低くなっているため、必ずしも PEAD は (ILLIQ の意味で) 流動性の低い銘柄に限定して生じているわけではない点が観察できる。



(図 7) SUE ランクごとの ILLIQ 平均値

この点を等加重ポートフォリオのリターンで確認したのが、次の表 2 である。この表では、SUE と ILLIQ で独立に二重ソートを行い、全銘柄を合計で 10×10 ポートフォリオに分割した場合の平均月次超過収益率を報告している。SUE ランクが 1 と 10 のポートフォリオでロング・ショートした際のリターンが最終行で報告されており、ILLIQ が高いポートフォリオほどそのリターンが高い傾向が観察できる。しかし、ILLIQ のランクが 1 や 2 の場合でもプラスのリターンが観察されており、必ずしも PEAD は (ILLIQ の意味で) 流動性の低い銘柄に限定して生じているわけではない点が改めて確認できる。

平均月次超過収益率（等加重）

		ILLIQ 低								ILLIQ 高	
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
SUE 低	P1	0.756	0.935	1.537	1.311	1.178	1.039	0.696	0.628	0.875	0.865
	P2	1.026	1.045	0.860	1.318	0.983	1.151	1.019	0.749	0.945	0.936
	P3	1.093	1.224	1.416	0.746	1.133	1.254	0.565	1.221	1.193	0.772
	P4	0.688	1.145	0.873	1.045	1.157	1.126	1.057	1.328	1.288	1.664
	P5	0.892	1.253	1.077	1.004	1.332	1.153	1.960	1.378	1.451	1.381
	P6	0.763	1.306	0.779	1.205	0.910	1.102	1.113	1.007	1.414	1.397
	P7	0.288	0.766	0.814	1.149	1.211	0.993	1.557	0.975	1.409	0.981
	P8	0.763	0.820	0.810	1.071	1.031	1.230	1.663	1.419	1.592	1.630
	P9	0.973	1.076	0.863	1.038	1.111	1.149	1.342	1.689	1.781	1.678
	P10	0.987	1.055	1.379	0.966	1.488	1.336	1.430	1.991	1.679	1.807
P10-P1		0.231	0.119	-0.159	-0.345	0.311	0.297	0.734	1.363	0.804	0.943

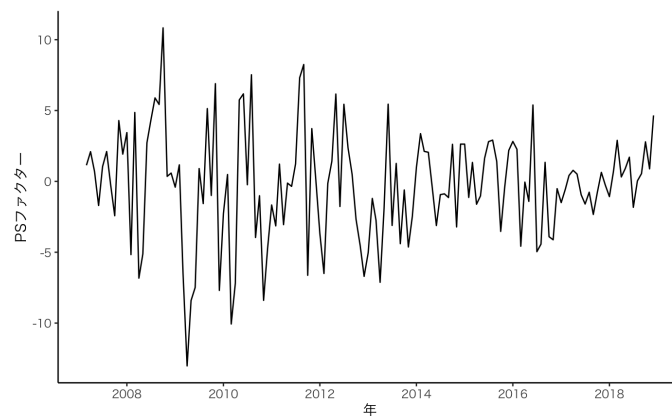
（表 2）SUE と ILLIQ による独立ソート

3.4 Pastor and Stambaugh (2003)の流動性ファクター

最後に流動性プレミアムを調整した上でも PEAD が存在するかどうかを調べるために、Pastor and Stambaugh (2003)の流動性ファクター（PS ファクター）との関係を調べる。PS ファクターは市場全体の流動性の予見不可能な変化を定量化したもので、以下の回帰式で定義される。

$$\Delta \tilde{y}_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \tilde{y}_{t-1} + \beta_2 \frac{mv_{t-1}}{mv_1} \Delta \tilde{y}_{t-1} + \varepsilon_t$$

厳密な定義は元論文を参照して欲しいが、 $\Delta \tilde{y}_t$ は市場全体の流動性の月次変化を表し、 $\Delta \tilde{y}_t$ に対するランダム・ショック $L_t = \frac{\varepsilon_t}{100}$ が PS ファクターと定義される。各銘柄に関して計算される Amihud (2002)の流動性指標（ILLIQ）とは異なり、PS ファクターは市場全体で定義される値である。日本市場におけるその実現値を図示すると次の図 8 のようになる。



（図 8）日本市場における PS ファクターの推移

表 1 で行ったパフォーマンス分析において、PS ファクターも追加した結果が次の表 3 である（最初の 3 行は表 1 の結果を再掲）。ここで 5 ファクターモデルとは、Carhart の 4 ファクターモデルに PS ファクターを追加したモデルであり、6 ファクターモデルはそれに更に CMA（資産成長率）を追加したモデルである。表 1 と同様、等加重と比べて時価総額加重でアルファが小さくなるが、

等加重のアルファは PS ファクターの追加に対して頑健であることが確認できる。従って、この意味において PEAD は流動性やサイズ・ファクターに対するプレミアムでは説明できないことがわかる。

	等加重	時価総額加重
CAPM	0.409** (2.32)	0.234 (0.85)
FF3	0.364** (2.39)	0.123 (0.50)
Carhart	0.332** (2.17)	0.045 (0.18)
5ファクター	0.406*** (2.83)	0.145 (0.59)
6ファクター	0.379** (2.62)	0.076 (0.31)

(表 3) PS ファクター調整済みのアルファ

4. 結語

本研究では、最新のデータを用いて日本市場における PEAD の頑健さを検証した。その結果、①超小型株の影響は見られるものの、それらを除外しても PEAD は存在する、②PEAD は ILLIQ や PS ファクターとの相関が低く、流動性が比較的高い銘柄群でも PEAD は存在する、③取引コストの現実的な水準と比べて、PEAD の超過収益率はかなり大きい、といった結論が得られた。これらの結果は、米国と比して、日本の株式市場における流動性プレミアムは小さいという既存研究 (Takehara and Zhong 2020, Kazumori et al 2019) と整合的であり、行動ファイナンス的な解釈を完結させるには、他の limits to arbitrage 要因を検討する必要があることを示唆している。

5. 参考文献

- 松村 (2010), “決算発表後の株価ドリフト : Foster モデルを用いた市場の期待形成に関する分析”, 行動経済学
- Chordia, Goyal, Sadka, Sadka, and Shivakumar (2009), “Liquidity and the Post-Earnings-Announcement Drift”, Financial Analysts Journal
- Novy-Marx (2019), “Comparing Cost-Mitigation Techniques”, Financial Analysts Journal
- 工藤・佐野 (2015), “日本の株式市場における取引コストの実証分析”, 証券アナリストジャーナル
- 岡田・佐伯 (2014), “注意力の限界と Post-Earnings-Announcement-Drift”, 証券アナリストジャーナル
- Fama (1998), “Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance”, Journal of Financial Economics

- Takehara and Zhong (2020), “Stock Liquidity Premium on the Tokyo Stock Exchange”, Journal of Critical Reviews
- Mendehall (2004), “Arbitrage Risk and Post - Earnings - Announcement Drift”, Journal of Business
- Amihud (2002), “Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects”, Journal of Financial Markets
- Pastor and Stambaugh (2003), “Liquidity risk and expected stock returns”, Journal of Political Economy
- 津田・吉野 (2016), “株式の計量分析入門”, FinTech ライブラリー, 朝倉書店
- 太田 (2014), “株式市場における流動性指標”, 日本銀行 金融高度化センター ワークショップ発表資料
- Li, Novy-Marx and Velikov (2019), “Liquidity Risk and Asset Pricing”, Critical Finance Review
- Acharya and Pedersen (2005), “Asset pricing with liquidity risk ”, Journal of Financial Economics
- Kazumori, Fang, Sharman, Takeda and Yu (2019), "Asset Pricing with Liquidity Risk: A Replication and Out-of-Sample Tests with the Recent US and the Japanese Market Data", Critical Finance Review
- Hasbrouck (2004), “Trading Costs and Returns for U.S. Equities: Estimating Effective Costs from Daily Data”, Journal of Finance
- Almgren and Chriss (2000), “Optimal execution of portfolio transactions”, Journal of Risk
- Hou, Xue and Zhang (2018), “Replicating Anomalies”, Review of Financial Studies
- McLean and Pontiff (2015), “Does Academic Research Destroy Stock Return Predictability?”, Journal of Finance
- 音川 (2009), “投資家行動の実証分析”, 中央経済社
- Ball and Brown (1968), “An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers”, Journal of Accounting Research
- Bernard and Thomas (1990), “Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings”, Journal of Accounting and Economics
- Hung, Li and Wang (2015), “Post-Earnings-Announcement Drift in Global Markets: Evidence from an Information Shock”, Review of Financial Studies
- Hirshleifer, Lim and Theo (2009), “Driven to Distraction: Extraneous Events and Underreaction to Earnings News”, Journal of Finance
- 久保田・竹原 (2007), “Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証”, 現代ファイナンス
- Mendenhall (2004), “Arbitrage Risk and Post-Earnings-Announcement Drift”, Journal of Business
- Dellavigna and Pollet (2009), “Investor Inattention and Friday Earnings Announcements”, Journal of Finance

PEAD and Illiquidity Premium in the Japanese Market

Akitada Kasahara^{† †}

Xin Zhong^{‡ ‡}

Abstract

This paper studies the robustness of post-earnings announcement drift (PEAD) using recent data from the Japanese market. PEAD is the tendency for stocks to drift in the direction of an earnings surprise. Many behavioral finance models have been developed for PEAD since it is hard to explain within risk-based rational asset pricing framework. Recent studies using US data argue that PEAD can be observed only among extremely illiquid and small stocks. This paper confirms that PEAD continues to exist in the Japanese market, and its effect becomes weaker when the liquidity and size are controlled. However, the effect cannot be explained by either liquidity or size premium with factor models.

JEL classification: G12 Asset Pricing

Keyword: PEAD, liquidity premium

^{† †} Assistant Professor, Graduate School of Economics, Osaka University
kasahara.akitada.econ@osaka-u.ac.jp

^{‡ ‡} Independent Researcher
zhongx2828@gmail.com