

株式分割を通じた名目株価の変化とリターンの共変動

柳樂 明伸*

2018年6月18日

概要

本稿では、日本市場において、株式分割と株式併合を通じた株価水準の変更が、その後のリターンの変動に影響をもたらすかを検証する。分析の結果、株式分割により株価の水準が低くなると、株価の低い株式との連動が高まり、株価の高い株式との連動が低下することが確認された。他方で株式併合を行った企業は、併合実施後、株価の低い株式との連動が低下し、株価の高い株式との連動が上昇することが確認された。この結果は、単元株式数の調整を同時に行い、最低投資金額が変化しない場合でも同様であり、実質的には株式分割と同様の効果をもたらすと考えられる株式併合実施企業についても、株式併合同じ結果が得られている。このことは、株価の高さそのものが投資家の投資行動に影響することを示している。株価の水準の変化によるリターンの共変動は、価格が低い株式ほど大きくなり、分割比率が大きい企業ほど高まることが示された。また分割実施時のマーケット全体のセンチメントも共変動の大きさに影響をもたらしている。これらの結果は、投資家が名目価格によって株式をカテゴライズし、投資判断を行っている可能性を示唆している。

* 一橋大学大学商学研究科博士後期課程

1 はじめに

株式リターンは、様々なファクターと共変動することが知られており、どのようなファクターがリターンの変動に影響を与えているのかを特定することは資産価格に関する研究の重要な課題である。株式リターンに影響をもたらす要因としては、例えば、マーケット全体の変動や企業規模、簿価時価比率、モメンタムなどがあげられる。これらのファクターとリターンの間の共変動はファンダメンタルズの共変動によって生じているという見方と非合理的な要因や市場の摩擦によって生じているという見方が存在する。伝統的なファイナンス理論の考え方によれば、株式リターンはキャッシュフローの変化または割引率の変化によって変動する。したがって、株式リターンと共変動するファクターは、将来の不確実性やデフォルトリスクなどのようにファンダメンタルズに関するファクターであるとみなされている。こうした伝統的な考え方に対して、ファンダメンタルズ以外の要因によっても、株式リターンの共変動が生じうることを示した研究がある。

本稿では、ファンダメンタルズに影響を与えない要因であっても株式リターンの共変動が生じるのかを検証し、どのような要因によって資産間の共変動を生じさせているかを明らかにする。本稿では、ファンダメンタルズに影響をもたらさない要因として、株価の高さ（名目株価）を用いる。名目株価は各企業が株式分割や併合を通じて任意の価格帯に設定できる。株式分割によって、株価は変化するが、同時に株式数が増加するため、企業のキャッシュフローや時価総額には影響を与えない。そのため、株式分割と株式併合を名目株価が増加するがファンダメンタルズには影響をもたらさないイベントとしてみなし、株式分割と株式併合前後の株式リターンと名目株価の共変動を検証することで、ファンダメンタルズ以外の要因とリターンの間に共変動が起こっているのかを明らかにする。

ファンダメンタルズ以外の要因と株式リターンに共変動が生じているのであれば、どのような要因によって引き起こされているのだろうか。Barberis and Shleifer (2003) は投資家が特定の要因に基づいて資産をカテゴライズすることによって投資の意思決定を行っている場合、同一カテゴリーの資産間で共変動が生じることを示している。Barberis and Shleifer (2003) のモデルでは、あるカテゴリーの過去のパフォーマンスが良ければ、そのカテゴリーへの投資量を増加させる投資家が存在する場合、ファンダメンタルズによって投資判断を行う投資家がいたとしても、同一カテゴリーの資産の共変動が増加し、また、その共変動は、キャッシュフローの間に相関がない場合であっても発生することを示している。また、Barberis et al. (2005) は、あるカテゴリーから別の

カテゴリーに資産が再分類されたときに、以前のカテゴリーに属する資産との共変動が低下し、新しいカテゴリーに属する資産との共変動が大きくなることを示している。また、この共変動の大きさは、投資家のセンチメントの影響を受け、センチメントがあることによって、ファンダメンタルズ以外の要因による共変動が大きくなることを示している。こうした投資家のカテゴライズの影響を示した実証研究として、Green and Hwang (2009) は株式分割を通じた名目株価の変化を通じて、価格で分類したポートフォリオのリターンと分割実施企業のリターンの間の共変動の関係を検証している。分析の結果、株式分割後、分割実施企業は低価格の株式との共変動の程度が大きくなり、また、高価格の株式との共変動の程度が小さくなることを示している。また、Kumar et al. (2012) は名目価格による共変動の変化を、個人投資家が増加することによって生じていることを示しており、共変動の程度はマーケットの不確実性が増加するにつれ、増加することを示している。これらの結果は投資家が価格帯によって投資対象をカテゴライズしていることを示唆しているが、これらの結果は、名目価格の水準そのものによって引き起こされているのか、投資に必要な価格が下がったことにより、その資産に投資可能な投資家層が拡大したことによって、引き起こされているのかは明確ではない。また、既存の研究では、株式分割による流動性の変化や分割時のシグナルの影響も考慮されていない。

本稿では、Green and Hwang (2009) や Kumar et al. (2012) の研究と同様に、株式分割企業において、分割実施前後でリターンの共変動が変化するかを検証する。これに加えて、単元株数の変更と合わせて株式分割と株式併合を実施した企業においてもリターンの共変動が変化するかを検証する。この検証を行うことによって、既存の研究では考慮されていなかった要因をとらえることができる。すなわち、投資家が名目株価の水準によって投資判断を行っているのか、分割を通じた最低投資金額（名目株価 × 単元株数）の変更によって、投資判断を行っているのかを明らかにすることができる。既存の研究では、アメリカ市場を対象に、名目価格の変更と共変動の関係を示しているが、アメリカ市場では、単元株数が固定されているため、株式分割をすることによって、最低投資金額が低下する。そのため、アメリカ市場を対象とした研究では、投資家が名目株価の水準が変わったことで共変動の変化が生じているのか、最低投資金額の引き下げにより、小口投資家などの投資のしやすさが向上したことによって投資家層が変化したことによって、共変動の変化が生じているのかが識別できない。これに対して、日本市場では単元株の変更と同時に株式分割または株式併合を行う場合がある。そのため、最低投資金額が低下する株式分割だけでなく、最低投資金額が変化しない株式分割のサンプルを用いた分析を行うことができることが日本市場での検証を行うことの特徴である。

こうした単元株数の調整と株式分割・併合が同時に行われている背景には、2007年から日本の証券取引所が単元株数を100株に統一する動きがあるためである。日本市場では、2018年10月までに単元株を100株に統一することが求められており、2014年4月時点では単元株数が100株の企業は上場企業の67.2%であったが、2018年3月時点では上場企業の95.7%と増加している。これらの単元株の調整と同時に株式分割・株式併合が用いられることが多い。単元株数の変更を行わない株式分割の場合、株式分割を行うことによって、投資に必要な最低金額が低下する。それに対して、単元株数の変更と同時にその分だけ、株式分割を行うことで最小投資金額を変更することなく、単元株数を変更することができる。例えば、単元株式数が1株の企業が単元株数を100株に変更するとき同時に1:100の株式分割を行った場合、最小投資金額を変更することなく、単元株式数の変更が可能になる。このとき、変化するのは、名目株価のみであり、最小投資金額が変化しないため、株式分割による流動性への影響は小さい。また、これらの変更は、制度的な変更であるため、株式分割を通じたシグナリングや流動性変化の影響も小さいと考えられる。そのため、Green and Hwang (2009) や Kumar et al. (2012) では考慮されていない分割実施によるファンダメンタルズへの影響がより小さい場合であっても共変動の変化が生じているかを検証することができる。

また、日本市場を対象とするサンプルを用いることの特徴の一つとして、株式併合と同時に単元株式数の変更を行い企業の中には、併合の割合が単元株式数の変更よりも小さいケースがあることがあげられる。例えば単元株式数を1000株から100株に変更すると同時に、株式併合を5:1の割合で行うケースがある。この場合、株式併合を行っているにもかかわらず、最低投資金額は併合前の半分になっており、投資家にとっては実質的には1:2の株式分割を行ったことと同様の影響があると考えられる。しかし、これらの実質分割実施企業の場合、株式併合により名目価格は10倍に上昇している点が株式分割と異なる点である。本稿では、株式分割企業と株式併合企業、株式分割企業のうち実質的には分割を実施していない企業、株式併合企業のうち実質株式分割企業のサンプルを用いて、株式分割によって、その後のリターンの共変動に変化が生じているのかを明らかにする。また、その共変動の変化が名目価格の変化によって生じているのか、投資単位の引き下げによる投資のしやすさによって生じているのかを明らかにする。

本稿ではサンプルサイズの関係から株式分割と株式併合を行った企業を4つのタイプに分類し、分析を行う。第一に株式分割を行い、同時に同じ比率の単元株数の調整を行った企業である。これを実質無分割企業と呼ぶ。第二に、株式分割を行った企業のうち、単元株調整を行わなかった企業または単元株調整の比率が分割比率よりも小さい企業である。これを分割企業と呼ぶ。第三に株式

併合を行った企業のうち、同じ割合だけ単元株調整を行った企業である。これを実質無併合企業と呼ぶ。最後に株式併合を行うと同時に分割比率以上の単元株調整を行った企業である。これを実質分割企業という。表1は4つのタイプの分割または併合実施時の名目価格と最低投資金額の変化、カテゴライズによる共変動の変化の関係をまとめたものである。ただし、実質分割比率は

$$\text{実質分割比率} = \frac{\text{変更前売買単位}}{\text{変更後売買単位}} \times \text{分割比率}$$

であらわされる。分割を実施した企業は、名目価格が下落するが、このうち、分割企業は最低投資金額が低下するのに対して、実質無分割企業は最低投資金額は変化しない。併合を実施した企業は、名目価格が上昇するが、実質無併合企業は最低投資金額は一定であるのに対して、実質分割企業は最低投資金額が減少している。投資家が株式を名目株価または最低投資金額によって、カテゴライズしていないのであれば、分割や併合実施後の企業のリターンと価格帯で分類したポートフォリオの間には共変動の変化は生じないはずである。しかし、投資家が株価の高さや投資のしやすさによって、投資選択を行うのであれば、株式分割後のリターンは低価格のリターンと共変動しやすくなると予想される。投資家が株価の高さによって株式を分類しているのであれば、実質分割企業の低価格ポートフォリオとの共変動は低下する。その一方で、投資家が投資のしやすさで株式を分類しているのであれば、実質分割企業の低価格ポートフォリオとの共変動は上昇する。本稿では株式分割・株式併合前後における共変動の変化を検証することで、投資家のカテゴライズが起こっているのか、また、それはどのような要因によって生じているのかを明らかにする。

表1 分割・併合のタイプ別の投資家のカテゴライズと共変動の関係

		名目価格	最低投資金額	低価格（高価格）ポートフォリオとの連動		
				カテゴライズなし	名目株価のカテゴリ	投資可能性のカテゴリ
株式分割	実質分割比率=1	下落	一定	一定	+ (-)	一定
	実質分割比率>1		下落		+ (-)	+ (-)
株式併合	実質分割比率=1	上昇	一定	一定	- (+)	一定
	実質分割比率>1		下落		- (+)	+ (-)

2 先行研究

非ファンダメンタルズに関する要因が株式の共変動に影響をもたらすことを示した理論論文としては、Barberis and Shleifer (2003) があげられる。Barberis and Shleifer (2003) は、投資家

がリスク資産を特定のカテゴリーに分類して投資の意思決定を行うときの資産価格の動きを表したモデルを示している。このモデルでは、ファンダメンタル価値によって投資の意思決定を行う投資家と switcher と呼ばれる投資家が存在する。Switcher は、リスク資産を特定のカテゴリーに分類し、あるカテゴリーの過去パフォーマンスが他のカテゴリーの株式よりも高いときに、そのカテゴリーに属する投資量を増加させる。このモデルでは、あるカテゴリーに属する株式に正のショックがあったときに、その株式と同一カテゴリーに属している株式との間で正の共変動が生じることを示している。また、これらの共変動はキャッシュフローの間に相関がない場合であっても生じることを示している。したがって、投資家が株式をカテゴリーに分類して投資を行っているのであれば、同一カテゴリーの株式で超過共変動が起こることが予測される。Barberis et al. (2005) は、このモデルにセンチメントの影響を追加したときのモデルを提案している。ノイズトレーダーが2つのスタイルに株式をカテゴライズし、ノイズトレーダーがセンチメントに依存して投資を行う場合、資産が別のカテゴリーに変更したとき、以前のカテゴリーの株式との共変動が小さくなり、新しいカテゴリーの株式との共変動が大きくなることを示している。

Barberis et al. (2005) は、非ファンダメンタルズ要因による投資家のカテゴライズが実際に生じているのかを実証分析によって明らかにしている。具体的には、*S&P500* インデックスに新たに組み入れられた企業は *S&P500* の株式との連動が大きくなるかを検証し、新規に追加された企業は連動が上昇し、除外された企業は連動が低下することを示している。このほかにも非ファンダメンタルズの要因によって、共変動の変化が起こっているのかを検証した実証研究が存在する。Green and Hwang (2009) は、株式分割を自然実験として用い、株式分割前後で、分割後の価格帯に属する企業との連動が増加し、分割前に属していた企業との連動が小さくなることを示している。また、これらの共変動は、センチメントの影響が大きいときに強まることを示している。また、Kumar et al. (2012) は、こうした共変動は個人投資家が増加することによって増加することを示している。また、Christo and Wang (2006) は本社の所在地が同じ地域に属する場合には、その企業間で共変動が高まることを示しているほか、Jame and Tong (2014) は産業によるカテゴライズがあることを示している。

株式分割によって、名目価格や投資可能性が変化したときに、どのような要因がに共変動の発生に影響しうるだろうか。第一に個人投資家の増加が増加することによって共変動が引き起こされることが考えられる。個人投資家は他の投資家に比べて資金の制約が大きい。そのため、株価が低下し、投資が可能になることによって、個人投資家の投資量が増加することが期待できる。Schultz (2000) は株式分割後に個人投資家の投資割合が増加していることを示している。個人投資家は、

機関投資家に比べて、ファンダメンタルズに関する要因に基づかない投資を行うことが知られている。例えば、Dhar and Zhu (2006) は個人投資家などの小口投資家ほど、Disposition Effect が大きくなることを示し、資金制約が大きい投資家ほどバイアスが大きくなることを示している。このように個人投資家はファンアメンタルに基づかない投資を行っている可能性があり、分割によって株式をカテゴライズすることによって投資の意思決定を行う個人投資家が増加することによって、共変動が増加することが予測される。

また、株価の大きさそのものも投資の意思決定に影響をもたらす。Singal and Tayal (2017) は企業規模をコントロールした場合であっても、名目価格とリターンの間には正の関係があることを示しており、これらのリターンはファクターをコントロールした後も有意に高いことを示している。また、高価格の株式ほどセンチメントの影響を受けにくく、裁定機会も小さいことが示されている。また、逸話的にいわれていることとして、低価格の株価はゼロに近く、無限大からは遠いため、株価が低い株式ほど将来の上昇余地が高いと考える投資家が存在するということがある。Birru and Wang (2016) は低価格の株式ほど、リターンの歪度を過大評価していることを発見し、低価格の株式ほど上昇期待が実際よりも高いことを示している。したがって、株価がより小さいほど、将来の上昇期待をもつ非合理的な投資家が増加することによって、共変動が大きくなると期待される。

投資家のセンチメントも共変動に影響をもたらす。Stambaugh et al. (2012) が大きいときほど観測されているアノマリーが大きくなることを示している。したがって、投資家が楽観的であるほど、非合理的な投資が増加する。そのため、センチメントが高い時期に名目価格の変更が行われると共変動が大きくなると予想できる。

3 仮説

本稿では、株式分割と株式併合による価格と最低投資金額の変化が、その後のリターンの変動にどのような影響を与えるかを検証する。Birru and Wang (2016) で確認されているように、名目株価が低いほど投資家は楽観的になる。分割によって名目株価が下がり、楽観的な投資家が増加するのであれば、分割前後で価格帯によっての共変動が変化する。具体的には、株式分割によって名目株価が低下した企業は、分割後、名目株価によって投資の意思決定を行う投資家が増加することによって、分割前の価格帯のポートフォリオである、高価格ポートフォリオとの共変動が低下し、分割後の価格帯のポートフォリオである低価格ポートフォリオとの共変動が増加する。株式併合を

行った場合、逆に低価格ポートフォリオとの共変動が低下し、高価格ポートフォリオとの共変動が増加する。したがって、以下の仮説を検証する。

H1a 株式分割や併合によって、名目株価が変化した企業は、最低投資金額の変化に関わらず、分割前の価格帯のポートフォリオとの共変動が低下し、分割後の価格帯のポートフォリオとの共変動が増加する

これに対して、株式分割と単元株調整を伴う株式併合によって最低投資金額が低下する場合には、小口投資家の取引量が増加する。ことによって、投資家層が変化することが考えられる。こうした投資家層の変化によって、株式リターンの共変動が変化する場合には、以下のような共変動の変化が生じる。

H1b 株式分割や併合によって、最低投資金額が変化した企業は、名目株価の変化に関わらず、分割前の価格帯のポートフォリオとの共変動が低下し、分割後の価格帯のポートフォリオとの共変動が増加する

次に、株式分割と株式併合によって、株式リターンと価格ポートフォリオの間に共変動の変化が生じているのであれば、どのような要因によって共変動の変化が生じているのかを明らかにする。Barberis et al. (1998) や Barberis et al. (2005) のモデルで示されているように投資家が株式をカテゴリ化している場合には同一カテゴリーに属する株式の間で共変動が発生する。したがって、投資家のカテゴリ化に影響を与えうる要因と共変動の変化に関する関係があるのかを検証する。

また、Kumar (2009) は、投資家は価格の低い株式を将来上昇する見込みのあるギャンブルとして考えている可能性があることを示している。したがって、名目価格が小さい株式ほど、将来の株価上昇を過剰に期待する投資家が増加するため、分割後の共変動の増加が生じる可能性がある。

マーケットセンチメントも、共変動に影響をもたらさう。センチメントが高いときには投資家はより楽観的になるため、低価格の上昇期待が高まる可能性がある。そのため、センチメントが高い低価格の株式に楽観的な投資家により投資するようになることから共変動が増加する。

したがって、分割の実施により、共変動の変化が発生している場合、以下の仮説を検証し、共変動の要因を明らかにする。

H2a 分割、併合後の共変動の増加は、個人投資家が増加することに引き起こされる。

H2b 分割、併合後の共変動の増加は、実施後の名目価格が小さいほど大きくなる。

H2c 分割，併合後の共変動の増加は，投資家がより楽観的であるときほど大きくなる。

4 データ

日本市場では，2001年の商法の改正により，分割実施後の1株当たりの純資産が5万円を下回る企業は分割を行えないという規制が撤廃されている。それ以降，日本市場でも多くの企業で行われるようになってきている。そのため，2001年10月以降から2017年1月までに株式分割を行った企業と株式併合を行った企業を対象に分析を行う。ただし，分割比率が2未満の分割企業は除外している。また，計測期間中に複数回の分割を行っている企業は除外している。このうち，株式分割を行った企業は1125社であり，そのうち，実質無分割企業は273社，分割企業は，852社である。株式併合を行った企業は273社である。このうち，実質無併合企業は161者であり，実質分割企業は92社である。株式分割と株式併合の実施データや財務指標，株式データはQUICK Astra Managerから取得している。センチメントは日経ヴェリタスが公表している「今週のブルベア」のブルとベアの差を用いている。

使用するデータの変数の説明と基本統計量は付録AとBに示した通りである。

5 実証分析

株式分割・併合前後で低価格株式と高価格株式との共変動が変化するかを検証する。ためにGreen and Hwang (2009)を参考に，分割実施企業*i*の分割実施直前の価格($P_{pre,i}$)とそれに分割比率をかけた分割実施後の価格($P_{post,i}$)を用いて，以下の式であらわされる低価格ポートフォリオと高価格ポートフォリオを作成する。株式分割を行った企業*i*の場合，分割前の株価から

$$LowPricePort \in [1/4P_{post,i}, 3/4P_{post,i}]$$

$$HighPricePort \in [3/4P_{pre,i}, 5/4P_{pre,i}]$$

の範囲を設定し，LowPricePortの価格帯に含まれる株式からなるポートフォリオを低価格ポートフォリオ，HighPricePortの価格帯に含まれるポートフォリオを高価格ポートフォリオとする。分割実施企業の場合，分割実施前は高価格ポートフォリオと同じ価格帯に属し，分割実施後，低価

格ポートフォリオの属している価格帯に移動する。同様に、株式併合の場合は

$$LowPricePort \in [1/4P_{pre,i}, 3/4P_{pre,i}]$$

$$HighPricePort \in [3/4P_{post}, 5/4P_{post}]$$

によって、ポートフォリオを作成する。株式併合の場合、併合前が低価格ポートフォリオと同じ価格帯に属し、併合後高価格ポートフォリオのカテゴリーに移動する。

分割前後の1年間でこの価格帯に含まれる株式の時価加重ポートフォリオを作成し、分割・併合実施企業の分割実施前270日から20日のリターンと実施後20日から270日の日次リターンに対して、以下の回帰を行う*1。

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{Low,i} R_{it}^{LowPricePort} \quad (1)$$

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{Low,i} R_{it}^{LowPricePort} + \beta_{High,i} R_{it}^{HighPricePort} \quad (2)$$

ただし、 R_i は分割・併合実施企業*i*のリターンであり、 $R_{it}^{HighPricePort}$ と $R_{it}^{LowPricePort}$ は企業*i*に対する低価格ポートフォリオと高価格ポートフォリオのリターンである。Green and Hwang (2009)と同様に分割実施前後の影響を明確にするために、分割実施前後の1か月のリターンは除外した回帰を行っている。

分割実施前の回帰係数を $\beta_{Low,i}^{Pre}, \beta_{High,i}^{Pre}$ とし、分割実施後の回帰係数を $\beta_{Low,i}^{Post}, \beta_{High,i}^{Post}$ とすると、分割実施前後の価格ポートフォリオに対する共変動の変化($\Delta\beta_{Low}, \Delta\beta_{High}$)は

$$\Delta\beta_{Low} = \beta_{Low,i}^{Post} - \beta_{Low,i}^{Pre} \quad (3)$$

$$\Delta\beta_{High} = \beta_{High,i}^{Post} - \beta_{High,i}^{Pre} \quad (4)$$

であらわされる。

5.1 株式分割・併合後の共変動の変化

表2は株式分割または株式併合実施後の低価格ポートフォリオと高価格ポートフォリオとの分割実施前後の回帰係数と決定係数の変化の平均値を示している。単回帰の結果を見ると、株式分割企業では、分割実施後、低価格ポートフォリオに対する回帰係数が有意に増加していることがわかる。また、決定係数も平均で0.03増加しており、低価格ポートフォリオで説明できるリターンの

*1等ウェイトポートフォリオを用いた場合であっても同様の結果が得られている。

変動が増加していることがわかる。高価格ポートフォリオのリターンを追加した重回帰分析の結果でも同様に、低価格ポートフォリオの係数が分割実施後、増加していることがわかる。高価格ポートフォリオとの係数は分割を単元株式数の変更を行った企業において有意に係数が低下していることを示している。これらの結果は、株式分割実施後、名目価格が変化すると、その価格に近い価格帯の株式と同じリターンの動きを示し、元の価格帯との共変動の度合いが低下することを示している。

株式併合企業を分析対象とした場合であっても同様の結果が示されている。株式併合の場合は、名目株価が上昇するため、名目価格との共変動があるのであれば、併合前に比べて、低価格ポートフォリオとの共変動が低下し、高価格ポートフォリオとの共変動が増加すると予想される。分析の結果、株式併合企業の併合実施後、低価格のポートフォリオの係数と決定係数が有意低下しており、高価格ポートフォリオの係数が有意に上昇していることがわかる。特に単元株式数の変更を行った株式併合企業の中で、最低投資金額は減少している企業、すなわち、実質的には株式分割と同様の効果がある株式併合を行った企業についても、他の株式併合企業と同様に、低価格との共変動が低下し、高価格との共変動が増加していることがわかる。これらの結果は、投資のしやすさではなく、名目価格によって投資家が投資の決定を行っている可能性を示している。

表2 株式分割・株式併合前後におけるリターンの共変動の変化

		単回帰		重回帰		観測数
		$\Delta\beta_{Low}$	ΔR^2	$\Delta\beta_{Low}$	$\Delta\beta_{High}$	
株式分割	全企業	0.098*** [7.705]	0.034*** [9.12]	0.107*** [5.585]	-0.015 [-0.773]	1125
	実質無分割	0.145*** [5.582]	0.014 [1.945]	0.267*** [7.477]	-0.165*** [-5.179]	273
	分割企業	0.083*** [5.705]	0.041*** [9.311]	0.056*** [2.5]	0.033 [1.493]	852
株式併合	全企業	-0.133*** [-6.736]	-0.096*** [-9.05]	-0.249*** [-8.156]	0.226*** [6.816]	265
	実質無併合	-0.148*** [-5.322]	-0.113*** [-8.071]	-0.247*** [-6.89]	0.227*** [5.848]	161
	実質分割	-0.089*** [-4.004]	-0.077*** [-4.492]	-0.236*** [-4.095]	0.25*** [4.014]	92

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

前節の共変動の変化は、分割実施企業のセレクションバイアスによるものの可能性があるため、各企業に対して、マッチング企業を選定し、マッチング企業と比較して、共変動の変化が生じ

ているかを検証する。マッチング企業は、分割アナウンスメント時に同一産業に属し、時価総額で十分位したときに同一分位に属する企業で、かつ簿価時価比率で分位したときに同一分位に属する企業をマッチング企業としている。ただし、それぞれの分位点は東証1部に属している企業によって決定され、マッチング企業が複数存在する場合には、最も時価総額に近い3つの企業をマッチング企業としている。表3は分割・併合実施企業とそのマッチング企業に対する分割実施前後の共変動の係数の変化の差である。マッチング企業を用いた場合であっても分割企業、併合企業ともに共変動の値が変化していることがわかる。株式分割を行った企業の場合、最低投資金額の変化に関わらず、低価格ポートフォリオとの連動が高まっており、高価格ポートフォリオとの連動が低まっていることが明らかになった。それに対して、株式併合を行った企業では低価格ポートフォリオとの連動が低まり、高価格ポートフォリオとの連動が高まっており、セレクションバイアスを考慮したマッチング企業との比較においてもロバストな結果が得られている。またこれは実質分割企業においても同様の結果である。

表3 共変動の変化（マッチング企業との比較）

		株式分割			株式併合		
		分割企業	マッチング企業	差	併合企業	マッチング企業	差
全企業	$\Delta\beta_{Low}$	0.093	0.006	0.088*** [3.847]	-0.238	0.011	-0.249*** [-6.824]
	$\Delta\beta_{High}$	-0.009	0.024	-0.034 [-1.427]	0.202	-0.043	0.245*** [6.011]
実質分割比率=1	$\Delta\beta_{Low}$	0.247	0.037	0.21*** [5.204]	-0.266	-0.008	-0.259*** [-5.695]
	$\Delta\beta_{High}$	-0.147	0.036	-0.183*** [-4.136]	0.23	-0.022	0.252*** [5.024]
実質分割比率>1	$\Delta\beta_{Low}$	0.043	-0.004	0.047* [1.753]	-0.198	0.028	-0.227*** [-3.492]
	$\Delta\beta_{High}$	0.036	0.021	0.015 [0.536]	0.215	-0.08	0.295*** [4.156]

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.2 株式分割がファンダメンタルに与える効果

株式分割は、キャッシュフローに影響を及ぼさないため、ファンダメンタルに影響をもたらさないとされているが、Brennan and Copeland (1988) はシグナル効果が存在することを示して

いる。また投資可能性が向上することによって、流動性が変化する可能性も示唆されている (Guo et al. (2008) など)。これらの影響が存在していることによって共変動の変化が起こっているのかを検証するため、分割・併合実施企業がその後流動性や営業利益と経常利益がマッチング企業に比べて、変化しているのかを検証する。

表4は株式分割または株式併合企業の分割・併合実施後の Amihud (2002) の流動性指標と営業利益がマッチング企業と比較して有意に変化したかを検証している。実質分割比率が1以上の企業では利益の上昇や流動性の変化がみられているが、それ以外の実質無分割企業や株式併合企業においては利益や流動性の変化は生じていないことがわかる。したがって、ファンダメンタルにかかわる変化が生じていないにも関わらず、分割によって共変動の変化が起こっている。

表4 分割実施後の流動性と営業利益の変化 (マッチング企業比)

		$\Delta Amihud$	$\Delta Earning$	$\Delta Ordinal$
株式分割	全企業	0.001	0.01**	0.009**
		[1.302]	[2.256]	[1.97]
	分割企業	0.001*	0.01**	0.009**
		[1.932]	[2.271]	[1.967]
	実質無分割	-0.002	0.009	0.007
		[-0.814]	[0.449]	[0.378]
株式併合	全企業	0.01	0.005	0.009
		[1.591]	[0.959]	[1.314]
	併合企業	0.018	0.005	0.008
		[1.345]	[0.58]	[0.978]
	実質無併合	0.004	0	0.001
		[1.639]	[0.077]	[0.212]

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.3 共変動の要因

株式分割・併合によってみられた名目価格との共変動がどのような要因によって生じているのかを検証する。共変動の変化 ($\Delta\beta_{Cum,i}$) は Green and Hwang (2009) に従い、以下の式で計測する。

$$\Delta\beta_{Cum,i} = (\beta_{Low,i}^{Post} - \beta_{Low,i}^{Pre}) - (\beta_{High,i}^{Post} - \beta_{High,i}^{Pre}) \quad (5)$$

Barberis and Shleifer (2003) は、投資家が企業をその企業の属性でカテゴライズしている場合には、キャッシュフローの変動にかかわらず、同一カテゴリ間の共変動が生じることを示している。したがって、株式分割前後の投資家の所有構造の変化と共変動の関係を検証することで、特定タイプの投資家が増加することによって、名目株価の共変動が生じているのかを検証する。特に個人投資家は、非情報トレーダーとして見られることが多いため、個人投資家が増加することによって共変動が増加しているかを検証する。また、楽観的な投資家は、低株価を上昇期待が高いと考え、購入することが予想される。企業規模が小さい企業ほど、低流動性の傾向がある。こうしたマーケットの摩擦から共変動が生じているかもしれない。そのため、企業規模の分位を説明変数に加えている。また、投資家が低価格を成長余力が大きいと考えているのであれば、分割後の価格が小さいほど成長余力が大きいと考え、投資を行うことで共変動が引き起こされている可能性がある。そのため、分割実施後の価格の対数値も説明変数に加える。

表5は共変動の変化が、どのような企業の特徴によって引き起こされているのかを回帰した結果である。実質無分割企業と併合企業については変化後の価格が負で有意となっており、分割、併合実施後の価格が低くなるほど、共変動が大きくなることを示している。また分割企業は、分割比率が高いほど、共変動の変化が大きくなる。これは、元の株価を基準にしたときに、より小さい株価水準になるほど、共変動が大きくなることを示している。併合企業は分割比率が低いほど、共変動の変化は大きくなる。併合企業の分割比率は0から1の間をとり0に近いほど、併合後の価格が高くなるため、この結果は併合実施後の株価が元の株価水準よりもより高くなるほど、共変動の変化が低下することを示している。これらの結果は分割、併合後の名目価格の水準が低いほど、共変動が大きくなることを示しており、Kumar et al. (2016) が示しているように、低価格の株式ほど、ギャンブルの嗜好の強い投資家が多くなることからファンダメンタルズに関係のない異常な共変動が発生している可能性を示唆している。

分割企業と実質分割企業の実質分割比率は負で有意となっていることから、最低投資金額の低下は共変動の増加には影響しておらず、むしろ低下していることがわかる。

これに加えて分割企業と実質無併合企業のセンチメントの二乗の係数は正で有意となっていることから、投資家が楽観的なときや悲観的なときには、共変動の変化はより大きくなることを示している。これはセンチメントが共変動に影響を与えるという Barberis et al. (2005) のモデルと整合的である。

また、個人投資家の保有比率の増分の係数は、株式併合のときには負で有意となっており、既存の研究とは異なり、個人投資家の保有割合が低くなると、共変動が高くなることが明らかになって

いる。

以上をまとめると，分割後の株価や分割による名目株価の変化が元の株価に比べて大きいほど共変動の変化は大きくなっていることが明らかになった。またマーケットのセンチメントも共変動の変化に影響をもたらすことがわかる。

表5 共変動の変化の要因

	<i>Dependent variable:</i>					
	$\Delta\beta_{Cum}$					
	実質無分割企業 (1)	分割企業 (2)	分割企業 (3)	実質無併合企業 (4)	実質分割企業 (5)	実質分割企業 (6)
Size_Q	0.037*** [3.664]	-0.005 [-1.114]	-0.003 [-0.808]	0.012 [1.244]	0.013** [2.025]	0.013** [2.050]
$\log(Price_{Post})$	-0.044* [-1.880]	0.010** [2.328]	0.006 [1.476]	-0.051** [-2.180]	-0.089*** [-4.175]	-0.094*** [-4.366]
Split_Rate	0.003*** [3.574]	0.0003*** [3.312]		-0.637*** [-2.788]	-0.426*** [-4.117]	
Actual_Split_Rate			-0.010* [-1.890]			-0.045*** [-4.268]
$\Delta Indi$	0.0004 [0.171]	0.0003 [0.189]	0.0004 [0.264]	-0.006** [-1.981]	-0.011*** [-3.937]	-0.010*** [-3.414]
Per_Indi	-0.0004 [-0.382]	-0.0002 [-0.446]	-0.0001 [-0.250]	-0.0004 [-0.242]	0.0002 [0.146]	0.00003 [0.029]
<i>Sentiment</i>	0.002 [0.279]	-0.005* [-1.754]	-0.006** [-2.278]	-0.017** [-2.377]	0.003 [0.449]	0.003 [0.389]
<i>Sentiment</i> ²	-0.00001 [-0.103]	0.0001* [1.933]	0.0001** [2.242]	0.0002* [1.831]	-0.0001 [-0.801]	-0.0001 [-0.744]
Constant	0.077 [0.352]	-0.004 [-0.062]	0.084 [1.314]	0.805*** [3.692]	0.814*** [3.874]	0.868*** [4.071]
Observations	273	833	833	161	92	92
R ²	0.080	0.023	0.014	0.119	0.361	0.369
Adjusted R ²	0.055	0.014	0.005	0.079	0.308	0.317

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.4 残差リターンを用いた共変動の変化

Chen et al. (2016) は分割実施前後の共変動の変化は、共通するファクターによって生じているとして、この要因をコントロールすることで分割後の共変動は生じなくなることを、イベント前にベータが上昇していることから共変動が生じているとしている。そこでベータの推定を行う際に、共通するファクターの影響を除外した場合においても分割前後で共変動の変化が生じているのかを検証する。

共通する要因は Fama and French (1993) の 3 ファクターモデルを用いる。式 (1) と (2) を推定する前に R_{it}^{Low} と R_{it}^{High} を被説明変数とし、Fama-French の 3 ファクターを説明変数とする回帰分析を行い、その回帰残差を被説明変数として用いて、式 (1) と (2) を推定する。

表 6 は、残差を用いたときのベータの変化を示している。残差を用いた場合であっても、株式分割の場合は分割後低株価ポートフォリオとの連動が強まり、高株価ポートフォリオとの連動が低まっていることがわかる。また株式併合の場合も同様に併合後、低価格ポートフォリオとの連動が弱まり、高価格ポートフォリオの連動が高まっていることがわかる。また実質的には分割を行っている株式併合の場合は、10% 有意ではあるが、低価格ポートフォリオとの連動が低下していることがわかる。これらの結果は、共通するファクターの影響を取り除いた場合であっても、分割によって共変動の変化が生じていることがわかる。

表 6 株式分割・株式併合前後におけるリターンの共変動の変化 (FF3 の残差リターン)

		Univariate		Bivariate		
		$\Delta\beta_{Low}$	ΔR^2	$\Delta\beta_{Low}$	$\Delta\beta_{High}$	
株式分割	全企業	0.121*** [3.705]	0.001** [2.01]	0.102*** [3.106]	-0.021 [-1.083]	1125
	実質無分割	0.392*** [4.079]	0.001 [1.572]	0.354*** [3.64]	-0.099*** [-2.86]	273
	分割企業	0.068** [2.011]	0.001 [1.625]	0.054 [1.564]	-0.007 [-0.292]	852
株式併合	全企業	-0.361*** [-4.892]	-0.016*** [-4.004]	-0.363*** [-4.919]	0.18** [2.244]	265
	実質無併合	-0.376*** [-4.488]	-0.02*** [-3.676]	-0.37*** [-4.528]	0.245* [1.956]	161
	実質分割	-0.293 [-1.641]	-0.004 [-0.76]	-0.306* [-1.693]	0.113 [1.018]	92

5.5 同一産業の価格ポートフォリオに対する共変動の変化

共変動の変化は、産業の影響によって引き起こされている可能性がある。すなわち、産業によって名目株価の水準が異なっていることから、分割または併合の実施した企業が、同じ産業の価格帯から別の産業の価格帯へと変化したことが共変動の変化を引き起こしている可能性が考えられる。こうした産業の影響を考慮するため、分割実施前と分割実施後の価格ポートフォリオを分割実施企業と同一産業に属している企業のみで作成したときの共変動の変化を検証する。表7は同一産業で高価格ポートフォリオと低価格ポートフォリオを作成したときの共変動の結果である。ポートフォリオ作成時の産業の影響を考慮したときであっても、共変動の変化は生じており、産業の影響以外の要因によって共変動の変化が引き起こされていることが明らかになった。

表7 同一産業の価格ポートフォリオを用いたときの共変動の変化

		単回帰		重回帰		観測数
		$\Delta\beta_{Low}$	ΔR^2	$\Delta\beta_{Low}$	$\Delta\beta_{High}$	
株式分割	全企業	0.082***	0.044***	0.097***	-0.023*	888
		[6.292]	[9.457]	[6.554]	[-1.671]	
	実質無分割	0.057	0.048**	0.187***	-0.184***	
	[1.061]	[2.283]	[2.931]	[-2.972]		
分割企業	0.084***	0.044***	0.089***	-0.008	809	
	[6.345]	[9.317]	[5.888]	[-0.548]		
株式併合	全企業	-0.223***	-0.169***	-0.346***		0.242***
		[-9.804]	[-11.187]	[-11.563]	[8.177]	
	実質無併合	-0.281***	-0.202***	-0.377***	0.24***	102
	[-8.183]	[-9.179]	[-8.827]	[5.655]		
実質分割	-0.154***	-0.13***	-0.314***	0.254***	85	
	[-6.142]	[-6.573]	[-7.479]	[5.918]		

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

5.6 クロスセクションの名目価格との共変動

株式分割・株式併合のデータを用いた分析の結果、名目価格の高さは投資家の投資判断に影響をもたらさうという結果が得られている。こうした名目価格の影響が株式分割・併合を行った企業だけでなく、クロスセクションにおいても存在しているのかを検証する。ただし、決算期をそろえるために回帰分析は3月決算の企業のみを用いている。t年4月～t+1年3月のリターンにつ

いて、次の回帰式を推定する。

$$R_{i,t} - R_f = \alpha_i + \beta_{i,Low}LowPriceIdx_t + \beta_{i,Mkt}(R_{Mkt,t} - R_f) + \beta_{i,SMB}R_{SMB,t} + \beta_{i,HML}R_{HML,t} \quad (6)$$

ただし、 $LowPriceIdx_t$ は 3 月末時点で名目価格の高さが下位 30% の企業で構成されるポートフォリオのリターンであり、 $R_{Mkt,t}, R_{SMB,t}, R_{HML,t}$ は Fama-French の 3 ファクターのリターンである。このとき $\beta_{i,Low}$ はリスクファクターを考慮後の低価格の株式と株式 i の連動の大きさを示している。

この推定式を用いて、年ごとの fama-Macbeth 回帰を行った結果が、表 5.6 である。LowPriceIdx の係数は有意に生となっており、クロスセクションにおいても低価格ポートフォリオと個別株式が共変動していることがわかる。

次に、各年で推定した $\beta_{i,Low}$ がどのような要因の影響を受けるかを以下の回帰式を推定することで検証する。名目株価との共変動の指標として、Fama - French3 ファクターのみを用いた場合のとの決定係数の変化 ($\Delta AdjR^2$) も用いる。

$$\begin{aligned} \beta_{i,Low} = & \gamma_0 + \gamma_1 \Delta Indi_{i,t-1} + \gamma_2 \Delta Inst_{i,t-1} \\ & + \gamma_3 \log(Price_{i,t-1}) + \gamma_4 Turnover_{i,t-1} + \gamma_5 \log(Size_{i,t-1}) \\ & + \gamma_6 MtB_{i,t-1} + \gamma_7 Lev_{i,t-1} + \gamma_8 Past12Return_{i,t-1} \\ & + IndustryDummy + \varepsilon_{i,t} \end{aligned}$$

表 8 Fama-Macbeth 回帰

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
LowPriceIdx	0.047*** [3.50]	0.61*** [23.10]	0.50*** [5.53]	0.69*** [18.15]	0.60*** [18.49]
MKT	0.88*** [27.71]		0.14 [0.96]		
SMB	0.80*** [35.05]			0.41*** [4.50]	
HML	0.11*** [3.97]				-0.31*** [-3.08]
(Intercept)	0*** [4.93]	0.001*** [4.85]	0.001*** [5.33]	0.001*** [10.62]	0*** [4.55]

Note: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

表9はクロスセクションでの名目価格の影響がどのような要因によって引き起こされているかを示している。個人投資家の割合が増加している場合、LowPriceIndxのベータが上昇していることがわかる。また、分割実施企業と同じく、価格が小さい企業ほどLowPriceIndxのベータが高くなっていることがわかる。したがってクロスセクションの場合においても同様に個人投資家が増加している場合や価格が低い株式は低価格との共変動が高くなることが示されている。

表9 クロスセクションによる回帰分析の結果

	β_1		$\Delta Adj R^2$	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta Indi$	0.003*** [3.510]		0.004*** [4.905]	
$\Delta Inst$		0.0003 [0.261]		-0.006*** [-2.981]
Price	-0.092*** [-14.620]	-0.092*** [-14.728]	-0.065*** [-7.390]	-0.065*** [-7.427]
$\log(Size)$	0.043*** [3.411]	0.040*** [3.217]	0.111*** [7.197]	0.110*** [7.194]
MtB	0.00001 [0.040]	0.00002 [0.082]	-0.0002 [-1.058]	-0.0002 [-0.973]
Leverage	0.327*** [4.955]	0.313*** [4.811]	0.304*** [3.581]	0.289*** [3.413]
Past12Return	0.070*** [5.178]	0.067*** [5.225]	0.036*** [3.213]	0.036*** [3.171]
Observations	59,931	58,323	59,928	58,322
R ²	0.019	0.018	0.005	0.006
Adjusted R ²	-0.064	-0.066	-0.078	-0.080
Observations	58,322	58,322	58,322	58,322
R ²	0.019	0.018	0.006	0.006
Adjusted R ²	-0.066	-0.066	-0.080	-0.080

Note:

*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

6 結論

本稿では、日本市場における株式分割と株式併合の実施による名目株価の変化が、その後のリターンの変動に影響をもたらすかを検証した。分析の結果、日本市場においても、名目株価の変更後、同一価格帯の株式との共変動が大きくなることが確認された。こうした共変動の変化は、単元株式数の調整を同時に行った企業、特に実質的には分割と同じ効果をもたらす株式併合を行った企業についても当てはまる。したがって、共変動の変化は、最低投資金額の低下による投資のしやすさの向上によって引き起こされているのではなく、名目株価の水準によって生じていることであるといえる。これは投資家が株価の高さによって、株式をカテゴライズしている可能性を示唆しており、株価の水準が投資家の意思決定に影響をもたらしていることを示している。さらにマッチング企業との比較や共通するファクター・産業の影響を考慮した場合であっても、共変動の変化は観測されており、非ファンダメンタルズの要因の変化がリターンの変動に影響をもたらしている可能性を示している。

また、名目価格がリターンに共変動に与える影響は、分割や併合実施企業だけでなく、クロスセクションでの分析においても同様の傾向があることが明らかになっている。

付録 A 変数の定義

表 10 変数の定義

分割・併合実施企業	Split_Rate	分割比率
	Actual_Split_Rate	$\frac{\text{分割後の単元株式数}}{\text{分割前の単元株式数}} \times \text{分割比率}$
	Size_Q	企業規模で 10 分位したときに属する分位 (1 が最小, 10 が最大)
	$\log(\text{Price}_{Post})$	(分割実施直前の名目価格の値 \times 分割比率) の対数值
	$\Delta Indi$	分割実施後の個人投資家の保有比率の増分
	Per_Indi	分割実施前の個人投資家の保有比率
	Sentiment	分割実施時における今週のブルベアのブルベア差の 1 か月平均
クロスセクションの変数	$\Delta Indi$	個人投資家の保有比率の増分
	$\Delta Inst$	機関投資家の保有比率の増分
	Price	3 月末時点における名目株価
	Size	時価総額 = 株価 \times 発行済み株式数
	BtM	簿価時価比率
	Leverage	負債比率
	Past2Return	過去 12 か月のリターン

付録 B 基本統計量

表 11 分割企業・併合企業の基本統計量

	変数	平均	標準偏差	最小値	p25	p50	p75	最大値	観測数
株式分割企業	$\Delta\beta_{Cum}$	0.126	1.118	-3.079	-0.463	0.101	0.678	3.383	1125
	Split_Rate	44.315	80.767	2	2	3	100	475	1125
	Actual_Split_Rate	2.253	1.48	1	1	2	2	10	1125
	Size_Q	3.411	2.79	1	1	2	5	10	1125
	$\log(Price_{Post})$	7.918	2.399	4.438	6.192	7.043	10.266	13.037	1125
	$\Delta Indi$	-1.462	6.761	-25.996	-4.055	-0.63	1.7	15.782	1125
	Per_Indi	53.763	24.299	5.222	35.807	55.215	72.597	97.43	1125
	Sentiment	35.586	13.979	3.08	29.56	35.28	43.12	60.08	1125
株式併合企業	$\Delta\beta_{Cum}$	0.482	0.955	-1.508	-0.135	0.386	0.999	3.822	265
	Split_Rate	0.206	0.155	0.01	0.1	0.1	0.2	0.5	265
	Actual_Split_Rate	1.714	1.358	0.1	1	1	2	5	265
	Size_Q	3.784	2.973	1	1	3	6	10	265
	$\log(Price_{Post})$	7.183	1.214	4.082	6.658	7.352	7.81	12.045	265
	$\Delta Indi$	-1.281	6.186	-26.445	-2.593	-0.48	1.003	19.299	265
	Per_Indi	42.075	18.862	9.45	26.915	41.265	55.17	86.464	265
	Sentiment	26.133	13.864	6.374	15.72	15.72	37.68	56.92	265

表 12 クロスセクションの基本統計量

variables	Mean	Std	p25	p50	p75	N
β_1	0.052	0.758	-0.393	-0.026	0.400	58322
$\Delta AdjR2$	0.354	1.107	-0.268	-0.050	0.533	58322
$\Delta Indi$	-0.184	4.629	-1.460	0.000	1.440	58322
$\Delta Inst$	-0.233	2.991	-1.400	-0.110	0.900	58322
Log(Price)	6.729	1.697	5.690	6.425	7.313	58322
Log(Size)	23.567	1.765	22.267	23.336	24.655	58322
MtB	1.595	2.305	0.607	0.962	1.670	58322
Leverage	0.535	0.225	0.360	0.537	0.706	58322
Past12Return	0.113	0.531	-0.177	0.026	0.267	58322

参考文献

Amihud, Yakov (2002) "Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects,"

Journal of financial markets, Vol. 5, No. 1, pp. 31–56.

Barberis, Nicholas and Andrei Shleifer (2003) "Style investing," *Journal of Financial*

- Economics*, Vol. 68, No. 2, pp. 161–199.
- Barberis, Nicholas, Andrei Shleifer, and Robert Vishny (1998) “A model of investor sentiment,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, No. 3, pp. 307–343.
- Barberis, Nicholas, Andrei Shleifer, and Jeffrey Wurgler (2005) “Comovement,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 75, No. 2, pp. 283–317.
- Birru, Justin and Baolian Wang (2016) “Nominal price illusion,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 119, No. 3, pp. 578–598.
- Brennan, Michael J and Thomas E Copeland (1988) “Stock splits, stock prices, and transaction costs,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, No. 1, pp. 83–101.
- Chen, Honghui, Vijay Singal, and Robert F Whitelaw (2016) “Comovement revisited,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 121, No. 3, pp. 624–644.
- Christo, Pirinsky and Qinghai Wang (2006) “Does Corporate Headquarters Location Matter for Stock Returns?” *Journal of Finance*, Vol. 61, No. 4, pp. 1991–2015.
- Dhar, Ravi and Ning Zhu (2006) “Up close and personal: Investor sophistication and the disposition effect,” *Management Science*, Vol. 52, No. 5, pp. 726–740.
- Fama, Eugene F and Kenneth R French (1993) “Common risk factors in the returns on stocks and bonds,” *Journal of financial economics*, Vol. 33, No. 1, pp. 3–56.
- Green, T Clifton and Byoung-Hyoun Hwang (2009) “Price-based return comovement,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 93, No. 1, pp. 37–50.
- Guo, Fang, Kaiguo Zhou, and Jinghan Cai (2008) 「Stock splits, liquidity, and information asymmetry—An empirical study on Tokyo Stock Exchange」, 『Journal of the Japanese and International Economies』, 第22卷, 第3号, 417–438頁.
- Jame, Russell and Qing Tong (2014) “Industry-based style investing,” *Journal of Financial Markets*, Vol. 19, pp. 110 - 130.
- Kumar, Alok (2009) “Who gambles in the stock market?” *The Journal of Finance*, Vol. 64, No. 4, pp. 1889–1933.
- Kumar, Alok, Jeremy K Page, and Oliver G Spalt (2012) “Investor sentiment and return comovements: Evidence from stock splits and headquarters changes,” *Review of Finance*, Vol. 17, No. 3, pp. 921–953.
- Kumar, Alok, Jeremy K. Page, and Oliver G. Spalt (2016) “Gambling and Comovement,”

Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 51, No. 1, pp. 85–111, 2.

Schultz, Paul (2000) “Stock splits, tick size, and sponsorship,” *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 1, pp. 429–450.

Singal, Vijay and Jitendra Tayal (2017) “Stock Prices Matter.”

Stambaugh, Robert F, Jianfeng Yu, and Yu Yuan (2012) “The short of it: Investor sentiment and anomalies,” *Journal of Financial Economics*, Vol. 104, No. 2, pp. 288–302.