

TCER Working Paper Series

日本市場におけるValue Premium の統計的（再）評価

Value Premium in Japanese Market: Statistical (Re)appraisal

Cadamuro Leonardo

Leonardo Cadamuro

祝迫得夫

Tokuo Iwaisako

2023年 3月

Working Paper J-24

<https://www.tcer.or.jp/wp/pdf/j24.pdf>



公益財団法人東京経済研究センター

〒102-0072 東京都千代田区飯田橋1-7-10-703

概要

本論文では、2000 年代後半以降の日本市場におけるバリュース・プレミアムの低下について検証し、米国市場との類似点・相違点について議論する。そのために、Fama and French (2021) の簿価/株価比を用いたバリュース・プレミアムに関する予測回帰式と、Arnott et al (2021) のHML リターンに関する要因分解による分析枠組みを採用する。日本の簿価/株価比の水準とボラティリティは1990年代末に大きく変化しており、企業規模と簿価/株価比でソートしたポートフォリオのリターンに関する簿価/株価比の予測能力を検証するためには、サンプル期間の分割に関する慎重な検討が必要である。分析の結果、日本のバリュース・プレミアム / HML リターンに含まれる予測可能な要素は長期的に比較的安定しており、近年のHML リターンの低下は、2000 年代後半の世界金融危機以降に発生した、予測されないバリュース株の相対的な価格評価の低下で、ほぼ説明できることがわかった。これは、米国市場のデータに関する先行研究で報告されている結果と整合的である。HML リターンの分解によって得られた証拠も、このような分析結果を支持するものである。

Cadamuro Leonardo
一橋大学
大学院経済学研究科博士課程
東京都国立市中2-1
cadaleo92@gmail.com

祝迫得夫
東京経済研究センター (TCER) 及び
一橋大学
経済研究所
東京都国立市中2-1
iwaisako@ier.hit-u.ac.jp

Abstract

This paper examines the recent decline of the value premium in the Japanese market since the late 2000s, and discuss similarities and differences between the Japanese and US markets. We adopt the analytical framework of Fama and French (2021) using predictive regression with the book-to-market (BM) ratio and the framework by Arnott et al. (2021) based on the return decomposition of HML returns. The level and volatility of the Japanese BM ratio significantly changed toward the end of 1990s; thus, careful consideration in splitting the sample periods is needed in examining the predicting ability of BM ratio about the portfolio returns sorted by the firm size and BM ratio. We find the predictable component of Japanese HML returns is relatively stable over time, and the recent decline in HML returns is mostly explained by the unpredictable decline in the valuation of value stocks relative to growth stocks after the Global Financial Crisis in the late 2000s. This is consistent with the results reported in existing studies on the US market. The evidence provided by the decomposition of HML returns also supports the findings of this study's analysis.

Leonardo Cadamuro
Hitotsubashi University
Graduate School of Economics
Naka 2-1, Kunitachi, Tokyo 186-8601
cadaleo92@gmail.com

Tokuo Iwaisako
TCER
and
Hitotsubashi University
Institute of Economic Research
Naka 2-1, Kunitachi, Tokyo 186-8603
iwaisako@ier.hit-u.ac.jp

日本市場における Value Premium の統計的（再）評価 *

Leonardo Cadamuro[†]

祝迫得夫[‡]

March 20, 2023

Abstract

本論文では、2000 年代後半以降の日本市場におけるバリュース・プレミアムの低下について検証し、米国市場との類似点・相違点について議論する。そのために、Fama and French (2021) の簿価/株価比を用いたバリュース・プレミアムに関する予測回帰式と、Arnott et al (2021) の HML リターンに関する要因分解による分析枠組みを採用する。日本の簿価/株価比の水準とボラティリティは 1990 年代末に大きく変化しており、企業規模と簿価/株価比でソートしたポートフォリオのリターンに関する簿価/株価比の予測能力を検証するためには、サンプル期間の分割に関する慎重な検討が必要である。分析の結果、日本のバリュース・プレミアム/HML リターンに含まれる予測可能な要素は長期的に比較的安定しており、近年の HML リターンの低下は、2000 年代後半の世界金融危機以降に発生した、予測されないバリュー株の相対的な価格評価の低下で、ほぼ説明できることがわかった。これは、米国市場のデータに関する先行研究で報告されている結果と整合的である。HML リターンの分解によって得られた証拠も、このような分析結果を支持するものである。

Keywords: 日本の株式市場, バリュース・プレミアム, HML ファクター, Fama-French の 3 ファクター・モデル

JEL Codes: G11, G12, G15

*第 2 節の分析は Iwaisako (2021) に基づいているが 拡大したデータセットで分析をやり直したので、主な論点や結論はある程度違ったものになっている。青野幸平、石川康、酒本隆太、竹原均の各氏、および 2021 年、2022 年の日本ファイナンス学会参加者から頂いたコメントに感謝する。本研究は、一橋大学経済研究所 2022 年度共同利用・共同研究拠点プログラムと、日本学術振興会科研費番号 18H00871 の支援を受けている。

[†]一橋大学大学院 経済学研究科, 博士課程; cadaleo92@gmail.com

[‡]Corresponding author; 一橋大学 経済研究所; iwaisako@ier.hit-u.ac.jp

1 はじめに

“バリュート投資は死んだのか？” — これは、近年、ファイナンス研究者や実務家を悩ませている問題である（米国市場に関する議論については、例えば、Lee, 2020 を参照）。日本市場も例外ではなく、近年のバリュート・プレミアム／HML リターンの有意な低下が大きな問題となっている（石川 2021, 祝迫 2021, 竹原 2021）。¹

バリュート・プレミアムならびに HML ファクターの重要性は、1990 年代初頭の Fama と French による一連の著作で初めて注目された。彼らの提案した 3 ファクター・モデル、特に簿価／株価比率（Book-to-Market ratio; 以下 BM 比）と、高 BM 銘柄ポートフォリオと低 BM 銘柄ポートフォリオのリータンの差で定義される HML(High-minus-Lo) ファクターを利用した手法により、バリュート投資へのシステマティックなクオントのアプローチの普及が始まった。Fama and French (1992, 1993) は、1963 年 7 月から 1991 年 6 月までの 28 年間の米国市場データを用いて、BM 比が高いバリュート株は、低いグロース株に比べて平均リターンが高いという明確な証拠を提示した。その後、Fama and French (2017) では、1990 年 7 月から 2015 年 12 月までの期間に関して、日本を含む欧州・アジア太平洋地域の各株式市場のデータについて、バリュート・プレミアムが明確に存在するという分析結果を示している。日本市場に関しては、恐らく Chan, Hamao, and Lakonishok (1991) がこのテーマの最初の本格的な分析であり、我が国の市場では企業規模プレミアムの存在があまり明確でないのに対し、バリュート・プレミアムは確かに存在するだけでなく、米国市場よりも大きな値をとっていることを指摘している。

しかし 2010 年代半ばには、日米の株式市場においてバリュート・プレミアムが有意に低下していることが金融業界で認識されるようになった。Fama and French (2017) は、米国市場に関して、最近のサブサンプルでバリュート・プレミアムが小さくなったことを既に認めている。事後的に見ると、日本と米国どちらの市場でも、バリュート・プレミアムの低下が始まったのは、2008 年 9 月のリーマン・ブラザーズの破綻に端を発した世界金融危機（Global Financial Crisis）の前後のタイミングである。2010 年代のバリュート・プレミアムの低下を受けて、Arnott et al. (2020), Fama and French (2021), Israel et al. (2021), Lee (2020), Lev and Srivastava (2022), Linnainman and Roberts (2018) などが、そのような近年の低下を引き起こしているメカニズムに関して分析を行っている。

¹バリュート・プレミアムと HML ファクターはしばしば同じものを指しているため、本論文の最初と最後における一般的な議論の中では両者の区別をあまり厳密には意識していない。一方、Fama and French (2021) の分析では、バリュート・プレミアムを、高 BM 比銘柄ポートフォリオのマーケット・ポートフォリオに対する超過収益率として明確に定義している。

本論文では、Fama and French (2021) 及び Arnott et al. (2020) による分析フレームワークを用いて、日本における バリュース・プレミアムの低下について分析を行い、米国における HML リターンの低下との類似性や違いについて議論する。第2節では、Fama-French ファクターのリターン及び、企業規模と BM 比でソートしたポートフォリオのリターン、それぞれ平均を、サンプル全体及び3つに区切ったサブサンプルについて報告する。第3節では、Fama and French (2021) の枠組みを採用し、BM 比を用いた HML リターンの予測可能性が、サンプル期間によって変化したかどうかを検討する。第4節では、Arnott et al. (2020) が提案した方法によるリターンの分解 (return decomposition) を用いて、同じ問題について別の方法で検討する。第5節では、本論文の結論である。

2 日本市場のバリュース・プレミアム: 概観

2.1 データについて

本論文では、株式会社金融データソリューションズの NPM 日本版 Fama-French ベンチマークデータを使用する。² 分析対象市場のユニバースに含まれる銘柄は、金融データソリューションズのデータに含まれる全個別銘柄で、東京証券取引所（東証）1部・2部の全銘柄で構成されている。サンプル期間は、1977年9月から2021年3月である。

Fama-French の3ファクター・モデルのような、システマティックな取引戦略の有効性を検討するにあたっては、日本市場でこの種の洗練された取引戦略を採用している大手機関投資家、なかでも大手の外資系金融機関が、実際の取引においては比較的大きな企業規模の銘柄のみを対象としている可能性が高いことを考慮する必要がある³。その背景としては、非常に企業規模が小さい銘柄の流動性が極めて低いこと、またそのような企業に関しては会計情報の英語での発信が義務化されていなかったり、公開情報になるまでのタイムラグが大きいことなどが挙げられる。日本の株式市場における外国人投資家の取引パターンの分析については、Kang and Stultz (1997) および Kamesaka et al. などを参照のこと。ある銘柄が大手金融機関の投資対象に含まれるか否かの分かれ目となる企業規模については、特に明確な情報がある訳ではなく、またそのような線引きは時間を通じて変化してきたと考えべきであろう。それでも、例えば東京証券取引所市場第二部における、最も小さい四分位に属す

² 詳細な説明については、以下の URL を参照されたい: <https://fdsol.co.jp/npm.html>

³ 祝迫が単独で執筆していた初期バージョンに関する議論で、何人かの実務家がこの問題の重要性をについて指摘してくれたことに感謝する。

る銘柄は、クォンツ的な投資戦略を採用している大手金融機関の頻繁な売買の対象とはなっていると考えるににくい。

このため以下の分析では、全銘柄からなる投資対象のユニバースに加え、東証の最も小さい規模の企業グループを除いた2つのサブユニバースのデータも使用する。ベンチマーク・ユニバースは、金融データソリューションズのデータで提供されている全個別銘柄からなり、これを *Entire Market* と呼ぶことにする。第一のより狭い銘柄ユニバースは、*Entire Market* のうち企業規模上位 80% に属する個別銘柄からなり、これを *TOP 80%* と呼ぶことにする。第二のさらに狭いユニバースは日経 225 の計算に用いられる個別銘柄からなり、これを *Nikkei 225* と呼ぶ。株価の平均が最も大きい銘柄のユニバースは *Nikkei 225* で、次いで *TOP 80%*、*Entire Market* の順になる。一方、*Entire Market* は、1990 年時点で 1,600 銘柄、2000 年で約 1,540 銘柄、2010 年で約 1,970 銘柄、2020 年で約 2,400 銘柄と、最も多くの個別銘柄を含んでいる。それぞれの銘柄ユニバースを構築した方法ゆえに、*TOP 80%* に含まれる銘柄数は *Entire Market* の 80% であるのに対し、*Nikkei 225* に含まれる銘柄数は 225 で一定である。*Nikkei 225* に含まれる銘柄数の *Entire Market* に対する比率は、期間によって異なるが、およそ *Entire Market* の 9%~14% である。

Fama and French (2021) に従い、本論文の分析ではマーケット・ポートフォリオと、企業規模／BM 比でソートされた 6 つのポートフォリオの、合計 7 つのポートフォリオの収益率データを用いる。構成の異なる銘柄ユニバースのデータを用いて分析を行う際には、マーケット・ポートフォリオとして、対応するユニバース内のすべての個別銘柄の価値加重平均を用いる。6 つの個別ポートフォリオのデータを計算する際は、まず個別銘柄のサンプルを企業規模に基づいて 2 つのグループに分ける。小型株は月末の時価総額が対応するユニバースの個別銘柄の中央値以下の銘柄、大型株は中央値以上の銘柄である。また各銘柄は BM 比によって 3 つのグループに分類され、バリュー株は BM 比が 70% 以上の銘柄、グロース株は 30% 以下の銘柄からなるポートフォリオとして定義される。その結果、3 つの BM 比でソートされたポートフォリオ、小型バリュー (SV)、大型バリュー (BV)、そして両者の組み合わせであるマーケット・バリュー (MV) が得られる。同様に、グロース株のポートフォリオは小型グロース (SG)、大型グロース (BG)、マーケット・グロース (MG) の 3 つになる。

2.2 全サンプルにおけるバリュー・プレミアム

Table 1 では、前節で説明した 3 つの銘柄ユニバースのデータについて、3 つの Fama-French ファクターの平均リターンと、6 つの企業規模-BM 比でソートしたポートフォリオのマーケット・ポートフォリオに対する平均超過リターンを報告している。

[Table 1 をここに挿入]

3 つの Fama-French ファクターのうち、マーケット・ポートフォリオの安全資産に対する超過収益率の平均は、どの銘柄ユニバースに関してもほぼ同じであり、月次で約 0.3%、年率換算で約 3.6% である。Entire Market の HML ファクターの平均は 0.79% (年率 9.5%) で、Top 80% の 0.76% とほぼ等しく、Nikkei 225 は若干高く 0.85% である。SMB (企業規模プレミアム) の平均は Entire Market が 0.04%、Top 80% が -0.07% であり、これに対し Nikkei 225 の平均は 0.15% とやや高めである。したがって日本の株式市場では、企業規模プレミアムの存在は明確でないのに対し、バリュー・プレミアムは確実に存在し、その値は米国と比較しても大きいことがわかる。これらの結果は、Chan et al. (1991) などの日本市場についての先行研究で報告されている結果と一致する。

次に、6 つの企業規模／BM 比でソートされたポートフォリオのマーケット・ポートフォリオに対する超過リターンに注目しよう。Nikkei 225 のバリュー＝グロス・スプレッド $MV - MG$ は 0.85%、Top 80% で 0.77%、Entire Market で 0.80% である。⁴したがって、各ユニバースに含まれる銘柄の平均的な企業規模の違いにかかわらず、バリュー＝グロス・スプレッドの有意な差は観察されない。

2.3 世界金融危機以前と以後のサブサンプルにおけるバリュー・プレミアム

近年バリュー・プレミアムが低下していることを実際に確認するために、Table 2 にはいくつかのサブサンプルについて、Table 1 と同じ計算を行った結果が示されている。本論文でのサブサンプルの分割は、2 つの異なる日付で行われている。最初の分割日は 1998 年末／1999 年初頭であり、詳細は後で述べるが、この時点の前と後で日本の株式の BM 比の平均とボラティリティが大きく変化しているために、このタイミングが選ばれている。2 つめの分割の日付は 2008 年 8 月／9 月であり、これは

⁴市場全体のバリュー＝グロス・スプレッド $MV - MG$ は、 $MV - MG = (MV - R_m) - (MG - R_m)$ で計算される。

同年9月中旬に発生したリーマンショックを契機とした世界金融危機の発生を踏まえたものである。2つめの分割の日付については、2007年末や2008年末など他のいくつかの隣接した日付で区切ったデータを用いて、実証分析の頑健性をチェックした。しかし、以下の節で詳述する主な実証結果は、前後1年程度まで分割するタイミングをずらしてもあまり影響を受けなかった。

Table 2 では、パネル A に Fama-French の 3 ファクターの平均値を、パネル B に企業規模／BM 比でソートされた 6 つのポートフォリオのマーケット・ポートフォリオに対する超過収益率を、それぞれ 5 つのサブサンプル、すなわち (1) 1977 年 9 月から 1998 年末、(2) 1999 年初から 2008 年 9 月、(3-1) 2008 年 9 月から 2019 末、(3-2) 2008 年 9 月からサンプル全体の最後である 2021 年 3 月、(4) 2020 年初頭から 2021 年 3 月について報告している。

[Table 2 をここに挿入]

Table 2 のパネル A における SMB と HML の平均値から、いくつかの興味深い結果が観察される。まず、世界金融危機以前の二つのサブサンプルを比較すると、1998 年で終わるサブサンプル (1) よりも、世界金融危機直前のサブサンプル (2) の方が平均の HML リターンがわずかに高くなっている。特に、*Top 80%* の銘柄ユニバースでは、平均 HML がサブサンプル (1) からサブサンプル (2) へと 0.20 パーセンテージ・ポイント ($= 1.09\% - 0.89\%$) 上昇している。その後、世界金融危機後のサブサンプル (3-1) では、HML は 0.67 パーセンテージ・ポイント ($= 0.42\% - 1.09\%$) 低下している。世界金融危機前のサブサンプルから危機後のサブサンプルへの HML リターンの低下は、今回検討した 3 つの銘柄ユニバースすべてについて観察されるが、*Nikkei 225* ユニバースでは 0.96 パーセンテージ・ポイント ($= 0.42\% - 1.38\%$) と最も大きく、これは年率換算で 10 パーセンテージ・ポイント以上の差である。

一方、SMB の平均値は、*Nikkei 225* ユニバースでは時間を通じて比較的安定している。しかし、*Entire Market* の SMB ファクターのリターンは、1999-2007 年のサンプルの -0.13% から 2009-2019 年のサンプルの 0.37% へと、0.5 パーセンテージ・ポイント上昇している。

次に Table 2 のパネル B に示された、6 つのポートフォリオの超過リターンの平均値を見てみよう。すると世界金融危機前の 10 年間においては、大型株のバリュー株とグロース株のパフォーマンスの差が、バリュー・プレミアムを大きくした主要な要因であることがわかる。*Top 80%* の銘柄ユニ

バースを例にとると、 $BV - Rm$ はサブサンプル (1) の 0.66% からサブサンプル (2) の 0.88% へと上昇している。その後の世界金融危機後のサブサンプル (3-1) では、今度は 0.36% へ低下している。同じ時期の $BG - Rm$ は、世界金融危機以前にはサブサンプル (1) の -0.25% から、サブサンプル (2) の -0.37% へと減少した。そして世界金融危機後には、サブサンプル (3-1) での -0.11% へと回復している。結果として、大型株におけるバリュー株とグロース株のリターンの差 ($BV - BG$) は、サブサンプル (1) では 0.91 パーセンテージ・ポイントであったが、サブサンプル (2) では 1.25 パーセンテージ・ポイントまで上昇し、世界金融危機後のサブサンプル (3-1) では 0.47 パーセンテージ・ポイントまで低下した。同じ期間の $SV - SG$ は、サブサンプル (1) の 0.87 パーセンテージ・ポイントから、サブサンプル (2) ではわずかに 0.93 パーセンテージ・ポイントへと上昇し、世界金融危機後のサブサンプル (3-1) では 0.38 パーセンテージ・ポイントへと低下した。

全体として見ると、HML ファクターのリターンは世界金融危機前のサンプルではかなり高く、特に 1999 年から 2008 年の夏までのサンプルにおいてより高かった。この時期、1999 年以前のサンプルとの比較で HML のリターンが上昇したのは、主に大型バリュー銘柄のパフォーマンスが高かったためである。大型株グループ中、小型株グループ中、それぞれにおけるバリュー株とグロース株の収益率の差は時間を通じて変化しているが、その変化のパターンは対象銘柄ユニバースに関わらず共通している。しかし、最も大きな銘柄のみで構成されるユニバース、*Nikkei 225* に関しては、時間を通じた変動はより顕著である。

2.4 Covid-19 によるパンデミック下のサブサンプルについて

今日、長期的な株式市場データを用いて実証分析を行っている研究者にとって、2020 年初頭に発生した Covid-19 による世界的なパンデミック発生以降の最新のデータ期間の扱いは難しい問題である。2020 年以降のデータを実証分析に含める場合、現在のパンデミックの影響が十分に小さくなるか、経済の「定常状態 steady state」が定着するまでは、分析結果に厳密な解釈を与えることは困難である。したがって、次節以降の本論文の分析では 2019 年末までのデータを用いた分析に議論を限定する。この小節では 2020 年以降、具体的には 2021 年 3 月末までのデータを用いたサブサンプルの分析結果を要約しておくことにする。

Table 2 中のサブサンプル (3-2) は、Covid-19 によるパンデミック発生以降を含む世界金融危機後の全期間のサンプルであり、サブサンプル (4) はパンデミック発生以降の 15 ヶ月のみのサブサンプル

である。パンデミックが始まった2020年の後半には、製薬会社による mRNA ワクチンの開発の見込みが立ったことにより、株価全般の回復とバリュー株戦略の復活を予測する金融機関による発信やレポートの類が増加した⁵。しかし、本論文におけるパンデミック発生以降のサンプルを含む日本市場に関するデータは、そのようなバリュー株戦略に対する希望的観測を支持していない。Table 2, パネル A で報告されている、サブサンプル (4) のマーケット・ポートフォリオの超過リターンの平均は、すべての銘柄ユニバースについてプラスであるが、SMB と HML のリターンは *Nikkei 225* の SMB を除き全てマイナスである。つまり、世界的パンデミック発生後の 2021 年初頭までのサブサンプルでは大型株は小型株より、グロース株はバリュー株よりパフォーマンスが高かったということになる。

小型バリュー株と大型バリュー株のパフォーマンスを比較すると、*Entire Market* と *TOP 80%* については、後者のパフォーマンスの方が相対的に高い。どちらのリターンもマイナスだが、絶対値は小型株バリューの方が大きい。一方、*Nikkei 225* のユニバースについては、小型バリュー株の方が若干パフォーマンスが良い。しかしいずれの場合も、小型バリューと大型バリューの間の収益率の差は、統計的に有意なものではない。

グロース株についても同様のパターンが観察される。*Entire Market* と *TOP 80%* については、大型グロース株の方がパフォーマンスが高い。*Nikkei 225* のユニバースでは、小型グロース株の方がややパフォーマンスが高かった。*Nikkei 225* には東京市場の上位 10% しか含まれていないので、この結果は、パンデミック発生直後の落ち込みからの市場回復を主導したのは、大型のグロース株であることを示唆している。これは世界金融危機後の 2019 年末までのサブサンプル (3-1) においては、小型グロース株が大型グロース株を上回っていた結果と対照的である。

3 BM 比を用いた予測回帰式による分析

3.1 マーケット・ポートフォリオに対する超過収益率に関する予測回帰式

第 2 節の分析では、HML リターンと企業規模と BM 比でソートされたポートフォリオのマーケット・ポートフォリオに対する超過収益率それぞれの、無条件の平均値に焦点を当てた。一方、Cohen, Polk

⁵しかし、2021 年春以降の米国市場についても、グロース株の価格が早々に追いついたことでバリュー投資の復活は非常に短命であった。例えば、2021 年 11 月 19 日の Bloomberg のレポート “A Year After Vaccine Jolt, Bet on Value Stocks Disappoints” を参照。

URL: <https://www.bloomberg.com/news/articles/2021-11-09/a-year-after-vaccine-jolt-the-bet-on-value-stocks-disappoints>.

and Vuolteenaho (2003) 以降, 多くの研究がバリュー・プレミアムを過去の BM 比に回帰した分析方法を用いている. ここでは, 同じ方法を採用している Fama and French (2021) にならって, 以下のような予測回帰式 predictive regression を推定する:

$$R_{i,t} - R_{M,t} = \alpha_i + \beta_i(BM_{i,t-1} - BM_{M,t-1}) + \epsilon_t. \quad (1)$$

我々は, Fama and French (2021) の Table 3 と直接比較するために, 6 つの企業規模と BM 比でソートされたポートフォリオ, SV, BV, MV, SG, BG, MG のリターンについて, 式 (1) を推定した. 前節で既に世界金融危機以前のサンプルでは, 日本市場にバリュー・プレミアムが存在すること, その規模が米国市場よりも大きいことを確認しており, したがって (1) 式の予測変数である 1 ヶ月遅れの超過 BM 比 ($BM_{i,t-1} - BM_{M,t-1}$) の係数は正であると予想される.

Table 3 は, *TOP 80 %* ユニバースのデータを用いた式 (1) の推定結果である. 6 つのポートフォリオすべてに関して, 推定によって得られた予測変数の係数は統計的に有意ではなく, R^2 も Fama and French (2021) の米国データに関する推定結果よりはるかに小さい. しかし, 前節の Table 2 の世界金融危機以前のサンプルにおける HML リターンの平均の大きさを考えると, 同時期の BM 比を用いた予測で予測可能性が検出されないという結果を, 検証なしにそのまま受け入れることは難しい. むしろ Table 3 の分析結果は, 日本では BM 比を用いた予測能力が時期によって変化していることの帰結と解釈する方が妥当である. したがって, サブサンプルによる分析が次の課題である.

[Table 3 about here]

3.2 サブサンプルにおける BM 比を用いた予測可能性

Fama and French (2021) は, 定数項 α_i と予測変数の係数 β_i の両方に関するダミー変数を含むように (1) 式を拡張したモデルを推計した.⁶しかし, 我々の予備的分析では, 1990 年代後半に予測変数であ

⁶Fama and French (2021) は, 予測回帰式 (1) の定数項 α_i と係数 β_i の両方の構造変化を許容するモデルを推定し, 近年のサンプルでバリュー・プレミアムが統計的に有意に低下しているかどうかを検証している:

$$R_{i,t} - R_{M,t} = \alpha_i + \alpha_i^D D + \beta_{i,t}(BM_{i,t-1} - BM_{M,t-1}) + \beta_{i,t}^D D(BM_{i,t-1} - BM_{M,t-1}) + \epsilon_t.$$

ここで, D はサンプルの前半で 0, 後半で 1 の値をとるダミー変数である. しかし, Fama と French がサンプルの分割時期として 1991 年を選んだのは, 3 ファクター・モデルに関する彼らの初期の論文 (Fama and French 1992, 1993) が 1990 年と 91 年頃までのデータを使用していたからだと思われる.

る超過 BM 比 ($BM_{i,t-1} - BM_{M,t-1}$) の変動の仕方に明確な変化があるために、日本のデータではこの実証戦略が機能しないことが示唆されている。1990 年代前半のバブル経済の崩壊、1998 年の国内銀行危機、2000 年代前半の多くの銀行や非金融法人企業のリストラを行った竹中プランなど、1990 年代後半から 2000 年代前半にかけて、BM 比の構造変化を引き起こした可能性のある出来事が数多くあり、系列の構造変化点 break points を正確に特定するのはかなり複雑な問題である。⁷

純粹に統計的な観点からは、図 1、図 2 に示されているように、1990 年代後半に超過 BM 比の平均値とボラティリティの両方に有意な構造変化があったことが分かる。図 1 では、TOP 80% の銘柄ユニバースのデータを用いて、マーケット・ポートフォリオ、バリュース株ポートフォリオ、グロース株ポートフォリオ、それぞれの BM 比の時系列をプロットしている。図 2 には、バリュース株とグロース株それぞれの BM 比の、マーケット・ポートフォリオの BM 比に対する、超過 BM 比が示されている。図 1 では、バリュース株ポートフォリオの BM 比は、1998/99 年頃に平均値、ボラティリティともに大きく上昇している。その結果、図 2 のバリュース株の超過 BM レシオも 1998/99 年以降、水準、ボラティリティともに有意に上昇した。グロース株の超過 BM 比は 1990 年後半から低下傾向を示しているが、その変化の大きさは、同時期のバリュース株の変化に比べると微妙なものに留まっている。

[Figure 1 and Figure 2 about here]

そこで、1998 年末でサンプルを分割して、(1) 式の予測回帰式を推定した。さらに、1999 年以降のサブサンプルを世界金融危機が発生した 2008 年の 8 月/9 月で分割して推計を行った。Table 4 は、TOP 80% のユニバースに関する、これらのサブサンプルに関する推定結果を示している。世界金融危機前の前半のサブサンプル (1) では、大型バリュース株 ($BV - Rm$) に関する予測回帰がうまく機能しており、超過 BM 比の係数の推定値は 2.698 で 1% で統計的に有意である。一方、小型バリュース株 ($SV - Rm$) については、係数の推定値は負で統計的に有意である。世界金融危機前の後半のサブサンプル (2) では、大型バリュース株に関する回帰式の超過 BM 比の係数は 1.658 と依然としてプラスだが、有意ではなくなっている。しかし小型バリュース株では、係数の推定値は 3.199 で 1% で統計的に有意である。

⁷我々は、あらかじめ決められたブレイク・ポイントではなく、未知の複数のブレイク・ポイントを許容する構造変化のテスト (Bai and Perron [1998]) を行ってみた。その推定結果はここでは報告していないが、バリュース株とグロース株のポートフォリオについてそれぞれ異なるブレイク・ポイントを発見し、また、特定の経済イベントとは関係のない構造変化点も複数発見された。

[Table 4 をこの辺りに挿入]

世界金融危機後の 2008:9-2019:12 のサブサンプル (3-1) では、小型バリュース株の超過 BM 比の予測能力は依然として高く、係数は 3.485 で、1% で統計的に有意である。大型バリュース株の予測性は、サブサンプル (2) と比較するとやや回復して推定係数は 4.368 に上昇しているが、同時に標準誤差も大きくなったので、ぎりぎり 10% の有意水準には達していない。

サブサンプル (3-1) の大型バリュース株の定数項 α_i の推定値は、サブサンプル (2) の -0.429 から -3.125 へと有意に低下している。一方、小型バリュース株のサブサンプル (3-1) の α_i は、サブサンプル (2) の 0.263 から 2.150 に増加し、後者の推定値は 5% で有意であった。最後に、Covid-19 期間を含んだ世界金融危機後 (2008:9-2021:3) のデータであるサブサンプル (3-2) では、小型株と大型株の両方のポートフォリオで予測能力が完全に消失している。

4 HML リターンの要因分解による分析

本節では、Arnott et al. (2021) の枠組みを用いて、HML のリターンの時間を通じた変動、特に 2008-2010 年の世界金融危機の後に HML のパフォーマンスが低下したメカニズムを分析する。Arnott らは、バリュース株ポートフォリオとグロース株ポートフォリオのパフォーマンスの差を、(1) ポートフォリオ・グループ間の移動 (migration)、(2) インカム・イールド (income yield)、(3) バリュース株＝グロース株の相対評価の変化 (changes in value-versus-growth relative valuation) の 3 要素に分解している。以下では、これら 3 つの構成要素について、それぞれ簡単に説明する。

第一の構成要素である「migration」は、バリュース株（グロース株）ポートフォリオに属するある銘柄の価格が上昇（下落）し、中立またはグロース株（バリュース株）ポートフォリオに移動する過程で発生する利益を捉えている。移動＝migration の結果、バリュース株は相対的に高いリターンを獲得し、グロース株は低いリターンを獲得するので、両者のパフォーマンスの差は HML ファクターにプラスに寄与する。第二の構成要素である「income yield」は、バリュース株とグロース株のポートフォリオ間の、株主資本の簿価の変化と配当利回りから発生する収益の差を捉えている。グロース株は一般的にバリュース株よりも配当が多いため、両者の「income yield」の差はマイナスの値をとり、HML のリターンにマイナスに寄与する。Arnott らは、「migration」と「income yield」の和を「構造プレミアム structural premium」と呼んでいる。

最後の3つ目の構成要素は、「評価替えプレミアム revaluation premium」と呼ばれる項目で、グロース株ポートフォリオとバリュー株・ポートフォリオの相対的な価値評価の変動からもたらされるリターンである。以下の会計上の恒等式で示されているように、HMLのリターンは“revaluation premium”と“structural premium”の合計に等しくなる。

$$\begin{aligned}\text{HML Return} &= \text{Revaluation Premium} + \text{Income Yield} + \text{Migration} \\ &= \text{Revaluation Premium} + \text{Structural Premium}\end{aligned}$$

Table 6 は、前節で分析したのと同じサブサンプル (1), (2), (3-1) における HML リターンの平均について、上記の構成要素の分解を行った結果を報告している。まず HML ファクターの平均値は、1999 年以前のサブサンプル (1) から、1999 年から 2008 年夏までのサブサンプル (2) にかけてわずかに上昇しており、その後、2008 年秋以降 2019 年末までのサブサンプル (3-1) では、統計的に有意に低下している。また HML 平均リターンの時間を通じた変動は、大型株に関してより顕著である。これら、Table 5 で報告されている HML ファクターの平均値の時間を通じた変動は、Table 2 や Table 3 で報告されているそれと一致している。

[Table 5 をこの辺りに挿入]

次に、HML ファクターのリターンの各構成要素の時間を通じた変化について見てみよう。まず、“structural premium”に注目すると、その平均値は、サブサンプル (1) からサブサンプル (2) にかけては小型株、大型株ともに低下している。2008 年秋の世界金融危機後のサブサンプル (3-1) ではやや低下しているものの、ほぼサブサンプル (2) と同じ水準を保っている。世界金融危機前後の“structural premium”の値の変化は、Arnott et al. (2021) の Table 3 で報告されている米国市場における変化と比較すると、同じかやや小さい。また米国市場では、バリュー株とグロース株のリターンのスプレッドは、大型株よりも小型株で大きくなっている。これに対し日本市場では、両者のスプレッドは企業規模に関係なくほぼ同じか、若干だが大型株の方が高い。また、サブサンプル (1) からサブサンプル (2) にかけての変化として、大型株では“structural premium”の成分のうち“income yield”の低下と“migration”の上昇が顕著であることが見て取れる。

最後に、“revaluation premium”の時間を通じた変化について考察する。1999年以前のサブサンプル(1)では、“revaluation premium”の平均値はマイナスであった。しかし、世界金融危機前の2000年代に相当するサブサンプル(2)では、そこから約5パーセンテージ・ポイント上昇し、世界金融危機後には約9.5パーセンテージ・ポイントの有意な低下が起こっている。既に見たように、この時期の“structural premium”の変化が限定的であることから、世界金融危機後のHMLリターンの有意な低下の最大の要因は“revaluation premium”の低下であることが示唆される。

この点について見るために、図4ではバリュー株とグロース株の相対的な評価の変化を、グロース株ポートフォリオとバリュー株ポートフォリオのBM比の比率をプロットすることによって示している。1987年前半や今世紀初頭にも、バリュー株の相対的なバリュエーションの顕著な一時的下落は見られるが、これらの過去の経験ではバリュー株の評価は比較的短期間で立ち直っている傾向にある。しかし、サンプル終盤の2010年代の低下は、より穏やかなものではあるが、10年近くの長期に渡って持続的に発生している。

[図4をここに挿入]

世界金融危機後のHMLリターンの下落の大部分が、“revaluation premium”の低下で説明されるという結果は、Arnott et al. (2021)による米国市場に関する分析の結果と整合的である。Arnottらは、Fama and French (2002)やArnott and Bernstein (2002)などの議論に基づいて、“revaluation premium”の変化によって引き起こされるリターンの変動は、リスク・プレミアムの推定値から排除して考えるべきである」とまで主張し、株価の相対的な水準のトレンドが長期的に持続するような先験的な理由が存在しないことを、そのような議論の根拠としている。しかしその一方で、日米の両市場において、直近の10年近くに渡ってバリュー株の相対的な価格水準の低下が発生していることは、今後の研究において説明されるべき重要な問題である。

5 まとめ

本稿では、日本の株式市場におけるバリュー・プレミアムの低下について検討を行った。1990年代末から世界金融危機の時期までと、それ以降のコロナ危機直前までのサブサンプルの比較に焦点をあて、HMLリターンと、企業規模とBM比でソートしたポートフォリオのリターンのパフォーマンスにつ

いて検討を行った。その結果、バリュー株のパフォーマンスは明確に低下し、グロース株のパフォーマンスはわずかに上昇していることを確認した。

次に予測回帰式を用いて、最近の HML リターンの低下のメカニズムを検証したところ、2000 年代末の世界金融危機以降、回帰式の定数項の推計値が明確に低下した一方で、予測変数である超過 BM 比の係数の推計値は同じ水準か、むしろわずかに上昇していることがわかった。定数項の低下は、Arnott et al.(2021) の方法による HML リターンの構成要素の分解において、この時期に “revaluation premium” の低下、すなわちグロース株と比較したバリュー株の相対評価の低下が起こっていたとする分析結果と整合的である。同様に、超過 BM 比の予測能力が世界金融危機の前後であまり変化していないことは、リターン分解で得られる “structural premium” の時間を通じた変化が小さいことと整合的である。

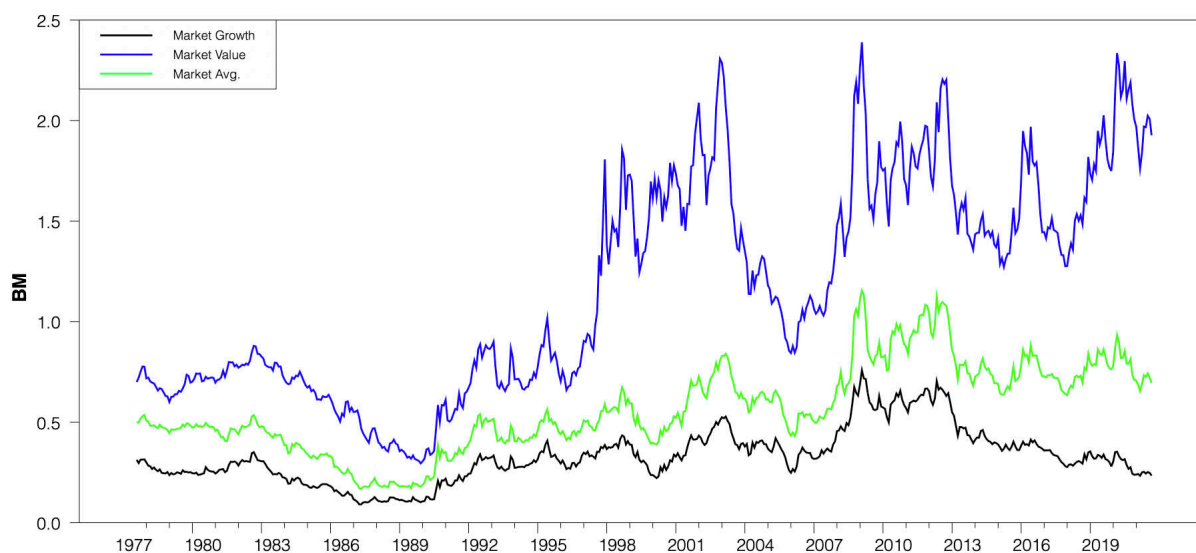
本論文の実証結果は、日本市場における最近のバリュー投資の不調が、米国市場と同様のメカニズムによって引き起こされていることを示唆している。しかし、世界金融危機後に同時に二つの国でバリュー株の相対的評価が低下した理由については明らかになっておらず、この点は今後の研究における重要な課題である。

References

- Arnott, Robert D., Campbell R. Harvey, Vitali Kalesnik and Juhani T. Linnainmaa, (2021) “Reports of Value’s Death May Be Greatly Exaggerated,” *Financial Analysts Journal*, 77:1, 44-67, DOI: 10.1080/0015198X.2020.1842704.
- Bai, Jushan, and Pierre Perron, (1998) “Estimating and testing linear models with multiple structural changes,” *Econometrica*, 66(1), 47-78.
- Chan, Louis K. C., Yasushi Hamao, and Josef Lakonishok, (1991) “Fundamentals and stock returns in Japan,” *Journal of Finance* 46:5, 1739-1764.
- Cohen, Randolph B., Chritopher Polk, and Tuomo Vuolteenaho (2003) “The value spread,” *Journal of Finance* 78:2, 609-642.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, (1992), “The cross-section of expected stock returns,” *Journal of Finance* 47:2, 427-465.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, (1993) “Common risk factors in the returns on stocks and bonds,” *Journal of Financial Economics* 33:1, 3-56.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French (1995) “Size and book-to-market factors in earnings and returns,” *Journal of Finance* 50:1, 131-156.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French (2017) “International tests of a five-factor asset-pricing model,” *Journal of Financial Economics* 123:3, 441-463.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French (2021) “The Value Premium,” *Review of Asset Pricing Studies* 11:1, 105 – 121.
- Ishikawa, Yasushi (2021) “Macro and micro perspectives on vanished value premium (in Japanese, *Value teimei-ni taisuru macro to micro no shiten*),” presentation at the special panel session in NFA annual meeting June 2021.
- Israel, Ronen, Kristoffer Laursen, and Scott Richardson (2021) “Is (Systematic) Value Investing Dead?,” *Journal of Portfolio Management Quantitative Special Issue*, 47:2, 38-62; DOI: <https://doi.org/10.3905/jpm.2020.1.194>

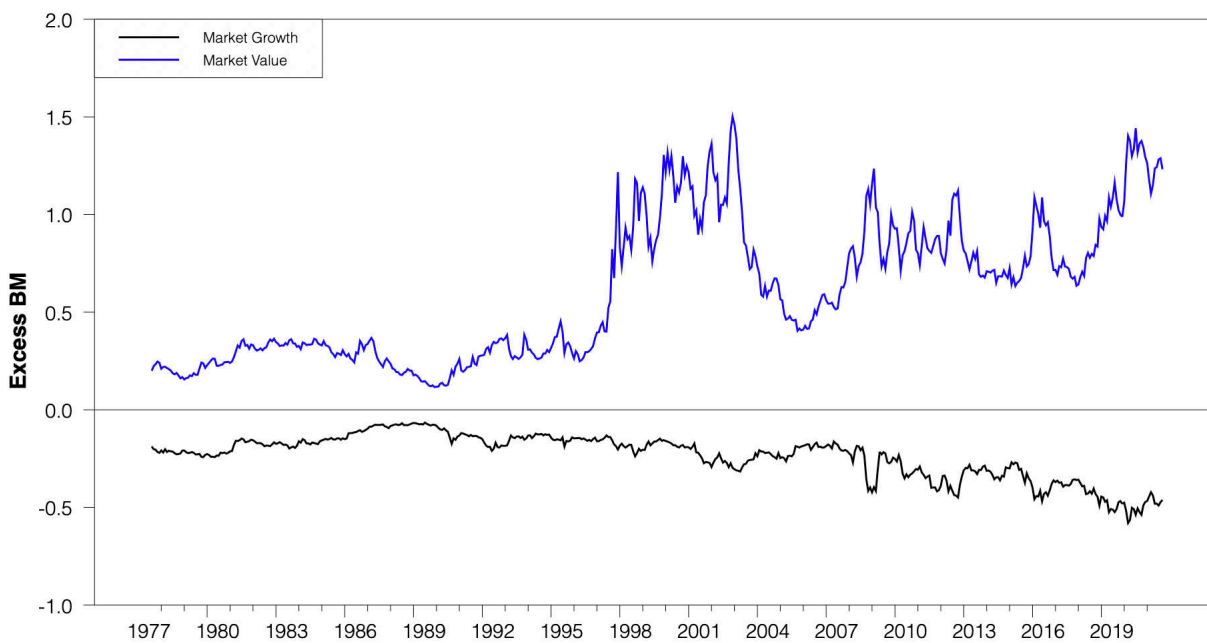
- Iwaisako, Tokuo (2021) “Value Premium in Japanese Market: Statistical (Re)appraisal (in Japanese, *Nihon-no value premium: Toukeiteki Saikensho*),” presentation at the special panel session in NFA annual meeting June 2021.
- Kamesaka, Akiko , John R Nofsinger, and Hidetaka Kawakita (2003) “Investment patterns and performance of investor groups in Japan,” *Pacific-Basin Finance Journal* 11:1, 1-22.
- Kang, Jun-Koo and René M. Stulz (1997) “Why is there a home bias? An analysis of foreign portfolio equity ownership in Japan,” *Journal of Financial Economics* 46:1, 3-28.
- Lee, Justina (2020) “Is Value Dead? Debate Rages Among Quant Greats From Fama to AQR,” *Bloomberg*, June 3, 2020, <https://www.bloomberg.com/news/articles/2020-06-03/quant-fight-2020-inside-wall-street-s-big-argument-on-value>
- Lev, Baruch Itamar and Srivastava, Anup (2022) “Explaining the Recent Failure of Value Investing,” *Critical Finance Review* 11:2, 333-360. <http://dx.doi.org/10.1561/104.00000115>
- Linnainmaa, Juhani T., and Michael R. Roberts (2018) “The history of the cross-section of stock returns,” *Review of Financial Studies* 31:7, 2606-2649.
- Takehara, Hitoshi (2021) “HML may be dead, but value is not (in Japanese, *HML shisu-tomo, value wa shinazu*),” presentation at the special panel session in NFA annual meeting June 2021.

Figure 1: マーケット平均, バリュース株ポートフォリオ, グロース株ポートフォリオの BM 比: 1977 年 9 月 - 2021 年 3 月



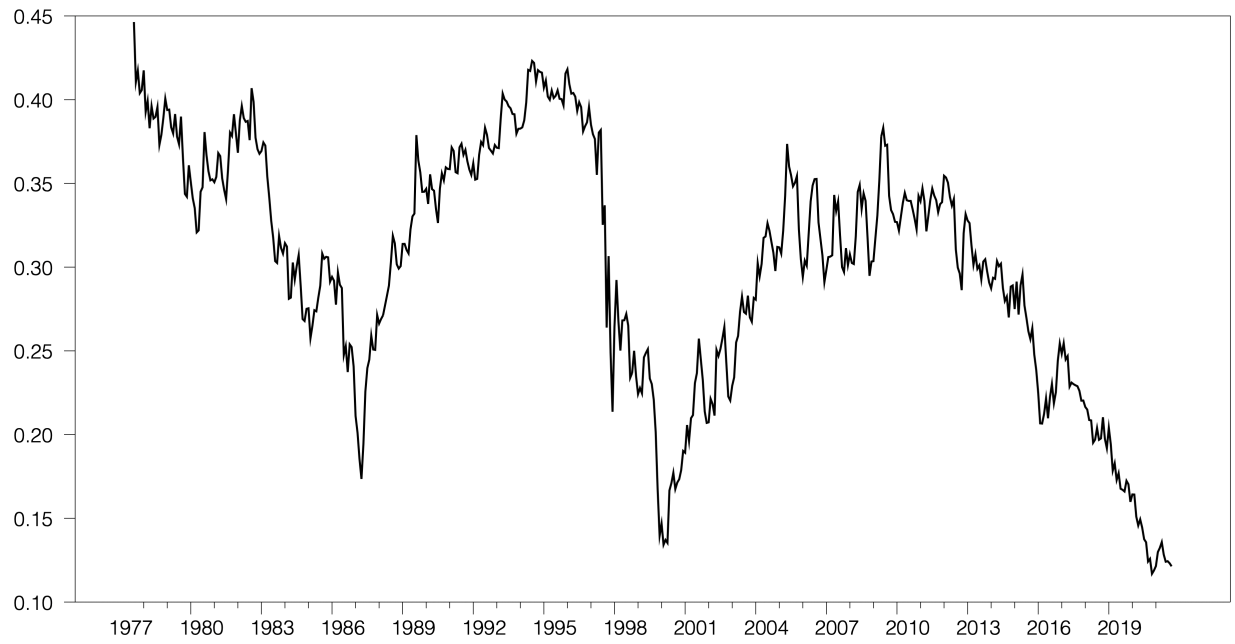
マーケット平均 Market Average: BM_M (green line), バリュース株ポートフォリオ Market Value: BM_{MV} (blue line), およびグロース株ポートフォリオ Market Growth: BM_{MG} (black line), それぞれの簿価／株価比 (BM 比) のプロット.

Figure 2: バリュース株ポートフォリオとグロース株ポートフォリオの超過 BM 比



超過 BM 比 ($BM_i - BM_M$) のプロット. Market Value ($i = MV$) と Market Growth ($i = MG$).

Figure 3: グロース株とバリュー株の相対的な価格評価の変化



グロース株ポートフォリオとバリュー株ポートフォリオ, それぞれの BM 比の比率 (BM_{MG}/BM_{MV}) のプロット.

Table 1: Fama-French ファクターのリターンと、企業規模と BM 比でソートされたポートフォリオのリターンの平均

1977 年 9 月～2021 年 3 月の全サンプルについて、Fama-French ファクターの平均値と、6 つの Size-BM ソートポートフォリオのマーケット・ポートフォリオに対する超過リターンを報告している。3 つの平均企業規模の異なる銘柄ユニバース、*Entire Market*, *Top 80%*, and *Nikkei 225* について同じ計算を繰り返している。

Panel A: *Entire Market*

	Rm-Rf	SMB	HML			
平均	0.31	0.04	0.79			
標準偏差	5.08	3.31	3.27			
	SV-Rm	MV-Rm	BV-Rm	SG-Rm	MG-Rm	BG-Rm
平均	0.62	0.63	0.63	-0.11	-0.17	-0.22
標準偏差	3.96	3.41	3.71	3.83	1.82	1.49

Panel B: *Top 80%*

	Rm-Rf	SMB	HML			
平均	0.30	-0.07	0.76			
標準偏差	5.11	2.98	3.44			
	SV-Rm	MV-Rm	BV-Rm	SG-Rm	MG-Rm	BG-Rm
平均	0.49	0.55	0.60	-0.22	-0.22	-0.22
標準偏差	3.69	3.21	3.49	3.44	1.71	1.55

Panel C: *Nikkei 225*

	Rm-Rf	SMB	HML			
平均	0.30	0.15	0.85			
標準偏差	5.47	3.58	3.89			
	SV-Rm	MV-Rm	BV-Rm	SG-Rm	MG-Rm	BG-Rm
平均	0.68	0.58	0.48	-0.17	-0.27	-0.37
標準偏差	4.47	3.61	3.81	4.10	2.14	2.03

Table 2: サブサンプルにおける Fama-French ファクターと企業規模と BM 比でソートされたポートフォリオのリターンの平均

Panel A: Fama-Frnch ファクター

Panel A-I: Entire Market

		Rm-Rf	SMB	HML
(1)	1977:09 - 1998:12	0.16	-0.04	0.93
(2)	1999:01 - 2008:08	0.24	-0.13	1.14
(3-1)	2008:09 - 2019:12	0.54	0.37	0.41
(3-2)	2008:09 - 2021:03	0.57	0.47	0.37
(4)	2020:01 - 2021:03	1.25	-0.29	-0.73

Panel A-II: Top 80%

		Rm-Rt	SMB	HML
(1)	1977:09 - 1998:12	0.15	-0.23	0.89
(2)	1999:01 - 2008:08	0.26	-0.10	1.09
(3-1)	2008:09 - 2019:12	0.52	0.28	0.42
(3-2)	2008:09 - 2021:03	0.60	0.20	0.30
(4)	2020:01 - 2021:03	1.26	-0.48	-0.82

Panel A-III: Nikkei 225

		Rm-Rt	SMB	HML
(1)	1977:09 - 1998:12	0.21	0.05	0.95
(2)	1999:01 - 2008:08	0.17	0.24	1.38
(3-1)	2008:01 - 2019:12	0.46	0.25	0.42
(3-2)	2008:01 - 2021:03	0.55	0.24	0.27
(4)	2020:01 - 2021:03	1.32	0.18	-1.06

Table 2: Continued

Panel B: 企業規模と BM 比でソートされたポートフォリオのマーケット・ポートフォリオに対する超過収益率

Panel B-I: *Entire Market*

		SV-Rm	MV-Rm	BV-Rm	SG-Rm	MG-Rm	BG-Rm
(1)	1977:09 - 1998:12	0.60	0.61	0.62	-0.34	-0.32	-0.29
(2)	1999:01 - 2008:08	0.75	0.87	0.99	-0.29	-0.27	-0.31
(3-1)	2008:09 - 2019:12	0.70	0.58	0.45	0.44	0.17	-0.09
(3-2)	2008:09 - 2021:03	0.57	0.47	0.37	0.38	0.17	-0.03
(4)	2020:01 - 2021:03	-0.63	-0.53	-0.42	-0.09	0.21	0.50

Panel B-II: *Top 80%*

		SV-Rm	MV-Rm	BV-Rm	SG-Rm	MG-Rm	BG-Rm
(1)	1977:09 - 1998:12	0.41	0.54	0.66	-0.46	-0.35	-0.25
(2)	1999:01 - 2008:08	0.70	0.79	0.88	-0.23	-0.30	-0.37
(3-1)	2008:09 - 2019:12	0.60	0.48	0.36	0.22	0.06	-0.11
(3-2)	2008:09 - 2021:03	0.45	0.37	0.29	0.19	0.07	-0.04
(4)	2020:01 - 2021:03	-0.89	-0.59	-0.30	-0.13	0.23	0.59

Panel B-III: *Nikkei 225*

		SV-Rm	MV-Rm	BV-Rm	SG-Rm	MG-Rm	BG-Rm
(1)	1977:09 - 1998:12	0.56	0.54	0.52	-0.35	-0.42	-0.49
(2)	1999:01 - 2007:12	1.22	1.11	1.00	-0.05	-0.27	-0.50
(3-1)	2008:01 - 2019:12	0.57	0.23	0.09	-0.03	-0.09	-0.15
(3-2)	2008:01 - 2021:03	0.47	0.25	0.03	0.05	-0.02	-0.09
(4)	2020:01 - 2021:03	-0.37	-0.44	-0.51	-0.37	0.62	0.49

Table 3: *Top 80%* のユニバースにおける各ポートフォリオのマーケット・ポートフォリオに対する超過収益率の予測回帰式

以下の予測回帰式をフルサンプルについて推計した結果を報告している:

$$R_{i,t} - R_{M,t} = \alpha_i + \beta_{i,t}(BM_{i,t-1} - BM_{M,t-1}) + \epsilon_t$$

添字 i は企業規模と BM 比でソートされた 6 つのポートフォリオ, $\{SV, MV, SG, BG, MV, MG\}$ を表している. 推計期間は 1977 年 9 月から 2021 年 3 月まで (523 obs.). カッコ内には, Newey-West (6 lags) の修正を行った標準誤差が報告されている. (***) は推計値が 1% 水準, (**) は 5% 水準, (*) は 10% 水準で有意であることを示している

被説明変数	α_i	$\beta_{i,t}$	R^2	adj. R^2
$SV - R_m$	0.140 [0.447]	0.505 [0.597]	0.003	0.001
$BV - R_m$	0.312 [0.298]	0.515 [0.654]	0.002	0.000
$MV - R_m$	0.185 [0.320]	0.604 [0.591]	0.004	0.002
$SG - R_m$	-0.376 [0.356]	-0.662 [1.194]	0.000	-0.001
$BG - R_m$	-0.483** [0.210]	-1.148 [0.876]	0.007	0.005
$MG - R_m$	-0.510*** [0.177]	-1.255* [0.742]	0.007	0.005

Table 4: *Top 80%* のユニバースにおける各ポートフォリオの超過収益率の予測回帰式: サブサンプル

Subsample (1): 初期サブサンプル, 1977 年 9 月 - 1998 年 12 月 (256 obs.)

被説明変数	α_i	$\beta_{i,t}$	R^2	adj. R^2
$SV - R_m$	0.651 [0.630]	-0.670 [1.318]	0.001	-0.003
$BV - R_m$	-0.143 [0.386]	2.698 [0.850]***	0.014	0.011
$MV - R_m$	0.236 [0.503]	0.959 [1.078]	0.002	-0.002
$SG - R_m$	0.754 [0.886]	7.648 [5.348]	0.010	0.006
$BG - R_m$	-0.790** [0.371]	-3.498* [2.120]	0.008	0.004
$MG - R_m$	-0.265 [0.273]	0.575 [1.791]	0.000	-0.004

Subsample (2): 世界金融危機以前, 1999 年 1 月 - 2008 年 8 月 (116 obs.)

被説明変数	α_i	$\beta_{i,t}$	R^2	adj. R^2
$SV - R_m$	-2.286*** [0.702]	3.199*** [0.766]	0.065	0.057
$BV - R_m$	-0.429 [0.836]	1.658 [1.271]	0.012	0.004
$MV - R_m$	-1.349** [0.681]	2.533*** [1.066]	0.043	0.034
$SG - R_m$	0.263 [0.777]	2.323 [3.808]	0.002	-0.007
$BG - R_m$	0.601 [0.835]	4.507 [3.501]	0.023	0.015
$MG - R_m$	-0.158 [0.643]	0.665 [2.885]	0.000	-0.009

Table 4: Continued

Subsample (3-1): 世界金融危機以後 Covid-19 期間を除く: 2008 年 9 月 - 2019 年 12 月 (136 obs.)

被説明変数	α_i	$\beta_{i,t}$	R^2	adj. R^2
$SV - R_m$	-2.985*** [1.068]	3.485*** [1.133]	0.059	0.052
$BV - R_m$	-3.125 [1.976]	4.368 [2.758]	0.050	0.043
$MV - R_m$	-2.801* [1.410]	3.904* [2.037]	0.067	0.060
$SG - R_m$	2.150** [0.850]	5.227** [2.295]	0.020	0.012
$BG - R_m$	0.081 [0.452]	0.528 [1.452]	0.001	-0.007
$MG - R_m$	1.059* [0.591]	2.785* [1.709]	0.014	0.006

Subsample (3-2): 世界金融危機以後 Covid-19 期間を含む: 2008 年 9 月 - 2021 年 3 月 (151 obs.)

被説明変数	α_i	$\beta_{i,t}$	R^2	adj. R^2
$SV - R_m$	-0.639 [1.520]	1.022 [1.598]	0.007	0.000
$BV - R_m$	-0.738 [1.603]	1.219 [2.169]	0.007	0.000
$MV - R_m$	-0.313 [1.434]	0.774 [1.855]	0.005	-0.002
$SG - R_m$	1.687 [0.961]	3.947 [2.608]	0.011	0.005
$BG - R_m$	-0.634 [0.633]	-1.588 [1.973]	0.008	0.001
$MG - R_m$	0.341 [0.804]	0.715 [2.360]	0.001	-0.006

Table 5: HML ファクターのリターンの要因分解

Size	Valuation	Total Return (%)	Revaluation Premium (pps)	Structural Premium (pps)	Income Yield (pps)	Migration (pps)
(1) 1977:9-1998:12						
Small	Value-Growth	10.4	-2.4	12.9	-15.1	28.0
Big	Value-Growth	11.1	-3.0	14.0	-8.8	22.8
Average	HML	10.8	-2.7	13.5	-11.9	25.4
(2) 1999:1-2008:8						
Small	Value-Growth	11.8	2.9	8.9	-11.5	20.4
Big	Value-Growth	14.4	3.5	10.9	-17.0	27.9
Average	HML	13.1	3.2	9.9	-14.2	24.1
(3-1) 2008:9-2019:12						
Small	Value-Growth	4.4	-6.2	10.6	-10.0	20.5
Big	Value-Growth	5.3	-6.1	11.4	-10.4	21.8
Average	HML	4.9	-6.1	11.0	-10.2	21.2