

商標権ポートフォリオがリスク・リターン特性に与える効果： リスク削減仮説の検証

井出 真吾
(ニッセイ基礎研究所)

竹原 均
(早稲田大学)

要 旨

本研究においては、企業の保有している商標権ポートフォリオから推定されたブランドエクイティと企業のリスク・リターン特性との関係を明らかにすることを試みる。国内全上場企業（除金融業）、2009～2019年の11年間を分析対象とする大規模パネルデータを用いた実証分析の結果、ブランドエクイティは、企業の成長性を低下させるものの、同時にリスクを低減することが明らかとされた。またブランドエクイティは株式リターンを低下させる傾向を持つが、同時にもたらされるリスク削減効果が上回ることにより、企業のデフォルトリスクを低下させる。したがって、企業財務論の視点から、ブランドエクイティ戦略はリスク管理のための重要な一手段として議論されるべきである。

キーワード：商標権、ブランドエクイティ、リスク削減仮説、非財務情報開示、デフォルトリスク

1 商標権ポートフォリオと財務パフォーマンス

企業が保有する商標権が、そのリスク・リターン特性に与える影響を分析することが、この研究の主たる目的である。商標権が企業の財務特性、ならびに市場評価に与える影響の分析が企業財務戦略、ブランド戦略を考える上で非常に重要な研究課題であることは言うまでもない。しかしながら実際にこの分野での計量分析は米国においてさえも Alexander, Mishra and Orozco (2009) など少数にとどまり、実証研究の成果は十分には蓄積されていない。これは同じく知財関連の非財務情報である特許権と比較しても、商標権に関する数値データの入手がこれまで困難であったことが最大の理由であろう。これに対して本研究では工藤一郎国際特許事務所が開発した商標権の経済価値の評価指標である「TK 値」と企業が維持・保有している商標権数を併用して、商標権情報と企業のリスク・リターン特性との関係を実証的に明らかにすることを目指しており、使用データの新規性、ならびに企業リスク・リターン特性について多角的・包括的な検証を実施している点が本研究の特徴である。

マーケティング分野において議論されてきたように、商標権がブランドエクイティの獲得につながっているとすれば、当然のことながら商標権と企業のリスク・リターン特性との間にも明確な関係が存在するはずである。両者の関係について井出・竹原 (2020) は商標権ポートフォリオと株式価値

との間に統計的に有意な正の相関関係が存在することを確認した上で、そうした正の相関関係が商標権ポートフォリオによる自己資本コスト削減効果によりもたらされている可能性が高いとする実証結果を報告している。ただし同研究ではCAPM、およびFama and French (1993)の3ファクターモデルの下で計測された自己資本コスト（正確には株式リスクプレミアム）を分析において使用しており、商標権ポートフォリオによるリスク削減効果について、その構造が十分に解明されたとは言い難い。またリターン特性に関しても、自己資本利益率（Return on Equity, ROE）と、そのデュボン分解での構成要素である売上高利益率、総資産回転率、財務レバレッジへの影響の分析に焦点を絞っており、リスク削減効果と同様に商標権ポートフォリオとリターン特性との関係についても、追加的な検証の余地を残している。

割引フリーキャッシュフローモデル、配当割引モデルといった代表的な企業価値（あるいは株式価値）評価モデルにおいて、投資情報としてのシグナルと企業価値（株式価値）との関係は、評価式の分子であるキャッシュフローチャネル、分母である資本コストを経由するリスクファクターチャネルという、2つの異なるチャネルを介して影響を受ける。一方で将来キャッシュフロー流列、および（時間変化する）資本コストを正確に推計することは困難である。このため本研究においては、複数のリターン指標、リスク指標と、商標権ポートフォリオをもとに推定されたブランドエクイティとの関係を分析することにより、多元的・包括的にブランドエクイティがキャッシュフローチャネルとリスクファクターチャネルに与える影響を議論する。

論文は以下のように構成される。まず次節では先行研究を概観したのちに、本研究での検証仮説を提示する。続く3節では使用する商標権データとリターン指標、リスク指標について説明し、4節ではポートフォリオ法を適用した分析結果について報告する。5節においては、重回帰分析の結果から商標権ポートフォリオが財務パフォーマンス等に与える影響について精査する。続く6節では頑健性の確認を目的として2段階最小二乗法を適用した結果を示すとともに、ブランドエクイティとリターン・リスク指標間の関係に産業特性が及ぼす影響について検証する。最後に7節においては結論を述べるとともに、この分野での将来の研究の方向性について議論する。

2 先行研究と研究仮説

企業が保有する商標権ポートフォリオをもとにして、ブランドエクイティ戦略が企業のリスク・リターン特性に与える影響を議論することが本研究の主目的である。しかしながら、ブランドエクイティを推定し、それがリスク、リターンの両面に与える影響について、これを実証的に明らかにすることを試みた研究例は、初期のBarth et al. (1998)以降でも少数にとどまる。この分野での希少な先行研究の例であるAlexander, Mishra and Orozco (2009)では、キャッシュフロー、キャッシュフロー・ボラティリティ、Tobin's q, ROA, 株式リターンとの関係が分析された。しかしサンプルに含まれる企業数が米国内の大企業108社に限定されており、さらに分析対象が消費財を中心とした14業種、商標権総数が22,060であることから、実証結果におけるサンプルバイアスの問題が無視できず、Alexanderもこのサンプルの少なさが同研究の"limitation"であることを認めている。したがって米国企業に限定しても、商標権ポートフォリオとリスク・リターン特性との関係が十分に解明されているとは言い難い。商標権データの利用可能性に関する制約が、米国においてさえも、この種の研究の障害となっているのである。

日本企業に関しても、これまで研究者が置かれてきた状況は米国と同様で、商標権データの入手が

困難であることから、計量的アプローチによる研究は行われてこなかった。井出・竹原(2020)は、この分野における新規の挑戦であり、会計学における残余利益モデルに基礎を置いて、商標権情報が株式価値(時価総額)に対して与える影響について検証モデルを導出し、商標権ポートフォリオが株式価値を上昇させることを示した。井出・竹原(2020)では、商標権総数に加えて、工藤一郎国際特許事務所が開発した商標権評価指標であるTK値を使用した分析を試みており、その上で商標権ポートフォリオにおいても、その質の評価が重要であるとする結果を報告している¹⁾。ただし同研究に関しても、分析対象が東証一部上場主要500社から金融業を除外した約400社であることから、上場企業の多くが分析対象から除外されており、実証分析から得られた結論について留保の余地を残している。

本研究においては、井出・竹原(2020)と同様に商標権数とTK値を併用して分析を進めるが、商標権数は量的な側面に、商標権間の類似度や存続期間等から計算されたTK値は質的な側面に焦点を当てて計測したものであると仮定している。Aaker(2014)では、ブランドエクイティは、その構成要素であるブランド認知、ブランド連想、ブランドロイヤリティなどの側面から総合的に評価されるべきものとしている。そうであるとなればブランドエクイティは商標権数とTK値に内包される量的、質的側面の両方から測定されるべきである。我々は商標権数とTK値という異なる数値情報をもとに企業のブランドエクイティを推定、指標化可能であるとの考えに基づき、次節において説明するように、主成分分析を用いた情報の縮約により、ブランドエクイティの数値指標(BE)を計算している。

次に井出・竹原(2020)において確認されたブランドエクイティと企業価値との間の正の相関関係を、キャッシュフローチャネルとリスクファクターチャネルを経由した効果から説明することを試みる場合、ブランドエクイティが、(1)リターンと成長性の上昇(キャッシュフローチャネル)と、(2)リスク削減(リスクファクターチャネル)の少なくともいずれか一方を介して効果をもたらすことが必要条件となる。仮にどちらか一方のみが成立するのであれば、リターン・成長性上昇効果がリスク上昇効果を上回るか、逆にリスク削減効果がリターン・成長性低下効果を上回るかのどちらかである。したがって、ここでは以下の仮説H1～H5を設定する。

- H1：ブランドエクイティは企業のキャッシュフローを上昇させる。
- H2：ブランドエクイティは会計情報ベースの収益性を上昇させる。
- H3：ブランドエクイティは株式リターンを上昇させる。
- H4：ブランドエクイティはボラティリティを低下させる。
- H5：ブランドエクイティは資本コストを低下させる。
- H6：ブランドエクイティは成長性を上昇させる。

また本研究において、我々はブランドエクイティと債務不履行リスクとの関係についても分析を進めるが、ブランドエクイティは負債水準、総資産成長率、総資産ボラティリティという3つの経路を介して債務不履行リスクに影響を与え得る。これら3つの経路での効果が相互に相殺する状況はあり得るものの、ここでは商標権ポートフォリオによる消費者の製品・サービスへの信頼の獲得、製品の認知により、企業の債務不履行リスクは低下するものと予想する。したがって以下の仮説H7が設定される。

- H7：ブランドエクイティは債務不履行リスクを低下させる。

3 使用データ, および変数定義

3.1 ブランドエクイティの測定

Aaker (2014) が指摘しているように、ブランドエクイティはブランド認知、ブランド連想、ブランドロイヤリティといった複数の側面から計測されなければならない。本研究で使用する TK 値は、同一権利者による類似登録商標数、存続期間の長さ、商標権が適用される商品の範囲等を考慮した総合的な評価指標であり、「顧客吸引力」を数値指標化したものであるとされている。例えば登録・維持されている類似の商標権数は、ブランド認知、ブランド連想を強化するものであり、存続期間の長さはブランドロイヤリティにつながる。したがって TK 値の推計に使用される個別商標に付随する公開情報に基づいて、Aaker (2014) でのブランドエクイティの構成要素を間接的に評価可能であると本研究では仮定している。したがってマーケティング分野でしばしば使用される「顧客推奨度調査」に代表される最終消費者への質問票調査に基づく評価ではないものの、TK 値は Aaker (2014) が指摘しているブランドエクイティの複数の構成要素を近似評価した結果であろう。また評価における恣意性を排し、商標権ポートフォリオ情報から評価値を算出している点は、実証分析における信頼性を高めているものと考えられる。このため量的指標である商標権数と質的指標である TK 値から、ブランドエクイティの総合指標を構築することを本研究では試みた。具体的には商標権数を NT 、連結ベースでの各企業の TK 値を TK として、

- (1) 商標権数対数値： $\ln NT = \log (NT+1)$
- (2) TK 対数値： $\ln TK = \log (TK+1)$
- (3) 商標 1 単位当たり TK 値： $TKNT = TK/NT$
- (4) 回帰残差 TR ：TK 値を商標権数 NT で説明する単回帰モデルでの回帰残差
- (5) 業種要因調整後 $\ln NT$ ： $\ln NT^{Abn} = \ln NT - (\text{業種平均 } \ln NT)$
- (6) 業種要因調整後 $\ln TK$ ： $\ln TK^{Abn} = \ln TK - (\text{業種平均 } \ln TK)$

の 6 指標を計算後に、各年 (2009-2019) で主成分分析を実行し、その第 1 主成分によりブランドエクイティの総合評価指標 BE を定義した。

3.2 財務パフォーマンスの測定

次に分析において使用する財務変数について説明する。ここでもブランドエクイティの総合評価指標と同様に、複数の財務変数の持つ情報を主成分分析により縮約することにより、a) キャッシュフロー CF 、b) 会計情報に基づく収益性指標 $Profit$ 、c) 株式市場におけるリターン Ret 、d) ボラティリティ Vol 、e) 資本コスト CoC 、f) 成長性 GR というリスク・リターン特性に関する 6 次元の総合評価指標を計算する。これら主成分分析による 6 次元評価指標の定義については表 1 を参照されたい²⁾。また Ret 、 $Risk$ 、 CoC の測定結果は使用したプライシングモデルに依存することから、Fama and French (2018) で検証の対象とされた以下の 6 ファクターモデル(1)に

表1 財務変数の定義

変数名	変数定義
CFOTA	営業キャッシュフロー / 総資産
CFITA	投資キャッシュフロー / 総資産
CFFTA	財務キャッシュフロー / 総資産
FCFTA	フリーキャッシュフロー / 総資産
ROE	自己資本利益率 (= 親会社株主に帰属する当期純利益 / 自己資本)
ROA	総資産利益率 (= 親会社株主に帰属する当期純利益 / 総資産)
ROE0	自己資本利益率 (= 経常利益 / 自己資本)
ROA0	総資産利益率 (= 経常利益 / 総資産)
ROIC	投下資本利益率 (= (経常利益 + 支払利息) × 0.7) / (有利子負債総額 + 純資産)
Hvol	ヒストリカルボラティリティ (6月末時点, 過去60ヶ月ベース)
CostE	Frankel and Lee (1998) の下で測定されたインプライド自己資本コスト
CostD	負債コスト (= 支払利息・割引料 / 有利子負債総額)
GSLs	売上高成長率
GTA	総資産成長率
GCFO	営業キャッシュフロー成長率
GFCF	フリーキャッシュフロー成長率
SRet1, IVol1, ERP1	CAPM の下でのスペシフィックリターン, ボラティリティ, リスクプレミアム
SRet3, IVol3, ERP3	Fama and French (1993) 3ファクターモデル
SRet4, IVol4, ERP4	Carhart (1997) 4ファクターモデル
SRet5, IVol5, ERP5	Fama and French (2015) 5ファクターモデル
SRet6, IVol6, ERP6	6ファクターモデル (FF5+UMD) (Fama and French, 2018)

$$r_{j,t} - r_{f,t} = \alpha_j + \beta_j^{MKT} (r_{M,t} - r_{f,t}) + \beta_j^{SMB} SMB_t + \beta_j^{HML} HML_t + \beta_j^{UMD} UMD_t + \beta_j^{RMW} RMW_t + \beta_j^{CMA} CMA_t + \varepsilon_{j,t} \quad (1)$$

その部分集合である CAPM, Fama and French (1993) 3ファクターモデル, Carhart (1997) 4ファクターモデル, Fama and French (2015) の5ファクターモデルを加えた合計5種類のプライシングモデルを使用している。回帰分析は毎年6月末時点で過去60ヶ月ヒストリカルデータを用いて実施され、その結果からスペシフィックリターン (SRet), スペシフィックリスク (IVol), リスクプレミアム (ERP) を計算した³⁾。

3.3 債務不履行リスクの測定

ブランドエクイティと債務不履行リスクとの関係についても検証を試みている。ここでは Vassalou and Xing (2004) と同様に Black-Scholes-Merton (BSM) probability of bankruptcy (Black and Scholes, 1973; Merton, 1974) を債務不履行リスクの指標として使用する。以降では Black-Scholes-Merton probability of bankruptcy を Expected Default Frequency (EDF) と呼ぶ。

まず直接は観察することの出来ない現時点での企業の総資産価値 (時価) を V_A , 資産価値ドリフト項を μ_A , 資産ボラティリティを σ_A , X を総負債, T をオプションの満期時点 (ここでは1年) とする。これらの記法のもとで EDF 推定値は以下の(2)式で与えられる。ただし、ここで $N(\cdot)$ は標準正規分布の累積確率分布関数である。

$$EDF = N\left(-\frac{\ln(V_A/X) + (\mu_A - (\sigma_A^2/2))T}{\sigma_A\sqrt{T}}\right) \quad (2)$$

(2)式の右辺括弧内の値の符号を反転させた値、すなわち以下の(3)式

$$DD = \frac{\ln(V_A/X) + (\mu_A - (\sigma_A^2/2))T}{\sigma_A\sqrt{T}} \quad (3)$$

は倒産距離 (Distance-to-Default, DD) と呼ばれる。これは総資産ボラティリティを単位とした債務不履行 (ここでは総資産時価が負債時価を下回る状態) への距離であり、この値が大きいほど債務不履行リスクが低い企業であると判断される。

Vassalou and Xing (2004) では、コールオプション価格評価式

$$V_E = V_A N(d_1) - X e^{-r_f T} N(d_2),$$

$$d_1 = \frac{\ln(V_A/X) + (\mu_A - (\sigma_A^2/2))T}{\sigma_A\sqrt{T}}, d_2 = d_1 - \sigma_A\sqrt{T} \quad (4)$$

を用いて倒産距離に含まれるパラメータ推定を行う (ただし、ここで r_f は無危険利子率である)。反復解法における σ_A の初期値として過去1年の株価ボラティリティ σ_E 、 V_E として日次で計測された株式時価総額を使用し、非線形方程式(4)から過去1年の全営業日について V_A の推定値を求める。この過去1年の V_A の推定系列から、その標準偏差を求め、次の反復での σ_A の推定値とする。以降、 σ_A が一定値に収束したとみなされるまでこの反復を繰り返す。そして最終的に得られた V_A の推定値時系列 (日次過去1年) から日次対数収益率を求め、これを資産のドリフト μ_A の推定値としている。

本研究では債務不履行リスクに関わるリターンの指標として総資産ドリフト μ_A 、リスク指標として総資産ボラティリティ σ_A 、資産レベル V_A/D 、そして債務不履行リスクの指標として倒産距離 DD を使用した。

3.4 コントロール変数

本研究では純資産株価倍率 (Book-to-Market, BM)、負債比率 (Debt Ratio, DR)、海外売上高依存度 (Foreign Dependency Ratio, FDR) の4変数をコントロール変数として使用している。

Fama and French (1993) で議論されているように、純資産株価倍率は株式リターンとリスクに対して強い説明力を持つ。また負債比率は企業のリターンと正の相関関係を持つ。海外売上高依存度については、国内の商標登録であっても海外の消費者のブランド認識に影響を与えていると考えられる⁴⁾。

なお表3～表5には時価総額対数値 ($\ln MV$) が含まれるが、本研究では時価総額対数をコントロール変数としては使用していない。株価 (時価総額) はオンバランス資産とブランドエクイティを含むオフバランス資産の評価の結果であるので、ブランドエクイティを反映して時価総額は事後的に決定される。したがって株式時価総額は交絡因子ではなく、回帰モデルにおいてコントロール変数として使用した場合には、ブランドエクイティからリスク・リターン特性への因果性を正しく評価することはできない。表4、表5に示したとおりブランドエクイティと企業規模との間に正の相関が存在するため、ブランドエクイティがリスク/リターン特性に与える影響が過小評価される可能性が高い。

ただし時価総額対数値がメディエータ (媒介変数)、あるいはモデレータ (調整変数) として作用する可能性を否定するものでもない。時価総額対数値を用いた moderated mediation model を導入しての分析は本研究の目的範囲を越えるものの、ブランドエクイティと企業規模の財務特性に対する効果の異同に関心を寄せる読者もいると想定されることから、説明変数に時価総額対数値を付加した場合

の結果については頑健性の検証の一部として6節で報告する。

3.5 要約統計量

以降の分析において使用する財務諸表データについては日経 NEEDS 財務データ DVD、個別銘柄株式リターンについてはNEEDS 日次株式リターンデータベースを使用して計算した。また商標権数、および TK 値については工藤一郎国際特許事務所から提供を受けた。分析対象は国内全上場企業から金融業を除外し、分析に必要な財務変数の全てが計算可能であった企業で、表2に示されるように、2009年に最小で2,185社、2013年に最大で2,297社である。パネルデータ全体としては24,567 firm-years である。

表3にブランドエクイティ、リスク・リターン特性、コントロール変数に関する記述統計量を示す。前述のようにブランドエクイティとリスク・リターン特性の総合評価指標は、各年での主成分分析実施後の第一主成分として計算しているが、主成分分析の実施時にセンタリングとスケーリングを行っているために、平均に関してはゼロとなっている⁵⁾。例えばブランドエクイティ (BE) の場合、その値がマイナスであれば、各年でブランドエクイティの構築状況が平均以下であることを意味する。次

表2 業種別サンプル数の推移

	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	Total
1. 水産・農林業	9	9	9	9	9	8	7	7	7	7	8	89
2. 鉱業	7	7	7	7	6	6	7	7	7	6	7	74
3. 建設業	136	133	129	129	134	132	133	133	133	131	120	1,443
4. 食料品	102	100	97	97	96	96	94	89	87	87	89	1,034
5. 繊維製品	66	63	58	54	56	56	55	55	56	55	55	629
6. パルプ・紙	18	17	17	18	17	17	17	17	17	19	19	193
7. 化学	147	145	148	149	150	144	146	144	137	136	138	1,584
8. 医薬品	35	39	39	37	31	31	33	32	29	30	31	367
9. 石油・石炭製品	12	10	10	11	11	11	12	10	10	10	9	116
10. ゴム製品	20	20	20	19	18	19	19	18	16	15	15	199
11. ガラス・土石製品	47	47	47	46	45	43	42	44	43	44	43	491
12. 鉄鋼	47	47	46	47	42	39	39	38	38	37	36	456
13. 非鉄金属	28	27	28	28	28	27	26	25	26	25	25	293
14. 金属製品	68	66	65	64	64	65	63	64	64	66	66	715
15. 機械	165	166	164	161	164	166	164	156	157	152	151	1,766
16. 電気機器	195	195	196	193	191	183	182	176	170	168	166	2,015
17. 輸送用機器	77	78	80	78	77	73	69	67	64	60	61	784
18. 精密機器	38	38	35	36	36	34	32	30	29	29	28	365
19. その他製品	87	87	88	93	96	94	93	92	92	90	90	1,002
20. 電気・ガス業	24	26	25	25	25	22	22	22	21	21	21	254
21. 陸運業	51	52	52	52	52	51	50	49	50	51	53	563
22. 海運業	17	14	14	14	14	14	13	12	12	12	12	148
23. 空運業	4	3	3	3	3	3	3	3	3	4	4	36
24. 倉庫・輸送関連業	37	37	38	38	38	40	41	39	38	38	38	422
25. 情報・通信業	28	41	55	74	86	94	94	95	100	110	114	891
26. 卸売業	229	231	233	240	239	241	241	241	237	240	241	2,613
27. 小売業	174	177	189	199	204	205	201	200	193	192	191	2,125
32. 不動産業	47	53	57	62	67	63	66	67	68	68	70	688
33. サービス業	270	277	283	289	298	300	299	299	293	295	309	3,212
合計	2,185	2,205	2,232	2,272	2,297	2,277	2,263	2,231	2,197	2,198	2,210	24,567

表3 記述統計量

	Mean	S.D.	25%ile	Median	75%ile
BE	0.000	2.055	-0.976	0.231	1.264
CF	0.000	1.493	-0.672	0.102	0.832
Profit	0.000	1.915	-0.975	-0.122	0.956
Ret	0.000	2.354	-1.512	-0.277	1.206
Vol	0.000	2.439	-1.664	-0.670	0.984
CoC	0.000	2.033	-1.463	-0.127	1.308
GR	0.000	1.340	-0.705	-0.017	0.714
V_i/D	3.293	6.072	1.406	1.866	3.061
σ_i (%)	24.131	19.582	12.194	19.353	29.680
μ_i (%)	5.481	35.912	-9.851	1.523	16.187
DD	3.739	2.629	1.983	3.309	4.976
lnMV	10.025	1.672	8.812	9.849	11.082
BM	1.248	0.856	0.655	1.084	1.649
DR (%)	48.488	19.941	33.157	48.391	63.727
FDR (%)	14.746	22.830	0.000	0.000	25.000

BE: ブランドエクイティ総合評価, CF: キャッシュフロー総合評価, Profit: 会計情報ベースの収益性総合評価, Ret: 株式リターン総合評価, Vol: ボラティリティ総合評価, CoC: 資本コスト総合評価, GR: 成長性総合評価, V_i/D : 総資産負債比率, σ_i : 総資産ボラティリティ, μ_i : 総資産ドリフト, DD: 倒産距離, lnMV: 時価総額対数値, BM: 純資産株価倍率, DR: 負債比率, FDR: 売上高海外依存度。

に倒産距離 (DD) については、平均が 3.739 なので、この時の 1 年後時点での期待倒産確率はほぼゼロに近く、第 1 四分位でも 2.39% (=N(-1.983)) である。コントロール変数のうち海外売上高依存度 (FDR) に関しては単一国での売上高が総売上高の 10% を超えない限りセグメント情報として開示する必要がないため、メディアンでも 0% となっている。

次に相関係数行列を表 4 に示す。表 4 の左下部分に示されたピアソン積率相関、右上部分に示されたスピアマン順位相関のいずれで見ても、ブランドエクイティはキャッシュフロー (CF)、会計情報ベース収益性 (Profit)、株式リターン (Ret)、成長性 (GR) と正の相関を持ち、逆にボラティリティ (Vol) と資本コスト (CoC) とは負の相関を持つ。またブランドエクイティと倒産距離 (DD) との相関係数も正である。したがって相関係数だけからすると H1 ~ H7 のすべてが支持され、ブランドエクイティはキャッシュフローチャネル、リスクファクターチャネルの両方を介して企業価値と正の相関を持つ

表4 相関係数行列

	BE	CF	Profit	Ret	Vol	CoC	GR	V_i/D	σ_i	μ_i	DD	lnMV	BM	DR	FDR
BE	1.000	0.053	0.086	0.016	-0.162	-0.043	0.007	-0.010	-0.072	-0.005	0.081	0.509	-0.154	-0.004	0.134
CF	0.028	1.000	0.375	0.083	-0.087	-0.035	0.451	0.047	-0.014	0.098	0.172	0.094	-0.079	-0.144	-0.017
Profit	0.086	0.359	1.000	0.428	-0.023	-0.008	0.270	0.139	0.109	0.197	0.241	0.276	-0.326	-0.190	0.002
Ret	0.029	0.128	0.464	1.000	0.368	-0.061	0.144	0.205	0.356	0.276	0.070	0.153	-0.392	-0.055	0.012
Vol	-0.148	-0.024	0.048	0.260	1.000	0.155	0.040	0.182	0.550	0.081	-0.403	-0.255	-0.199	0.107	0.040
CoC	-0.034	-0.032	0.004	-0.086	0.159	1.000	-0.009	-0.050	0.016	-0.061	-0.188	-0.056	0.055	0.051	0.071
GR	0.004	0.455	0.247	0.135	0.049	-0.003	1.000	0.044	0.067	0.180	0.053	0.059	-0.111	0.016	-0.004
V_i/D	0.067	0.201	0.346	0.274	0.000	-0.102	0.039	1.000	0.400	0.212	0.259	0.115	-0.227	-0.378	0.025
σ_i	-0.009	0.131	0.302	0.363	0.448	0.014	0.081	0.676	1.000	0.259	-0.141	-0.020	-0.330	-0.351	0.069
μ_i	0.007	0.129	0.189	0.230	-0.001	-0.064	0.172	0.095	0.116	1.000	0.329	0.101	-0.250	-0.030	-0.026
DD	0.103	0.177	0.243	0.107	-0.470	-0.184	0.065	0.481	-0.089	0.484	1.000	0.269	-0.248	-0.411	-0.087
lnMV	0.539	0.084	0.286	0.189	-0.188	-0.038	0.062	0.281	0.139	0.124	0.315	1.000	-0.380	-0.097	0.279
BM	-0.134	-0.142	-0.393	-0.422	-0.241	0.101	-0.125	-0.463	-0.472	-0.282	-0.250	-0.363	1.000	-0.079	-0.060
DR	0.012	-0.153	-0.180	-0.061	0.139	0.046	0.017	-0.789	-0.500	-0.030	-0.422	-0.107	-0.066	1.000	-0.096
FDR	0.162	-0.026	0.002	0.001	0.083	0.085	-0.010	0.050	0.155	-0.034	-0.089	0.263	0.005	-0.097	1.000

各変数の定義は表3と同じ。左下三角行列: ピアソン積率相関, 右上三角行列: スピアマン順位相関係数。

可能性が示唆された。

なおブランドエクイティと時価総額対数値との間のピアソン相関は 0.539、スピアマン相関は 0.509 と強い正の相関が存在する。前述のようにブランドエクイティという情報が浸透して株価が形成されるのであれば、時価総額対数値はメディエータ（媒介変数）として扱うべきであり、コントロール変数として使用されるべきではない。

4 ポートフォリオ・フォーメーション法を用いた分析

ここではポートフォリオ・フォーメーション法を用いて、ブランドエクイティとリスク・リターン特性との関係について精査する。前述のように本研究の分析期間は 2009～2019 年の 11 年間であるが、ここでは各年 6 月末の段階でブランドエクイティによりランキングして 5 分位ポートフォリオを構築し、ブランドエクイティがリスク・リターン特性に与える効果、ならびに線形性について確認する。このブランドエクイティ・ランク 5 分位ポートフォリオのリスク・リターン特性の時系列平均値を表 5 に示す。

リスク・リターン特性評価のうち、キャッシュフロー（CF）、会計情報ベースの収益性（Profit）については、ブランドエクイティ（BE）の低下とともに、キャッシュフローもほぼ単調に低下しており、P1 と P5 のスプレッドも 1% 水準で有意となっている。一方、株式リターン（Ret）に関しては、P1 と P5 の差（Diff.）こそ正で、かつ 5% 水準で有意であるものの、P1 から P4 まででは BE の低下とは逆に Ret は上昇しており、P5 でのみ Ret が急落している。この結果からすると、ブランドエクイティはキャッシュフローと収益性を増加させるかもしれないが、株式リターンに関しては少なくとも BE と Ret は線型関係にはないと考えられ、H3 を支持することは難しい。

ボラティリティ（Vol）については、株式リターン（Ret）の場合と全く同様に、P1～P4 では単調増加傾向が確認できるものの、P5 では反転している。資本コスト（CoC）に関しては P4 のみ単調性が認められないものの、ブランドエクイティと負の相関関係にあり統計的にも有意である。したがってポートフォリオ法の結果からは H4 に関しては判断留保、そして H5 を支持するものである。興味深

表 5 ブランドエクイティ5分位ポートフォリオ

各変数の定義は表3と同一。P1はブランドエクイティが高い上位20%ポートフォリオ、P5はブランドエクイティが低い下位20%ポートフォリオ。Diff.はP1-P5の差、p-valueは対応する有意確率。

	P1 (High)	P2	P3	P4	P5 (Low)	Diff.	p-value
BE	2.608	1.026	0.206	-0.701	-3.138	5.745	0.000
CF	0.107	0.024	0.008	0.008	-0.147	0.254	0.000
Profit	0.173	0.139	0.004	-0.053	-0.262	0.435	0.000
Ret	-0.035	-0.022	0.075	0.105	-0.123	0.088	0.049
Vol	-0.068	-0.023	0.090	0.120	-0.119	0.051	0.284
CoC	-0.225	-0.006	0.081	0.005	0.144	-0.369	0.000
GR	-0.004	0.010	0.015	0.001	-0.022	0.017	0.523
V_t/D	3.083	3.373	3.408	3.564	3.425	-0.342	0.020
σ_t	19.983	22.640	25.428	25.165	25.198	-5.215	0.000
μ_t	7.301	8.029	8.837	9.009	8.207	-0.906	0.202
DD	4.326	4.104	3.912	3.976	3.596	0.730	0.000
lnMV	11.750	10.455	9.770	9.176	9.121	2.629	0.000
BM	1.019	1.160	1.220	1.308	1.392	-0.373	0.000
DR	49.934	47.309	46.863	47.310	49.375	0.559	0.185
FDR	19.854	15.578	14.909	11.545	11.983	7.871	0.000

いのは成長性 (*GR*) とブランドエクイティの関係で、表 5 において逆 U 字型のパターンが観察されており、H6 で想定した単調増加関係は確認されなかった。

最後に倒産距離 (*DD*) に関しては、ブランドエクイティの上昇とともに倒産距離が上昇 (すなわち期待倒産確率が低下) する傾向が確認された。我々はブランドエクイティが総資産ボラティリティとドリフトの両方を低下させ、その効果が相殺することによりブランドエクイティと倒産距離が無相関となることを予想したが、ここでの結果からはボラティリティの低下が倒産距離に与える影響がドリフト低下による効果を上回っており、結果としてブランドエクイティと倒産距離との正の相関関係 (期待倒産確率との負の相関関係) が観察されたものと考えられる。

5 回帰分析結果

これまで相関係数ならびにブランドエクイティ・ランク 5 分位ポートフォリオの属性値を基に議論を進めてきたが、以降では回帰分析を用いてブランドエクイティが企業のリスク・リターン特性に与える効果を検証する。

ここでは $Y_{j,t}$ を 6 種類のリスク・リターン特性の総合評価値 (第 1 主成分)、あるいは倒産距離 (とそれに内包される 3 パラメータ) として、以下の回帰モデルを使用する。

$$Y_{j,t} = \alpha + \beta_1 BE_{j,t} + \beta_2 BM_{j,t} + \beta_3 DR_{j,t} + \beta_4 FDR_{j,t} + \sum_k \gamma_k IndustD_{k,j,t} + \sum_k \lambda_k YearD_{k,j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (5)$$

ただし回帰モデル(5)において、*IndustD* は業種ダミー、*YearD* は年ダミーである。また以降のすべての分析において Student *t* 検定を実施する際には標準誤差を Petersen (2009) の Cluster-Robust 法で修正している⁶⁾。

表 6 パネル A にリスク・リターン特性が被説明変数の場合、パネル B に倒産距離と関連する 3 パラメータを被説明変数とした場合の回帰分析の結果を示す。

パネル A において、ブランドエクイティ (*BE*) の回帰係数はキャッシュフロー (*CF*) が正で 5% 水準有意、成長性 (*GR*) が負で 10% 水準有意となっている。それ以外についてはすべて 1% 水準で有意ではあるものの、株式リターン (*Ret*) に関しては符号が負であり、ブランドエクイティが株式リターンを上昇させるとした H3 は支持されない。一方で収益性 (*Profit*) については符号が正であり、会計情報ベースの収益性をブランドエクイティは高めていることになる。この一見すると矛盾しているように思われる観察結果は、以下のように説明される。最も簡潔な例として、一定成長配当割引モデルの下でのインプライド自己資本コストの推計を考えよう。今、企業の一株当たり利益を *E*、株価を *P*、内部留保率を *b*、一株当たり純資産を *B*、配当成長率を *g* とすると、自己資本コスト (= 期待株式リターン) r_E は配当利回り と配当成長率の和として以下の(6)式で与えられる。

$$r_E = \frac{E(1-b)}{P} + g = \frac{E}{B}(1-b) \frac{B}{P} + g = (1-b) ROE \times BM + g \quad (6)$$

表 6 パネル A の結果は、ブランドエクイティは会計情報ベースの収益性を高めるが、その一方で成長性を低下させることを示している。また表 4 においてブランドエクイティと純資産株価倍率 (*BM*) との相関は負である。したがってブランドエクイティが収益性 (*ROE*) を高めたとしても、純資産株価倍率 (*BM*) と成長性 (*g*) が低下するならば、ブランドエクイティと自己資本コストは負の相関関係を持ち得る。資本コスト (*CoC*) は期待値、株式リターン (*Ret*) は実現値という違いはあるものの両者に正の相関があるとすれば、会計情報ベースの収益性 (*Profit*) と株式リターン (*Ret*) で回帰

表6 回帰分析結果

$$Y_{j,t} = \alpha + \beta_1 BE_{j,t} + \beta_2 BM_{j,t} + \beta_4 DR_{j,t} + \beta_5 FDR_{j,t} + \sum_k \gamma_k IndustD_{k,j,t} + \sum_k \lambda_k YearD_{k,j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (5)$$

パネル A ブランドエクイティと財務パフォーマンス

被説明変数		CF	Profit	Ret	Vol	CoC	GR
(Intercept)	Coef.	0.412***	2.404***	1.671***	-2.213***	-0.917***	0.193**
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.044
BE	Coef.	0.029**	0.040***	-0.051***	-0.203***	-0.031***	-0.005*
	p-value	0.027	0.004	0.000	0.000	0.001	0.085
BM	Coef.	-0.186***	-0.836***	-1.202***	-0.489***	0.103**	-0.181***
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.020	0.000
DR	Coef.	-0.012***	-0.025***	-0.012***	0.018***	0.006***	0.000
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.314
FDR	Coef.	-0.002**	-0.001	-0.001	0.006***	0.004***	0.000
	p-value	0.017	0.711	0.461	0.004	0.008	0.845
Adjusted R ²		0.042	0.191	0.190	0.221	0.038	0.014

*** 1%水準有意, ** 5%水準有意, * 10%水準有意。

パネル B ブランドエクイティと債務不履行リスク

被説明変数		V _A /D	σ _A	μ _A	DD
(Intercept)	Coef.	10.820***	50.510***	-11.565***	6.532***
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000
BE	Coef.	-0.121*	-1.133***	-0.531***	0.062***
	p-value	0.076	0.000	0.000	0.006
BM	Coef.	-1.586***	-8.248***	-8.449***	-0.638***
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000
DR	Coef.	-0.116***	-0.346***	-0.075***	-0.059***
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000
FDR	Coef.	0.007**	0.025	-0.058***	-0.009***
	p-value	0.015	0.113	0.001	0.000
Adjusted R ²		0.233	0.363	0.271	0.471

*** 1%水準有意, ** 5%水準有意, * 10%水準有意。

係数の符号が反転していることについて矛盾はない。一般に大企業、長寿企業ほど、いわゆる「キャッシュカウ」(稼ぎ頭のビジネス)を有しているとすれば、ブランドの確立がキャッシュフローと収益性を向上させるものの、その一方で企業が成熟し、成長が鈍化することで、株式リターンと資本コストを低下させている状況は説明可能である。

以上の結果から、企業(株式)価値評価モデルの分子であるキャッシュフローチャネルについては、ブランドエクイティはキャッシュフロー(CF)を増加させるものの成長率(GR)を低下させる。その一方でリスクファクターチャネル(Vol, CoC)を介したリスク効果は、相関係数分析、回帰分析の双方において支持された。したがってブランドエクイティによるリスク削減効果については確認されたことになり、少なくともリスクファクターチャネルを介して、ブランドエクイティは企業価値を上昇させるものと考えられる。

次にブランドエクイティと倒産距離との関係(パネルB)についてであるが、こちらについてはBEの回帰係数は、総資産ボラティリティ、総資産ドリフトの両方について、その符号がマイナスで1%水準有意となっている。結果としてブランドエクイティのリスク削減効果は確認されるものの、同時にブランドエクイティは総資産ドリフトも低下させる。ただし最終的にはリスク削減効果が総資産成長率の低下を上回ることにより、倒産距離に対してのBEの回帰係数は正で1%水準有意である

(p -value=0.006)。これよりパネル B での回帰分析結果から H7 が支持され、ブランドエクイティは債務不履行リスクを低下させる（倒産距離を上昇させる）ことが確認された。

6 頑健性の確認

前節でのパネルデータを用いた回帰分析では、キャッシュフローチャンネルに関しては、ブランドエクイティはキャッシュフローを増加させるものの、逆に成長を鈍化させ、リスクファクターチャンネルについては、ボラティリティ、資本コストのどちらで見てもリスクを低下させることが確認された。

しかしながら(5)式で与えられた回帰モデルでは、財務パフォーマンスからブランドエクイティへの逆因果性から生ずる内生性の問題を考慮していないし、同時にブランドエクイティと財務パフォーマンスとの関係に対して、産業特性が及ぼす交互作用効果についても検証していない。本節ではこれらの問題を考慮した上で、実証結果の頑健性を示すことを試みる。

まずブランドエクイティの内生性の問題を考慮して 2 段階最小二乗法を適用することにより、ブランドエクイティと財務パフォーマンスの関係についての表 6 パネル A での観察結果について再検証する。

ブランドエクイティがリスク低減につながる理由は、キャッシュフローの安定化、あるいは安定株主の存在など多くのパスを介することが予想されるが、パスの一つに「財務制約の緩和」も含まれると考える。したがって財務制約の指標は操作変数の有力な候補の一つであろう。竹原 (2021) は日本企業について、Hadlock and Pierce (2010) の SA Index のウェイトパラメータの推定を行っている⁷⁾。そこで日本市場向けに推定されたウェイトを使って、総資産対数値と企業年齢(会社設立からの経過年数)を加重することにより、日本版 SA Index を計算し、これを操作変数として使用して 2 段階最小二乗法を実行した⁸⁾。その結果を表 7 に示す。

表 7 の最下 2 行に Weak-Instruments test, Wu-Hausman test の結果が示されているが、Weak-Instruments test の結果からここで操作変数として使用した SA Index がブランドエクイティと相関を持つことは棄却されず、ブランドエクイティの外生性も CoC に関しては棄却されない。それ以外の被説明変数 (CF, Profit, Ret, Vol, GR) については、回帰係数の規模に変化はみられるものの、ブランドエクイティの回帰係数の符号と有意性に大きな変化はない。したがって表 6 における観察結果は、ブランドエクイティ

表 7 2段階最小二乗法による分析結果

被説明変数		CF	Profit	Ret	Vol	CoC	GR
(Intercept)	Coef.	0.403***	2.407***	1.706***	-2.084***	-0.915	0.197*
	p-value	0.003	0.000	0.000	0.000	0.109	0.056
BE	Coef.	0.103***	0.009	-0.338***	-1.268***	-0.042	-0.042*
	p-value	0.001	0.463	0.000	0.000	0.300	0.056
BM	Coef.	-0.156***	-0.849***	-1.320***	-0.927***	0.098	-0.196***
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.322	0.000
DR	Coef.	-0.012***	-0.025***	-0.012***	0.018***	0.006	0.000
	p-value	0.000	0.000	0.000	0.000	0.154	0.473
FDR	Coef.	-0.003***	0.000	0.002	0.016***	0.004*	0.000
	p-value	0.002	0.828	0.423	0.000	0.061	0.809
Weak-Instruments		2961.837***	2961.837***	2961.837***	2961.837***	2961.837***	2961.837***
Wu-Hausman		29.767***	3.877**	216.035***	3233.705***	0.362	8.697***

*** 1% 水準有意, ** 5% 水準有意, * 10% 水準有意。

の内生性を考慮しても、頑健なものであると言える。

最後に産業特性が、ブランドエクイティとリスク・リターン特性との関係に及ぼす影響について確認しよう。ブランドエクイティがリスクを含めたリスク・リターン特性に与える影響は、企業と最終消費者間の距離に依存して異なるはずであり、ブランドエクイティとここでの財務特性との関係はB2C企業において最も強くなることが予想される。本研究では、Suto and Takehara (2018)が、企業のCSRと財務パフォーマンスとの関係を分析するのに使用した、東証33業種をベースにした7セクターへの再分類を使用することにした。(東証33業種と消費財、投資財、サービス、金融、輸送、公共、不動産の7セクターとの対応関係については日本経営財務研究会 Web-site に公開される補論 (Web補論) の表A2を参照されたい。)ここでは消費財セクターがB2C、投資財セクターがB2Bに近いものと仮定して、セクターをカテゴリカル変数(ここでは金融セクターを除外している)ので、消費財、投資財、サービス、運輸、公共、不動産の6セクター)とした以下の交互作用効果検証モデル(7)を導入する。

$$Y_{j,t} = \alpha + \beta_1 BE_{j,t} + \sum_{i=1}^5 \gamma_i Sector_{j,t+1} + \sum_{i=1}^5 \lambda_i (BE_{j,t} \times Sector_{j,t+1}) + \varepsilon_{j,t} \tag{7}$$

ここでSector_{j,t}は企業jが第iセクターに属していれば1, そうでなければ0となるダミー変数である。

セクター間での回帰直線の切片の違いは係数γ_iに反映されるので、ブランドエクイティとリスク・リターン特性との間の関係に対して産業特性が与える影響を分析するためには、モデル(7)の交差項の

表8 セクター別のブランドエクイティ影響分析

$$Y_{j,t} = \alpha + \beta_1 BE_{j,t} + \sum_{i=1}^5 \gamma_i Sector_{j,t+1} + \sum_{i=1}^5 \lambda_i (BE_{j,t} \times Sector_{j,t+1}) + \varepsilon_{j,t} \tag{7}$$

被説明変数		CF	Profit	Ret	Vol	CoC	GR
(Intercept)	Coef.	-0.052*	-0.307***	-0.222***	-0.081**	-0.111**	-0.070*
	p-value	0.078	0.000	0.000	0.016	0.028	0.089
BE	Coef.	0.062***	0.139***	0.067***	-0.227***	-0.060*	0.009
	p-value	0.000	0.000	0.001	0.000	0.092	0.428
投資財	Coef.	0.037	0.205***	0.077	-0.026	0.435**	0.044
	p-value	0.430	0.000	0.375	0.627	0.025	0.251
サービス	Coef.	0.155***	0.607***	0.578***	0.371***	-0.123	0.139*
	p-value	0.008	0.000	0.000	0.000	0.120	0.085
運輸	Coef.	-0.088	0.018	-0.222	-1.480***	-0.238	0.000
	p-value	0.203	0.849	0.200	0.000	0.355	0.997
公共	Coef.	-0.197**	-0.411***	-0.773***	-1.176***	-0.238	0.013
	p-value	0.029	0.004	0.000	0.000	0.589	0.920
不動産	Coef.	-0.343**	0.376***	-0.052	0.361**	0.351	0.111
	p-value	0.012	0.000	0.785	0.027	0.151	0.292
BE × 投資財	Coef.	-0.030***	-0.054***	-0.016	0.056***	0.017	-0.003
	p-value	0.005	0.003	0.206	0.002	0.493	0.857
BE × サービス	Coef.	-0.019	-0.065***	-0.091***	0.056**	0.031**	-0.001
	p-value	0.263	0.001	0.000	0.036	0.031	0.919
BE × 運輸	Coef.	-0.084*	-0.106***	-0.066*	0.077*	-0.030	-0.010
	p-value	0.065	0.000	0.092	0.095	0.192	0.441
BE × 公共	Coef.	-0.128***	-0.261***	-0.262***	0.254***	0.065	-0.042
	p-value	0.002	0.000	0.000	0.000	0.359	0.198
BE × 不動産	Coef.	-0.092***	-0.056**	-0.005	0.035	-0.002	0.008
	p-value	0.000	0.027	0.849	0.101	0.941	0.820
Adjusted R ²		0.008	0.025	0.017	0.048	0.018	0.001

*** 1%水準有意, ** 5%水準有意, * 10%水準有意。

回帰係数 λ_i の符号とその有意性に着目すれば良い。

表 8 において、キャッシュフロー (CF) と会計情報ベースの収益性 (Profit) に関しては交差項の係数は例外なく負であり、ほとんどの場合に統計的に有意である。ここでは基準点が消費財セクターなので、交差項の回帰係数がすべて負であるということは、ブランドエクイティによるキャッシュフローと収益性の上昇効果は消費財セクターにおいて最も顕著で、他のセクターでは上昇効果が弱まり、かつ回帰直線の傾きに有意な差があることが確認された。ボラティリティ (Vol) について交差項の係数がすべて正、かつ不動産セクターを除いて p -value が 0.1 未満であることから、ブランドエクイティによるボラティリティ削減効果は消費財セクターで最も強く、セクター間での差は不動産セクターを除けば統計的にも有意である。

以上の結果から、最終消費者への距離が短い消費財セクターにおいて、収益性強化とリスク削減の両方について、ブランドエクイティは他のセクターと比較して重要な役割を持つことが明らかとされた。

最後にブランドエクイティと企業規模 (時価総額対数値) の情報内容の異同について検証しよう。ここでは説明変数集合に時価総額対数値 ($\ln MV$) を追加した回帰モデルに対して表 7 と同様に 2 段階最小二乗法を適用した結果を表 9 に示す。ただしここでの目的は、ブランドエクイティと時価総額対数値の情報内容が異なることを示すことにあり、企業規模がメディエータ、あるいはモデレータであることを暗黙裡に仮定しているため、サブグループ・アプローチを使用した。パネル A はブランドエクイティによる収益性強化とリスク削減効果が顕著な消費財セクターを対象とした場合、パネル B は時価総額 5 分位ポートフォリオを構築し、規模 5 分位ごとに回帰分析を実施した場合である⁹⁾。

$$Y_{j,t} = \alpha + \beta_1 BE_{j,t} + \beta_2 \ln MV_{j,t} + \beta_3 BM_{j,t} + \beta_4 DR_{j,t} + \beta_5 FDR_{j,t} + \sum_k \gamma_k IndustD_{k,j,t} + \sum_k \lambda_k YearD_{k,j,t} + \epsilon_{j,t} \quad (8)$$

表 9 パネル A において、すべてのケースでブランドエクイティの回帰係数は少なくとも 10% 水準で統計的に有意である。その中でも特に注目したいのは被説明変数がボラティリティ (Vol) のケースである。ブランドエクイティ (BE) の回帰係数は -2.560 で 1% 水準で有意であり、これは Web 補論表 A3 で示した投資財セクターより小さいので、ブランドエクイティのリスク削減効果は消費財セクターにおいてより顕著であると言える。これは表 8 での交互作用効果の検証結果と整合的である。表 9 パネル A において時価総額対数値は係数が正で 1% 水準有意であることから、少なくともブランドエクイティと企業規模の情報内容は異なると言える。

次に規模 5 分位サブグループにサンプルを分割したパネル B では、MV4 においてのみ、ブランドエクイティ、時価総額対数値ともに回帰係数がすべての被説明変数で有意ではないものの、それ以外の多くの場合にはブランドエクイティも時価総額対数値も有意であることが多い。この観察結果からもブランドエクイティが時価総額対数値とは異なる情報内容を持つことは明らかである。

以上の表 9 での追加的検証結果において、消費財セクターに属する企業間、および同程度の規模の企業間において、ブランドエクイティの上昇に伴い、特にボラティリティが低下する傾向が再確認された。このことから企業規模をコントロール変数に加えた場合でも、リスク削減効果は支持されるものと考えられる。

表9 時価総額対数値を説明変数に付加した場合

$$Y_{j,t} = \alpha + \beta_1 BE_{j,t} + \beta_2 \ln MV_{j,t} + \beta_3 BM_{j,t} + \beta_4 DR_{j,t} + \beta_5 FDR_{j,t} + \sum_k \gamma_k IndusD_{k,j,t} + \sum_k \lambda_k YearD_{k,j,t} + \varepsilon_{j,t} \quad (8)$$

パネル A. 消費財セクターの場合

被説明変数		CF	Profit	Ret	Vol	CoC	GR
BE	Coef.	0.249*	-0.288*	-1.243***	-2.560***	0.353**	-0.242**
	p-value	0.055	0.089	0.000	0.000	0.014	0.024
lnMV	Coef.	-0.130	0.525***	1.182***	1.747***	-0.395**	0.245***
	p-value	0.214	0.000	0.000	0.000	0.019	0.006

パネル B. 規模5分位サブグループの場合

被説明変数		CF	Profit	Ret	Vol	CoC	GR	
MV1 (Large)	BE	Coef.	-0.145**	-0.786***	-0.592***	-1.006***	-0.023	-0.245***
		p-value	0.035	0.000	0.000	0.000	0.750	0.003
	lnMV	Coef.	0.143**	0.737***	0.346**	0.403***	-0.104	0.192**
		p-value	0.011	0.000	0.011	0.004	0.442	0.013
MV2	BE	Coef.	0.076	-0.853***	-0.914***	-1.655***	0.282*	-0.238***
		p-value	0.481	0.000	0.001	0.000	0.056	0.000
	lnMV	Coef.	-0.040	0.749***	0.745**	0.891***	-0.389*	0.239***
		p-value	0.593	0.000	0.037	0.002	0.018	0.000
MV3 (Mid)	BE	Coef.	0.516**	-1.473***	-1.805***	-3.583***	-0.157	-0.369**
		p-value	0.018	0.000	0.000	0.000	0.487	0.033
	lnMV	Coef.	-0.442**	1.013***	0.910***	1.974***	0.111	0.257
		p-value	0.015	0.000	0.000	0.000	0.451	0.110
MV4	BE	Coef.	5.998	-16.001	-38.334	-74.498	-2.899	-6.876
		p-value	0.537	0.544	0.560	0.553	0.601	0.548
	lnMV	Coef.	-3.543	10.043	23.124	44.085	1.663	4.305
		p-value	0.548	0.527	0.560	0.562	0.618	0.531
MV5 (Small)	BE	Coef.	-3.107*	-2.026**	5.637***	19.130**	-0.537	0.169
		p-value	0.084	0.047	0.003	0.047	0.577	0.768
	lnMV	Coef.	2.196*	2.075***	-3.353**	-13.408**	0.280	0.005
		p-value	0.067	0.001	0.013	0.040	0.665	0.990

*** 1%水準有意, ** 5%水準有意, * 10%水準有意。

7 結論, ならびに将来の研究課題

本研究においては、企業の保有している商標権ポートフォリオから推定されたブランドエクイティと企業のリスク・リターン特性との関係を明らかにすることを試みた。国内全上場企業（除金融業）を分析対象とした大規模パネルデータを使用した実証分析の結果、ブランドエクイティは、企業の株式リターン、成長性を低下させるものの、同時にリスクを低下させることが明らかとされた。さらにこのようなブランドエクイティの増加がもたらす複合的な効果により、一部に効果の相殺が生じるものの、ブランドエクイティは債務不履行リスクを低下させる傾向を持つことが確認された。したがって、企業財務論の視点からは、ブランド戦略はリスク管理のための重要な手段として議論されるべきである。

さらに2段階最小二乗法を用いた頑健性の検証結果から、ブランドエクイティの内生性を考慮した状況でも、ブランドエクイティによるキャッシュフロー増加とリスク低減効果が再確認された。また交差項を用いたモデルでの分析からは、ブランドエクイティのリスク削減効果は、最終消費者に近い

消費財セクターにおいて最も顕著であることが示された。産業特性とブランドエクイティとの関係については、企業のマーケティング戦略を議論する上でも興味深いだが、ここでは東証業種分類を用いた分析にとどまっている。その点では特許権、商標権に代表される知財評価の実証分析のための産業分類、ならびにセグメント会計情報ベースの産業分類方法の検討は重要な研究課題であろう。また被説明変数をキャッシュフローとリスクに限定した上での、企業規模(株式時価総額)の媒介変数(Mediator)、あるいは調整変数(Moderator)としての役割に関する、より詳細な分析も必要であろう。こうした、新たな産業分類の定義、ならびにブランドエクイティにおける規模効果については将来の研究課題としたい。

【付記】

本研究の実施に際して、工藤一郎国際特許事務所より商標関係データの提供を受けるとともに、工藤一郎氏、小沢文雄氏、八木野剛氏より商標実務に関する多くの有益な情報をいただいた。ここに記して感謝する。また本研究はJSPS科研費18K017111による助成を受けたものである。

【注】

- 1) TK値の算出方法の概要に関しては、工藤一郎国際特許事務所によるプレスリリースhttp://www.kudopatent.com/_userdata/PDF/KudoPat_press_release20181129.pdfを参照のこと。
- 2) 査読者より、主成分分析を用いてブランドエクイティに関する総合評価指標 BE を推計することは理解できるものの、回帰分析における被説明変数である財務パフォーマンス指標については主成分分析の使用を避けるべきではないかという意見をいただいた。ただしその場合には日本経営財務研究学会Websiteに公開された補論(Web補論)図A1に示された計32変数についての回帰分析結果を示す必要がある。紙幅の制約上それらのすべてを含めることはできないため、これら主成分分析を適用する前のリスク・リターン変数を被説明変数とした場合の、表6に対応する回帰分析結果についてはWeb補論の表A1をご覧いただきたい。
- 3) ただし資本コストについては、ファクターモデルだけではなく、Frankel and Lee (1998)の下で推計されたインプライド自己資本コスト、有利子負債金利負担率としての負債コストも併用し、主成分分析に含めている。
- 4) 論文の初期の段階では、時価総額対数値による5分位ダミー変数もコントロール変数として使用していた。しかしながら2段階最小二乗法で操作変数として使用するHadlock and Pierce (2010)のSA Index推計式に含まれる総資産対数値($\ln TA$)との時価総額対数値のピアソン相関が0.867と高いことから、最終的には規模5分位ダミー変数の使用を避けた。
- 5) また第一主成分と元の変数との相関関係が正しく維持されるように、その符号についても確認している。
- 6) ここで標準誤差行列は年(Year)によるone-way cluster robust method (Petersen, 2009)を用いて計算した。
- 7) 竹原(2021)では総資産対数値を $\ln TA$ 、企業年齢を Age として、日本企業のSA値の計算式を
$$SA = -0.040 \times \ln TA - 0.001 \times \ln TA^2 - 0.009 \times Age$$
とすることを提案しており、本研究でもこの推計式を使用した。
- 8) ここではブランドエクイティ(BE)に対してSA値のみを操作変数として使用しているため、Sarganの過剰識別性検定は実施できない。
- 9) 時価総額対数値を説明変数として使用しても、ブランドエクイティが有意であれば、両者の情報内容は異なる。紙幅の制限上、ここではブランドエクイティ(BE)の回帰係数 β_1 、時価総額対数値($\ln MV$)の回帰係数 β_2 、それらに対応する有意確率のみを示す。なお投資財セクターに関する同様な分析の結果はWeb補論の表A3に示されている。

【参考文献】

- Aaker, D., 2014. Aaker on Branding: 20 Principles That Drive Success, Morgan James Publishing.
- Alexander, K., Mishra, S., Orozco, D., 2009. Evaluating the financial impact of branding using trademarks: A framework and empirical evidence. Journal of Marketing 73 (6), 154-166.

- Barth, M. E., Clement, M. G., Foster, G., Kasznik, R., 1998. Brand values and capital market valuation. *Review of Accounting Studies* 3 (1-2), 41-68.
- Black, F., Scholes, M., 1973. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy* 81 (3), 637-654.
- Carhart, M., 1997. On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance* 52 (1), 57-82.
- Fama, E. F., French, K. R., 1993. Common risk factors in the returns on stock and bonds. *Journal of Financial Economics* 33 (1), 3-56.
- Fama, E. F., French, K. R., 2015. A five-factor asset pricing model. *Journal of Financial Economics* 116 (1), 1-22.
- Fama, E. F., French, K. R., 2018. Choosing factors. *Journal of Financial Economics* 128 (2), 234-252.
- Frankel, R., Lee, C., 1998. Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns. *Journal of Accounting and Economics* 25 (3), 283-319.
- Hadlock, C. J., Pierce, J. R., 2010. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index. *Review of Financial Studies* 23 (5), 1909-1940.
- Karasnikov, A., Mishra, S., Orozco, D., 2009. Evaluating the financial impact if branding using trademarks: A framework and Empirical Evidence. *Journal of Marketing* 73 (6), 154-166.
- Merton, R., 1974. On the pricing of corporate debt: The risk structure of interest rates. *Journal of Finance* 29 (2), 449-470.
- Petersen, M.A., 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches", *Review of Financial Studies* 22 (1), 435-480.
- Suto, M., Takehara, H., 2018. *Corporate Social Responsibility and Corporate Finance in Japan*, Springer.
- Vassalou M., Xing, Y., 2004. Default risk in equity returns. *Journal of Finance* 59 (2), 831-868.
- 井出真吾・竹原 均, 2020. 「商標権情報が株式価値に与える影響—長期パネルデータを用いた分析—」, 『証券アナリストジャーナル』 58 (1), 81-90頁。
- 竹原均, 2021. 「日本企業を対象とする財務制約指数の推計」, 日本ファイナンス学会第29回大会発表論文。