

日本企業における多国籍度と株主資本コストの関係について

上村 昌司 *

概要

本論文は日本企業の多国籍度と株主資本コストの関係を調べることを目的とする。既存研究では株主資本コストの算出にCAPMを用いているが、本研究ではFama-French 3ファクターモデルを用いる。多国籍度を海外売上高比率により定義するとき、多国籍度と株主資本コストの間には正の関係があることが示される。すなわち、企業の多国籍度が上昇するとその企業の株主資本コストは上昇することが分かる。

1 はじめに

本論文の目的は企業の多国籍度と株主資本コストの関係を調べることにあり、既存研究では株主資本コストの算出に資本資産価格モデル（Capital Asset Pricing Model, CAPM）が用いられているが、本研究ではFama and French (1993) によるFama-French 3ファクターモデル（以下、FF3ファクターモデル）を用いる。FF3ファクターモデルを用いても、既存研究と同様の結果が得られるかどうかに関心がある。

企業が多国籍化するとリスク分散効果によるシステマティックリスクの減少を通して、株主資本コストが減少することが予想される。しかし、Reeb et al. (1998) はCAPMが成立するという仮定のもと、米国企業を対象とした実証分析により、多国籍度の上昇は株主資本コストの上昇を招くことを示した。Reeb et al. (1998) は多国籍度を海外売上高比率および海外資産比率と定義している。CAPMにおいては株主資本コストはベータに比例する。企業 i のベータ β_i は

$$\beta_i = \frac{\rho_{iM}\sigma_i}{\sigma_M} \quad (1)$$

により定義される。 ρ_{iM} は企業 i の株式と市場ポートフォリオの超過収益率の相関係数、 σ_i と σ_M はそれぞれ企業 i の株式と市場ポートフォリオの超過収益率の標準偏差を表す。多国籍化により ρ_{iM} の減少が期待できる一方で、多国籍化による為替リスク、政治リスク、エージェンシー問題に起因するリスクなどにより総リスク σ_i が増加することも予想される。Reeb et al. (1998) の結果は、多国籍化による ρ_{iM} の減少度合いよりも σ_i の増加度合いのほうが大きいことを示唆している。

多国籍度と株主資本コストの関係に関する研究は少ない。Reeb et al. (1998) の他には、Fatemi (1984) が米国企業を対象に、多国籍度と株主資本コストの間には負の関係があることを示している。Kwok and Reeb (2000) は多国籍度と株主資本コストの間には、米国企業については正の関係があるものの、新興国の企業については負の関係があることを示している。上村 (2016a) と上村 (2016b) は日本企業を対象に、多国籍度と株主資本コストの間には正の関係があることを示している。

本研究では株主資本コストの算出にFF3ファクターモデルを用いる。FF3ファクターモデルは企業 i の株主資本コスト（期待収益率） $E[R_i]$ が

$$E[R_i] = r_f + \beta_{i,MKT}(E[R_{MKT}] - r_f) + \beta_{i,SMB}E[SMB] + \beta_{i,HML}E[HML] \quad (2)$$

* 麗澤大学経済学部, 〒277-8686 千葉県柏市光ヶ丘 2-1-1, Email: kamimura@reitaku-u.ac.jp

によって決まることを仮定する。ここで、 r_f は安全資産の収益率、 R_{MKT} は市場ポートフォリオの収益率、SMB は時価総額が小さな株式のポートフォリオをロングし、時価総額が大きな株式のポートフォリオをショートしたポートフォリオの収益率、HML は株式の簿価時価比率（簿価/時価）が大きな株式のポートフォリオをロングし、簿価時価比率が小さな株式のポートフォリオをショートしたポートフォリオの収益率を表す。 $R_{MKT} - r_f$, SMB, HML をそれぞれ市場ファクター、SMB ファクター、HML ファクターと呼ぶ。SMB や HML の詳しい定義については Fama and French (1993) や久保田・竹原 (2007) を参照せよ。FF3 ファクターモデルでは市場ファクターだけでなく、SMB ファクターと HML ファクターもシステムティックリスクでありリスクプレミアムを持つことを仮定する。

本論文では FF3 ファクターモデルを仮定し、多国籍度と株主資本コストの関係、さらに多国籍度とファクターエクスポージャー β_F , $F \in \{MKT, SMB, HML\}$ の関係を調べる。多国籍度を海外売上高比率と定義し、分析対象を東証 1 部上場の製造業に分類される企業とする。

本論文の構成は以下のとおりである。第 2 章では分析に用いるモデル、第 3 章では分析に用いるデータについて述べる。第 4 章では分析結果について述べ、第 5 章でまとめを述べる。

2 モデル

本論文では日本の製造業に分類される企業を対象に、株主資本コストと多国籍度の関係を調べるために、FF3 ファクターモデルによる各企業の株主資本コストを被説明変数、多国籍度を説明変数とするクロスセクションの回帰分析を行う。本論文では多国籍度を海外売上高比率 (FSR) によって定義する。多国籍度と FF3 ファクターモデルによる株主資本コスト r の関係を調べるために、つぎの回帰モデルを考える：

$$r = a_0 + a_1 FSR + \epsilon. \quad (3)$$

さらに、多国籍度と各ファクターエクスポージャーの関係を調べるために、つぎの回帰モデルも考える：

$$\beta_F = a_0 + a_1 FSR + \epsilon, F \in \{MKT, SMB, HML\}. \quad (4)$$

ここで、 β_{MKT} , β_{SMB} , β_{HML} をそれぞれ FF3 ファクターモデルにおける、市場ファクター、SMB ファクター、HML ファクターのエクスポージャーである。

また Reeb et al. (1998) にならい、株主資本コストと多国籍度の両方に影響を与える可能性のある変数として企業規模、レバレッジ、成長性を考え、これらをコントロール変数とした回帰分析も行う。企業規模、レバレッジ、成長性の代理変数として、それぞれ資産合計の自然対数 (LTA)、負債比率 (DTA)、株価純資産倍率の自然対数 (LPB) を採用する。また、本研究では業種ダミーもコントロール変数とする。業種は証券コード協議会の定める分類に従った、製造業に分類されている 16 業種^{*1} が分析の対象となる。その他製品を除く 15 業種をダミー変数 D_j ($j = 1, \dots, 15$) とする。そこで、つぎの 4 つの回帰モデルも分析の対象とする。

$$r = a_0 + a_1 FSR + a_2 LTA + a_3 DTA + a_4 LPB + \sum_{j=1}^{15} b_j D_j + \epsilon. \quad (5)$$

$$\beta_F = a_0 + a_1 FSR + a_2 LTA + a_3 DTA + a_4 LPB + \sum_{j=1}^{15} b_j D_j + \epsilon, F \in \{MKT, SMB, HML\} \quad (6)$$

^{*1} 食料品、繊維製品、パルプ・紙、化学、医薬品、石油・石炭製品、ゴム製品、ガラス・土石製品、鉄鋼、金属製品、機械、電気機器、輸送用機器、精密機器、その他製品、の 16 業種。

表 1 市場ポートフォリオと FF3 ファクターの記述統計量

この表は市場ポートフォリオの収益率 (R_{MKT}) と FF3 ファクター ($R_{MKT} - R_f$, SMB, HML) の記述統計量を示している。市場ポートフォリオの収益率と各ファクターはすべて月次で % 単位である。各統計量は 2009 年 12 月から 2014 年 11 月の月次データを用いて算出される。

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
R_{MKT}	60	1.205	5.039	-10.579	12.450
$R_{MKT} - R_f$	60	1.130	5.044	-10.686	12.403
SMB	60	0.357	2.252	-4.453	5.810
HML	60	0.226	2.121	-3.024	9.650

以上で、 ϵ はすべて誤差項である。

3 データ

(3)–(6) のクロスセクション回帰分析は 2014 年 11 月時点のデータを用いて行う。分析は東証 1 部上場の製造業のなかから、以下に述べる海外売上高比率と株価収益率が取得可能であった 538 社を対象に行う。被説明変数および説明変数の各データはつぎのように作成する。

3.1 ファクターエクスポージャーと株主資本コスト

本論文で用いる株主資本コストやその推定に必要なファクタープレミアム等は、すべて 2009 年 12 月から 2014 年 11 月の月次データを用いて推定する。FF3 ファクターモデルの各エクスポージャーはつぎの時系列回帰モデルにより推定する。

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha_i + \beta_{i,MKT}(R_{MKT,t} - R_{f,t}) + \beta_{i,SMB}SMB_t + \beta_{i,HML}HML_t + \epsilon_{i,t} \quad (7)$$

ここで、 $R_{i,t}$ は第 i 企業の t 時点における株価収益率、 $R_{f,t}$ は t 時点における 10 年物国債応募者利回り、 $R_{MKT,t}$ は t 時点における、東証 1 部・2 部上場企業の時価加重平均ポートフォリオの収益率である。SMB $_t$, HML $_t$ はそれぞれ t 時点における SMB ファクター、HML ファクターの収益率である。 $R_{f,t}$, $R_{MKT,t}$, SMB $_t$, HML $_t$ については金融データソリューションズ^{*2} が提供しているデータを用いる。各銘柄の株価収益率 $R_{k,t}$ は日経 NEEDS Financial QUEST (日経 FQ) より取得した権利調整済み株価を用いて算出する。市場ポートフォリオと FF3 ファクターの記述統計量を表 1 に示す。また、FF3 ファクター間の相関係数を表 2 に示す。FF3 ファクター間の相関は低いことが分かる。

企業 i の株主資本コスト \hat{r}_i は、モデル (7) により推定されたファクターエクスポージャー $\hat{\beta}_{i,MKT}$, $\hat{\beta}_{i,SMB}$, $\hat{\beta}_{i,HML}$ を用いて

$$\hat{r}_i = E[R_f] + \hat{\beta}_{i,MKT}E[R_{MKT} - R_f] + \hat{\beta}_{i,SMB}E[SMB] + \hat{\beta}_{i,HML}E[HML] \quad (8)$$

により推定する。ここで、 $E[R_f]$, $E[R_{MKT} - R_f]$, $E[SMB]$, $E[HML]$ はそれぞれ $R_{f,t}$, $R_{MKT,t} - R_{f,t}$,

^{*2} <http://fdsol.co.jp/>. 各ファクターは久保田・竹原 (2007) の方法により作成されている。

表 2 FF3 ファクター間の相関係数

この表は FF3 ファクター ($R_{\text{MKT}} - R_f$, SMB, HML) 間の相関係数を示している。相関係数は 2009 年 12 月から 2014 年 11 月の月次データを用いて算出される。

	$R_{\text{MKT}} - R_f$	SMB	HML
$R_{\text{MKT}} - R_f$	1.00		
SMB	-0.313	1.000	
HML	0.385	-0.069	1.000

表 3 株主資本コストと FF3 ファクターエクスポージャーの推定値の記述統計量

この表は分析対象である 538 企業それぞれについて推定した月次株主資本コスト (\hat{r} , % 単位) と FF3 ファクターエクスポージャー ($\hat{\beta}_{\text{MKT}}$, $\hat{\beta}_{\text{SMB}}$, $\hat{\beta}_{\text{HML}}$) の記述統計量を示している。FF3 ファクターエクスポージャーは各企業の超過リターン $R_{k,t} - R_{f,t}$ を 3 ファクター $R_{\text{MKT},t} - R_{f,t}$, SMB_t , HML_t に回帰したときの回帰係数として推定する。データは 2009 年 12 月から 2014 年 11 月までの月次データを用いる。各企業の資本コスト \hat{r}_k は FF3 ファクターモデル $\hat{r}_k = E[R_f] + \hat{\beta}_{k,\text{MKT}}E[R_{\text{MKT}} - R_f] + \hat{\beta}_{k,\text{SMB}}E[\text{SMB}] + \hat{\beta}_{k,\text{HML}}E[\text{HML}]$ によって算出する。ただし, $E[R_f]$, $E[R_{\text{MKT}} - R_f]$, $E[\text{SMB}]$, $E[\text{HML}]$ は $R_{f,t}$, $R_{\text{MKT},t} - R_{f,t}$, SMB_t , HML_t の単純平均値である。

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
\hat{r}	538	1.513	0.542	0.284	3.433
$\hat{\beta}_{\text{MKT}}$	538	1.095	0.383	-0.109	2.418
$\hat{\beta}_{\text{SMB}}$	538	0.434	0.642	-1.562	2.549
$\hat{\beta}_{\text{HML}}$	538	0.200	0.604	-1.437	4.759

SMB_t , HML_t の 2009 年 12 月から 2014 年 11 月の単純平均値である。推定された株主資本コストと FF3 ファクターエクスポージャーの記述統計量を表 3 に示す。

3.2 多国籍度

多国籍度は企業の多国籍化の進展度合いを測る尺度である。多国籍度をどのような代理変数によって測るかについて、研究者の間で標準とされている考え方はないように思われる。データの利用しやすさから、海外売上高比率がもっともよく用いられるが、その他にも、海外資産比率、海外子会社をおいている国や地域の数なども候補として挙げられる。多国籍度と企業業績の関係を調べる研究においては、多国籍度の定義に関する議論が長い間行われているが、いまだに結論は出ていない。多国籍度に関する議論については、最近発表された Nguyen (2016) とその参考文献を参照せよ。本研究では先行研究である Reeb et al. (1998) にしたがって、海外売上高比率 (FSR) を多国籍度の代理変数とする。海外売上高比率は日経 FQ より 2014 年 11 月時点で取得可能なもっとも新しいデータを用いる。海外売上高比率の記述統計量は表 4 を参照せよ。

表 4 説明変数の記述統計量

この表は分析対象とした 538 社の、海外売上高比率 (FSR)、資産合計の自然対数 (LTA)、負債比率 (DTA)、株価純資産倍率の自然対数 (LPB) の記述統計量を示している。LTA は資産合計 (簿価, 10 億円単位) の自然対数, DTA は負債合計/資産合計, LPB は株価純資産倍率の自然対数により算出している。それぞれのデータは 2014 年 11 月時点で取得可能なもっとも新しいデータを用いる。

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
FSR	538	0.455	0.220	0.005	1.000
LTA	538	5.166	1.436	1.292	10.632
DTA	538	0.469	0.184	0.066	0.939
LPB	538	0.207	0.557	-1.161	2.025

表 5 説明変数間の相関係数

この表は分析対象である 538 社についての、海外売上高比率 (FSR)、資産合計の自然対数 (LTA)、負債比率 (DTA)、株価純資産倍率の自然対数 (LPB) の相関係数を示している。相関係数は 2014 年 11 月時点で取得可能なもっとも新しいデータを用いて算出している。

	FSR	LTA	DTA	LPB
FSR	1.000			
LTA	0.186	1.000		
DTA	-0.013	0.262	1.000	
LPB	0.298	0.290	0.054	1.000

3.3 コントロール変数

コントロール変数である資産合計の自然対数 (LTA)、負債比率 (DTA)、株価純資産倍率の自然対数 (LPB) はつぎのように作成する。まず、資産合計、負債合計、株価純資産倍率については、日経 FQ より 2014 年 11 月時点で取得可能なもっとも新しいデータを用いる。LTA は資産合計 (簿価, 10 億円単位) の自然対数により算出、負債比率は負債合計/資産合計により算出、LPB は株価純資産倍率の自然対数により算出する。各コントロール変数の記述統計量を表 4 に示す。また、FSR とコントロール変数間の相関係数を表 5 に示す。

4 実証分析結果

多国籍度 (海外売上高比率, FSR) と株主資本コストの推定値 (\hat{r}) の散布図は図 1a である。また、多国籍度と株主資本コストの関係を調べたクロスセクション回帰分析 (モデル (3)(5)) の結果が表 6 である。いずれの結果からも多国籍度と株主資本コストの間には正の関係があることが分かる。すなわち、企業が多国籍化を進めるとシステマティックリスクが増加し株主資本コストが増加することが分かる。これらの結果は先行研究である Reeb et al. (1998), 上村 (2016a), 上村 (2016b) の結果と整合している。FSR の回帰係数が約 0.4 であることから、海外売上高比率が 10% 増加すると、株主資本コストは年率で約 0.5% 増加することが分かる。

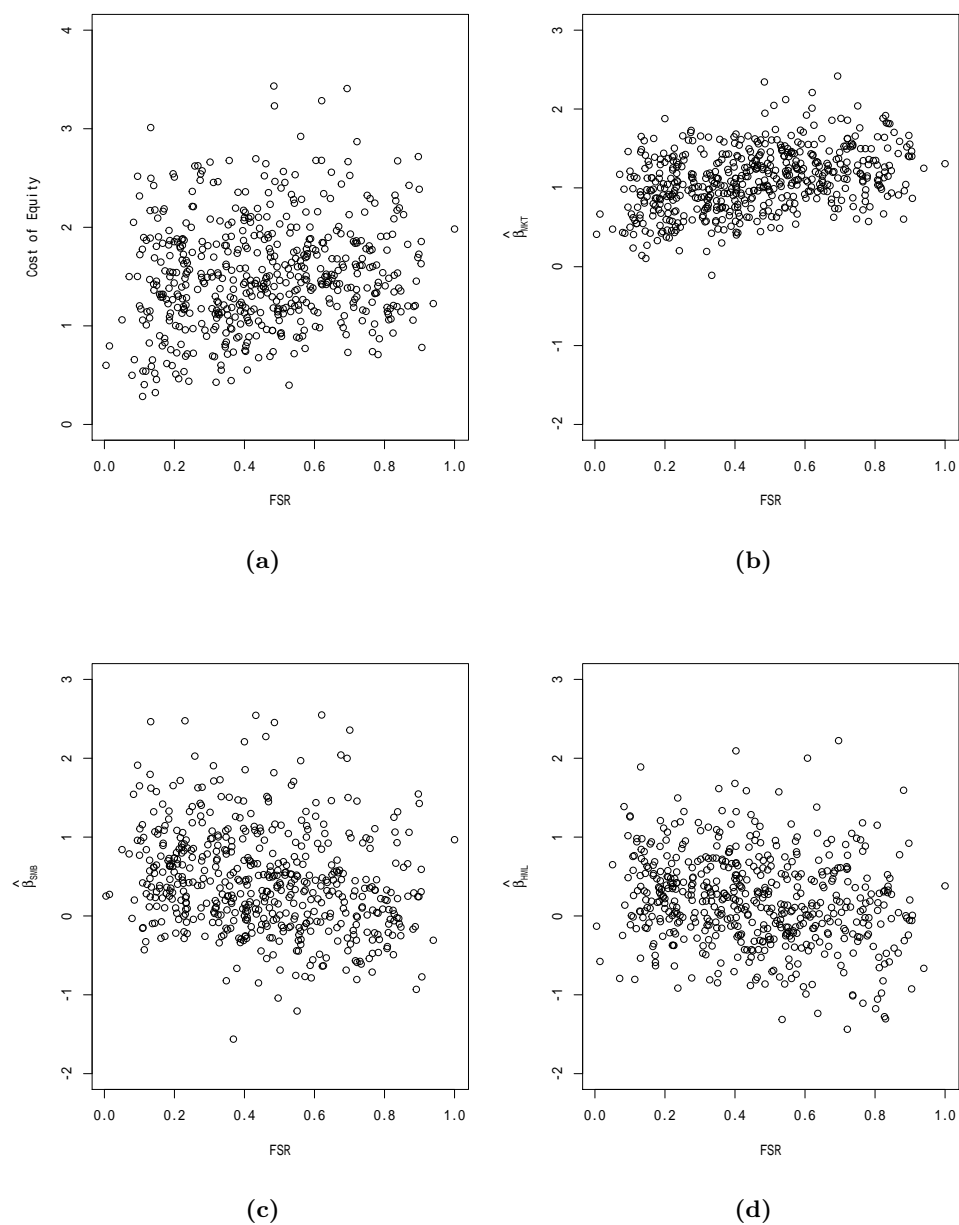


図1 海外売上高比率と株主資本コスト，FF3 ファクターエクスポージャーの関係

海外売上高比率（FSR）と株主資本コスト（a），市場ファクターエクスポージャー（b），SMB ファクターエクスポージャー（c），HML ファクターエクスポージャー（d）の関係を表す散布図。

表 6 クロスセクション回帰分析の結果: 多国籍度と株主資本コストの関係

この表は分析対象とした 538 社の月次株主資本コスト (\hat{r} , % 単位) を多国籍度にクロスセクション回帰したときの回帰係数を示す。括弧内の数字は標準誤差を表す。第 2 列は被説明変数を株主資本コスト, 説明変数を海外売上高比率 (FSR) としたときの結果である。第 3 列は説明変数にさらに資産合計の自然対数 (LTA), 負債比率 (DTA), 株価純資産倍率の自然対数 (LPB), 業種ダミーを加えたときの結果である。

	\hat{r}	\hat{r}
Intercept	1.336 (0.053)***	1.442 (0.117)***
FSR	0.388 (0.105)***	0.410 (0.101)***
LTA		-0.128 (0.015)***
DTA		1.119 (0.111)***
LPB		-0.162 (0.038)***
業種ダミー		
食料品		-0.516 (0.139)***
繊維製品		-0.127 (0.129)
パルプ・紙		-0.331 (0.234)
化学		-0.112 (0.100)
医薬品		-0.182 (0.149)
石油・石炭製品		-0.386 (0.440)
ゴム製品		-0.101 (0.161)
ガラス・土石製品		0.168 (0.135)
鉄鋼		0.274 (0.146)
非鉄金属		0.047 (0.136)
金属製品		0.056 (0.142)
機械		0.257 (0.100)*
電気機器		0.140 (0.097)
輸送用機器		0.118 (0.109)
精密機器		-0.054 (0.131)
標本数	538	538
自由度調整済 R^2	0.023	0.387

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

多国籍度と FF3 ファクターエクスポージャーの散布図が図 1b, 図 1c, 図 1d, クロスセクション回帰分析の結果が表 7 である。多国籍度と市場ファクターエクスポージャー ($\hat{\beta}_{\text{MKT}}$) は正の関係にある。すなわち, 企業が多国籍化を進めると市場ファクターと連動するシステムティックリスクが増加し, 株主資本コストの増加に寄与する。一方, 多国籍度と SMB ファクターエクスポージャー ($\hat{\beta}_{\text{SMB}}$) および HML ファクターエクスポージャー ($\hat{\beta}_{\text{HML}}$) の関係がそれぞれ負であることは興味深い。企業が多国籍化を進めると SMB ファクターと HML ファクターに連動するシステムティックリスクは減少する。ただし, 市場ファクターのプレミアムが SMB ファクターと HML ファクターのそれよりも大きい (表 1 を参照), 多国籍度の増加は株主資本コストの増加を引き起こす結果になっている。

なぜ、多国籍化の進展が SMB ファクターリスクと HML ファクターリスクの減少につながるのだろうか。じつは、そもそもなぜ SMB ファクターと HML ファクターにリスクプレミアムがつくのかについて、均衡理論などによる経済学的説明はいまだになされていない。Fama and French (1993) などは SMB ファクターと HML ファクターは Merton (1973) の ICAPM における投資機会を表す状態変数であると主張している。例えば、Liew and Vassalou (2000) や Vassalou (2003) は SMB ファクターと HML ファクターは将来の GDP 成長率を予測する変数であることを統計的に示している。そうすると、企業の多国籍化は投資家のポートフォリオにおいて投資機会の変動リスクの減少に寄与することになる。

5 おわりに

本論文では日本の製造業に分類される企業群に対して、多国籍度（海外売上高比率）と Fama-French3 ファクターモデルによって推定される株主資本コストの間に正の関係があることを示した。企業が海外売上高比率を上昇させる多国籍化を行うと、株主はより大きな資本コストを企業に要求する。また、多国籍度と FF3 ファクターエクスポージャーの関係を調べると、市場ファクターエクスポージャーとの関係は正である一方、SMB ファクターと HML ファクターのエクスポージャーとの関係はそれぞれ負であることが示された。多国籍化により SMB ファクターと HML ファクターのエクスポージャーが減少することは、著者の知る限り既存研究において指摘されたことはない。この問題は FF3 ファクターモデルにおける SMB および HML ファクターが経済学的にどのような意味を持つかに関わる興味深い問題と思われるが、この点については今後の研究課題としたい。

表 7 クロスセクション回帰分析の結果: 多国籍度と FF3 ファクターエクスポートジャーの関係

この表は分析対象とした 538 社の FF3 ファクターエクスポートジャー ($\hat{\beta}_{\text{MKT}}$, $\hat{\beta}_{\text{SMB}}$, $\hat{\beta}_{\text{HML}}$) を多国籍度にクロスセクション回帰したときの回帰係数を示す。括弧内の数字は標準誤差を表す。第 2, 4, 6 列は被説明変数を FF3 ファクターエクスポートジャー, 説明変数を海外売上高比率 (FSR) としたときの結果である。第 3, 5, 7 列は説明変数にさらに資産合計の自然対数 (LTA), 負債比率 (DTA), 株価純資産倍率の自然対数 (LPB), 業種ダミーを加えたときの結果である。

	$\hat{\beta}_{\text{MKT}}$	$\hat{\beta}_{\text{MKT}}$	$\hat{\beta}_{\text{SMB}}$	$\hat{\beta}_{\text{SMB}}$	$\hat{\beta}_{\text{HML}}$	$\hat{\beta}_{\text{HML}}$
Intercept	0.801 (0.035)***	0.620 (0.086)***	0.736 (0.062)***	1.557 (0.142)***	0.411 (0.059)***	0.490 (0.147)***
FSR	0.647 (0.070)***	0.523 (0.074)***	-0.666 (0.123)***	-0.417 (0.122)***	-0.466 (0.117)***	-0.144 (0.126)
LTA		-0.016 (0.011)		-0.241 (0.018)***		-0.104 (0.019)***
DTA		0.681 (0.082)***		0.636 (0.134)***		0.545 (0.139)***
LPB		-0.071 (0.028)*		-0.075 (0.046)		-0.243 (0.047)***
業種ダミー						
食料品		-0.398 (0.102)***		-0.148 (0.168)		-0.057 (0.174)
繊維製品		-0.112 (0.095)		-0.020 (0.156)		0.028 (0.162)
パルプ・紙		-0.410 (0.172)*		0.011 (0.283)		0.568 (0.293)
化学		-0.056 (0.073)		-0.153 (0.121)		0.024 (0.125)
医薬品		-0.194 (0.109)		0.125 (0.180)		-0.032 (0.186)
石油・石炭製品		-0.639 (0.324)*		0.534 (0.532)		0.643 (0.551)
ゴム製品		-0.014 (0.119)		-0.042 (0.195)		-0.312 (0.202)
ガラス・土石製品		0.044 (0.099)		0.115 (0.163)		0.343 (0.169)*
鉄鋼		0.109 (0.107)		0.124 (0.177)		0.472 (0.183)*
非鉄金属		-0.002 (0.100)		0.003 (0.165)		0.214 (0.170)
金属製品		0.028 (0.104)		-0.032 (0.171)		0.162 (0.177)
機械		0.114 (0.073)		0.240 (0.121)*		0.189 (0.125)
電気機器		0.098 (0.072)		-0.015 (0.118)		0.153 (0.122)
輸送用機器		0.093 (0.080)		0.125 (0.132)		-0.139 (0.136)
精密機器		-0.096 (0.096)		-0.089 (0.158)		0.381 (0.163)*
標本数	538	538	538	538	538	538
自由度調整済 R ²	0.137	0.333	0.050	0.360	0.027	0.227

*** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$

参考文献

- 上村昌司, 2016a, 日本企業の多国籍度と株主資本コスト, 麗澤学際ジャーナル 24, 33–44.
- 上村昌司, 2016b, 日本企業における多国籍度とシステムティックリスクの関係, 麗澤大学経済社会総合研究センター Working Paper 74, 1–7.
- 久保田敬一, 竹原均, 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 22, 3–23.
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3–56.
- Fatemi, Ali M., 1984, Shareholder benefits from corporate international diversification, *Journal of Finance* 39, 1325–1344.
- Kwok, Chuck C. Y., and David M. Reeb, 2000, Internationalization and firm risk: An upstream-downstream hypothesis, *Journal of International Business Studies* 31, 611–629.
- Liew, Jimmy, and Maria Vassalou, 2000, Can book-to-market, size and momentum be risk factors that predict economic growth?, *Journal of Financial Economics* 57, 221–245.
- Merton, Robert C., 1973, An intertemporal capital asset pricing model, *Econometrica* 41, 867–887.
- Nguyen, Quyen T. K., 2016, Multinationality and performance literature: A critical review and future research agenda, *Management International Review* doi: 10.1007/s11575-016-0290-y.
- Reeb, David M., Chuck C. Y. Kwok, and H. Young Baek, 1998, Systematic risk of the multinational corporation, *Journal of International Business Studies* 29, 263–279.
- Vassalou, Maria, 2003, News related to future GDP growth as a risk factor in equity returns, *Journal of Financial Economics* 68, 47–73.