

# 日本企業における多国籍度とシステマティックリスクの関係

上村 昌司 \*

## 概要

本稿は日本の製造業に分類される企業を対象として多国籍度とシステマティックリスクの関係を調べることを目的とする。多国籍度の代理変数として海外売上高比率と海外進出国数を用い、株主資本コストを計算するモデルとしてCAPMを採用した。海外売上高比率を代理変数とした場合には、平均的には多国籍度が上昇するにつれてシステマティックが増大することを確認した。しかし、海外進出国数を代理変数とした場合には両者の間に有意な関係が見出せないことを示した。

## 1 はじめに

近年、日本企業の多国籍化が急速に進んでいる。経済産業省『海外事業活動基本調査』\*<sup>1</sup>によれば、2004年においては日本企業の海外現地法人数が約15,000であったが、2013年には約24,000となっている(図1)。進出国先としては中国を含めたアジア地域が増加の一途をたどっている。多国籍企業の財務管理は国内企業のそれとは異なる。とくにリスクの面から見ると多国籍企業の外国為替リスクや政治リスクに対するエクスポージャーは国内企業よりも大きくなる。多国籍企業の財務管理等についてはEiteman et al. [1]を参照せよ。

本稿は多国籍度とシステマティックリスクの関係に着目をする。システマティックリスクは株式投資家が分散投資により消去することができないリスクであり、十分な分散投資をしている投資家はシステマティックリスクを取る見返りとしてリターンを要求する。このリターンは企業側から見ると株主資本コストになる。企業

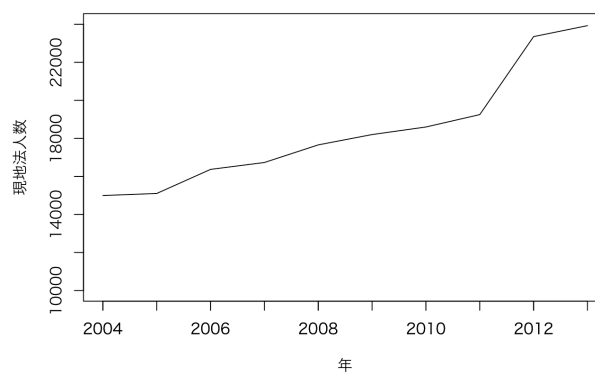


図1 2004年から2013年における日本企業の現地法人数の推移。経済産業省『海外事業活動基本調査』より作成。

\* 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

\*<sup>1</sup> <http://www.meti.go.jp/statistics/tyo/kaigaizi/index.html>

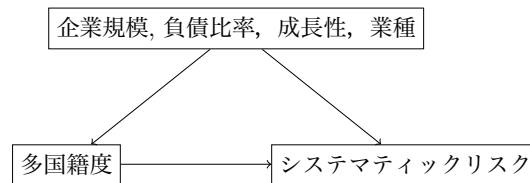


図 2

の多国籍化が進むと外国為替リスクや政治リスクに晒されやすくなる一方で、キャッシュフローの分散を通してリスクを軽減できる可能性がある。本稿は資本資産価格モデル (CAPM) が成立することを仮定する。すなわち、企業  $i$  の株価収益率  $R_i$  は

$$R_i - R_f = \beta_i(R_m - R_f) + \epsilon_i$$

によって決まると仮定する。ここで、 $R_f$  は安全資産の利子率、 $R_m$  は市場ポートフォリオの収益率、 $\epsilon_i$  は期待値がゼロの誤差項を表す。このベータ  $\beta_i$  がシステマティックリスクを表す。

多国籍度とシステマティックリスクの関係についての研究は少ない。Fatemi [3] は米国企業のデータを用いて、多国籍度 (海外売上高比率により定義) とシステマティックリスクの間には負の関係が成り立つことを示している。一方、Reeb et al. [6] は米国企業のデータを用いて、多国籍度 (海外売上高比率および海外資産比率により定義) とシステマティックリスクの間には正の関係が成り立つことを示した。Kwok and Reeb [5] は多国籍度 (海外資産比率により定義) とシステマティックリスクの間には、米国企業については正の関係にある一方、新興市場の企業については負の関係があることを示した。この結果は、多国籍度とシステマティックリスクの関係は本国の経済状況に依存することを示唆している。本稿は日本の製造業に分類される企業について多国籍度とシステマティックリスクの関係を調べることを目的とする。

上村 [8] は多国籍度の代理変数として海外売上高比率を、市場ポートフォリオとして TOPIX を採用したとき、日本企業の多国籍度とシステマティックリスクの間には正の関係があることを示した。すなわち、他の条件が同じであれば、投資家は海外投資プロジェクトには国内のそれよりもより大きな資本コストを要求する。本稿は上村 [8] の結果の頑健性を調べることを目的とする。具体的には多国籍度の代理変数として企業の海外進出国数、市場ポートフォリオとして世界の株式を投資対象とした MSCI ACWI インデックスを採用した場合の、多国籍度とシステマティックリスクの関係について調べる。

本稿は東証一部に上場している製造業に分類される企業を対象に分析を行う。ベータを目的変数、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ことにより、ベータと多国籍度の関係を調べる。さらに、Reeb et al. [6] と同様に、ベータと多国籍度の両方に影響を与える変数 (共変量) として企業規模、負債比率、成長性を考える。本稿ではさらに業種ダミーもコントロール変数とする。企業規模が大きい企業ほど財務状況に余裕があるため海外進出をしやすく、またシステマティックリスクをコントロールしやすいと考えられる。負債比率が小さい企業ほど海外進出をしやすく、またシステマティックリスクも小さい可能性がある。成長途上にある企業ほどリスクをとって海外進出を志向しやすい。また業種により標準的な多国籍度およびシステマティックリスクの水準が存在すると考えられる。そこで、これらの変数をコントロール変数とすることにより、ベータと多国籍度の間の因果関係を明らかにしようとする (図 2)。

## 2 実証分析

### 2.1 データ

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。多国籍度の代理変数について研究者の間で標準とされている変数はないように思われる。データの入手しやすから海外売上高比率が用いられることが多いが、他にも海外資産比率、海外子会社の数、海外子会社を置いている国や地域の数などが用いられる。本稿では多国籍度の代理変数として海外売上高比率（FSR）と、現地法人を置いている国の数（海外進出国数）の自然対数をとったもの（LNC）を用いる。海外売上高比率は日経 NEEDS Financial QUEST（日経 FQ）より 2014 年 11 月時点で取得可能な直近のデータを取得した。現地法人を置いている国の数は東洋経済新報社『会社別 海外進出企業総覧 2015 年版』から集計した。この資料には 2014 年 10 月時点の調査データが記載されている。

企業規模の代理変数として資産合計（簿価）の自然対数をとったもの（LTA）を用いる。成長性の代理変数としては株価純資産倍率（PBR）の自然対数をとったもの（LPB）を用いる。PBR が大きい企業ほど成長性が高いと考えられる。資産合計、負債比率（DTA）、株価純資産倍率は日経 FQ より 2014 年 11 月時点で利用可能な直近のデータを取得した。業種は証券コード協議会が設定している分類により定義した。以上の説明変数が取得可能であった東証一部上場で製造業に分類されている 538 社を対象に分析を行った。

ベータは各銘柄の超過収益率を市場ポートフォリオの超過収益率に回帰することにより計算した。市場ポートフォリオの代理変数として TOPIX と MSCI ACWI を用いた。市場ポートフォリオとして TOPIX を用いる場合には、安全資産の収益率として日本国債 10 年物の利回りを用いた。また、MSCI ACWI を用いる場合には、米国債 10 年物利回りを用いた。ベータの計算には 2009 年 12 月から 2014 年 11 月までの月次収益率データを用いた。各企業の株価は日経 FQ より権利調整済みの月末値を取得し、対数収益率に変換した。TOPIX も同様に日経 FQ より取得し、対数収益率に変換した。国債の利回りは財務省の Web ページ<sup>\*2</sup>より取得し、値を 12 で割ることにより月次利回りに変換した。MSCI ACWI は MSCI の Web ページ<sup>\*3</sup>より月末値を取得した。米国債利回りは日経 FQ から、NY10 年物国債利回りを取得し、値を 12 で割ることにより月次利回りに変換した。取得した MSCI ACWI と NY10 年物国債利回りはドル建てであるため、東京市場におけるドル・円スポットレート（17 時時点）の月末値を使って円建てに変換した。

各変数の基本統計量を表 1 に示した。説明変数の相関係数を表 2 に示す。

### 2.2 モデル

ベータと多国籍度の関係を調べるため、ベータを目的変数、多国籍度を説明変数とする、2014 年 11 月時点におけるクロスセクションの回帰分析を行う。市場ポートフォリオを TOPIX、MSCI ACWI としたときのベータをそれぞれ国内ベータ（ $\beta_d$ ）、国際ベータ（ $\beta_w$ ）と呼ぶことにする。

最初の回帰モデルは目的変数を国内ベータ、説明変数を海外売上高比率としたものである。コントロール変数として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）、さらに業種

\*2 [http://www.mof.go.jp/jgbs/reference/interest\\_rate/](http://www.mof.go.jp/jgbs/reference/interest_rate/)

\*3 <https://www.msci.com/acwi>

表1 各変数の基本統計量

この表は国内ベータ、国際ベータ、海外売上高比率 (FSR, %), 海外進出国数の自然対数 (LNC), 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) の基本統計量を示している。FSR, LNC, LTA, DTA, LPB は 2014 年 11 月に取得可能な直近のデータを用いた。国内ベータと国際ベータは市場ポートフォリオをそれぞれ TOPIX, MSCI ACWI として計算した値である。ベータは各銘柄の超過株価収益率を市場ポートフォリオの超過リターンに回帰したときの回帰係数として計算。安全資産の収益率は日本国債 10 年物の利回りとした。収益率のデータは 2009 年 12 月から 2014 年 11 月の月次データを用いた。

	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
国内ベータ	538	1.05	0.373	-0.264	2.09
国際ベータ	538	0.479	0.355	-0.535	1.595
FSR	538	45.5	22.0	0.470	100
LNC	538	2.12	0.743	0.000	3.88
LTA	538	12.1	1.44	8.20	17.5
DTA	538	46.9	18.4	6.59	93.9
LPB	538	0.207	0.557	-1.16	2.03

表2 説明変数の相関係数

この表は海外売上高比率 (FSR, %), 進出国数の自然対数 (LNC), 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。各変数は 2014 年 11 月時点で取得可能な直近のデータを用いた。

	FSR	LNC	LTA	DTA	LPB
FSR	1.000				
LNC	0.464	1.000			
LTA	0.186	0.629	1.000		
DTA	-0.013	0.108	0.262	1.000	
LPB	0.298	0.405	0.290	0.054	1.000

(16 業種) ダミー ( $D_i$ ) を加えている。

$$\text{モデル 1: } \beta_d = a_0 + a_1 \text{FSR} + a_2 \text{LTA} + a_3 \text{DTA} + a_4 \text{LPB} + \sum_{i=1}^{15} b_i D_i + \epsilon. \quad (1)$$

つぎにモデル 1 において海外売上高比率の代わりに海外進出国数の自然対数を用いたモデルを考える。

$$\text{モデル 2: } \beta_d = a_0 + a_1 \text{LNC} + a_2 \text{LTA} + a_3 \text{DTA} + a_4 \text{LPB} + \sum_{i=1}^{15} b_i D_i + \epsilon. \quad (2)$$

さらに目的変数を国際ベータとした 2 つのモデルも考える。

$$\text{モデル 3: } \beta_w = a_0 + a_1 \text{FSR} + a_2 \text{LTA} + a_3 \text{DTA} + a_4 \text{LPB} + \sum_{i=1}^{15} b_i D_i + \epsilon, \quad (3)$$

表3 回帰分析の結果

4つのクロスセクション回帰モデルの推定回帰係数を示す。括弧内の数字はWhite [7]の頑健な標準誤差である。モデル1は目的変数を国内ベータ、説明変数を海外売上高比率(FSR, %)としたモデル。説明変数にコントロール変数として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(15変数)を加えたモデル。ただし、表中では業種ダミーの係数を省略している。モデル2はモデル1のFSRの代わりに海外進出国数の自然対数(LNC)を用いたもの。モデル3とモデル4はそれぞれモデル1とモデル2の国内ベータの代わりに国際ベータを用いたもの。いずれのモデルにおいても推定に用いた標本数は538である。

	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
(Intercept)	0.412** (0.139)	0.520*** (0.155)	-0.366** (0.118)	-0.290* (0.138)
FSR	0.006*** (0.001)		0.006*** (0.001)	
LNC		0.024 (0.025)		0.000 (0.025)
LTA	0.002 (0.010)	0.010 (0.012)	0.024* (0.009)	0.041** (0.012)
DTA	0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.005*** (0.001)
LPB	-0.102*** (0.031)	-0.054 (0.032)	-0.077** (0.028)	-0.019 (0.030)
標本数	538	538	538	538
自由度調整済 $R^2$	0.381	0.302	0.419	0.317
標準誤差	0.294	0.312	0.271	0.293
F値	18.422***	13.249***	21.347***	14.112***

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

$$\text{モデル4: } \beta_w = a_0 + a_1 \text{LNC} + a_2 \text{LTA} + a_3 \text{DTA} + a_4 \text{LPB} + \sum_{i=1}^{15} b_i D_i + \epsilon. \quad (4)$$

以上で $\epsilon$ は誤差項である。

## 2.3 結果

4つのモデル(1)(2)(3)(4)についてクロスセクションの回帰分析を行った結果が、表3である。

モデル1の結果より、国内ベータと海外売上高比率の間には有意に正の関係があることが分かる。一方、モデル2の結果より、国内ベータと海外進出国数の間には有意な関係が見出せないことが分かる。投資家は海外売上高比率の上昇をリスクとみなし追加的なリターンを要求する一方で、海外進出国数の増加はシステムティックリスクとみなしていないことが推測される。この結果は多国籍度の定義の難しさも表している。国際ビジネス研究重要な課題の一つとして多国籍度と企業業績の関係がある。既存研究の多くで多国籍度の定義により両者の関係性が変わることが指摘されている。例えば、Hennart [4]を参照せよ。本稿の結果は多国籍度

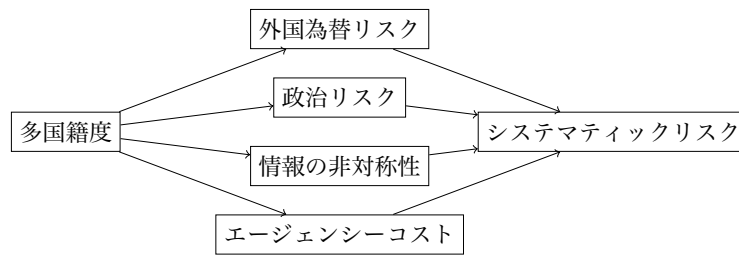


図 3

とシステマティックリスクの関係についても同様の問題が生じていることを示している。

モデル 1 とモデル 3 において FSR の係数は 0.006 と小さい値になっている。この値は Reeb et al. [6] の結果と比べても小さい。仮に市場ポートフォリオの超過リターンを 5% とした場合、海外売上高比率が 10% 上昇すると、CAPM によれば株主資本コストは 0.3% 上昇することになる。

モデル 3 とモデル 4 の結果より、市場ポートフォリオを世界の株式を対象とした市場ポートフォリオとしても結果は変わらないことが分かる。本稿の結果は市場ポートフォリオの定義については頑健であることを示唆している。

### 3 結論

本稿は日本の製造業について、海外売上高比率とシステマティックリスクの間には正の関係がある一方、海外進出国数とシステマティックリスクの間には有意な関係が見出せないことを示した。海外売上高比率を上昇させるような海外プロジェクトに対して、投資家はより大きなリターンを要求する。

回帰分析の結果は相関関係を明らかにするもので、必ずしも因果関係を明らかにするわけではない。企業の海外進出の動機としてリスク分散が考えられるため、システマティックリスクが大きい企業がリスクを減少させるため海外進出を行うという方向の因果関係も考えられる。本稿では 2014 年 11 月時点でのクロスセクション分析を行っている。投資家は多国籍度の上昇をすぐにリスクに反映させることができる一方で、多国籍化には時間とコストがかかるため、企業はリスクの上昇をすぐに多国籍度の上昇に反映させることはできないであろう。したがって、本稿の結果は多国籍度（海外売上高比率）からシステマティックリスクへの因果関係を示すものと考えてよいであろう。

多国籍度の上昇が直接システマティックリスクの上昇につながるわけではない。多国籍度化によって生じる、外国為替リスク、政治リスク、情報の非対称性、エージェンシーコストなどがシステマティックリスクの上昇に影響を及ぼしている（図 3）。今後の課題としてはこれらのリスクとシステマティックリスクの関係について分析を行うことがあげられる。

また、最近ではシステマティックリスク（株主資本コスト）の推定に Fama-French の 3 ファクターモデル（Fama-French [2]）を用いることが標準となりつつある。このモデルを使った際の多国籍度とシステマティックリスクの関係を調べることも今後の重要な課題である。

## 参考文献

- [1] Eiteman, David K, Arthur I Stonehill, and Michael H Moffett, 2012, *Multinational Business Finance* (Pearson Higher Ed). (デビット・K・アイトマン, アーサー・I・ストーンヒル, マイケル・H・モフェット, 久保田政純・真殿達 (監訳) , 2011, 国際ビジネスファイナンス 第12版, 麗澤大学出版会)
- [2] Fama, E. F., and K. R. French, 1993, Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 33, 3–56.
- [3] Fatemi, A M, 1984, Shareholder benefits from corporate international diversification, *Journal of Finance* .
- [4] Hennart, Jean François, 2011, A theoretical assessment of the empirical literature on the impact of multinationality on performance, *Global Strategy Journal* 1, 135–151.
- [5] 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.
- [6] 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.
- [7] White, H, 1980, A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, *Econometrica* 48, 817–838.
- [8] 上村昌司, 2016, 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.