

サイズプレミアムの時系列変化 —企業価値評価実務への示唆—

中岡 孝剛
長掛 良介 CMA

目 次

- | | |
|-----------|---------|
| 1. はじめに | 3. 推定結果 |
| 2. 分析デザイン | 4. まとめ |

本稿ではわが国株式市場を対象とし、サイズプレミアムの時系列変化について検証を行う。CAPMをベースとしたモデルによる分析の結果、サイズプレミアムは時系列的に安定しておらず、その変化は景気変動で説明できることが明らかになった。更に、3ファクターモデルを用いた分析においても、小型株に関連した超過リターンが景気と連動して観察されており、“取り残された”サイズプレミアムの存在が示唆されている。なお、本稿は本文と補論で構成されており、詳細を補論で述べている部分については本文中に注が付けられている。

1. はじめに

小型株効果は最もよく議論されているアノマリーの一つである。CAPMを前提とした場合、小型株効果とは、リスク（株式ベータ）調整後のリターンが大型株よりも小型株の方が高い現象のことである。言い換えれば、小型株に超過リターン（ア

ルフア）が存在するという現象であり、CAPMでは説明できない小型株の超過リターンのことである。この小型株にみられる超過リターンは、企業価値評価実務における株主資本コストの算出の際にも考慮されることがあり、企業価値評価実務の立場からは、サイズプレミアムと呼ばれている。

サイズプレミアムに関する実証研究は、Banz



中岡 孝剛（なかおか たかよし）

近畿大学経営学部准教授。2011年3月神戸大学大学院経営学研究科博士後期課程修了、博士（商学）。SMBC日興証券(株)産業調査部財務戦略課を経て、12年4月より現職。18年4月より日本政策投資銀行設備投資研究所客員研究員を兼任。



長掛 良介（おさかけ りょうすけ）

SMBC日興証券(株) 産業調査部財務戦略課。1987年10月に日興証券(株)（現SMBC日興証券(株)）に入社。その後、各種企業を経て、2010年1月より現在の部署勤務となる。リサーチアナリスト、インベストメントバンカーの経験をもとに、資本コスト、財務戦略、経営戦略に関わる調査・研究を行っている。共訳に、『EVA（経済付加価値）創造の経営』（東洋経済新報社）がある。

[1981]の米国の株式市場を対象とした研究を嚆矢として多くの研究が蓄積されている(注1)。しかし、必ずしも合意が形成されている現象ではない。日本の株式市場を対象とした研究においても、サイズプレミアムの存在に関する合意は得られていない。岡田 [2006] は、1986年から2005年までのサンプルを用いて検証しており、小型株効果が存在することを報告している。一方で、久保田・竹原 [2007] と太田他 [2012] は3ファクターモデルを用いた実証分析を行っており、サイズ(SMB)ファクターが時系列的に不安定であることを報告している。この他、Hearn [2011]の研究では、東証において小型株効果(3ファクターモデルにおけるSMBファクター)が存在するという結果を報告している。

学界では、Fama and French [1993]のマルチファクターモデルの登場によって、CAPMを用いた実証研究への関心が薄れていったが、実務では、CAPMに基づいた株主資本コストの算出が普及している。例えば、Hanaeda and Serita [2014]による日本企業へのアンケート調査では、株主資本コストを算出している企業のうち、49.3%が算出にCAPMを採用し、マルチファクターモデルを採用している企業は8.6%程度であることが報告されている(注2)。また、太田他 [2012]で示されているように、3ファクターモデルによって推定された株主資本コストは時系列的に不安定であり、彼らの事例では、2000年後半から負の値が推定されているため、CAPMの方が株主資本コ

ストを算出する上でより適切なモデルである可能性を指摘している。

本稿の目的は、CAPMをベースとした推定モデルを用いて、サイズプレミアムの時系列的な振る舞いについて検証を行い、その結果から企業価値評価実務への含意の導出を行うことである(注3)。検証の結果、サイズプレミアムは時系列的に安定しておらず、好況期に高くなり、景気変動で説明できることが明らかになっている。サイズプレミアムの高低が景気と連動することはよく知られた現象であるが、この点についてわが国株式市場を対象とした定量的な検証はこれまで行われておらず、本稿の検証結果は新たな知見を提供している。

更に、本研究では、3ファクターモデルを株主資本コストの算出モデルに採用することを想定して、3ファクターモデルによる追加分析を実施し、CAPMとの比較を行った。その結果、3ファクターモデルを用いた場合でも、時価総額規模が100億円以下の小型株では依然として超過リターンが観察されており、SMBファクターは十分に小型株の超過リターンを吸収できていないことが明らかになった。この超過リターンは、3ファクターモデルの推定における“取り残された”サイズプレミアムと解釈することができる。

本稿の構成は以下の通りである。第2章で検証仮説と分析モデル、そして分析に用いるサンプルについて説明する。第3章では推定結果を示し、その解釈を行う。第4章では本稿のまとめを行う。

(注1) サイズプレミアムに関するサーベイ調査については、Van Dijk [2011]を参照。

(注2) Hanaeda and Serita [2014]のアンケート調査は、Graham and Harvey [2001]の米国におけるCFOへのアンケート調査に基づいており、利用率は「常に利用している」あるいは「ほとんど常に利用している」と回答している企業の比率である。同様のアンケート調査を欧州企業で実施したBrounen *et al.* [2004]の結果においても、CAPMが最も株主資本コストの算出に利用されていることが分かる。

(注3) わが国におけるCAPMをベースとした実証研究として、榊原 [1986]と砂川・加藤 [2015]がある。

2. 分析デザイン

(1) 検証仮説の設定と分析モデル

前述のように、サイズプレミアムの存在については合意が形成されているわけでない。また、米国を中心とした先行研究では、1月期の1月効果や好景気時など特定の時期に高くなることが明らかになっている (Keim [1983]; Chan *et al.* [1985]; Bhardwaj and Brooks [1993]; Kim and Burnie [2002])。そこで本稿では、以下を検証仮説として設定する。

仮説1：わが国株式市場においてサイズプレミアムが存在し、

仮説2：それは時系列的に不安定で、その変化は特定の期間によって説明できる

景気変動を例にとると、好景気時には小規模な企業は大規模な企業よりも高い成長率を達成することが多く、小型株のパフォーマンスは好景気時に良くなる傾向にある (Kim and Burnie [2002])。その結果として、好景気時にサイズプレミアムが観察されると考えられる。

また前章で議論したように、企業価値評価実務への含意を導出する目的から、これらの仮説の検証には、CAPMをベースとした分析モデルを採用する。以下の(1)式は本稿のベースラインモデルである。

$$R_p - R_f = \alpha_p + \beta_p (R_m - R_f) + \varepsilon_p, p = 1, 2, \dots, k \quad (1)$$

ここで、 R_p はサイズクラス p の企業規模ポートフォリオのリターン、 R_f はリスクフリーレート、

R_m は市場ポートフォリオのリターン、 α_p はサイズクラス p の超過リターン、 β_p はサイズクラス p の株式ベータ、そして ε_p は統計的な誤差項を表している。(1)式の期待値を取り、サイズクラス1(時価総額が最大のクラス)との差分を取ると、

$$E[R_p] - E[R_1] = (\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1) + (\hat{\beta}_p - \hat{\beta}_1) (E[R_m] - R_f), \quad (2)$$

$$p = 2, 3, \dots, k$$

となる。ここで、サイズプレミアムは $\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1$ として表現されており、これはモデル(あるいはシステマティックリスク)では説明できないアノマリーである。 $\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1$ が時価総額規模の小さなクラスほど大きな値になることが観察されれば、小型株に関連した超過リターン、すなわちサイズプレミアムが存在すると判断でき、本稿の仮説1が支持されたことになる(注4)。

仮説2の検証については、まず、(1)式の推定において推定のウィンドウを1期ずつ移動させたローリング推定を実施する。例えば、初期の推定ウィンドウが t 期から $t+n$ 期であった場合、次の推定ウィンドウは $t+1$ 期から $t+n+1$ 期となる。これによって、推定されるサイズプレミアムの時系列的な変化を捉えることが可能になる。

更に、仮説2をより詳しく検証するために、Bhardwaj and Brooks [1993]のデュアルベータマーケットモデル(Dual-Beta Market Model以下、DBMモデル)を用いた分析を行う。DBMモデルは次の(3)式で表される。

$$R_p - R_f = \alpha_p + \delta_p^\alpha D + \beta_p (R_m - R_f) + \delta_p^\beta D (R_m - R_f) + \varepsilon_p, \quad (3)$$

$$p = 1, 2, \dots, k$$

ここで、 D は特定の期間を表すダミー変数である。

(注4) 山口 [2007] は小型株が特定の業種に偏っており、業種要因でサイズプレミアムの説明が可能であることを報告している。本稿では業種要因を考慮したモデルを採用していないが、業種要因とサイズプレミアムの関係は興味深い研究テーマである。この点については今後の課題としたい。

本稿では好況や上げ相場、そして1月期の場合に1をとり、それ以外の場合には0となるようにダミー変数を設定する。したがって、ダミー変数が1のときには超過リターン及び株式ベータは、それぞれ $\alpha_p + \delta_p^a$ と $\beta_p + \delta_p^b$ となり、ダミー変数が0のときには、 α_p と β_p となる。

DBMモデルにおいても、各サイズクラスを時価総額が最大のクラスと比較することで、サイズプレミアムの存在が確認されることになる。すなわち、

$$E[R_p] - E[R_1] = \{(\hat{\alpha}_p + \hat{\delta}_p^a D) - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\delta}_1^a D)\} + \{(\hat{\beta}_p + \hat{\delta}_p^b D) - (\hat{\beta}_1 + \hat{\delta}_1^b D)\} (E[R_m] - R_f), \quad (4)$$

$p=2, 3, \dots, k$

における $(\hat{\alpha}_p + \hat{\delta}_p^a D) - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\delta}_1^a D)$ として表現される。 $D=1$ の場合には、 $(\hat{\alpha}_p + \hat{\delta}_p^a) - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\delta}_1^a)$ となり、これは特定期間の小型株に関連する超過リターンを示し、 $D=0$ の場合には $\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1$ となり、これは特定期間でない場合の小型株に関連する超過リターンを示している。特定の期間がサイズプレミアムの発生要因になっているならば、 $D=0$ の場合の $\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1$ は0に近い値を取ることが予想される。

(2) 分析サンプル

本稿では、1980年9月から2016年12月までの全上場企業を分析の対象とする(注5)。企業規模サイズポートフォリオの作成については、まず、サイズクラスのソートを8月末時点の時価総額で

行い、サイズクラスを確定する。サイズクラスは5分位($k=5$ 、最大1から最小5)とする。そして、翌年の8月末までバイアンドホールドすることとし、月次の配当込株価リターンを用いて、各サイズクラスで時価総額ウェイトのポートフォリオリターン R_p を計算する(注6)。

リスクフリーレート R_f については、10年物国債の利回りを月次変換したものを用い、市場ポートフォリオのリターン R_m については、時価総額で加重した市場リターンを用いる(注7)。本研究で用いるデータは、配当込み株価リターンならびに時価総額のデータについては日経QUICK Astra Managerから取得し、リスクフリーレートと加重平均市場リターンについては、金融データソリューションズの日本上場株式 Fama-French 関連データから取得している。

DBMモデルにおける景気状態については、内閣府が公表する景気動向指数(DI、一致指数)から景気の拡大($DI > 50\%$)と縮小($DI \leq 50\%$)を識別し、同じく内閣府による景気基準日付(第9循環から第16循環)から好況と不況を識別する。また、市況については、Bhardwaj and Brooks [1993]の方法に従って、各年で株価リターンの中央値よりも高いリターンの時期を上げ相場、低いリターンの時期を下げ相場として識別する。

図表1は記述統計表である。パネルAを見ると、株価リターンは、サイズクラスが小さくなるほど、

(注5) 分析対象企業は、東証1部、東証2部、東証マザーズ、JASDAQ、大証(ヘラクレスを含む)、そして各地方証券取引所(名証、福証、札証、広証、新証、京証)の上場企業である。ただし、REITやETFなどの上場投資信託、外国株はサンプルから除外した。

(注6) 四半期ごとにリバランスした場合でも推定結果に大きな変化は生じない。また、サイズクラスを10分位(最大1から最小10)にした場合についても、同様の結果が得られている。10分位のサイズクラスを用いた場合の推定結果については補論Aを参照。

(注7) 実務で一般的に用いられているTOPIXのリターンを市場ポートフォリオのリターンとして用いた場合でも推定結果は質的に同じである。

株価リターンの平均値が高くなると同時に、標準偏差も大きくなっており、小型株はハイリスク・ハイリターンであることがうかがえる。また、時価総額規模はサイズクラス1と2の間で大きな差が生じており、一部の時価総額が大きな企業とそれ以外の企業といったわが国株式市場の構造が明らかになっている。

パネルBの期間ごとの結果からは、小型株の高いリターンは景気拡大期や好況期、そして1月期に生じていることが分かる。これらの記述統計の

結果からも、サイズプレミアムが時系列的に不安定であり、景気変動や特定期間の影響を受けていると予想できる。

3. 推定結果

(1) CAPMベースモデル

図表2は(1)式の推定結果を示している。パネルAは加重平均市場リターンを用いた場合の結果であり、サイズクラス4と5で統計的に有意なサイ

図表1 サイズクラスごとの株価リターンの記述統計量

パネルA：サンプル期間全体				パネルB：特定期間ごとの株価リターン (%) の平均値								
サイズクラス	時価総額規模 (単位：億円)	平均値 (%)	標準偏差	サイズクラス	1月	2月-12月	景気拡大 (DI>50%)	景気縮小 (DI≤50%)	好況期	不況期	上げ市場	下げ市場
1 (最大)	5,409	0.557	5.496	1 (最大)	0.952	0.521	1.252	-0.441	0.927	-0.277	4.379	-3.265
2	516	0.638	5.756	2	2.354	0.483	1.362	-0.401	1.106	-0.417	4.032	-2.757
3	206	0.737	5.986	3	3.170	0.518	1.548	-0.428	1.302	-0.538	3.954	-2.480
4	95	0.890	5.919	4	3.454	0.660	1.690	-0.258	1.467	-0.410	3.818	-2.037
5 (最小)	38	1.313	6.193	5 (最小)	4.154	1.057	2.273	-0.067	2.010	-0.259	4.167	-1.542
観測値数		436		観測値数		36	400	257	179	302	134	218

(図表注1) 内閣府が公表する景気動向指数 (DI、一致指数) からDI>50%のとき景気の拡大期、DI≤50%のとき景気縮小期として識別している。また、好況と不況の識別は同じく内閣府による景気基準日付 (第9循環から第16循環) を用いている。市況については、Bhardwaj and Brooks [1993] の方法に従って、各年で株価リターンの中央値よりも高いリターンの時期を上げ相場、低いリターンの時期を下げ相場として識別する。

(図表注2) 時価総額規模は、サンプル期間全体における各サイズクラス内の平均値を示している。また、株価リターンは全て月次の%表示である。

(出所) 筆者作成、以下同じ

図表2 ベースラインモデルの推定結果

パネルA：加重平均リターン (%) の結果					パネルB：算術平均リターン (%) の結果						
サイズクラス	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1 (p \neq 1)$	$\hat{\beta}_p$	R ²	観測値数	サイズクラス	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1 (p \neq 1)$	$\hat{\beta}_p$	R ²	観測値数
1 (最大)	0.030 (0.057)	N/A	1.026 *** (0.011)	0.953	436	1 (最大)	-0.145 (0.111)	N/A	0.842 *** (0.019)	0.811	436
2	0.133 (0.145)	0.103	0.938 *** (0.028)	0.725	436	2	-0.230 *** (0.054)	-0.084	1.003 *** (0.009)	0.962	436
3	0.242 (0.178)	0.212	0.899 *** (0.034)	0.615	436	3	-0.144 *** (0.039)	0.002	1.048 *** (0.007)	0.982	436
4	0.414 ** (0.194)	0.383 *	0.828 *** (0.037)	0.534	436	4	0.023 (0.055)	0.169	1.028 *** (0.010)	0.963	436
5 (最小)	0.841 *** (0.217)	0.810 ***	0.810 *** (0.042)	0.466	436	5 (最小)	0.559 *** (0.100)	0.705 ***	1.072 *** (0.018)	0.895	436

(図表注) 推定された係数は月次の%表示であり、括弧内は標準誤差を示している。また、*、**、そして***はそれぞれ10%、5%、そして1%で統計的に有意にゼロと異なることを示している。

ズプレミアム $\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1$ が得られている。それぞれを年率換算すると、4.60% ($=0.383\% \times 12$) と 9.72% ($=0.810\% \times 12$) と高いサイズプレミアムが観察されている (注8)。

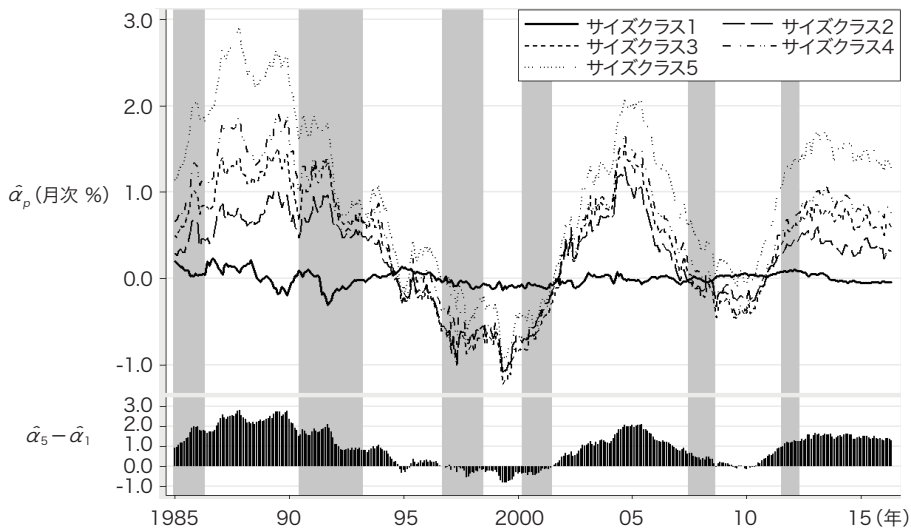
しかし、推定された株式ベータの値はサイズクラスが小さくなればなるほど低くなっており、非同期性の問題による株式ベータの過小推定が生じている可能性がある。そこで、非同期性の影響を緩和するため、 R_p と R_m に算術平均リターンを用いた場合の推定についても補足的に実施した。パネルBの結果で示されているように、サイズクラス5で統計的に有意なサイズプレミアムが推定されており、サイズプレミアムの存在が依然として

支持されている。

図表3はローリング回帰モデルの推定結果を图示したものである。これをみると、サイズクラス1とそれ以外のサイズクラスでは、推定される超過リターン $\hat{\alpha}_p$ の振る舞いが異なり、前述のわが国株式市場における市場構造の影響を受けていることが分かる。また、サイズプレミアム ($\hat{\alpha}_5 - \hat{\alpha}_1$) は時系列的に不安定で、好景気や景気拡大期に高いサイズプレミアムが観察されている。この結果は、サイズプレミアムの有無やその水準が景気変動によって説明できる可能性を示唆しており、仮説2を支持している。

図表4はDBMモデルの推定結果である。まず、

図表3 ローリング回帰モデルによる α_p の時系列推移—CAPM—



(図表注) 推定ウィンドウは5年 (60サンプル) である。網掛けの期間は内閣府による景気基準日付の不況期であることを示している。

(注8) 比較的近年に発表された先行研究と比較すると、日本市場のサイズプレミアムについては、岡田 [2006] では10.62% (時価総額ポートフォリオの第10分位と第1分位の差)、山口 [2007] では2.04% (同第4分位から第10分位と第1分位から第3分位との差)、太田他 [2012] では1.44% (SMBファクターの推定期間における平均値)、砂川・加藤 [2015] では3.72% (同第10分位と第1分位の差) と推計しており、本稿では高めのサイズプレミアムが観察されていることが分かる。ただし、推定モデルや推定期間などの条件が異なるため、比較には注意を要する。

1月効果を考慮したDBMモデルの結果（図表4の左上）を見ると、1月期では、全てのサイズクラスで統計的に有意な正の超過リターンが観察されていることが分かる。この傾向は小さなサイズクラスでより強く、サイズクラス5では、月率3.56%の非常に高い超過リターンが観察されている。大型株との比較でみた1月期のサイズプレミアムについても、同3.2%と非常に高い。しかし、サイズクラス5では1月以外の期においても、統計的に有意な正の超過リターンが観察されており、1月効果だけによってサイズプレミアムが説明できるわけではないことが分かる（注9）。

次に、景気拡大期と好景気時の結果（図表4の右上と左下）をみると、サイズクラス3から5において、景気拡大期あるいは好景気時には統計的に有意な正の超過リターンが示されている。特に、サイズクラス5では、景気拡大期（好景気時）は景気縮小期（不況時）に比べると1.13%（1.40%）ほど超過リターンが高く、また、景気縮小期（不況時）では統計的に有意な正の超過リターンが観察されていないため、サイズプレミアムは景気変動によって説明されることが明らかになっている（注10）。景気拡大期（好景気時）のサイズプレミアムを見てみると、月率1.23%（1.19%）と

図表4 DBMモデルの推定結果—超過リターンの変化—

サイズクラス	1月 vs 2月-12月					景気拡大 vs 景気縮小				
	D=1		D=0		差の検定 δ_p^α	D=1		D=0		差の検定 δ_p^α
	$\hat{\alpha}_p + \hat{\delta}_p^\alpha$	$(\hat{\alpha}_p + \hat{\delta}_p^\alpha) - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\delta}_1^\alpha)$ ($p \neq 1$)	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1$ ($p \neq 1$)		$\hat{\alpha}_p + \hat{\delta}_p^\alpha$	$(\hat{\alpha}_p + \hat{\delta}_p^\alpha) - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\delta}_1^\alpha)$ ($p \neq 1$)	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1$ ($p \neq 1$)	
1 (最大)	0.346*	N/A	0.002	N/A	0.344*	0.085	N/A	-0.033	N/A	0.118
2	1.763***	1.417**	-0.014	-0.016	1.777***	0.279	0.194	-0.051	-0.019	0.331
3	2.571***	2.226***	0.032	0.030	2.540***	0.512**	0.426*	-0.101	-0.069	0.613*
4	2.867***	2.521***	0.192	0.190	2.675***	0.721***	0.635**	0.022	0.055	0.698*
5 (最小)	3.555***	3.210***	0.595***	0.593**	2.960***	1.313***	1.228***	0.188	0.221	1.126**

サイズクラス	好況 vs 不況					上げ相場 vs 下げ相場				
	D=1		D=0		差の検定 δ_p^α	D=1		D=0		差の検定 δ_p^α
	$\hat{\alpha}_p + \hat{\delta}_p^\alpha$	$(\hat{\alpha}_p + \hat{\delta}_p^\alpha) - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\delta}_1^\alpha)$ ($p \neq 1$)	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1$ ($p \neq 1$)		$\hat{\alpha}_p + \hat{\delta}_p^\alpha$	$(\hat{\alpha}_p + \hat{\delta}_p^\alpha) - (\hat{\alpha}_1 + \hat{\delta}_1^\alpha)$ ($p \neq 1$)	$\hat{\alpha}_p$	$\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1$ ($p \neq 1$)	
1 (最大)	0.038	N/A	0.052	N/A	-0.014	0.195*	N/A	-0.291***	N/A	0.485***
2	0.244	0.206	-0.217	-0.268	0.461	0.013	-0.181	-0.026	0.265	0.039
3	0.466**	0.429*	-0.371	-0.423	0.837**	0.029	-0.165	0.132	0.423	-0.103
4	0.677***	0.639**	-0.292	-0.344	0.970**	0.262	0.067	0.463	0.754*	-0.202
5 (最小)	1.230***	1.192***	-0.166	-0.218	1.396***	0.739	0.545	0.947**	1.238***	-0.208

(図表注) サンプルサイズは436である。誌面の都合上、超過リターンに関連する係数のみ掲載している。推定された係数は月次の%表示であり、括弧内は標準誤差を示している。また、*、**、***はそれぞれ10%、5%、そして1%で統計的に有意にゼロと異なることを示している。

(注9) 1月以外の月についても同種の検証を行った結果、5月と6月に同様の傾向が見られた。このような傾向はKato and Schallheim [1985]でも報告されている。5月効果あるいは6月効果とも呼べる現象の背景としては、3月決算企業の決算発表が影響を及ぼしていると考えられる。しかし、これらの月で生じる超過リターンは1月ほど大きなものではない。

(注10) (1)式に景気動向指数(DI、一致指数)を景気変動ファクターとしてCAPMに直接追加した分析についても実施した。その結果、小型株における超過リターンが消失し、同様の結果が得られることを確認している。推定結果については補論Bを参照。

非常に高くなっている。この結果は、Chan *et al.* [1985] やKim and Burnie [2002] の結果と整合的であり、仮説2を支持している。

最後に、市況による分析結果(図表4の右下)をみると、市況はサイズプレミアムに対して説明力を持たないことが示されており、この結果はKim and Burnie [2002] の結果と整合的である。

(2) 3ファクターモデル

企業価値評価実務の観点からは、このようなサイズプレミアムの時系列的な振る舞いに対してどのように対処すべきであろうか。例えば、マルチファクターモデルを採用した場合、景気に連動する小型株の超過リターンをうまく吸収し、より望ましい株主資本コストの算出が可能になるのだろうか。そこで本節では、ファーマ・フレンチの3ファクターモデルの採用を想定した追加分析を行い、CAPMとの相違を確認することにする。誌面の都合上、3ファクターモデルの分析に関する内容については補論Cに掲載し、ここではその結果を議論する。

補論の表C1は3ファクターモデルによる推定結果を示している。図表2のCAPMベースの推定結果と比較すると、総じてモデルの説明力が上昇しており、超過リターン $\hat{\alpha}_p$ の水準もやや低減している。しかし、サイズクラス4と5においては、統計的に有意な正の超過リターンが依然として観察されている。また、大型株と比較した超過リターン $\hat{\alpha}_p - \hat{\alpha}_1$ についても統計的に有意な正の値が観察されている。これは3ファクターモデルでは説明できない小型株の超過リターン、すなわち“取

り残された”サイズプレミアムの存在を示唆している(注11)。

また、補論Cの図C1は、ローリング回帰を3ファクターモデルで行った結果を図示したものである。CAPMの推定結果と比較すると、推定された超過リターンは全体的に低減しており、サイズクラス全てにおいて同質的な変化を示しているようにみえる。しかし、時価総額規模が100億円以下のサイズクラス4と5とそれ以外では、依然として異質な動きが確認されており、また、大型株と比較した超過リターン(すなわち、“取り残された”サイズプレミアム)は景気と連動した変化を示していることが分かる。

“取り残された”サイズプレミアムが観察される理由としては、幾つかの要因が考えられるが、単純に2分割で作成されたSMBファクターでは、5分位に属する小型株のリターンの変動をうまく捉えきれないといったSMBファクターにおける作成上の要因が挙げられる。このほか、非線形性など推定モデルの特定化に関わる要因や、流動性プレミアムなどの他のファクターを反映している可能性などが挙げられる。

4. まとめ

本稿では、CAPMをベースとした推定モデルを用いて、サイズプレミアムの時系列的な振る舞いについての解明を試みている。得られた分析結果として、サイズプレミアムは時系列的に安定しておらず、好景気時と連動して観察されることが明らかにになった。この結果は、サイズプレミアムの

(注11) 更に、3ファクターモデルを拡張したFama and French [2016] の5ファクターモデルの推定も実施したが、結果に大きな違いは見られなかった。このほか、薄商いに起因する非同期性を明示的にモデルに組み入れたDimson [1979] のモデルでも推定を行ったが、依然としてサイズプレミアムが観察されることが分かっている。これらの結果は補論Dを参照。

有無やその水準が推定期間によって大きく異なる可能性を示唆している。サイズプレミアムと景気変動の関係について、わが国株式市場を対象とした定量的な検証はこれまでに Rowe らが行われておらず、本稿の検証結果は新たな知見を提供していると考えられる。

企業価値評価実務においてサイズプレミアムを適用する際には、このようなサイズプレミアムと景気変動の関係を理解しておくことは重要である。なぜなら、測定期間で生じた景気変動が将来にわたっても同質であるという前提を置くことになるからである。適正な水準のサイズプレミアムを用いるためにも、この前提を暗黙的に受け入れるのではなく、将来の景気に対する予想からサイズプレミアムの水準を検討すべきである。

また、推定された超過リターンは、規模が最も大きなポートフォリオとそれ以外で異質な時系列的振る舞いをすることが明らかになった。この結果は、一部の時価総額が大きな大型株とその他多くの小型株といったわが国株式市場の構造を反映しているものであり、比較的規模の大きな企業(本稿ではサイズクラス2)でもサイズプレミアムを考慮する必要があることを示唆している。

更に、本稿ではCAPMに代替する株主資本コストの算出モデルとして、3ファクターモデルによる分析を行った。その結果、小型株に関連した超過リターンは一部SMBファクターによって説明されるものの、時価総額規模が100億円以下の小型株では十分に吸収できず、依然として超過リターンが残されることが明らかになった。この結果は、企業価値評価実務において、株主資本コストの算定に3ファクターモデルを採用したとしても、時価総額が100億円以下(サイズクラス4以下)の小型株では、サイズプレミアムが十分に織り込まれない可能性があることを示唆している。

本研究は、平成25～28年度文部科学省科学研究費補助金基盤研究(C)(課題番号25380461)による研究成果の一部である。

(参考文献)

- 砂川伸幸・加藤政仁 [2015] 「近年のわが国におけるCAPM型サイズプレミアム」 Discussion Paper Series、神戸大学。
- 太田浩司・斉藤哲朗・吉野貴晶・川井文哉 [2012] 「CAPM、Fama-French 3 ファクターモデル、Carhart 4 ファクターモデルによる資本コストの推定方法について」 『関西大学商学論集』 57(2)、1-24頁。
- 岡田賢悟 [2006] 「小型株効果と企業規模一割安株効果との新たな関係」 『証券アナリストジャーナル』 44(7)、97-108頁。
- 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頁。
- 榊原茂樹 [1986] 『現代財務理論』 千倉書房。
- 山口勝業 [2007] 『日本経済のリスク・プレミアム』 東洋経済新報社。
- Banz, R. W. [1981] “The Relationship Between Return and Market Value of Common Stocks,” *Journal of Financial Economics* 9 (1), pp.3-18.
- Chan, K. C., N. F. Chen and D. A. Hsieh [1985] “An exploratory investigation of the firm size effect,” *Journal of Financial Economics* 14(3), pp.451-471.
- Bhardwaj, R. K. and L. D. Brooks [1993] “Dual betas from bull and bear markets: reversal of the size effect,” *Journal of Financial Research* 16 (4), pp.269-283.
- Brounen, D., De Jong, A. and K. Koedijk [2004] “Corporate finance in Europe: Confronting theory with practice,” *Financial management* 33 (4), pp.71-101.
- Dimson, E. [1979] “Risk Measurement When Shares Are Subject to Infrequent Trading,” *Journal of Financial Economics* 7 (2), pp.197-226.
- Fama, E.F. and K.R. French [1993] “Common Risk Factors in the Returns on Stock and Bonds,” *Journal of Financial Economics* 33(1), pp.3-56.

- [2016] “Dissecting anomalies with a five-factor model,” *The Review of Financial Studies* 29 (1), pp.69-103.
- Graham, J. R. and C. R. Harvey [2001] “The theory and practice of corporate finance: Evidence from the field,” *Journal of financial economics* 60(2-3), pp.187-243.
- Hanaeda, H. and T. Serita [2014] “Capital Budgeting Practice: Evidence from Japan,” Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2312264>
- Hearn, B. [2011] “Size and Liquidity Effects in Japanese Regional Stock Markets,” *Journal of The Japanese and International Economies* 25(2), pp.157-181.
- Ibbotson, R. G., P. D. Kaplan and J.D. Peterson [1997] “Estimates of Small Stock Betas Are Much Too Low,” *The Journal of Portfolio Management* 23(4), pp.104-111.
- Kato, K. and J. S. Schallheim [1985] “Seasonal and size anomalies in the Japanese stock market,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 20(2), pp.243-260.
- Keim, D. B. [1983] “Size-related anomalies and stock return seasonality: Further empirical evidence,” *Journal of financial economics* 12(1), pp.13-32.
- Kim, M. K. and D. A. Burnie [2002] “The firm size effect and the economic cycle,” *Journal of Financial Research* 25(1), pp.111-124.
- Van Dijk, M. A. [2011] “Is size dead? A review of the size effect in equity returns,” *Journal of Banking & Finance* 35(12), pp.3263-3274.
- (この論文は投稿論稿を採用したものです。)
- *この論文には補論があり、協会ウェブサイトでご覧いただけます。