

小規模企業評価のためのサイズプレミアム

「足し算」ではなく、「掛け算」で推計すべし

山口勝業 CMA*・小松原宰明 CMA**

2016年8月

【要約】

小規模企業の株式価値を DCF 法で評価するに際しては、サイズプレミアムを上乗せした割引率を適用すべきである。しかし CAPM または FF3 ファクターモデルに依拠した従来の我が国の実証研究はサイズプレミアムを十分に捕捉できていない。その原因は市場指数と規模別分位ポートフォリオをいずれも時価総額で加重すると、小型株ほどモデルの説明力（決定係数）が低下するからである。

本研究では、東京証券取引所 1 部上場銘柄の規模別 10 分位ポートフォリオを等金額加重で構築し、1978 年 1 月から 2015 年 12 月まで 38 年間の月次リターンを分析し、また比較のため米国でも同様の分析を行った。等金額加重ポートフォリオを用いた回帰分析では決定係数は高くなり、規模が小さいほどベータは高くなる関係が観察された。また残差リターンは日米とも「1 月効果」が観察されたが、発生パターンは日米で異なっていた。この結果を踏まえれば、小規模企業の株式評価に用いるサイズプレミアムは、市場リスクプレミアムと規模別 β の積で概ね推計できる。

【目次】

1. はじめに
2. 先行研究とその問題点
3. データと推計方法
4. サイズプレミアムとサイズ・アノマリー
5. 評価実務に適用する際の 4 つの留意点
6. 結論

* イボットソン・アソシエイツ・ジャパン株式会社 取締役会長

** 同、チーフ・インベストメント・オフィサー

1. はじめに

一般に企業評価の実務で株式価値を DCF 法で評価するに際しては、資本資産評価モデル (CAPM) にしたがって安全資産利子率に株式リスクプレミアム (ERP) と β の積を加えて割引率を推計する。システムティック・リスクへの感応度は業種や規模によって異なるので、これらの要因を反映する β の推計値を用いることになる。

ある企業 A 社の株式の割引率 k を推計する場合には、銘柄固有リスクを排除するために A 社の属する業種と企業規模 (時価総額) の銘柄群ポートフォリオで β を計測し、前者の業種 β をベースとし、これに後者の残差 (β 調整後超過リターン) をサイズプレミアムとして加算するのが一般的な方法である。

$$k = r_f + \text{業種}\beta \times ERP + \text{サイズプレミアム}$$

だが規模に応じて加算されるサイズプレミアムが、システムティック・リスクを反映したプレミアムなのか、あるいはアノマリーなのか? 小規模企業の株式ほど市場平均に対して相対的に価格変動リスクが高いため、これを割引率に反映させるシステムティック・リスクの一種ととらえてサイズプレミアムとみなすことは妥当である。しかし上記の算出過程から導出されるサイズプレミアムは β 調整後超過リターンなので、システムティック・リスクではないことになり、論理的な整合性がとれない。

これに対して本稿の主張は、「業種と企業規模に応じてリスクプレミアムが異なるのであれば、業種 β とサイズ β の積でプレミアムを推計すべし」というものである。ここでサイズ β とは、ある企業規模に属する銘柄群のポートフォリオの ERP に対する感応度である。すなわちサイズプレミアムもシステムティック・リスクに対するプレミアムとして、業種と規模を統一的に扱うことを提案する。

$$k = r_f + \text{業種}\beta \times \text{サイズ}\beta \times ERP$$

なお本稿ではサイズ β の推計に焦点をあてて分析するので、業種 β については詳細には言及しないⁱⁱⁱ。実務上の計算で必要となる業種 β とサイズ β の積については第 5 節(3)で述べる。

ところで、市場の全銘柄を規模別分位ポートフォリオに分割して、それらのリターン系列に CAPM 型回帰分析を適用すると、中小型株になるほど説明力が劣化して、リスクが高まるにもかかわらずサイズ β は一様には高まらないという問題が生じる。本研究ⁱⁱⁱではこの問題を解消すべく、東証 1 部上場銘柄の規模別 10 分位ポートフォリオの過去 38 年間の月次リターン・データにもとづいて、等金額加重ポートフォリオを用いた説明力の高いモデルを提示して推計を行う。また比較のために米国株式でも同様のデータと方法で検証し、日本との共通点と相違点を明らかにする。

本研究の主な特長と結論は以下の 4 点にある。

- ① 規模別分位ポートフォリオの構成銘柄比率を時価総額加重と等金額加重の二通りの方法で作成し、回帰分析の説明力を日米とも両方で比較して後者の方法を採用した。

- ② 規模の違いから生じるリターンをシステムティック・リスクに起因するリターンと残差リターンに分解し、サイズプレミアムとアノマリーを分離した。
- ③ 残差リターンには「1 月効果」が観察されるが、日米で発生パターンに違いがある。
- ④ 本研究の成果を企業評価の実務に適用するための調整方法を具体的に示した。

本研究の結論からは二つの含意——実務上と学術上——が得られる。小規模企業の株式評価のための割引率は、CAPM 型で求めた割引率にサイズプレミアムを上乗せする「足し算」ではなく、規模別 β と ERP と積の「掛け算」で推計すべきである。また小規模企業の株式の高いリターンのほとんどはアノマリーではなく、システムティック・リスクを反映したリスクプレミアムである、というものである。

なお、あらかじめお断りしておく点が二つある。第 1 は、本研究で推計する β は個別企業の株式価値評価のためのものであり、構成銘柄の時価総額の影響を受けるポートフォリオ運用のための β にはただちに適用できない。第 2 に、本研究は評価実務への適用可能性を優先した実証を意図しており、CAPM など理論モデルの妥当性については議論しない。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では小型株アノマリーに関する過去の研究を簡潔にレビューする。第 3 節では本研究で利用したデータと方法を説明する。第 4 節は時価総額加重と等金額加重の分位別ポートフォリオの推計結果の違いを示す。分位別 β が全期間では日米でほぼ同じになるものの、相場の上昇時と下落時にわけた条件付 β や残差リターンの「1 月効果」には日米で違いがあることを示す。第 5 節は本研究の成果を企業評価の実務に適用する際の留意点を示し、第 6 節で結論を述べる。

2. 先行研究とその問題点

実際、米国での長期収益率データによればリスク調整後でも小型株は大型株に比べて高いリターンが観測されている。CAPM の β で市場リスクを調整した後でも小型株の超過収益率が高いという現象はまず Banz (1981) によって指摘され、これに続く Keim(1983)らの 1 月効果の指摘とともに、小型株アノマリーに関する数多くの研究が 1980 年代に発表されてきた。^{iv}

1990 年代になると Fama and French (1992) が、市場リスクの他に 2 つの説明変数を追加した 3 ファクターモデルを提示し、そのなかで小型株の大型株に対する超過収益率 (SMB ファクター) はリスクプレミアムの一種としてモデルのなかに取り込まれた。また Berk(1995, 1996)は、将来キャッシュフローの確実性が低い小規模企業には投資家が高い割引率を適用するのはむしろ当然で、結果として小型株のリターンが高いのはアノマリーではない、と主張した。

1926 年からの長期間で月次データが蓄積されている米国に比べて、我が国では観測できるデータの期間が短いせいもあり、これまでの実証研究では小型株アノマリーを強く支持する結果は得られていない。

山口 (2007) は、我が国の小型株セクターは特定の業種に偏っている傾向がある点に着目し、業種別指数を説明変数に用いて 1971 年から 2003 年までの小型株ポートフォリオの月次リターンを分析した。その結果、日本の小型株リターンは業種要因でほぼ説明され、業種要因調整後の小型株固有リターンはほとんど検出されなかった。

久保田・竹原 (2007) は、Fama-French 3 ファクターモデルの有効性を 1977 年から 2006 年の日本株データで検証して、「SMB 3 ファクターが全期間でゼロに近いという観察結果からは、近年において小型株効果が消失し」ているようだと指摘し、「Fama-French 3 ファクターモデルが棄却される原因は、規模効果に安定性がないことが原因であると考えられる」と結論づけている。また、砂川・加藤 (2015) は 2005 年から 2013 年のデータに CAPM 型の回帰分析を適用して、「CAPM 型のサイズプレミアムは観察されない」と報告している^v。

だが、日々の株価の動きを観察していると、小型株のほうが大型株よりも値動きが激しいことは誰もが認める経験的事実である。にもかかわらず、CAPM または FF3 ファクターモデルでは企業規模に応じてサイズプレミアムが検出できない、という直観に反する結果となるのはなぜか？ これはデータや測定方法になんらかの根本的な問題があるからではないか？ この疑問から出発して、本研究では規模分位別ポートフォリオ (被説明変数) と市場指数 (説明変数) の構築方法を見直し、日本株のデータ系列を新たに作りなおす作業を行った。

3. データと推計方法

ある企業の株式価値を評価するとき、それと同様な規模にある銘柄群をポートフォリオとして捉え、そのリスク＝リターン特性から割引率を推計することは適切である^{vi}。ただし、ある規模水準とりわけ中・小型株に属する典型的銘柄を代表させるには、規模別ポートフォリオの銘柄構成比を時価総額加重ではなく等金額加重にすべきである。なぜなら、ポートフォリオのリターンでその対象銘柄群に含まれる「典型的な 1 銘柄」の姿を代表させるには、時価総額の影響を排除した構成銘柄の単純平均リターンのほうが適切だからである^{vii}。

(1) 時価総額加重の問題点

規模別ポートフォリオのリターン系列を回帰分析する場合には、等金額加重の市場指数リターンに用いるのが適切である。なぜなら通常の時価総額加重の市場指数は大型株の比重が極めて大きく、この大型株に影響を受けるリターンを説明変数に用いて中・小型株のリターン (被説明変数) に回帰分析を適用することは、まったく間尺にあわないからだ。たとえば、上皿天秤で重さを量るべき粉薬に対して体重計を持ち出すようなものである。

市場全体を時価総額の規模で 10 の銘柄群 (分位) に分けた場合、分位間および分位内で時価総額の違いがどのような影響を及ぼすかを、一例として 2015 年 12 月末時点での日本

と米国の株式市場の時価総額構成を見てみよう。

【図表 1 A】の棒グラフ（黒）は、東京証券取引所 1 部上場全銘柄を銘柄数が等しくなるように 10 分位に分割し、各分位の時価総額が市場全体に占めるシェア（%、左軸）を示して分位間の差異を表している。トヨタ自動車を筆頭とする第 1 分位の 193 銘柄の時価総額は東証 1 部全銘柄の 71.2%を占め、第 2 分位以下を圧倒している。また各分位内の時価総額集中度を見るため、棒グラフ（斜線）はハーフィンダール=ハーシュマン指数（HHI）^{viii}で計測したもので、第 1 分位が 122.4 と突出して高く、第 2 分位以下は 52~55 と概ね同水準である。

ニューヨーク証券取引所の全銘柄を対象とした【図表 1 B】でも時価総額シェアにほぼ同様のパターンが観察されるが、HHI は日本に比べて第 1 分位の突出度がさほど高くはない。つまり、とりわけ日本市場では時価総額加重市場指数を説明変数に用いて第 2 分位以下の中・小型株を分析することはまったく間尺にあわないのである。

【図表 1 A】と【図表 1 B】

（2）二つの加重方法の比較分析

以上のことから、規模別分位ポートフォリオの銘柄構成比を、時価総額加重（CW: Capitalization Weighted）と均等加重（EW: Equally Weighted）の 2 とおりの方法で作成し、それぞれの月次リターン系列に回帰分析を適用すると、後者のほうがより説明力が高くなると予想される。これを実際に確認してみよう。データ期間は 1978 年 1 月から 2015 年 12 月までの 38 年間（456 か月）、銘柄ユニバースは日本が東証 1 部全銘柄、米国が CRSP^{ix}である。（ポートフォリオの構築方法とリターンの計測方法の詳細は【補論 I】で解説）月次リターンの基本統計量は【図表 2】のとおりである。

【図表 2】

市場指数の月次リターン系列 R^m は、日本では東証 1 部全銘柄、米国では CRSP 普通株全銘柄の配当込みトータル・リターンである。市場指数 R^m の月次リターン系列は、時価総額加重（CW）方式では R^m_{CW} 、等金額加重（EW）では R^m_{EW} と表記する。第 k 分位ポートフォリオの月次リターン系列を同様に R^k_{CW} 、 R^k_{EW} と表記する。また安全資産利子率 R_f は、日本では残存満期 10 年物国債、米国では 20 年物財務省証券のインカム・リターンである。これらの月次データ系列を用いて加重方法が違う以下の二通りの回帰分析を行い、その結果を比較検討してみる。

$$\text{時価総額加重 (CW) 方式: } R^k_{CW} - R_f = \alpha^k + \beta^k_{CW} \cdot (R^m_{CW} - R_f) + \varepsilon^k \quad \dots [1]$$

$$\text{等金額加重 (EW) 方式 : } R^k_{EW} - R_f = \alpha^k + \beta^k_{EW} \cdot (R^m_{EW} - R_f) + \varepsilon^k \quad \dots [2]$$

日米の回帰分析の結果は CW 方式を【図表 3A】に、EW 方式を【図表 3B】にまとめて示した。以下ではこれらの数値をグラフ上で比較参照しながら議論をすすめる。

【図表 3A】と【図表 3B】

規模別分位ポートフォリオの決定係数を CW 方式と EW 方式で比較すると、日本は【図表 4A】、米国は【図表 4B】に示すように、どちらも似たパターンとなる。CW 方式では第 1 分位の決定係数が約 0.95 と高く、規模が小さくなるにしたがって一律に低下して、最小規模の第 10 分位は日本で 0.45、米国で 0.60 にまで下がる。一方、EW 方式の決定係数は両端の第 1、第 10 分位ではやや低いものの、中規模で最も高く 0.80 以上を維持している。このことから、中・小型企業を分析対象にするには EW 方式のほうが説明力は高いことがわかる。前述のとおり通常用いられる市場指数 R^m_{CW} は、その時価総額の 70%以上を第 1 分位の超大型株が占める偏った指数だからである。

【図表 4A】と【図表 4B】

4. サイズプレミアムとサイズ・アノマリー

従来から学術研究では CAPM の理論的な想定のもとに CW 方式で実証分析を行い、モデルで説明できない部分を「小型株アノマリー」と呼んできた。だが、この計測方法では小型株になるほど説明力が低下して、「アノマリー」の見られる残差リターンの発生量が増えるのはむしろ当然である。だが、じっさいには現実のデータに異常があったからではなく、計測方法が不適切だったために、こうした結果が観測されたにすぎない。

モデルでは説明できない残差リターンを「サイズプレミアム」と見なして、CAPM 型モデルで推計した割引率にこれを「加算」する、という方法が企業評価の実務ではとられることが多い。しかし中・小規模領域で説明力が低下するモデルで推計した β を用いることも問題だが、それ以上に、モデルで説明できない残差リターンをすべて「サイズプレミアム」と呼ぶことには違和感がある。それがリスクプレミアムの一種であるならば、多くの銘柄群に横断的に、また時間をつうじて継続的に、システムティック・リスクに反応する特性を備えていなければならない。

(1) 企業規模と β の関係

CW方式とEW方式による β の推計値を対比すると、日本では【図表5A】、米国では【図表5B】となる。CW方式では規模と β_{CW} の関係は弱く、日本では規模の低下に伴ってU字型に垂れ下がり、米国では第3～9分位はほぼフラットに近い。これに対してEW方式では、日米とも企業規模が小さくなるにつれて β_{EW} がほぼ直線的に高くなり、システムティックにリスクプレミアム上昇を捕捉でき、また直感にも合致する。

【図表5A】と【図表5B】

説明力の高いEW法の β 推計値を日本と米国を重ね合わせた【図表5C】をみると、第1～9分位では規模とEW方式の β_{EW} との関係は日米ともほとんど同じになるので、規模と β_{EW} の関係はたんに日本に固有の現象ではない。ただし第10分位の β_{EW} 値は規模との直線的な関係から日本では上に、米国では下に乖離しており、異常リターン(アノマリー)が第10分位で発生しているかを別途検討する必要がある。(4.3で後述)

【図表5C】

一般に小規模企業の評価実務では、CW方式の β_{CW} とERPの積でベースの割引率をまず推計し、これにサイズプレミアムを別途加算する、という「足し算」の手法が採用されてきた。しかし、そもそもCW法では肝心の中小規模になるにつれてモデルの回帰分析の決定係数が低下し、リスクが高まるはずなのに β は比例的に上昇しない。その結果ベースになる割引率が高い値をとらないので、規模に伴うリスクを反映させるために、アナリストやバリュエーターが任意のサイズプレミアムを加算するという恣意的な割引率操作をとりがちだ。

本研究の示唆は、サイズプレミアムはEW方式の β_{EW} とERPの「掛け算」で求めるべきである、というものだ。これは「リスクの単価(ERP)とリスクの量(β)の積で割引率が決まる」という資産価格理論の標準的な考え方も整合的である。規模を反映したリスクプレミアムが $\beta_{EW} \times \text{ERP}$ なので、市場リスクプレミアムに加算するサイズプレミアムは $(\beta_{EW} - 1) \times \text{ERP}$ となる。(計算例は第5節(2)～(3)で示す)

(2) 上昇・下落局面での条件付き β

ところで規模分位別の β_{EW} は、相場の上昇局面と下降局面で対照的だろうか? Pettengill, Sundaram and Mathur(1995)は、CRSP等金額指数を用いて β とリターンの関係を相場の上昇・下降局面にわけて計測し、上下対称な線形関係があることを指摘した。これを再検証するため、本研究でも超過収益率($R_{mEW} - R_f$)がプラス(相場上昇)とマイナ

ス（相場下落）の局面に分けて回帰分析を行い、規模別に条件付き β_{EW} を計測した。

その結果を日本は【図表 6A】、米国は【図表 6B】に示している。Pettengill らが指摘したとおり、米国では相場の上昇・下降局面で規模と β_{EW} の関係はほぼ同じ形状をしている。ところが、日本ではグラフの傾きの違いが示すように、規模と β の関係は相場の上昇・下降局面では非対称で、上昇局面では規模と β_{EW} の関係は強く、下落局面では弱く米国の傾きとほぼ同水準であった。我が国の小型株は上昇局面でより高いパフォーマンスをあげやすい傾向がある^x。

【図表 6A】 と 【図表 6B】

（3）残差リターンの 1 月効果

さて、異常リターンが発生している第 10 分位を検討しよう。第 10 分位ポートフォリオのベータ調整後の残差リターンの累積収益率指数（1977 年 12 月末=100）を、日本は【図表 7A】、米国は【図表 7B】に示す。2015 年 12 月末での累積残差リターン指数値は、日本では第 7 分位以下が正の値で、とくに第 10 分位ではきわめて高い。一方、米国ではやはり第 10 分位が高いものの、その他の分位間の差はさほど顕著ではない。

【図表 7A】 と 【図表 7B】

こうした残差リターンは従来から「サイズ・アノマリー」としてたびたび指摘されており、とくに 1 月に異常に高いリターンが発生する傾向があるので「1 月効果」と呼ばれている。本研究でも 1 月効果を再検証し、次の 2 つの疑問に答えよう。第一に、1 月とそれ以外の月では残差リターンは分位ごとにどれほど違いがあるか？ 第二に、1 月だけを抽出したサンプルは 38 個のデータしかないため^{xi}、少数の異常値が平均値を歪めているのではないか？

第 1 の疑問に答えるために、各分位の残差リターンを 1 月とそれ以外の月に分け、それぞれの平均値を日本は【図表 8A】、米国は【図表 8B】に示した。まず両国とも 1 月には分位間の残差リターンに顕著な差がみられるが、それ以外の月ではほとんどないので、過去 38 年間で「1 月効果」があったことが再確認できる。ただ 1 月効果の発生パターンには日米で顕著な差異がある。米国では第 10 分位だけ 5.05% と突出して発生しているのに対して、日本では第 1 分位から第 10 分位まで規模に比例して残差リターンの差異が発生し、第 10 分位では 2.25% と米国の半分以下の数値となっている。

【図表 8A】 と 【図表 8B】

第 2 の疑問に答えるために、異常値の高い順にデータを順次除外しても残差リターンがなお消えずに残るかどうかを検討する。1 月の残差リターンの 38 個の観測値を大きい順に並べ、まず 1 番高い観測値だけを除いた平均値、次に 2 番目までの 2 個の観測値を除いた平均値…とサンプル数を減らしながら、この手順を 5 番目まで繰り返した結果を日本は【図表 9A】、米国は【図表 9B】に示す。高い異常値を順次除外しても発生パターンは変わらないので、1 月効果は少数の異常値だけのせいではない、といえる。

【図表 9A】と【図表 9B】

5. 評価実務に適用する際の 4 つの留意点

最後に、小規模企業の株式評価実務に本研究の成果を適用するにあたって、考慮すべき 4 つの問題について議論しておこう。第 1 は、1 月効果を含む残差リターンも規模に伴う割引率に含めるべきか否かという問題。第 2 は、通常は CW 方式で ERP が計測されているので、EW 方式の計測結果をどう適用するかという問題。第 3 に、時価総額で規模を測定した本研究の結果を株価データのない非上場企業にいかに関用するかという問題。第 4 は、小型株や非上場企業のように流動性が低い株式には別途「非流動性プレミアム」を加算すべきかどうかという問題。これらは実務家にとって、つねに悩ましい問題だからだ。

(1) 1 月アノマリーも割引率に含めるべきか？

1 月効果を含む残差リターン (式[2]の ϵ_k) も企業規模に応じて割引率に含めるべきだろうか？ 本研究の基本的主張は「規模別 β_{EW} と ERP の積でリスクプレミアムが決まるので、サイズプレミアムは $(\beta_{EW} - 1) \times ERP$ となる」というもので、原則として残差リターンは考慮すべきではない、というのが筆者の立場である。十分に説明力が高い (決定係数が 0.8 程度以上) のモデルで推計できるのであれば、モデル以外の変数を恣意的に加えるのは控えるべきであろう。どの規模分位にも適用できるリスクプレミアムは、システムティック・リスクを反映する規模別 β_{EW} と ERP との積で求めるのが基本である。

とはいえ、1 月に頻繁に高いリターンが発生して統計的に有意な α が計測されるならば、それも計算に含めるべきだ、というのは一つの考え方ではある。何年にもわたって事業が継続する企業のキャッシュフローを評価する以上、1 月だけ除外するのは不合理だからだ。ただし【図表 3B】で示すように、 α が有意に正の値を示したのは日本の第 10 分位だけであった。

(2) 時価総額加重市場指数ベースの ERP をいかに変換するか？

ふつう株式リスクプレミアム ERP は、TOPIX など時価総額加重指数 $R^{m_{CW}}$ を用いて推計されているので、これを等金額加重ベースの $\beta^{k_{EW}}$ の値に変換する必要がある。そのためまず時価総額加重指数 $R^{m_{CW}}$ を等金額加重指数 $R^{m_{EW}}$ で回帰して $\beta^{m_{EW}}$ を求め、これで第 k 分位の等金額加重の $\beta^{k_{EW}}$ を除して調整すればよい。第 k 分位の調整後のサイズ β_{EW}^{*k} は以下の式で表される。

$$\beta_{EW}^{*k} = \frac{\beta_{EW}^k}{\beta_{EW}^m} \quad \dots [3]$$

例えば配当込み TOPIX の場合、本研究の 38 年間では $\beta^{m_{EW}}$ が 0.79 であったので、これを分母として調整した各分位の β_{EW}^{*k} と ERP (同期間で 3.18%) との積で各分位のサイズプレミアムを計算した例を【図表 10】に示す。

【図表 10】

(3) 業種と規模のプレミアムを統合するには？

業種別 β は通常、時価総額加重 (CW 方式) の業種別指数を用いて推計されている。EW 方式で推計した $\beta^{k_{EW}}$ を上記 (2) で β_{EW}^{*k} 変換しておけば、業種と規模を同じ基準で時価総額加重 ERP に適用することができる。本稿の冒頭に示したとおり、業種 i の β_i と規模分位 j の β_{EW}^{*k} との積を ERP に適用して、割引率 $k_{i,j}$ は以下の式で求められる。

$$k_{i,j} = r_f + \beta_i^l \times \beta_j^* \times ERP \quad \dots [4]$$

ここで注意すべきは業種と規模の間に強い相関がないことである。もし相関が強いとすると、同じデータを別々に計測してえられた β を二重に掛け合わせることで過大または過小な係数を ERP に乗じてしまうことになる。

このため東証 33 業種別ポートフォリオと規模別 10 分位ポートフォリオについて安全資産利子率に対する超過リターン系列 33 x 10 個の相関係数を 1994 年 1 月から 2015 年 12 月までの月次データで計測してみた。その結果、相関係数の平均値は 0.07、最大値 0.17、最小値 -0.04 であるので、両者の間にはほぼ相関はないとみなしてよい。(【補論 II】を参照)

(4) 非上場企業の規模をいかに推定するか？

M&A や事業承継などでは株価データのない非上場企業や事業の一部が評価対象になることが多いので、上場企業を対象にした本研究の結果はただちに適用できないのではないか、という疑問が寄せられるかもしれない。しかしファンダメンタルな財務情報をもとに

規模をある程度推計することは可能である。

例えば東証 1 部上場銘柄の時価総額を自己資本と ROE の 2 変数から回帰分析すると、【図表 10】のように決定係数 0.85 程度の強い線形関係がある。非上場企業も財務データがあればこれを参考に規模のおおよその水準を推計でき、該当の規模分位から適用すべき β を推計できよう。また規模分位の領域がこのようにあらかじめ推計できていれば、非上場企業の株価を DCF 法で評価した場合でも計算結果が妥当な領域内にあるかどうかを判定することができよう。

【図表 11】

(5) 非流動性プレミアムは追加すべきか？

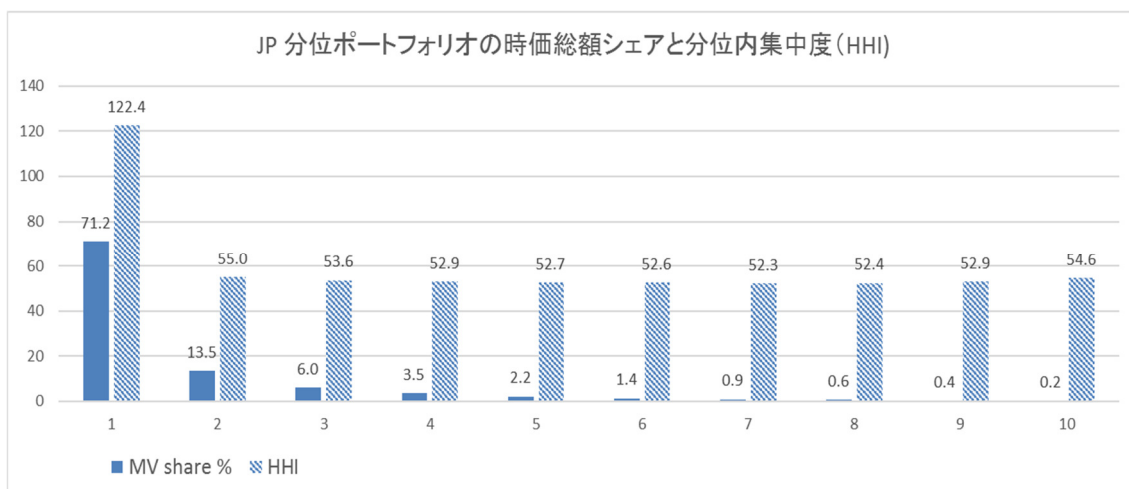
小規模企業、とくに非上場企業の場合には容易に売買できないので「非流動性プレミアム」を加算すべきではないか、という実務家の意見をしばしば聞く。だが、すべての資産（企業に限らず、工場設備や不動産など事業用固定資産など）のなかで上場企業はごく一部にすぎず、上場企業のように流動性がある資産のほうがむしろ例外である。もともと流動性が少ない（あるいはまったくない）資産を DCF 法で評価するのに流動性プレミアムを加算するならば、世の中のほとんどすべての資産が対象になる、という極端な話になる。

したがって、頻繁に売買されることを前提としない非上場企業や事業用資産の評価においては、そもそも流動性プレミアムを加算して評価する必要はないはずである。DCF 法で評価するにせよ、未上場企業が公開されて企業価値が高まったり、逆に公開企業が MBO などで非公開化されて価値が低下したり、ということはないはずだ^{xiii}。

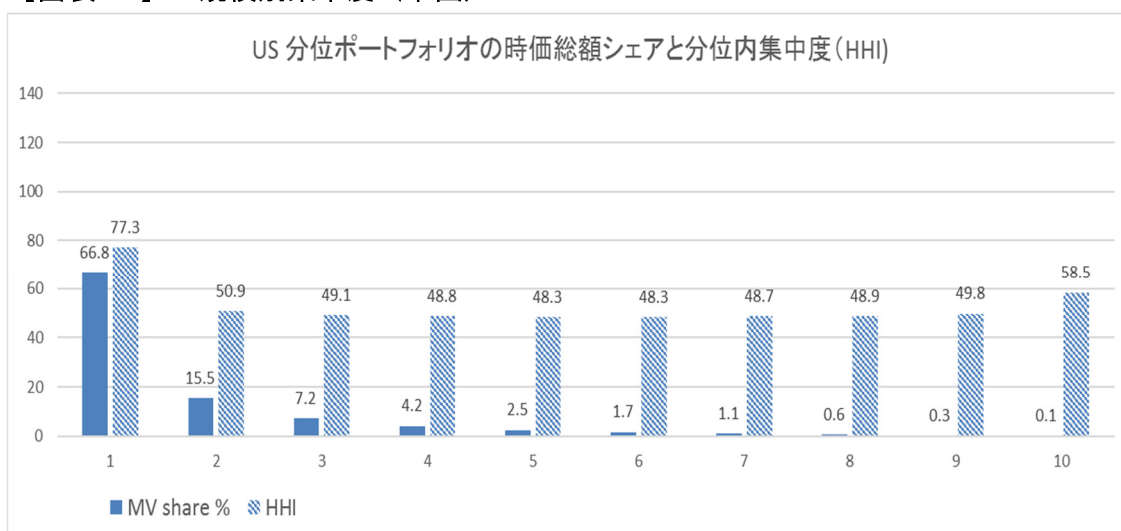
6 結論

従来、小規模企業評価のためのサイズプレミアムをうまく計測できなかったのは、時価総額加重でポートフォリオを構成していたことに原因がある。等金額加重ポートフォリオのリターンで回帰分析を行えば、規模と β の関係から規模に応じたサイズプレミアムを推計することができる。日米の 38 年間のデータにもとづく検証結果はこれを強く支持している。サイズプレミアムは、割引率に「足し算」で加算するのではなく、ERP（リスクの価格）と β_{EW} （リスクの量）との「掛け算」で推計すべきである。本研究の結果は、いくつかの調整を行うことで、非上場企業を含めた小規模企業の株式評価実務に応用できる。

【図表 1 A】 規模別集中度（日本）



【図表 1 B】 規模別集中度（米国）



【図表2】 基本統計量

										(年率%)							
										日本	米国						
										時価総額加重 (CW)		等金額加重 (EW)		時価総額加重 (CW)		等金額加重 (EW)	
										算術平均	標準	算術平均	標準	算術平均	標準	算術平均	標準
										リターン	偏差	リターン	偏差	リターン	偏差	リターン	偏差
安全資産利子率			3.8	0.8			3.8	0.8			7.1	0.8			7.1	0.8	
株式市場指数			7.1	18.0			10.7	19.8			13.0	15.5			14.9	18.6	
	第1分位		6.9	19.2			8.2	18.2			12.4	14.9			13.1	16.1	
	第2分位		7.6	17.7			8.0	18.1			14.3	16.0			14.3	17.0	
	第3分位		8.1	17.6			8.2	17.9			14.7	17.5			14.5	18.2	
	第4分位		8.2	17.9			8.5	18.2			15.4	17.7			15.4	18.6	
	第5分位		8.5	19.1			8.9	19.4			15.1	18.0			15.4	19.0	
	第6分位		8.7	19.8			9.1	20.1			15.6	19.4			15.3	20.5	
	第7分位		10.0	21.2			10.3	21.3			14.9	19.8			14.7	20.7	
	第8分位		11.4	22.8			12.2	23.0			15.8	20.5			15.3	21.3	
	第9分位		12.4	23.8			13.7	23.8			14.7	21.7			13.7	22.1	
	第10分位		17.2	28.0			20.7	28.9			14.5	20.8			17.0	21.4	
(参考)																	
株式リスクプレミアム			3.3				6.9				5.9				7.8		

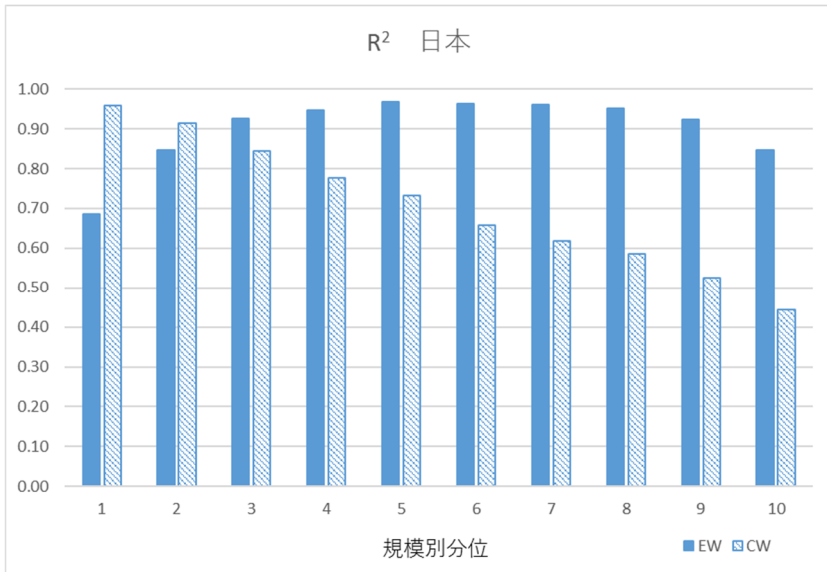
【図表 3A】 時価総額加重 (CW) 方式による回帰分析

CW法		N= 456									
規模別	日本 CW					米国 CW					
分位	α (月率%)	α の t 値	β	β の標準誤差	R ²	α (月率%)	α の t 値	β	β の標準誤差	R ²	
1	-0.03	-0.49	1.04	0.01	0.96	-0.02	-0.35	0.94	0.01	0.95	
2	0.06	0.80	0.94	0.01	0.91	0.09	1.88	1.01	0.01	0.95	
3	0.10	1.08	0.90	0.02	0.84	0.09	1.38	1.08	0.01	0.92	
4	0.12	1.03	0.88	0.02	0.78	0.14	1.90	1.08	0.02	0.91	
5	0.13	0.97	0.91	0.03	0.73	0.12	1.36	1.08	0.02	0.88	
6	0.15	0.98	0.90	0.03	0.66	0.13	1.21	1.15	0.02	0.84	
7	0.24	1.38	0.93	0.03	0.62	0.08	0.64	1.14	0.03	0.80	
8	0.34	1.69	0.97	0.04	0.58	0.14	1.03	1.16	0.03	0.78	
9	0.41	1.87	0.96	0.04	0.53	0.05	0.32	1.17	0.04	0.70	
10	0.75	2.66	1.04	0.05	0.44	0.09	0.51	1.04	0.04	0.60	

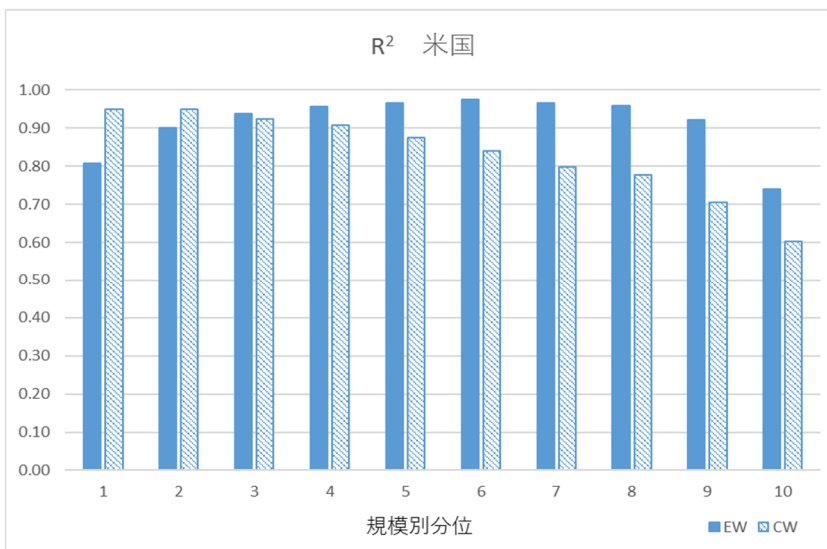
【図表 3B】 等金額加重 (EW) 方式による回帰分析

EW法		N= 456									
規模別	日本 EW					米国 EW					
分位	α (月率%)	α の t 値	β	β の標準誤差	R ²	α (月率%)	α の t 値	β	β の標準誤差	R ²	
1	-0.06	-0.44	0.76	0.02	0.69	0.00	0.00	0.78	0.02	0.81	
2	-0.12	-1.29	0.84	0.02	0.85	0.04	0.54	0.87	0.01	0.90	
3	-0.12	-1.84	0.87	0.01	0.93	0.00	0.03	0.95	0.01	0.94	
4	-0.11	-1.98	0.90	0.01	0.95	0.05	0.96	0.98	0.01	0.96	
5	-0.12	-2.45	0.96	0.01	0.97	0.03	0.71	1.00	0.01	0.97	
6	-0.12	-2.32	1.00	0.01	0.96	-0.02	-0.47	1.09	0.01	0.98	
7	-0.06	-1.13	1.06	0.01	0.96	-0.07	-1.34	1.09	0.01	0.97	
8	0.04	0.56	1.13	0.01	0.95	-0.04	-0.64	1.12	0.01	0.96	
9	0.14	1.55	1.15	0.02	0.92	-0.17	-2.00	1.14	0.02	0.92	
10	0.54	3.55	1.34	0.03	0.85	0.16	1.07	0.99	0.03	0.74	

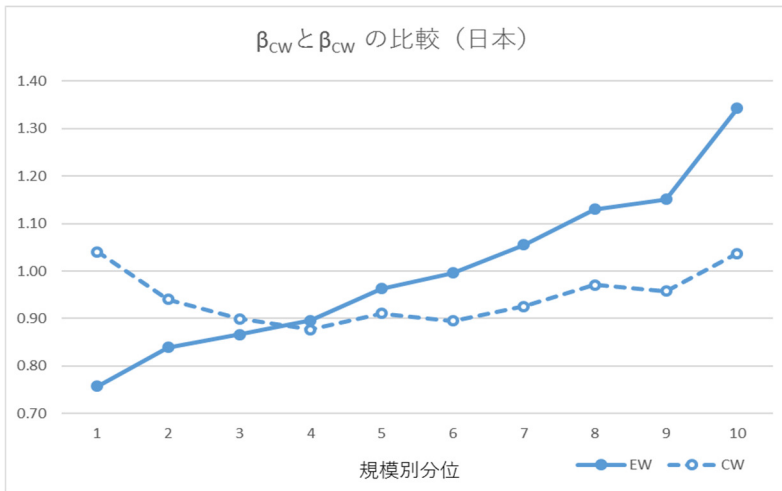
【図表 4A】 決定係数の比較（日本）



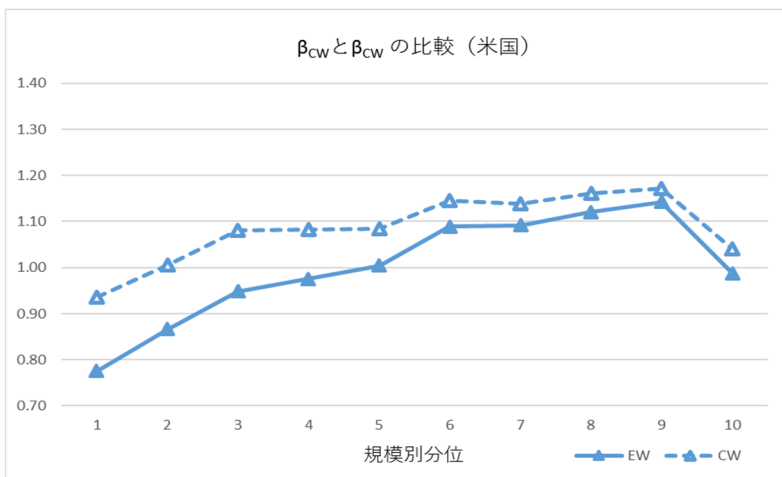
【図表 4B】 決定係数の比較（米国）



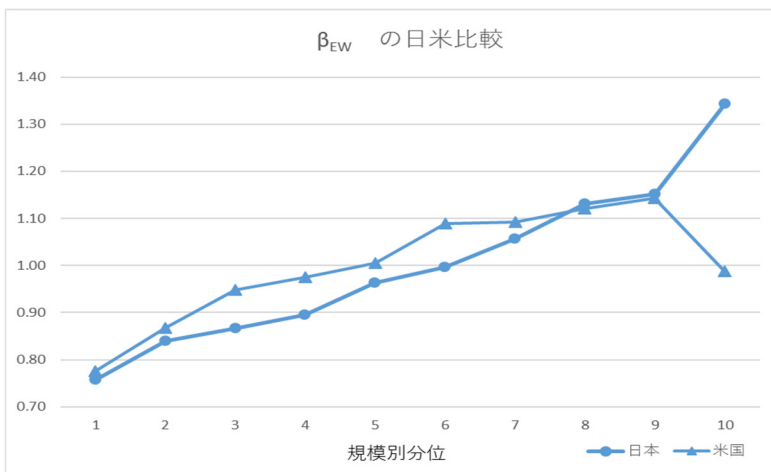
【図表 5A】 規模別 β (日本)



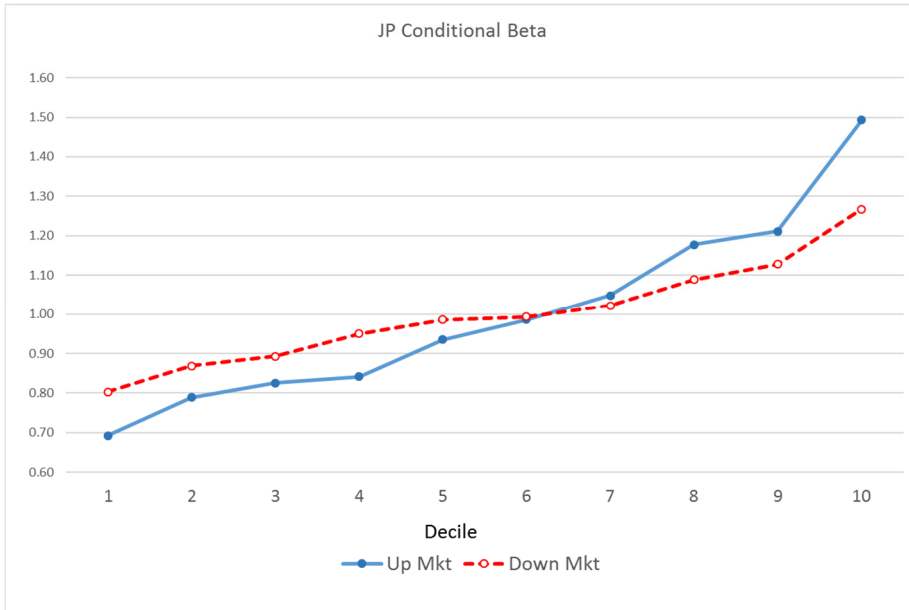
【図表 5B】 規模別 β (米国)



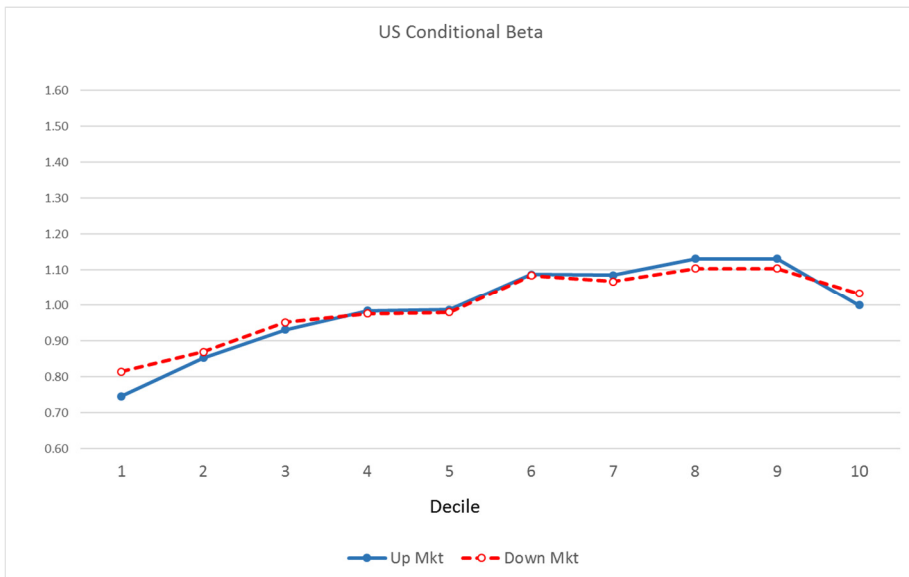
【図表 5C】 規模別 β (日米比較)



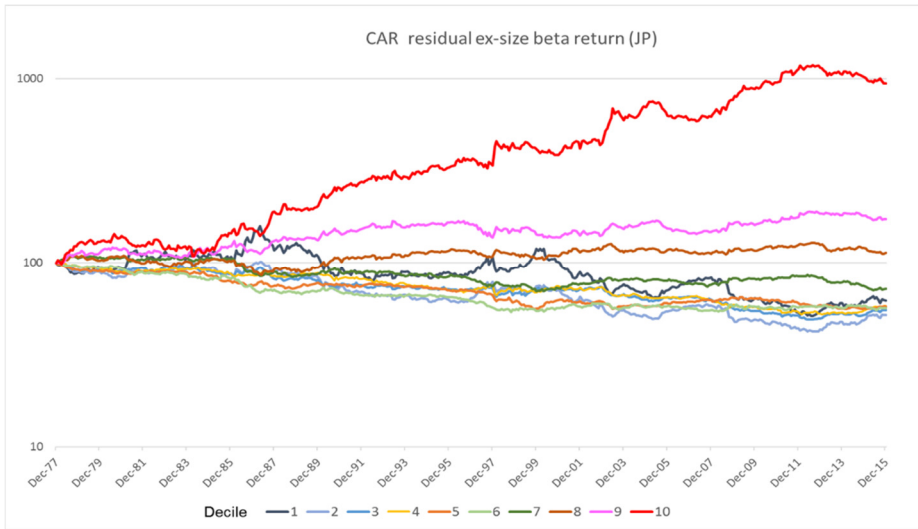
【图表 6A】 条件付 β (日本)



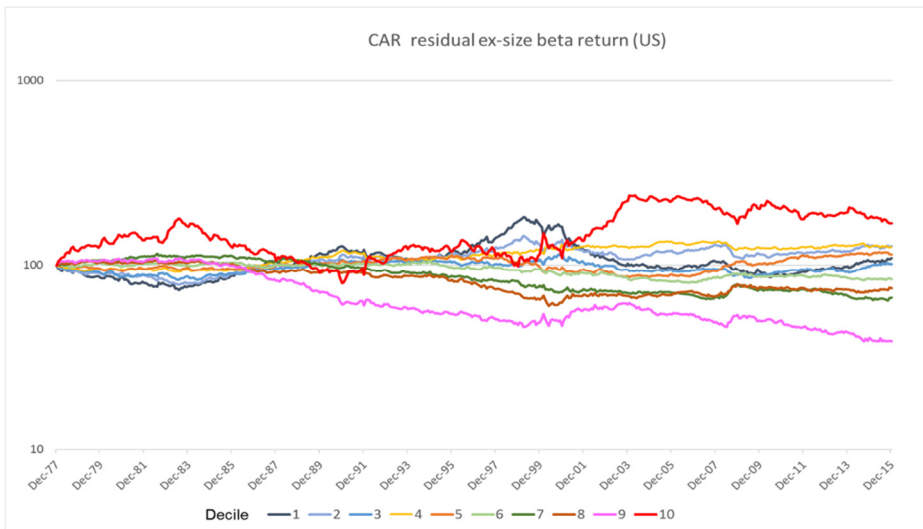
【图表 6B】 条件付 β (米国)



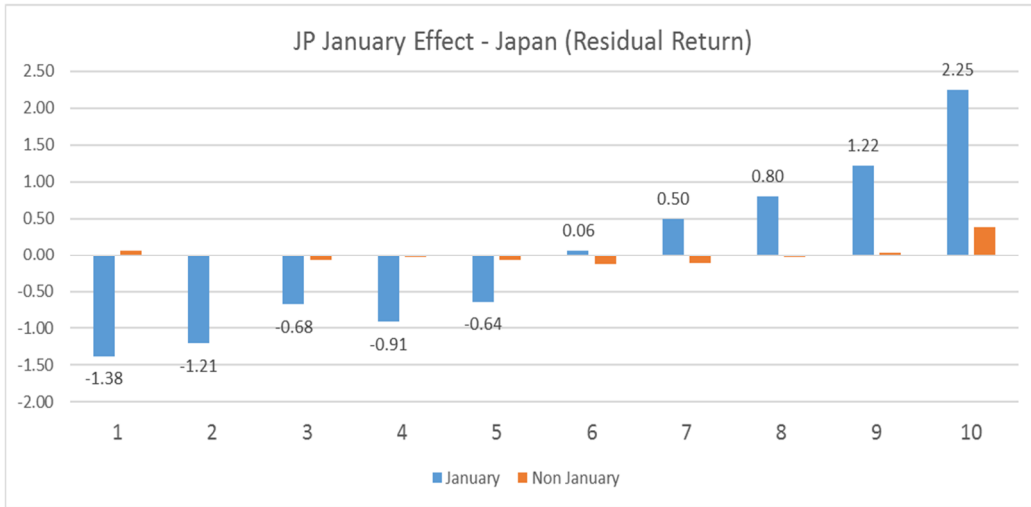
【図表 7A】 累積残差リターン (日本)



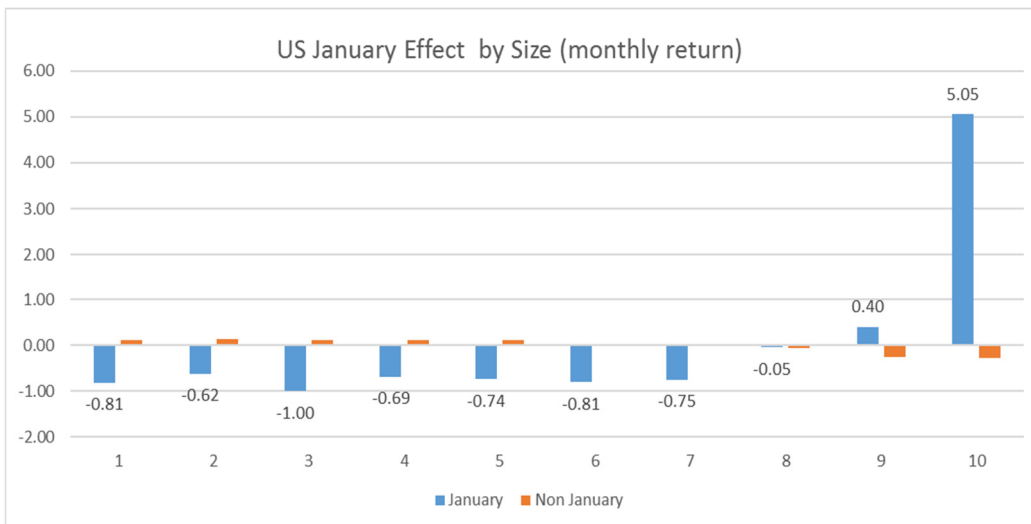
【図表 7B】 累積残差リターン (米国)



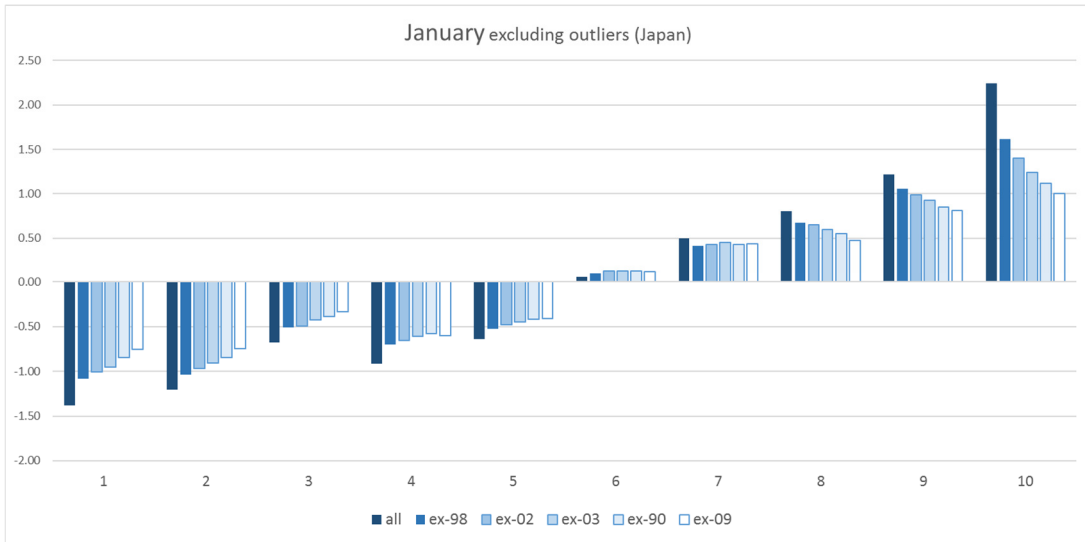
【图表 8A】 1 月效应（日本）



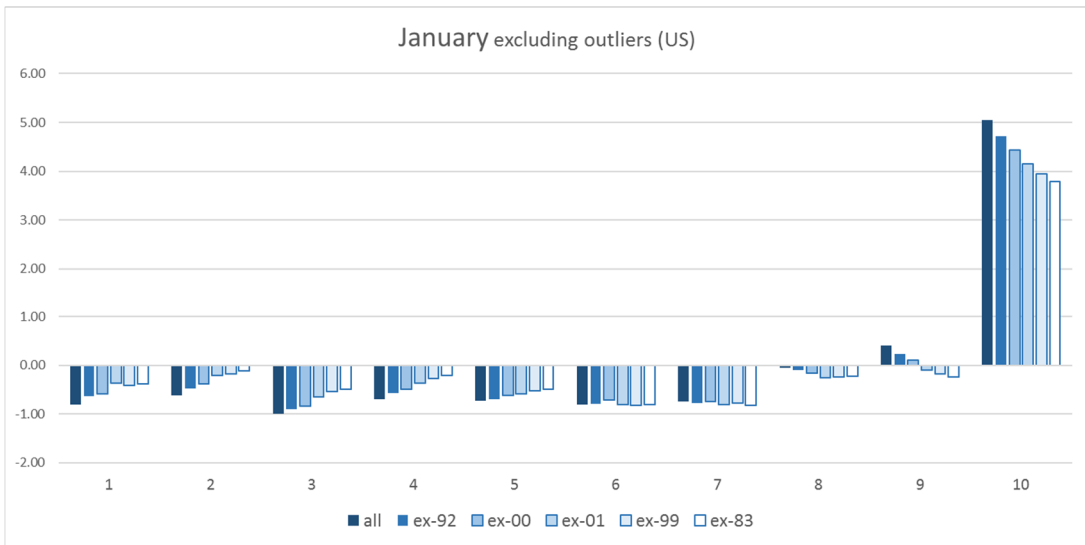
【图表 8B】 1 月效应（美国）



【図表 9A】 異常値を除外した 1 月効果（日本）



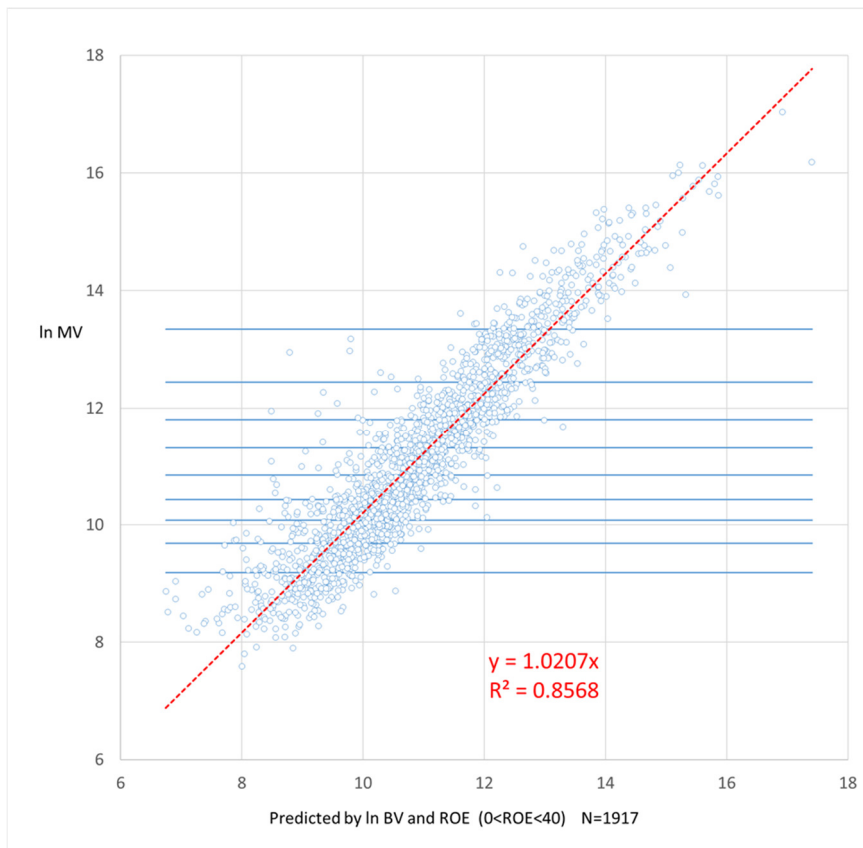
【図表 9B】 異常値を除外した 1 月効果（米国）



【図表 10】 時価総額加重ベースのリスクプレミアムの調整（数値例）

分位	β_{EW}	β_{adj}	ERP _{adj}
TOPIX	0.79	1.00	3.18
1	0.76	0.97	3.08
2	0.84	1.07	3.40
3	0.87	1.11	3.52
4	0.90	1.15	3.64
5	0.96	1.22	3.88
6	1.00	1.27	4.05
7	1.06	1.35	4.29
8	1.13	1.44	4.57
9	1.15	1.46	4.65
10	1.34	1.70	5.42

【図表 11】 財務データ（自己資本と ROE）による規模分位推計（東証 1 部）



【参考文献】

砂川伸幸・加藤政仁、「近年のわが国における CAPM 型サイズプレミアム」、Discussion Paper 2015-4、神戸大学大学院、2015 年。 https://www.b.kobe-u.ac.jp/paper/2015_04.pdf

久保田敬一・竹原均、「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』 No.22, 2007 年 9 月。

山口勝業、『日本経済のリスク・プレミアム』第 8 章、東洋経済新報社 2007 年。

山口勝業・小松原幸明、「日本株式のサイズ・プレミアム」 日本ファイナンス学会第 23 回大会報告論文、2015 年。

———、「時価総額分位別等金額ポートフォリオによるサイズ・プレミアム推計」日本ファイナンス学会第 18 回大会報告論文、2010 年。

Banz, R. “The Relationship between Return and Market Value of Common Stocks”, *Journal of Financial Economics*, March 1981.

Berk, Johnathan, “A Critique of Size Related Anomalies” , *Review of Financial Studies*, Summer 1995.

Berk, Johnathan, “An Empirical Re-examination of the Relation Between Firm Size and Return” , Working Paper 93-BJ-101, University of Washington, 1996.

Berk, Johnathan, “A View of the Current Status of the Size Anomaly” in D. Keim and W. Ziemba ed., *Security Market Imperfections and World Wide Equity Markets*, Cambridge University Press, 1999.

Keim, Donald B. “Size-related Anomalies and Stock Return Seasonality: Further Empirical Evidence” , *Journal of Financial Economics*, June 1983.

Keim, Donald B. "financial market anomalies." *The New Palgrave Dictionary of Economics*. Second Edition. Eds. Steven N. Durlauf and Lawrence E. Blume. Palgrave Macmillan, 2008.

Fama, Eugene F. and Kenneth R. French, “The Cross-Section of Expected Stock Returns” , *Journal of Finance*, Vol.47, 1992. pp.427-465.

Fama, Eugene F. and Kenneth French, “Dissecting Anomalies” , *Journal of Finance*, August 2008.

Ibbotson, Roger G., Zhiwu Chen, Daniel Y.-J. Kim, and Wendy Y. Hu, “Liquidity as an Investment Style”, *Financial Analysts Journal*, v.69 n.3. May/June 2013.

Morningstar, *Ibbotson SBBI 2014 Year Book*, Ch.7.

Pettengill, G.N., S. Sundaram, and I. Mathur, “The Conditional Relation between Beta and Returns” , *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.30, No.1, March 1995.

【補論 I】 時価総額分位別ポートフォリオの構築方法

時価総額別 10 分位ポートフォリオ

日本の株式サイズプレミアムを推定するために用いた株式のリターンは、東証 1 部上場銘柄(但し、種類株・子株・外国株・JREIT・ETF・ETN・優先出資証券を除く)をユニバースとした等金額ベースの時価総額別 10 分位ポートフォリオのリターンを用いた。株式時価総額は変動するため毎年年末にリバランスを行い各分位ポートフォリオの構成銘柄を見直した。

株式市場リターン

日本の株式サイズプレミアムを推定するために用いた日本の株式市場のリターンは、東証一部全銘柄の等金額ポートフォリオのリターンを用いた。

安全資産利子率

サイズプレミアムを計算するのに使用した安全資産利子率は、イボットソン・アソシエイツ・ジャパンが算出している 10 年近傍国債のインカム・リターンを用いた。1997 年 2 月以前は公社債引受協会の「東京証券取引所上場債券売買状況表」、1997 年 3 月以降は日本証券業協会の「公社債店頭売買参考統計値」に基づきイボットソン・アソシエイツ・ジャパンが算出している。

10 分位ポートフォリオの組入銘柄決定方法

- (1) 各年 12 月末時点における東証 1 部上場銘柄(種類株、子株、外国株、カンツリーファンド、ETF、ETN、JDR、JREIT、特殊投資法人、優先出資証券等を除く)を 10 分位ポートフォリオのユニバースとした。
- (2) (1)のユニバースから、以下の銘柄を除いた。翌年の 1 年間の期中に、①倒産・MBO などで単純上場廃止となる銘柄。②他の会社に吸収合併されて上場廃止となる銘柄。③東証 1 部から東証 2 部等へ指定替えとなる銘柄。④上場廃止の事由が発生、あるいは整理銘柄(整理ポスト)への指定が発生し、かつ、その次年度に上場廃止となる銘柄。⑤新規に設立するホールディング(HD)会社へ再編される複数の銘柄の中で時価総額順位が 2 番手以下の銘柄。
- (3) (2)の銘柄を除いた後の(1)のユニバースについて、年末時価総額の大きい順に 10 分位(等銘柄数)に分けた。
- (4) (3)の銘柄の中で、翌年の 1 年間の期中に他の会社を吸収合併する銘柄や、HD会社に再編する銘柄については、合併・再編後の時価総額順位が(3)の分位と異なる場合はユニバースから削除した。
- (5) 最終決定した組入銘柄について、年末時価総額の大きい順に 10 分位(等銘柄数)に分けた。({対象銘柄数÷10}の整数部分に相当する銘柄数を第 1 分位～第 9 分位に割り当て、残りの銘柄数を第 10 分位に割り当てた。)

各分位ポートフォリオのリターン計測方法

各分位ポートフォリオ月次リターンは、等金額投資のため、月次トータル・リターンの単純平均値を用いた。

【補論 II】 業種と規模の間の相関

業種 i と規模分位 j の割引率を $k_{i,j} = r_f + \beta_i^l \times \beta_j^* \times ERP$ の式で推計する際、業種と規模のあいだに強い相関があると、重複する β を二重に掛け合わせて過大または過小にリスクプレミアムを得ることになる。安全資産利子率に対する超過リターン系列を 33 業種と規模 10 分位のポートフォリオの間で相関係数を計測した結果を以下の表に示す。平均値 0.07、最大値 0.16、最小値 -0.04 であるので、両者の間には強い相関はないと判断できる。

業種別	規模別									
	分位 1	分位 2	分位 3	分位 4	分位 5	分位 6	分位 7	分位 8	分位 9	分位 10
農水	0.12	0.12	0.09	0.07	0.06	0.05	0.04	0.06	0.04	0.04
鉱業	-0.01	0.04	0.04	0.08	0.05	0.06	0.06	0.08	0.07	0.06
建設	0.09	0.12	0.10	0.11	0.08	0.09	0.09	0.10	0.07	0.07
食品	0.08	0.08	0.05	0.05	0.03	0.02	0.01	0.01	0.00	0.00
繊維	0.14	0.14	0.12	0.13	0.11	0.10	0.10	0.10	0.09	0.08
紙パ	0.06	0.10	0.08	0.08	0.06	0.08	0.07	0.07	0.06	0.05
化学	0.08	0.13	0.10	0.12	0.09	0.08	0.08	0.09	0.08	0.06
医薬	0.11	0.13	0.11	0.10	0.08	0.07	0.05	0.06	0.04	0.03
石油	0.03	0.08	0.08	0.11	0.08	0.10	0.10	0.11	0.10	0.08
ゴム	0.01	0.03	-0.01	0.03	0.01	0.00	-0.02	0.00	-0.02	-0.03
ガラス	0.07	0.10	0.08	0.10	0.08	0.07	0.07	0.08	0.06	0.04
鉄鋼	0.04	0.09	0.07	0.10	0.07	0.07	0.07	0.09	0.06	0.06
非鉄	0.07	0.15	0.14	0.16	0.15	0.15	0.15	0.16	0.15	0.12
金属	0.01	0.04	0.03	0.04	0.02	0.03	0.02	0.03	0.02	0.02
機械	0.07	0.14	0.11	0.13	0.10	0.10	0.09	0.10	0.08	0.07
電気	0.08	0.14	0.11	0.13	0.12	0.10	0.10	0.11	0.09	0.06
輸送	0.10	0.14	0.10	0.11	0.08	0.08	0.06	0.07	0.04	0.02
精密	0.06	0.11	0.07	0.08	0.06	0.05	0.04	0.05	0.04	0.02
他製品	0.04	0.08	0.07	0.07	0.06	0.06	0.05	0.06	0.05	0.05
電力ガス	0.04	0.02	0.00	0.00	-0.01	-0.01	-0.02	-0.03	-0.04	-0.03
陸運	0.04	0.06	0.04	0.04	0.02	0.02	0.01	0.02	0.00	0.00
海運	0.07	0.09	0.06	0.10	0.06	0.06	0.05	0.07	0.06	0.05
空運	0.06	0.09	0.07	0.09	0.09	0.10	0.10	0.11	0.10	0.09
倉庫	0.04	0.05	0.03	0.03	0.01	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
情報通信	0.08	0.11	0.08	0.09	0.08	0.06	0.06	0.06	0.03	0.02
卸売	0.08	0.14	0.14	0.16	0.14	0.13	0.13	0.15	0.13	0.11
小売	0.08	0.09	0.07	0.07	0.06	0.04	0.03	0.04	0.01	0.01
銀行	0.03	0.07	0.03	0.04	0.02	0.02	0.02	0.02	-0.01	0.00
証券	0.08	0.14	0.09	0.10	0.08	0.07	0.07	0.08	0.06	0.06
保険	0.00	0.03	0.00	0.03	0.00	0.00	0.01	0.01	-0.01	-0.02
他金融	0.09	0.12	0.10	0.10	0.08	0.07	0.06	0.08	0.06	0.04
不動産	0.07	0.10	0.08	0.09	0.06	0.06	0.05	0.07	0.05	0.03
サービス	0.08	0.12	0.09	0.09	0.08	0.06	0.05	0.05	0.03	0.02

【脚注】

- i 小規模企業の評価実務で CAPM から導出した割引率に「加算」するサイズプレミアムは、すでに米国と日本で推計データが実務で利用されている。米国では Ibbotson Associates や Duff & Phelps が、日本ではイボットソン・アソシエイツ・ジャパンがデータを提供している。また米国の研究者ではニューヨーク大学の Aswath Damodaran 教授がホームページ上で推計データを公開している例がある。
- ii 業種により β が異なることは多くのアナリストが認めるところであろう。例えば景気敏感株や金融株などは β が高く、非耐久消費財や電力・ガスなどは β が低いという傾向は広く知られている。
- iii 本研究の初期の草稿は 2009 年から 2015 年にかけて日本ファイナンス学会、日本経営財務研究学会で数回報告させていただいた際、討論者として貴重なコメントをいただいた竹原均（早稲田大学大学院教授）、高橋文郎（青山学院大学教授）、宮永雅好（ファルコン・コンサルティング代表取締役社長）の各氏に感謝したい。また膨大なデータの収集と計算にあたっては、筆者の勤務するイボットソン・アソシエイツ・ジャパンのスタッフに協力をいただいた。
- iv 米国を中心とする従来のアノマリー研究のサーベイは Berk(1999)、Keim(2008)、Fama and French(2008)を参照。
- v 砂川・加藤（2015）は分析期間が 9 年間の月次データでサンプル数が比較的少ない。また同論文（表 1）では、時価総額加重の回帰分析で得られた β 値がすべての規模分位で 1 未満であるため、すべての分位ポートフォリオを加重平均しても市場全体の $\beta=1$ にならない。原因は不明だが、おそらく計算プロセスに何らかのエラーがあったのではないかと疑われる。
- vi 個別銘柄のリターンは固有リスクを反映する部分が大きいと、何らかの評価尺度や業種ごとにポートフォリオを組成し、分散投資の効果で固有リスクをできるかぎり削減した状態のリターンを分析対象とすることが一般的な手法である。
- vii 大型株指数（時価総額 5 分位や 10 分位のトップグループ）やほとんどの業種別指数では時価総額加重を用いてもこの問題は回避できる。
- viii ハーフィンダール＝ハーシュマン指数は業種内の企業の寡占度を表す指標である。同指標の数値は各企業の市場シェアの二乗の総和で、数値が大きいほど寡占度が高い。公正取引委員会の解説 <http://www.iftc.go.jp/soshiki/kvotsukoukai/ruiseki/yougo.html> を参照されたい。
- ix 米国株式の規模別 10 分位ポートフォリオのリターン系列は、Kenneth French 教授が CRSP データベースから作成し公開されている系列を、同教授の許可を得て使用した。
http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html
- x 条件付 β EW の上昇相場の傾きが日米で違うのに、なぜ全期間の β EW の傾きが第 9 分位まで日米で同じ形状になるのだろうか？ その理由は相場の上昇・下落の確率（回数）の違いにある。全期間 456 ヶ月のうち上昇局面は米国で 60.1%（274 回）、日本で 55.5%（253 回）であった。日本では上昇局面が米国よりも少なかったものの、規模別 β の傾きが上昇局面で急であったため、全期間では米国とほぼ同じになったのである。
- xi 1 月以外のサンプル数は 418 個なので、少数の異常値が平均値を歪める可能性は少ない。
- xii ただし上場銘柄の間では売買の活況度によって流動性に違いがあり、相対的に流動性が低い銘柄のバリュエーションは低くなり、結果的に投資パフォーマンスは逆に高くなる、という一種のアノマリーを Ibbotson et.al（2013）が指摘している。この現象は投資家の流動性選好または人気のある銘柄へのハーディングなど行動ファイナンス的な要因によると考えられる。