



CAPM, Fama-French3 ファクターモデル, Carhart4 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

著者	太田 浩司, 齊藤 哲朗, 吉野 貴晶, 川井 文哉
雑誌名	関西大学商學論集
巻	57
号	2
ページ	1-24
発行年	2012-09-25
その他のタイトル	On the Estimation Method of Cost of Capital Using the CAPM, the Fama-French Three-Factor model, and the Carhart Four-Factor Model.
URL	http://hdl.handle.net/10112/7431

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

太田浩司^a
斉藤哲朗^b
吉野貴晶^c
川井文哉^d

要約

本稿では, CAPM, Fama-French 3 ファクターモデル, Carhart 4 ファクターモデルの3つのモデルを用いて, わが国で資本コストを推定する際に発生する問題点について指摘し, その対処方法を提案している。そして, 実際のデータを使って, これらのモデル用いた資本コストの算定方法を具体的に説明している。

1. はじめに

会計・ファイナンスの領域における実証研究者や実務家にとって, 資本コストの推定は最も重要な課題のひとつである。その推定方法は多種多様であるが, 現在最も普及しているのが, Sharpe (1964) およびLintner (1965) によって提案されたCAPM (資本資産価格モデル), Fama and French (1993; 1995; 1996) 等によって確立されたFama-French 3 ファクターモデル, そして, 近年のアカデミック研究でしばしば用いられる, Carhart (1997) に代表されるCarhart 4 ファクターモデルの3つであるといえる¹⁾。

CAPMとFama-French 3 ファクターモデルは, 米国におけるファイナンスの教科書の定番

a 太田浩司 関西大学商学部 (koji_ota@nifty.ne.jp)

b 斉藤哲朗 大和証券投資戦略部 (tetsuro.saito@daiwa.co.jp)

c 吉野貴晶 大和証券投資戦略部 (takaaki.yoshino@daiwa.co.jp)

d 川井文哉 元大和証券 (fumiya.kawai@gmail.com)

本研究における使用データは, 全て太田浩司のホームページ (http://www2.ipcku.kansai-u.ac.jp/~koji_ota/) からダウンロード可能である。なお本研究の一部は, 平成23年度関西大学学術研究助成基金 (奨励研究) において, 研究課題「セルサイド・アナリストの予想バイアスに関する実証分析」として研究費を受け, その成果を公表するものである。

1) 米国における研究では, これら以外にも, 流動性に関するファクターをプレミアムとして用いる研究が多数存在しており (Amihud 2002; Pastor and Stambaugh 2003; Acharya and Pedersen 2005; Liu 2006), わが国でも, 竹原 (2008; 2009) で各種の流動性プレミアムが算定されている。

である、Brealey/Myers/Allenの『Principles of Corporate Finance』に記載されおてり、また最近人気のBerk/DeMarzoの『Corporate Finance』では、早くもCarhart 4ファクターモデルが取り上げられている。また、実務の世界においても、Graham and Harvey (2001; 2002)が392人の北米企業のCFOから得たサーベイ結果によると、73.5%の企業がCAPMを、34.3%の企業がFama-French 3ファクターモデルに代表されるマルチファクターモデルを、資本コストを推定する際に、常にもしくは殆ど常に (always or almost always) 用いていると回答している。

このように、これらのモデルは、アカデミックな会計・ファイナンス研究のみならず、実務の世界においても、資本コストの推定モデルとしてもはや世界のデファクト・スタンダードとなっている。

しかしながら、これらは何れも米国で開発されたものであるため、その推定方法をそのまま日本に適用することは不可能であり、細かな点で多くの調整が必要である。そこで、本稿では、わが国で、CAPM、Fama-French 3ファクターモデル、Carhart 4ファクターモデルの3つのモデルを用いて資本コストを推定する際に、どのような問題が発生するかについて指摘し、その対処方法を提案している。そして、実際にわが国のデータを使って、これらのモデルを用いた資本コストの推定方法を、具体的に説明している。

なお、本稿の構成は以下のようなものである。第2節では、分析に用いるデータおよび変数の定義について述べ、第3節では、市場、規模、簿価時価比率、そしてモメンタムに関するプレミアムの算定方法について説明している。第4節では、資本コストの推定方法を具体例を用いて示し、最後に、第5節で、本稿の総括および今後の課題を提示している。

2. データおよび変数の定義

2.1 分析対象企業および分析期間

最初に、分析対象企業に関して、Fama and French (1993; 1995; 1996; 1997) では、3ファクターモデルの導出に、NYSE, AMEX, NASDAQ上場の全企業を用いている。一方、わが国では、久保田・竹原 (2007a) および金融データソリューションズ (2011) (以下「FDS (2011)」) は、東証1部・2部上場企業、村宮 (2008) では、東証1部・2部・マザーズ上場企業を分析対象としている²⁾。米国の研究に従うならば、わが国においても新興市場を含めるべきであろうが、久保田・竹原 (2007a, p. 6) では、「会計情報の硬度、株価の信頼性、低流動性等の問題を考慮して、東証上場企業 (東証1部・2部上場企業の意味) に限定すべきであ

2) FDS (2011) は、金融データソリューションズ社が公表している、Fama-French 3ファクターモデルにおけるプレミアム算定のマニュアルである (<http://fdsol.co.jp/doc/FF.pdf>)。基本的に、久保田・竹原 (2007a) に基づいて算出しているが、細かな点で両者には差異がある。

る」と述べている。そこで本稿でも、久保田・竹原 (2007a) に倣って、分析対象企業を東証 1 部・2 部上場企業としている³⁾。なお、対象業種は、金融業も含めた全業種である。

次に、分析期間については、時価総額の算定に必要な発行済み株式数が、本研究で使用するデータベースでは1977年1月末から利用可能である (株価については1977年1月4日から利用可能)。そこで本稿では、分析期間を、1977年2月～2012年3月の422ヵ月としている。

最後に、データについては、株価や会計数値等、本稿の分析に必要なデータは、全て NEEDS-Financial QUEST から入手している。

2.2 市場リターン (rm)

市場全体の平均リターンである、市場リターン (rm) は、分析対象全企業の時価総額加重平均リターンである。例えば、 t 月の市場リターン (rm_t) は、東証 1 部・2 部上場全企業の $t-1$ 月末における時価総額をウェイトとして計算される。

〈市場リターンの算出例〉

(i) 市場は、A社、B社、C社、D社の4社から構成されている、(ii) 6月末の時価総額 (6月末株価×発行済み株式数) が、それぞれ、1億円、2億円、3億円、4億円である、(iii) 4社の7月のリターンが、それぞれ、5%、4%、3%、6%であるとする。

このとき、7月の市場リターンは、

$$rm_{7月} = \frac{1億}{10億} \times 5\% + \frac{2億}{10億} \times 4\% + \frac{3億}{10億} \times 3\% + \frac{4億}{10億} \times 6\% = 4.6\%$$

と計算される。

2.3 リスクフリーレート (rf)

リスクフリーレート (rf) は、「無リスク金利」や「安全資産利子率」とも呼ばれるもので、理論的にリスクが無いか極めて低い商品から得られる利回りのことである。米国では、Fama and French (1993; 1996; 1997) に代表されるように、財務省短期証券 (Treasury Bill) の1ヵ月物の利回りが用いられることが多い⁴⁾。

3) 分析対象として、金融業を含めるか否かの議論も存在する。例えば、Fama and French (1992) では、CAPMベータ、規模、簿価時価比率、2種類のレバレッジ指標 (総資産/時価総額、総資産/自己資本)、株価収益率といった指標と株式リターンの関係を調査している。そして、金融業におけるレバレッジ指標の高さは、他の業種とは意味合いが異なるという理由で、分析対象企業から金融業を除いている (Fama and French 1992, p.429)。また、久保田・竹原 (2007a, p.7) では、「株式リターンのクロスセクショナルパリエーションに関する実証分析においては、金融業を分析に含めないことが一般的である」と述べ、補論で、金融業を含める場合と含めない場合の追加検証を行っている。また、FDS (2011) でも、金融業を含める場合と含めない場合の両方の分析を行っている。

4) 財務省短期証券とは、米国財務省の発行する財務省証券の内、満期1年未満の割引債券のことで、1ヵ月、3ヵ月、6ヵ月、12ヵ月物がある。

一方、リスクフリーレートとして、わが国では何を用いるのが適切であるかについては、議論の分かれる所である。久保田・竹原 (2007a) ではコールレート有担保翌日物月中平均値、久保田・竹原 (2007b)、村宮 (2008) およびFDS (2011) では長期国債利回り (10年物) が用いられている⁵⁾。本稿では、資本コストを月次データで算定しているの、本来ならば、米国の研究同様、1ヵ月物の短期金融商品の利回りをを用いるのが好ましい。しかしながら、わが国では、適当な短期金融商品 (TB現先1ヵ月物、コールレート無担保1ヵ月物、CD1ヵ月物など) に関する時系列データが、長期間にわたって入手不可能である。

さらに、わが国ではバブル経済崩壊に対する金融緩和策として、90年代末から日本銀行が、「ゼロ金利政策」をほぼ一貫して実施しており、短期金利が極端に低い状況が10年以上も続いている。

図1 長期国債、コールレート有担保翌日物、TB現先1ヵ月物の利回りの月次推移



図1は、長期国債応募者利回り (10年物)、コールレート有担保翌日物月中平均値、TB現先1ヵ月物月中平均値の月次推移を、1977年1月～2012年3月の期間にわたって示したものである。なお、TB現先1ヵ月物月中平均値は、入手可能な1990年9月以降の推移を示している。図からも明らかなように、短期金利のコールレート有担保翌日物とTB現先1ヵ月物の利回

5) 久保田・竹原 (2007a, 注5) では、リスクフリーレートにコールレートを用いた理由として、「無危険利子率と超過リターン計算対象のデータ測定期間単位を等しくすることが原則であり、この場合には月次データであることから、1ヵ月の譲渡性預金、あるいは現先レート等を指標として使用するのが適切である。しかし1977年を開始時点とする時系列データが取得不可能であったため、本研究ではコールレートの月中平均値により、無危険利子率を代替させた。ただしこのことは論文における主要な結果に影響を与えるものではない。」と述べている。

りは、共に90年代半ば頃から急速に低下し、2000年以降では、ほぼ0%の状態が続いている。ちなみに、2000年1月～2012年3月の期間の平均値は、コールレート有担保翌日物が0.106%、TB売現先1ヵ月物が0.124%である。一方、長期国債応募者利回り（10年物）については、同期間の平均値が1.39%である。

米国の先行研究に倣うならば、コールレート有担保翌日物やTB売現先1ヵ月物の利回りをリスクフリーレートとして用いるのが適切であると思われる。しかしながら、このように極端に低い利回りを10年以上にわたってリスクフリーレートとして用いる事には、疑問が残る。そこで、本稿では、日本の特殊事情を考慮して、長期国債応募者利回り（10年物）を、リスクフリーレートとして用いる事とする⁶⁾。なお、利回りは、通常、年次利回りで表わされているので、12で除して、月次利回りに換算して用いている。

2.4 簿価時価比率 (BM)

長期にわたって簿価時価比率 (BM) を算定するには、分母の自己資本について、(i) 個別と連結データのどちらを用いるべきか、(ii) 2006年の会社法施行にどう対処すべきかの2つの問題をクリアーする必要がある。

最初に、(i) に関して、久保田・竹原 (2007a) では、2000年以降は連結財務諸表を優先して用いており、それ以前は個別財務諸表を用いている⁷⁾。一方、村宮 (2008) では、連結財務諸表を全期間で優先して用いている。さらに、FDS (2011) では、1995年以降は、連結財務諸表を公表している企業のみを用いている。このように、個別/連結に対する対応は、各研究で異なっている。

わが国のディスクロージャー制度は、1997年6月に企業会計審議会が公表した「連結財務諸表制度の見直しに関する意見書」による提言を受けて、2000年3月期より、従来の個別中心から連結中心主義に移行した。それに伴って、連結範囲も、支配力基準が導入されて大きく拡大している。さらに、第3.3節における、簿価時価比率に関するプレミアムの算定では、2000年9月末に、1999年4月期から2000年3月期の間の決算で公表された自己資本の数値を用いた簿価時価比率を使用している。そこで、本稿では、新しい連結財務諸表制度に基づく数値が出揃う2000年4月期以降は連結データを優先し、それ以前は個別データを用いる事とする⁸⁾。

6) 長期国債応募者利回り (10年物) に関する情報は、財務省の以下のウェブサイトから入手可能である (<http://www.mof.go.jp/jgbs/auction/index.html>)。10年利付国債の入札は、毎月初旬に行われることが多い。

7) 連結財務諸表優先とは、企業が連結財務諸表を開示している場合には連結財務諸表を用い、開示していない場合には個別財務諸表を用いるという意味である。

8) 2000年9月末における簿価時価比率に関するポートフォリオの構築から連結データを優先するということにすると、1999年4月期～2000年2月期に関しては旧連結財務諸表制度、2000年3月期に関しては新連結財務諸表制度に基づく自己資本の数値が用いられることになってしまう。そこで、2000年4月期以降は連結データを優先すると決めることによって、2000年9月末における簿価時価比率に関するポートフォリオの構築には個別データ、2001年9月末における簿価時価比率に関するポートフォリオの構築には全て新連結財務諸表制度に基づく自己資本の数値を用いる事が可能となり、論理的な一貫性が確保されると判断した。

次に、(ii) に関して、久保田・竹原 (2007a; 2007b) および村宮 (2008) では、分析期間が、2006年5月の会社法施行の影響を受ける前であるので、自己資本の定義に関する問題は生じていない。一方、FDS (2011) では、会社法に対応して、2006年以降は、純資産から、新株式申込証拠金、新株予約権および少数株主持分を差し引いたものを、自己資本として用いている。これは、2006年4月に金融庁が公表した、「企業内容等の開示に関する内閣府令」を受けて、有価証券届出書・報告書ならびに決算短信において、ROE、自己資本比率、一株当たり純資産の計算方法が変更されたことによるものである (吉井2006)。それによると、ROEおよび自己資本比率に用いられる自己資本は、純資産から新株予約権と少数株主持分を差し引いたものと定義されており、一株当たり純資産で用いられる自己資本は、純資産から新株式申込証拠金、新株予約権および少数株主持分を差し引いたものと定義されている⁹⁾。

なお、会社法施行後の簿価時価比率の算定には、一株当たり純資産の計算で用いられている自己資本を使用するのが好ましいと考えられる。そこで、本稿では、簿価時価比率を算定する際の分子の自己資本について、2006年4月期までは通常の自己資本、2006年5月期以降は、

$$\text{修正自己資本} = \text{純資産} - \text{新株式申込証拠金} - \text{新株予約権} - \text{少数株主持分}$$

を用いる事とする¹⁰⁾。また、自己資本がマイナスである企業は除外している。

このように定義された自己資本を、各年3月末の時価総額で除することによって、簿価時価比率を算定している。

2.5 企業規模 (size) と過去のパフォーマンス (prior return)

最初に、当月の月初 (前月末を指す場合もある) における企業規模 (*size*) の測定には、前月末時点における時価総額を用いる。例えば、2005年1月時点の企業規模には、2004年12月末時点の時価総額を用いている¹¹⁾。

次に、当月の月初 (前月末を指す場合もある) における過去のパフォーマンス (*prior return*) の測定には、過去1年間から直前の月を除いた11ヵ月間の株式リターンを用いる。例えば、2005年1月時点の過去のパフォーマンスには、2004年1月1日から2004年11月30日の期間における株式リターンを用いている。

9) 新株式申込証拠金は、新株発行日 (払込期日) 前に企業が受け取っている金銭であるので、新株は未だ発行済み株式数に反映されていない。従って、一株当たり純資産の算定において、新株式申込証拠金が控除されているのである。

10) 2006年4月期までは、NEEDS-Financial QUESTにおける自己資本 (C01106) を用いているが、2006年5月期以降は、自己資本 (C01106) から新株式申込証拠金 (C01086) を差し引いたものを用いている。

11) 時価総額は、原則として、株価に普通株の発行済み株式数を乗じて算定している。ただし、2003年12月までは優先株が含まれており、日本電信電話とJTについては、発行済み株式数に政府保有分が含まれている。

3. プレミアムの算定

3.1 市場プレミアムの算定 (MP)

市場プレミアム (MP) の算定は、次のように行っている。最初に、分析対象企業全てを用いた t 月の市場リターン (rm_t) から t 月のリスクフリーレート (r_f) を差し引いて、 t 月の市場プレミアム (MP_t) を求める。その際に注意するのが、年次利回りで表わされているリスクフリーレートを、月次の利回りに換算する必要があるということである。なお、本稿では、リスクフリーレートを12で除して月次利回りを求めている。

〈市場プレミアムの算出例〉

2000年5月における市場リターンが2%、10年物の長期国債応募者利回り (リスクフリーレート) が3.6%であったとする。このとき、5月の市場プレミアムは、

$$5 \text{ 月の市場プレミアム} = 2\% - (3.6\%/12) = 1.7\%,$$

である。

この作業を、分析対象期間 (1977年2月~2012年3月) の各月 (422ヵ月) について行って、422個の MP_t を得る。そして、その平均値である、

$$E[MP] = \frac{1}{422} \sum_{t=1}^{422} MP_t,$$

を、市場プレミアムの期待値と定義するのである。

3.2 リバランス月

次節で述べる、規模および簿価時価比率に関するプレミアムの算定では、分析対象企業を、毎年6つのポートフォリオに分割するが、そのリバランスを何月に行うかに関して問題が存在する。米国では、Fama and French (1992; 1993; 1995; 1996; 1997) の全ての論文において、6月末時点でリバランスを行っている。これは、米国では12月決算が最も一般的であることによるものである。

これら米国の先行研究に倣うならば、3月決算が最も一般的であるわが国では、9月末時点でリバランスを行うべきである。実際、村宮 (2008) では、米国の研究に倣って9月末にリバランスを行っている。一方、久保田・竹原 (2007a) およびFDS (2011) では、9月末が3月決算企業の第2四半期末にあたるため、株式の価格形成が通常の月末とは異なるという理由で、8月末時点でリバランスを行っている¹²⁾。

12) 久保田・竹原 (1997a) は、補論で、リバランス時期を5, 6, 7月末で行った場合の追加検証も行っている。

わが国でリバランスを9月末に行うことと、米国でリバランスを6月末に行うことから生じる問題は、両国で同じである。それにも拘わらず、米国では6月末にリバランスが行われている。そこで本稿では、オリジナルである、Fama and Frenchによる一連の研究に従って、各年9月末でポートフォリオのリバランスを行う事とする。

3.3 規模および簿価時価比率に関するプレミアムの算定 (SMB, HML)

規模に関するプレミアム (SMB) と、簿価時価比率に関するプレミアム (HML) の算定は、次のように行っている。最初に、東証1部上場企業だけを用いて、各年9月末時点の企業規模 (*size*) の中央値を求め、それを基準点として、分析対象企業を *Small size* と *Big size* とに分割する。

次に、同じく東証1部上場企業だけを用いて、各年3月末時点の簿価時価比率 (*BM*) の30%および70%分位点を求め、これらを基準点として、分析対象企業を *Low BM*, *Medium BM*, *High BM* に分割する。なお、簿価時価比率は、 $t-1$ 年4月～ t 年3月末に決算期を迎えた企業に関して、それぞれの決算月に公表された自己資本を、全て t 年3月末の時価総額で除して算定している。従って、3月決算企業の簿価時価比率については、分子と分母の時期が同一であるが、3月以外の決算月企業については、分子と分母の時期が一致していないことには注意が必要である (Fama and French 1992, p. 430)¹³⁾。

第3に、分析対象企業を、各年9月末に、企業規模 (*Small size*, *Big size*) と簿価時価比率 (*Low BM*, *Medium BM*, *High BM*) の組み合わせで、次の6つのポートフォリオに分割する、*Small size-Low BM (S/LB)*, *Small size-Medium BM (S/MB)*, *Small size-High BM (S/HB)*, *Big size-Low BM (B/LB)*, *Big size-Medium BM (B/MB)*, *Big size-High BM (B/HB)*。そして、この6つのポートフォリオについて、10月～翌年9月までの各月について、前月末時点の時価総額を当月のウェイトとする時価総額加重平均リターンを求めるのである。

◀規模・簿価時価比率6ポートフォリオの時価総額加重平均リターンの算出例▶

2000年5月に関する、規模・簿価時価比率6ポートフォリオの時価総額加重平均リターンは、次のように算出される。

- (i) 6ポートフォリオは、1999年9月末時点において、1999年9月末時点の企業規模 (*size*) と、1999年3月末時点の簿価時価比率 (*BM*) に基づいて構築される。ただし、*BM* の分子には、1998年4月期から1999年3月期の自己資本の数値が用いられ、分母には、1999年3月末の時価総額が用いられている。また、*size* は、1999年9月末時点の時価総額である。
- (ii) 2000年4月末時点の時価総額をウェイトとして、2000年5月に関する時価総額加重平

13) 例えば、1999年6月に決算期を迎えた企業の簿価時価比率は、分子の自己資本は1999年6月末時点、分母の時価総額は2000年3月末時点の値で計算され、その簿価時価比率が、2000年9月末におけるポートフォリオ構築に用いられるのである。

均リターンを、 S/LB , S/MB , S/HB , B/LB , B/MB , B/HB の6ポートフォリオについて、それぞれ算定する。

この9月末における6ポートフォリオの構築と、10月～翌年9月の各月の時価総額加重平均リターンを求める作業を毎年繰り返すことによって、6ポートフォリオの時価総額加重平均リターンが、分析対象期間(1977年10月～2012年3月)の各月(414ヵ月)について得られるのである。

最後に、6ポートフォリオの時価総額加重平均リターンを用いて、

$$SMB_t = (S/LB_t + S/MB_t + S/HB_t) / 3 - (B/LB_t + B/MB_t + B/HB_t) / 3,$$

$$HML_t = (S/HB_t + B/HB_t) / 2 - (S/LB_t + B/LB_t) / 2,$$

を、 $t = 1 \sim 414$ について求める。そして、その平均値である、

$$E[SMB] = \frac{1}{414} \sum_{t=1}^{414} SMB_t, E[HML] = \frac{1}{414} \sum_{t=1}^{414} HML_t,$$

を、それぞれ、規模に関するプレミアムの期待値、簿価時価比率に関するプレミアムの期待値と定義するのである。

表1 規模および簿価時価比率に関するプレミアムの算定 (SMB, HML)

size50%分位点	Big size-Low BM (B/LB)	Big size-Medium BM (B/MB)	Big size-High BM (B/HB)
	Small size-Low BM (S/LB)	Small size-Medium BM (S/MB)	Small size-High BM (S/HB)
	BM30%分位点		BM70%分位点

(注) 規模に関するプレミアム (SMB) と、簿価時価比率に関するプレミアム (HML) の算定は、次のように行っている。最初に、企業規模 (size) に関しては、各年9月末時点の東証1部上場企業の時価総額の中央値を基準に、東証1部・2部上場企業をSmall sizeとBig sizeの2つに、簿価時価比率 (BM) に関しては、東証1部上場企業の各年3月末時点の30%および70%分位点を基準に、東証1部・2部上場企業をLow BM, Medium BM, High BMの3つに分割する。なお、簿価時価比率は、 $t-1$ 年4月～ t 年3月末に決算期を迎えた企業については、それぞれの決算月に公表された自己資本を、全て t 年3月末の時価総額で除して、 t 年9月末のポートフォリオ構築に用いている。さらに、2000年4月期以降は連結データを優先し、それ以前は個別データを用いている。また、自己資本がマイナスである企業は除いている。

次に、各年9月末に、2つの企業規模 (Small size, Big size) と、3つの簿価時価比率 (Low BM, Medium BM, High BM) の組み合わせで、6つのポートフォリオを構築する (S/LB , S/MB , S/HB , B/LB , B/MB , B/HB)。そして、この6つのポートフォリオについて、分析期間 (1977年10月～2012年3月) の各月 (414ヵ月) の時価総額加重平均リターンを、前月末の時価総額を当月のウェイトとして求める。なお、6ポートフォリオのリバランスは、各年9月末に行う。

最後に、6つのポートフォリオを用いて、

$$SMB_t = (S/LB_t + S/MB_t + S/HB_t) / 3 - (B/LB_t + B/MB_t + B/HB_t) / 3,$$

$$HML_t = (S/HB_t + B/HB_t) / 2 - (S/LB_t + B/LB_t) / 2,$$

を、 $t = 1 \sim 414$ について求める。そして、その平均値である、

$$E[SMB] = \frac{1}{414} \sum_{t=1}^{414} SMB_t, E[HML] = \frac{1}{414} \sum_{t=1}^{414} HML_t,$$

を、それぞれ、規模に関するプレミアムの期待値、簿価時価比率に関するプレミアムの期待値と定義している。

なお、表1は、規模と簿価時価比率に関するプレミアムの算定方法を、簡潔にまとめたものである。

3.4 モメンタムに関するプレミアムの算定 (MOM)

モメンタムに関するプレミアム (MOM) の算定は、次のように行っている。最初に、東証1部上場企業だけを用いて、月末時点の企業規模 (*size*) の中央値を求め、それを基準点として、分析対象企業を *Small size* と *Big size* とに分割する。

次に、同じく東証1部上場企業だけを用いて、月末時点の過去のパフォーマンス (*prior return*) の30%および70%分位点を求め、これらを基準点として、分析対象企業を *Low prior return*, *Medium prior return*, *High prior return* に分割する。

第3に、分析対象企業を、毎月末に、企業規模 (*Small size*, *Big size*) と過去のパフォーマンス (*Low prior return*, *Medium prior return*, *High prior return*) の組み合わせで、次の6つのポートフォリオに分割する、*Small size-Low prior return (S/LR)*, *Small size-Medium prior return (S/MR)*, *Small size-High prior return (S/HR)*, *Big size-Low prior return (B/LR)*, *Big size-Medium prior return (B/MR)*, *Big size-High prior return (B/HR)*。そして、この6つのポートフォリオについて、前月末時点の時価総額をウェイトとする時価総額加重平均リターンを当月について求めるのである¹⁴⁾。

◀規模・過去のパフォーマンス6ポートフォリオの時価総額加重平均リターンの算出例▶

2000年5月に関する、規模・過去のパフォーマンス6ポートフォリオの時価総額加重平均リターンは、次のように算出される。

- (i) 6ポートフォリオは、2000年4月末時点において、2000年4月末時点の企業規模 (*size*) と、2000年4月末時点の過去のパフォーマンス (*prior return*) に基づいて構築される。ただし、*prior return* は、1999年5月1日～2000年3月31日までの11ヵ月における株式リターンであり、*size* は、2000年4月末時点の時価総額である。
- (ii) 2000年4月末時点の時価総額をウェイトとして、2000年5月に関する時価総額加重平均リターンを、*S/LR*, *S/MR*, *S/HR*, *B/LR*, *B/MR*, *B/HR* の6ポートフォリオについて、それぞれ算定する。

この各月末における6ポートフォリオの構築と、翌月の時価総額加重平均リターンを求める

14) MOMの算定方法について、オリジナルのCarhart (1997) では、企業規模と過去のパフォーマンスの組み合わせで6ポートフォリオを作成するのではなく、過去のパフォーマンスのみを用いて3ポートフォリオを作成し、*High prior return* から *Low prior return* を差し引くことによってモメンタムに関するプレミアムを算定している。なお、本研究では、Berk and DeMarzo (2010) および Kenneth French の Website (http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html) における方法を用いている。

作業を毎月繰り返すことによって、6 ポートフォリオの時価総額加重平均リターンが、分析対象期間 (1978年1月~2012年3月) の各月 (411ヵ月) について得られるのである。

最後に、6 ポートフォリオの時価総額加重平均リターンを用いて、

$$MOM_t = (S/HR_t + B/HR_t)/2 - (S/LR_t + B/LR_t)/2,$$

を、 $t = 1 \sim 411$ について求める。そして、その平均値である、

$$E[MOM] = \frac{1}{411} \sum_{t=1}^{411} MOM_t,$$

を、モメンタムに関するプレミアムの期待値と定義するのである。

なお、表2は、モメンタムに関するプレミアムの算定方法を、簡潔にまとめたものである。

表2 モメンタムに関するプレミアムの算定 (MOM)

size50%分位点	Big size-Low prior return (B/LR)	Big size-Medium prior return (B/MR)	Big size-High prior return (B/HR)
	Small size-Low prior return (S/LR)	Small size-Medium prior return (S/MR)	Small size-High prior return (S/HR)
	prior return30%分位点		prior return70%分位点

(注) モメンタムに関するプレミアム (MOM) の算定は、次のように行っている。最初に、企業規模 (size) に関しては、各月末時点の東証1部上場企業の時価総額の中央値を基準に、東証1部・2部上場企業を Small size と Big size の2つに、過去のパフォーマンス (prior return) に関しては、各月末時点の東証1部上場企業の過去1年間 (正確には直前の月を除いた11ヵ月間) の株式リターンの30%および70%分位点を基準に、Low prior return, Medium prior return, High prior return の3つに分割する。

次に、各月末に、2つの企業規模 (Small size, Big size) と、3つの過去のパフォーマンス (Low prior return, Medium prior return, High prior return) の組み合わせで、6つのポートフォリオを構築する (S/LR, S/MR, S/HR, B/LR, B/MR, B/HR)。そして、この6つのポートフォリオについて、分析期間 (1978年1月~2012年3月) の各月 (411ヵ月) の時価総額加重平均リターンを、前月末の時価総額を当月のウェイトとして求める。なお、6ポートフォリオのリバランスは、毎月末に行う。

最後に、6つのポートフォリオを用いて、

$$MOM_t = (S/HR_t + B/HR_t)/2 - (S/LR_t + B/LR_t)/2,$$

を、 $t = 1 \sim 411$ について求める。そして、その平均値である、

$$E[MOM] = \frac{1}{411} \sum_{t=1}^{411} MOM_t,$$

を、モメンタムに関するプレミアムの期待値と定義している。

4. 資本コストの推定

4.1 プレミアムの推定結果

最初に、表3は、1977年2月~2012年3月の各月における、市場プレミアム (MP), 規模に関するプレミアム (SMB), 簿価時価比率に関するプレミアム (HML), モメンタムに関するプレミアム (MOM) の推定結果を表している。

これら4つのプレミアムの2012年3月時点における歴史的平均値、すなわちプレミアムの期

待値が、表3の最後に載せられており、 $E[MP]=0.09\%$ 、 $E[SMB]=0.12\%$ 、 $E[HML]=0.58\%$ 、 $E[MOM]=0.03\%$ という値が得られている。ただし、これは月次の値であるので、これを12倍してより一般的な年次の値に変換すると、 $E[MP]=1.12\%$ 、 $E[SMB]=1.44\%$ 、 $E[HML]=6.97\%$ 、 $E[MOM]=0.41\%$ となる。バリュー株効果は年間で6.97%と高い値が観察されているが、市場プレミアムは1.12%、規模効果は1.44%と共に低い値であり、モメンタム効果に至っては、0.41%と極めて低い値となっている¹⁵⁾。

表4 4つのプレミアムの記述統計量

	<i>MP</i>	<i>SMB</i>	<i>HML</i>	<i>MOM</i>
平均	0.09%	0.12%	0.58%	0.03%
標準偏差	5.13%	3.68%	2.85%	4.55%
最小	-20.78%	-14.61%	-11.59%	-27.76%
第一四分位	-2.67%	-1.88%	-0.78%	-2.05%
中央値	0.24%	0.15%	0.54%	0.42%
第三四分位	3.34%	2.36%	2.12%	2.57%
最大	17.84%	15.13%	12.98%	16.22%
観測値数	422	414	414	411
平均値の検定	0.37	0.66	4.14**	0.15

(注) 最終行の平均値の検定では、プレミアムの平均値がゼロであるという帰無仮説を t 検定を用いて検証しており、検定統計量 (t 値) を載せている。** 1%水準で有意 (両側検定)

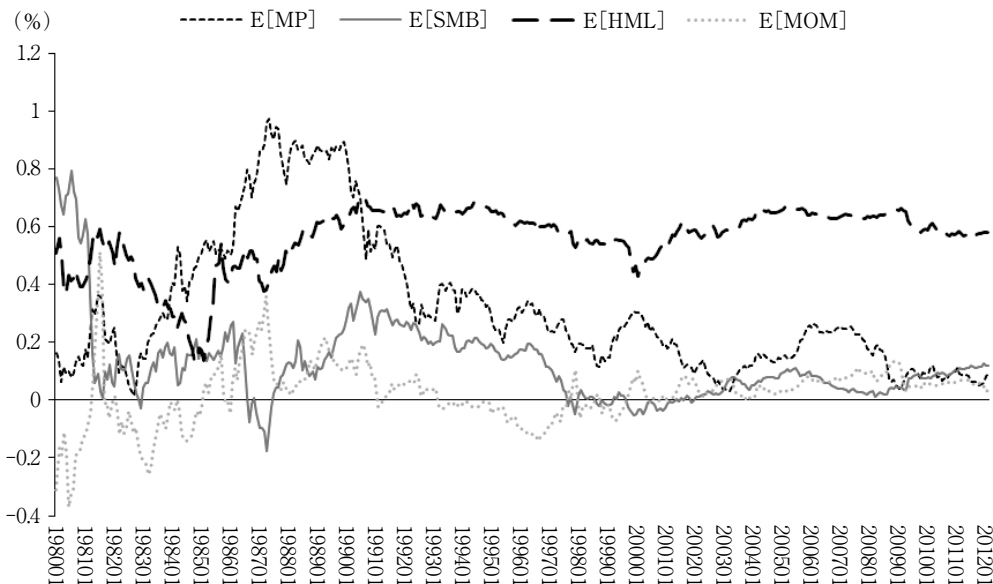
次に、表4は、4つのプレミアムの記述統計量を示している。表からは、*MP*、*SMB*、*HML*、*MOM*の標準偏差が、それぞれ、5.13%、3.68%、2.85%、4.55%とかなり大きい値となっており、プレミアムが不安定であるということが伺える。また、表4の最終行の平均値の検定では、プレミアムの平均値がゼロであるという帰無仮説を、 t 検定を用いて検証しており、その検定統計量である t 値を載せている。 t 値は、それぞれ、0.37、0.66、4.14、0.15であり、*HML*の平均値に関しては有意にゼロとは異なっている。一方、*MP*、*SMB*、*MOM*については、その平均値がゼロであるという帰無仮説は棄却されない。

最後に、図2は、4つのプレミアムの期待値の月次推移を、ヒストリカル・データがある程度揃う、1980年1月以降について図示したものである。例えば、 $E[MP]$ の1980年6月の値は、1977年2月～1980年6月(41ヵ月)の期間の41個の*MP*_{*t*}の平均値を表しており、 $E[HML]$ の1990年2月の値は、1977年10月～1990年2月(149ヵ月)の期間の149個の*HML*_{*t*}の平均値を表している。

ヒストリカル・データが150個以上となる1990年以降に注目すると、 $E[HML]$ は安定して

15) モメンタムに関するプレミアムについて、竹原(2008)は、本稿と同様の算定方法で、過去のパフォーマンス測定期間だけを1～5年と変化させている。そして、測定期間が1年の場合にはモメンタムに関するプレミアムは殆どゼロであり、2年以上になるとプレミアムが負になるという結果から、わが国ではモメンタム効果よりもむしろコントラリアン効果が観察されると述べている。なお、わが国のモメンタムおよびコントラリアン効果の詳細については、徳永(2008)を参照されたい。

図2 日本におけるプレミアムの期待値の月次推移



(注) 本図は、日本における、 $E[MP]$ 、 $E[SMB]$ 、 $E[HML]$ 、 $E[MOM]$ の1980年1月以降の推移を表している。 $E[MP]$ については1977年2月から横軸の年月までの月次平均値、 $E[SMB]$ と $E[HML]$ については1977年10月から横軸の年月までの月次平均値、 $E[MOM]$ については1978年1月から横軸の年月までの月次平均値を表している。例えば、200501の $E[HML]$ は0.654%であるが、これは、1977年10月から2005年1月の期間(328ヵ月)の HML_t の平均値である。

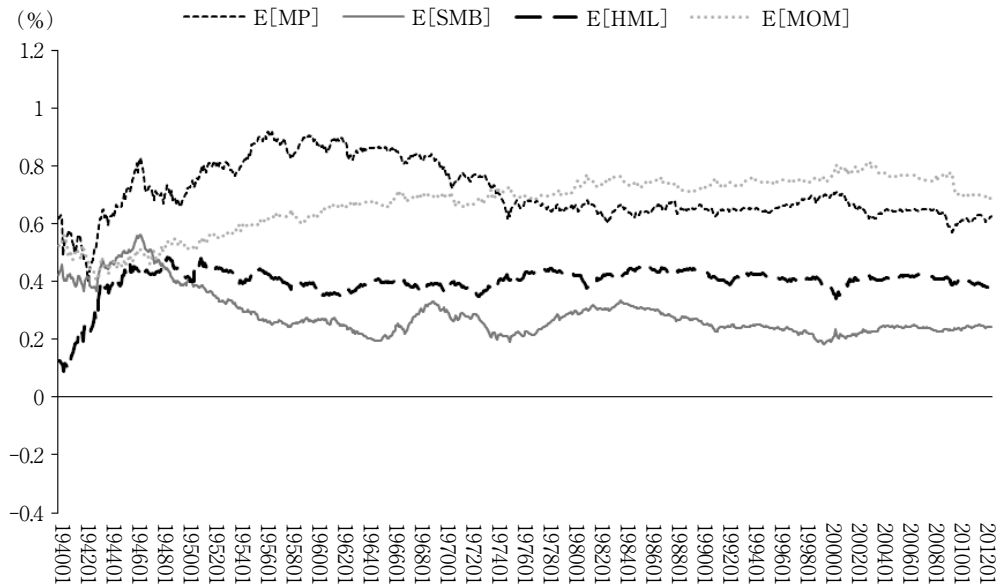
0.6%程度(年次換算で7.2%)であることがわかる。一方、 $E[MP]$ は、1990年頃には0.5%程度(年次換算で6.0%)あるが、その後ほぼ一貫して下降している。わが国では、日経平均が1989年12月末に史上最高の38,915円をつけたものの、その後のバブル経済の崩壊により下落を続け、直近の2012年3月末では10,084円と、ピーク時の1/4程度になっている。 $E[MP]$ は、市場全体の動きに大きく影響されるので、本稿の結果もこの市場の下降トレンドを反映したものとなっている。また、 $E[SMB]$ と $E[MOM]$ についてはマイナスの値を取っている時期も存在しており、安定的なプレミアムであるとは言い難い。

4.2 米国における期待プレミアムの推移

図3は、米国における4つのプレミアムの期待値の月次推移を、ヒストリカル・データが150個以上揃う、1940年1月から2012年3月までの期間について図示したものである¹⁶⁾。米国では、わが国とは違って、プレミアムの算定に必要なリターン・データや会計データが長期にわたって入手可能であるので、 MP_t 、 SMB_t 、 HML_t については1926年7月から、 MOM_t については1927年1月から算定可能である。従って、例えば、 $E[MP]$ の1980年6月の値は、1926年

16) 月次のプレミアム・データは、Kenneth FrenchのWebsite (http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html) から入手している。

図3 米国におけるプレミアムの期待値の月次推移



(注) 本図は、米国における、 $E[MP]$ 、 $E[SMB]$ 、 $E[HML]$ 、 $E[MOM]$ の1940年1月以降の推移を表している。 $E[MP]$ 、 $E[SMB]$ 、 $E[HML]$ については1926年7月から横軸の年月までの月次平均値、 $E[MOM]$ については1927年1月から横軸の年月までの月次平均値を表している。例えば、200601の $E[SMB]$ は0.247%であるが、これは、1926年7月から2006年1月の期間(955ヵ月)の SMB の平均値である。

(出典) プレミアムに関するデータは、Kenneth FrenchのWebsite (http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/data_library.html) から入手している。

7月～1980年6月(648ヵ月)の期間の648個の MP_t の平均値を表しており、 $E[MOM]$ の1990年2月の値は、1927年1月～1990年2月(758ヵ月)の期間の758個の MOM_t の平均値を表している。ちなみに、2012年3月時点における最長期間の歴史的平均値は、 $E[MP]=0.63\%$ 、 $E[SMB]=0.247\%$ 、 $E[HML]=0.38\%$ 、 $E[MOM]=0.69\%$ であり、平均値がゼロであるという帰無仮説は、検定統計量の t 値が順番に、3.69, 2.34, 3.41, 4.59と、全て有意水準5%以上で棄却される。

以上、図2と図3による、わが国と米国の期待プレミアムに関する比較からは、米国では多少の変動はあるものの、1950年頃から全ての期待プレミアムが比較的安定して推移しており、 $E[MP]$ は0.6%(年次換算で約7%)、 $E[SMB]$ は0.25%(年次換算で約3%)、 $E[HML]$ は0.4%(年次換算で約5%)、 $E[MOM]$ は0.7%(年次換算で約8%)程度であるといえる。

一方、わが国では、 $E[HML]$ は安定的に0.6%(年次換算で約7%)程度存在しているが、 $E[MP]$ は日本の株式市場の衰退と伴に下降しており、現在では0.1%程度(年次換算で約1%)しか存在していない。また、 $E[SMB]$ と $E[MOM]$ については、負となっている時期も見られ、安定的なプレミアムとは言い難い。

4.3 資本コストの推定方法

CAPM, Fama-French 3 ファクターモデル, Carhart 4 ファクターモデルの 3 種類の推定モデルによる資本コストの推定は、以下の式を用いて行われる。

《CAPM資本コスト》

$$r_{it} - rf_t = \alpha_i + \beta_i MP_t + \varepsilon_{it}, \quad (1a)$$

$$r(CAPM)_t = rf_t + \hat{\beta}_i E[MP], \quad (1b)$$

《Fama-French 3 ファクター資本コスト》

$$r_{it} - rf_t = \alpha_i + \beta_i MP_t + \gamma_i SMB_t + \delta_i HML_t + \varepsilon_{it}, \quad (2a)$$

$$r(FF3)_t = rf_t + \hat{\beta}_i E[MP] + \hat{\gamma}_i E[SMB] + \hat{\delta}_i E[HML], \quad (2b)$$

《Carhart 4 ファクター資本コスト》

$$r_{it} - rf_t = \alpha_i + \beta_i MP_t + \gamma_i SMB_t + \delta_i HML_t + \lambda_i MOM_t + \varepsilon_{it}, \quad (3a)$$

$$r(Carh4)_t = rf_t + \hat{\beta}_i E[MP] + \hat{\gamma}_i E[SMB] + \hat{\delta}_i E[HML] + \hat{\lambda}_i E[MOM], \quad (3b)$$

第 1 に、 i 企業の t 月における CAPM 資本コストは、 $t-60 \sim t-1$ 月の過去 60 ヶ月間のデータを用いて (1a) を推定し、得られたパラメータ推定値 $\hat{\beta}_i$ を (1b) に代入して求める。第 2 に、 i 企業の t 月における Fama-French 3 ファクター資本コストは、 $t-60 \sim t-1$ 月の過去 60 ヶ月間のデータを用いて (2a) を推定し、得られたパラメータ推定値 $\hat{\beta}_i$, $\hat{\gamma}_i$, $\hat{\delta}_i$ を (2b) に代入して求める。第 3 に、 i 企業の t 月における Carhart 4 ファクター資本コストは、 $t-60 \sim t-1$ 月の過去 60 ヶ月間のデータを用いて (3a) を推定し、得られたパラメータ推定値 $\hat{\beta}_i$, $\hat{\gamma}_i$, $\hat{\delta}_i$, $\hat{\lambda}_i$ を (3b) に代入して求める。

なお、 $E[MP]$, $E[SMB]$, $E[HML]$, $E[MOM]$ の 4 つのプレミアムの期待値は、資本コスト算定月である t 月において利用可能な最長の歴史的的平均値を用いる。例えば、1990 年 4 月における資本コストの算定では、 $E[MP]$ は 1977 年 2 月～1990 年 3 月 (158 ヶ月) の期間の 158 個の MP_t の平均値、 $E[SMB]$ と $E[HML]$ は 1977 年 10 月～1990 年 3 月 (150 ヶ月) の期間の 150 個の SMB_t と HML_t の平均値、 $E[MOM]$ は 1978 年 1 月～1990 年 3 月 (147 ヶ月) の期間の 147 個の MOM_t の平均値を用いる¹⁷⁾。

また、(1b) (2b) (3b) で推定される資本コストは全て月次のものであるため、それをより一般的な年次の資本コストに変換するために、実際の分析においては、得られた月次の資本コストを 12 倍している。

17) 本稿では、 t 月におけるプレミアムが算定可能となるのが t 月末であるため、 $t-1$ 月までのプレミアムを用いて、最長の歴史的的平均値を求めている。なお、リスクフリーレートである長期国債応募者利回り (10 年物) は、通常、毎月初旬に入札が行われるため、 t 月のリスクフリーレートをを用いている。

表5 資本コスト推定に必要なデータセット (トヨタ自動車)

年月	t	r_{it}	rf_t	MP_t	SMB_t	HML_t	MOM_t
198501	-60	0.0984	0.0056	0.0147	0.0329	-0.0072	0.0178
198502	-59	-0.0224	0.0056	0.0429	-0.0204	-0.0287	0.0581
198503	-58	-0.0382	0.0059	0.0190	-0.0176	0.0458	0.0220
198504	-57	0.0397	0.0058	-0.0372	0.0296	0.0272	-0.0307
198505	-56	-0.0611	0.0057	0.0234	-0.0102	0.0692	0.0418
198506	-55	0.0909	0.0056	0.0252	-0.0091	0.0446	-0.0002
198507	-54	-0.1102	0.0055	-0.0411	0.0152	0.1298	0.0273
198508	-53	0.0000	0.0053	0.0202	0.0187	0.0097	0.0113
198509	-52	-0.0708	0.0053	0.0068	-0.0180	0.0697	0.0468
198510	-51	0.1143	0.0051	-0.0034	0.0284	-0.0791	-0.1263
198511	-50	-0.0085	0.0056	-0.0208	0.0575	-0.0309	-0.0370
198512	-49	0.0595	0.0055	0.0354	-0.0296	-0.0026	0.0042
198601	-48	0.0246	0.0052	-0.0092	0.0562	0.0066	-0.0371
198602	-47	-0.0640	0.0050	0.0406	0.0167	0.0544	0.1149
198603	-46	0.1282	0.0048	0.1528	-0.1461	0.0067	0.0408
198604	-45	0.2576	0.0043	-0.0135	0.0593	-0.0033	-0.0415
198605	-44	-0.0602	0.0043	0.0363	0.0270	0.0056	0.0713
198606	-43	-0.0005	0.0043	0.0402	0.0286	0.0342	0.0321
198607	-42	-0.1677	0.0044	0.0444	-0.1102	0.0429	0.0807
198608	-41	0.2248	0.0044	0.0737	-0.1217	-0.0240	-0.0051
198609	-40	0.2785	0.0044	-0.0231	-0.0933	0.0280	-0.0080
198610	-39	-0.0545	0.0046	-0.0750	0.0669	0.0075	-0.0722
198611	-38	0.0366	0.0046	0.0660	0.0209	-0.0260	0.0556
198612	-37	0.1149	0.0045	0.0279	-0.0569	0.0056	0.0331
198701	-36	-0.1455	0.0045	0.1211	-0.0560	-0.0830	0.0377
198702	-35	-0.0585	0.0043	0.0087	-0.0012	-0.0019	-0.0233
198703	-34	-0.1073	0.0042	0.0367	-0.0147	-0.0272	0.0618
198704	-33	0.0633	0.0039	0.1013	-0.0817	0.0077	0.0736
198705	-32	0.0893	0.0035	0.0263	0.0872	0.0323	-0.1142
198706	-31	0.0711	0.0033	-0.0589	0.0858	0.0523	-0.1491
198707	-30	0.0718	0.0039	-0.0145	0.0590	0.0233	-0.0711
198708	-29	-0.0813	0.0042	0.0663	0.0239	-0.0197	0.0014
198709	-28	0.1458	0.0043	-0.0027	-0.0017	0.0615	-0.0252
198710	-27	-0.1682	0.0043	-0.0990	0.0451	-0.0480	-0.0010
198711	-26	-0.0164	0.0042	-0.0470	0.0124	0.0312	0.0253
198712	-25	0.0265	0.0042	-0.0731	0.0428	0.0638	-0.0234
198801	-24	0.0326	0.0042	0.1099	0.0136	-0.0221	0.0008
198802	-23	0.1526	0.0041	0.0708	-0.0070	0.0280	-0.0257
198803	-22	0.0913	0.0040	0.0292	-0.0188	0.0246	0.0147
198804	-21	0.0126	0.0040	0.0198	0.0341	0.0249	0.0229
198805	-20	-0.0702	0.0038	-0.0344	0.0941	-0.0059	0.0020
198806	-19	0.0359	0.0043	0.0190	-0.0308	0.0378	0.0296
198807	-18	0.2931	0.0042	0.0233	-0.1008	0.0428	-0.0004
198808	-17	-0.1300	0.0043	-0.0566	0.0392	-0.0183	0.0025
198809	-16	0.0000	0.0045	0.0020	-0.0401	0.0030	0.0358
198810	-15	-0.0383	0.0043	-0.0112	-0.0227	0.0094	0.0461
198811	-14	0.0080	0.0041	0.0536	0.0189	-0.0047	-0.0146
198812	-13	0.0577	0.0040	0.0251	-0.0345	0.0406	-0.0221
198901	-12	0.0394	0.0040	0.0402	0.0621	0.0420	0.0365
198902	-11	-0.0341	0.0042	-0.0144	-0.0137	0.0006	0.0493
198903	-10	-0.0118	0.0042	0.0044	0.0107	0.0098	0.0332
198904	-9	0.0040	0.0040	0.0033	0.0355	0.0218	0.0385
198905	-8	0.0791	0.0040	0.0144	0.0224	0.0269	-0.0322
198906	-7	-0.0233	0.0042	-0.0367	0.0196	0.0022	-0.0395
198907	-6	0.0119	0.0043	0.0700	-0.0223	-0.0088	0.0063
198908	-5	0.0156	0.0041	-0.0137	0.0510	0.0100	-0.0556
198909	-4	-0.0115	0.0041	0.0350	0.0508	0.0191	0.0003
198910	-3	0.0467	0.0042	-0.0097	0.0192	-0.0145	-0.0147
198911	-2	-0.0335	0.0043	0.0461	0.0043	-0.0387	-0.0124
198912	-1	-0.0197	0.0044	0.0153	0.0293	0.0205	0.0106

(注) r_{it} はトヨタ自動車の t 月のリターン、 rf_t は t 月のリスクフリーレートで長期国債応募者利回り (10年物) を12で除して月次利回りに換算したもの、 MP_t は t 月の市場プレミアム、 SMB_t は t 月の規模に関するプレミアム、 HML_t は t 月の簿価時価比率に関するプレミアム、 MOM_t は t 月のモメンタムに関するプレミアムである。

4.4 資本コスト推定の具体例

本節では, CAPM, Fama-French 3 ファクターモデル, Carhart 4 ファクターモデルの 3 種類
 の推定モデルによる資本コストを, 実際のデータを用いて推定している。表 5 は, トヨタ自
 動車の 1990 年 1 月における資本コスト算定に必要なデータセットである。

第 1 列は実際の年月であり, 第 2 列はそれを t で表わしている。第 3 列の r_{it} はトヨタの各月
 のリターン, 第 4 列の rf_t はリスクフリーレートで, 長期国債応募者利回り (10 年物) を 12 で
 除して月次利回りに換算したものである。また, 第 5 ~ 8 列の MP_t , SMB_t , HML_t , MOM_t は,
 それぞれ, 市場, 規模, 簿価時価比率, モメンタムに関する各月のプレミアムである。

表 6 3 種類の資本コスト推定モデルの推定結果

Variables	(1a)	(2a)	(3a)
	CAPM	FF3	Carhart4
<i>Constant</i>	0.011 (0.83)	0.012 (0.83)	0.010 (0.80)
<i>MP</i>	0.300 (1.11)	0.097 (0.30)	0.453 (1.64)
<i>SMB</i>		-0.435 (-1.47)	-0.847 (-3.33)**
<i>HML</i>		0.283 (0.77)	0.561 (1.84)
<i>MOM</i>			-1.342 (-5.35)**
adj. R^2	0.004	0.023	0.346
#obs.	60	60	60

(注) 推定式は以下のようである。

$$r_{it} - rf_t = \alpha_t + \beta_t MP_t + \varepsilon_{it}, \quad \text{<CAPM推定式> (1a)}$$

$$r_{it} - rf_t = \alpha_t + \beta_t MP_t + \gamma_t SMB_t + \delta_t HML_t + \varepsilon_{it}, \quad \text{<Fama-French 3ファクターモデル推定式> (2a)}$$

$$r_{it} - rf_t = \alpha_t + \beta_t MP_t + \gamma_t SMB_t + \delta_t HML_t + \lambda_t MOM_t + \varepsilon_{it}, \quad \text{<Carhart 4ファクターモデル推定式> (3a)}$$

ただし, r_{it} はトヨタ自動車の t 月のリターン, rf_t は t 月のリスクフリーレートで長期国債応募者利回り (10
 年物) を 12 で除して月次利回りに換算したもの, MP_t は t 月の市場プレミアム, SMB_t は t 月の規模に関する
 プレミアム, HML_t は t 月の簿価時価比率に関するプレミアム, MOM_t は t 月のモメンタムに関するプレミア
 ムである。

各セルの上段は係数推定値, 下段括弧内は t 値を載せている。** 1%水準で有意 (両側検定)

これらの, データセットを用いて, (1a), (2a), (3a) を推定した結果を, 表 6 に載せている。

また, 1990 年 1 月における, リスクフリーレートと 4 つのプレミアムの期待値は,

$$rf_t = 0.0051 \quad (\text{1990 年 1 月のリスクフリーレートを 12 で除して月次換算している}),$$

$$E[MP] = 0.0089 \quad (\text{1977 年 2 月} \sim \text{1989 年 12 月の期間の 155 個の } MP_t \text{ の平均値}),$$

$$E[SMB] = 0.0025 \quad (\text{1977 年 10 月} \sim \text{1989 年 12 月の期間の 147 個の } SMB_t \text{ の平均値}),$$

$$E[HML] = 0.0060 \quad (\text{1977 年 10 月} \sim \text{1989 年 12 月の期間の 147 個の } HML_t \text{ の平均値}),$$

$$E[MOM] = 0.0011 \quad (\text{1978 年 1 月} \sim \text{1989 年 12 月の期間の 144 個の } MOM_t \text{ の平均値}),$$

である。

従って、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は、表 6 の(1a) (2a) (3a)のパラメータ推定値を、それぞれ(1b) (2b) (3b)に代入して、

〈CAPM資本コスト〉

$$r(\text{CAPM}) = 0.0051 + 0.300 \times 0.0089 = 0.00777$$

〈Fama-French 3 ファクター資本コスト〉

$$r(\text{FF3}) = 0.0051 + 0.097 \times 0.0089 - 0.435 \times 0.0025 + 0.283 \times 0.0060 = 0.00657$$

〈Carhart 4 ファクター資本コスト〉

$$r(\text{Carh4}) = 0.0051 + 0.453 \times 0.0089 - 0.847 \times 0.0025 + 0.561 \times 0.0060 - 1.342 \times 0.0011 = 0.0089$$

と算定される。

ただし、これらは月次での資本コストの値であるので、12倍して年次に換算すると、1990年1月時点における、トヨタ自動車の資本コストは以下ようになる。

CAPMによる資本コスト：9.324%

Fama-French 3 ファクターモデルによる資本コスト：7.884%

Carhart 4 ファクターモデルによる資本コスト：10.68%

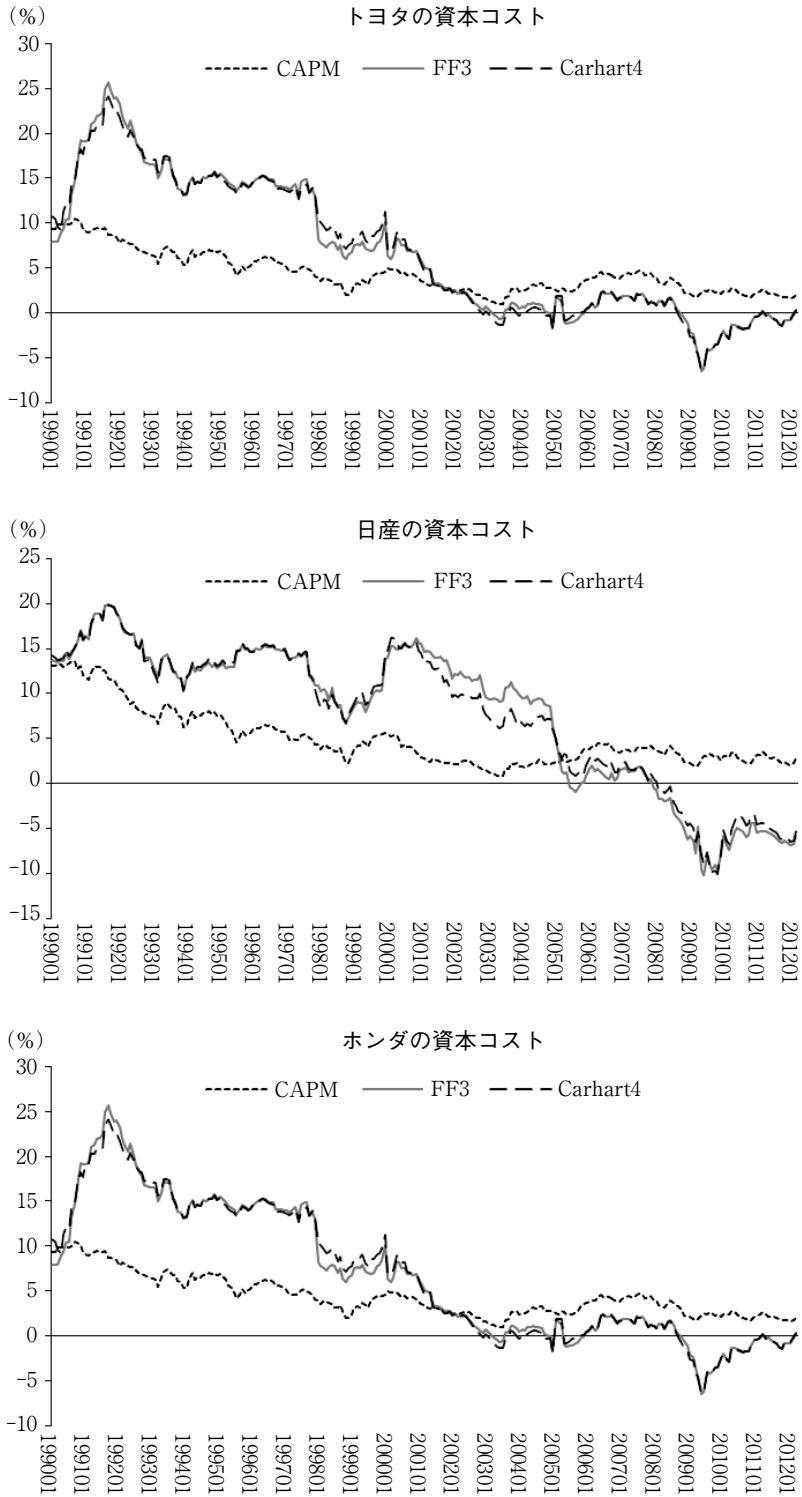
4.5 トヨタ・日産・ホンダの資本コストの推移

前節では、1990年1月におけるトヨタ自動車の資本コストを、CAPM、Fama-French 3 ファクターモデル、Carhart 4 ファクターモデルの3種類のモデルを用いて推定した場合の例を示している。これを、トヨタ、日産、ホンダの3社について、1990年1月から2012年3月の各月について行った結果を図4に示している。

図4からは、資本コストは3社とも、1990年以降概ね下降傾向にあるといえる。また、CAPMによる資本コストは比較的安定しているが、Fama-French 3 ファクターモデルとCarhart 4 ファクターモデルによる資本コストは変動が非常に大きいという特徴が観察される。例えば、トヨタの場合では、CAPMによる資本コストは、平均4.40%、標準偏差2.28%、最小値0.91%、最大値10.51%である。一方、Fama-French 3 ファクターモデルによる資本コストは、平均6.85%、標準偏差7.65%、最小値-6.50%、最大値25.68%であり、Carhart 4 ファクターモデルによる資本コストは、平均6.89%、標準偏差7.59%、最小値-6.30%、最大値24.14%である。なお、日産とホンダの3種類の資本コストについても、トヨタと類似した記述統計量が得られている。

このように、Fama-French 3 ファクターモデルとCarhart 4 ファクターモデルを用いた場合には、多くの月で、資本コストが理論的にありえない負になってしまう。また、資本コストが最大で25%に達するというのも、常識的にありえないことである。一方、CAPMによる資本コストには負の値や極端に大きな値もなく、一般的に受容可能な範囲で資本コストが推移している。これらの結果からは、少なくとも、トヨタ、日産、ホンダの資本コストの推定に関しては、

図4 トヨタ・日産・ホンダの資本コストの月次推移



Fama-French 3 ファクターモデルやCarhart 4 ファクターモデルといったマルチファクターモデルの使用は不適切であると思われる。むしろ、CAPMによるシンプルなシングルファクターモデルの方が、より妥当と思われる資本コストの値が得られるといえる。

ただし、本稿では、資本コスト推定モデルを60ヵ月のRolling Regressionで推定しているので、パラメータの推定値が安定しないという問題がある。その対処法のひとつとして、Fama and French (1997) は、パラメータの時間変化を許容する条件付きファクターモデルを提案しており、この場合には、可能な限りの長期間のデータを用いてパラメータが推定可能である。条件付きファクターモデルは、わが国でも、久保田・竹原 (2007b)、竹原 (2008)、小西 (2008) 等で用いられており、通常は無条件ファクターモデルよりも安定した結果が得られるという報告がなされている。ただし、条件付きファクターモデルにも、ファクター数が増加すると推定すべきパラメータ数が非常に多くなってしまおうといったことや、現時点では、資本コスト推定モデルとして一般に普及しているとは言い難いといった問題点も存在しており、その使用の是非は判断の分かれる所である。

5. おわりに

本稿の目的は、会計・ファイナンス領域におけるアカデミックな研究のみならず、実務の世界においても世界のデファクト・スタンダードとなっている、CAPM、Fama-French 3 ファクターモデル、Carhart 4 ファクターモデルの3種類の推定モデルを用いた資本コストの算定方法を、具体的に説明することである。

これらの資本コスト推定モデルは、何れも米国で開発されたものであるもので、その推定方法をそのまま日本に適用することは不可能であり、細かな点で多くの調整が必要である。例えば、対象ユニバースの範囲、リスクフリーレートに用いる金融商品、簿価時価比率算定における自己資本の定義、ポートフォリオのリバランス時期といったことが問題となってくる。

そこで本稿では、最初に、これらの問題点を出来るだけ詳細に指摘し、その最善策を提案している。次に、実際のデータを用いて、資本コスト推定に必要な、市場プレミアム、規模に関するプレミアム、簿価時価比率に関するプレミアム、モメンタムに関するプレミアムの4つのプレミアムを算定している。また、トヨタ自動車を例にして、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3種類の資本コストを、具体的に計算している。

最後に、今後の課題について述べる。本稿の主目的は、資本コストの具体的な算定方法を示すことであるので、推定モデルの妥当性については触れていない。しかしながら、本稿の分析からは、わが国では、規模とモメンタムに関するプレミアムが安定しておらず、またその値も非常に小さいという結果が得られている。また、市場プレミアムに関しても、近年その低下が著

しく、直近の2012年3月時点における期待プレミアムは、年次換算で僅か1%程度にまで下落している。結果として、直近の2012年3月時点における4つのプレミアムの中で、その歴史的な平均値である期待プレミアムが統計的に有意にゼロと異なっているのは、簿価時価比率に関するプレミアムだけとなっている。これと同様の結果は、久保田・竹原(2007a)および竹原(2008)でも報告されており、簿価時価比率に関するプレミアム以外は、期待プレミアムが有意にゼロとは異なるという証拠が示されている¹⁸⁾。

一方、米国では、4つのプレミアム全てが長期間にわたって安定的に存在している。また、これらの期待プレミアムは年次換算で3~8%であり、何れも統計的に有意な値となっている。

このように、わが国では、資本コスト推定モデルに用いる4つのプレミアムの内、そもそもその存在自体が疑わしいものが3つもあるというのが実情である。このような状況の中で、米国で一般的に用いられている資本コスト推定モデルを、そのままわが国で疑問なく受け入れる事の妥当性については、今後議論していく必要があるであろう。

引用文献

- 金融データソリューションズ(2011)『日本上場株式 久保田・竹原Fama-French関連データ』。
- 久保田敬一・竹原均(2007a)「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』第22号, 3-23。
- 久保田敬一・竹原均(2007b)「加重平均資本コスト推定上の諸問題」『経営財務研究』第27巻第2号, 2-25。
- 小西健史(2008)「株主資本コストと期待リターンの関係」『MTECジャーナル』第20号, 89-105。
- 竹原均(2008)「コントラリアン戦略, 流動性リスクと期待リターン: 市場効率性の再検証」『フィナンシャル・テクノロジーの過去・現在・未来』三菱UFJトラスト投資工学研究所, 407-430。
- 竹原均(2009)「日本株の流動性測定と株式リターンとの関係—日次データを用いた分析—」『証券アナリストジャーナル』第49巻第6号, 5-18。
- 徳永俊史(2008)「モメンタム/コントラリアン戦略: サーベイ」『MTECジャーナル』第20号, 29-46。
- 村宮克彦(2008)「経営者が公表する予想利益に基づく企業価値評価」『現代ファイナンス』第23号, 131-151。
- 吉井一洋(2006)『有報, 決算短信でのROEの計算方法(確定版)』大和総研。
- Acharya, V. V., and L. H. Pedersen. (2005) "Asset Pricing with Liquidity Risk." *Journal of Financial Economics* 77 (2): 375-410.
- Amihud, Y. (2002) "Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects." *Journal of Financial Markets* 5 (1): 31-56.
- Berk, J., and P. DeMarzo. (2010) *Corporate Finance 2nd ed.* Boston, MA: Prentice Hall.
- Brealey, R. A., S. C. Myers, and F. Allen. (2010) *Principles of Corporate Finance 10th ed.* New York, NY: McGraw-Hill/Irwin.
- Carhart, M. M. (1997) "On Persistence in Mutual Fund Performance." *The Journal of Finance* 52 (1): 57-82.
- Fama, E. F., and K. R. French. (1992) "The Cross-Section of Expected Stock Returns." *The Journal of Finance* 47 (2): 427-465.
- Fama, E. F., and K. R. French. (1993) "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds." *Journal*

18) 竹原(2008)では、モメンタムではなくコントラリアンに関するプレミアムを算定しており、過去のパフォーマンス測定期間を3~5年とした場合に、期待プレミアムが有意に正であるという結果を得ている。

- of Financial Economics* 33 (1): 3-56.
- Fama, E. F., and K. R. French. (1995) "Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns." *The Journal of Finance* 50 (1): 131-155.
- Fama, E. F., and K. R. French. (1996) "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies." *The Journal of Finance* 51 (1): 55-84.
- Fama, E. F., and K. R. French. (1997) "Industry Costs of Equity." *Journal of Financial Economics* 43 (2): 153-193.
- 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): 187-243.
- Graham, J. R., and C. R. Harvey. (2002) "How Do CFOs Make Capital Budgeting and Capital Structure Decisions?" *Journal of Applied Corporate Finance* 15 (1): 8-23.
- Lintner, J. (1965) "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets." *The Review of Economics and Statistics* 47 (1): 13-37.
- Liu, W. (2006) "A Liquidity-Augmented Capital Asset Pricing Model." *Journal of Financial Economics* 82 (3): 631-671.
- Pastor, L., and R. F. Stambaugh. (2003) "Liquidity Risk and Expected Stock Returns." *Journal of Political Economy* 111 (3): 642-685.
- Sharpe, W. F. (1964) "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk." *Journal of Finance* 19 (3): 425-442.