期待リターン推計方法の総合的評価: 時間的に変動する期待リターンを中心として *

小野 慎一郎 †　村宮 克彦 ‡

概　要

本研究は，クリーン・サープラス関係を前提に導出された近似的な現在価値恒等式 (approximate present-value identity) をベースにして推計された銘柄ごとの期待リターンが，日本市場において現実的妥当性を有するかどうかを，他の代替的な期待リターンの推計方法との比較を通じて検証する．この方法は，Lyle and Wang (2015, The Cross Section of Expected Holding Period Returns and Their Dynamics: A Present Value Approach, *Journal of Financial Economics* 116: 505–525) によって提示されたものであり，我々は彼らが提示したオリジナル方法や導出過程において置かれた仮定を一部緩めた方法を日本市場に適用する．多くの既存研究では，明示的にせよ，暗黙的にせよ，期待リターンが時間を通じて一定の状況が仮定され，特定期間の期待リターンの推計が行われてきた．一方，本研究では，時間を通じて期待リターンが変動することを前提として，保有期間別に異なった期待リターンの推計を試みるのである．個別銘柄レベルやその結果を集約した市場レベルの両方で行った (1) 推計値の基本統計量の確認，(2) 将来リターンの予測能力の分析，(3) リスク・リターンのトレード・オフに関する分析から総合的に評価し，現時点の株価水準と将来のキャッシュ・フローから暗黙裏に成立している割引率をもって期待リターンとする ICC (Implied Cost of Capital) アプローチと Lyle and Wang (2015) のアプローチが，ファクター・モデルとの比較において相対的に優れていることを発見した．

1　はじめに

本研究の目的は，期待リターンの時間的な変動を許容するモデル (Lyle and Wang, 2015) に基づいて推計された期待リターンが現実的に妥当であるか否かを検証することである [1]．

これまでの会計・ファイナンス研究では，株式投資者による期待リターン（企業側から見れば株主資本コスト）の推計値の不正確性が繰り返し指摘されてきた．期待リターンの推計に際して

*本研究を遂行するのにあたり，椎葉淳先生 (大阪大学) と石川博行先生 (大阪市立大学)，及び現代会計政策研究会，大阪市立大学会計研究会への参加者との議論が有益であった．ここに記して感謝の意を表したい．本研究は，JSPS 科研費 15K17163 (小野)，16K03986 (村宮) の助成をうけたものです．

†大分大学経済学部

E-mail: ono-shi@oita-u.ac.jp

‡大阪大学大学院経済学研究科/数理・データ科学教育研究センター

E-mail: muramiya@econ.osaka-u.ac.jp

[1]本研究を通じて,「期待リターン」「資本コスト」「割引率」という用語を互換的に用いる．

は，資本資産評価モデル（以下，CAPM）や Fama and French (1993) の 3 ファクター・モデルが広く用いられている [2]．しかし，Fama 教授と French 教授自身，「3 ファクター・モデルは実証的に着想されたものであり，強い理論的基礎付けを欠くという人もいる」(Fama and French, 1997, pp. 153–154) ことを認めている．また，「(引用者注: CAPM や 3 ファクター・モデルによる）株主資本コストの推計値は，悲惨なほど不正確である」(Fama and French, 1997, p. 178) ことを実証的に示している．この実証的妥当性の欠如に対しては，モデルの実践適用の状況に問題があるとの見解が述べられてきた．具体的には，理論上は株式リターンの期待値を使うべき場面で，その代わりに過去の実現リターンの平均値を使って，期待リターンの推計を行っていることが問題視されたのである (たとえば, Gebhardt *et al.*, 2001, p. 136)．

それらの問題を解決する手法として，1990 年代後半から，会計ベースの株式価値評価モデルを前提としたインプライド資本コストが登場した．インプライド資本コストは，特定の株式価値評価モデルに現在の株価データや将来の財務データ（期待利益など）をインプットすることで逆算される．したがって，過去の実現リターンは使わず，将来の財務指標の予測データを使うという点に特徴がある．

他方で近年は，従来の研究で割引率が一定（すなわち，時間とともに変動しない）という前提を置いていることが問題視されるようになってきた．これまでのインプライド資本コストの文献（Gebhardt *et al.*, 2001 など）は，割引率一定の株式価値評価モデルを想定し，それに株価データや財務データをインプットすることで，インプライド資本コストを算定してきた．しかし，リスクが時間的に変動する状況（例えば，ある企業が 1 年後よりも 2 年後にリスクの高いプロジェクトを実行する，と投資者が予想しているとき）で，割引率一定を仮定することには問題がある [3]．割引率一定の仮定のもとで逆算されたインプライド資本コストは，投資者が実際に想定した割引率（つまり，真の株主資本コスト）と乖離してしまうからである [4]．

そのため本稿では，投資者が株式価値を計算する際の割引率（言い換えれば，投資者による期待リターン）一定を仮定せずに，期待リターンを推計する手法を提示した論文として，Lyle and Wang (2015) に注目する．Lyle and Wang (2015) は，Campbell and Shiller (1988) の現在価値恒等式を基礎として，クリーン・サープラス関係を導入することによって導出された Vuolteenaho (2002) による現在価値恒等式に対し，3 つの仮定を追加することにより，時間とともに変動する期待リターンを容易に推計する手法を提示している．それらの仮定とは，(1) 対数期待リターンと ROE の対数が平均回帰する，(2) 対数期待リターンと対数期待 ROE は長期的に見れば同じ値に収束する（言い換えれば，資本コストを上回る残余利益は競争によって消滅する），(3) 対数リターンと対数 ROE について投資家は合理的に期待を形成する（モデルに基づく期待値が平均的には実

[2] 具体的な推計手続きについては，久保田・竹原 (2008)，太田ほか (2012) が詳しい．

[3] Callen and Lyle (2014) はこの点について，数値例を用いてわかりやすく説明している．

[4] Cochrane (2011) はアメリカファイナンス学会の会長講演において，割引率が時間を通じて変動している証拠を示し，割引率の変動を考慮した研究の重要性を指摘している．日本においても，福井 (2015) が変動する割引率の重要性を強調している．

現値を正しく予測する）という 3 点である．これらの仮定のもとでは，翌期の対数リターンは，株主資本簿価／時価比率（以下，BE/ME）の対数と ROE の対数の線形関数として表現される．したがって，過去に実現した対数リターンを被説明変数，対数 BE/ME と対数 ROE を説明変数とする線形回帰を行い，回帰式から得られた係数推定値を使って，株式リターンの予測値（すなわち，期待リターン）を容易に推計することができるのである．

Lyle and Wang (2015) の推計手法には，従来の手法と比べて多くの利点が存在している．まず，割引現在価値法という理論的基礎を備えている．そして，株式リターン，BE/ME，ROE という 3 つの指標の実績値のみを使って，期待リターンを推計することが可能である．さらに，従来のインプライド資本コストに関するモデルとは異なり，(1) 割引率一定を仮定していない，(2) アドホックな永続的成長率を使わない，(3) 非線形方程式を解く必要がない，という点も指摘できる．また，Lyle and Wang (2015) はアメリカ企業を対象にして実証分析を行い，彼らの推計手法が実証的妥当性を備えていることも示したのである．

そこで本研究では，日本企業のデータを用いて，Lyle and Wang (2015) モデルから期待リターンを推計し，その実証的妥当性を複数の代替的な期待リターンの推計方法との比較を通じて検証する．具体的には，個別銘柄レベルとその結果を集約した市場レベルの両方に注目し，(1) 期待リターン推計値の基本統計量の確認，(2) 将来リターンの予測能力の分析，(3) リスク・リターンのトレード・オフに関する分析を行う．アメリカと同様に日本でもその妥当性が確認されたのであれば，株式投資者が株式市場で暗黙裏に想定している期待リターン（企業側から見れば株主資本コスト）を正確に推計したいと考える人々にとって，本研究で取り上げる手法は有望な選択肢になり得ると思われる．

以下，本稿の構成は次のとおりである．第 2 節ではリサーチ・デザインについて説明する．第 3 節ではサンプルとデータを示し，第 4 節で分析結果を提示する．第 5 節では要約と課題を述べる．

2　リサーチ・デザイン

この研究では，期待リターンの時間的な変動を考慮せずに期待リターンを推計した場合と時間的な変動を許容した期待リターンの推計方法を用いた場合とで，将来の実現リターンの予測可能性が異なるかどうかを分析することで，いずれの方法が望ましい期待リターン推計方法かを検証する．前者の時間的な変動を考慮しない方法として，本研究では，(1) CAPM をはじめとする標準的なファクター・モデルに基づく方法と (2) 特定の株式価値評価モデルを前提に，現在の株価と将来の予想利益などの財務数値をもとに，暗黙裏に市場で成立している期待リターンを推計する方法の 2 つを取り上げる．また，後者の時間的な変動を許容する方法としては，Lyle and Wang (2015) によって提示されたオリジナルな方法と彼らのモデルの導出過程における仮定の一部を緩めた発展的な方法を用いる．この節では，それぞれの推計方法を詳細に論じる．

2.1 ファクター・モデル

2.1.1 ファクター・モデルによる期待リターン推計の概要

標準的なファクター・モデルとして，本研究では，会計・ファイナンス分野の研究で頻用されている CAPM，Fama and French (1993) の 3 ファクター・モデル，Carhart (1997) の 4 ファクター・モデル，Fama and French (2015) の 5 ファクター・モデル，そして，Hou *et al.* (2014, 2015) の q ファクター・モデルの 5 つの方法を採用する．なお，最後の q ファクター・モデルについては，実績 ROE バージョンと予想 ROE (FROE) バージョンの 2 つを検証に用いる．それぞれのファクター・モデルを用いた場合の期待リターンは，次の通りである．

$$\underbrace{\hat{\mathbb{E}}_t\left(R_{i,t+1}\right)}_{\text{銘柄 } i \text{ の } t+1 \text{ 期の期待リターン}} = \underbrace{R_{F,t+1}}_{t+1 \text{ 期の無リスク利子率}} + \sum_{j=1}^{J} \hat{\gamma}_i^j \underbrace{\hat{\mathbb{E}}_t\left(F_{t+1}^j\right)}_{\text{ファクター } j \text{ の期待リスク・プレミアム}} \tag{1}$$

ただし，$\mathbb{E}_t$ は t 時点の情報集合 Φ_t に基づく期待値を表すオペレータ，$R_{i,t+1}$ は銘柄 i の $t+1$ 期のリターン，γ_i^j は銘柄 i のファクター j に対する感応度を表す．CAPM は，市場リスク・プレミアムのみのシングル・ファクターであり，Fama and French の 3 ファクター・モデルは，市場リスク・プレミアムに加え，サイズ・プレミアム (SMB) とバリュー・プレミアム (HML) の 3 つをファクターとする．一方，Carhart の 4 ファクター・モデルでは，先の 3 つのファクターに加えて，モメンタム・プレミアム (UMD) の 4 つのファクターを取り入れる．Fama and French の 5 ファクター・モデルは，3 ファクターに加えて，収益率に関するファクター・プレミアム (RMW) と投資成長率に関するファクター・プレミアム (CMA) の 5 つのファクターがベースとなる．

各ファクターへの感応度は，期待リターンを推計する時点から遡ること 60ヶ月のデータを用いて，それぞれのモデルごとに下記の回帰式によって銘柄別に推計する．

$$\text{CAPM}: \quad R_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i^{MKT}(R_{M,t} - R_{F,t}) + u_{i,t} \tag{2a}$$

$$\text{FF Three-Factor}: \quad R_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i^{MKT}(R_{M,t} - R_{F,t}) + \gamma_i^{SMB} SMB_t + \gamma_i^{HML} HML_t + u_{i,t} \tag{2b}$$

$$\text{Carhart}: \quad R_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i^{MKT}(R_{M,t} - R_{F,t}) + \gamma_i^{SMB} SMB_t + \gamma_i^{HML} HML_t + \gamma_i^{UMD} UMD_t + u_{i,t} \tag{2c}$$

$$\text{FF Five-Factor}: \quad R_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i^{MKT}(R_{M,t} - R_{F,t}) + \gamma_i^{SMB} SMB_t + \gamma_i^{HML} HML_t + \gamma_i^{RMW} RMW_t + \gamma_i^{CMA} CMA_t + u_{i,t} \tag{2d}$$

$$q\text{-Factor (Actual ROE)}: \quad R_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i^{MKT}(R_{M,t} - R_{F,t}) + \gamma_i^{ME} R_t^{ME} + \gamma_i^{I/A} R_t^{I/A} + \gamma_i^{ROE} R_t^{ROE} + u_{i,t} \tag{2e}$$

$$q\text{-Factor (Forecast ROE)}: \quad R_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i^{MKT}(R_{M,t} - R_{F,t}) + \gamma_i^{ME} R_t^{ME} + \gamma_i^{I/A} R_t^{I/A} + \gamma_i^{FROE} R_t^{FROE} + u_{i,t} \tag{2f}$$

なお，$R_{M,t}$ は月次 t の市場リターン，$R_{F,t}$ は月次 t の無リスク利子率を表す．これらの回帰式を推定することによって得られた $\hat{\gamma}^j$ $(j \in \{MKT, SMB, HML, UMD, ME, I/A, ROE, FROE\})$ を (1) 式に代入することによって，各銘柄の翌月の期待リターン $\hat{\mathbb{E}}_t(R_{i,t+1})$ を導出する．本研究では，各年 6 月末時点に期待リターンの推計を行うため，翌月の 7 月の期待リターンに 12，24，36 をそれぞれを掛け合わせることによって，翌 1 年間，2 年間，3 年間の期待リターンを求めた．

2.1.2 各ファクターの導出方法

市場リスク・プレミアム ($R_M - R_F$) の導出　市場リスク・プレミアムは，各月の市場全体のリターンたる $R_{M,t}$ から，無リスク利子率 $R_{F,t}$ を 10 年物国債応募者利回りの月次換算値として，それを差し引きすることで導出する．$R_{M,t}$ は金融データソリューションズ社の「日本上場株式日次リターンデータ」に収録されている銘柄のうち，金融業 [5] に属する銘柄及び優先出資証券等 [6] を除いた全銘柄をもとに，次の式により加重平均により算定した．

$$R_{M,t} = \sum_{i=1}^{N_{t-1}} w_{i,t-1} R_{i,t} \tag{3}$$

ただし，$w_{i,t-1}$ は銘柄 i の月次 t のリターン $R_{i,t}$ に対するウェイトを表しており，$w_{i,t-1}$ は月次 $t-1$ の銘柄 i の時価総額 (月末評価株価 × 月末普通株発行済株式数) を月次 $t-1$ に時価総額が計算できる全銘柄の時価総額合計で除したものとする．なお，N_{t-1} は月次 $t-1$ に時価総額が計算できる銘柄数を表す．

サイズ・プレミアム (SMB) とバリュー・プレミアム (HML) の導出　SMB とは，小型株群 (Small) と大型株群 (Big) の加重平均リターンの差である．他方，HML とは，株主資本簿価／時価比率 (BE/ME) が高い銘柄群 (High BE/ME) と低い銘柄群 (Low BE/ME) の加重平均リターンの差である [7]．これら 2 つのプレミアムを導出するのにあたり，本研究では 3 ファクター・モデルを提唱した Fama and French (1993, 1997) やそれを日本企業へ応用した久保田・竹原 (2007) などの先行研究に従い，企業規模と BE/ME の大きさに基づいて，図 1 のような 6 つの Size-BE/ME ベンチマーク・ポートフォリオを作成することからはじめる．そのポートフォリオの作成手順は，次の通りである．

1. t 年 6 月末における全上場企業の株式を，6 月末の時価総額（6 月末日の終値に発行済株式数を乗じたもの; ME）に基づいて 2 つのグループ (Small or Big; S or B) に分ける．このと

[5] 業種分類は，東証 33 分類に基づき，銀行，証券・商品先物取引，保険，その他金融の 4 業種を金融業とした．

[6] 優先出資証券等とは，優先出資証券・外国株式 (含カントリーファンド) の一部・J-REIT（不動産投信）・特殊投資法人をはじめとするものであり，データベース上において東証 33 分類が欠損値となっているものを指す．

[7] 本研究では，一貫して当期純利益と株主資本とのクリーン・サープラス関係を前提にして分析を進める．したがって，簿価／時価比率の計算にあたっては，株主資本簿価と時価総額との比を前提とする．

き，東京証券取引所 1 部・2 部に上場する株式について時価総額の中央値を算定し，それを上回るか下回るかに基づいて 2 つのグループに分類する [8]．

2. t 年 6 月末時点で，全上場企業の株式を株主資本簿価／時価比率 (BE/ME) を基準に 3 つのグループ（Low, Neutral, or High; L, N, or H）に分ける [9]．このとき，東京証券取引所 1 部・2 部に上場する株式について，BE/ME の 30 パーセンタイルと 70 パーセンタイルを算定し，それに基づいて 3 つのグループに分類する．BE/ME の計算に用いられる株主資本簿価 (BE) は，日本経済新聞社デジタルメディア局の NEEDS 日経財務データ DVD 版より入手し，自己資本から評価・換算差額等に該当する項目を差し引くことによって計算した．時点 t における株主資本，すなわち，BE_t は各会計基準ごとに，次のように求めた．

   - 日本基準: BE_t = 自己資本 (C01106) − 評価・換算差額等 (C01098)
   - SEC 基準: BE_t = 自己資本 (C01106) − その他の包括利益累計額 (C01108)
   - IFRS 基準: BE_t = 親会社の所有者に帰属する資本 (C01106) − 累積その他の包括利益 (C01098)

   なお，評価・換算差額等 (C01098) の定義は，次の通りである．

   評価・換算差額等 (C01098) = その他有価証券評価差額金 (C01099) + 繰延ヘッジ損益 (C01100)
   + 土地再評価差額金 (C01101) + 為替換算調整勘定 (C01102)
   + 退職給付に係る調整額 (C01113)

   連結財務諸表を公表している企業は，連結ベースの株主資本簿価を優先的に採用し，個別財務諸表のみを公表している企業は，個別ベースの株主資本簿価を採用した [10]．t 年 6 月末時点で形成される BE/ME ポートフォリオは，$t-1$ 年度に終了する会計年度末（$t-1$ 年 4 月から t 年 3 月までの期間）で報告された最新の株主資本 (BE) を，t 年 3 月末時点の株式時価総額 (ME) で除したものに基づいて形成される．ただし，BE/ME ポートフォリオを形成する際，株主資本が負の企業と金融業に属する企業はサンプルから除外している．

[8] このように東京証券取引所 1 部・2 部に上場している株式の時価総額をもとに分類しているのは，仮に全上場企業の株式時価総額をもとに分類した場合，東京証券取引所以外に上場している株式時価総額が極端に小さいために，大型株ポートフォリオの時価総額合計と小型株ポートフォリオの時価総額合計の差が過度に大きくなることを防ぐためである．BE/ME についても同様の理由から，東京証券取引所 1 部・2 部に上場している株式の BE/ME を基準にして，ブレイクポイントを設定している．

[9] 時価総額については 2 つのグループに分類し，BE/ME については 3 つのグループに分類している．グループ数が異なっているのは，BE/ME の方が，規模よりも平均リターンを説明するために重要な要因であることを考慮しているためである (Fama and French, 1993)．こうした証拠は，たとえば，米国市場の場合は Fama and French (1992)，日本市場の場合は久保田・竹原 (2007) を参照．

[10] ある企業について，IFRS，SEC，および日本基準の 3 つの基準のうち，2 つ以上の基準で同一決算期にデータが収録されている場合は，IFRS，SEC，日本基準の優先順位にしたがって採用データを決定した．なお，後述する分析との整合性を図るため，1995 年 3 月決算期より前については（連結財務諸表が公表されていても）個別財務諸表のデータを用いている（3.1 節を参照）．

3. 6 つの Size-BE/ME ベンチマーク・ポートフォリオ (S/L, S/N, S/H, B/L, B/N, B/H) は，手順 1 で作成した時価総額ポートフォリオと手順 2 で作成した BE/ME ポートフォリオの共通集合として作成される．リバランスは，年 1 回 6 月末に行い[11]，ポートフォリオごとに，t 年 7 月から $t+1$ 年の 6 月までの期間において，次のように加重平均月次リターンを計算する．

$$\sum_{i=1}^{N_{p,t-1}} w_{i,t-1} R_{i,t}$$

ただし，$w_{i,t-1}$ は銘柄 i の月次 t のリターン $R_{i,t}$ に対するウェイトを表しており，$w_{i,t-1}$ は月次 $t-1$ の銘柄 i の時価総額を月次 $t-1$ に時価総額が計算できる各ポートフォリオに属する銘柄の時価総額合計で除したものとする．なお，$N_{p,t-1}$ は月次 $t-1$ に時価総額が計算できる各ポートフォリオにおける銘柄数を表す．このように計算されたポートフォリオごとの月次 t の加重平均リターンを，それぞれ S/L_t, S/N_t, S/H_t, B/L_t, B/N_t, B/H_t と表記する．

4. 最後に，月次 t のサイズ・プレミアムたる SMB_t とバリュー・プレミアムたる HML_t を，それぞれ次のように算定する．

$$SMB_t = \underbrace{\left(\frac{S/L_t + S/N_t + S/H_t}{3}\right)}_{\text{Small}} - \underbrace{\left(\frac{B/L_t + B/N_t + B/H_t}{3}\right)}_{\text{Big}}$$

$$HML_t = \underbrace{\left(\frac{S/H_t + B/H_t}{2}\right)}_{\text{High}} - \underbrace{\left(\frac{S/L_t + B/L_t}{2}\right)}_{\text{Low}}$$

モメンタム・プレミアム (UMD) の導出　UMD とは，過去に株価の値上がりを経験したウィナー群 (Up) と値下がりを経験したルーザー群 (Down) の加重平均リターンの差である．具体的な導出手順については，日本市場について UMD を算定した太田ほか (2012) に従い，まず図 2 のような 6 Size-Momentum ベンチマーク・ポートフォリオを作成することからはじめる．手順は，以下の通りである．

1. 月次 $t-1$ 末における時価総額に基づいて，2 つのグループ (Small or Big; S or B) に分け

[11] このように，BE/ME の計測時点は 3 月末であるのに，そのデータとリターン・データを結合するはそこから 3ヶ月経過した 6 月末としている（換言すると，リターンの測定開始時期と利用する会計データの間には，最低 3ヶ月のギャップを設けている）のは，リターンの計測開始時点である 7 月 1 日に会計データたる株主資本簿価が完全に市場に知れわたっていることを保証するためである．米国では約 19.8%の企業で，3ヶ月経過時点においても 10-K のファイリングが終了していないため，Fama and French (1992) などではより保守的に 6ヶ月間のギャップを設けている (Fama and French, 1992, p. 429)．それに倣って，村宮 (2008) や太田ほか (2012) では 6ヶ月のギャップを設け，久保田・竹原 (2007) では 5ヶ月のギャップを設けている．ただし，日本では，米国の 10-K にあたる有価証券報告書の提出が遅れることは米国ほど見受けられず，3ヶ月のギャップがあれば，市場への情報伝播を十分に保証できると考え，先行研究に比べてややギャップを短くしている．

る．このとき，東京証券取引所 1 部 2 部に上場する株式について時価総額の中央値を算定し，それを上回るか下回るかに基づいて 2 つのグループに分類する．

2. 次に，月次 $t-2$ 末から遡ること 11ヶ月の原リターンをベースに 3 つのグループ（Down, Medium, or Up; D, M, or U）に分ける．

3. こうして形成された 6 つの Size-Momentum ベンチマーク・ポートフォリオ (S/D, S/M, S/U, B/D, B/M, B/U) ごとに，月次 t について，月次 $t-1$ の時価総額の大きさでウェイト付けされた加重平均リターンを計算する．リバランスは，毎月行うものとし，それぞれのポートフォリオの月次 t の加重平均リターンを，ここで S/D_t, S/M_t, S/U_t, B/D_t, B/M_t, B/U_t と呼ぶ．

4. 最後に，月次 t のモメンタム・プレミアムたる UMD_t を次のように算定する．

$$UMD_t = \underbrace{\left(\frac{S/U_t + B/U_t}{2}\right)}_{\text{Up}} - \underbrace{\left(\frac{S/D_t + B/D_t}{2}\right)}_{\text{Down}}$$

収益率プレミアム (RMW) と投資成長率プレミアム (CMA) の導出　Fama and French (2015) は，Fama and French (1993) で提示した 3 つのファクターでは捉えきれない平均リターンのバラツキを捕捉するため，収益率と投資成長率に関する 2 つのファクター・プレミアムを追加的に導入し，3 ファクター・モデルを 5 ファクター・モデルへと発展させた [12]．5 ファクター・モデルの着想は，期待リターン一定の配当割引モデル (Dividend Discount Model; DDM) に会計上の基本制約式であるクリーン・サープラス関係 [13] を考慮した次式による．

$$P_{i,t} = \mathbb{E}_t\left[\sum_{j=1}^{\infty}\left(\frac{1}{1+R_i}\right)^j (X_{i,t+j} - \Delta B_{i,t+j})\right]$$

[12] Fama and French (2015) の 5 ファクター・モデルは，以下で示す簡単なモデルをもとに，直感的な理解から 3 ファクターに加えて，収益率と投資成長率に関する 2 つのファクターを追加的に入れるべき必然性を説いている．しかし，Hou *et al.* (2014) からはいくつかの重要な問題点が指摘されており，現時点では評価が定まったファクター・モデルとは言い難い．

[13] クリーン・サープラス関係とは，ある期の資本取引を除く株主資本の増減額が，その期の期間損益に一致するというものである．すなわち，資本取引の典型項目である t 期の配当を $D_{i,t}$，t 期の当期純利益を $X_{i,t}$，時点 t の株主資本を $B_{i,t}$ とすると，

$$B_{i,t} = B_{i,t-1} + X_{i,t} - D_{i,t}, \quad \text{and} \quad \partial B_{i,t}/\partial D_{i,t} = -1, \quad \partial X_{i,t}/\partial D_{i,t} = 0$$

で表される．なお，ここでいう配当 $D_{i,t}$ は現金配当のみならず，広義の配当を意味する．すなわち，自社株買いは現金配当と同じようにプラスの配当として捉え，追加出資はマイナスの配当として考えるのである．

ただし，$P_{i,t}$ は銘柄 i の時点 t の株価，$B_{i,t}$ は時点 t の 1 株当たりの株主資本簿価 (Book Value Per Share; BVPS)，$X_{i,t+j}$ は $t+j$ 期の 1 株当たりの当期純利益 (Earnings Per Share; EPS)，R_i は期待リターンをそれぞれ表す．これを時点 t の BVPS，すなわち $B_{i,t}$ で除すと，

$$\frac{P_{i,t}}{B_{i,t}} = \frac{\mathbb{E}_t\left[\sum_{j=1}^{\infty}\left(\frac{1}{1+R_i}\right)^j (X_{i,t+j} - \Delta B_{i,t+j})\right]}{B_{i,t}} \tag{4}$$

が得られる．(4) 式における将来利益と期待リターン以外のすべての変数を固定させれば，その式から高い将来の期待利益は高い期待リターンを暗示することが分かる．今度は，$B_{i,t}$，$P_{i,t}$，そして将来の期待利益を固定すれば，将来の株主資本の高成長 (バランス・シートの借方側から考えると積極的な投資) は，低い期待リターンを暗示することが分かる．

こうした背景から，また，事実として収益率と平均リターンとの間に正の関係がある (たとえば，Novy-Marx, 2013)，あるいは，投資成長率と平均リターンとの間には負の関係がある (たとえば，Cooper *et al.*, 2008; Titman *et al.*, 2004) といった証拠をもとに，収益率ファクターと投資ファクターを 3 ファクターに追加したのである．収益率は，(4) 式によれば，当期純利益をベースにした予想 ROE を利用すべきであるが，彼らは実現事業利益を前期末の株主資本で除した事業活動のリターン (Operating Profitability; *OP*) でそれを代理している．Fama and French (2015) の定義にしたがい，事業利益は次のように算定する [14]．

事業利益 = 売上高 (D01021) − 売上原価 (D01024)
− 販売費及び一般管理費 (D01027) − 支払利息・割引料 (D01047)

一方，株主資本の期待成長率は，これも Fama and French (2015) にしたがって，株主資本そのものではなく，総資産の成長率を利用し，さらには，期待ではなく，実現総資産成長率 (以後，*Inv* と呼ぶ) でそれを代理する [15]．企業 i の *Inv* は，次のように定義される．

$$Inv = \frac{\Delta TA_{i,t-1}}{TA_{i,t-2}}$$

ただし，$TA_{i,t}$ は企業 i の時点 t の総資産 (B01110) を表す．こうして，導出された *OP* と *Inv* に基づいて，高収益率銘柄群 (Robust) と低収益率銘柄群 (Weak) の加重平均リターンの差を計算し

[14] ROE を意識するのであれば，(特別損益や税コストを無視すれば，) 彼らが事業利益と呼ぶものにさらに金融収益を加え，それを株主資本で除すべきである．他方，事業活動のリターンを意識するのであれば，支払利息・割引料を減算するのは余分であり，また，分母は事業資産から事業負債を差し引いた純事業資産であるべきである．総じて，Fama and French (2015) における事業活動のリターンは，利益と投下資本の関係性が必ずしも洗練されたものとは言えないが，5 ファクター・モデルを忠実に再現するため，本研究では彼らの定義をそのまま踏襲している．

[15] 株主資本の成長率ではなく，総資産の成長率を用いる積極的な理由は，後者に基づいてソーティングした方が，わずかながら平均リターンをより説明できるからと彼らは述べている (Fama and French, 2015, p. 4)．なお，日本においても，*OP* と *Inv* が平均リターンをうまく説明できるかどうかを確認するため，企業規模を共通因子とした 5 × 5 の 25 Size-X (X ∈ {BE/ME,OP, Inv}) ポートフォリオを作成し，それぞれのポートフォリオの平均リターンのまとめたものを，米国の結果と併せて表 A.1 に示している．それを見る限り，米国とは異なり，*OP* は全くといっていいほど，平均リターンを説明しない．一方で，*INV* は米国ほどではないにせよ，高 *INV* ほど平均リターンが低い傾向が観察された．

て収益率プレミアムたる RMW に加えて，消極的投資銘柄群 (Conservative) と積極的投資銘柄群 (Aggressive) の加重平均リターンの差を計算して投資プレミアムたる CMA を導出するのである．そのために，まず図 3 にしたがって，企業規模を共通因子として 2×3 の 6 Size-X (X ∈ {BE/ME,OP, Inv}) ポートフォリオを作成する．以下は，ファクター・リターンの詳細な導出手順である．

1. t 年 6 月末における全上場企業の株式を，6 月末の時価総額（6 月末日の終値に発行済株式数を乗じたもの; ME）に基づいて 2 つのグループ (Small or Big; S or B) に分ける．このとき，東京証券取引所 1 部・2 部に上場する株式について時価総額の中央値を算定し，それを上回るか下回るかに基づいて 2 つのグループに分類する．

2. t 年 6 月末時点で，東京証券取引所 1 部・2 部に上場する株式について，BE/ME，OP，そして Inv の 30 パーセンタイルと 70 パーセンタイルを算出し，それをブレイク・ポイントとして全銘柄を 3 つのグループに分割する．

3. こうしてできた 3 つの 6 ベンチマーク・ポートフォリオごとに，月次 t について，月次 $t-1$ の時価総額の大きさでウェイト付けされた加重平均リターンを計算する．リバランスは，年 1 回行うものとする．

4. たとえば，Small/Value に割り振られたポートフォリオの加重平均リターンを S/H_t とするとき，各ファクター・リターンは，Fama and French (2015) を忠実に再現し，次の通り計算する．

$$SMB_t^{BE/ME} = \underbrace{\left(\frac{S/H_t + S/N_t + S/L_t}{3}\right)}_{\text{Small}} - \underbrace{\left(\frac{B/H_t + B/N_t + B/L_t}{3}\right)}_{\text{Big}}$$

$$SMB_t^{OP} = \underbrace{\left(\frac{S/R_t + S/M_t + S/W_t}{3}\right)}_{\text{Small}} - \underbrace{\left(\frac{B/R_t + B/M_t + B/W_t}{3}\right)}_{\text{Big}}$$

$$SMB_t^{Inv} = \underbrace{\left(\frac{S/C_t + S/N_t + S/A_t}{3}\right)}_{\text{Small}} - \underbrace{\left(\frac{B/C_t + B/N_t + B/A_t}{3}\right)}_{\text{Big}}$$

$$SMB_t = \frac{SMB_t^{BE/ME} + SMB_t^{OP} + SMB_t^{Inv}}{3}$$

$$HML_t = \underbrace{\left(\frac{S/H_t + B/H_t}{2}\right)}_{\text{High}} - \underbrace{\left(\frac{S/L_t + B/L_t}{2}\right)}_{\text{Low}}$$

$$RMW_t = \underbrace{\left(\frac{S/R_t + B/R_t}{2}\right)}_{\text{Robust}} - \underbrace{\left(\frac{S/W_t + B/W_t}{2}\right)}_{\text{Weak}}$$

$$CMA_t = \underbrace{\left(\frac{S/C_t + B/C_t}{2}\right)}_{\text{Conservative}} - \underbrace{\left(\frac{S/A_t + B/A_t}{2}\right)}_{\text{Aggressive}}$$

R_t^{ME}，$R_t^{I/A}$ と R_t^{ROE} の導出　Hou *et al.* (2014, 2015) の q ファクター・モデルは，Lin and Zhang (2013) が提示した 2 期間の一般均衡モデルから着想を得ている．Lin and Zhang (2013) は，代表的家計と N 社の企業からなる経済を想定し，代表的家計が消費の期待効用を最大化し，企業は配当込み株価が最大化されるように行動したとき，期待リターンは，次のように表されることを示した．

$$\mathbb{E}_0(r_{i1}^S) = \frac{\mathbb{E}_0(\Pi_{i1})}{1 + a(I_{i0}/K_{i0})} \tag{5}$$

なお，$\mathbb{E}_0(r_{i1}^S)$ は，時点 0 の情報集合に基づく銘柄 i の株式の期待リターン，$\mathbb{E}_0(\Pi_{i1})$ は 1 期の会計上の期待収益率，I_{i0} と K_{i0} はそれぞれ投資と資本ストックを表す．こうして，期待収益率が高い企業ほど，期待リターンは高く，積極的な投資を行っている企業ほど，将来の期待リターンは低くなることを示したのである．

この分析から，期待収益率を実現 ROE を代理し，投資は以下で示す直近の総資産成長率で代理し，これらの 2 つの尺度と企業規模をベースに 3 つのファクター・リターンを導出した．

$$Inv = \frac{\Delta TA_{i,t}}{TA_{i,t-1}}$$

まず図 4 にしたがって，18 個のベンチマーク・ポートフォリオを作成するところから開始する．具体的なイメージとして，1 つのキューブをまず時価総額 (ME) をベースに 2 分割し，次に Inv をもとに 3 分割する．最後に，ROE をベースに 3 分割し，$2 \times 3 \times 3$ の計 18 ポートフォリオを作成し，全株式をいずれかのポートフォリオに割り振るのである．詳細な手順は，次の通りである．

1. t 年 6 月末における全上場企業の株式を，6 月末の時価総額（6 月末日の終値に発行済株式数を乗じたもの; ME）に基づいて 2 つのグループ (Small or Big; S or B) に分ける．このとき，東京証券取引所 1 部・2 部に上場する株式について時価総額の中央値を算定し，それを上回るか下回るかに基づいて 2 つのグループに分類する．

2. 次に，t 年 6 月末に直近の Inv にもとづいて，さらに 3 つのグループ (Aggressive, Neutral, or Conservative; A, N, or C) に分ける．ブレイクポイントは，東京証券取引所 1 部・2 部に上場する株式による Inv の 30 パーセンタイルと 70 パーセンタイルとする．

3. 最後に，毎月初めに直近の実現年次利益に基づく ROE を算定し，さらに 3 つのグループ (Robust, Medium, or Weak; R, M, or W) に分ける [16]．

[16] Hou *et al.* (2014, 2015) では，直近の実現四半期利益に基づく ROE をベースに 18 ポートフォリオを作成してい

4. こうして形成された 18 のベンチマーク・ポートフォリオごとに，月次 t について，月次 $t-1$ の時価総額の大きさでウェイト付けされた加重平均リターンを計算する．リバランスは，毎月行うものとし，それぞれのポートフォリオの月次 t の加重平均リターンを，たとえば，Small-Aggressive-Robust ポートフォリオならば，それぞれの頭文字を取り，$S/A/R_t$ と呼ぶ．

5. 3 つのファクター・リターン，すなわち，R_t^{ME}，$R_t^{I/A}$ と R_t^{ROE} は，それぞれ次のように計算する．

$$R_t^{ME} = \underbrace{\left(\frac{S/C/W_t + S/C/M_t + S/C/R_t + S/N/W_t + S/N/M_t + S/N/R_t + S/A/W_t + S/A/M_t + S/A/R_t}{9}\right)}_{\text{Small}} - \underbrace{\left(\frac{B/C/W_t + B/C/M_t + B/C/R_t + B/N/W_t + B/N/M_t + B/N/R_t + B/A/W_t + B/A/M_t + B/A/R_t}{9}\right)}_{\text{Big}}$$

$$R_t^{I/A} = \underbrace{\left(\frac{S/C/W_t + S/C/M_t + S/C/R_t + B/C/W_t + B/C/M_t + B/C/R_t}{6}\right)}_{\text{Conservative}} - \underbrace{\left(\frac{S/A/W_t + S/A/M_t + S/A/R_t + B/A/W_t + B/A/M_t + B/A/R_t}{6}\right)}_{\text{Aggressive}}$$

$$R_t^{ROE} = \underbrace{\left(\frac{S/C/R_t + S/N/R_t + S/A/R_t + B/C/R_t + B/N/R_t + B/A/R_t}{6}\right)}_{\text{Robust}} - \underbrace{\left(\frac{S/C/W_t + S/N/W_t + S/A/W_t + B/C/W_t + B/N/W_t + B/A/W_t}{6}\right)}_{\text{Weak}}$$

なお，本研究では，元々の Lin and Zhang (2013) の理論モデルが，将来の会計上の期待収益率を前提としていることを鑑み，18 ポートフォリオを形成する際，実現 ROE ではなく，1 期先の予想 ROE を利用する方法も併せて試す．

2.1.3 期待リスク・プレミアムの導出方法

実際に (1) 式で期待リターンを推計する際に利用する各ファクターの期待リスク・プレミアム $\hat{\mathbb{E}}_t\left(F_{t+1}^j\right)$ は，推定時点である月次 t までに得られている各プレミアムのリカーシブな過去平均値とする．たとえば，2000 年 6 月末において，翌月の 2000 年 7 月の月間期待リターンを推計する場合であれば，$\hat{\mathbb{E}}_t\left(F_{t+1}^j\right)$ は，各種プレミアムの計算が可能な 1978 年 1 月 [17] から期待リターンの推

る．しかし，我が国では，1999 年から新興市場上場企業に対して，2003 年から東証上場企業に対して，ようやく四半期財務報告が義務付けられたにすぎず，四半期利益をベースにすると，長期のファクター・リターンを計算することができない．そこで，年次利益をベースにした ROE を代替的に利用し，より長期にわたってファクター・リターンが計算できるように工夫した．

[17] ファクターによっては，1977 年 7 月から計算可能のものもあるので，そのときは 1977 年 7 月からの単純平均を利用する．

計時点である 2000 年 6 月までの計 270ヶ月の単純平均を利用するのである．

また，(1) 式では，$t+1$ 期の無リスク利子率 $R_{F,t+1}$ が用いられているが，期待リターンの推計時点である時点 t の情報集合 Φ_t のもとでは $R_{F,t+1}$ を知ることができないため，既に実現している $R_{F,t}$ でそれを代用する．

図 5 は，太田ほか (2012) の図 2 (p. 15) に倣って，$\mathbb{E}[MKT]$，$\mathbb{E}[SMB]$，$\mathbb{E}[HML]$，$\mathbb{E}[UMD]$ の月次推移を示している．太田ほか (2012) では，東証 1 部・2 部のみをユニバースとしているのに対して，本研究では新興市場を含めた全銘柄をユニバースとしている．また，その他にも株主資本簿価の取り方や 6 Size-BE/ME ベンチマーク・ポートフォリオのリバランスの時期など，いくつかの点において両研究では違いがあるものの，いずれのプレミアムの月次推移も非常に似通ったものになっている．特筆すべき点は，$\mathbb{E}[HML]$ が比較的安定的な推移を示しているのに対して，その他の 3 つは非常にボラティリティが大きい．また，$\mathbb{E}[SMB]$ と $\mathbb{E}[UMD]$ に至っては，太田ほか (2012) 同様，低水準がここ 20 年ほど続いており，安定的なプレミアムとは言い難いなどを指摘することができよう．

図 6 は，Fama and French (2015) の $\mathbb{E}[MKT]$，$\mathbb{E}[SMB]$，$\mathbb{E}[HML]$，$\mathbb{E}[RMW]$，$\mathbb{E}[CMA]$ の月次推移である．$\mathbb{E}[RMW]$ と $\mathbb{E}[CMA]$，とりわけ前者に至っては，多くの月でゼロを下回っており，この結果だけを見ると，日本における 5 ファクター・モデルの有効性について疑義がある．

図 7 と図 8 は，Hou *et al.* (2014, 2015) の q ファクター・モデルで登場する 4 つの期待リスク・プレミアムの時系列推移を示している．前者が実績 ROE ベースのものであり，後者は予想 ROE ベースのものである．いずれでも q ファクター・モデルの中核を担う $\mathbb{E}[R^{Inv}]$ は，ボラティリティが小さく，安定的なプレミアムであると言える．一方で，もう 1 つの中核である $\mathbb{E}[R^{ROE}]$ は，とくに後半期間でゼロに張り付いており，プレミアムとしての機能を果たしていない．一方で，予想 ROE ベースの $\mathbb{E}[R^{FROE}]$ は，前半期間こそ他よりも低いが，2000 年を超えるあたりから，$\mathbb{E}[MKT]$ や $\mathbb{E}[R^{Inv}]$ にも勝るとも劣らない安定的なプレミアムと考えられる．少なくとも期待リスク・プレミアムの動向を見る限りにおいて，予想 ROE ベースの q ファクター・モデルは，説得力があるように思える．

2.2　暗黙裏に市場で成立している期待リターンの推計方法

2 つ目の期待リターン推計方法として，Botosan (1997) を嚆矢として，会計・ファイナンス研究において急速に普及した期待リターンを推計する方法を採り上げる．この方法は，(1) 企業レベルでも，ポートフォリオでも，実現リターンは信頼ある期待リターン尺度たりえない，(2) 期待リターンを決定するファクターは未知であり，信頼性を以て推計することはできないという 2 つの暗黙裏の仮定のもと，代替的な方法として，特定の株式価値評価モデルを前提に，現在の株価と将来の期待財務数値から期待リターンを逆算するものである (Easton and Monahan, 2016) [18]．

[18] この方法による期待リターンの推計に関する包括的なレビューとして，Easton (2009) や石川 (2013) などを参照．

この方法で利用される株式価値評価モデルとしては，(a) DDM や (b) DDM をベースにクリーン・サープラス関係を前提として導出された残余利益モデル (Residual Income Model; RIM)，(c) DDM をベースにしつつも，クリーン・サープラス関係を前提とせずに導出された異常利益成長モデル (Abnormal Earnings Growth Model; AEGM) がある [19].

2.2.1 Gebhardt *et al.* (2001) に依拠した推計方法

本研究では，後述の 2.3 節で論じる第 3 の期待リターン推計方法がクリーン・サープラス関係を前提としているため，それと整合的な (b) の方法によって推計を行う．具体的には，以下のように毎期の期待リターンが一定と仮定した RIM を前提とする．

$$\begin{aligned} P_{i,t} &= B_{i,t} + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\mathbb{E}_t \overbrace{\left[X_{i,t+j} - R_i \times B_{i,t+j-1}\right]}^{\text{企業 } i \text{ の } t+j \text{ 期の残余利益}}}{(1+R_i)^j} \\ &= B_{i,t} + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\mathbb{E}_t \left[\left(ROE_{i,t+j} - R_i\right) B_{i,t+j-1}\right]}{(1+R_i)^j} \end{aligned} \tag{6}$$

ただし，$P_{i,t}$ は銘柄 i の時点 t の株価，$B_{i,t}$ は時点 t の 1 株当たりの株主資本簿価 (Book Value Per Share; BVPS)，$X_{i,t+j}$ は $t+j$ 期の 1 株当たりの当期純利益 (Earnings Per Share; EPS)，R_i は情報集合 Φ_t のもとでの年間の期待リターンをそれぞれ表す．なお，$ROE_{i,t+j}$ は $t+j$ 期の ROE を示し，次のように計算する．

$$ROE_{i,t+j} = \frac{X_{i,t+j}}{B_{i,t+j-1}}$$

このように，RIM を前提とすれば，時点 t の株価を，同時点の BVPS と将来の期待残余利益の割引現在価値の和として表現することができる．実際に (6) 式の R_i 以外にそれぞれの数値を代入し，R_i について解けば，銘柄 i について暗黙裏に市場で成立している期待リターンを推計することが可能である．しかし，実践上は，無限期間にわたって将来の残余利益の期待値を得ることはできないから，将来の残余利益（その構成要素である ROE と株主資本簿価）の期待値の推移について何らかの仮定を設ける必要がある．1 期先の ROE の期待としては，投資家が，その時点で利用可能な最新の業績予想を用いていると仮定する [20] として，2 期先以降の ROE の推移については，合理的な仮定を導入しなければならない．

[19] たとえば，(a) を利用した研究として Botosan and Plumlee (2002)，(b) を利用した研究として Gebhardt *et al.* (2001)，(c) を利用した研究として Gode and Mohanram (2003) が代表的である．

[20] この他にも最近では，Hou *et al.* (2012)，Li and Mohanram (2014)，野崎 (2011) において，過去のいくつかの財務データをもとに，簡便的な利益予測モデルを使って将来利益を推計し，それをもとにして暗黙裏に市場で成立している期待リターンを推計する方法も提案されている．彼らの主眼は，利益予測モデルの利用が，期待リターン推計精度を改善するか否かであり，本研究の目的とは異なる．我々も，彼らと同様の方法を用いて，期待リターンを推計したが，論旨が不明瞭になることを避けるためにその結果は提示しない．期待リターンの推計のために，利益予測モデルを利用することの是非については別稿で論じる．

本研究では，Gebhardt *et al.* (2001) と同じように，2 期先以降の ROE が長期的に過去の ROE 中央値へと収束することを仮定する．この発想は，ROE が長期的に平均回帰するという証拠に基づくものである [21]．いま，予測可能な最終年度を $t+T$ 期とし，その期の ROE を $ROE_{i,t+T}$ と呼ぶならば，この仮定のもとで $\mathbb{E}_t\left(ROE_{i,t+T}\right)$ は，$t-9$ 年から t 年までの 10 年間における全上場企業の ROE 中央値とするのである [22]．すなわち，ある企業の最新の業績予想に基づく $\mathbb{E}_t\left(ROE_{i,t+1}\right)$ がその歴史的中央値を上回っている (下回っている) ならば，$t+2$ 期以降は $t+T$ 期の ROE (歴史的中央値) に近づくように，毎期一定割合ずつ ROE が減っていく (増えていく) と仮定する．また，Gebhardt *et al.* (2001) 同様，$t+T$ 期の残余利益が $t+T+1$ 期以降も永続するという仮定も追加的に設ける．これらの仮定のもとでは，(6) 式は次のように書き換えられる．

$$P_{i,t} = B_{i,t} + \sum_{j=1}^{T} \frac{\mathbb{E}_t\left[\left(ROE_{i,t+j} - R_i\right) B_{i,t+j-1}\right]}{(1+R_i)^j} + \frac{\mathbb{E}_t\left[\left(ROE_{i,t+T} - R_i\right) B_{i,t+T-1}\right]}{R_i(1+R_i)^{T-1}} \tag{7}$$

本研究では，6 月末時点で入手可能な情報を用いて，さらに $T=12$ として (7) 式にもとづいて各銘柄の年間期待リターンを推計する [23]．上の多項式を R_i について解くことで得られた値を 1 年間の期待リターン $\hat{\mathbb{E}}_t\left(R_{i,t+1}\right)$ とし，また，それに 2 と 3 をそれぞれ掛け合わせたものを 2 年間と 3 年間の期待リターンとする．

2.2.2 将来の株主資本簿価の推計

実際に (7) 式を用いて期待リターンを推計するためには，ROE の将来流列のみならず，株主資本簿価の将来流列の予測も必要となる．RIM 自体が，クリーン・サープラス関係を前提としているため，株主資本簿価もクリーン・サープラス関係にしたがって推移すると仮定し，Φ_t のもとでの時点 $t+j$ $(j=1,2,\ldots,11)$ の株主資本簿価の期待値 $\mathbb{E}_t\left(B_{i,t+j}\right)$ を次のように推計する．なお，ここでは，期待配当性向 $\mathbb{E}_t(K_{i,t+j}) \equiv \mathbb{E}_t\left(D_{i,t+j}/X_{i,t+j}\right)$ とし，Gebhardt *et al.* (2001) 同様，$\mathbb{E}_t(K_{i,t+j})$ $(j=1,2,\cdots)$ を t 期の実現配当性向 K_i で代理する．

$$\begin{aligned}
\mathbb{E}_t\left(B_{i,t+1}\right) &= B_{i,t} + \mathbb{E}_t\left(X_{i,t+1}\right) - \mathbb{E}_t\left(D_{i,t+1}\right) \\
&= B_{i,t}\left[1 + \underbrace{\left(\frac{\mathbb{E}_t\left(X_{i,t+1}\right)}{B_{i,t}}\right)}_{\mathbb{E}_t(ROE_{i,t+1})} - \underbrace{\left(\frac{\mathbb{E}_t\left(X_{i,t+1}\right)}{B_{i,t}}\right)}_{\mathbb{E}_t(ROE_{i,t+1})} \underbrace{\left(\mathbb{E}_t\left(\frac{D_{i,t+1}}{X_{i,t+1}}\right)\right)}_{\mathbb{E}_t(K_{i,t+1})=K_i}\right]
\end{aligned}$$

[21] ROE の平均回帰傾向については，米国企業であれば Nissim and Penman (2001)，日本企業であれば村宮 (2010) や大日方 (2013)，乙政 (2014) などによって示されている．

[22] たとえば，$t=2000$ 年ならば，1991 年 ~2000 年における ROE の中央値 4.59%を用いる．$t=2014$ 年ならば，2005 年 ~2014 年における ROE の中央値 5.36%を用いる．この方法を用いる理由は，小野・村宮 (2016) で詳述している．

[23] 複数の解法が存在するが，ここではブレント法で解くこととし，Mata の `mm_root` コマンド (Jann, 2005) を利用した．なお，推計された年間期待リターンが 0% 以上 30% 以下の範囲で収束しない企業については，サンプルから除外している．

$$
\begin{aligned}
&= B_{i,t}\left[1+\mathbb{E}_t\left(ROE_{i,t+1}\right)\left(1-K_i\right)\right] \\
\mathbb{E}_t\left(B_{i,t+2}\right) &= B_{i,t}\left[1+\mathbb{E}_t\left(ROE_{i,t+1}\right)\left(1-K_i\right)\right]\left[1+\mathbb{E}_t\left(ROE_{i,t+2}\right)\left(1-K_i\right)\right] \\
\mathbb{E}_t\left(B_{i,t+3}\right) &= \qquad\qquad\qquad\qquad\qquad\qquad \vdots
\end{aligned}
$$

2.2.3 配当性向 K_i の算定方法

企業 i の配当性向 K_i は，次のように算定する．

$$K_i = \frac{D_{i,t}}{X_{i,t}}$$

なお，$X_{i,t} < 0$ については，K_i を計算することができない．そうした企業については，1965 年~2014 年における総資産当期純利益率の中央値が 1.83%であることを利用して，総資産額の 1.83%を計算し，それを $X_{i,t}$ の代理として用いて K_i を求める [24]．

2.2.4 ICC と時間を通じて変動する期待リターンの関係

(6) 式から明らかなように，確かに Gebhardt *et al.* (2001) のような ICC アプローチは，期待リターンが時間を通じて一定であることを前提としている．したがって，一見すると，Campbell and Shiller (1988) の現在価値恒等式のように期待リターンが時間を通じて変動することを前提とした場合と，Gebhardt *et al.* (2001) のように期待リターンが時間を通じて一定であることを前提とした場合では，毎期の期待リターンが異なるものと考えられる．ここで，Campbell and Shiller (1988) の現在価値恒等式とは，以下に示す通りである．慣例に従い，対数変換した変数は，小文字で表すものとする．

$$p_t = \frac{k}{1-\rho} + (1-\rho)\sum_{j=0}^{\infty}\rho^j\mathbb{E}_t\left(d_{t+1+j}\right) - \sum_{j=0}^{\infty}\rho^j\mathbb{E}_t\left(r_{t+1+j}\right) \tag{8}$$

なお，ここでは，$\rho \equiv \frac{1}{1+\exp(\overline{dp})}$ (<1)，及び $k \equiv -\log\rho - (1-\rho)\log(1/\rho - 1)$ と定義している．dp_t は対数配当利回りを表し，$\overline{dp}$ は dp_t の事前の期待値とする [25]．

しかしながら，Pástor *et al.* (2008) が指摘するように，Campbell and Shiller (1988) の現在価値恒等式における期待リターンと対数配当成長率が AR(1) 過程に従う限りにおいて，時間を通じて一定だったはずの ICC アプローチの期待リターンは，時間を通じて変動する期待リターンと完

[24] $K_i > 1$ の観測値が一部で確認された．こうした高い配当性向が永続するとは考えにくいため，$K_i > 1$ の観測値については，フルペイアウト，すなわち $K_i = 1$ が永続すると仮定した．

[25] 実証上は過去の平均値を用いることが多い．たとえば，Campbell *et al.* (1997, Ch. 7) では 1926 年から 1994 年のデータを用いているが，配当利回りの平均は 0.04 である．

全に相関するのである．したがって，ICC アプローチによる期待リターンは，時間とともに変動する期待リターンの有用な代理変数たりうることをここで強調しておきたい．

次節では，ICC アプローチとは異なり，最初から期待リターンが時間を通じて変動することを前提にしたモデルをベースに期待リターンの推計を試みる Lyle and Wang (2015) の方法を採り上げる．

2.3 Lyle and Wang (2015) に依拠した期待リターンの推計方法

3 つ目は，Lyle and Wang (2015) に依拠した期待リターンの推計方法を詳述する．彼らは，Campbell and Shiller (1988) によって提示された現在価値恒等式に，クリーン・サープラス関係を仮定することによって導かれた Vuolteenaho (2002) の現在価値恒等式をベースにしている．Lyle and Wang (2015) は，それに複数の仮定を設けることで，時間的に変動する期待リターンの推計方法を提案しているのである．

Campbell and Shiller (1988) や Vuolteenaho (2002) の特徴は，株式リターンの定義式を出発点としながらも，そこで登場する変数を対数変換したものに基づき，現在価値関係に関する恒等式を提示しているところにある．Vuolteenaho (2002) は，株式リターンの定義式を出発点とし，クリーン・サープラス関係を前提として，次のような現在価値恒等式を導いた [26]．

$$
\begin{aligned}
p_{i,t} &= b_{i,t} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1}(r_{i,t+j} - roe_{i,t+j}) \\
\underbrace{\left(\frac{b_{i,t}}{p_{i,t}}\right)}_{\equiv bm_{i,t}} &= \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1}(roe_{i,t+j} - r_{i,t+j})
\end{aligned}
\tag{9}
$$

ただし，

$$
\begin{aligned}
R_{i,t+j} &\equiv \frac{P_{i,t+j} + D_{i,t+j} - P_{i,t+j-1}}{P_{i,t+j-1}} \\
r_{i,t+j} &\equiv \ln\left(1 + R_{i,t+j}\right) \\
roe_{i,t+j} &\equiv \ln\left(1 + ROE_{i,t+j}\right)
\end{aligned}
$$

なお，ρ は対数株式リターンの非線形項を 1 次のテーラー展開によって線形近似を行う際に出てくる線形化定数である．より具体的には，配当利回りの対数 dp と株主資本配当率 db の事前の期待値の適当なウェイトの加重平均値を $\bar{x}$ としたとき，

$$
\rho = \frac{1}{1 + \exp\left(\bar{x}\right)}
$$

[26] より厳密には，$\lim_{T\to\infty} \rho^T bm_{t+T} = 0$ の条件を課している．なお，Vuolteenaho (2002) の現在価値恒等式については，福井 (2008) に詳細な説明がある．

として表され，したがって ρ は 1 に小さく，1 に近い定数である [27]．

(9) 式の恒等式は事後的に成立するものであるが，当然事前的にも成立する．t 時点の情報集合 Φ_t のもとで，先の式を考えると，

$$\underbrace{\mathbb{E}(bm_{i,t} \mid \Phi_t)}_{bm_{i,t}} = \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \left[\underbrace{\mathbb{E}(r_{i,t+j} \mid \Phi_t)}_{\mathbb{E}_t(r_{i,t+j})} - \underbrace{\mathbb{E}(roe_{i,t+j} \mid \Phi_t)}_{\mathbb{E}_t(roe_{i,t+j})} \right] \tag{10}$$

となる．

2.3.1 Lyle and Wang (2015) の 3 つの仮定

Lyle and Wang (2015) は，まず，次の 2 つの仮定を設けた．1 つは，対数期待リターン（$\mathbb{E}_t\left(r_{i,t+j}\right) \equiv \mu_{i,t+j-1}$）と対数期待 ROE（$\mathbb{E}_t\left(roe_{t+j}\right) \equiv h_{i,t+j-1}$）が毎期変動し，かつ長期的には平均回帰するという仮定である．もう 1 つは，長期的に対数期待リターンと対数期待 ROE が同じ値 μ_i に収束するという仮定である [28]．具体的には，対数期待リターンと期待 ROE の対数が共通の平均 μ_i を持ち，以下の式で示される AR(1) 過程 (ただし，パラメータの絶対値は 1 より小さい) にしたがうと仮定したのである．

$$\text{Expected Log Returns}: \quad \mu_{i,t+1} = \mu_i + \kappa_i(\mu_{i,t} - \mu_i) + \xi_{i,t+1}, \quad \text{and} \tag{11a}$$

$$\text{Expected Log ROE}: \quad h_{i,t+1} = \mu_i + \omega_i(h_{i,t} - \mu_i) + \epsilon_{i,t+1} \tag{11b}$$

なお，$\xi_{i,t+1}$ と $\epsilon_{i,t+1}$ は，有限分散の攪乱項であり，次のように仮定する．

$$\mathbb{E}(\xi_{i,t+1} \mid \mu_{i,t}) = \mathbb{E}(\epsilon_{i,t+1} \mid h_{i,t}) = 0$$

この仮定のもとでは，(10) 式は，次のようにシンプルに表すことができる．

$$\begin{aligned} bm_{i,t} &= \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} \left[\left(\mu_i + \kappa_i^{j-1}(\mu_{i,t} - \mu_i) \right) - \left(\mu_i + \omega_i^{j-1}(h_{i,t} - \mu_i) \right) \right] \\ &= \underbrace{\left(\frac{1}{1 - \rho\kappa_i} \right)}_{\alpha_2} (\mu_{i,t} - \mu_i) - \underbrace{\left(\frac{1}{1 - \rho\omega_i} \right)}_{\alpha_1} (h_{i,t} - \mu_i) \end{aligned} \tag{12}$$

これを $\mu_{i,t}$ について解くと，Φ_t のもとでの翌期の対数期待リターン $\mathbb{E}_t\left(r_{i,t+1}\right)$ を導くことができる．

$$\underbrace{\mu_{i,t}}_{\mathbb{E}_t(r_{i,t+1})} = \mu_i + \frac{1}{\alpha_2} \left[bm_{i,t} + \alpha_1(h_{i,t} - \mu_i) \right] \tag{13}$$

[27] 実証上は，事前の期待値ではなく，過去の dp と db から計算された平均値が用いられる．Lyle and Wang (2015) では 0.97 が使用されているので，本稿でもそれを踏襲する．なお，想定されるとりうる値の範囲 (たとえば，$0.95 \leq \rho \leq 1$) で，この定数の値をいくらにするかで実証上の結果が大きく左右されることはないことは良く知られた事実である (たとえば，Callen and Segal, 2010)．

[28] この仮定は，長期的には競争により残余利益はゼロとなり，将来的にのれんはゼロ (すなわち，株価と株主資本簿価の比は 1) になることを意味し，Ohlson (1995) と同様の世界観が想定されている．

また，保有期間を時点 t から時点 $t+T$ までの T 期間とすれば，その T 期間の対数期待リターンは，次のように表すことができる．

$$
\begin{aligned}
\mathbb{E}_t\left(\sum_{j=1}^{T} r_{i,t+j}\right) &= \mathbb{E}_t\left(\sum_{j=1}^{T} \mu_{i,t+j-1}\right) \\
&= \sum_{j=1}^{T}\Big(\mu_i + \kappa_i^{j-1}(\mu_{i,t}-\mu_i)\Big) \quad \text{(by (11a))} \\
&= \mu_i T + (\mu_{i,t}-\mu_i) \underbrace{\sum_{j=1}^{T}\kappa_i^{j-1}}_{\text{初項 1，公比 } \kappa_i \text{ の等比数列の和}} \\
&= \mu_i T + (\mu_{i,t}-\mu_i)\frac{1-\kappa_i^T}{1-\kappa_i} \\
&= \mu_i T + \frac{1-\kappa_i^T}{1-\kappa_i}\frac{1}{\alpha_2}\Big[bm_{i,t} + \alpha_1(h_{i,t}-\mu_i)\Big] \quad \text{(by (13))}
\end{aligned} \tag{14}
$$

最後に Lyle and Wang (2015) は，モデルのパラメータを実証的に推計するために，対数リターンと対数 ROE のそれぞれに関して，実現値と期待値の間に以下の関係が成り立つことを 3 つ目の仮定とした．

$$
\underbrace{r_{i,t+1}}_{\text{realized log return}} = \underbrace{\mu_{i,t}}_{\text{expected log return}} + \underbrace{\eta_{i,t+1}}_{\mathbb{E}(\eta_{i,t+1}\mid \mu_{i,t})=0} \tag{15a}
$$

$$
\underbrace{roe_{i,t+1}}_{\text{realized log ROE}} = \underbrace{h_{i,t}}_{\text{expected log ROE}} + \underbrace{\nu_{i,t+1}}_{\mathbb{E}(\nu_{i,t+1}\mid h_{i,t})=0} \tag{15b}
$$

この仮定は，投資家が合理的に期待形成を行うことを意味する．言い換えれば，投資家の予測の外れ方にバイアスがなく，平均的に見れば投資家の期待と実際に実現する値は等しいことを仮定しているのである．

これら 3 つの仮定をもとにすれば，1 期先の対数リターン $r_{i,t+1}$ は，現在の対数 BE/ME と今期の対数 ROE を用いて表すことができるのである．

$$
\begin{aligned}
\underbrace{\mu_{i,t}}_{r_{i,t+1}-\eta_{i,t+1}} &= \mu_i + \frac{1}{\alpha_2}\left[bm_{i,t} + \alpha_1(\underbrace{h_{i,t}}_{\mu_i+\omega_i(h_{i,t-1}-\mu_i)+\epsilon_{i,t}} - \mu_i)\right] \\
r_{i,t+1} &= \mu_i + \frac{1}{\alpha_2}\left[bm_{i,t} + \alpha_1\left\{\omega_i(roe_{i,t}-\nu_{i,t}-\mu_i)+\epsilon_{i,t}\right\}\right] + \eta_{i,t+1} \\
&= \underbrace{\mu_i\left(1-\omega_i\frac{\alpha_1}{\alpha_2}\right)}_{\beta_0} + \underbrace{\left(\frac{1}{\alpha_2}\right)}_{\beta_1} bm_{i,t} + \underbrace{\omega_i\left(\frac{\alpha_1}{\alpha_2}\right)}_{\beta_2} roe_{i,t} + \underbrace{\eta_{i,t+1} + \frac{\alpha_1}{\alpha_2}\left(\epsilon_{i,t}-\omega_i\nu_{i,t}\right)}_{\zeta_{i,t+1}}
\end{aligned} \tag{16}
$$

あとは，適当なサンプルをもとに上式のモデルのパラメータを推計し，得られた推計値を (14)

式に代入すれば，時間的な変動を許容した期待リターンを得ることができる．

$$\hat{\mathbb{E}}_t\left(\sum_{j=1}^{T} r_{i,t+j}\right) = \hat{\mu}_i T + \frac{\left(1-\hat{\kappa}_i^T\right)}{1-\hat{\kappa}_i}\left[\hat{\beta}_1 bm_{i,t} + \hat{\beta}_2(roe_{i,t} - \hat{\mu}_i)\right] \tag{17}$$

なお，ここで出てくる $\hat{\kappa}_i$ などは，(16) 式から推計パラメータを使って次のように容易に計算することができる．

$$\underbrace{\hat{\kappa}_i}_{\text{対数期待リターンの AR(1) パラメータ}} = \frac{\left(1-\hat{\beta}_1\right)}{\underbrace{\rho}_{\text{先行研究に倣って 0.97}}} \tag{18}$$

$$\underbrace{\hat{\omega}_i}_{\text{対数期待 ROE の AR(1) パラメータ}} = \frac{\hat{\beta}_2/\hat{\beta}_1}{1+\left(\hat{\beta}_2/\hat{\beta}_1\right)\rho} \tag{19}$$

$$\underbrace{\hat{\mu}_i}_{\text{期待 ROE と期待リターンの収束先}} = \frac{\hat{\beta}_0}{\left(1-\hat{\beta}_2\right)} \tag{20}$$

こうして，Lyle and Wang (2015) は，現在価値恒等式という理論的基礎を持ちつつ，株式リターン，株主資本簿価／時価比率，ROE の実績値のみから時間的に変動する期待リターンを推計する方法を考案したのである．

2.3.2 Lyle and Wang (2015) と本研究の違い

第 1 に，四半期データではなく年次データを用いることである．Lyle and Wang (2015) は，メインの分析において，時点 t から時点 $t+1$ の時間間隔を 3ヶ月として捉えて，推定時点から 3ヶ月間，12ヶ月間，24ヶ月間，36ヶ月間を保有期間とした場合の期待リターンを推計している．しかしながら，彼らは仮定の 1 つ目で ROE の平均回帰を前提としているから，季節変動によって影響を受ける四半期データを利用するよりも，年次データを利用した方が望ましいと考えられる．そこで，本研究では時点 t から時点 $t+1$ の時間間隔を 1 年として捉えて，推定時点から 1 年間，2 年間，3 年間を保有期間とした場合の期待リターンの推計を試みる．

第 2 に，対数期待リターンと期待 ROE の対数は，産業レベルで平均回帰するのではなく，全社（経済全体）レベルで平均回帰すると仮定することである．Lyle and Wang (2015) は (16) 式を産業レベルのプール回帰で推計し，回帰係数や $\hat{\kappa}_i$，$\hat{\mu}_i$，$\hat{\omega}_i$ のパラメータが産業ごとに異なる（産業内では同じ）ことを求めている．この背後にある仮定は，ある企業の期待リターンや期待 ROE は時間とともに同業他社に近づき，超過リターン（残余利益）は産業内での競争を通じて消滅するということである．しかし，この仮定が不適切であることを示す証拠が蓄積されつつある．Fairfield *et al.* (2009) や小野・村宮 (2016) における分析は，産業ベンチマーク（同業種の過去中央値）よりも全社ベンチマーク（全企業の過去中央値）に平均回帰すると仮定した方が，将来 ROE の予測

精度という観点からは優れていることを示している．そこで我々は，(16) 式を全企業のデータを用いて推計し，$\hat{\kappa}_i$，$\hat{\mu}_i$，$\hat{\omega}_i$ のパラメータとしては全企業に同じ値を用いる．

第 3 に，対数 ROE の実現値と期待値の間に (15b) 式を仮定せず，予想利益に基づいて対数 ROE の期待値を算定することである．(15b) 式における期待値と実現値の差 $\nu_{i,t+1}$ は，(16) 式の回帰の誤差項に含まれる．したがって，回帰期間における $\nu_{i,t+1}$ の平均値はゼロであり，かつ，$\nu_{i,t+1}$ は $bm_{i,t}$ や $roe_{i,t}$ と無相関でなければならないが，この条件が満たされるとは限らない．たとえば，特別損益を事前に期待していなかった部分と解釈するならば，それは $\nu_{i,t+1}$ に含まれることになる．しかし，1990 年代後半以降でみた場合，特別損益の平均値はマイナスである (たとえば，池田ほか, 2013)．それに加えて，Sloan (1996) や Xie (2001)，Richardson *et al.* (2005) に代表される会計発生高 (accruals) に関する研究では，既知の会計発生高やその構成要素が将来の利益に与える影響を投資家が過大評価していることが明らかにされている．また，本研究の分析対象である日本市場においても，桜井・音川 (2013) では，いくつかの財務項目 [29] が将来利益にどのようなインプリケーションがあるのかを，投資家が適切に理解しているとは言い難い証拠が複数提示されている．これらの先行研究は，ある特性を有する企業群に対して，投資家は過度に高い，あるいは低い期待を有していることを示唆している．こうした研究結果を与件とすると，投資家が，利益に関して合理的に期待形成を行っていると仮定するのは，実態を適切に反映していないのかもしれない．以上のような点を考慮すると，(15b) 式を用いて導出される (16) 式の推計値にはバイアスが生じるおそれがある．そこで我々は，(15b) 式を前提としない一方で，先の 2.2.1 節との整合性を鑑み，最新の予想利益をもとに $h_{i,t} \equiv \mathbb{E}_t\left(roe_{i,t+1}\right)$ を算定する．言い換えれば，投資家がその時点で利用可能な最新の予想利益に依拠して期待形成を行っていると仮定するのである．その場合，1 期先の対数リターン $r_{i,t+1}$ を表した (16) 式は，次のように置き換えられる．

$$r_{i,t+1} = \underbrace{\mu_i\left(1 - \frac{\alpha_1}{\alpha_2}\right)}_{\beta_0} + \underbrace{\left(\frac{1}{\alpha_2}\right)}_{\beta_1} bm_{i,t} + \underbrace{\left(\frac{\alpha_1}{\alpha_2}\right)}_{\beta_2} h_{i,t} + \eta_{i,t+1} \tag{21}$$

我々は，実績 ROE を用いる (16) 式だけでなく，予想 ROE を用いる上記の (21) 式による回帰と期待リターンの推計も行って，２つの式に基づく結果を比較することにしたい．なお，(21) 式の係数推定値を用いる場合，$\hat{\omega}_i$ の計算式が前述の方法とは異なる点に注意が必要である（$\hat{\kappa}_i$ や $\hat{\mu}_i$ は同じである）．

$$\underbrace{\hat{\omega}_i}_{\text{対数期待 ROE の AR(1) パラメータ}} = \frac{1 - \left(\hat{\beta}_1 / \hat{\beta}_2\right)}{\rho} \tag{22}$$

[29] たとえば，設備投資額，のれん，受注残高情報などである．

2.3.3　実際の推計手順

前述したように，本研究では年次データを用いて，Lyle and Wang (2015) モデルから期待リターンを推計する．具体的な手続きとしてはまず，各年の 6 月末時点で，翌 1 年間の対数リターン（$r_{i,t+1}$）を，直近に公表された 3 月決算の情報に基づく変数（$bm_{i,t}$，$roe_{i,t}$，$h_{i,t}$）とマッチさせる．そして，少なくとも過去 5 年分のデータを用いて，(16) 式や (21) 式を Fama and MacBeth (1973) の方法で推計し，係数推計値を入手するのである．なお，推計ウィンドウとしては，期待リターン推計時点（各年 6 月末時点）で入手可能な過去データをすべてプールするリカーシブ方式（recursive estimation or cumulative window approach）を採用する．たとえば，1983 年 6 月末時点で期待リターンを求めるのであれば，1977 年 6 月末から 1983 年 6 月末までの年次対数リターン（1 社につき 5 個）を被説明変数（$r_{i,t+1}$）の値とし，1977 年 3 月決算から 1983 年 3 月決算までの情報（1 社につき 5 個）を説明変数（$bm_{i,t}$，$roe_{i,t}$，$h_{i,t}$）の計算に用いる [30]．他方で，2014 年 6 月末時点で期待リターンを求めるのであれば，1977 年 6 月末から 2014 年 6 月末までの年次対数リターン（1 社につき 36 個）と，1977 年 3 月決算から 2013 年 3 月決算までの情報（1 社につき 36 個）を活用することになる．なお，外れ値の影響を軽減するため，被説明変数と説明変数の両方を年度ごとに上下 1% ずつ置換する処理を行った後で，(16) 式や (21) 式を推計する．

そして，上記の回帰から得られたパラメータ $\hat{\beta}_1$，$\hat{\beta}_2$，$\hat{\mu}_i$，$\hat{\kappa}_i$ と，直近の決算情報から計算された $bm_{i,t}$，$roe_{i,t}$，$h_{i,t}$ を (17) 式に代入し，$T = 1$ (2 or 3) とすれば保有期間を 1 (2 or 3) 年間とした場合の期待リターンを導くことができる．たとえば，2000 年 6 月末時点で期待リターンを求めるのであれば，回帰パラメータと 2000 年 3 月決算の情報を組み合わせて，2000 年 7 月 1 日からの 1（2 or 3）年間の期待リターンを算出する．なお，$\hat{\omega}_i$ は期待リターンの算出に用いないが，結果を解釈するのに役立つため，$\hat{\mu}_i$ や $\hat{\kappa}_i$ とともに要約統計量を求める．また，要約統計量を求める際には，持続性パラメータ $\hat{\kappa}_i$，$\hat{\omega}_i$ は -0.9999 と 0.9999 で置換処理している．

3　サンプルとデータ

3.1　サンプル

本稿で使用するデータベースは次の通りである．まず，利益や株主資本をはじめとする実績財務データは，日本経済新聞社デジタルメディア局の NEEDS 日経財務データ DVD 版より入手した．一方，予想利益については，金融データソリューションズの日本上場企業日次財務データから取得した．このデータベースには，東洋経済予想・決算短信予想・会社リリースを情報源として，アナリスト，もしくは会社経営者による次期の業績予想の最新数値が，日次単位で収録されている．株式リターンや時価総額など市場関連項目は，金融データソリューションズの日本株式

[30] 3.1 節で後述するように，分析対象期間は 1977 年からであるが，1978 年については予想利益の数字がデータベースから多数欠落しているため，1978 年は分析から除外している．

日次リターンデータから取得した．なお，日本上場企業日次財務データにおいて，連結本決算予想データの情報が揃うのは 1995 年 3 月決算期からである．したがって，1995 年 3 月期より前では個別データを利用し，1995 年 3 月期以降では連結財務諸表を公表している企業については連結データを優先的に採用し，個別財務諸表のみを公表している企業については個別データを用いる．

実証分析ではまず，毎年 6 月末時点で入手可能な情報に基づいて，翌 1 年間（7 月 1 日から翌年 6 月末まで）の期待リターンを様々な方法で推計する．Lyle and Wang (2015) モデルの場合，期待リターンを推計するためには回帰分析が必要である．回帰式に含められるのは，以下の要件を満たす企業である．

1. 6 月末時点でいずれかの証券市場に上場しており，かつ，3 月決算企業であること．
2. 東証業種分類で銀行・証券・保険・その他金融業に該当しないこと．
3. 翌 1 年間の対数リターン（r_{t+1}），3 月末時点での BE/ME の対数（bm_t），期首株主資本と当期純利益に基づく対数 ROE (roe_t)，期末株主資本と予想純利益に基づく対数 ROE ($h_t \equiv \mathbb{E}_t\left(roe_{t+1}\right)$) が計算可能であること．
4. 期首と期末の株主資本がプラスであり，かつ，ROE や予想 ROE の絶対値が 1 を下回っていること．

なお，データベースにおいて，多数の企業の予想利益が収録され始めたのは 1977 年である．そのため，回帰分析の対象期間（t）は 1977 年 ~2013 年，観測値数は 60,306 社・年となる．

期待リターンの推計値を入手した後には，その値が，翌 1 年間で事後的に実現したリターンの銘柄間差異を説明することができるのかなどを調査し，推計値の妥当性比較を行う．期待リターン推計値の妥当性比較の対象となるのは，前述の 4 要件に加えて，以下の要件を満たす企業である．

5. ファクター・モデルにおける各ファクターへの感応度を計算するのに必要なデータとして，少なくとも過去 24ヶ月間の株式リターン・データが入手可能であること．
6. Gebhardt *et al.* (2001) の方法で多項式を解き R_i を求める際に，0% から 30% までの範囲で収束値が得られること．

以上の 6 つの要件を満たす場合，本研究でとりあげるすべての方法のもとで期待リターン推計値が得られ，かつ，翌 1 年間の実現リターン予測能力の分析にも含めることができる．なお，Lyle and Wang (2015) モデルの場合，少なくとも過去 5 年分の回帰に基づいて期待リターンを推計するから，推計値が得られるのは 1983 年以降となる．したがって，本研究における期待リターン推計時点は 1983 年から 2014 年までの毎年 6 月末であり，推計値の妥当性評価の対象となる観測値数は 55,703 社・年である．

3.2 基本統計量

まず，表 1 では，Lyle and Wang (2015) のオリジナルの方法，ならびに Lyle and Wang (2015) の発展形として予想利益に基づいて roe を計算する方法によって期待リターンを推計するときの回帰モデル，すなわち，(16) 式と (21) 式の推計結果を要約している．Panel A は，当期純利益から roe を計算した場合の (16) 式の推計結果である．平均値で評価する限り，bm の係数は正である一方，roe の係数は負であり，現時点の bm が高い企業ほど，また，今期の実績 ROE が低い企業ほど，将来の実現リターンが高い傾向にあることを示唆している．bm に関する傾向は，産業ごとのリカーシブ回帰によって，同様のモデルを推計した Lyle and Wang (2015) や，r，bm，roe の 3 変数を状態変数としてベクトル自己回帰 (Vector Autoregressive; VAR) を推計した Vuolteenaho (2002) や Callen *et al.* (2010) と同様である [31]．しかし，roe に関する傾向は異なっている．そうした研究では，bm と roe の係数は，いずれも正である．日本では roe の係数がマイナスであるために，対数期待 ROE の持続性たる ω もマイナス（平均値は -0.2057，中央値は -0.2555）となっている．こうしたマイナスの持続性は，直感的には違和感を憶える．事実，Lyle and Wang (2015) では，米国市場の ω の平均値（中央値）は，0.7721 (0.7861) と非常に高い正の持続性が報告されている．日本市場における対数期待 ROE のマイナスの持続性は，日本企業の実際の姿を反映しているのか，モデルの構造に欠陥があるのかは，さらなる検証が必要であるが，ω 自体は期待リターンの推計には直接的に影響しないので，ここではこれ以上深く議論しない．対数期待リターンと対数期待 ROE の長期の収束先 $\hat{\mu}$ が，いずれの年度もプラスに推計されており，その平均値 (中央値) は 0.1110 (0.0923) である．これは単純にネット・リターンに変換すると，期待リターンと期待 ROE の収束先が 11.7% (9.7%) であることを意味し，図 5 で示した市場リスク・プレミアムの過去の水準から考えるとやや高いように思える．

表 1 の Panel B は，(21) 式の推計結果を要約している．注目すべきは，実績 roe を用いた Panel A に比べて，予想 roe を用いた Panel B では，roe の係数がすべて正であり，対数期待 ROE の持続性たる ω も平均的にみて 0.6153 と高い数値となっていることである．この結果は，Lyle and Wang (2015) のオリジナルな方法に比べて，本研究の方法に基づけば，対数期待 ROE の AR (1) パラメータはプラスでかつ，高く推計される傾向にあることを示唆している．また，Panel A と比較して，Panel B の方が，対数期待リターンと対数期待 ROE の長期の収束先 $\hat{\mu}$ が多くの年度でやや高めに推計されている．

表 2 の Panel A∼H では，様々な推計手法によって算出された期待リターン推計値の要約統計量を示している（Panel I では実現リターンを期待リターンの代理変数として捉えた場合の参考情報として，実現したリターンの要約統計量を記載している）[32]．なお，本研究では単純（ネット）

[31] Vuolteenaho (2002) や Callen *et al.* (2010) では，変数ごとにクロス・セクションの平均値を差し引いたものを用い，定数項を考えずに $r_{i,t+1} = \beta_1 r_{i,t} + \beta_2 bm_{i,t} + \beta_3 roe_{i,t} + u_{i,t+1}$ を推計している．

[32] Hou *et al.* (2014, 2015) の q ファクター・モデルに関しては，図 7 と図 8 で示した期待リスク・プレミアムの時系列推移を踏まえ，予想 ROE を利用した場合の結果のみを表示し，実現 ROE を用いた場合の結果は省略する．

レベルで推計されるモデルと，対数レベルで推計されるモデルの両方を対象としているので，両レベルでの要約統計量を表示する．具体的には，1 年（12ヶ月），2 年（24ヶ月），3 年（36ヶ月）先までの期待リターンの推計値について，年次（1983 年 6 月末 ~2014 年 6 月末）別クロス・セクション分布の要約統計量の時系列平均を計算している．

Panel A~F で取り上げたモデルでは，単純レベルで期待リターンが推計される．そのもとでは，期待リターンが正規分布にしたがうと想定されていると考えられるので，単純リターンの自然対数をとり，対数リターンに変換した後で，表の左側の要約統計量を計算している．他方で，Panel G~H のモデルでは，対数レベルで期待リターンが推計されるから，他のモデルとの比較のためには単純リターンへと変換を行う必要がある．ここで，対数期待リターンが条件付正規分布にしたがうとき，単純期待リターンは以下のように計算できる (Chattopadhyay *et al.*, 2015, p. 19)．

$$\hat{\mathbb{E}}_t\left(R_{i,t+1}\right) = \exp\left(\hat{\mu}_{i,t} + \frac{1}{2}\hat{\sigma}^2_{i,t+1}\right)$$

ただし，μ_i は対数期待リターン，σ_i^2 は対数期待リターンの分散である．σ_i^2 は，直近 1 年間の対数実現リターンについて，クロス・セクションでの分散を計算することにより求めた（24ヶ月（36ヶ月間）リターンの分散はその 2 倍（3 倍）として算出した）．そして，$\mu_{i,t}$ と $\sigma^2_{i,t+1}$ の推計値を上の式に代入することにより，単純リターンの期待値を求めている．

翌 1 年間の単純リターンに注目すると，Panel A~E における平均値・中央値は約 9% である一方，Panel F における平均値・中央値は約 5%である．また，Panel G と H で示したように，Lyle and Wang (2015) モデルの平均値・中央値は約 15%である．期待リターンの平均的な水準に注目した場合，Gebhardt *et al.* (2001) の方法がもっとも低く，次にファクター・モデル，もっとも高いのは Lyle and Wang (2015) の方法であった．

次に分布に着目するため，各パーセンタイルを確認しよう．CAPM や Gebhardt *et al.* (2001)，そして，Lyle and Wang (2015) の方法を用いた場合，いずれのパーセンタイルを見ても，少なくとも期待リターンが正であるという意味で，実際に期待リターンがとりうる値を示している．しかし，Gebhardt *et al.* (2001) の方法に基づいて推計された期待リターンの四分位範囲は 2.4%しかないことは注目すべきである．このことは，銘柄間で期待リターン推計値に大きな差が発生しないことを意味し，久保田・竹原 (2008) も論じているように「推定された株式資本コストが個別企業のリスククラスを十分に反映していない可能性を示唆」 (p. 9) しているのかもしれない．

最後に，CAPM 以外のファクター・モデルに依拠して推計された期待リターンの基本統計量を確認しよう．いずれも 5 パーセンタイルでマイナスの期待リターンとなっており，無リスク利子率を勘案すると，全体の 5%よりももっと多くの銘柄で期待リスク・プレミアムが負に推計されている．一方で，四分位範囲は約 7 ~ 8% もあり，Gebhardt *et al.* (2001) の方法に比べて十分に高く，CAPM 以外のファクター・モデルによる期待リターンは，リスククラスをうまく反映しているのかもしれない．

総じて，基本統計量をみる限りでは，CAPM 以外のファクター・モデルでは，期待リスク・プレ

ミアムが負に推計される銘柄が散見されるという問題を抱えていることが分かった．一方，CAPM や Gebhardt *et al.* (2001)，Lyle and Wang (2015) の方法を用いれば，現実的妥当性を有した期待リターンを推計できる一方で，Gebhardt *et al.* (2001) の方法では，四分位範囲が狭く，銘柄間のバラツキは，他の方法に比べて極端に小さいことから，クロス・セクショナルな銘柄間のリスクの違いを反映した期待リターンが推計できているかについては疑義がある．このように基本統計量をみただけでは，どの方法が優れているかについては明確な結論を出せずにいる．そこで，次の第 4 節では，さらに踏み込んだ手法により，それぞれの方法に基づく期待リターンの推計値の妥当性を検討する．

4　期待リターン推計値の妥当性評価に関する実証結果

4.1　個別銘柄レベルでのクロス・セクション分析

4.1.1　銘柄別期待リターンと将来実現リターンとの関連性：回帰分析

期待リターン推計値の妥当性を評価する際には，その値が将来の実現リターンの銘柄間差異を説明できるかどうかに注目することが一般的である (たとえば, Gode and Mohanram, 2003; Lyle and Wang, 2015)．この分析の背景には，推計された期待リターンが，真の期待リターンをうまく反映している限りにおいて，将来の実現リターンと正の関連があるはずという考えがある．主として，ICC アプローチの是非を問うた先行研究の結果は，首尾一貫していない．たとえば，Ohlson and Juettner-Nauroth (2005) モデルや Gebhardt *et al.* (2001) の方法による期待リターン推計の妥当性を検証した Gode and Mohanram (2003) では，いずれの方法を用いても，事前に推計された期待リターンと将来の実現リターンとの間に，正の関係が存在することを明らかにしている．一方，DDM を用いた期待リターン推計の妥当性を評価した Kang and Sadka (2015) は，ICC アプローチによって推計された期待リターンは，たとえばアナリストによる楽観的な利益予測や企業の存続可能性などのある種の特性を色濃く反映しており，期待リターンと実現リターンの間にはむしろ負の関係が存在することを明らかにしている．

本研究では日本市場を対象にして果たして両者に正の関係が存在するか否か，回帰分析とポートフォリオ分析により検証する．まず，特定の期間（1 年間，2 年間，3 年間のいずれか）の対数実現リターンを被説明変数，その期間に対する事前の対数期待リターンを説明変数とする回帰式を推定する．

$$r_{i,t\to t+k} = \delta_0 + \delta_1 \mathbb{E}_t \left(r_{i,t\to t+k} \right) + w_{i,t+k} \tag{23}$$

なお，Lyle and Wang (2015) は対数レベル，他のモデルでは単純レベルでのリターンを前提としているため，対数リターンだけでなく，単純リターンに関しても同様の回帰分析を行う．回帰

分析にあたっては，外れ値の影響を軽減するため，被説明変数と説明変数の両方に関して，年度ごとに上下 1% を置換する処理を行っている．

説明変数として真の期待リターンを用いることができれば，どの保有期間 k に対しても，$\hat{\delta}_0 = 0$, $\hat{\delta}_1 = 1$ となるはずである．ただし，説明変数に測定誤差がある場合，OLS での係数推定値にはゼロへ近づく方向にバイアスが生じる．そのため「(引用者注: 定数項が 0，係数が 1 かどうかの）テストは明確な推論をもたらさない」(Easton and Monahan, 2005, p. 505) 可能性がある．そのような問題はあるにせよ，最低限 $\hat{\delta}_1 > 0$ でなければ，その期待リターンの妥当性を主張することはできないであろう．

回帰式を Fama and MacBeth (1973) 型で推定した結果は，表 3 に示したとおりである．1 年間の単純リターンに注目した場合，将来の実現リターンと有意な正の関連性をもっているのは，Panel F・G・H の 3 つである．Gebhardt *et al.* (2001) の方法は，期待リターンの係数が 2.387 ($t = 4.21$, $p < 0.01$) と有意に正である．この結果は，推計された期待リターンの 2 倍超のリターンが将来実現することを示唆しており，理論値の 1 をベンチマークとすれば，係数はやや過剰に高いと言える．一方で，Panel G と H で示したように，Lyle and Wang (2015) の方法は，定数項こそ理論値のゼロよりもやや低めに推計されている（ただし，両 Panel ともゼロとは有意に異ならない）ものの，$\hat{\delta}_1$ は，Gebhardt *et al.* (2001) の方法に比べて，より理論値の 1 に近い形で推計されている．とりわけ，Lyle and Wang (2015) の発展形として予想利益から roe を計算した場合，期待リターンの係数は 0.924 ($t = 4.98$, $p < 0.01$) であり，理論値の 1 に極めて近い．こうした傾向は，たとえ対数リターンを用いようが，保有期間を延長しようが，ほとんど変わらない．したがって，将来実現リターンのクロス・セクションでの差異を説明するという観点からは，本研究で提示した Lyle and Wang (2015) の発展形による方法をもっとも高く評価することができるであろう．

なお，回帰式を推定した場合の決定係数は非常に小さい．本研究における多くのモデルではほぼゼロであり，Lyle and Wang (2015, p. 517) のプール回帰でも 2% 程度である．この結果は，企業レベルの株式リターンの変動のほとんどが，期待外のニュース，その中でもとりわけ期待外のキャッシュ・フロー・ニュースに起因することを明らかにした先行研究の結果と首尾一貫している[33]．

4.1.2　銘柄別期待リターンと将来実現リターンとの関連性：ポートフォリオ分析

次に，ポートフォリオ分析を実施する．具体的には，期待リターン推計日（予想日）において，期待リターンの推計値に基づいて五分位と十分位ポートフォリオを作成する．そして，均等加重 (equal-weighted) 五分位（十分位）ポートフォリオによって生み出された事後的な対数リターンと

[33] 個別銘柄のリターンの変動が，キャッシュ・フロー・ニュースによってもたらされているか，割引率ニュースによってもたらされているかについては，たとえば米国市場であれば (Vuolteenaho, 2002, Table III)，日本市場であれば (椎葉・村宮, 2016, 脚注 5) を参照

単純リターンの平均値を計算するのである．ポートフォリオ作成後の実現リターンとしては，(a) 各個別銘柄のリターン，(b) 時価総額で測った企業規模で調整を行った規模調整済みリターンを用いている[34]．この分析を 1 年・2 年・3 年先までの期待リターンのそれぞれについて実施する．

ポートフォリオ分析の結果は，表 4 に示したとおりである．単純リターンに注目した場合，Panel E を除き，第 5 五分位（第 10 十分位）と第 1 五分位（第 1 十分位）の差は統計的に有意である．その中でも分位スプレッドが最も大きいのは，Gebhardt *et al.* (2001) の方法を用いた場合である．第 1 五分位 (第 1 十分位) ポートフォリオに含まれる銘柄をショートし，第 5 五分位 (第 10 十分位) ポートフォリオに含まれる銘柄をロングするゼロ・キャッシュ投資戦略によるヘッジ・リターンは，12ヵ月・24ヵ月・36ヵ月間のそれぞれで，10.18%（12.25%），17.48%（21.38%），25.44%（31.45%）であり，いずれも 1%水準で有意に高いリターンを獲得することができる．同様にヘッジ・リターンが高いのは，Panel G と H で示した Lyle and Wang (2015) の方法である．

他方で，第 1 五分位から第 5 五分位への実現リターンの増加傾向に注目した場合，モデル間で差異が見受けられる．Panel A や Panel E では，第 1 五分位から第 5 五分位にかけて，実現リターンが単調に増加しているとは言い難い．他方で，それ以外の Panel ではおおむね単調増加の傾向が観察されるが，Gebhardt *et al.* (2001) の方法や Lyle and Wang (2015) の方法に比べると，ヘッジ・リターンはいずれの投資期間でも半分以下である．総じて，ポートフォリオ分析の結果からは，Gebhardt *et al.* (2001) の方法と Lyle and Wang (2015) の方法を高く評価することができると結論づけられよう．

4.2 市場全体レベルでの時系列分析

4.2.1 市場レベルでのボラティリティと期待リスク・プレミアムの関連性

推計された期待リターンの妥当性を評価する方法として，将来の実現リターンとの関連性を検証するアプローチのほか，期待リターンとリスクとの関連性を以てその妥当性を評価しようとするアプローチもある．たとえば，Botosan and Plumlee (2005) は，DDM や残余利益モデルをベースに ICC アプローチによって推計された期待リターンとベータや企業規模といったリスク変数が，クロス・セクションで安定的にかつ，理論通りの符号で関係しているかどうかを検証している．同じような発想で，本研究では時系列でリスク・リターンのトレード・オフの関係が観察されるかどうかを以て，推計された期待リターンの妥当性を評価する[35]．

[34] 規模調整済みリターンの算出手順は次のとおりである．(1) 金融業を含まない全上場銘柄をユニバースとし，そこから東証 1 部・2 部上場銘柄だけを抽出して，t 年 6 月末時点の株式時価総額（＝株価×普通株発行済株式数）に基づき，十分位ポートフォリオ作成の基礎となる分位点を計算する．(2) その分位点にしたがって，t 年 6 月末の時価総額を基準に各個別銘柄がいずれのポートフォリオに属するかを決定する．(3)t 年 7 月から $t+1$ 年 6 月の各月において，各ポートフォリオの加重平均リターン（各銘柄のウェイトは前月末時価総額に基づく）を算出し，個別銘柄のリターンからその加重平均リターンを差し引くことで，規模調整済みリターンを求めている．

[35] この種の分析の包括的なレビューは，Lettau and Ludvigson (2010) を参照．

リスク・リターンのトレード・オフは，ファイナンスの基本原則として知られているが，たとえば，Merton (1973) の ICAPM や離散時間での資産評価を検討した Campbell (1993) では，市場ポートフォリオの（条件付）期待リターンとその分散が線形関係にあり，正の値が想定される相対的リスク回避度が両者の関係の鍵を握ることが明らかにされている．こうした理論的背景をもとに，Lundblad (2007) や Pástor *et al.* (2008) は，実証上，下記の式に落とし込んで，それが現実に成立しているかどうかを検証している．

$$\mathbb{E}_t\left(R_{M,t+1} - R_{F,t+1}\right) = \lambda_0 + \lambda_M \sigma^2_{M,t} \tag{24}$$

ただし，$R_{M,t+1}$ は $t+1$ 期の市場ポートフォリオのリターン，$R_{F,t+1}$ は無リスク利子率，$\sigma^2_{M,t}$ は t 期の市場ポートフォリオの分散をそれぞれ表す．

なお，本研究では，各年 6 月末時点で推計した翌 1 年間の期待リターン $\hat{\mathbb{E}}_t(R_{i,t+1})$ と，各年 6 月末時点の 10 年物国債の応募者利回りに基づく無リスク利子率 $\hat{\mathbb{E}}_t(R_{F,t+1})$ から，$\mathbb{E}_t\left(R_{i,t+1} - R_{F,t+1}\right)$ を銘柄ごとに算定し，それを個別銘柄の期待リスク・プレミアムと定義する．そして，各年 6 月末時点で，本研究で対象とするすべての方法で期待リターン推計値が得られる全銘柄に基づき，期待リスク・プレミアムの平均値を計算し，それを市場レベルの期待リスク・プレミアム，すなわち，$\mathbb{E}_t\left(R_{M,t+1} - R_{F,t+1}\right)$ と呼ぶ．Pástor *et al.* (2008) と同様に，単純平均 (Equal-Weighted) による結果と，各銘柄の 6 月末時価総額による加重平均 (Value-Weighted) による結果の両方を提示する．

図 9 は，各期待リターン推計方法のもとで計算された $\mathbb{E}_t\left(R_{M,t+1} - R_{F,t+1}\right)$ について，年次レベル（各年 6 月末時点での推計値）での推移を示したものである．ファクター・モデルから計算された市場期待リスク・プレミアムの推移は類似している．どの方法でも 1990 年 6 月末以前（バブル崩壊前）は高い一方で，バブル崩壊後はどの年もおおむね 0~5 %の範囲に収まっている．他方で，Gebhardt *et al.* (2001) の方法から計算された市場期待リスク・プレミアムは，1990 年代後半以降，徐々に上昇している傾向が見受けられる [36]．無リスク利子率（10 年物国債応募者利回り）が徐々に低下している（1983 年 6 月時点では 7.5 %だが，2014 年 6 月時点では 0.6 %）ことも考慮すると，Gebhardt *et al.* (2001) の方法から計算された市場全体の期待リターン（無リスク利子率とリスク・プレミアムの和）は，時系列であまり変化していないことがわかる．Lyle and Wang (2015) の方法から計算された市場期待リスク・プレミアムは，株価変動が激しかった時期（たとえば，1989 年 12 月をピークとした株価上下の直後の 1990 年 6 月や，リーマン・ショック後の 2009 年 6 月）に推計した値が高くなっているように見受けられる [37]．これは，他の方法が，ほ

[36] Pástor *et al.* (2008, Figure 2, Panel E) で提示された日本の市場期待リスク・プレミアム（DDM をベースにした ICC アプローチによる）でも，1990 年代前半はマイナスになる一方で，1990 年から 2000 年代前半にかけて上昇傾向にあったことが示されている．

[37] なお，図 10 は，期待リターン推計時点（各年 6 月末）の直近 1 年間における週次市場リターンの標準偏差の推移を示したものである．週次市場リターンは，金融業に属する銘柄及び優先出資証券等を除いた全銘柄を対象にして計算した平均値であり，(a) 単純平均と (b) 前週末時価総額に基づく加重平均のそれぞれの値を利用する．図で示した標準

とんどボラティリティとは無関係に動いているように見えるのとは対照的な傾向であり，Lyle and Wang (2015) の方法がうまく (24) 式の関係を捕捉している可能性を示唆するものである．

ここで，経済状況や市場ボラティリティと Lyle and Wang (2015) の方法による市場期待リターンとの関係も確認しておこう．図 11 の上は実績 ROE を用いた場合，下は予想 ROE を用いた場合のそれぞれについて，向こう 100 年間の保有期間別の年間市場期待対数リターンのカーブを年度ごとに示したものである．他の方法は，時間を通じて期待リターンが一定であることを想定しているため，期待リターンは直線で示される一方で，時間的な変動を許容した Lyle and Wang (2015) の方法は，保有期間別にこのようなカーブを描くことになる．

この図から次の 2 点を指摘することができる．まず 1 点目は，多くの年度において，保有期間が長くなるほど，1 年当たりの期待リターンは高くなる傾向が観察される点である．これは，保有期間が長くなれば，将来の不確実性が高くなるからであり，直感とも合致している．また，2 点目は，急激にボラティリティが増加したリーマン・ショック以後，とりわけ短期保有の期待リターンの方が，長期保有の期待リターンより上回る傾向が観察される点である．これは，短期的に将来の不確実性の高まることに起因するものと考えられる．すなわち，将来の不確実性が高まることによって，リスクは高まり，新規プロジェクトに関わる資金調達のコストや新株発行による資金調達のコストは短期的に高まることを反映しているものと考えられるのである．こうした傾向は，Lyle and Wang (2015, p. 520, Fig.2) でも観察されており，彼らの方法がいかに現実の情勢と整合的かを示す証拠であるといえる．

この節の最後では，(24) 式が現実に成立しているかどうかを確かめるため，以下の回帰式を推計する．

$$\mathbb{E}_t\left(R_{M,t+1} - R_{F,t+1}\right) = \lambda_0 + \lambda_M \sigma_{M,t}^p + \varepsilon_{t+1}, \qquad p = 1, 2. \tag{25}$$

ただし，$\mathbb{E}_t\left(R_{M,t+1} - R_{F,t+1}\right)$ は市場期待リスク・プレミアム，$\sigma_{M,t}^p$ は期待リターン推計時点の直近 1 年間における週次市場リターンの分散（または標準偏差）を年次換算したものである [38]．なお，誤差項の系列相関の影響に対処するため，Newey and West (1987) の修正を行った標準誤差（1 期分のラグを考慮したもの）を用いる．観測値数は，1983 年から 2014 年までの 32 個である．$\hat{\lambda}_M > 0$ であれば，その方法によって推計された期待リターンは，リスク・リターンのトレード・オフをうまく捕捉できていると結論づけられよう．

表 5 の Panel A・B (C・D) は，被説明変数として個別銘柄の期待リスク・プレミアムの年度別単純（加重）平均，説明変数として個別銘柄の週次単純（加重）平均リターンから計算した分散（または標準偏差）を用いた場合の推計結果と両者の相関係数を示している．$\hat{\lambda}_M > 0$ と合理

偏差は，過去 1 年分（52 週分）の (a)・(b) から計算された週次レベルの標準偏差に $\sqrt{52}$ を掛けて年次変換したものである．1991 年 6 月までの 1 年間（バブル崩壊期を含む），2009 年 6 月までの 1 年間（リーマン・ショック期を含む）で，市場リターンのボラティリティが特に高くなっていることがわかる．

[38] 理論的には，条件付き超過リターンの分散 $\mathrm{Var}(R_{M,t+1} - R_{F,t+1} \mid \Phi_t)$ を用いるべきところ，過去の実現リターンの分散（標準偏差）で代理しているため，測定誤差が生じているおそれがある．この点への対処は今後の課題としたい．

的な水準で有意となったのは，Panel D の Gebhardt *et al.* (2001) の方法に依拠した場合のみであり，結果は全体的に芳しくなかった[39]．ただし，少なくとも正の相関があることを条件にすれば，Gebhardt *et al.* (2001) のほか，Lyle and Wang (2015) の方法もリスク・リターンのトレード・オフをうまく捉えられていると言える．とりわけ，予想 ROE を使った Lyle and Wang (2015) の方法は，Panel A から D までいずれも正の相関が観察されている．

総じて，Gebhardt *et al.* (2001) や Lyle and Wang (2015) の方法は，個別銘柄レベルだけでなく，市場レベルにおけるリスク・リターンのトレード・オフの検証からも，望ましい推計方法であると考えられる．

4.2.2　市場レベルでの期待リターンと将来実現リターンとの関連性

最後に，Li *et al.* (2013) と同様に，市場全体の集約レベルでの期待リターンと将来の実現市場リターンとの関係にも着目する．具体的には，次の回帰式を推計する．

$$\frac{r_{M,t\to t+k}}{k} = a + b\frac{\mathbb{E}_t\left(r_{M,t\to t+k}\right)}{k} + e_{t+k}, \qquad k = 1, 2, 3. \tag{26}$$

ただし，$r_{M,t\to t+k}$ は，時点 t から $t+k$ までの k 期間の連続複利ベースの市場超過リターン（つまり，市場リターンと無リスク利子率の差）を表す．各推計方法から算出された市場期待リスク・プレミアムが真の期待リターンのより良い代理変数である限りにおいて，少なくとも $\hat{b} > 0$ となり，市場期待リスク・プレミアムは将来の実現超過リターンを予測することができるはずである．事実，Li *et al.* (2013) は，米国市場を対象にして，DDM 派生の ICC アプローチによる市場期待リターンが，将来の実現超過リターンに対して，強力な予測能力を有することを発見している．

表 6 の Panel A (B, or C) は，市場リターンの計算に単純平均値を用いた場合の 1 (2, or 3) 期間の結果をまとめている．また，Panel D (E, or F) は，加重平均値を用いた場合の結果を示している．いずれの特定化においても，$\hat{b}$ が合理的な水準で有意にゼロと異ならないという結果になった．単純に相関係数だけを見ても，Gebhardt *et al.* (2001) の方法のみ，0.15~0.25 という正の相関を示したに過ぎず，他の方法はすべて相関係数がマイナスである．この分析方法では，いずれの期待リターン推計方法でも，市場期待リスク・プレミアムは，将来の実現超過リターンを予測することはできず，優れた方法を特定することはできなかった．

5　結論–総合的な評価と今後の課題

本研究では，各種のファクター・モデル，ICC アプローチの典型例である Gebhardt *et al.* (2001) の方法，および Vuolteenaho (2002) の現在価値恒等式を応用した Lyle and Wang (2015) の方法

[39] これはひとえに，サンプル・サイズが 32 と小さいことに起因すると考えられる．たとえば，Pástor *et al.* (2008) は毎月末に期待リターンを推計し，月次レベルでの時系列分析を行っているので，サンプル・サイズは 252（22 年×12ヶ月）である．彼らと同じように月次で期待リターンを推計し，結果が変化するのか確認する必要があり，それは我々の今後の課題である．

を用いて推計された期待リターンの有効性を検証した．これまでの分析結果を通じて，本研究における総合的な評価を論じるために，次の条件を満たす期待リターンの推計方法を高く評価しよう．すなわち，個別銘柄レベルにおいて，

1. 期待リターンがマイナスで推計されることが極めてレアである．
2. 保有期間をいずれにしても，
   (a) 被説明変数を将来の実現リターン，説明変数を期待リターンとした場合，期待リターンの係数が 1 に近いか，最低限有意にゼロより大きい．
   (b) もっとも期待リターンが低い銘柄群 (第 1 五分位) をショートし，もっとも期待リターン高い銘柄群 (第 5 五分位) をロングするゼロ・インベストメント・ポートフォリオのリターンが有意に正である．
   (c) 期待リターンに基づいて作成されたポートフォリオについて，第 1 五分位から第 5 五分位にかけての将来リターンの増加傾向が単調である．

かつ，個別銘柄の推計結果を集約した市場レベルにおいて，

3. リスク・リターンのトレード・オフの関係を適切に反映しており，少なくとも（条件付）期待市場リスク・プレミアムと分散（または標準偏差）の相関係数が正である．

これらの条件を満たすのは，Gebhardt *et al.* (2001) の方法と Lyle and Wang (2015) に依拠した場合のみである．両者の共通点は，時間とともに変動する期待リターンをうまく反映した期待リターンの推計方法であるという点である．後者は，直接的に時間的に変動する期待リターンを推計しようとするものである．一方，前者は，推計する際は，期待リターンが時間を通じて一定と仮定しているものの，Pástor *et al.* (2008) が指摘するように，実際に推計された期待リターンは，一定の条件のもとで時間とともに変動する期待リターンを十分に反映することになる．以上の総合的な評価から，少なくとも 1983 年から 2014 年までの我が国市場においては，時間的な変動を前提とした期待リターンの推計方法が有効であったと結論づけることができよう [40]．

ただし，これら 2 つの方法も完全なものではなく，Gebhardt *et al.* (2001) の方法は，銘柄間のクロス・セクショナルな差異，及び時系列での差異が小さすぎて，適切にリスク・クラスを反映していないかもしれないという疑いがある．また，Lyle and Wang (2015) の方法は，とりわけ実績

[40] 本研究と同じように，ICC アプローチによる期待リターンが，時間を通じて変動する期待リターンを適切に反映している故に有用であると結論づけた研究として，Frank and Shen (2016) がある．彼らは，q 理論が想定する低資本コストの企業ほど，NPV が正のプロジェクトが増え，投資を増やすという資本コストと投資とのマイナスの関係が成立しているかどうかを以て，どのような期待リターンの推計方法が望ましいかを議論している．CAPM などのファクター・モデルによって推計された期待リターンは投資と正の関係がある一方で，ICC アプローチによる期待リターンと投資は負の関係にあることを明らかにし，q 理論を所与とすると，ICC アプローチによる期待リターン推計は，ファクター・モデルによるそれよりも優れていると結論づけている．

ROE を用いた場合，対数期待 ROE の持続性がマイナスであることが示唆され，期待リターンの推計にそれ自体は影響しないが，モデルの構造に何らかの問題があるかもしれないことを想起させる．また，両者の方法とも，市場レベルで将来の実現超過リターンを十分に予測できたり，リスク・リターンのトレード・オフを十分適切に反映できたりしていたわけではない．

今後は，Pástor *et al.* (2008) や Li *et al.* (2013) のように，月次間隔で期待リターンを推計し，果たして個別銘柄レベルだけでなく，市場レベルにおいても，Gebhardt *et al.* (2001) や Lyle and Wang (2015) の有効性が確認されるかどうかを検証する必要がある．

引用・参考文献

Botosan, C. A. (1997) "Disclosure Level and the Cost of Equity Capital," *The Accounting Review* 72 (3): 323–349.

Botosan, C. A. and M. A. Plumlee (2002) "A Re-examination of Disclosure Level and the Expected Cost of Equity Capital," *Journal of Accounting Research* 40 (1): 21–40.

Botosan, C. A. and M. A. Plumlee (2005) "Assessing Alternative Proxies for the Expected Risk Premium," *The Accounting Review* 80 (1): 21–53.

Callen, J. L. and M. R. Lyle (2014) "The Term Structure of Implied Costs of Equity Capital," *Social Science Research Network Working Paper Series*, Available at `http://ssrn.com/abstract=1738401`.

Callen, J. L. and D. Segal (2010) "A Variance Decomposition Primer for Accounting Research," *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 25 (1): 121–142.

Callen, J., D. Segal, and O.-K. Hope (2010) "The Pricing of Conservative Accounting and the Measurement of Conservatism at the Firm-Year Level," *Review of Accounting Studies* 15 (1): 145–178.

Campbell, J. Y. (1993) "Intertemporal Asset Pricing without Consumption Data," *The American Economic Review* 83 (3): 487–512.

Campbell, J. Y. and R. J. Shiller (1988) "The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors," *Review of Financial Studies* 1 (3): 195–228.

Campbell, J. Y., A. W. Lo, A. C. MacKinlay (1997) *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Carhart, M. M. (1997) "On Persistence in Mutual Fund Performance," *The Journal of Finance* 52 (1): 57–82.

Chattopadhyay, A., M. R. Lyle, and C. C. Y. Wang (2015) "Accounting Data, Market Values, and the Cross Section of Expected Returns Worldwide," *Social Science Research Network Working Paper Series*, Available at `http://ssrn.com/abstract=2613366`.

Cochrane, J. H. (2011) "Presidential Address: Discount Rates," *The Journal of Finance* 66 (4): 1047–1108.

Cooper, M. J., H. Gulen, and M. J. Schill (2008) "Asset Growth and the Cross-Section of Stock Returns," *The Journal of Finance* 63 (4): 1609–1651.

Easton, P. (2009) "Estimating the Cost of Capital Implied by Market Prices and Accounting Data," *Foundations and Trends in Accounting* 2 (4): 241–364.

Easton, P. D. and S. J. Monahan (2005) "An Evaluation of Accounting-Based Measures of Expected Returns," *The Accounting Review* 80 (2): 501–538.

Easton, P. D. and S. J. Monahan (2016) "Review of Recent Research on Improving Earnings Forecasts and Evaluating Accounting-Based Estimates of the Expected Rate of Return on Equity Capital," *Abacus* 52 (1): 35–58.

Fairfield, P. M., S. Ramnath, and T. L. Yohn (2009) "Do Industry-Level Analyses Improve Forecasts of Financial Performance?" *Journal of Accounting Research* 47 (1): 147–178.

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 of Financial Economics* 33 (1): 3–56.

Fama, E. F. and K. R. French (1997) "Industry Costs of Equity," *Journal of Financial Economics* 43 (2): 153–193.

Fama, E. F. and K. R. French (2015) "A Five-Factor Asset Pricing Model," *Journal of Financial Economics* 116 (1): 1–22.

Fama, E. F. and J. D. MacBeth (1973) "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy* 81 (3): 607–636.

Frank, M. Z. and T. Shen (2016) "Investment and the Weighted Average Cost of Capital," *Journal of Financial Economics* 119 (2): 300–315.

Gebhardt, W. R., C. M. C. Lee, and B. Swaminathan (2001) "Toward an Implied Cost of Capital," *Journal of Accounting Research* 39 (1): 135–176.

Gode, D. and P. Mohanram (2003) "Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson-Juettner Model," *Review of Accounting Studies* 8 (4): 399–431.

Hou, K., M. A. van Dijk, and Y. Zhang (2012) "The Implied Cost of Capital: A New Approach," *Journal of Accounting and Economics* 53 (3): 504–526.

Hou, K., C. Xue, and L. Zhang (2014) "A Comparison of New Factor Models," *Social Science Research Network Working Paper Series*, Available at `http://ssrn.com/abstract=2520929`.

Hou, K., C. Xue, and L. Zhang (2015) "Digesting Anomalies: An Investment Approach," *Review of Financial Studies* 28 (3): 650–705.

Jann, B. (2005) "MOREMATA: Stata Module (Mata) to Provide Various Functions," *Statistical Software Components*, Available at Boston College Department of Economics: `https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s455001.html`.

Kang, N. and R. Sadka (2015) "Implied Cost of Capital in the Cross-Section of Stocks," *Social Science Research Network Working Paper Series*, Available at `http://ssrn.com/abstract=2600147`.

Lettau, M. and S. C. Ludvigson (2010) "Measuring and Modeling Variation in the Risk-Return Trade-off," In *Handbook of Financial Econometrics: Tools and Techniques* 1, San Diego: North-Holland: 617–690.

Li, K. K. and P. Mohanram (2014) "Evaluating Cross-Sectional Forecasting Models for Implied Cost of Capital," *Review of Accounting Studies* 19 (3): 1152–1185.

Li, Y., D. T. Ng, and B. Swaminathan (2013) "Predicting Market Returns Using Aggregate Implied Cost of Capital," *Journal of Financial Economics* 110 (2): 419 – 436.

Lin, X. and L. Zhang (2013) "The Investment Manifesto," *Journal of Monetary Economics* 60 (3): 351–366.

Lundblad, C. (2007) "The Risk Return Tradeoff in the Long Run: 1836-2003," *Journal of Financial Economics* 85 (1): 123–150.

Lyle, M. R. and C. C. Wang (2015) "The Cross Section of Expected Holding Period Returns and Their Dynamics: A Present Value Approach," *Journal of Financial Economics* 116 (3): 505–525.

Merton, R. C. (1973) "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica* 41 (5): 867–887.

Newey, W. K. and K. D. West (1987) "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica* 55 (3): 703–708.

Nissim, D. and S. H. Penman (2001) "Ratio Analysis and Equity Valuation: From Research to Practice," *Review of Accounting Studies* 6: 109–154.

Novy-Marx, R. (2013) "The Other Side of Value: The Gross Profitability Premium," *Journal of Financial Economics* 108 (1): 1 – 28.

Ohlson, J. A. (1995) "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research* 11 (2): 661–687.

Ohlson, J. and B. Juettner-Nauroth (2005) "Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value," *Review of Accounting Studies* 10 (2-3): 349–365.

Pástor, Ľ., M. Sinha, and B. Swaminathan (2008) "Estimating the Intertemporal Risk–Return Tradeoff Using the Implied Cost of Capital," *The Journal of Finance* 63 (6): 2859–2897.

Richardson, S. A., R. G. Sloan, M. T. Soliman, and İ. Tuna (2005) "Accrual Reliability, Earnings Persistence and Stock Prices," *Journal of Accounting and Economics* 39 (3): 437–485.

Sloan, R. G. (1996) "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?" *The Accounting Review* 71 (3): 289–315.

Titman, S., K. C. J. Wei, and F. Xie (2004) "Capital Investments and Stock Returns," *The Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39 (4): 677–700.

Vuolteenaho, T. (2002) “What Drives Firm-Level Stock Returns?” *The Journal of Finance* 57 (1): 233–264.

Xie, H. (2001) “The Mispricing of Abnormal Accruals,” *The Accounting Review* 76 (3): 357–373.

池田健一・北川教央・小谷学 (2013)「特別損失の計上頻度による将来業績予測」桜井久勝・音川和久（編）『会計情報のファンダメンタル分析』中央経済社: 149–174.

石川博行 (2013)「投資リスクの評価と予測」伊藤邦雄・桜井久勝（編）『体系現代会計学第 3 巻: 会計情報の有用性』中央経済社: 187–210.

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，第 57 巻第 2 号: 1–24.

乙政正太 (2014)『財務諸表分析』同文館出版，第 2 版.

小野慎一郎・村宮克彦 (2016)「クリーン・サープラス関係を利用した時間的に変動する期待リターンの推計」日本会計研究学会第 75 回全国大会予稿集.

大日方隆 (2013)『利益率の持続性と平均回帰』中央経済社.

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，第 22 巻: 3–23.

久保田敬一・竹原均 (2008)「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.

桜井久勝・音川和久（編） (2013)『会計情報のファンダメンタル分析』中央経済社.

椎葉淳・村宮克彦 (2016) “What Moves Firm Values?” 第 1 回 JARDIS Workshop 予稿集.

野崎真利 (2011)「予想利益のバイアス補正とインプライド資本コストの推定」MTEC ジャーナル第 23 号: 125–146.

福井義高 (2008)『会計測定の再評価』中央経済社.

福井義高 (2015)「見つかりかけた忘れもの: 概念フレームワークと変動する割引率」企業会計，第 67 巻第 9 号: 1225–1232.

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 巻: 131–151.

村宮克彦 (2010)「残余利益モデルを構成する財務比率の特性分析」桜井久勝（編）『企業価値評価の実証分析—モデルと会計情報の有用性検証』中央経済社: 230—269.

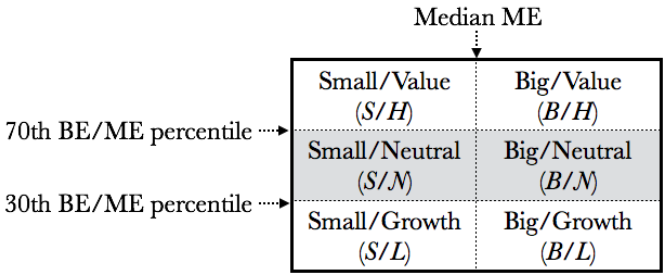

図 1: 6 Size-BE/ME ポートフォリオの作成の概要

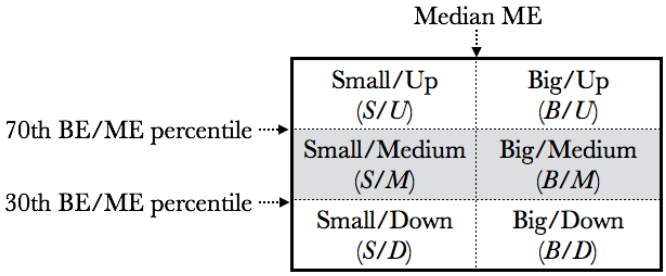

図 2: 6 Size-Momentum ポートフォリオの作成の概要

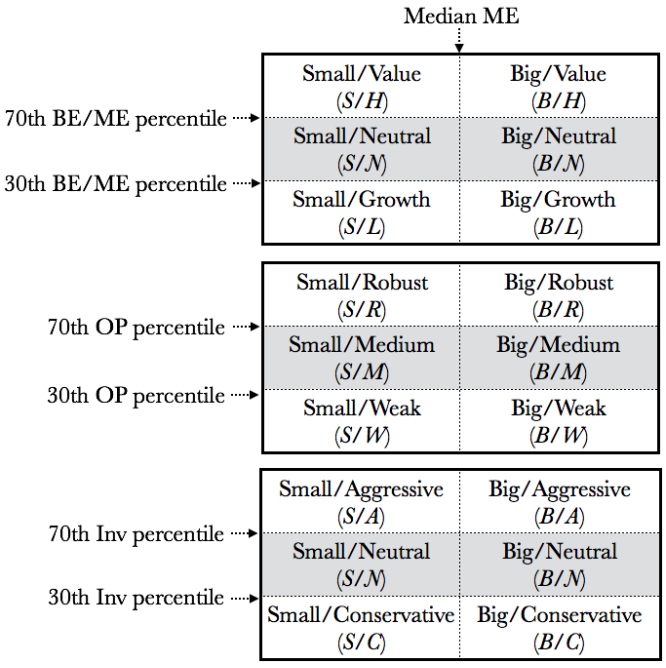

図 3: 6 Size-BE/ME，6 Size-OP，6 Size-Inv ポートフォリオの作成の概要

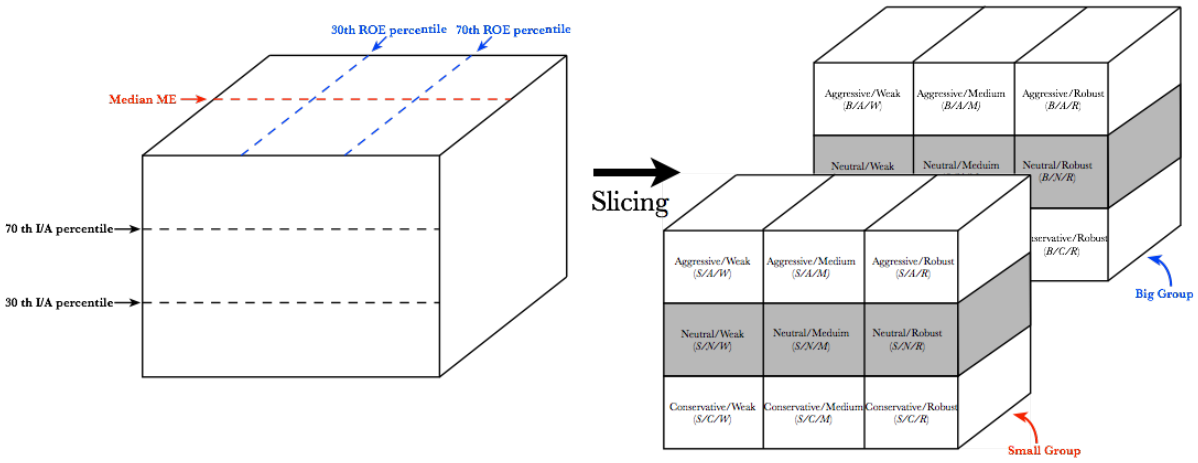

図 4: 18 Size-I/A-ROE ベンチマーク・ポートフォリオの作成の概要

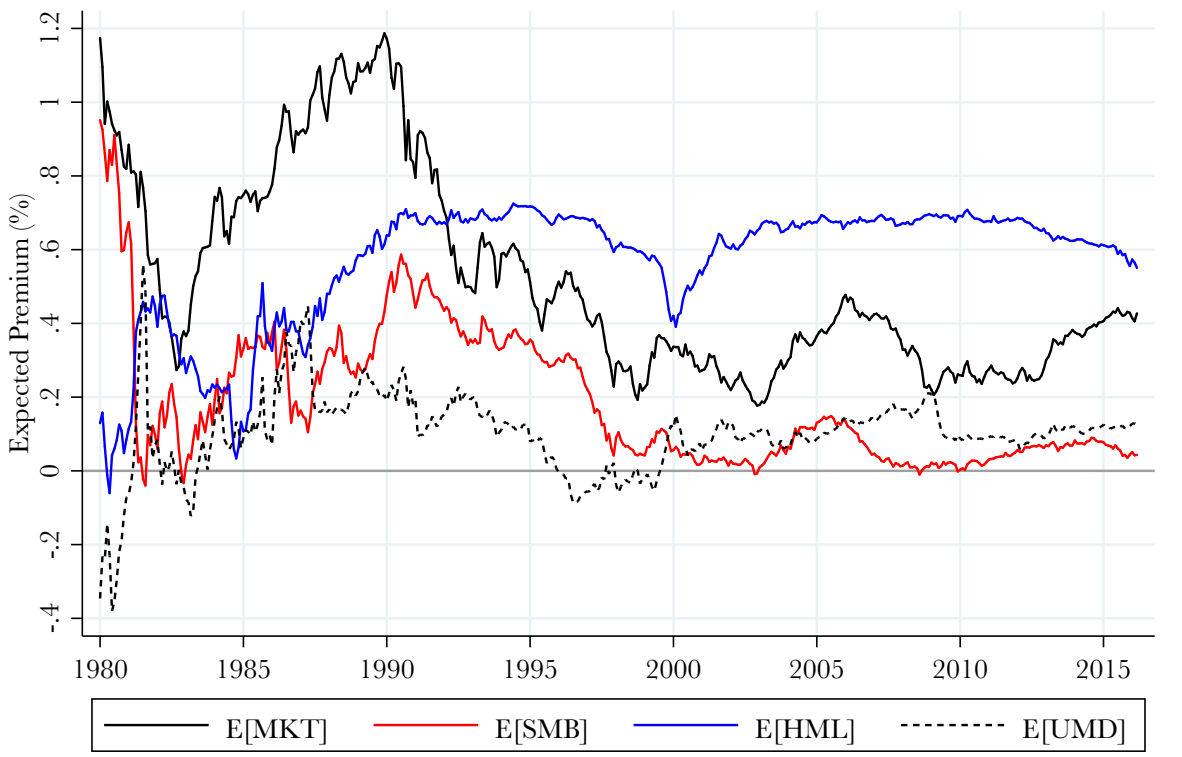

図 5: $\hat{\mathbb{E}}_t\left(F^j_{t+1}\right)$ $(F^j \in \{MKT, SMB, HML, UMD\})$ の推移

この図は，4 つのリスク・ファクターの期待リスク・プレミアム $\hat{\mathbb{E}}_t\left(F^j_{t+1}\right)$ $(F^j \in \{MKT, SMB, HML, UMD\})$ の推移を表している．$\hat{\mathbb{E}}_t\left(F^j_{t+1}\right)$ は，1978 年 1 月から各時点までに得られているそれぞれのプレミアムのリカーシブな過去平均値である．各プレミアムの詳細な導出過程については，2.1.2 節を参照．

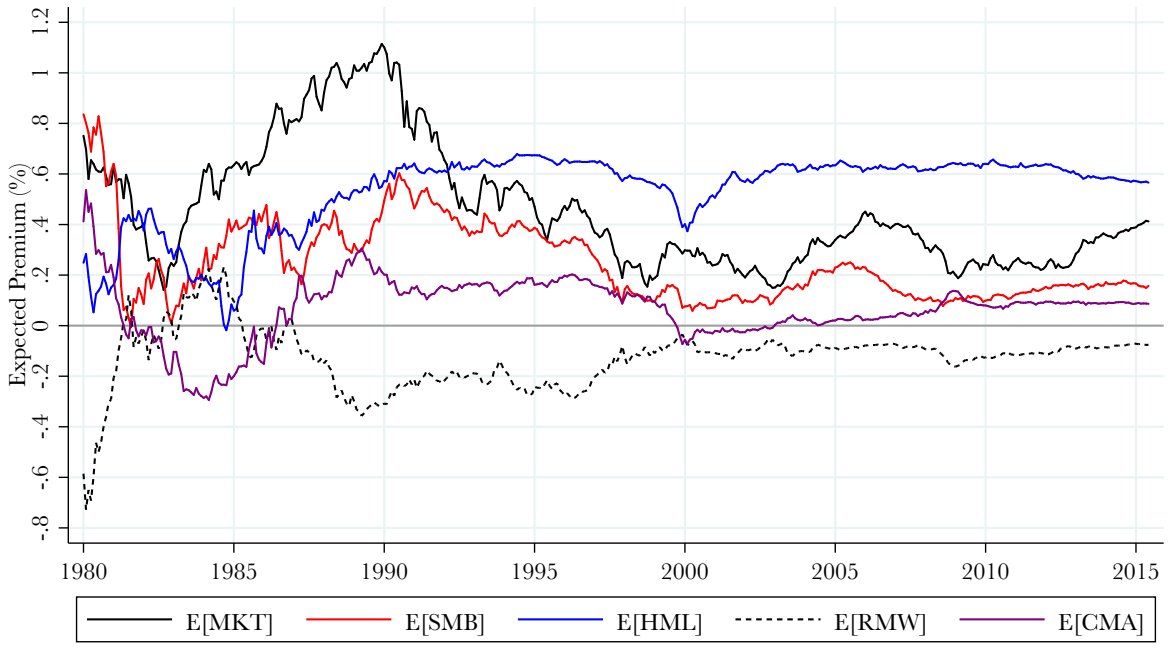

図 6: $\hat{\mathbb{E}}_t\left(F^j_{t+1}\right)$ $(F^j \in \{MKT, SMB, HML, RMW, CMA\})$ の推移

この図は，Fama and French (2015) の 5 ファクター・モデルの 5 つのリスク・ファクターの期待リスク・プレミアム $\hat{\mathbb{E}}_t\left(F^j_{t+1}\right)$ $(F^j \in \{MKT, SMB, HML, RMW, CMA\})$ の推移を表している．$\hat{\mathbb{E}}_t\left(F^j_{t+1}\right)$ は，1977 年 9 月から各時点までに得られているそれぞれのプレミアムのリカーシブな過去平均値である．各プレミアムの詳細な導出過程については，2.1.2 節を参照．

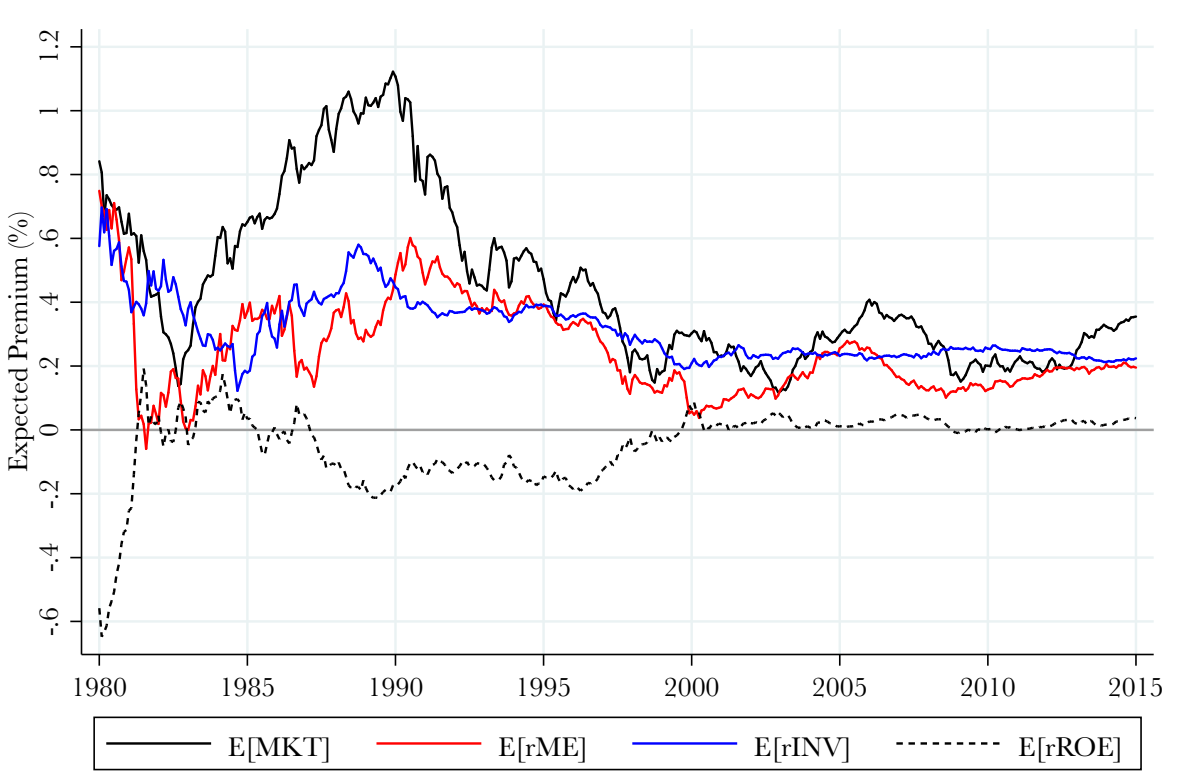

図 7: $\hat{\mathbb{E}}_t\left(F^j_{t+1}\right)$ $\left(F^j \in \left\{MKT, R^{ME}, R^{Inv}, R^{ROE}\right\}\right.$ の推移

この図は，Hou *et al.* (2014, 2015) の q ファクター・モデル (実績 ROE ベース) の 4 つのリスク・ファクターの期待リスク・プレミアム $\hat{\mathbb{E}}_t\left(F^j_{t+1}\right)$ $\left(F^j \in \left\{MKT, R^{ME}, R^{Inv}, R^{ROE}\right\}\right.$) の推移を表している．$\hat{\mathbb{E}}_t\left(F^j_{t+1}\right)$ は，1977 年 9 月から各時点までに得られているそれぞれのプレミアムのリカーシブな過去平均値である．各プレミアムの詳細な導出過程については，2.1.2 節を参照．

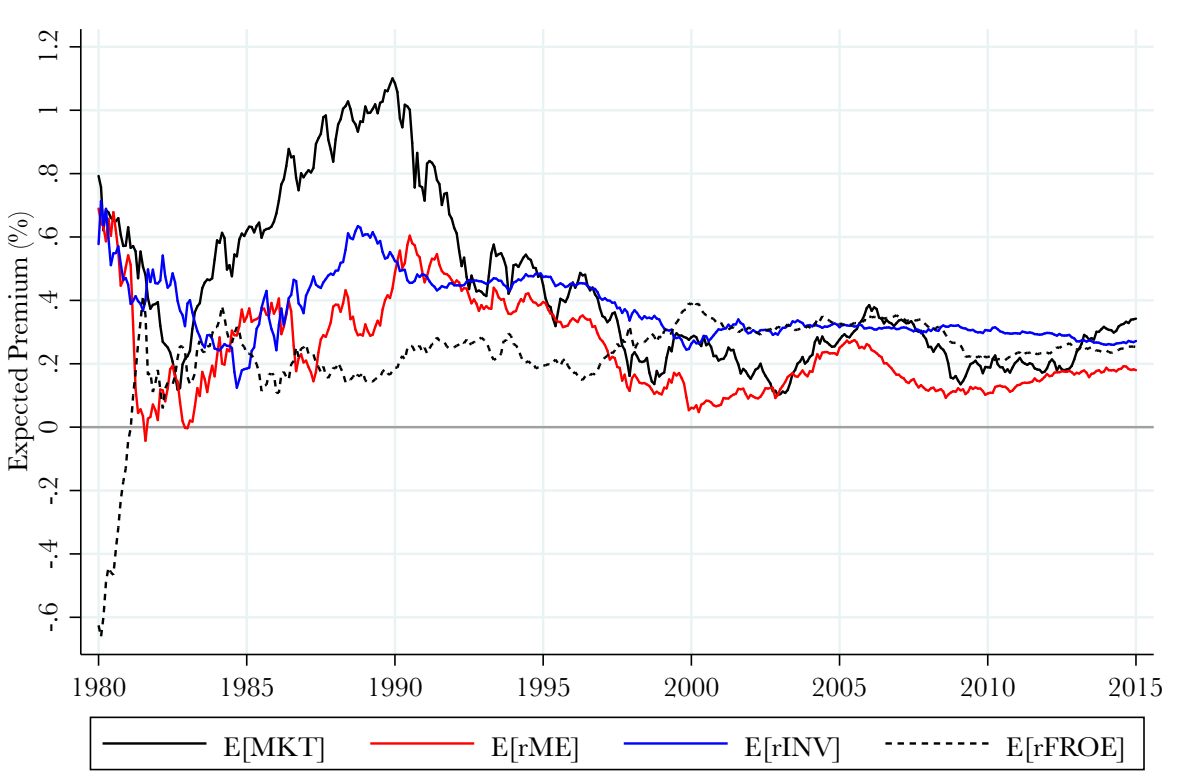

図 8: $\hat{\mathbb{E}}_t\left(F^j_{t+1}\right)$ $\left(F^j \in \left\{MKT, R^{ME}, R^{Inv}, R^{FROE}\right\}\right.$ の推移

この図は，Hou *et al.* (2014, 2015) の q ファクター・モデル (予想 ROE ベース) の 4 つのリスク・ファクターの期待リスク・プレミアム $\hat{\mathbb{E}}_t\left(F^j_{t+1}\right)$ $\left(F^j \in \left\{MKT, R^{ME}, R^{Inv}, R^{FROE}\right\}\right.$) の推移を表している．$\hat{\mathbb{E}}_t\left(F^j_{t+1}\right)$ は，1977 年 9 月から各時点までに得られているそれぞれのプレミアムのリカーシブな過去平均値である．各プレミアムの詳細な導出過程については，2.1.2 節を参照．

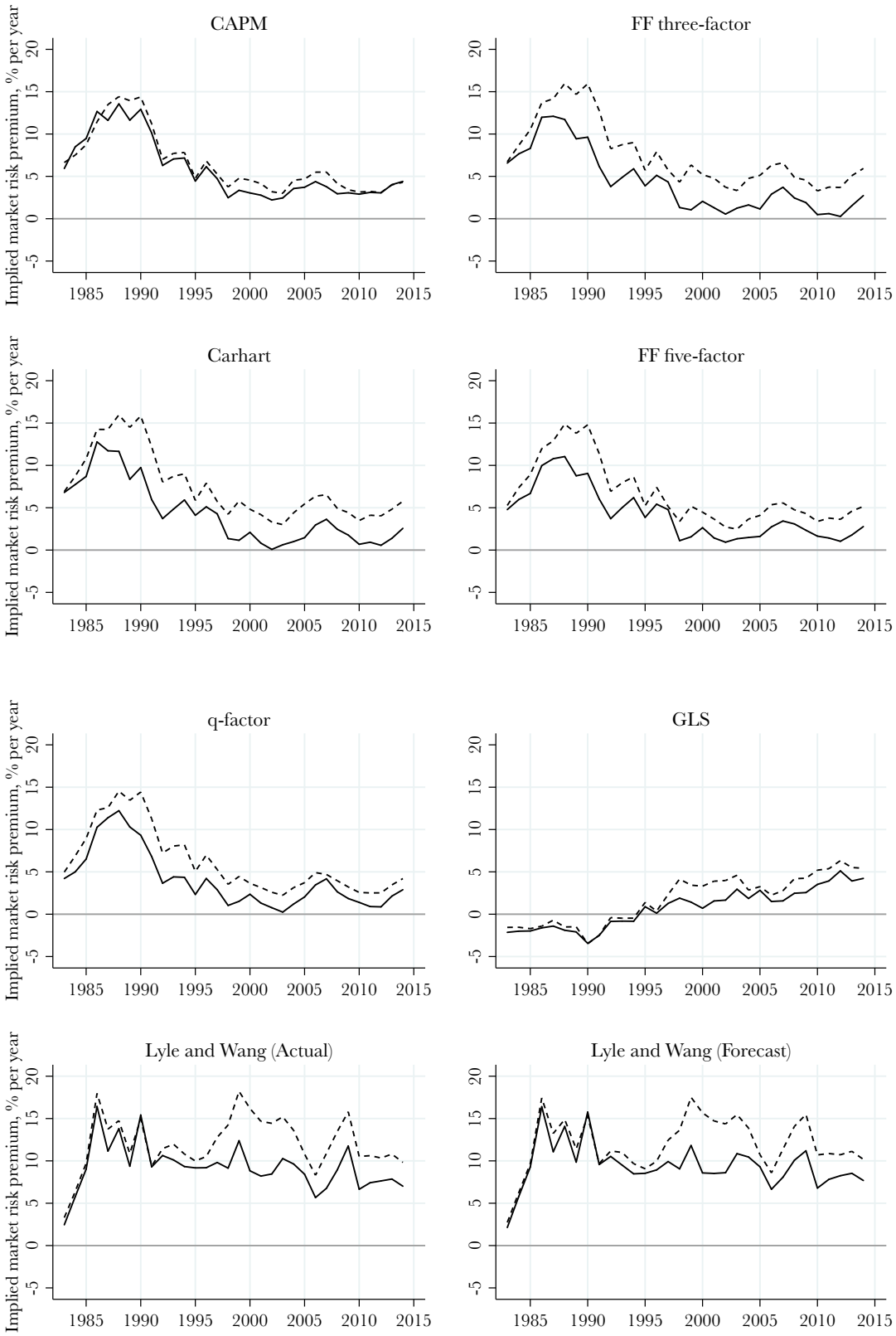

図 9: 市場レベルでの平均期待リスク・プレミアムの推移

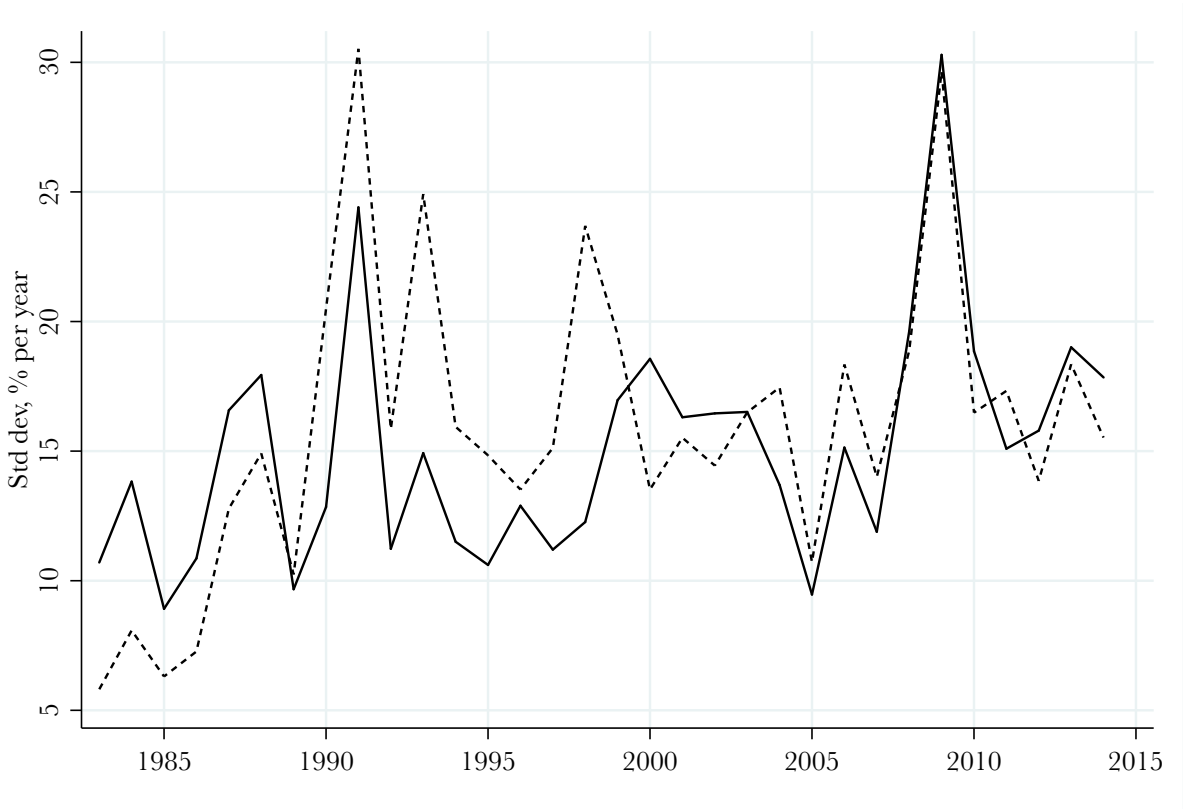

図 10: 市場レベルのボラティリティの推移

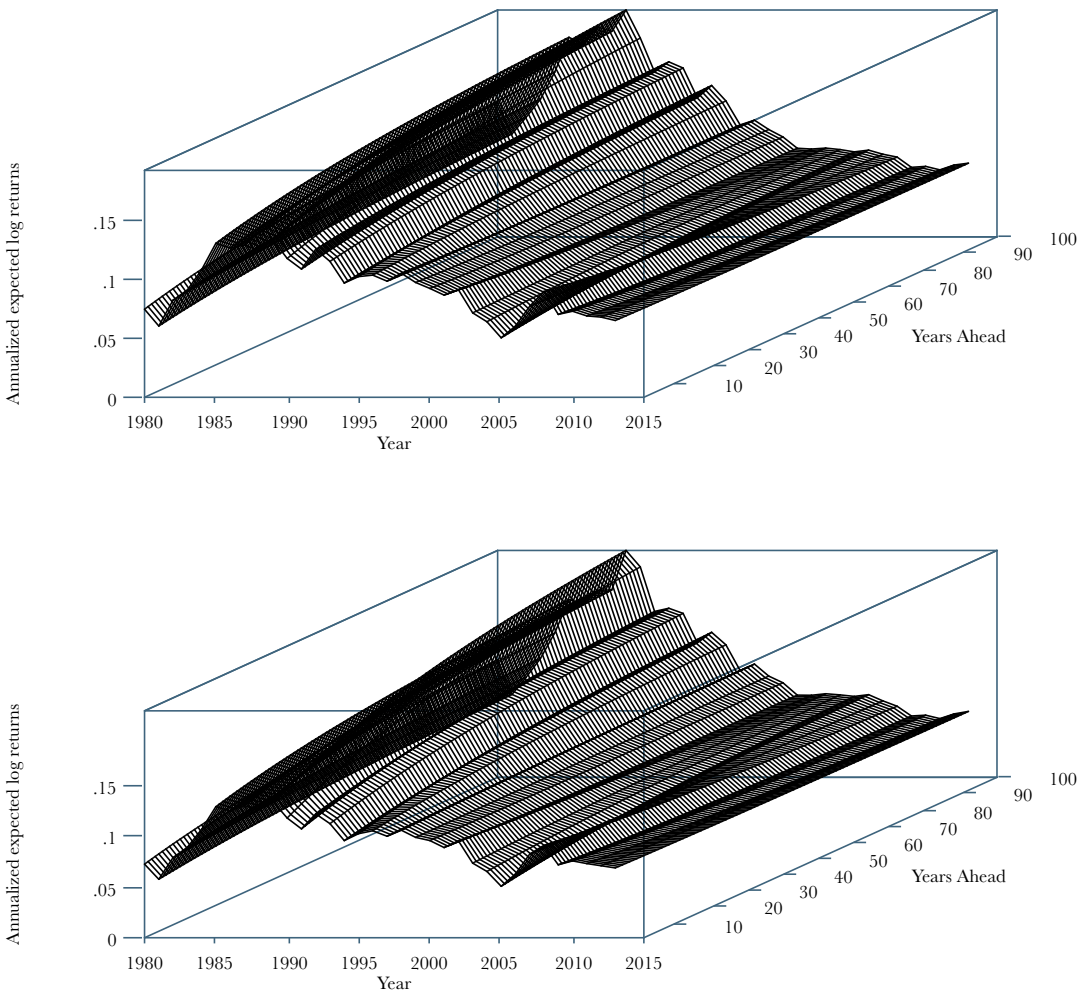

図 11: 市場期待リターン・カーブ

	回帰係数			インプライド・パラメータ		
	$Cons$	bm	roe	κ	ω	μ
Panel A: 当期純利益から計算した roe を用いた場合						
t =1977 年 ∼1982 年	0.0942	0.0365	0.0093	0.9933	0.2044	0.0951
t =1977 年 ∼1983 年	0.1153	0.0322	0.0132	0.9978	0.2936	0.1168
t =1977 年 ∼1984 年	0.1523	0.0464	−0.0438	0.9831	−0.9999	0.1459
t =1977 年 ∼1985 年	0.1967	0.0578	−0.0837	0.9714	0.9999	0.1815
t =1977 年 ∼1986 年	0.1879	0.0533	−0.0769	0.9760	0.9999	0.1745
t =1977 年 ∼1987 年	0.2182	0.0595	−0.1398	0.9696	0.9999	0.1914
t =1977 年 ∼1988 年	0.2173	0.0594	−0.1483	0.9697	0.9999	0.1892
t =1977 年 ∼1989 年	0.2336	0.0697	−0.0522	0.9590	−0.9999	0.2220
t =1977 年 ∼1990 年	0.1999	0.0723	−0.0198	0.9564	−0.3739	0.1960
t =1977 年 ∼1991 年	0.1598	0.0741	−0.0318	0.9545	−0.7353	0.1549
t =1977 年 ∼1992 年	0.1684	0.0747	−0.0687	0.9540	−0.9999	0.1576
t =1977 年 ∼1993 年	0.1660	0.0756	−0.0736	0.9530	−0.9999	0.1546
t =1977 年 ∼1994 年	0.1334	0.0758	−0.0606	0.9528	−0.9999	0.1257
t =1977 年 ∼1995 年	0.1495	0.0734	−0.0830	0.9553	0.9999	0.1380
t =1977 年 ∼1996 年	0.1249	0.0705	−0.0579	0.9583	−0.9999	0.1180
t =1977 年 ∼1997 年	0.0944	0.0668	−0.0423	0.9621	−0.9999	0.0905
t =1977 年 ∼1998 年	0.0977	0.0646	−0.0379	0.9643	−0.9999	0.0941
t =1977 年 ∼1999 年	0.0885	0.0591	−0.0271	0.9700	−0.8254	0.0861
t =1977 年 ∼2000 年	0.0814	0.0638	−0.0265	0.9652	−0.6962	0.0793
t =1977 年 ∼2001 年	0.0696	0.0641	−0.0188	0.9648	−0.4097	0.0683
t =1977 年 ∼2002 年	0.0666	0.0677	−0.0255	0.9611	−0.5924	0.0649
t =1977 年 ∼2003 年	0.0770	0.0674	−0.0148	0.9614	−0.2778	0.0759
t =1977 年 ∼2004 年	0.0791	0.0682	−0.0213	0.9606	−0.4479	0.0774
t =1977 年 ∼2005 年	0.0820	0.0686	−0.0131	0.9602	−0.2332	0.0810
t =1977 年 ∼2006 年	0.0787	0.0708	−0.0017	0.9579	−0.0246	0.0786
t =1977 年 ∼2007 年	0.0655	0.0721	0.0037	0.9566	0.0495	0.0657
t =1977 年 ∼2008 年	0.0561	0.0721	0.0027	0.9566	0.0361	0.0562
t =1977 年 ∼2009 年	0.0523	0.0713	0.0050	0.9575	0.0661	0.0526
t =1977 年 ∼2010 年	0.0522	0.0709	0.0071	0.9578	0.0911	0.0525
t =1977 年 ∼2011 年	0.0497	0.0714	0.0062	0.9573	0.0803	0.0500
t =1977 年 ∼2012 年	0.0561	0.0680	0.0090	0.9608	0.1169	0.0566
t =1977 年 ∼2013 年	0.0599	0.0671	0.0069	0.9617	0.0940	0.0603
回帰 32 回の平均値	0.1164	0.0652	−0.0346	0.9638	−0.2057	0.1110
回帰 32 回の中央値	0.0943	0.0681	−0.0260	0.9607	−0.2555	0.0923

(continued on next page)

(continued from previous page)

	回帰係数			インプライド・パラメータ		
	$Cons$	bm	roe	κ	ω	μ
Panel B: 予想当期純利益から計算しから計算した roe を用いた場合						
t =1977 年 ~1982 年	0.0819	0.0388	0.1605	0.9909	0.7818	0.0975
t =1977 年 ~1983 年	0.1020	0.0345	0.1917	0.9954	0.8456	0.1262
t =1977 年 ~1984 年	0.1388	0.0458	0.1318	0.9837	0.6729	0.1598
t =1977 年 ~1985 年	0.1828	0.0566	0.0913	0.9726	0.3922	0.2012
t =1977 年 ~1986 年	0.1733	0.0519	0.1175	0.9774	0.5752	0.1964
t =1977 年 ~1987 年	0.2038	0.0561	0.0261	0.9731	−0.9999	0.2092
t =1977 年 ~1988 年	0.2025	0.0567	0.0316	0.9725	−0.8205	0.2091
t =1977 年 ~1989 年	0.2152	0.0707	0.2460	0.9580	0.7345	0.2855
t =1977 年 ~1990 年	0.1811	0.0751	0.3247	0.9535	0.7924	0.2682
t =1977 年 ~1991 年	0.1424	0.0764	0.2803	0.9521	0.7499	0.1979
t =1977 年 ~1992 年	0.1525	0.0762	0.2055	0.9524	0.6488	0.1919
t =1977 年 ~1993 年	0.1508	0.0773	0.1980	0.9513	0.6288	0.1880
t =1977 年 ~1994 年	0.1189	0.0777	0.2058	0.9508	0.6415	0.1497
t =1977 年 ~1995 年	0.1359	0.0732	0.1548	0.9555	0.5437	0.1608
t =1977 年 ~1996 年	0.1112	0.0720	0.2009	0.9567	0.6616	0.1392
t =1977 年 ~1997 年	0.0811	0.0687	0.2076	0.9601	0.6898	0.1023
t =1977 年 ~1998 年	0.0819	0.0689	0.2692	0.9599	0.7670	0.1120
t =1977 年 ~1999 年	0.0743	0.0624	0.2348	0.9666	0.7571	0.0971
t =1977 年 ~2000 年	0.0674	0.0673	0.2340	0.9616	0.7345	0.0880
t =1977 年 ~2001 年	0.0547	0.0682	0.2473	0.9606	0.7465	0.0727
t =1977 年 ~2002 年	0.0502	0.0730	0.2690	0.9556	0.7511	0.0687
t =1977 年 ~2003 年	0.0574	0.0749	0.3073	0.9537	0.7797	0.0829
t =1977 年 ~2004 年	0.0593	0.0761	0.3056	0.9524	0.7741	0.0854
t =1977 年 ~2005 年	0.0621	0.0773	0.3170	0.9512	0.7796	0.0909
t =1977 年 ~2006 年	0.0582	0.0805	0.3385	0.9479	0.7858	0.0879
t =1977 年 ~2007 年	0.0465	0.0804	0.3162	0.9481	0.7689	0.0680
t =1977 年 ~2008 年	0.0400	0.0787	0.2778	0.9498	0.7388	0.0554
t =1977 年 ~2009 年	0.0367	0.0776	0.2691	0.9509	0.7337	0.0502
t =1977 年 ~2010 年	0.0356	0.0780	0.2821	0.9506	0.7460	0.0496
t =1977 年 ~2011 年	0.0323	0.0791	0.2915	0.9494	0.7512	0.0456
t =1977 年 ~2012 年	0.0382	0.0761	0.2974	0.9525	0.7673	0.0544
t =1977 年 ~2013 年	0.0418	0.0754	0.2974	0.9532	0.7696	0.0595
回帰 32 回の平均値	0.1003	0.0688	0.2290	0.9600	0.6153	0.1266
回帰 32 回の中央値	0.0815	0.0740	0.2467	0.9546	0.7463	0.0999

表 1: Lyle and Wang (2015) モデルのパラメータの要約統計量

この表は，(16) 式と (21) 式を推定したときの bm と roe の係数推定値と，モデルのインプライド・パラメータに関する要約統計量を示している．r は各年 6 月末からその翌年 6 月末までのバイ・アンド・ホールド・リターン（グロス）の対数である．bm は株主資本簿価／時価比率の対数，roe は株主資本純利益率（グロス）の対数であり，各年の 6 月末時点で最も直近に公表された年次財務データ（実績純利益または予想純利益，株主資本）と，3 月末時点の時価総額を利用して計算している．財務データについては，個別財務諸表と連結財務諸表の両方を公表している場合は連結財務諸表を利用し，個別財務諸表のみを公表している場合はそれを利用している．ただし，回帰式の説明変数と被説明変数については，年度ごとに上下 1%を置換する処理を行っている．κ と ω はそれぞれ，年次の対数期待リターンと年次の対数期待 ROE の持続性の推定値である（ただし，持続性パラメータは −0.9999 と 0.9999 で置換している）．μ は対数期待リターンと対数期待 ROE の長期的な収束先である．本研究では，少なくとも過去 5 年分の全社データをプールして，Fama and MacBeth (1973) の方法による回帰を行っている．サンプルは 3 月決算企業（ただし，銀行・証券・保険・その他金融を除く）である．(1) 期首株主資本，期末株主資本，当期純損益，6 月末時価，予想純損益，翌年 6 月末までの株式リターンが入手できない企業，(2) 期首株主資本または期末株主資本がマイナスの企業，(3) 当期純損益の絶対値が期首株主資本を上回る企業，(4) 予想純損益の絶対値が期末株主資本を上回る企業，はサンプルから除外している．回帰分析の対象期間は 1977 年 ~2013 年，観測値数は 60,306 社・年である．

Horizon k	対数リターン 1 Year	2 Years	3 Years	単純リターン 1 Year	2 Years	3 Years
Panel A: CAPM による期待リターン						
p5	0.0421	0.0819	0.1196	0.0434	0.0867	0.1301
p25	0.0706	0.1352	0.1949	0.0740	0.1481	0.2221
mean	0.0897	0.1696	0.2418	0.0957	0.1914	0.2872
p50	0.0893	0.1695	0.2425	0.0947	0.1894	0.2841
p75	0.1081	0.2035	0.2892	0.1159	0.2319	0.3478
p95	0.1376	0.2557	0.3595	0.1501	0.3003	0.4504
sd	0.0302	0.0549	0.0758	0.0339	0.0677	0.1016
Panel B: Fama and French (1993) の 3 ファクター・モデルによる期待リターン						
p5	−0.0108	−0.0237	−0.0367	−0.0093	−0.0187	−0.0280
p25	0.0600	0.1148	0.1656	0.0630	0.1260	0.1890
mean	0.0961	0.1783	0.2515	0.1051	0.2102	0.3153
p50	0.0973	0.1843	0.2632	0.1036	0.2071	0.3107
p75	0.1358	0.2536	0.3580	0.1469	0.2938	0.4407
p95	0.2005	0.3657	0.5067	0.2238	0.4475	0.6713
sd	0.0736	0.1392	0.1889	0.0777	0.1553	0.2330
Panel C: Carhart (1997) の 4 ファクター・モデルによる期待リターン						
p5	−0.0096	−0.0210	−0.0335	−0.0081	−0.0163	−0.0244
p25	0.0599	0.1146	0.1653	0.0629	0.1258	0.1887
mean	0.0956	0.1775	0.2503	0.1045	0.2091	0.3136
p50	0.0967	0.1831	0.2616	0.1029	0.2058	0.3088
p75	0.1345	0.2512	0.3548	0.1455	0.2909	0.4364
p95	0.1993	0.3637	0.5042	0.2224	0.4447	0.6671
sd	0.0731	0.1362	0.1880	0.0773	0.1547	0.2320
Panel D: Fama and French (2015) の 5 ファクター・モデルによる期待リターン						
p5	−0.0176	−0.0375	−0.0588	−0.0158	−0.0317	−0.0475
p25	0.0540	0.1035	0.1497	0.0566	0.1132	0.1698
mean	0.0883	0.1643	0.2309	0.0965	0.1931	0.2896
p50	0.0908	0.1725	0.2470	0.0963	0.1925	0.2888
p75	0.1272	0.2385	0.3378	0.1369	0.2738	0.4107
p95	0.1894	0.3471	0.4826	0.2100	0.4200	0.6300
sd	0.0739	0.1378	0.1997	0.0770	0.1540	0.2310
Panel E: Hou *et al.* (2014, 2015) の q ファクター・モデルによる期待リターン（予想利益を使用）						
p5	−0.0046	−0.0108	−0.0178	−0.0038	−0.0076	−0.0114
p25	0.0507	0.0973	0.1406	0.0531	0.1063	0.1594
mean	0.0847	0.1579	0.2231	0.0921	0.1842	0.2763
p50	0.0835	0.1587	0.2271	0.0886	0.1771	0.2657
p75	0.1179	0.2212	0.3134	0.1269	0.2538	0.3807
p95	0.1799	0.3302	0.4597	0.1993	0.3986	0.5979
sd	0.0654	0.1211	0.1676	0.0699	0.1397	0.2096
Panel F: Gebhardt *et al.* (2001) の方法による期待リターン						
p5	0.0200	0.0395	0.0586	0.0202	0.0404	0.0606
p25	0.0349	0.0686	0.1011	0.0356	0.0712	0.1067
mean	0.0467	0.0910	0.1330	0.0480	0.0961	0.1441
p50	0.0460	0.0899	0.1318	0.0471	0.0942	0.1414
p75	0.0578	0.1122	0.1637	0.0595	0.1191	0.1786
p95	0.0752	0.1449	0.2100	0.0783	0.1565	0.2348
sd	0.0174	0.0330	0.0473	0.0183	0.0367	0.0550
Panel G: Lyle and Wang (2015) の方法による期待リターン（実績利益を使用）						
p5	0.0189	0.0412	0.0667	0.0711	0.1521	0.2443
p25	0.0664	0.1344	0.2040	0.1232	0.2646	0.4271
mean	0.0899	0.1805	0.2718	0.1508	0.3284	0.5377
p50	0.0940	0.1885	0.2837	0.1546	0.3348	0.5453
p75	0.1180	0.2357	0.3531	0.1827	0.3993	0.6565
p95	0.1488	0.2960	0.4418	0.2196	0.4865	0.8107
sd	0.0410	0.0805	0.1184	0.0464	0.1038	0.1749
Panel H: Lyle and Wang (2015) の方法による期待リターン（予想利益を使用）						
p5	0.0214	0.0469	0.0764	0.0737	0.1585	0.2559
p25	0.0681	0.1384	0.2110	0.1250	0.2695	0.4368
mean	0.0889	0.1792	0.2709	0.1497	0.3267	0.5361
p50	0.0937	0.1885	0.2846	0.1542	0.3348	0.5467
p75	0.1158	0.2320	0.3483	0.1801	0.3940	0.6485
p95	0.1447	0.2884	0.4312	0.2146	0.4750	0.7911
sd	0.0422	0.0827	0.1215	0.0466	0.1025	0.1707
Panel I: 実現リターン						
p5	−0.4118	−0.5641	−0.6786	−0.3115	−0.3829	−0.4282
p25	−0.1423	−0.1859	−0.2202	−0.1082	−0.1153	−0.1118
mean	0.0242	0.0369	0.0379	0.1069	0.2077	0.3000
p50	0.0144	0.0288	0.0364	0.0418	0.0928	0.1499
p75	0.1823	0.2584	0.3040	0.2348	0.3807	0.5145
p95	0.5011	0.6750	0.7714	0.7169	1.1293	1.4656
sd	0.3009	0.4067	0.4732	0.3953	0.5949	0.7401

表 2: 期待（実現）リターンの要約統計量（クロス・セクション分布の時系列平均）

(continued on next page)

(continued from previous page)

本表の左側は，1 年（12ヵ月），2 年（24ヵ月），3 年（36ヵ月）先までの対数期待（実現）リターンの推計値について，年次（1983 年 6 月末 ～2014 年 6 月末）別クロス・セクション分布の要約統計量の時系列平均を示したものである．表の右側は，単純期待（実現）リターンについて，同様の統計量を表している．Panel A～H の観測値数はどれも 55,703 社・年である．Panel I の観測値数は，1 年間が 55,703 社・年，2 年間が 52,702 社・年，3 年間が 49,729 社・年である．Panel A～F のモデルでは，期待リターンが正規分布にしたがうことが想定されていると考えられるので，単純リターンの自然対数をとり，対数リターンに変換した後で，要約統計量を計算している．Panel G・H では，対数期待リターンから単純リターンへと変換を行う必要がある．ここで，対数期待リターンが条件付正規分布にしたがうとき，期待リターンは以下のように計算できる (Chattopadhyay *et al.*, 2015, p. 19)．

$$\hat{\mathbb{E}}_t\left(R_{i,t+1}\right) = \exp\left(\hat{\mu}_{i,t} + \frac{1}{2}\hat{\sigma}^2_{i,t+1}\right)$$

ただし，μ_i は対数期待リターン，σ_i^2 は対数期待リターンの分散である．σ_i^2 は，直近 1 年間の対数実現リターンについて，クロス・セクションでの分散を計算することにより求めた（24ヶ月（36ヶ月間）リターンの分散はその 2 倍（3 倍）として算出した）．そして，$\mu_{i,t}$ と $\sigma^2_{i,t+1}$ の推計値を上の式に代入することにより，単純リターンの期待値を求めている．

	対数リターン			単純リターン		
Horizon k	1 Year	2 Years	3 Years	1 Year	2 Years	3 Years
Panel A: CAPM による期待リターン						
$\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$	−0.297	−0.393	−0.382*	0.401	0.194	0.142
	(−0.81)	(−1.58)	(−1.97)	(0.98)	(0.68)	(0.53)
Constant	0.057	0.116*	0.149	0.093**	0.223**	0.349**
	(1.59)	(1.79)	(1.66)	(2.20)	(2.52)	(2.44)
Observations	55,703	52,702	49,729	55,703	52,702	49,729
FM R^2	0.012	0.020	0.023	0.004	0.007	0.008
Panel B: Fama and French (1993) の 3 ファクター・モデルによる期待リターン						
$\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$	0.157	0.117	0.100	0.167	0.096	0.070
	(1.36)	(1.53)	(1.27)	(1.46)	(1.23)	(0.81)
Constant	0.018	0.033	0.034	0.086*	0.188**	0.287**
	(0.42)	(0.48)	(0.38)	(1.91)	(2.37)	(2.30)
Observations	55,698	52,670	49,649	55,703	52,702	49,729
FM R^2	0.001	0.002	0.002	0.001	0.001	0.002
Panel C: Carhart (1997) の 4 ファクター・モデルによる期待リターン						
$\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$	0.123	0.101	0.087	0.147	0.097	0.080
	(1.24)	(1.48)	(1.33)	(1.46)	(1.37)	(0.99)
Constant	0.021	0.035	0.035	0.087*	0.187**	0.282**
	(0.49)	(0.52)	(0.40)	(1.98)	(2.42)	(2.33)
Observations	55,698	52,666	49,652	55,703	52,702	49,729
FM R^2	0.001	0.002	0.002	0.000	0.001	0.001
Panel D: Fama and French (2015) の 5 ファクター・モデルによる期待リターン						
$\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$	0.136	0.124**	0.111**	0.144	0.114*	0.095
	(1.52)	(2.16)	(2.12)	(1.52)	(1.99)	(1.51)
Constant	0.019	0.030	0.029	0.087*	0.181**	0.274**
	(0.45)	(0.45)	(0.33)	(1.99)	(2.42)	(2.35)
Observations	55,700	52,663	49,644	55,703	52,702	49,729
FM R^2	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.002
Panel E: Hou *et al.* (2014, 2015) の q ファクター・モデルによる期待リターン（予想利益を使用）						
$\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$	−0.169**	−0.157**	−0.167***	−0.066	−0.112*	−0.162**
	(−2.16)	(−2.59)	(−2.81)	(−0.81)	(−1.74)	(−2.29)
Constant	0.040	0.067	0.083	0.108**	0.225***	0.345**
	(0.91)	(0.97)	(0.91)	(2.38)	(2.75)	(2.65)
Observations	55,703	52,695	49,700	55,703	52,702	49,729
FM R^2	0.007	0.011	0.013	0.003	0.005	0.007
Panel F: Gebhardt *et al.* (2001) の方法による期待リターン						
$\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$	2.625***	2.248***	1.959***	2.387***	1.936***	1.775***
	(5.94)	(7.89)	(8.58)	(4.21)	(6.11)	(6.02)
Constant	−0.085*	−0.146*	−0.198**	−0.002	0.026	0.047
	(−1.84)	(−2.00)	(−2.29)	(−0.05)	(0.37)	(0.48)
Observations	55,703	52,702	49,729	55,703	52,702	49,729
FM R^2	0.042	0.071	0.094	0.029	0.047	0.064
Panel G: Lyle and Wang (2015) の方法による期待リターン（実績利益を使用）						
$\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$	1.051***	1.015***	0.896***	0.909***	0.862***	0.757***
	(5.78)	(6.83)	(6.71)	(4.25)	(4.08)	(3.85)
Constant	−0.075*	−0.155**	−0.218***	−0.044	−0.102	−0.141
	(−1.72)	(−2.37)	(−2.86)	(−0.98)	(−1.60)	(−1.63)
Observations	55,703	52,702	49,729	55,703	52,702	49,729
FM R^2	0.002	0.006	0.008	0.000	0.001	0.001
Panel H: Lyle and Wang (2015) の方法による期待リターン（予想利益を使用）						
$\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$	1.112***	0.970***	0.857***	0.924***	0.750***	0.646***
	(6.87)	(8.08)	(8.47)	(4.98)	(5.25)	(4.93)
Constant	−0.079*	−0.145**	−0.205**	−0.044	−0.064	−0.081
	(−1.76)	(−2.07)	(−2.48)	(−0.96)	(−0.99)	(−0.93)
Observations	55,703	52,702	49,729	55,703	52,702	49,729
FM R^2	0.003	0.006	0.009	0.000	0.001	0.001

表 3: Fama and MacBeth 型回帰の分析結果

この表は，以下の回帰式を Fama and MacBeth (1973) 型で推定した結果をまとめたものである．

$$r_{i,t\to t+k} = \delta_0 + \delta_1 \mathbb{E}_t\left(r_{i,t\to t+k}\right) + w_{i,t+k}$$

ただし，$r_{i,t\to t+k}$ は時点 t から時点 $t+k$ までの k 期間の実現リターンであり，$\mathbb{E}_t\left(r_{i,t\to t+k}\right)$ は期待リターンを表す．括弧内の数字は t 値であり，***は両側 1%水準，**は 5%水準，*は 10%水準で有意であることを示す．回帰式の説明変数と被説明変数については，年度ごとに上下 1%を置換する処理を行っている．

Horizon k	対数リターン 1 Year	2 Years	3 Years	規模調整済み対数リターン 1 Year	2 Years	3 Years	単純リターン 1 Year	2 Years	3 Years	規模調整済み単純リターン 1 Year	2 Years	3 Years
Panel A: CAPM による期待リターン												
Q1 (Low $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	0.0042	0.0079	0.0029	−0.0416	−0.0769	−0.1075	0.0604	0.1269	0.1909	−0.0225	−0.0462	−0.0699
Q2	0.0217	0.0398	0.0407	−0.0227	−0.0451	−0.0726	0.0890	0.1864	0.2647	0.0095	0.0171	0.0077
Q3	0.0202	0.0317	0.0373	−0.0241	−0.0524	−0.0761	0.0968	0.1848	0.2640	0.0171	0.0180	0.0109
Q4	0.0017	0.0032	−0.0062	−0.0405	−0.0755	−0.1129	0.0860	0.1705	0.2351	0.0073	0.0090	−0.0107
Q5 (High $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	−0.0286	−0.0591	−0.0860	−0.0713	−0.1402	−0.1966	0.0848	0.1545	0.2234	0.0045	−0.0119	−0.0319
Q5 − Q1 spread	−0.0328	−0.0671	−0.0889	−0.0297	−0.0634	−0.0891	0.0244	0.0276	0.0326	0.0270	0.0343	0.0380
(t-stat.)	(−6.00)	(−8.51)	(−9.13)	(−6.73)	(−10.14)	(−11.66)	(3.55)	(2.56)	(2.15)	(4.51)	(3.63)	(2.91)
D10 − D1 spread	−0.0371	−0.0807	−0.0932	−0.0353	−0.0795	−0.0979	0.0424	0.0518	0.0818	0.0451	0.0569	0.0824
(t-stat.)	(−4.57)	(−6.90)	(−6.51)	(−5.20)	(−8.35)	(−8.52)	(4.00)	(3.10)	(3.66)	(4.72)	(3.80)	(4.18)
Panel B: Fama and French (1993) の 3 ファクター・モデルによる期待リターン												
Q1 (Low $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	−0.0230	−0.0401	−0.0608	−0.0673	−0.1231	−0.1735	0.0709	0.1444	0.1971	−0.0080	−0.0197	−0.0542
Q2	0.0042	0.0083	0.0034	−0.0407	−0.0748	−0.1036	0.0710	0.1469	0.2215	−0.0099	−0.0216	−0.0296
Q3	0.0180	0.0281	0.0225	−0.0264	−0.0560	−0.0906	0.0855	0.1698	0.2435	0.0047	0.0001	−0.0149
Q4	0.0138	0.0229	0.0235	−0.0291	−0.0586	−0.0864	0.0869	0.1730	0.2475	0.0070	0.0064	−0.0056
Q5 (High $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	0.0063	0.0048	0.0013	−0.0366	−0.0772	−0.1103	0.1029	0.1891	0.2688	0.0221	0.0208	0.0106
Q5 − Q1 spread	0.0293	0.0448	0.0621	0.0307	0.0459	0.0632	0.0320	0.0447	0.0717	0.0301	0.0405	0.0648
(t-stat.)	(5.13)	(5.45)	(6.31)	(6.74)	(7.14)	(8.37)	(4.29)	(3.89)	(4.77)	(4.62)	(4.04)	(5.11)
D10 − D1 spread	0.0315	0.0536	0.0829	0.0336	0.0547	0.0833	0.0235	0.0353	0.0764	0.0218	0.0294	0.0666
(t-stat.)	(3.58)	(4.33)	(5.56)	(4.74)	(5.58)	(7.09)	(1.99)	(1.97)	(3.28)	(2.08)	(1.86)	(3.30)
Panel C: Carhart (1997) の 4 ファクター・モデルによる期待リターン												
Q1 (Low $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	−0.0170	−0.0338	−0.0530	−0.0622	−0.1182	−0.1673	0.0755	0.1469	0.1994	−0.0044	−0.0191	−0.0550
Q2	0.0001	0.0050	0.0008	−0.0440	−0.0773	−0.1051	0.0684	0.1477	0.2199	−0.0115	−0.0195	−0.0293
Q3	0.0155	0.0257	0.0204	−0.0286	−0.0575	−0.0913	0.0822	0.1689	0.2432	0.0018	0.0001	−0.0129
Q4	0.0148	0.0259	0.0266	−0.0284	−0.0567	−0.0849	0.0886	0.1749	0.2558	0.0086	0.0069	0.0001
Q5 (High $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	0.0059	0.0012	−0.0048	−0.0369	−0.0799	−0.1157	0.1022	0.1849	0.2600	0.0214	0.0176	0.0033
Q5 − Q1 spread	0.0229	0.0350	0.0482	0.0253	0.0384	0.0516	0.0267	0.0380	0.0605	0.0258	0.0367	0.0584
(t-stat.)	(4.04)	(4.27)	(4.92)	(5.61)	(5.99)	(6.85)	(3.58)	(3.33)	(4.15)	(3.96)	(3.68)	(4.75)
D10− D1 spread	0.0337	0.0490	0.0674	0.0365	0.0511	0.0679	0.0326	0.0389	0.0676	0.0313	0.0343	0.0585
(t-stat.)	(3.85)	(3.96)	(4.56)	(5.14)	(5.20)	(5.84)	(2.70)	(2.22)	(3.00)	(2.91)	(2.23)	(3.02)

(continued on next page)

(continued from previous page)

Panel D: Fama and French (2015) の 5 ファクター・モデルによる期待リターン												
Q1 (Low $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	−0.0223	−0.0418	−0.0668	−0.0660	−0.1234	−0.1760	0.0735	0.1473	0.1985	−0.0050	−0.0154	−0.0486
Q2	0.0048	0.0072	0.0003	−0.0395	−0.0747	−0.1071	0.0722	0.1426	0.2116	−0.0076	−0.0235	−0.0380
Q3	0.0146	0.0244	0.0223	−0.0286	−0.0568	−0.0865	0.0835	0.1633	0.2375	0.0038	−0.0032	−0.0147
Q4	0.0176	0.0292	0.0322	−0.0257	−0.0533	−0.0801	0.0903	0.1838	0.2657	0.0101	0.0160	0.0083
Q5 (High $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	0.0045	0.0049	0.0016	−0.0402	−0.0815	−0.1149	0.0976	0.1862	0.2649	0.0145	0.0121	−0.0008
Q5 − Q1 spread	0.0269	0.0467	0.0684	0.0258	0.0420	0.0611	0.0241	0.0389	0.0664	0.0195	0.0276	0.0477
(t-stat.)	(4.72)	(5.66)	(6.89)	(5.69)	(6.50)	(8.01)	(3.26)	(3.36)	(4.43)	(3.03)	(2.73)	(3.78)
D10 −D1 spread	0.0373	0.0657	0.0974	0.0375	0.0613	0.0883	0.0252	0.0412	0.0851	0.0221	0.0293	0.0630
(t-stat.)	(4.27)	(5.22)	(6.47)	(5.37)	(6.17)	(7.53)	(2.11)	(2.29)	(3.75)	(2.10)	(1.85)	(3.25)
Panel E: Hou *et al.* (2014, 2015) の q ファクター・モデルによる期待リターン（予想利益を使用）												
Q1 (Low $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	0.0015	0.0010	−0.0016	−0.0419	−0.0800	−0.1131	0.0847	0.1718	0.2498	0.0064	0.0093	−0.0015
Q2	0.0171	0.0280	0.0315	−0.0261	−0.0546	−0.0791	0.0852	0.1686	0.2529	0.0066	0.0033	0.0017
Q3	0.0125	0.0230	0.0183	−0.0304	−0.0579	−0.0895	0.0805	0.1642	0.2363	0.0019	0.0008	−0.0101
Q4	0.0110	0.0145	0.0113	−0.0327	−0.0676	−0.0977	0.0864	0.1657	0.2368	0.0059	−0.0026	−0.0175
Q5 (High $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	−0.0229	−0.0426	−0.0699	−0.0692	−0.1296	−0.1852	0.0802	0.1529	0.2026	−0.0049	−0.0248	−0.0664
Q5 − Q1 spread	−0.0244	−0.0436	−0.0683	−0.0273	−0.0496	−0.0720	−0.0045	−0.0188	−0.0472	−0.0114	−0.0341	−0.0649
(t-stat.)	(−4.29)	(−5.32)	(−6.87)	(−6.02)	(−7.80)	(−9.48)	(−0.61)	(−1.63)	(−3.14)	(−1.78)	(−3.41)	(−5.13)
D10 − D1 spread	−0.0387	−0.0683	−0.0947	−0.0409	−0.0728	−0.0986	−0.0171	−0.0452	−0.0657	−0.0232	−0.0594	−0.0821
(t-stat.)	(−4.52)	(−5.49)	(−6.40)	(−5.87)	(−7.37)	(−8.51)	(−1.54)	(−2.45)	(−2.81)	(−2.38)	(−3.62)	(−4.06)
Panel F: Gebhardt *et al.* (2001) の方法による期待リターン												
Q1 (Low $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	−0.0655	−0.1121	−0.1563	−0.0985	−0.1710	−0.2336	0.0313	0.0786	0.1048	−0.0350	−0.0563	−0.0994
Q2	−0.0111	−0.0169	−0.0254	−0.0507	−0.0901	−0.1243	0.0641	0.1316	0.1940	−0.0089	−0.0192	−0.0342
Q3	0.0110	0.0155	0.0185	−0.0320	−0.0684	−0.0951	0.0832	0.1599	0.2373	0.0050	−0.0062	−0.0149
Q4	0.0312	0.0503	0.0551	−0.0166	−0.0415	−0.0672	0.1054	0.2001	0.2837	0.0197	0.0199	0.0098
Q5 (High $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	0.0538	0.0875	0.0984	−0.0022	−0.0184	−0.0439	0.1331	0.2534	0.3592	0.0352	0.0481	0.0453
Q5 − Q1 spread	0.1193	0.1997	0.2547	0.0964	0.1526	0.1897	0.1018	0.1748	0.2544	0.0702	0.1044	0.1447
(t-stat.)	(21.80)	(25.18)	(26.27)	(22.47)	(25.08)	(25.86)	(14.84)	(15.63)	(17.03)	(12.03)	(10.85)	(11.66)
D10 − D1 spread	0.1535	0.2595	0.3323	0.1261	0.2037	0.2530	0.1225	0.2138	0.3145	0.0856	0.1326	0.1866
(t-stat.)	(18.54)	(21.92)	(23.03)	(19.00)	(22.08)	(22.84)	(11.63)	(13.50)	(15.07)	(9.37)	(9.75)	(10.87)

(continued on next page)

(continued from previous page)

Panel G: Lyle and Wang (2015) の方法による期待リターン（実績利益を使用）												
Q1 (Low $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	−0.0616	−0.1153	−0.1595	−0.0959	−0.1766	−0.2402	0.0375	0.0735	0.0952	−0.0302	−0.0641	−0.1115
Q2	−0.0054	−0.0152	−0.0249	−0.0461	−0.0909	−0.1265	0.0685	0.1339	0.2010	−0.0060	−0.0197	−0.0304
Q3	0.0169	0.0293	0.0350	−0.0264	−0.0547	−0.0785	0.0898	0.1756	0.2551	0.0111	0.0099	0.0014
Q4	0.0228	0.0462	0.0493	−0.0231	−0.0416	−0.0677	0.0942	0.1942	0.2746	0.0108	0.0187	0.0084
Q5 (High $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	0.0466	0.0791	0.0901	−0.0085	−0.0258	−0.0513	0.1272	0.2463	0.3527	0.0303	0.0412	0.0384
Q5 - Q1 spread	0.1082	0.1944	0.2496	0.0873	0.1509	0.1889	0.0897	0.1727	0.2575	0.0605	0.1053	0.1499
(t-stat.)	(19.48)	(24.30)	(25.68)	(19.99)	(24.69)	(25.72)	(12.72)	(15.66)	(17.68)	(9.99)	(11.14)	(12.48)
D10 - D1 spread	0.1323	0.2421	0.3176	0.1060	0.1868	0.2377	0.1051	0.2062	0.3188	0.0692	0.1221	0.1810
(t-stat.)	(16.20)	(20.61)	(22.15)	(16.39)	(20.67)	(21.87)	(10.19)	(12.93)	(14.46)	(7.77)	(8.95)	(9.89)
Panel H: Lyle and Wang (2015) の方法による期待リターン（予想利益を使用）												
Q1 (Low $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	−0.0654	−0.1147	−0.1617	−0.0996	−0.1752	−0.2408	0.0340	0.0766	0.0975	−0.0340	−0.0608	−0.1098
Q2	−0.0080	−0.0148	−0.0261	−0.0466	−0.0880	−0.1248	0.0660	0.1317	0.1941	−0.0060	−0.0185	−0.0327
Q3	0.0187	0.0235	0.0284	−0.0262	−0.0617	−0.0868	0.0920	0.1700	0.2460	0.0115	0.0030	−0.0094
Q4	0.0259	0.0510	0.0564	−0.0206	−0.0395	−0.0641	0.0975	0.2001	0.2835	0.0135	0.0215	0.0135
Q5 (High $\mathbb{E}_t[r_{i,t+j}]$)	0.0480	0.0792	0.0928	−0.0071	−0.0251	−0.0479	0.1277	0.2451	0.3576	0.0309	0.0411	0.0447
Q5 - Q1 spread	0.1134	0.1939	0.2545	0.0925	0.1501	0.1929	0.0937	0.1684	0.2601	0.0649	0.1019	0.1545
(t-stat.)	(20.46)	(24.37)	(26.21)	(21.25)	(24.67)	(26.35)	(13.42)	(14.92)	(17.41)	(10.87)	(10.46)	(12.49)
D10 - D1 spread	0.1404	0.2496	0.3218	0.1156	0.1964	0.2454	0.1072	0.2005	0.3056	0.0737	0.1212	0.1782
(t-stat.)	(17.04)	(21.01)	(22.42)	(17.62)	(21.31)	(22.47)	(9.96)	(12.51)	(14.19)	(7.84)	(8.81)	(9.98)

表 4: 期待リターン推計値でソートしたポートフォリオの将来実現リターン（均等加重での平均値）

	CAPM	FF three	Carhart	FF five	q-factor	GLS	LW (Act.)	LY (For.)
Panel A: Equal-Weighted Implied Risk Premia – $\mathbb{E}_t\left(R_{M,t+1}-R_{F,t+1}\right)=\lambda_0+\lambda_M\sigma^2_{M,t}+\varepsilon_{t+1}$								
$\hat{\lambda}_M$	-0.130	-0.100	-0.157	-0.055	-0.072	0.120	0.333	0.332
(t-stat.)	(-0.34)	(-0.24)	(-0.38)	(-0.15)	(-0.18)	(0.35)	(0.95)	(0.98)
R^2	0.006	0.003	0.007	0.001	0.002	0.008	0.047	0.048
Pearson's R	-0.0754	-0.0542	-0.0836	-0.0314	-0.0394	0.0883	0.2179	0.2182
Speraman's ρ	-0.2687	-0.2555	-0.2460	-0.2188	-0.2291	$0.3076*$	0.2394	0.2408
Panel B: Equal-Weighted Implied Risk Premia – $\mathbb{E}_t\left(R_{M,t+1}-R_{F,t+1}\right)=\lambda_0+\lambda_M\sigma_{M,t}+\varepsilon_{t+1}$								
$\hat{\lambda}_M$	-0.092	-0.088	-0.111	-0.062	-0.073	0.102	0.160	0.162
(t-stat.)	(-0.69)	(-0.59)	(-0.74)	(-0.46)	(-0.50)	(0.83)	(1.14)	(1.17)
R^2	0.022	0.017	0.026	0.010	0.012	0.042	0.083	0.086
Pearson's R	-0.1478	-0.1301	-0.1625	-0.0977	-0.1098	0.2061	0.2878	0.2936
Speraman's ρ	-0.2687	-0.2555	-0.2460	-0.2188	-0.2291	$0.3076*$	0.2394	0.2408
Panel C: Value-Weighted Implied Risk Premia – $\mathbb{E}_t\left(R_{M,t+1}-R_{F,t+1}\right)=\lambda_0+\lambda_M\sigma^2_{M,t}+\varepsilon_{t+1}$								
$\hat{\lambda}_M$	-0.381	$-0.504*$	$-0.538*$	-0.342	-0.290	0.339	0.168	0.143
(t-stat.)	(-1.24)	(-1.88)	(-1.95)	(-1.62)	(-1.16)	(1.59)	(0.77)	(0.70)
R^2	0.032	0.053	0.059	0.035	0.021	0.059	0.010	0.008
Pearson's R	-0.1781	-0.2297	-0.2426	-0.1862	-0.1434	0.2436	0.1015	0.0887
Speraman's ρ	$-0.3585*$	$-0.3372*$	$-0.3644*$	-0.2709	-0.2471	$0.3647*$	-0.0161	0.0645
Panel D: Value-Weighted Implied Risk Premia – $\mathbb{E}_t\left(R_{M,t+1}-R_{F,t+1}\right)=\lambda_0+\lambda_M\sigma_{M,t}+\varepsilon_{t+1}$								
$\hat{\lambda}_M$	-0.164	$-0.215*$	$-0.230*$	-0.147	-0.126	$0.150*$	0.046	0.043
(t-stat.)	(-1.31)	(-1.89)	(-1.98)	(-1.62)	(-1.18)	(1.75)	(0.51)	(0.50)
R^2	0.044	0.072	0.081	0.048	0.029	0.087	0.006	0.005
Pearson's R	-0.2105	-0.2688	-0.2838	-0.2195	-0.1703	0.2951	0.0764	0.0732
Speraman's ρ	$-0.3585*$	$-0.3372*$	$-0.3644*$	-0.2709	-0.2471	$0.3647*$	-0.0161	0.0645

表 5: 市場レベルのボラティリティと市場レベルの期待リスク・プレミアム

この表は，以下の回帰式を推定した結果をまとめたものである．

$$\mathbb{E}_t\left(R_{M,t+1}-R_{F,t+1}\right)=\lambda_0+\lambda_M\sigma^p_{M,t}+\varepsilon_{t+1},\qquad p=1,2.$$

ただし，$\mathbb{E}_t\left(R_{M,t+1}-R_{F,t+1}\right)$ は市場レベルの期待リスク・プレミアムであり，$\sigma^p_{M,t}$ は期待リターン推計時点の直近 1 年間における週次市場リターンの分散（または標準偏差）を年次換算したものである．括弧内の数字は，Newey and West (1987) の修正を行った標準誤差（1 期分のラグを考慮したもの）に基づく t 値であり，観測値数は 1983 年から 2014 年までの 32 個である．*は 10%水準で両側有意であることを示す．

	CAPM	FF three	Carhart	FF five	q-factor	GLS	LW (Act.)	LY (For.)
Panel A: Equal-Weighted Implied Risk Premia $(k=1)$								
$\hat{b}$	-1.045	-0.943	-0.807	-1.125	-1.051	1.691	-1.069	-1.066
(t-stat.)	(-0.60)	(-0.60)	(-0.53)	(-0.68)	(-0.66)	(0.89)	(-1.02)	(-1.01)
R^2	0.018	0.017	0.013	0.022	0.020	0.034	0.014	0.014
Pearson's R	-0.1324	-0.1306	-0.1130	-0.1490	-0.1430	0.1842	-0.1184	-0.1181
Speraman's ρ	-0.1532	-0.1191	-0.1074	-0.1129	-0.1184	0.1415	-0.2027	-0.1613
Panel B: Equal-Weighted Implied Risk Premia $(k=2)$								
$\hat{b}$	-1.230	-1.068	-0.967	-1.240	-1.183	1.531	-0.685	-0.682
(t-stat.)	(-0.80)	(-0.75)	(-0.68)	(-0.85)	(-0.82)	(0.84)	(-0.56)	(-0.55)
R^2	0.044	0.040	0.034	0.050	0.048	0.049	0.010	0.010
Pearson's R	-0.2107	-0.2007	-0.1838	-0.2229	-0.2182	0.2208	-0.1024	-0.1023
Speraman's ρ	-0.2879	-0.2440	-0.2593	-0.2653	-0.2859	0.2036	-0.0819	-0.0435
Panel C: Equal-Weighted Implied Risk Premia $(k=3)$								
$\hat{b}$	-1.286	-1.132	-1.039	-1.287	-1.263	1.307	-0.549	-0.541
(t-stat.)	(-1.15)	(-1.05)	(-0.95)	(-1.22)	(-1.18)	(0.77)	(-0.44)	(-0.42)
R^2	0.072	0.068	0.058	0.080	0.081	0.051	0.010	0.010
Pearson's R	-0.2690	-0.2605	-0.2415	-0.2835	-0.2846	0.2250	-0.1008	-0.0999
Speraman's ρ	$-0.3904*$	$-0.3744*$	$-0.3842*$	$-0.3766*$	$-0.4038*$	0.2467	-0.0696	-0.0171
Panel D: Value-Weighted Implied Risk Premia $(k=1)$								
$\hat{b}$	-0.505	-0.274	-0.100	-0.873	-0.644	2.492	-0.514	-0.572
(t-stat.)	(-0.32)	(-0.21)	(-0.08)	(-0.53)	(-0.43)	(1.23)	(-0.33)	(-0.36)
R^2	0.005	0.002	0.000	0.012	0.008	0.065	0.003	0.004
Pearson's R	-0.0734	-0.0417	-0.0154	-0.1112	-0.0889	0.2552	-0.0573	-0.0621
Speraman's ρ	-0.0319	-0.1400	-0.0924	-0.1752	-0.1576	0.2592	-0.0605	-0.0433
Panel E: Value-Weighted Implied Risk Premia $(k=2)$								
$\hat{b}$	-0.682	-0.488	-0.319	-1.027	-1.069	2.071	-1.008	-1.138
(t-stat.)	(-0.46)	(-0.36)	(-0.24)	(-0.65)	(-0.74)	(1.01)	(-0.68)	(-0.78)
R^2	0.017	0.010	0.004	0.030	0.038	0.073	0.022	0.026
Pearson's R	-0.1310	-0.0980	-0.0645	-0.1727	-0.1949	0.2701	-0.1470	-0.1625
Speraman's ρ	-0.0738	-0.1891	-0.1363	-0.2323	-0.2548	0.2819	-0.1480	-0.1044
Panel F: Value-Weighted Implied Risk Premia $(k=3)$								
$\hat{b}$	-0.736	-0.516	-0.348	-0.978	-1.226	1.629	-1.219	-1.362
(t-stat.)	(-0.63)	(-0.44)	(-0.30)	(-0.79)	(-1.11)	(0.84)	(-1.05)	(-1.26)
R^2	0.031	0.016	0.007	0.041	0.076	0.065	0.048	0.058
Pearson's R	-0.1750	-0.1276	-0.0865	-0.2023	-0.2764	0.2547	-0.2199	-0.2411
Speraman's ρ	-0.1733	-0.1924	-0.1760	-0.2334	-0.2961	0.2498	-0.2196	-0.2071

表 6: 市場レベルの期待リスク・プレミアムと将来の市場レベルの超過リターン（連続複利（対数リターン）ベース）

$$\frac{r_{M,t\to t+k}}{k} = a + b\frac{\mathbb{E}_t\left(r_{M,t\to t+k}\right)}{k} + e_{t+k}, \qquad k = 1, 2, 3.$$

ただし，k は予想対象期間を表す．括弧内の数字は，Newey and West (1987) の修正を行った標準誤差（k 期分のラグを考慮）に基づく t 値である．*は両側 10%水準で有意であることを示す．

Japan (July 1977 to June 2015)						U.S. (July 1963 to December 2013)					
	Low	2	3	4	High		Low	2	3	4	High
Panel A: Size-BE/ME Portfolios											
Small	0.48	0.53	0.71	0.62	0.82	Small	0.26	0.81	0.85	1.01	1.15
2	0.03	0.38	0.47	0.55	0.72	2	0.48	0.72	0.94	0.94	1.02
3	0.10	0.27	0.45	0.40	0.70	3	0.50	0.78	0.79	0.88	1.07
4	−0.17	0.24	0.37	0.56	0.67	4	0.60	0.57	0.71	0.85	0.86
Big	−0.10	0.30	0.39	0.62	0.63	Big	0.46	0.51	0.48	0.56	0.62
Panel B: Size-OP Portfolios											
Small	0.61	0.63	0.60	0.68	0.69	Small	0.56	0.94	0.90	0.95	0.88
2	0.42	0.49	0.48	0.43	0.38	2	0.59	0.78	0.84	0.81	0.98
3	0.44	0.38	0.34	0.44	0.34	3	0.53	0.77	0.72	0.78	0.94
4	0.28	0.41	0.33	0.30	0.16	4	0.57	0.65	0.63	0.70	0.82
Big	0.41	0.25	0.28	0.31	0.26	Big	0.39	0.33	0.43	0.47	0.57
Panel C: Size-INV (based on TA) Portfolios											
Small	0.67	0.59	0.70	0.57	0.60	Small	1.01	0.98	0.99	0.89	0.35
2	0.46	0.44	0.45	0.44	0.38	2	0.92	0.91	0.92	0.90	0.48
3	0.36	0.29	0.44	0.39	0.35	3	0.90	0.93	0.81	0.82	0.50
4	0.30	0.45	0.36	0.24	0.12	4	0.79	0.72	0.71	0.75	0.54
Big	0.25	0.17	0.28	0.30	0.18	Big	0.71	0.52	0.49	0.48	0.42
Panel D: Size-INV (based on BE) Portfolios											
Small	0.69	0.70	0.56	0.62	0.64						
2	0.41	0.47	0.51	0.46	0.37						
3	0.42	0.41	0.36	0.39	0.30						
4	0.33	0.32	0.36	0.32	0.15						
Big	0.29	0.24	0.26	0.32	0.22						

表 A.1: 25 ME-BE/ME, OP, or Inv ポートフォリオの平均超過リターン

この表は，企業規模を共通因子とした 5 × 5 の 25 Size-X (X ∈ {BE/ME,OP, Inv}) ポートフォリオを作成し，各ポートフォリオの月次の平均リターンをまとめたものである．ポートフォリオの作成手順は，次の通りである． まず，t 年 6 月末における全上場企業の株式を，6 月末の時価総額（6 月末日の終値に発行済株式数を乗じたもの; *ME*）に基づいて 5 つのグループに分ける．このときのブレイク・ポイントは，東京証券取引所 1 部・2 部に上場する株式についての時価総額に依拠する．次に，それとは独立に BE/ME,OP, Inv のそれぞれについても，同様に東京証券取引所 1 部・2 部に上場する株式のみで一旦 5 分位に分けるためのブレイク・ポイントを算定し，それにもとづいてすべての銘柄をいずれかのポートフォリオに割り当てる．こうして，作成された 25 ポートフォリオごとに，t 年 7 月から $t+1$ 年の 6 月までの期間において，加重平均リターンに基づく超過リターンを算定し，それをまとめたものが，表の左側に示した日本市場の結果である．一方，米国市場の結果は，同様の手順を採った Fama and French (2015, p. 3, Table 1) の結果を参考情報として示している．