

2012年10月4日

Mizuho Industry Focus

Vol. 112

市場リスクプレミアムの望ましい推定法を問う

草場 洋方

hirokata.kusaba@mizuho-cb.co.jp

〈要 旨〉

- 企業の投資計画は、期待収益の絶対額ではなく期待費用との相対バランスに依存してその採否が決定される。従って、わが国企業の投資活動が伸び悩む要因を正確に捉えるためには、期待収益の低迷に関心を向けるだけでは不十分であり、投資の期待費用である資本コストの水準がファンダメンタルズに照らして妥当かどうかについても目を配る必要がある。
- 市場リスクプレミアム（MRP）は、企業の認識する資本コストに高止まりをもたらす要因となりうる。MRP の推定は個々の企業の手任せられているため、無リスク資産利子率や負債リスクプレミアムとは異なり、マクロ経済政策による中立化は望みにくい。従って、企業自らが MRP の望ましい推定法や水準について考えることが求められる。
- わが国の企業金融の実務では過去平均法によって MRP を推定している場合が多いが、ファイナンスの学術研究においては過去平均法の利用に多くの批判があり、近年ではゴードンモデルを基盤に企業のファンダメンタルズ情報を用いて MRP を推定するファンダメンタルズ法の利用が広がっている。そこでは、モデルに含まれる変数の振る舞いをどう仮定するかが重要な論点である。
- わが国の時系列データを用いた分析に基づく、過去平均法によって MRP を推定することは妥当でなく、ファンダメンタルズ法のうち、配当利回りの平均回帰性を前提としないモデルを用いるのが望ましいと考えられる。具体的には、推定時点の配当利回りに期待一人当たり名目 GDP 成長率を加えることで期待株式リターンを求め、そこからその時点の無リスク資産利子率を控除することで、ダイナミックに MRP を推定するのがよい。
- このアプローチによる現時点の MRP は、無リスク資産利子率を無担保コール翌日物金利とする場合で 3.4%程度、10 年国債利回りとする場合で 2.6%程度と推定される。これは過去平均法に基づく MRP と比較して 1.5%Pt 程度低い水準である。過去平均法による MRP を用いて推定された資本コストは、投資の期待費用を必要以上に高く見積もり、結果として投資活動を必要以上に萎縮させている虞がある。過去平均法を用いて MRP を推定している企業においては、資本コストの水準をより低く見積もる方向で検討が行われるべきだろう。

目次

市場リスクプレミアムの望ましい推定法を問う

I. はじめに	2
II. 投資の期待費用が高止まりするいくつかの要因	4
III. 過去平均法による MRP 推定への批判	7
IV. ファンダメンタルズ法を用いた MRP 推定に関する諸研究	12
V. わが国における過去平均法の妥当性	17
VI. ファンダメンタルズ法に基づくわが国の MRP	21
VII. おわりに	29
補論 I. CAPM 批判と代替モデルの発展	30
補論 II. 株式投資家の投資ホライズン	32

I. はじめに

投資の採否は期待収益と期待費用との相対バランスに依存

企業が行う投資活動の目的や対象、期間等は千差万別だが、特定プロジェクトに関する投資意思決定の場面において、期待収益が期待費用を上回る投資が採択され、そうでない投資が棄却されるという点は凡そ共通している。10%の資本コストで調達した資金を5%のIRRで運用することは、誰にとっても経済的に合理的な選択とはならない。

図表1はt=0時点で100の投資を行うプロジェクトの例である。投資はt=1時点で20のキャッシュフローを生み、以後、プロジェクト終期であるt=5時点まで毎期20%のキャッシュフロー成長が期待されている。但し、プロジェクトの資本コストについては、上段のケースAでは10%、中段のケースBでは15%と違いがある。このとき、プロジェクトのNPVはAが9.0、Bが-5.1である。また、IRRはどちらのケースも13%であり、Aは資本コストを上回るが、Bは下回る。つまり、このプロジェクトに対する投資意思決定を行う場合、Aは期待収益が期待費用を上回るので採用されるが、Bは下回るので棄却されることになる。同様に、期待費用を固定した上で期待収益を変化させても似たような結果が得られる。資本コストをAと同じ10%とする一方でキャッシュフロー成長率を毎期5%と低く設定したケースCの場合、NPVは-17.0となり、IRRは3%と資本コストに及ばないので、プロジェクトは棄却される。

【 図表1 投資プロジェクトのケース別NPVとIRR 】

《 ケースA 》 キャッシュフロー成長率:20%、資本コスト:10%

time	0	1	2	3	4	5
キャッシュフロー	-100.0	20.0	24.0	28.8	34.6	41.5
キャッシュフローPV		18.2	19.8	21.6	23.6	25.8
PV計	109.0					
NPV	9.0					
IRR	13%					

《 ケースB 》 キャッシュフロー成長率:20%、資本コスト:15%

time	0	1	2	3	4	5
キャッシュフロー	-100.0	20.0	24.0	28.8	34.6	41.5
キャッシュフローPV		17.4	18.1	18.9	19.8	20.6
PV計	94.9					
NPV	-5.1					
IRR	13%					

《 ケースC 》 キャッシュフロー成長率:5%、資本コスト:10%

time	0	1	2	3	4	5
キャッシュフロー	-100.0	20.0	21.0	22.1	23.2	24.3
キャッシュフローPV		18.2	17.4	16.6	15.8	15.1
PV計	83.0					
NPV	-17.0					
IRR	3%					

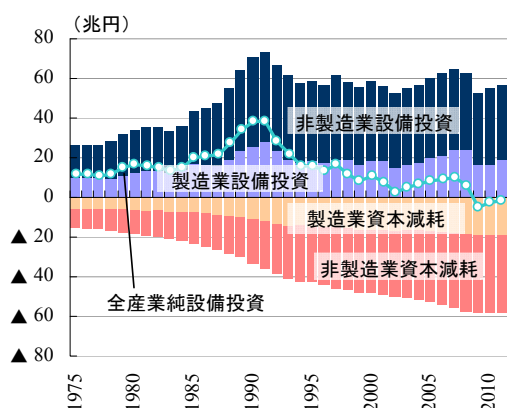
(出所) みずほコーポレート銀行産業調査部作成

この単純な例から、プロジェクトの採否は常に期待収益と期待費用の相対的なバランスの中で決定されるということがわかる。つまり、どんなに期待収益が大きいプロジェクトでも、期待費用がそれより大きければ投資は実行に至らない。また、どんなに期待収益が小さいプロジェクトであっても、期待費用がそれより小さければ投資を実行するのが正しい選択となりうる。

投資活動低迷の要因の一つは期待成長率の低下

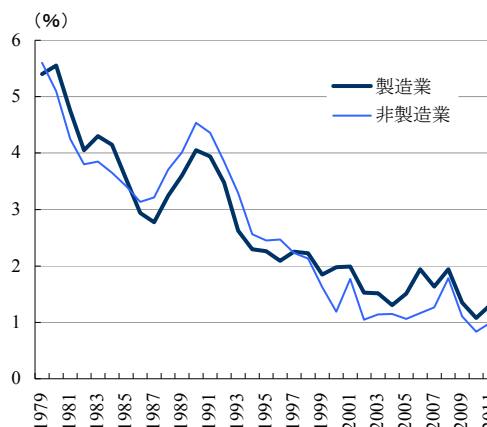
このことを現実の経済に敷衍したい。図表2は国内設備投資の長期推移を示している。従来は減耗を上回る投資が行われ企業資本ストックが純増する構造であったものが、年を経る毎に設備投資の伸びが鈍化し、近年では投資が減耗を下回るようになってきている。このような投資活動の停滞はなぜ生じているのか。しばしば聞かれるのは「国内は人件費が高く、円高傾向や相対的に高い法人税率なども相俟って立地競争力が見劣りしている」、「人口と共に需要も減退すると想定される中、投資には踏み切れない」など、国内投資の期待収益の落ち込みを指摘する声である。確かに、国内需要への期待成長率が趨勢的な右肩下がり経路を辿っている様子は統計的にも観察されるところであり(図表3)、投資活動の低迷を招いている主因の一つを期待収益の落ち込みに求める姿勢が間違っているとはいえない。

【 図表2 国内純設備投資の推移 】



(出所) 経済産業研究所「JIP データベース2011」等よりみずほコーポレート銀行産業調査部作成

【 図表3 中長期的な需要への期待成長率の推移 】



(出所) 内閣府「企業行動に関するアンケート調査」よりみずほコーポレート銀行産業調査部作成

もう一つの要因は資本コストの高止まり

但し、投資意思決定が期待収益と期待費用の相対バランスに依存するという考え方に照らせば、期待収益の落ち込みだけを理由に投資の低迷を語ることはできない。期待収益が減少しても、期待費用がそれと同じかそれ以上に減少するなら投資採算は悪化しないからである。従って、本来、投資低迷の正しい説明としては「期待収益が減少しているから」ではなく「期待収益の減少と比較して期待費用が高止まっているから」という表現が妥当であろう。

以下、本稿では、近年の投資低迷の一方の主因が経済ファンダメンタルズに照らした期待費用の高止まりにあるのでないかというところで述べた問題意識を出発点にして、特に資本コストに含まれる市場リスクプレミアム(Market Risk Premium。以下、MRP)に関心を寄せながら分析を行ってきたい。

II. 投資の期待費用が高止まりするいくつかの要因

負債コスト

企業の期待費用は負債コスト(R_D)と株式コスト(R_E)を目標時価資本構成で加重平均した資本コスト(WACC)として認識されるのが一般的である。その中で投資の期待費用を高止まりさせる潜在因子は、必ずしも一つではないだろう。幾つかの可能性を考えてみたい。 R_D が無リスク資産利子率(R_f)と負債リスクプレミアム(RP_D)より以下(1)のように書けるとする。

$$R_D = R_f + RP_D \quad (1)$$

無リスク資産利子率を Taylor(1993)型の金融政策ルールによって定まる政策金利とすると、 R_f は以下(2)のように表現される。

$$R_f = R_N + \alpha_1 \left(\frac{y - y_P}{y_P} \right) + \alpha_2 (\pi - \pi_T) \quad (2)$$

但し R_N : 中立利子率、 y : 実質 GDP、 y_P : 潜在 GDP、 π : インフレ率、 π_T : 目標インフレ率、である。また、中立利子率を潜在 GDP 成長率と目標インフレ率の和として、

$$R_N = \Delta y_P + \pi_T \quad (3)$$

と表現するならば、負債コストは以下(4)となる。

$$R_D = \left[\Delta y_P + \pi_T + \alpha_1 \left(\frac{y - y_P}{y_P} \right) + \alpha_2 (\pi - \pi_T) \right] + RP_D \quad (4)$$

「流動性の罫」

このとき、例えば、負若しくは極めて低い正の中立利子率のもとで大きく $y < y_P$ 、或いは $\pi < \pi_T$ となっている経済を考えると、中央銀行が誘導すべき無リスク資産利子率は負となるが、名目金利の非負制約から実際にはそのような水準を実現することは困難なので、いわゆる「流動性の罫」が発生する。その場合、不況やデフレの進行と共に実質金利が上昇して「期待収益が減少する環境下で期待費用が増加する」状態が生じ、投資需要減退→デフレ圧力増大→実質金利上昇→投資需要減退→…という縮小ループから容易に抜け出せなくなってしまう。これは、無リスク資産利子率によって期待費用が高止まりする可能性を示す端的な例である。

経済と負債リスク
プレミアムの逆相
関

また、負債リスクプレミアムも高止まり因子となり得る。信用リスクプレミアム (RP_C) と期間リスクプレミアム (RP_T) より RP_D が(5)のように書けるとする。

$$RP_D = RP_C + RP_T \quad (5)$$

例えば、期待収益が減少するような環境では、社債権者や取引銀行が企業の債務償還能力に対してより懸念を持ちやすくなることが予想される。その結果、信用格付が低下するなどしてより高い信用リスクプレミアムを要求されるようになれば、無リスク資産利子率の場合と同じように企業は「期待収益の減少と期待費用の増加」に挟撃されることになる。或いは、期待収益が減少する環境で政府による拡張的財政政策が発動される場合、財政の持続可能性が警戒されて期間リスクプレミアムが上昇する可能性がある。また、期間リスクプレミアムの上昇は、足許の緩和的な金融政策が将来のインフレ懸念を惹起するような場合にも生じうる。

不変的株式リス
クプレミアムは期
待費用の高止ま
り要因に

株式コストにも高止まり要因が存在している。株式コストが無リスク資産利子率と株式リスクプレミアム (RP_E) より以下(6)のように表現されるとする。

$$R_E = R_f + RP_E \quad (6)$$

そして、 RP_E について企業金融の実務でしばしば仮定されるように

$$RP_E = \overline{RP_E} \quad (7)$$

であるとする。例として、負債比率:50%、 R_f :1%、 RP_D :1%、 $\overline{RP_E}$:5%というケースを想定しよう。WACCは4%となる。このとき、もし投資プロジェクトの期待IRRが5%であれば1%の超過リターンが期待できるのでそのプロジェクトは採択される。次に、景気悪化を受けて期待IRRが2%に低下したとする。中央銀行のゼロ金利政策によって無リスク資産利子率は0%に低下し、更に「流動性の罨」の回避を企図した諸政策の発動によって負債リスクプレミアムも0%になったとする。つまり負債コストは0%である。一方、株式リスクプレミアムが5%で不変ならば株式コストは5%、WACCは2.5%となり、この場合プロジェクトは採択されない¹。つまり、(7)式のように株式リスクプレミアムを定数と仮定することは、たとえ負債コストが0%であってもWACCに一定の下限を生じさせ、期待収益の低下に対する期待費用の相対的な高止まりを招く要因となる。

¹ ここでは簡便化のために負債比率を所与として議論している。現実には、資本構成理論に基づき負債コストと株式のコストの変動に伴い負債比率の最適化が図られる。

負債コストは政策的な中立化努力が可能

このように、無リスク資産利子率、負債リスクプレミアム、株式リスクプレミアムはいずれも期待費用を高止まりさせる潜在因子になりうるが、それが顕現化した場合にマクロ経済政策的な対処によって期待費用の中立化が果たされるならば、企業の立場ではそれほど問題は生じないともいえる。そこで次にそれが可能かどうかを考えると、無リスク資産利子率、負債リスクプレミアム、株式リスクプレミアムの順に対処が難しくなるだろう。

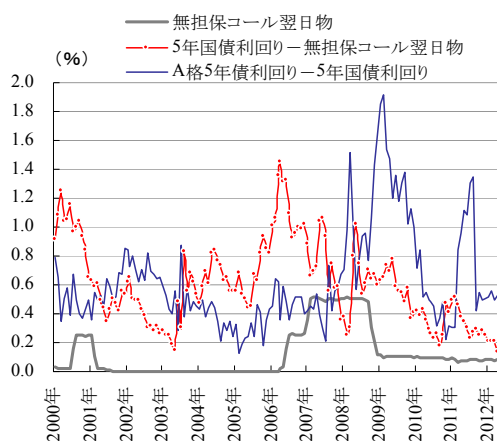
無リスク資産利子率については、通常は(4)に従って中央銀行が政策金利を管理することで対処可能である。現下のわが国のような「流動性の罨」の環境下では「量的緩和政策」や「時間軸政策」、或いは「インフレ目標政策」によって期間リスクプレミアムに、「信用緩和政策」によって信用リスクプレミアムに、夫々働きかけることで負債コストの低下を促すという方向で政策が発動される。日本銀行はこれらを総称して「包括緩和」と呼んでいるが、足許、それによって無担保コール翌日物(≒ R_f)だけでなく、無担保コール翌日物と国債利回りのスプレッド(≒ RP_T)、国債利回りと社債利回りのスプレッド(≒ RP_C)も歴史的な水準に低下している(図表4)。これらを踏まえると、金融政策は負債リスクプレミアムにも一定の影響を及ぼしうると考えられる。

株式リスクプレミアムは政策的な中立化が困難

一方、株式リスクプレミアムは政策的な働きかけによって上下させることが難しい。何故なら、一般に株式リスクプレミアムは無リスク資産利子率や負債リスクプレミアムのように金融資本市場における観測値として認識されるのではなく、資産価格モデルを用いた推定値として認識されるからである。政策によって株価に何らかの刺激が与えられたとしても、その刺激がモデルの推定プロセスに反映されなければ企業の認識する株式リスクプレミアムは変化しない。いくら日本銀行が株価の下支えをしても、株式リスクプレミアムの推定が(7)のようなモデルに従ってはいは、企業行動に何の影響も与えないのである。

従って、株式リスクプレミアム要因での期待費用の高止まりを防ぐためには、高止まりの発生を回避するようなモデルの推定法、ファンダメンタルズの変化に沿ったダイナミズムを持つプレミアムの推定法を企業自身が自律的に考える必要があるだろう。以下、先行研究のサーベイとわが国の時系列データを用いた実証分析によって、その方法を検討していこう。

【 図表4 政策金利と金利格差の推移 】



(出所) 日本銀行等よりみずほコーポレート銀行産業調査部作成

Ⅲ. 過去平均法によるMRP推定への批判

企業金融の実務
における MRP の
標準的推定法

わが国の企業金融の実務においては、Markowitz (1952) の平均分散モデルを基盤に Sharp (1964) や Lintner (1965) らによって構築された CAPM (Capital Asset Pricing Model) が、株式コストの推定モデルとして中心的な役割を演じている。

市場ポートフォリオ m のリターンを R_m とすると、(5) は以下の CAPM 式として表される。

$$R_E = R_f + \beta \{e(R_m) - R_f\} \quad (8)$$

CAPM においては、個別株式の株式コストは、無リスク資産利子率である R_f 、MRP の大きさを示す $\{e(R_m) - R_f\}$ 、当該株式の MRP への感応度を示す β 、の 3 変数によって決定される。

株式コストの推定実務では、これら変数の具体値をどう推定するかが問題となる。MRP に注目すると、Ehrhardt (1994)、Brealey and Myers (2000)、鈴木 (2004)、榊原・砂川 (2009) など企業金融論や企業価値評価を取り扱った標準的な解説書によれば、標準的な MRP の推定方法は「株価指数収益率と無リスク資産利子率のリターン格差の長期平均値をとること」であり²、MRP の具体的水準としては概ね 5% 前後が推奨されている³。これは MRP について以下 (9) のような想定がなされていることに等しい(算術平均の場合)。

$$RP_m = e(R_m) - R_f = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (R_{m,i} - R_{f,i}) \approx 5\% \quad (9)$$

「過去平均から
5%」は妥当とい
えるのか

本稿で問いたいのは、このような想定が妥当といえるか否かである。前節で議論したように、MRP が固定値を取るとき、所与の資本構成の下では負債コストが 0% であっても WACC に下限が生じ、一定水準未満の期待 IRR しか持たない投資プロジェクトは全て棄却される。わが国のようにマクロ経済環境が趨勢的な右肩下がりにある中では、投資プロジェクトの採算性も平均的には低下していくと想定されるから、WACC に下限がある中では時間が経過する毎に投資活動の停滞感が強まってくる。それでも MRP は (9) のように推定されるべきなのだろうか。つまり、無リスク資産投資に対する株式投資の期待超過リターンは、マクロ経済環境の変化に関わらず一定なのだろうか。また、その水準を

² Ehrhardt (1994) では「もっとも一般的に使われているアプローチは過去の時系列データにもとづくものである。(…)ほとんどの文献では多くのデータにもとづく時系列平均を使うことを推奨している。これは過去の出来事や今までの投資家のリスクに対する態度が、将来を代替するという仮定にもとづいている」とある。

³ 鈴木 (2004) では「東京証券取引所第一部上場企業の株価指数 TOPIX をマーケットポートフォリオの代替変数とし、マーケットリスクプレミアムは 4~6% を使うのが妥当と考える」とある。榊原・砂川 (2009) では「投資銀行の方や企業の財務担当の方の話では、マーケットリスクプレミアムを 5% 前後に設定しているという」とある。

「過去の長期平均値」という推定方法によって得ることは正しいのだろうか。そして、5%程度という水準はリーズナブルといえるのだろうか。

古くからの CAPM 批判とその種類

CAPM をベースに過去平均法によって MRP を推定するアプローチは企業金融の世界では主流を占めているが、ファイナンス研究の歴史を紐解くと、実のところ、このような方法は理論と実証の両面から多くの批判に晒され、今となつてはその学術的基盤は全く盤石でなくなっている。この点は、企業金融論や企業価値評価の標準的な解説書で十分な紙面を割いて議論されることは少なく、従って企業金融の実務家の間ではよく知られた事柄ではないかも知れない。しかし、古い理論や実証方法は理由があつて批判され、新しい考え方に取って代わられるのであるから、実務の世界においても、本来は可能な限り学術研究の変遷を踏まえた取り組みがなされるのが望ましいだろう。以下、CAPM に対する批判の歴史を簡単に振り返り、MRP 推定を巡る主要な論点を整理しよう。

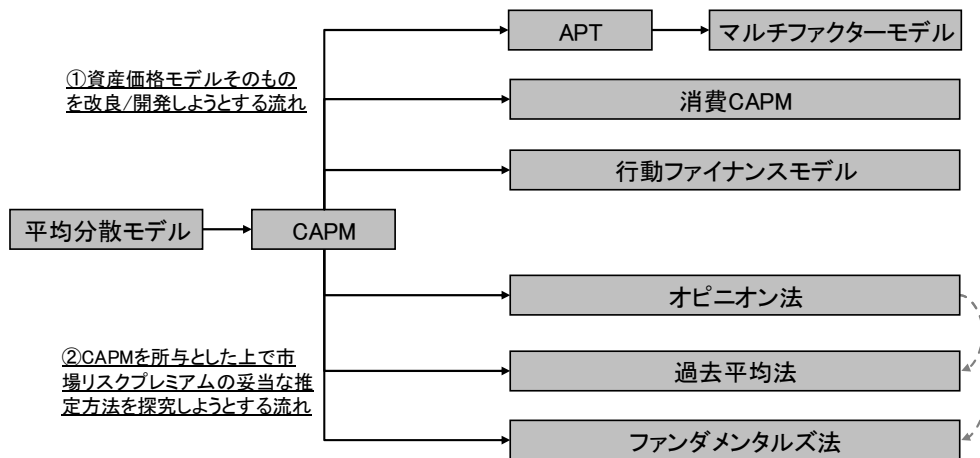
資産価格モデルとしての CAPM 批判

CAPM に対する批判の種類を整理すると、主として①資産価格モデルそのものを改良、開発しようとする流れ、②CAPM のフレームワークの中で MRP (及び β) の妥当な推定方法を探究しようとする流れ、に区分することができる(図表 5)。①は株式コストの推定モデルとして CAPM を用いること自体が妥当ではないという主張であり、APT、マルチファクターモデル、消費 CAPM、行動ファイナンスモデルなど、CAPM を代替する様々なモデルが提案されてきている。なお、これらはそれぞれ非常に重要で興味深い論点ではあるが、本稿の主な関心からは逸れるため、その概略については後段の補論 I を参照されたい。

MRP の 3 つの推定方法

②はリスクファクターとしての市場リスクの妥当性自体は認めた上で、実証的に MRP をどう推定すべきかを議論する流れであり、図表 5 にあるように、推定方法としては、過去平均法の他に専門家の意見やアンケート調査に基づくオピニオン法、企業や投資家のファンダメンタル情報に基づくファンダメンタルズ法、が提案されている。

【 図表 5 資産価格モデルを巡る学術研究の流れ 】



(出所) みずほコーポレート銀行産業調査部作成

オピニオン法

このうちオピニオン法は、ファイナンス研究者や実務家等へのヒアリングやアンケートによって収集、集計された水準を参考にして妥当と思われる MRP を仮定するアプローチである。ヒアリングやアンケート結果の報告例はいくつも存在するが、近年の包括的調査としては、例えば 82 カ国 7,192 人へのアンケート調査を実施した Fernandez et al. (2012) が挙げられる。図表 6 に彼らの結果を抜粋しているが、主要国の MRP は中央値ベースで概ね 5.0%、平均値ベースで 5.5%となっている。わが国については、(標本数が少なく結果にバイアスを含む可能性は否定できないが) 標準偏差が大きく MRP の水準がアンケート回答者によってかなり違う点が特徴的で、特に事業法人と金融法人では 1.4%pt もの乖離がある。

【 図表 6 アンケート調査による MRP の推定事例 】

	日本	米国	英国	ドイツ
中央値	5.0%	5.4%	5.0%	5.0%
平均値	5.5%	5.5%	5.5%	5.5%
学術研究者	4.8%	5.6%	5.6%	5.7%
アナリスト	5.6%	5.0%	5.4%	5.5%
事業法人	5.0%	5.5%	5.3%	5.1%
金融法人	6.4%	5.6%	5.8%	5.2%
標準偏差	2.7%	1.6%	1.9%	1.9%
回答者数(人)	41	2,223	171	281

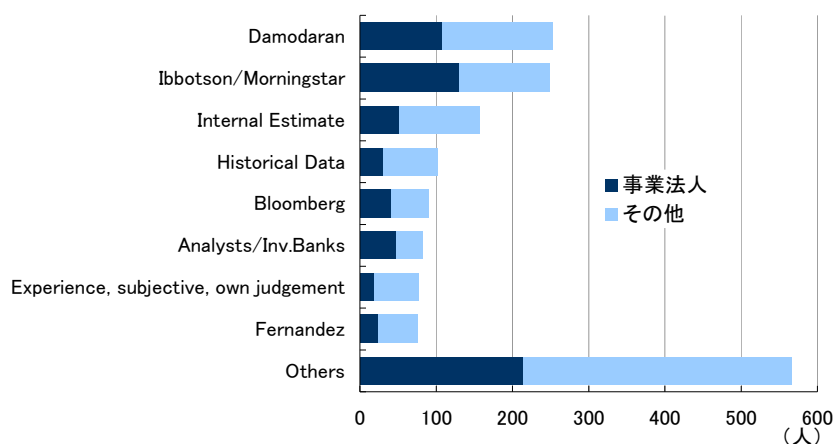
(出所) Fernandez et al. (2012)より、みずほコーポレート銀行産業調査部作成

過去平均法による推定値がオピニオン法の結果にも影響

ところで、オピニオン法は専門家やアンケート回答者がどのような推定法を用いているかに依存して得られる値が変化することから、そもそも本源的な推定法とはいえない。Fernandez et al. (2012) は、アンケート回答者がどのような文献や論理に従って MRP を推定しているかについても合わせて集計している(図表 7)。このうち、もっとも回答数の多い Damodaran (2011) は MRP の概念や推定法に関する包括的なサーベイ論文である。そこでは推定法として Survey Premium (オピニオン法)、Historical Premium (過去平均法)、Implied Premium (ファンダメンタルズ法) の 3 種類が紹介されているが、回答者がこのうちどの方法に基づいているかは明らかではない。2 番目に回答の多い Ibbotson/Morningstar は、金融情報プロバイダーである Ibbotson Associates が提供する MRP であり、これは過去平均法によって推定されている。また、4 番目の Historical Data も回答者が自身で過去平均値を計算して MRP を推定しているものとみられる。

図表 6 に示した数値に限らず、オピニオン法による MRP の推定値は 5% 前後となる場合が多いが、これは過去平均法によって MRP を推定しているアンケート回答者が多いことの反映と考えられる。

【 図表 7 アンケート回答者が参照した ERP に関する資料や文献 】



(出所) Fernandez et al. (2012) より、みずほコーポレート銀行産業調査部作成

効率的市場仮説をバックボーンとする過去平均法

過去平均法は、最も古典的であり、学術研究においても 1960 年代から 70 年代の実証分析において頻繁に用いられた手法である。Campbell (2008) によれば、この手法が正当化されたのは、「効率的市場仮説を前提とすれば、真の MRP は定数となる」という解釈が当時支配的であったからだという。効率的市場では、あらゆる情報が遍く投資家に共有された上で市場が均衡しており、特定の投資家が特別な情報を用いて超過収益を得ることは不可能である。投資家は新しい情報が入手可能になるに従って MRP の予測値を更新するかも知れないが、そのような予測は結局のところ「真の値」に収斂する。つまり、MRP は何らかの情報を用いて事前に予測できるような変数ではなく、均衡において「真の値」に定まるといった考え方である。そして、資本市場の構造に関するこのような理解を前提としたとき、過去に実現した MRP の長期平均を MRP の推定値とすることは、それがあらゆる市場の変動が収斂した後の均衡値として「真の値」を最もよく代理していると合意されたのである。

市場の効率性を否定する実証分析の発展

ところが、1980 年代に入ると、過去平均法を支える理論的基盤は徐々に失われていく。Rozeff (1984) や Keim and Stambaugh (1986)、Fama and French (1988) などによって、将来の株式リターンが様々な経済・金融変数によって予測可能であることが実証され、MRP は定数に収斂するのではなく可変的であるという考え方が次第に広がっていった。債券市場においても、Fama and Bliss (1987) や Campbell and Shiller (1991) によって、長期債投資の短期債投資に対する超過リターンがフォワードスプレッドやイールドスプレッドにより予測可能であることが示された。これらの一連の研究は資本市場の効率性或いはリスクプレミアムの不変性を否定するものであり、結果として効率的市場仮説の成立を前提とした過去平均法を正当化する論拠は薄弱となっていった。

過去平均法の上方バイアス

過去平均法への批判は、効率的市場仮説の妥当性という理論的な論点を離れて、より実証的な論点からも行われている。例えば、Claus and Thomas (1999, 2001) は、過去平均法の上方バイアスを指摘している。その発生原因は主に二つで、一つはいわゆる株価指数のサバイバーシップバイアスである。

株価指数を構成する銘柄はその時点で生存している企業であるが、現実の経済では、過去に株価指数に採用されていたとしても、採用銘柄から除外されたり、上場が廃止されたり、或いは倒産したりする企業が少なからず存在する。このような企業の存在は、実際には市場ポートフォリオの収益率を押し下げているはずだが、株価指数にそれは反映されないため、生き残った企業だけをユニバースとした株価指数には上方バイアスが発生する。菅原(2012)によれば、サバイバーシップバイアスは1~2%になるという。

上方バイアスのもう一つの発生原因は、超長期の過去平均が経済構造の変化を反映しないという論点である。Derrig and Orr (2003)が参照しているIbbotson Associatesのデータに基づけば、米国のMRPは1926年~1959年の平均値が11.82%、1960年~2002年の平均値が5.27%であり、6.55%ptもの乖離がある。この間、経済成長率が趨勢的な低下傾向を示していることなどを踏まえると、MRPの低下は成熟化による超過収益機会の減少など経済構造の変化を反映したものと解釈するのが妥当であり、従って過去平均法に基づく推定は上方バイアスを含むという。このような批判はわが国の研究者からもなされており、例えば岸本(2009)は、過去平均法によってMRPを推定することは20世紀の高度成長を引き摺った過度に高いリスクプレミアムを設定することになると指摘している。

IV. ファンダメンタルズ法を用いたMRP推定に関する諸研究

ファンダメンタルズ法の概要

このような過去平均法への批判と共に発展してきたのが、収益率や収益成長率など企業のファンダメンタル情報に着目して MRP を捉えようとするファンダメンタルズ法である。ファンダメンタルズ法を用いた MRP の推定は、配当利回りや配当性向、配当成長率等を説明変数とする株式の期待リターン推定モデルを構築し、得られた期待リターンの推定値から無リスク資産利率を控除することにより行われる。では、どのような変数を用いてどのようにモデルを構築すればよいのか。代表的な研究結果を紹介しよう。

ファンダメンタルズ法の基本モデル

Fama and French (2002) に従うと、配当を D 、株価を P としたとき、ある時点の市場ポートフォリオ m の期待リターンは、期待インカムゲイン (期待配当利回り) と期待キャピタルゲイン (将来の値上がり期待) の和として以下 (10) のように表すことができる。

$$e(R_m) = e\left(\frac{D}{P_m}\right) + e(\Delta P_m) \quad (10)$$

ここで D/P が不変若しくは平均回帰的であれば、長期的にキャピタルゲインの成長率は配当成長率と等しくなり以下のゴードンモデルが成り立つ。

$$e(R_m) = e\left(\frac{D}{P_m}\right) + e(\Delta D_m) \quad (11)$$

或いは、株主還元の方法が配当から自己株取得へ構造的に変化するなどして配当成長率の定常性を仮定できない場合、長期的なキャピタルゲイン成長率は当期利益 (E) の成長率を使って以下 (12) のように書ける。

$$e(R_m) = e\left(\frac{D}{P_m}\right) + e(\Delta E_m) \quad (12)$$

Fama and French (2002) の推定

Fama and French (2002) は (11) 及び (12) の右辺に含まれる $e(D/P)$ 、 $e(E/P)$ 、 $e(\Delta D)$ 、 $e(\Delta E)$ の定常性を仮定し、過去平均値を条件無し期待値とすることで MRP を推定しており、具体的には (11) のモデルで 2.55%、(12) のモデルで 4.32% という推定値を得ている。これらはいずれも過去平均法による MRP (7.43%) よりかなり低い値である。同論文は、過去平均法とファンダメンタルズ法の比較を行い、推定値の標準誤差が小さく精度が高いこと、シャープレシオが時間を通じて安定していること、推定される資本コストが IRR よりやや低い水準となり投資意思決定理論と整合的であること、からファンダメンタルズ法に基づく MRP が用いられるべきと結論付けている。

Ibbotson and Chen
(2003)の推定

期待リターンへのモデリングは Fama and French (2002) の方法だけではない。無リスク資産利子率をインフレ率 (π) と実質無リスク資産利子率 (rR_f) に分解すると

$$e(R_m) = e(\pi) + e(rR_f) + e(RP_m) \quad (13)$$

と書ける。また (10) も実質株価 (rP) を用いて

$$e(R_m) = e(\pi) + e\left(\frac{D}{P_m}\right) + e(\Delta rP_m) \quad (14)$$

と変形できる。また P は P/E と E の積であるから (14) は以下 (15) のようにも表現される。

$$e(R_m) = e(\pi) + e\left(\frac{D}{P_m}\right) + e\left(\Delta \frac{P}{E_m}\right) + e(\Delta rE_m) \quad (15)$$

Ibbotson and Chen (2003) は、(15) の右辺のうち、 P/E は予見不能であり、企業の立場でコントロール可能な変数でもないことからその期待値はゼロであるべきと考え、(13)、(15) より

$$e(RP_m) = e\left(\frac{D}{P_m}\right) + e(\Delta rE_m) - e(rR_f) \quad (16)$$

として MRP を推定する方法を提案している。また、 $e(D/P)$ 、 $e(\Delta rE_m)$ 、 $e(rR_f)$ については、Fama and French (2002) 同様に過去平均値を採用するのが妥当であるとし、1926 年～2000 年の米国データより夫々を 4.28%、1.75%、2.05% と推定し、従って $e(RP_m)$ は 3.97% であると報告している。

配当性向の振る舞いに関する 3 つの考え方

ところで、Fama and French (2002) や Ibbotson and Chen (2003) のように D/P に条件無し期待値を仮定することの是非については研究者の間で見方が分かれている。例えば、ある時点で株価下落により D/P が上昇したとする。ここで D/P が平均回帰的でないなら条件無し期待値として過去平均を仮定することはできない。また、株価変動がランダムウォーク、 D/P が平均回帰的であれば、 D/P の上昇は将来の株価の動きに何の情報も与えず、むしろ配当成長率など将来のファンダメンタル変数の悪化を示すサインと捉えられる。一方、 D/P が平均回帰的で且つ D/P の上昇が将来のファンダメンタル変数の悪化に結びつかないのなら、 D/P の上昇は将来の株価上昇を示すサインであり、それ

は株価変動がランダムウォークではないことを意味する。つまり、 D/P が平均回帰的で将来のファンダメンタル変数の変化を予測するのであれば過去平均値を条件無し期待値として仮定するのが妥当である《想定①》。一方、 D/P が平均回帰的で株価の変化を予測する《想定②》、或いは平均回帰しない《想定③》、のであれば推定時点の D/P を条件付き期待値として仮定するのが妥当ということになる。

Campbell and Shiller (2001) の分析とそれに連なる MRP の推定例

Fama and French (2002) や Ibbotson and Chen (2003) らは《想定①》の立場で議論しているといえるが、それとは異なる立場で D/P を捉えた研究としては Campbell and Shiller (2001) がよく知られている。彼らの実証分析によれば、 D/P は将来の配当成長 (ファンダメンタルズの変化) を殆ど説明できないが、将来の株価変動 (バリュエーションの変化) とは明確な正の相関が確認される。低い D/P は将来の株価下落、高い D/P は将来の株価上昇に結びつくので、その時点における D/P は株式の期待リターンに関する情報を含んでいると解釈でき、従って条件付き期待値を仮定するのが妥当ということになる。また、株価の修正に伴って D/P も元の水準に戻っていくことから、 D/P はランダムウォークではなく平均回帰的という整理になる。つまり、Campbell and Shiller (2001) は《想定②》の立場である⁴。

Campbell and Shiller (2001) の考え方を踏襲した MRP の推定事例としては、Campbell and Thompson (2007) 及び Campbell (2008) が挙げられる。配当利回りは株式益回りと配当性向の積であるから、期待配当利回りは以下 (17) のように書ける。

$$e\left(\frac{D}{P_m}\right) = e\left(\frac{D}{E_m}\right) e\left(\frac{E}{P_m}\right) \quad (17)$$

ここで期待配当成長率が会計的な持続可能成長率に一致すると仮定すると

$$e(\Delta D_m) = e\left[\left(1 - \frac{D}{E_m}\right) \frac{E}{B_m}\right] \quad (18)$$

となる。但し B : 簿価純資産である。(11)、(17)、(18) より市場ポートフォリオの期待リターンは以下 (19) のように表現できる。

$$e(R_m) = e\left(\frac{D}{E_m}\right) e\left(\frac{E}{P_m}\right) + e\left(1 - \frac{D}{E_m}\right) e\left(\frac{E}{B_m}\right) \quad (19)$$

⁴ 実証分析の上では、配当利回りは平均回帰的だが単位根に近く (Near Unit Root) 変数の持続性 (Persistence) が強い過程と整理されており、直近値がある程度持続するという前提で期待リターンの推定が行われている。

Campbell and Thompson (2007) の推定は (19) のモデルによるもので、 D/E 及び E/B については過去平均値を採用する一方、 E/P に関しては直近値を用いている。(18) より D/E と E/B に過去平均を仮定することは ΔD に過去平均を仮定することと同義であるから Fama and French (2002) とその点では同じ立場だが、 E/P に直近値を採用している点で立場が異なる。彼らの研究の関心は、株式の期待リターンの推定モデルとして過去平均法とファンダメンタルズ法のどちらが妥当かを検証することであり、過去平均法に比べて (19) のモデルが将来の株式リターンをよりよく予測するという実証結果に基づき、ファンダメンタルズ法の優位性を主張している。

Campbell (2008) は (19) を用いて具体的な MRP の推定値を報告している。執筆時点の世界市場の MRP は、 E/P を直近値、 D/E と E/B を平均値とした場合で 3.3%、 D/E と E/B にも直近値を仮定した場合で 5.7% であった。その上で、直近の D/E と E/B に基づく推定値が高いのは景気循環による一時的変動によるもので持続可能性が疑わしいこと、 D/E と E/B は振れが大きく直近値を使った推定ではプレミアムが安定しないこと、の二点を理由に D/E と E/B には直近の情報に過去の情報を含めて使うのが望ましいと述べている。

配当利回りの平均回帰を仮定しない MRP の推定

D/P が平均回帰しない「想定③」の立場から MRP を推定している研究もある。この立場では D/P の期待値として推定時点の直近値が用いられることに加えて、 D/P が将来の配当の変化に何の情報も与えないことから、(11) における ΔD の期待値について別途の方法による推定が行われる。Arnott and Bernstein (2002) の研究では、 ΔD が一人当たり GDP (GDP/POP) の成長率と配当への分配率 (FS_D) の変化の和からなると仮定される。

$$e(\Delta D_m) = e\left(\Delta \frac{GDP}{POP} + \Delta FS_D\right) \quad (20)$$

ここで配当成長率を GDP ではなく一人当たり GDP で説明するのは、GDP 成長は既存経済主体の生産性向上だけではなく経済主体数の増加によっても達成されるが、配当は既存経済主体への投資の対価であり、新規主体の経済活動からは分配が得られないからである。なお、このように配当成長率を GDP 成長率との関連で考える (20) のフレームワークは、Arnott and Ryan (2001) や Ibbotson and Chen (2003) でも紹介されている。さて、(11)、(14)、(20) より、市場ポートフォリオの期待リターンは以下のように表現される。

$$e(R_m - \pi) = e\left(\frac{D}{P_m}\right) + e\left(\Delta \frac{rGDP}{POP}\right) + e(\Delta FS_D) \quad (21)$$

Arnott and Bernstein (2002) は D/P の期待値を推定時点の直近値、 $\Delta rGDP/POP$ 及び ΔFS_D の期待値を「過去 40 年平均値」と「1810 年から予測時点までの長期平均値」の平均値と仮定した推定を行い、執筆時点の米国株

式のリスクプレミアムはゼロ近傍、場合によってはマイナスと報告している。

企業のファンダメンタル情報を用いたその他のERP推定例

企業のファンダメンタル情報を用いてMRPを推定する研究例は他にもある⁵。例えば、Claus and Thomas(1999, 2001)は《想定③》の立場での推定例だが、Arnott and Bernstein(2002)のように配当成長率を過去のマクロ経済変数で説明するのではなく、残余利益モデルに5年先までのアナリスト予測を当てはめて期待値を推定しており、MRPの推定値を3%程度と報告している。また、わが国における研究例としては、例えば山口(2005)がTモデルと呼ばれる株式リターンの構造モデルを利用し《想定①》の立場から推定を行っており、1970年代以降のMRPがほぼゼロであったとの結果を得ている。また、菅原(2012)では、(15)のモデル構造を仮定し、D/Pを直近値に固定した上でP/Eを縦軸、ΔEを横軸に取ったマトリクス表を提示することで、P/EとΔEの変化がMRPにどのような影響を及ぼすかを議論している。

本節のまとめ

以上、本節ではファンダメンタルズ法の代表的な研究を紹介してきた。用いられるモデルやモデル内の変数の振る舞いについては様々なバリエーションがあるものの、図表8に示すように、多くの研究は上述した《想定①》～《想定③》のいずれを仮定するかという点でグルーピングすることができる。また、推定されるMRPの水準は分散しているが、ほとんどの場合、過去平均法によるMRPを下回るという研究結果となっている。

【 図表8 ファンダメンタルズ法によるMRP推定の類型 】

	D/Pの平均回帰性	D/Pによる株価の予測可能性	代表的な研究	推定されたERP
想定①	○	×	Fama and French (2002)	2.55% or 4.32%
			Ibbotson and Chen (2003)	3.97%
			山口 (2005)	ほぼゼロ
想定②	○	○	Campbell and Shiller (2001)	n.a.
			Campbell and Thompson (2008)	n.a.
			Campbell (2008)	3.3% or 5.7%
想定③	×	×	Claus and Thomas (1999, 2001)	3%程度
			Arnott and Ryan (2001)	-0.9%程度
			Arnott and Bernstein (2002)	ゼロ若しくはマイナス

(出所) みずほコーポレート銀行産業調査部作成

⁵ 企業のファンダメンタル情報ではなく、資金運用側の投資家のファンダメンタル情報を用いたMRPの推定アプローチもある。平均分散モデルやCAPMのフレームワークに従えば、投資家が株式投資によって無リスク資産利子率を上回るリターンを得られるのは、株式市場の価格変動リスクに身を晒すからである。逆の言い方をすれば、投資家は無償ではリスクに身を晒さないのであり、常に一定の対価を要求するだろう。これを一般に「リスクの市場価格」や「リスクの単価」といい、「標準偏差1%あたりのリスクの単価は0.5」というように使う。ここで、株価変動の標準偏差で計測される株式投資の期待リスク量が10%であったならば、MRPはリスクの単価×期待リスク量によって5%と推定することができる。つまり、リスクの単価を P_σ 、リスク量を σ とすると、MRPは

$$e(R_m) = P_\sigma * e(\sigma)$$

によって推定される。このようなモデルを投資家のファンダメンタル情報に基づくMRPの推定モデルと表現するのは、 P_σ がリスク回避性の度合いという投資家のファンダメンタルズを数値単位で表示したのだからである。木村(2011)はこのようなフレームワークによってMRPを捉えようとする試みの一つである。具体的には、まず(11)のゴードンモデルと(18)の持続可能成長率を仮定し、市場データから半年毎のTOPIXのMRPを推定する。そして、その時点で得られる過去5年のリターンボラティリティでそれを割ることで、半年毎の「リスクの単価」を推定する。ボラティリティ1%あたりの「リスクの単価」は10年平均で0.31であり、時間を通じて概ね安定していると報告されている。同論文ではTOPIXリターンの期待リスク量をどう推定するかについては議論がなく、従ってMRP自体の推定は行われていないが、リスクの単価が時間を通じて安定的であるという結果は、投資家のファンダメンタル情報に基づく推定法が安定的なMRPの推定値をもたらしていることを示唆している。

V. わが国における過去平均法の妥当性

ここまで議論してきた MRP を巡る先行研究を踏まえ、ここからは、わが国企業はどのような方法を用いて MRP を設定すべきなのか、またその水準は具体的に何%程度とするのが妥当なのか、といった点について議論したい。

まず本節では、わが国の MRP 推定に過去平均法を用いることの妥当性について考えよう。上述したように、効率的市場仮説に基づき MRP が一時的変動の後に「真の値」に収斂するならば、過去平均法の利用は少なくとも理論的に正当化されうるが、わが国の MRP は果たしてそのような性質を有しているといえるのだろうか。

定義や表示方法
によって大きく水
準を変える MRP

検証に入る前に MRP の捉え方に関して若干整理しておきたい。MRP の過去平均値と一口にいっても、計算に用いる変数や計算期間、標本期間、平均値の採り方などによってその値は大きく変化する。例えば、無リスク資産利率として(2)のように政策金利を仮定する場合と長期国債利回りを仮定する場合とでは、期間プレミアム分だけ MRP の値は変わってくる⁶。また、MRP を平均する際に算術平均を用いるか幾何平均を用いるかによっても、得られる値は大きく異なる。分散の大きな系列ほど算術平均と幾何平均の差は大きくなるから、株式リターンや MRP のように短期的な変動幅の大きな系列の場合、得られる値はかなり違ってくる。具体的にみていこう。図表 9 は、1966 年から 2011 年までの 46 年間について、わが国株式市場において実現した MRP の平均値を示したものである。

【 図表 9 わが国株式市場における MRP の過去平均値 】

(単位: %)

	短期金利ベース				長期金利ベース			
	幾何平均	算術平均			幾何平均	算術平均		
		年	年	半期		四半期	年	年
1966-2011	1.7	4.8	6.8	9.9	1.1	4.1	6.0	9.1
1966-1988	9.5	12.2	13.5	16.1	9.2	11.8	13.2	16.0
1989-2011	-5.5	-2.5	0.1	3.6	-6.5	-3.6	-1.0	2.4
1971-1980	6.8	11.1	12.3	13.9	6.5	10.7	11.8	13.4
1981-1990	8.1	11.2	13.0	18.1	7.7	10.7	12.2	17.3
1991-2000	-4.1	-1.8	2.1	4.1	-5.2	-2.8	0.8	2.8
2001-2010	-2.1	0.5	2.5	6.3	-3.3	-0.7	1.3	5.0

(出所) INDB より、みずほコーポレート銀行産業調査部作成

(注 1) 市場ポートフォリオ収益率の代理変数として配当込 TOPIX 変動率を採用。同様に、無リスク資産利率(短期金利)に有担保コール翌日物金利、無リスク資産利率(長期金利)に新発 10 年物国債利回りを採用。配当込 TOPIX のデータが得られない時点については、配当抜 TOPIX 変動率に TOPIX 配当利回りを加えて総収益率の系列を作成

(注 2) 半期、四半期の年率換算収益率は複利計算した値を表示

⁶ (8)より株式コストは無リスク資産利率と MRP の和として推定されるため、期間プレミアムが平均回帰的であれば、無リスク資産利率として短期金利と長期金利のいずれを選択しても長期的には大きな問題にはならない。では平均回帰性を仮定するのは妥当であろうか。金利の期間構造が期待仮説に基づき形成されているなら長期債利回りは将来に向けた短期債利回りの平均的な期待値を含み、(4)より期間プレミアムの平均回帰性の有無は潜在成長率の平均回帰性の有無の問題と言い換えることができる。ファンダメンタル変数である潜在成長率の平均回帰性を仮定するのは一般に合理的とはいえないだろう。そうであれば、無リスク資産利率として短期金利を仮定することと長期金利を仮定することとは、長期的にも実質的な違いを生むと考えられる。

上に述べたように、計算方法や表記方法の違いによってMRPの水準は大きく異なっている。例えば、無リスク資産利子率を短期金利としたとき、年次収益率ベースのMRPを1966年～2011年の算術平均で表記すると4.8%だが、幾何平均では1.7%となる。また、無リスク資産利子率を長期金利とした場合は算術平均で4.1%となる。或いは、年次ではなく半期や四半期の複利収益率により計算するとMRPはそれぞれ6.8%、9.9%となる。過去平均値の議論をする場合は、変数の選択や計算方法によってこのような差が生じることを踏まえた議論が必要である。以下、本稿では特に断りの無い限り、MRPの過去平均値としては短期金利ベース、年次ベース、算術平均ベースの数値を用いる。

わが国では1990年前後を境にMRPが構造的に下振れ

さて、改めて図表9をみると、1966年から2011年までの平均MRPは4.8%となっており、過去平均法を用いた「5%程度」というMRPの推定値は、このような計算に依拠していると考えられる。しかし、問題は4.8%のMRPがいつの時代も「真の値」といえるかどうかである。標本期間を23年間ずつ前半(1966年～1988年)と後半(1989年～2011年)に分割すると、平均MRPは前半が12.2%、後半が-2.5%であり、その値は大幅に異なっている。また、1971年から2010年までを10年毎に4分割した時の平均MRPは夫々11.1%、11.2%、-1.8%、0.5%である。平均値を観察する限り、1990年前後を境にMRPの水準が構造的に下振れしているように見受けられる。

MRPの平均値は時間を通じて有意に変化

平均値の観察から得られる印象を検定によって確認しよう。ここでは標本サイズを十分に確保する観点から四半期ベースの平均MRPを利用し、前半と後半の部分標本について平均MRPに有意な差があるかどうかを検定する。MRPは時系列データだが、過去平均法の依拠する理論に従えば、その変動は一意の「真の値」からの確率的な誤差に過ぎないと捉えられる。従って、 $H_0: \mu_d = 0$ を帰無仮説、 $H_1: \mu_d \neq 0$ を対立仮説とする通常の平均の差の検定を利用することが出来るだろう(μ_d :前半と後半の平均の差)。図表10に検定結果を示している。夫々の標本は分散が極めて大きい、それでもp値は0.04と十分に低く、帰無仮説は信頼水準5%で棄却される。標本期間の前半と後半で平均MRPには有意な差がある。そして、この結果を踏まえると、少なくとも「真の値」は不変ではなく、従ってMRPの長期的な不変性を前提とする過去平均法をわが国において採用することは、実証的にみて正しいアプローチとは言い難いと考えられる。

【 図表10 MRPの平均の差の検定結果 】

	1966年～1988年 (前半)	1989年～2011年 (後半)
平均	16.09	3.61
標準偏差	40.46	42.05
観測数	92	92
d.f.	182	
t-stats.	2.05	
probability	0.04	

(出所)みずほコーポレート銀行産業調査部作成

MRP は予測不可
能なランダムウォークではない

もう一つ別の方法によって過去平均法の妥当性を検証しよう。過去平均法の理論的基盤は効率的市場仮説に基づくMRPの予測不可能性にあった。従ってMRPがランダムウォーク過程に従うかどうかを検証することで、その妥当性を判別できるだろう。一般に、ある時系列がランダムウォークなら q 期間離れた時点との階差の分散は1期間離れた時点の階差の分散の q 倍になると考えられるため、データに基づいてこの分散比を検定することでその系列がランダムウォークかどうかを検定できる。

四半期及び月次ベースのMRP系列についてLo and MacKinlay(1988)の方法による分散比検定を行った結果を図表 11 に示しているが、全ての標本期間について例外なくランダムウォークの帰無仮説は棄却されている。わが国のMRPは予測不能なランダムウォーク過程に従っているとは言えないだろう⁷。

【 図表 11 MRP に関する分散比検定の結果 】

Sample	四半期データ					月次データ				
	d.f.	lags				d.f.	lags			
		2	4	8	16		2	4	8	16
1966-2011	183	-4.31 ***	-4.50 ***	-3.58 ***	-2.74 ***	551	-4.99 ***	-5.08 ***	-4.25 ***	-3.44 ***
1966-1988	91	-3.15 ***	-3.23 ***	-2.52 **	-1.99 **	275	-3.98 ***	-3.78 ***	-3.35 ***	-2.62 ***
1989-2011	91	-2.87 ***	-3.12 ***	-2.57 **	-2.03 **	275	-3.57 ***	-3.76 ***	-3.08 ***	-2.52 **
1971-1980						119	-3.43 ***	-3.00 ***	-2.60 ***	-2.01 **
1981-1990						119	-2.40 **	-2.35 **	-2.15 **	-1.84 *
1991-2000						119	-3.09 ***	-3.36 ***	-2.82 ***	-2.16 **
2001-2010						119	-2.86 ***	-2.87 ***	-2.63 ***	-2.19 **

(出所) みずほコーポレート銀行産業調査部作成

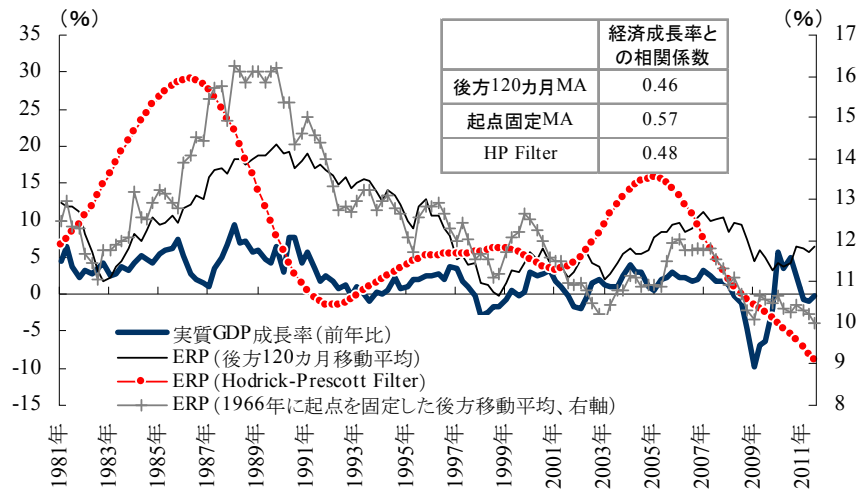
(注) 数値は z 検定統計量。***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意

MRP はわが国の
経済成長力の変
化を反映

以上のように、1966年以降の時系列データから、わが国のMRPは可変的であり、またそれは予測可能であるといえるが、このような性質はマクロ経済環境の変化と重ね合わせると直感的にも理解しやすいだろう。標本期間の前半(1966年～1988年)は高度経済成長期からバブル経済のピークに至る時期、後半(1989年～2011年)はバブル崩壊から今日に至る「失われた20年」にほぼ一致しており、MRPの下方屈折はわが国の経済成長力の構造的な変化を反映していると考えられる。また、MRPの動きは人口動態等を反映したわが国の潜在成長率の低下トレンドとも整合的といえる。図表 12 は、MRPのトレンド成分と実質GDP成長率の時系列推移と相関係数を示したもののだが、統計的にみても両者には正の相関が確認され、MRPがファンダメンタルズに従う変数であることを窺わせる。

⁷ 祝迫(2003)や徳永・久保田(2006)では、MRPではなく株式リターンそのものの分散比検定を行っている。前者は指数に含まれる銘柄ユニバースが大規模銘柄に偏っていることが影響してTOPIXリターンのランダムウォークを棄却できないと報告しており、後者は全上場銘柄と店頭銘柄により構成されるポートフォリオリターンの正の自己相関の存在を報告している。

【 図表 12 MRP のトレンド成分と実質 GDP 成長率の時系列推移と相関係数 】



(出所)内閣府、INDB より、みずほコーポレート銀行産業調査部作成

わが国の MRP を過去平均法で推定するのは妥当でない

以上の分析を踏まえると、「過去平均法は経済構造の変化を反映せず、過去の高い成長を引き摺ることで過度に高い MRP を推定する」という Claus and Thomas (1999, 2001) や岸本 (2009) の指摘は至極妥当と思われる。下方トレンドがある中で過去平均法を採用すると、常に上方バイアスを含んだ MRP が推定され、結果として株式コスト及び WACC に上方バイアスが加わり、本稿の冒頭に述べた「期待費用の高止まり」の原因となり得る。従って、わが国企業は MRP 推定に過去平均法を用いるべきではなく、ファンダメンタルズの変化を反映する推定法を用いるのが望ましいと考えられる。

VI. ファンダメンタルズ法に基づくわが国のMRP

ファンダメンタルズ法の出発点はゴードンモデル

さて、ファンダメンタルズ法を用いる場合、次の論点として、用いるモデルをどう特定するかを検討する必要がある。ファンダメンタルズ法のモデルは様々な形を取りうるが、その出発点は以下に再掲する(11)のゴードンモデルである。

$$e(R_m) = e\left(\frac{D}{P_m}\right) + e(\Delta D_m) \quad (11)$$

ゴードンモデルでは株式の期待収益率が期待配当利回りと期待配当成長率の2変数によって決定されることから夫々をどう推定するかが論点になるが、上述したように、配当利回りの時系列的な振る舞いをどう捉えるかによって議論の方向性が大きく異なってくる。ここで今一度整理すると、第一の分岐点は、配当利回りの定常性を仮定できるかどうかである。定常性を仮定できないならば、配当利回りは推定時点の水準を期待値と仮定するのが妥当であると共に、配当利回りが将来の配当(及び株価)に関して何の情報も与えないことから、期待配当成長率についての想定が別途求められる。これは第IV節の分類でいう《想定③》の立場である。定常性が仮定できる場合は、第二の分岐点として、配当利回りが将来の株価変動を予測するかどうかという論点が生じる。将来の株価変動を予測するなら、その時点の配当利回りの水準に意味があるので期待値に直近値を採用するのが好ましい。これは《想定②》である。また、予測しないならその時点の配当利回りの水準に意味は無いので、平均値を期待値とするのが望ましい。これは《想定①》である。

TOPIXの配当利回りは単位根過程

わが国の配当利回りの振る舞いは《想定①》～《想定③》のどれに該当するのか。第一の分岐点である配当利回りの定常性の有無を単位根検定によって確かめよう。単位根過程とはその一次階差系列が平均回帰するような過程であり、ある過程 y_t が単位根過程かどうかは、以下のような仮説の組合せについて帰無仮説 H_0 を検定することで判別する。

$$H_0 : y_t = \gamma + \varphi_i \sum_{i=1}^n y_{t-i} + u_t, \quad \sum_{i=1}^n \varphi_i = 1$$

$$H_1 : y_t = \gamma + \varphi_i \sum_{i=1}^n y_{t-i} + \delta * TIME + u_t, \quad \left| \sum_{i=1}^n \varphi_i \right| < 1 \quad (22)$$

図表13は、標本として用意した1966年～2011年のTOPIX配当利回りの四半期系列について単位根検定の結果を示したものである。単位根検定では $\gamma = 0$ 及び $\delta = 0$ を仮定するか否かを選択する必要がある。配当利回りの期待値はゼロではないから基本的に $\gamma \neq 0, \delta = 0$ の定数モデルを想定しているが、配当利回りがトレンド定常過程に従う可能性も考慮して $\gamma \neq 0, \delta \neq 0$ の定数トレ

ンドモデルに関する検定結果を合わせて表示している。また、一般に指摘される単位根検定の検出力の不安定性を踏まえて Phillips-Perron Test と Augmented Dickey-Fuller Test の両方を実行したほか、時系列の構造変化による「みせかけの単位根」の検出リスクを抑えるために部分標本についても合わせて検定している。

定数モデルについては Phillips-Perron Test と Augmented Dickey-Fuller Test のいずれの方法に依拠しても単位根の帰無仮説が棄却されない。部分標本期間についても、帰無仮説が棄却されるのは 1970 年代のデータのみであり、他の標本期間についてはその限りではない。そして、定数トレンドモデルに関しては全ての標本期間において帰無仮説が棄却されない。

このような結果に鑑みると、配当利回りは単位根過程である蓋然性が高く、平均回帰性或いはトレンド回帰性を仮定することは難しいと判断される。従って、第一の分岐点においては《想定③》を選択するのが妥当であり、(11)の右辺第一項の配当利回りの期待値については、推定時点の配当利回りを採用するのが好ましいと考えられる。

【 図表 13 TOPIX 配当利回りに関する単位根検定の結果 】

	$\gamma \neq 0, \phi = 0$ (定数モデル)				$\gamma \neq 0, \phi \neq 0$ (トレンドモデル)			
	Phillips-Perron Test		Augmented Dickey-Fuller Test		Phillips-Perron Test		Augmented Dickey-Fuller Test	
	Adj. t-Statistic	Probability	t-Statistic	Probability	Adj. t-Statistic	Probability	t-Statistic	Probability
1966-2011	-2.28	0.18	-2.47	0.12	-1.32	0.88	-1.56	0.81
1966-1988	-1.15	0.69	-1.31	0.62	-2.61	0.28	-2.59	0.29
1989-2011	-0.72	0.83	-0.65	0.85	-2.20	0.49	-2.29	0.43
1971-1980	-3.10	0.03	-3.24	0.03	-2.98	0.15	-2.50	0.32
1981-1990	-1.02	0.74	-1.01	0.74	-1.18	0.90	-0.95	0.94
1991-2000	-1.78	0.39	-2.04	0.27	-2.30	0.43	-3.15	0.11
2001-2010	-1.17	0.68	-1.04	0.73	-1.89	0.64	-2.15	0.51

(出所) みずほコーポレート銀行産業調査部作成

(注 1) 四半期データを用いた検定

(注 2) ADF 検定における推定式のラグ次数はシュワルツ情報量規準によって選択

期待配当成長率
と一人当たり名
目 GDP 成長率の
理論的關係

配当利回りが平均回帰的でなく、従って将来の配当変化についての情報を含まない《想定③》においては、何らかのファンダメンタル情報に基づき期待配当成長率を推定することになる。この点に関して理論的に考えた場合、Arnott and Ryan (2001)、Arnott and Bernstein (2002)、Ibbotson and Chen (2003) などの先行研究で検討されたように、期待配当成長率を一人当たり GDP 成長率で説明しようとする方向性が適当であると考えられる。

GDP を分配面から捉えると、雇用者報酬 (LW)、企業営業余剰 (CP)、固定資本減耗 (DA)、純間接税 (NT) より

$$GDP \equiv LW + CP + DA - NT \quad (23)$$

と表される。ここで、GDP に占める CP の割合を ω で表すと、

$$CP = \omega GDP \quad (24)$$

であり、両辺の対数階差を取って整理すると

$$\log CP_t - \log CP_{t-1} = (\log \omega_t - \log \omega_{t-1}) + (\log GDP_t - \log GDP_{t-1}) \quad (25)$$

となり、以下が得られる。

$$\Delta CP \approx \Delta \omega + \Delta GDP \quad (26)$$

ここで、CP は既存企業の営業余剰 (CP_{old}) と新規企業の営業余剰 (CP_{new}) に分けられるが、既存企業と新規企業について平均的な労働生産性に差が無いならば、 ΔGDP は既存企業 (既存労働力) の生産性成長率 ($\Delta GDP/POP$) による寄与と新企業の参入 (労働力の拡大) による寄与 (ΔPOP) に分解され、既存企業の営業余剰については

$$\Delta CP_{old} \approx \Delta \omega + \Delta \frac{GDP}{POP} \quad (27)$$

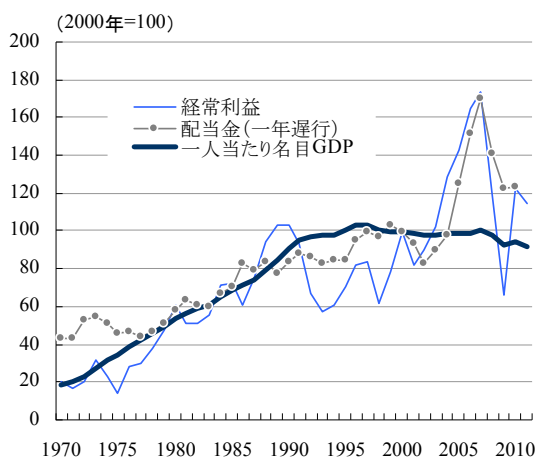
が成り立つ。国民経済計算における企業営業余剰 (CP) は企業会計における営業利益の概念に近いが、企業営業余剰 (CP) に対する当期利益 (E) や配当 (D) の比率が不変若しくは長期的に平均回帰的であれば、(27) より前掲の (20) を導出することができる。

利益、配当は一人当たり名目 GDP と連動

それでは、(20) を想定することは実証的にも妥当性を持つだろうか。米国においては企業利益や配当が概ね一人当たり GDP と連動して動くことを Arnott and Bernstein (2002) などが示しているが、同様の作業をわが国について行ったのが図表 14 である。過去 40 年の一人当たり名目 GDP、経常利益、配当金の推移を 2000 年の水準=100 に指数化して示しているが、利益及び配当金は短期的には大きく変動しているものの、長期的にみると、それらは一人当たり名目 GDP をトレンド線としながらその周りを循環している様子が視認できる。

一人当たり名目 GDP は 1970 年代から 1980 年代にかけて右肩上がり続き、その間、利益と配当金は一人当たり名目 GDP からそれほど乖離せず、概ね同じようなテンポで増加している。1990 年代以降、一人当たり名目 GDP は横這い若しくは若干の減少トレンドへと転じ、その中で利益と配当は変動幅を拡大させているが、それでも一人当たり名目 GDP の周りを循環する軌道からは逸れずに連動性を確保しているようである。

【 図表 14 一人当たり名目 GDP 成長率と経常利益、配当金 】



(出所) 内閣府、総務省、財務省、INDB より、みずほコーポレート銀行産業調査部作成

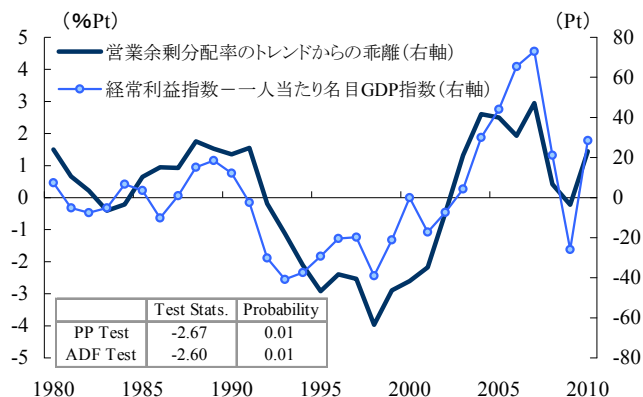
(注 1) 経常利益は法人企業統計(金融・保険業を除く資本金 10 億円以上)をベースに総資産ベースでサンプル調整を実施

(注 2) 配当金は TOPIX 系列と TOPIX 配当利回り系列を用いて推定

利益と名目 GDP
の乖離は長期的
にみてゼロ

利益及び配当と一人当たり名目 GDP との連動性をより厳密に検証したい。図表 15 は、図表 14 の経常利益指数と一人当たり名目 GDP 指数の乖離をマクロ的な営業余剰分配率(ω)のトレンドからの乖離と比較したものである。両者は極めて似通った動きを示している。経済学的視点から考えよう。(23)を振り返ると、雇用の粘着性と名目賃金の硬直性より LW の変動は名目 GDP の変動に比べて小さくなる。過去の設備投資及び資本ストック量に依存する DA も同様である。従って ω は不変ではなく景気循環と順相関すると考えられる。改めて図表 15 を眺めると、1980 年代後半のバブル期や 2000 年代半ばの「いざなぎ越え」の景気拡大期、リーマンショック後の景気リバウンド期には ω がトレンドを上回り、反対に、1980 年代半ばの円高不況期や 1990 年代の「失われた 10 年」、2008 年のリーマンショック期には下回っている。つまり、経常利益と一人当たり名目 GDP のギャップは ω の変化によるものと解釈され、均衡においては経常利益の変動は一人当たり名目 GDP の変動に等しくなると考えられる。時系列分析の視点からみても、利益と一人当たり名目 GDP の連動性は認められる。図表 16 では、経常利益指数と一人当たり名目 GDP 指数の乖離系列についての単位根検定の結果も合わせて示しているが、(22)において $\gamma=0, \delta=0$ を仮定したモデルで単位根の存在は棄却されている。つまり、この乖離系列は平均を 0 とする定常過程に従うと考えることができるから、均衡において利益と一人当たり名目 GDP の乖離はなくなる。

【 図表 15 経常利益と一人当たり名目 GDP のギャップと営業余剰分配率 】



(出所)内閣府、総務省、財務省、INDB より、みずほコーポレート銀行産業調査部作成

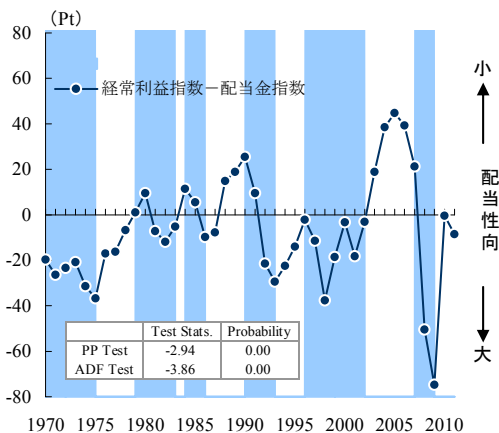
(注)単位根検定では、定数無しトレンド無しモデルを想定

利益と配当の乖離は長期的にみてゼロ

図表 15 においては一人当たり名目 GDP と利益の関係を議論したが、配当との関係についても同様のことが言えるであろう。図表 14 をみると、配当と利益の変動は概ね似通っているが、時期によっては乖離もある。この乖離を抽出したのが図表 16 である。縦軸がゼロより上の時期は配当性向が(2000 年と比較して)低い、ゼロより下の時期は配当性向が高いことを意味しているが、配当性向が景気循環と逆相関していることは一見してわかる。従って、均衡において両者の関係は安定的と想定できる。このことは、図表 16 に示した単位根検定において単位根の帰無仮説が棄却されていることから支持される。以上を踏まえると、わが国の中長期的な期待配当成長率は(20)において $\Delta FS_D = 0$ を仮定して以下のように書けるだろう。

$$e(\Delta D_m) = e(\Delta E_m) = e\left(\Delta \frac{GDP}{POP}\right) \tag{28}$$

【 図表 16 経常利益と配当金のギャップの推移 】



(出所)内閣府、財務省、INDB より、みずほコーポレート銀行産業調査部作成

(注 1)単位根検定では、定数無しトレンド無しモデルを想定

(注 2)シャドー部は景気後退期

本稿が推奨する
MRP 推定モデル

ここまでの議論から、わが国企業が t 時点で MRP を推定しようとするとき、本稿の推奨するモデルは以下のとおり定式化される。

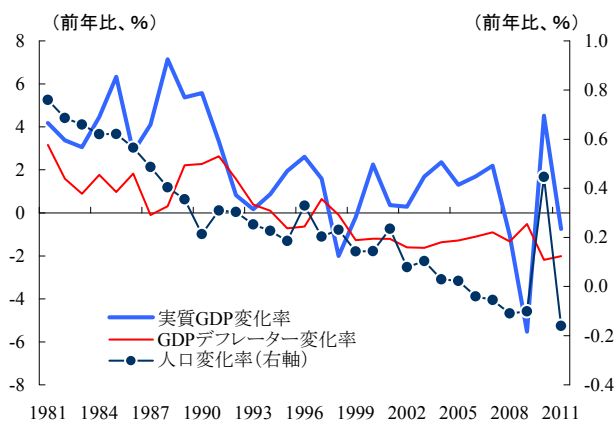
$$\begin{aligned}
 e_t(RP_m) &= e_t(R_m) - R_{f,t} \\
 &= e_t\left(\frac{D}{P_m}\right) + e_t(\Delta D_m) - R_{f,t} \\
 &= \frac{D}{P_{m,t}} + e_t\left(\Delta \frac{GDP}{POP}\right) - R_{f,t} \\
 &= \frac{D}{P_{m,t}} + e_t(\Delta rGDP) + e_t(\pi) - e_t(\Delta POP) - R_{f,t}
 \end{aligned}
 \tag{29}$$

右辺第一項及び第五項は t 時点において市場で観察可能な変数である。第一項は市場ポートフォリオ m の配当利回り、 t 時点の TOPIX 配当利回りを代理変数とするのが適当だろう。第五項は無リスク資産利子率であり、代理変数としては t 時点の無担保コール翌日物金利或いは 10 年物などの中長期国債利回りがよい。

一人当たり名目
GDP 成長率には
フォワードルッキ
ングな期待値を
想定

右辺第二項は t 時点における期待実質 GDP 成長率、第三項は期待インフレ率、第四項は期待人口変化率である。これらについてどのような値を想定するのが妥当だろうか。一つの考え方は Arnott and Bernstein (2002) のように過去平均を当てはめる方法だが、わが国においてはこれら変数の平均回帰性を仮定することは適当でない(図表 17)。また、これらの変数が社会、経済、政治、文化等の不可逆的な構造変化を反映して動くことを踏まえると、そもそも統計的な平均回帰性やトレンド回帰性を仮定することは合理的でもない。従って、過去データに基づくバックワードルッキングな期待値ではなく、その時点での将来予測に基づくフォワードルッキングな期待値を想定するのが妥当だろう。

【 図表 17 経常利益と配当金のギャップの推移 】



(出所) 内閣府、厚生労働省より、みずほコーポレート銀行産業調査部作成

中長期の市場
コンセンサス予測

将来予測としてどのような値を採用するかという論点について、市場の平均的な見方を反映して MRP が形成されると考えるならば、インハウスの予測や個別の調査機関による経済見通しではなく、市場のコンセンサス予測を用いるのが原理的に好ましいといえる。河越(2007)や斎藤(2012)によれば、コンセンサス予測は個別の調査機関による見通しに比べて将来予測の精度が高い。従って、期待値の実現可能性の観点からもコンセンサス予測を用いるのが望ましいだろう。また、株式投資家の投資ホライズンは短くても6年超とみられる(詳細は補論IIを参照)。よって将来予測としては、目先1~2年の短期的な予測ではなく、中長期的な予測数値を採用することが求められる。

これらを踏まえ、主要調査機関の中長期経済見通しを集計してコンセンサス予測として示したのが図表18である。向こう5年から10年の実質GDP成長率見通しは年率0.7~1.4%、インフレ率見通しは同-0.7~0.5%と調査機関によって幅があるが、中央値を取ると実質GDP成長率が同0.9%、インフレ率が同0.0%、名目GDP成長率は同0.9%となっている。なお、内閣府による『企業行動に関するアンケート調査』では、事業法人の考える2012~2016年度の名目GDP成長率の見通しは1.1%であり、コンセンサス・ベースの見通しと概ね整合的である。

【 図表 18 主要経済調査機関の中長期経済見通し 】

(単位:年率、%)	公表日	名目GDP成長率			予測期間
		実質GDP成長率	GDPデフレーター変化率		
日本経済研究センター	2012年3月2日	0.2	0.9	-0.7	2011年度-2020年度平均
三菱UFJリサーチ&コンサルティング	2012年1月12日	0.6	0.7	-0.1	2011年度-2020年度平均
三菱総合研究所	2012年2月24日	0.9	1.0	-0.1	2011年度-2020年度平均
みずほ総合研究所	2011年12月28日	0.9	0.9	0.0	2011年度-2016年度平均
ニッセイ基礎研究所	2011年10月14日	1.2	1.2	0.0	2011年度-2020年度平均
野村證券	2011年12月16日	1.3	0.9	0.4	2011年度-2020年度平均
大和総研	2012年7月30日	1.9	1.4	0.5	2012年度-2021年度平均
中央値		0.9	0.9	0.0	

(出所)各機関公表資料より、みずほコーポレート銀行産業調査部作成

足許における妥
当な MRP の水準

以上の考察を踏まえて、わが国における足許のMRPの水準を示したのが図表19である。配当利回りは2.2%前後で推移しており、従って $e(D/P)$ は2.2%である。また、市場コンセンサス予測を用いた $e(\Delta GDP)$ は0.9%である。最後に国立社会保障・人口問題研究所の将来推定人口(出生中位・死亡中位推計)から $e(\Delta POP)$ は-0.3%であり⁸、従って $e(R_m)$ は3.4%と推定される。MRPは無リスク資産利子率を短期金利(無担保コール翌日物)とする場合で3.4%、長期金利(新発10年国債利回り)とする場合で2.6%となる。

⁸ 国立社会保障・人口問題研究所はわが国の将来人口の推計を実施している代表的な機関である。将来人口の推計値を公表している機関の数は限られるため、ここでは同機関による推計値を「市場コンセンサス予測」と見做している。

過去平均法による MRP は高すぎる

図表9において、過去平均法による MRP が短期金利ベースで 4.8%、長期金利ベースで 4.1%であったことと比較すると、足許の妥当な MRP はそれに比べて 1.5%Ptほど低い水準にある。裏を返せば、過去平均法に基づき MRP を 5%程度として推定することは、投資の期待費用を必要以上に高く見積もり、投資活動を萎縮させているというべきである。企業金融の実務においては、MRP をより低く見積もる方向で検討が加えられるのが望ましいと考えられる。

【 図表 19 わが国において認識されるべき MRP 】

D/P	$\epsilon(\Delta GDP)$	$\epsilon(\Delta POP)$	(単位:%)			
			Rf (短期金利)	Rf (長期金利)	MRP (短期金利)	MRP (長期金利)
2.2	0.9	-0.3	0.1	0.8	3.4	2.6

(出所)みずほコーポレート銀行産業調査部作成

ファンダメンタルズ法は将来の MRP を予測可能

最後に、図表 20 は、 t 年時点で推定した MRP と $t+1 \sim t+10$ 年に実現した平均 MRP の相関係数を計測したものである。過去平均法に基づく MRP はどの t 年においても定数だが、 $t+1 \sim t+10$ 年の平均 MRP は定数ではないため、相関はゼロである。一方、ファンダメンタルズ法による t 年時点の MRP は $t+1 \sim t+10$ 年の平均 MRP との間に有意な正の相関が認められる。これは、ファンダメンタルズ法による MRP によって株式投資の中長期的な超過リターンが予測可能であることを示しており、フォワードルッキングな期待値としてのファンダメンタルズ法の有用性を支持するものである。

【 図表 20 t 年時点の推定 MRP と $t+1 \sim t+10$ 年の実現 MRP 平均値との相関 】

	相関係数	t-stats.
過去平均MRP	0.00	0.00
ファンダメンタルMRP(短期)	0.30	2.01 *
ファンダメンタルMRP(長期)	0.32	2.12 **

(出所)みずほコーポレート銀行産業調査部作成

(注1)過去平均 MRP は 4.8%。標本期間 1966 年～2002 年。

(注2) *は 10%有意、**は 5%有意

Ⅶ. おわりに

本稿では、期待費用の高止まりが投資低迷の大きな要因になっているという問題意識をベースに、特に MRP に関心を向けた考察を行ってきた。最後に、ここまでの記述を簡単に要約しよう。

わが国における企業金融の実務では過去平均法によって MRP を推定している場合が多いが、MRP の推定に関する先行研究においては、市場の効率性に対する疑問や上方バイアスの存在から過去平均法の利用には多くの批判が存在しており、近年ではゴードンモデルを基盤に企業のファンダメンタル情報に基づいて推定を行う方法が主流になっている。そこでは、モデルに含まれる変数の振る舞いをどう仮定するかが論点になっており、特に配当利回りの平均回帰性の有無については議論が分かれている。

わが国の長期時系列データを用いた分析に基づく、過去平均法によって MRP を推定することは妥当でなく、望ましいのは配当利回りの平均回帰性を前提としないファンダメンタルアプローチであると言える。より具体的には、 t 時点の MRP は、 t 時点で観察される配当利回りに t 時点の期待一人当たり名目 GDP 成長率を加え、 t 時点で観察される無リスク資産利子率を控除することにより推定するのがよい。

このアプローチに沿った現時点の MRP は、無リスク資産利子率を無担保コール翌日物金利とする場合で 3.4% 程度、10 年国債利回りとする場合で 2.6% 程度である。これは過去平均法に基づく MRP と比較して夫々 1.5%Pt 程度低い水準である。過去平均法による MRP を用いて推定された資本コストは投資の期待費用を必要以上に高く見積もり、投資活動を萎縮させている虞がある。企業金融の実務においては、MRP をより低く見積もる方向で検討が加えられるのが望ましい。

木村(2011)は「一部のビジネスの実務では、株式市場リスクプレミアムを 5% に合致させるように、ヒストリカルデータの期間を選択する本末転倒な事が行われている」と論じている。これは非常に深刻な問題と言わねばならない。このような行為は本質的に無意味であり、NPV や IRR を用いた投資意思決定のフレームワーク自体の信頼性を著しく損ねるばかりか、期待成長率が低下している現状においては、本来採択されるべき投資プロジェクトを棄却することで必要以上の投資低迷を招きかねず、実質的な弊害も大きい。本稿の議論が、わが国の企業金融の実務においてこのような「本末転倒な事」が行われなくなる一つの端緒になれば幸いである。

以上

(本稿に関する問い合わせ先)

みずほコーポレート銀行産業調査部
事業金融開発チーム
草場 洋方

Tel : 03-5252-6029

hirokata.kusaba@mizuho-cb.co.jp

補論 I . CAPM批判と代替モデルの発展

APT から経験的 マルチファクター モデルへの流れ

資産価格モデルとしてのCAPM自体を批判する①の議論の代表例は、市場リスク以外にも株式の期待収益率に影響を与えるファクターが存在しうるとする学説の流れである。資産価格が複数のファクターによって決定されるという可能性はRoss(1976)によるAPT(Arbitrage Pricing Theory)として理論化された。但し、APTは具体的なリスクファクターを特定した議論ではなかったことから、その後は市場リスク以外のリスクファクターを経験的に特定しようとする試みが精力的に行われ、Chen, Roll and Ross(1986)の6-Factor ModelやFama and French(1993)の3-Factor-Model、Burmeister, Roll and Ross(2003)の5-Factor Modelなど、これまでに多くの経験的マルチファクターモデルが生み出されてきた。提案されたリスクファクターの中には、その後の実証研究によってその頑健性が否定され、単なる一時的、局所的なアノマリーに過ぎないという評価が定着したものもあれば、Fama and French(1993)のように、十分な頑健性が認められてリスクファクターとしてデファクトスタンダードの地位を確立したものもある。経験的マルチファクターモデルはCAPMのように理論的に導出されたモデルではなく、結局のところアドホックモデルであるという批判を免れるのは難しいが、それでも今日の投資運用の実務においては、CAPMを代替する資産価格モデルとしてFama and French(1993)等のマルチファクターモデルを用いる場合が増えてきている。この点、投資運用の世界と企業金融の世界では、学術研究の成果を実務に取り入れる速度という点でかなりの距離が存在しており、結果、資金運用サイドのファンドマネジャー等が期待収益率の推定にマルチファクターモデルを用いる一方、資金調達サイドの企業の財務担当者は資本コストの推定にCAPMを用いるという、望ましくない誤謬も生じている⁹。

消費 CAPM とそ の後継モデル

①の方向性としては、CAPM を家計の動学的な効用最適化問題と結びつけたいわゆる消費CAPMに関する議論もある。標準的なCAPMでは「投資家は将来の資産の大きさとその不確実性のみに関心を持つ」ことが仮定され、証券のリスクは市場ポートフォリオの変化に対する感応度(市場ベータ)によって計測されるが、Breedon(1979)によって提案された消費CAPMでは「投資家は将来の消費の不確実性に関心がある」との前提から、証券のリスクは消費の変化に対する感応度(消費ベータ)によって計測される。消費CAPMは、経済主体による異時点間の動学的効用最適化問題という標準的な経済学の分析フレームワークを資産価格理論に応用できる点が非常に魅力的なモデルである。しかし、「過去の株式収益率を説明するには不自然に高い投資家のリスク回避選好を想定せざるを得ない」というMehra and Prescott(1985)の”Equity Premium Puzzle”に関する報告など、実証的には消費CAPMの成立を否定する文献が多く、今のところは消費CAPMを実務に適用するのは難しいという見

⁹ 筆者が草場(2006)において各国株式市場のドル建期待収益率を推定したところ、わが国市場の期待収益率はCAPMベースで9.39%となったが、Fama and French(1993)ベースでは5.92%となった(標本期間:1996年1月~2005年12月)。このように、推定に用いる資産価格モデルの違いによって得られる株式コストの値も大きく変わる可能性があることから、株式コストの推定に際して、どの資産価格モデルを用いるべきかという点は十分に吟味される必要がある。また、投資家とのミスマコミュニケーションを回避する観点から、企業の財務担当者にとって、株主等の投資家がどのような資産価格モデルを用いて自社の株式を評価しているかを把握しておくことも重要と考えられる。

方が支配的である。そこで、近年では投資家の効用最適化問題により現実的な仮定を取り入れたモデルを構築する試みが行われている。例えば大野(1996)は、投資家の機関化の進展により、資産価格は家計の消費に関する異時点間の効用最適化をベースとするモデルではなく、契約者配当に関する機関投資家の動学的最適化行動をベースとするモデルによって推定されるのが望ましいとして、そのような投資家行動を前提とした資産価格モデルを提案している。

行動ファイナンス モデル

①の議論の中で近年最も関心を集めているのは、行動ファイナンス理論に基づくモデルである。石部・角田・坂巻(2011)は、日本株式の将来リターンがゼロリターンを測定基準とする下方標準偏差とトレードオフ、上方標準偏差と逆トレードオフの関係にあるという非対称性の存在を報告している。値下がりリスクが大きい株式には高いリターンを要求する(十分に値が下がらないと買わない)が、値上がりリスクに大きい株式に対してはそれほどリターンを求めない(安心料を支払うことを厭わない)という損失回避的な投資家行動はプロスペクト理論の主張と整合的であり、それはCAPMが想定する平均分散的な効用関数に従う投資家像を否定する。

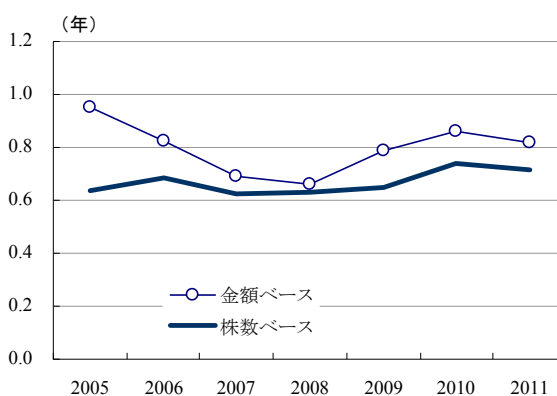
以上

補論Ⅱ. 株式投資家の投資ホライズン

株式の平均売買
回転期間は 0.7
年前後

(29)における t 時点の期待人口成長率、期待実質 GDP 成長率、期待インフレ率は、本源的には期待キャピタルゲイン率を代理するものだから、その値は t 時点において市場ポートフォリオに投資する投資家の期待投資ホライズンに依存する。例えば、2 年後にポートフォリオの売却することを想定しているなら、代理変数としては向こう 2 年間の期待インフレ率と期待一人当たり実質 GDP 成長率を採用するのが妥当である。では、市場ポートフォリオの期待投資ホライズンをどう捉えるべきか。最もシンプルなのは、市場ポートフォリオの時価総額(株式数)を年間の売買代金(売買高)で割ることによって得られる平均回転期間を投資ホライズンとする方法である。図表 21 をみると、平均回転期間は金額ベースで 0.8 年前後、株式数ベースで 0.7 年前後での推移となっている。これに基づけば、向こう半年から一年程度のインフレ率と経済成長率の予測値を期待値とするのがよいということになる。

【 図表 21 東証第一部の平均売買回転期間の推移 】



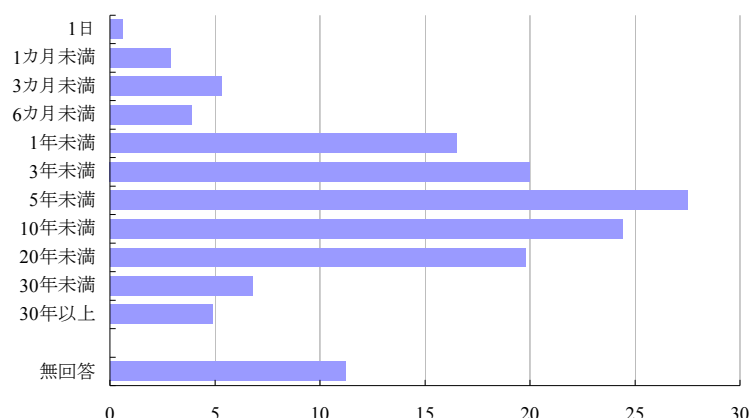
(出所) INDB より、みずほコーポレート銀行産業調査部作成

デイ・トレーダー
によるバイアス

但し、このように市場データから計算した平均回転期間を市場ポートフォリオの投資ホライズンとする方法の妥当性については議論がある。例えば個人投資家の平均回転期間は 0.6 年程度だが、売買代金・売買高の中には、いわゆるデイ・トレーダーのような投資家がごく短期間の間に頻りに売買を繰り返した結果も当然に含まれている。従って、99 人の個人投資家が将来に向けた資産形成のために市場ポートフォリオを長期保有していたとしても、1 人のデイ・トレーダーが極端な回転売買をしてしまうと、結果として得られる 100 人の平均回転期間は非常に短くなる。

図表 22 はアンケートにより個人投資家の株式保有期間を調べた日本証券業協会の調査結果だが、最も多いのは「3 年以上 5 年未満」、続いて「5 年以上 10 年未満」となっている。ここで、例えば「3 年以上 5 年未満」に含まれる回答の平均保有期間を 4 年、「5 年以上 10 年未満」の場合を 7.5 年、というように仮定し、回答比率で加重平均することで平均的な保有期間を計算すると 10.6 年という結果が得られる。この数字は、市場データから得られる回転期間を投資ホライズンと仮定することで生じるバイアスの存在を強く示唆する。

【 図表 22 株式保有期間に関する個人投資家へのアンケート調査結果 】



(出所) 日本証券業協会「平成 21 年度証券投資に関する全国調査(個人調査)」より、みずほコーポレート銀行産業調査部作成

(注) 標本数は 874 人。複数銘柄を保有している場合は複数回答を可としているため全体の合計は 100%とにならない

潜在的投資ホライズンは 6.4 年

宇野・神山(2009)の方法は、この種のバイアスを緩和する一つの方法と考えられる。彼らは株式の投資ホライズンを推定するにあたり、マクロデータから単純に計算される回転期間ではなく、投資主体別の平均的な売買回転率を株式保有シェアで加重平均する方法を用いており、それを「潜在的投資ホライズン」と名付けている。彼らが個別企業毎に 2004 年から 2007 年のデータを用いて推定した「潜在的投資ホライズン」の平均値は 4.45 年、中央値は 4.41 年であり、図表 21 に示した 0.7~0.8 年という回転期間に比べるとかなり長い。

図表 23 は宇野・神山(2009)に従って、2011 年のデータに基づき「潜在的投資ホライズン」を推定したものである。ホライズン A は彼らの方法に準じて計算したもので、4.3 年という結果も整合的である。また、ホライズン B は図表 23 のアンケート結果を基に個人投資家の投資ホライズンを 10.6 年としたもので、この場合、「潜在的投資ホライズン」は 6.4 年に延びる。

【 図表 23 潜在的な株式投資ホライズン 】

	保有シェア	ホライズンA	ホライズンB
	%	年	年
外国人	26.3	0.2	0.2
事業法人	21.6	11.8	11.8
個人	20.4	0.6	10.6
信託銀行	18.6	1.8	1.8
生保・損保	6.1	8.3	8.3
都銀・地銀	3.9	15.1	15.1
その他	3.1	n.a.	n.a.
計	100.0	4.3	6.4

(出所) 日本証券業協会、東京証券取引所、INDB、宇野・神山(2009)より、みずほコーポレート銀行産業調査部作成

真の投資ホライ
ズンは 6.4 年より
長い

単純な回転期間に比べて「潜在的投資ホライズン」が長期となる理由は、回転売買による売買代金の膨らみの影響が夫々の株式保有シェアの範囲内に限定されるからであり、回転売買自体の持つバイアスを排除するものでない。従って、ホライズン A よりもホライズン B の方がより標準的な投資家像を反映しているだろう。そして、現実には、デイ・トレーダー的な個人投資家だけでなく、外国人や国内金融機関によるプロプライアトリー・トレーディングなどの投資行動も売買代金の嵩増しに結びついていると想定される。それらを合理的に調整するための証拠を得るのは難しいが、市場ポートフォリオの真の投資ホライズンは、6.4 年よりも長いと考えるのが自然であろう。

以 上

<参考文献>

- Acharya, Viral V., and Lasse H. Pedersen, 2003, "Asset Pricing with Liquidity Risk," Working Paper Series FIN03-044, Department of Finance, Stern School of Business, New York University
- Arnott, Robert D., and Peter L. Bernstein, 2002, "What Risk Premium is 'Normal'?", *Financial Analysts Journal*, Vol.58, No.2, pp.64-85
- Arnott, Robert D., and Ronald J. Ryan, 2001, "The Death of the Risk Premium: Consequences of the 1990's," *The Journal of Portfolio Management*, Vol.27, No.3, pp.61-74
- Brealey Richard A., and Stewart C. Myers, 2000, "Principles of Corporate Finance 6th Edition," The McGraw-Hill Companies, Inc. (邦訳:藤井眞理子・国枝繁樹(監訳), 2002, 『コーポレート・ファイナンス(第6版)』, 日経BP社)
- Breeden, Douglas T., 1979, "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities," *Journal of Financial Economics*, Vol.7, pp.265-296
- Burmeister, Edwin, Richard Roll and Stephan A. Ross, 2003, "Using Macroeconomic Factors to Control Portfolio Risk," Working Paper, BIRR Portfolio Analysis, Inc.
- Campbell, John Y., 2008, "Estimating the Equity Premium," *Canadian Journal of Economics*, Vol.41, No.1, pp.1-21
- Campbell, John Y., Andrew W. Lo and A Craig MacKinlay, 1997, "The Econometrics of Financial Markets," Princeton University Press (邦訳:祝迫得夫・大橋和彦・中村信弘・本多俊毅・和田賢治, 2003, 『ファイナンスのための計量分析』, 共立出版)
- Campbell, John Y., and Samuel B. Thompson, 2007, "Predicting Excess Stock Returns Out of Sample: Can Anything Beat the Historical Average?," *The Review of Financial Studies*, Vol.21, No.4, pp.1509-1531
- Campbell, John Y., and Robert J. Shiller, 1991, "Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View," *Review of Economic Studies*, Vol.58, No.3, pp.495-514
- , 2001, "Valuation Ratios and the Long-run Stock Market Outlook: An Update", Working Paper No.8221, National Bureau of Economic Research
- Chen, Nai-Fu, Richard Roll and Stephan A. Ross, 1986, "Economic Forces and the Stock Market," *The Journal of Business*, Vol.59, No.3, pp.383-403
- Claus, James, and Jacob Thomas, 1999, "The Equity Risk Premium is much lower than you think it is: Empirical Estimates from a New Approach," Working Paper, Columbia University
- , 2001, "Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets," *The Journal of Finance*, Vol.56, No.5, pp.1629-1666

- Damodaran, Aswath, 2011, "Equity Risk Premium (ERP): Determinants, Estimation and Implications -The 2011 Edition," Working Paper, Stern School of Business, New York University
- Derrig, Richard A., and Elisha D. Orr, 2003, "Equity Risk Premium: Expectations Great and Small," North American Actuarial Journal, Vol.8, No.1, pp.45-69
- Dimson, Elroy, Paul Marsh and Mike Stauton, 2002, "Global Evidence on the Equity Risk Premium," Journal of Applied Corporate Finance, Vol.15, No. 4, pp.27-38
- Ehrhardt, Michael C., 1994, "The Search for Value: Measuring the Company's Cost of Capital," Harvard Business School Press (邦訳:真壁昭夫・鈴木毅彦, 2001, 『資本コストの理論と実務』, 東洋経済新報社)
- Fama, Eugene F., and Robert R. Bliss, 1987, "The Information in Long-Maturity Forward Rates," The American Economic Review, Vol.77, No.4, pp.680-692
- Fama, Eugene F., and Kenneth R. French, 1988, "Dividend Yields and Expected Stock Returns," Journal of Financial Economics, Vol.25, pp.3-25
- , 1993, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," Journal of Financial Economics, Vol.33, pp.3-56
- , 2002, "The Equity Premium," The Journal of Finance, Vol.57, No.2, pp.637-659
- Fernandez, Pablo, Javier Aguirreamalloa and Luis Corres, 2012, "Market Risk Premium Used in 82 Countries in 2012: A Survey with 7,192 Answers," Working Paper, IESE Business School, University of Navarra
- Ibbotson, Roger G., and Peng Chen, 2003, "Long-Run Stock Returns: Participating in the Real Economy," Financial Analysts Journal, Vol.59, No.1, pp.88-98
- Keim, Donald B., and Robert F. Stambaugh, 1986, "Predicting Returns in the Stock and Bond Market," Journal of Financial Economics, Vol.17, pp.357-390
- Lintner John, 1965, "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," Review of Economics and Statistics, Vol.47, No.1, pp.13-37
- Lo, Andrew W., and A. Craig MacKinlay, 1988, "Stock Market Prices do not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test," The Review of Financial Studies, Vol.1, pp.41-66
- Mehra, Rajnish, and Edward C. Prescott, 1985, "The Equity Premium: A Puzzle," Journal of Monetary Economics, Vol.15, No.2, pp.145-161
- Ross, Stephan A., 1976, "The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing," Journal of Economic Theory, Vol.13, pp.341-360

- Rozeff, Michael S., 1984, "Dividend Yields Are Equity Risk Premiums," *Journal of Portfolio Management*, Vol.11, No.1, pp.68-75
- Sharpe, William F., 1964, "Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk," *Journal of Finance*, Vol.19, No.3, pp.425-442
- Taylor, John B., 1993, "Discretion Versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39, pp.195-214
- 石部真人・角田康夫・坂巻敏史, 「下方リスクと上方リスクのリスクプレミアムーボラティリティ効果の構造分解ー」, *証券アナリストジャーナル*, 2011年6月号, pp.82-89
- 祝迫得夫, 2003, 「株価指数の系列相関と規模別ポートフォリオの相互自己相関」, *現代ファイナンス*, Vol.13, pp.29-45
- 宇野淳・神山直樹, 2009, 「株主保有構造と流動性コスト: 投資ホライズンの影響」, *ワーキングペーパーシリーズ*, WIF09-002, 早稲田大学ファイナンス総合研究所
- 大野早苗, 1996, 「生保会社の契約者配当に基づく資産価格決定の分析ーC-CAPM との比較ー」, *一橋論叢*, Vol.116, No.5, pp.946-965
- 河越正明, 2007, 「コンセンサス予測は単なる平均的な予測か?ーESP フォーキャスト調査の評価の再検討ー」, *ESRI Discussion Paper Series No.180*
- 岸本義之, 2009, 「資本コストへの過大な期待と世界バブル」, *早稲田国際経営研究*, Vol.40, pp.41-51
- 木村哲, 2011, 「期待株主資本コストと期待リスクプレミアム再考」, *みずほ年金レポート*, No.98, pp.18-31
- 草場洋方, 2006, 「株式市場に関するグローバル比較ー世界株式市場の成長性・規模の変化とリスク調整後パフォーマンスー」, *みずほレポート*, みずほ総合研究所
- 斎藤太郎, 2012, 「GDP 速報の予測精度を検証する」, *ウィークリーエコノミストレター*, ニッセイ基礎研究所
- 齊藤誠・岩本康志・太田聡一・柴田章久, 2010, 『マクロ経済学』, 有斐閣
- 榊原茂樹・砂川伸幸(編著), 2009, 『価値向上のための投資意思決定』, 中央経済社
- 菅原周一, 2012, 「日本株式市場のリスクプレミアム」, *証券アナリストジャーナル*, 2012年6月号, pp.63-69
- 鈴木一功, 2004, 『企業価値評価ー実践編ー』, ダイヤモンド社
- 大和総研, 2012, 「日本経済中期予測(2012年7月)」, 2012年7月30日
- 徳永俊史・久保田敬一, 2006, 「株式投資収益率の時系列構造分析: 週次データを用いて」, *武蔵大学論集*, Vol.54, No.2, pp.117-137

- ニッセイ基礎研究所, 2011, 「中期経済見通し～世界経済の動揺に求められる国際的政策協調」, ウィークリーエコノミストレター, 2011年10月14日
- 日本経済研究センター, 2012, 「第38回中期経済予測(最終報告)」, 2012年3月2日
- 野村證券, 2011, 「中期経済見通し2012 迫る「マイナス成長」時代:4つの課題と3つのフロンティア」, 2011年12月16日
- みずほコーポレート銀行産業調査部, 2012, 「企業価値評価手法の使い方」, 週刊金融財政事情, 2012年5月21日号～2012年7月23日号
- みずほ総合研究所, 2011, 「特集 内外経済の中期展望」, みずほ総研論集, 2011年IV号
- 三菱総合研究所, 2012, 「内外経済の中長期展望 2011-2025年度」, 2012年2月24日
- 三菱UFJリサーチ&コンサルティング, 2012, 「日本経済の中期見通し(2011～2020年度)～東日本大震災を乗り越え、新たな成長戦略を模索する日本経済～」, 調査と展望, 2012年1月12日
- 山口勝業, 2005, 「わが国産業の株式期待リターンのサプライサイド推計ー法人企業統計に基づく業種別集計データの長期時系列分析ー」, 証券アナリストジャーナル, 2005年9月号, pp.45-59

©2012 株式会社みずほコーポレート銀行

本資料は情報提供のみを目的として作成されたものであり、取引の勧誘を目的としたものではありません。本資料は、弊行が信頼に足り且つ正確であると判断した情報に基づき作成されておりますが、弊行はその正確性・確実性を保証するものではありません。本資料のご利用に際しては、貴社ご自身の判断にてなされますよう、また必要な場合は、弁護士、会計士、税理士等にご相談のうえお取扱い下さいますようお願い申し上げます。

本資料の一部または全部を、①複写、写真複写、あるいはその他如何なる手段において複製すること、②弊行の書面による許可なくして再配布することを禁じます。

MIZUHO



Channel to Discovery