



不確実性リスクの決定要因に関する実証研究

小野, 慎一郎

桜井, 久勝

(Citation)

国民経済雑誌, 212(4):1-16

(Issue Date)

2015-10

(Resource Type)

departmental bulletin paper

(Version)

Version of Record

(JaLCD0I)

<https://doi.org/10.24546/E0040645>

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/E0040645>



不確実性リスクの決定要因に関する実証研究

小 野 慎 一 郎
桜 井 久 勝

国民経済雑誌 第 212 卷 第 4 号 抜刷

平 成 27 年 10 月

不確実性リスクの決定要因に関する実証研究

小 野 慎 一 郎
桜 井 久 勝

資本資産評価モデル（CAPM）の世界では、投資収益率の不確実性は市場ベータ値で測定される。そしてその根本に存在する企業の業績変動に影響を及ぼす企業特性として、①事業内容に起因する売上高の変動性、②変動費と固定費という費用構造に起因する営業レバレッジ、および③他人資本と自己資本という資本構成に起因する財務レバレッジが、古くから伝統的に注目されてきた。本研究は、これら3つの企業特性を不確実性リスクの決定要因として位置づけ、市場ベータ値との関連性を実証的に分析することにより、各特性を表す会計指標値が大きいほど市場ベータ値も大きいという統計的に有意な関係が、現実を観察されることを裏づけている。

キーワード 不確実性リスク、市場ベータ値、売上高変動性、営業レバレッジ、財務レバレッジ

1 不確実性リスクの意味と尺度

証券投資や融資にはリスクが伴うとか、ハイ・リターンを獲得はハイ・リスクの負担によってのみ可能になるということがよく言われるが、この場合のリスクとは具体的に何を意味しており、どのようにして測定したり予測したりすればよいのか。

まず最初に思い浮かぶ投資リスクの意味は、融資や証券の購入を行っていたところ、その企業が債務不履行ないし倒産に陥り、投下資金が回収できなくなって莫大な損失を被るという事態である。これが古くから伝統的に考えられてきた投資リスクの第1の意味であり、この意味でのリスクはしばしばデフォルト・リスクとよばれている。

しかし企業の倒産はとくに株式投資者にとって、大きな投資利益を得るためのチャンスでもある。もし倒産があらかじめわかっていたれば、投資者は信用取引制度を利用して借りてきた株式を倒産前の高い価格で売却し、その企業が倒産するのを待って、倒産後の安い価格で買い戻した株式を返却すれば、差額分の投資利益が得られるからである。

このような投資手法はカラ売りとよばれるが、これを行った投資者といえども安心してはいられない。もし倒産の予想が外れて株価が値上がりすれば、買い戻しに多額の支出を要し

て、損失を被ることになるからである。そのような可能性も考慮に入れると、投資リスクとは、利子・配当や証券価格自体が将来においてさまざまな値になる可能性をもっていて、投資収益率がどの値になるかを事前に確定しえない状態を意味するものと考えるべきであろう。したがって投資リスクの第2の意味は、利子・配当や証券の価格変化から算定される将来の投資収益率が不確実であることとして定義することができる。

本稿で取りあげる投資リスクは、前述の第2の意味での不確実性リスクである。このような不確実性リスクがもつ経済的な意味と具体的な測定尺度については、次式で表される資本資産評価モデル (CAPM) が非常に明白な説明を提示している。

$$R_{i,t} = R_{F,t} + \beta_{i,t}(R_{M,t} - R_{F,t}) \quad (1)$$

ただし、 $R_{i,t}$ は証券 i の t 期における投資収益率 (リターン)、 $R_{F,t}$ は t 期における無リスク利子率、 $R_{M,t}$ は t 期における市場ポートフォリオの投資収益率である。

また、 $\beta_{i,t}$ は証券 i の t 期の投資収益率が有する不確実性リスクの尺度であり、市場ベータ値とよばれて次式で表現される。

$$\beta_{i,t} = \frac{\text{Cov}(R_{i,t}, R_{M,t})}{\text{Var}(R_{M,t})} \quad (2)$$

ただし、 $\text{Cov}(\cdot)$ は共分散、 $\text{Var}(\cdot)$ は分散を表す。資本資産評価モデルは、証券 i の投資収益率 $R_{i,t}$ が、①無リスク利子率 $R_{F,t}$ と、②市場全体のリスク・プレミアム ($R_{M,t} - R_{F,t}$) に証券 i のリスク量 $\beta_{i,t}$ を乗じた値との合計に等しくなるように決定されることを明らかにしている。そこでは右辺第1項の無リスク利子率 $R_{F,t}$ は、消費を先送りして投資に充当したことによる「時間待ち」への報酬を意味しており、第2項 $\beta_{i,t}(R_{M,t} - R_{F,t})$ は、投資による「不確実性リスクの負担」への報酬を意味するものと解釈される。

本稿の目的は、 $\beta_{i,t}$ によって把握される各企業の不確実性リスクの決定要因をふまえたうえで、それを財務諸表データに基づいて評価したり予測したりするのに有効な会計指標を実証的に明らかにすることである。¹⁾

2 不確実性リスクの源泉

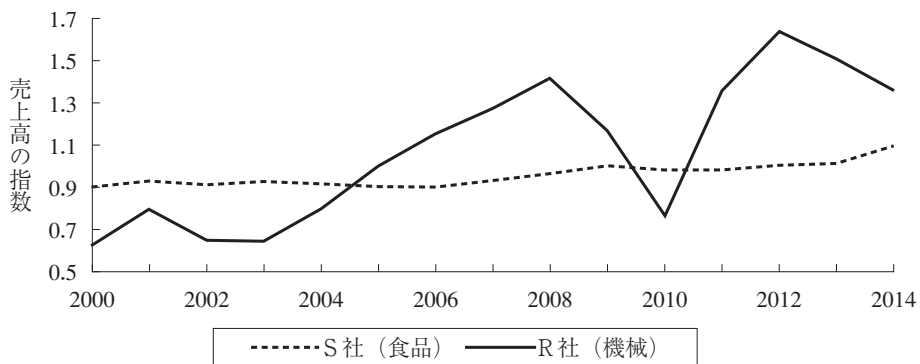
証券投資や融資の結果に不確実性リスクが伴う背景には、投資対象とされた企業自体の将来の業績が不確実であるという事実が存在する。それでは企業の将来業績に、そのようなバラツキを生じさせて不確実性リスクをもたらし要因は何か。ここではまず、これまでに先験的に指摘されてきた3つの要因について数値例に基づく考察を行う。

不確実性リスクの第1の源泉は、企業が営む事業内容である。すべての企業は景気の変動に伴って売上高が変化するが、その程度は事業内容によって異なる。たとえば食品や医薬品などの生活必需品を生産販売する企業の売上高は景気変動の影響を受けにくい、設備投資

財を生産販売する企業の売上高は景気変動に伴って大きく変動するものと思われる。

図1は、菓子や乳製品を生産販売するS社（江崎グリコ）と、産業用ロボットを生産販売するR社（ファナック）の2000年3月期から2014年3月期の売上高について、15年間の平均値を1.0として各年の売上高を指数化して図示したものである（詳細は、桜井 [2015], 224-225頁参照）。食品業に比べて機械製造業の売上高の変動性が顕著に高いことは一目瞭然である。したがって不確実性リスクの源泉の第1は、事業内容に起因する売上高の変動性であるといえる。

図1 事業内容に起因する売上高の変動性



企業の業績にバラツキをもたらす第2の要因は、売上高から控除される営業関係の費用を変動費と固定費に区分する費用構造と、それに基づいて算定される損益分岐点の相対的な位置である。損益分岐点の売上高を実際の売上高で除した比率は損益分岐点比率とよばれるが、損益分岐点比率が高ければ、売上高が少し変化しただけで営業利益が大きく変動することは、表1の仮設例から直感的に理解することができる。

表1 損益分岐点比率と営業レバレッジの関係

	売上高	費用	営業利益	損益分岐点比率	営業レバレッジ
ケースA	50	42	8	$30 \div 50 = 0.6$	$1 \div (1 - 0.6)$
	45 (-10%)	39	6 (-25%)		=2.5
ケースB	35	33	2	$30 \div 35 = 0.857$	$1 \div (1 - 0.857)$
	31.5 (-10%)	30.9	0.6 (-70%)		=7.0
費用の金額は $[12 + 0.6 \times \text{売上高}]$ として算定、損益分岐点の売上高は $12 \div (1 - 0.6) = 30$					

この仮設例は、損益分岐点の売上高が30である場合に、実際の売上高が50から10%低下した場合（ケースA）と、35から同じく10%低下した場合（ケースB）について、営業利益の段階で生じる減少率を比較したものである。売上高の10%の減少に伴う営業利益の減少率は、

ケースAでは25%（したがって2.5倍）にとどまるが、ケースBでは70%（7.0倍）にも達する。このように売上高に生じた少しの変動が、営業利益の段階で拡大されて更に大きな変動率になる現象は、この作用になぞらえて営業レバレッジとよばれる。

したがって企業業績の不確実性を高める第2の要因として、企業の費用構造を前提とした損益分岐点に基づいて算定される営業レバレッジをあげることができる。営業レバレッジの大きさは、 $[1 \div (1 - \text{損益分岐点比率})]$ として測定される。

第3の要因は、自己資本と他人資本という企業の資本構成である。他人資本は金利を生じるが、多くの場合その金額は契約で固定されており、企業の営業利益が増減しても変化しない。したがって前述の固定費と同様に、不況期には利益を大きく圧迫し、好況期には利払後の利益を増進させて、当期純利益の変動幅を拡大するのである。

表2はこれを直感的に説明するための仮設例である。ここでは好況（営業利益が100）・平常（同60）・不況（同40）という3つの場合を想定したときに、自己資本の割合が異なる3つの企業a社（自己資本比率100%）、b社（同60%）、c社（同20%）が達成するROE（＝当期純利益÷自己資本）が対比されている。他人資本の利子率は6%と仮定する。

この仮設例から、資本構成に占める他人資本の割合が高まるにつれて、ROEの変動幅も高まっている事実が明らかである。他人資本が存在しないa社では、ROEが4.0～10.0%の狭い範囲で変動しているが、他人資本が8割を占めるc社では、ROEの変動幅が－4.0～26.0%にまで拡大している。このような業績変動の拡大効果は財務レバレッジとよばれる。

表2 資本構成がROEに及ぼす影響

経済状況	企業	他人資本	自己資本	営業利益	支払利息	純利益	ROE
好況	a社	0	1,000		0	100	10.0%
	b社	400	600	100	24	76	12.6%
	c社	800	200		48	52	26.0%
平常	a社	0	1,000		0	60	
	b社	400	600	60	24	36	6.0%
	c社	800	200		48	12	
不況	a社	0	1,000		0	40	4.0%
	b社	400	600	40	24	16	2.7%
	c社	800	200		48	－8	－4.0%

3 リサーチ・デザイン

3.1 実証分析で推定するモデル

本研究の実証分析の基本的な構造は、次の表3に図示したとおりである。

本研究では、企業業績の変動性を高めるこれら3つの企業特性を不確実性リスクの決定要

表3 本研究の基本構造

(従属変数)	(独立変数)
不確実性リスク	業績変動の要因に関する会計指標
主として、市場ベータ値 β_i	①売上高の変動性 ($SalRisk_i$)
代替案として、投資収益率の標準偏差	②営業レバレッジ ($OpRisk_i$)
	③財務レバレッジ ($FinRisk_i$)

因として位置づけ、次の回帰式を推定することによって、市場ベータ値との関連性を実証的に分析する。この回帰式の根拠は、本稿の付録で明らかにされている。

$$\text{Ln}(\beta_{i,t}) = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Ln}(SalRisk_i) + \gamma_2 \text{Ln}(OpRisk_i) + \gamma_3 \text{Ln}(FinRisk_i) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

ただし、 $\text{Ln}(\cdot)$ は自然対数を表す。なお、実証結果の解釈に際して注目すべきポイントは、 γ_1 から γ_3 までのすべての係数が正で有意になるかどうかである。

3.2 従属変数と独立変数

本研究で従属変数となる CAPM の市場ベータ値を計算するためには、決算日が属する週末までの100週間の週次の銘柄別投資収益率 $R_{i,t}$ 、および TOPIX に基づいて計算した市場ポートフォリオの投資収益率 $R_{M,t}$ を用いて、以下の回帰式を企業ごとに推定する。

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{M,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

そして、(4)式から得られた $\hat{\beta}_i$ を市場ベータ値とみなす。市場ベータ値が負で推定された観測値(6社・期間)については対数をとることができないので、サンプルから除外する。

なお、市場ベータ値は分散投資を行う場合の各銘柄のリスク尺度であるが、分散投資を前提としない場合は、個別銘柄の投資収益率の標準偏差をリスク尺度とみなすことができる。そこで本研究では、市場ベータ値に代えて、投資収益率の標準偏差を用いた場合の結果も併せて表示する。

本研究で独立変数の1つとする $SalRisk_i$ (売上高の変動性) については、Li, Nissim, and Penman [2014] などと同様に、企業ごとに売上高の自然対数の標準偏差を計算する。本研究では四半期データを用いて、過去8四半期における売上高の自然対数の標準偏差を計算し、それを $SalRisk_i$ とみなす。

$OpRisk_i$ (営業レバレッジ) は次の手順で求められる(桜井 [2015], 226-230頁)。²⁾ ①営業費用を変動費と固定費に分解する、②損益分岐点の売上高を[固定費÷(1-変動費率)]として算定する、③損益分岐点比率は[損益分岐点の売上高÷実際の売上高]となる、④営業レバレッジは[1÷(1-損益分岐点比率)]として計算される。

営業費用を変動費と固定費に分解する方法としては、企業ごとに時系列回帰を行う方法が

採用されることが多い（たとえば，Lev [1974]）。また，桜井・小野 [2013] は，回帰式を最小二乗法で推定して変動費・固定費の分解を行う際には，年次データよりも四半期データを用いることが効果的であることを示している。したがって本研究では，過去8四半期の売上高 $S_{i,t}$ ，売上高と営業利益の差額として求めた営業費用 $OC_{i,t}$ を利用し，以下の回帰式を企業ごとに推定する。

$$OC_{i,t} = \alpha_i + \beta_i S_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

(5)式から得られた α_i を固定費， β_i を変動費率と解釈し，それを用いて損益分岐点の売上高を求める。そして，損益分岐点比率は [損益分岐点の売上高 ÷ 過去8四半期の売上高平均]，営業レバレッジは $[1 \div (1 - \text{損益分岐点比率})]$ として計算する。

ただし(5)式は，明らかに異常な固定費・変動費率を生み出してしまう場合がある。³⁾ 推定された固定費額が正常であると判断するには，少なくともそれがプラスの金額であり，かつ売上高より小さくなくてはならないであろう。また，変動費率については，少なくとも0から1の間にあるのが正常な状態であろう。したがって，営業レバレッジを用いる分析では，変動費率と固定費額が正常に推定された企業のみをサンプルに含める。

また，損益分岐点比率が1を上回る企業の場合，営業レバレッジは負の値となってしまう，そのままでは(3)式の対数線形回帰で用いることができない。そこで営業レバレッジについては，Reilly and Brown [2000, p. 405]，García-Feijóo and Jorgensen [2010] と同様に絶対値をとったうえで，分析に使用する。

$FinRisk_i$ （財務レバレッジ）の尺度としては，過去8四半期の [総資本 ÷ 自己資本] の算術平均を用いる。⁴⁾ なお，自己資本がマイナスの企業・四半期は除いて平均値を計算する。

3.3 サンプルとデータ

本研究の実証分析で使用する財務データや株価データは，日本経済新聞デジタルメディアの『NEEDS-Financial QUEST』から入手した。財務諸表データについては，連結データがある場合はそれを優先し，そうでない場合は個別データを用いている。

営業レバレッジの推定に際しては四半期データを用いることが効果的である（桜井・小野 [2013]）ため，本研究では四半期財務諸表の数値を用いて実証分析を行う。日本では，2008年4月以降に開始する事業年度から，金融商品取引法のもとで四半期財務諸表の公表制度が開始された。したがって，本研究の分析対象期間は，2008年6月決算期から2014年3月決算期までとなる。市場ベータ値や営業レバレッジなどの推定には2年（約100週間，8四半期）分のデータが必要であるため，(a) 2008年4月～2010年3月，(b) 2010年4月～2012年3月，(c) 2012年4月～2014年3月，という3つの期間ごとに各指標を計算する。

サンプルの抽出要件は次のとおりである。①各指標の計算期間（２年間）末時点で東京証券取引所第１部に上場していること、②銀行・証券・保険・その他金融業に属していないこと、③３月末決算企業であること、④指標計算期間を通じて決算期の変更を行っておらず、かつ毎決算期末においていずれかの証券市場に上場していること、⑤分析に必要なデータが『NEEDS-Financial QUEST』から入手できること、である。その結果、最終サンプルは3,572社・期間（うち、2008年４月～2010年３月に該当する観測値数は1,177社、2010年４月～2012年３月は1,173社、2012年４月～2014年３月は1,222社）となった。

3.4 記述統計量と相関係数

表４は、分析に用いる変数の記述統計量を示したものである。なお、営業レバレッジを計算する際に求めた変動費率（ VCR ）と〔固定費÷８四半期平均売上高〕（ FC/S ）も併せて記載している。 VCR 、 FC/S 、営業レバレッジ（ $OpRisk$ ）については正常な範囲に収まる企業のみをサンプルとし、 VCR と FC/S 以外の変数（５種類）については外れ値処理を行った後、記述統計量を計算している。^{5), 6)}

表４では、先行研究と比べて営業レバレッジの値が大きい点に注意しておきたい。本研究による $OpRisk$ の中央値は3.821倍であるが、García-Feijóo and Jorgensen [2010, Table 1]による中央値は1.69倍、Li, Nissim, and Penman [2014, Table 1]による中央値は1.447倍である。本研究とは営業レバレッジの推定手法が異なること、日本とアメリカでは特別損益項目の取扱いが異なること、などが理由だと考えられるが、変数の測定誤差が生じているおそれもある。

次に表５は、回帰分析で用いる変数の相関係数を示したものである。表の右上はSpearman

表４ 記述統計量

	観測値数	平均値	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値
$BETA$	3,555	0.935	0.363	0.154	0.663	0.909	1.192	2.204
$RetVol$	3,545	0.053	0.020	0.014	0.039	0.049	0.063	0.157
$SalRisk$	3,563	0.154	0.115	0.013	0.074	0.121	0.202	1.045
VCR	3,117	0.754	0.173	0.002	0.681	0.794	0.878	0.996
FC/S	3,117	0.195	0.158	0.000	0.077	0.157	0.265	0.985
$OpRisk$	3,084	5.037	14.900	-152.479	2.182	3.821	6.956	205.183
$FinRisk$	3,556	2.619	1.630	1.026	1.575	2.086	3.090	14.685

（注） $BETA$ は（４）式で推定された市場ベータ値、 $RetVol$ は個別銘柄の投資収益率の標準偏差、 $SalRisk$ は売上高の自然対数の標準偏差、 VCR と FC/S は（５）式から推定された変動費率と〔固定費÷売上高〕、 $OpRisk$ は VCR と FC/S に基づく損益分岐点比率を用いて計算された営業レバレッジ、 $FinRisk$ は財務レバレッジ（＝総資本÷自己資本）の算術平均である。なお、 $BETA$ と $RetVol$ は過去100週間の週次株価データ、それ以外の変数は過去８四半期の財務データを用いて計算している。

表 5 相関係数

	$\text{Ln}(BETA)$	$\text{Ln}(RetVol)$	$\text{Ln}(SalRisk)$	$\text{Ln}(OpRisk)$	$\text{Ln}(FinRisk)$
$\text{Ln}(BETA)$	1	0.624	0.171	0.089	0.257
$\text{Ln}(RetVol)$	0.632	1	0.404	0.114	0.260
$\text{Ln}(SalRisk)$	0.183	0.389	1	-0.022	0.008
$\text{Ln}(OpRisk)$	0.088	0.109	-0.017	1	0.122
$\text{Ln}(FinRisk)$	0.203	0.255	0.017	0.102	1

(注) 表の右上は、外れ値処理前の観測値 (3,572個, ただし $OpRisk$ は3,117個) を用いてペアワイズで計算した Spearman の順位相関係数である。表の左下は、表 4 (外れ値処理後) の観測値を用いてペアワイズで計算した Pearson の積率相関係数である。

の順位相関係数, 左下は Pearson の積率相関係数を示している。表 5 を見ると, 各会計指標の絶対値の自然対数はどれも, 市場ベータ値や投資収益率の標準偏差と正の相関をもっていることがわかる。これは理論モデルの予測どおりの結果である。

4 分 析 結 果

4.1 十分位ポートフォリオによる単一変量分析

まず, 3つの期間 (08年4月~10年3月, 10年4月~12年3月, 12年4月~14年3月) ごとに, 各会計指標の絶対値の大きさにしたがってサンプル企業を10個のポートフォリオに分割する。そして, 市場ベータ値 ($BETA$) と個別銘柄の投資収益率の標準偏差 ($RetVol$) について, 各ポートフォリオの中央値を確認したものが表 6 である。⁸⁾ ノンパラメトリック検定

表 6 十分位ポートフォリオによる単一変量分析の結果

	SalRisk に基づく ポートフォリオ ($N=3,572$)		OpRisk に基づく ポートフォリオ ($N=3,117$)		FinRisk に基づく ポートフォリオ ($N=3,572$)	
	$BETA$	$RetVol$	$BETA$	$RetVol$	$BETA$	$RetVol$
P1 (Low Risk)	0.747	0.041	0.867	0.050	0.729	0.043
P2	0.809	0.045	0.898	0.048	0.840	0.047
P3	0.855	0.046	0.850	0.049	0.830	0.045
P4	0.911	0.048	0.869	0.049	0.825	0.046
P5	0.941	0.050	0.908	0.048	0.924	0.048
P6	0.946	0.050	0.896	0.049	0.909	0.049
P7	1.001	0.053	0.880	0.049	0.978	0.052
P8	0.912	0.052	0.925	0.049	1.007	0.054
P9	0.958	0.054	0.977	0.052	1.075	0.054
P10 (High Risk)	1.004	0.059	1.039	0.058	1.121	0.060
P10-P1	0.257	0.018	0.172	0.008	0.392	0.017
(z 値)	(8.61)***	(12.91)***	(3.64)***	(3.73)***	(10.29)***	(10.99)***

(注) P10 と P1 の中央値の差については, Wilcoxon の順位和検定 (rank-sum test) を利用している。*** は両側 1%水準で有意であることを表す。

を行うので、ここでは外れ値処理前の観測値を用いている。

表6の左側部分には、売上高の変動性 (*SalRisk*) に基づいて作成した十分位ポートフォリオにおける、市場ベータ値と投資収益率の標準偏差の中央値を示している。P1 ポートフォリオは *SalRisk* の絶対値が最も小さいグループ、P10 ポートフォリオは *SalRisk* の絶対値が最も大きいグループである。分析結果を見ると、P10 ポートフォリオにおける市場ベータ値や投資収益率の標準偏差が最も大きいことがわかる。P10 ポートフォリオとP1 ポートフォリオの中央値の差は、統計的に有意である。また、一部例外はあるものの、P1 からP10 にかけて、市場ベータ値や投資収益率の標準偏差がおおむね単調に増加している傾向が観察される。したがって、売上高の変動性が大きいほど、市場ベータ値や投資収益率の標準偏差も大きくなる傾向にあるといえる。

表6の中央部分には、営業レバレッジ (*OpRisk*) に基づいて作成した十分位ポートフォリオ分析の結果を示している。P10 ポートフォリオにおける市場ベータ値や投資収益率の標準偏差が最も大きく、P10 とP1 の差は統計的に有意である。単調に増加しているとまでは言い難いが、営業レバレッジと市場ベータ値（または投資収益率の標準偏差）の間には、正の関連性が存在すると判断してよいであろう。

表6の右側部分には、財務レバレッジ (*FinRisk*) に基づいて作成した十分位ポートフォリオ分析の結果を示している。ここでも、財務レバレッジが大きいほど、市場ベータ値や投資収益率の標準偏差も大きくなるという関係が見られる。

4.2 多変量回帰分析

次に、市場ベータ値の決定要因と考えられる3つの会計指標をすべて含んだ多変量回帰モデルを推定し、各係数が正で有意になるかどうかを確かめる。3つの期間（08年4月～10年3月、10年4月～12年3月、12年4月～14年3月）のそれぞれで計算した変数をプールしてクロス・セクション回帰を行うので、時間効果をコントロールするため、(3)式に時間ダミーを含めた以下の回帰式を推定する。

$$\begin{aligned} \text{Ln}(\beta_{i,t}) = & \gamma_0 + \gamma_1 \text{Ln}(\text{SalRisk}_{i,t}) + \gamma_2 \text{Ln}(\text{OpRisk}_{i,t}) + \gamma_3 \text{Ln}(\text{FinRisk}_{i,t}) \\ & + \gamma_4 \text{TimeDummy1}_{i,t} + \gamma_5 \text{TimeDummy2}_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (6)$$

ただし、*TimeDummy1*_{*i,t*} は10年4月～12年3月で指標を計算した場合に1、それ以外は0をとるダミー変数、*TimeDummy2*_{*i,t*} は12年4月～14年3月で1、それ以外は0をとるダミー変数である。誤差項の系列相関については、企業についてクラスター補正を加えた標準誤差 (Rogers [1993], Petersen [2009]) を用いることで対処する。また、注5で述べた外れ値処理を行う。以上の条件のもとで(6)式を推定した結果は、表7に示したとおりである。

表 7 多変量回帰分析の結果

	予測	従属変数 =Ln(BETA)		従属変数 =Ln(RetVol)	
		係数	(t 値)	係数	(t 値)
Intercept	?	-0.126	(-3.66)***	-2.711	(-105.65)***
Ln(SalRisk)	+	0.125	(9.06)***	0.154	(14.94)***
Ln(OpRisk)	+	0.030	(3.02)***	0.017	(2.21)**
Ln(FinRisk)	+	0.197	(9.70)***	0.205	(13.54)***
TimeDummy1	?	0.093	(6.28)***	-0.287	(-26.00)***
TimeDummy2	?	0.002	(0.12)	-0.231	(-19.45)***
N		3,054		3,049	
Adj R ²		0.096		0.339	

(注) 括弧内は、企業についてクラスター補正を加えた標準誤差に基づく t 値 (Rogers [1993], Petersen [2009]) を表す。***, **, * はそれぞれ両側 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。

表 7 を見ると、従属変数として市場ベータ値と投資収益率の標準偏差のどちらを用いた場合でも、3つの会計指標の係数は正であり統計的に有意である。つまり、表 7 は、基本的には理論モデルどおりの結果を示しているといえる。^{9), 10)}

したがって、単一変量分析および多変量回帰モデルの結果はいずれも、3つの会計指標(売上高の変動性、営業レバレッジ、財務レバレッジ)の絶対値が大きいほど、不確実性リスクも大きくなることを示唆している。

5 結 論 と 展 望

本研究の目的は、企業業績の不確実性リスクの源泉として古くから指摘されてきた3つの要因について、その現実的な妥当性を実証的に明らかにすることであった。それら3つの要因とは、①事業内容に起因する売上高の変動性、②変動費と固定費からなる費用構造に起因する営業レバレッジ、および③他人資本と自己資本からなる資本構成に起因する財務レバレッジである。

企業の不確実性リスクは、企業の資産・負債を割引現在価値で評価したり、割引現在価値モデルによって企業価値評価を行う場合に、用いるべき割引率に決定的な影響を及ぼす特性である。したがって前述の3要因が不確実性リスクに対して有意な関連性をもつことが実証的に確認されれば、公表財務諸表の情報が、不確実性リスクの評価を通じた割引率の決定にも有用性を有することが証拠づけられることになる。

このため本研究は、伝統的に主張されてきた3要因を仮設例で確認したのち、資本資産評価モデルにおいて個別企業の投資収益率の不確実性リスクの尺度とされる市場ベータ値に焦点を当て、これを会計指標によって説明することを試みるモデルを導出し、その実証的な妥

当性を検証した。本研究の結果は、不確実性リスクの尺度として市場ベータ値を用いた場合と、投資収益率の標準偏差を用いた場合の両方について、公表財務諸表から算定される①売上高の変動性、②営業レバレッジ、③財務レバレッジのすべてについて、これらの値が大きいほど不確実性リスクも統計的に有意に大きいことを示していた。したがってこれらの会計指標は、不確実性リスクを通じた割引率の決定に際しても有用性を有するといえよう。

本研究の結果をふまえて更に探求すべき興味深い問題として、次のような研究課題がある。まずはじめに、本研究で実証分析のために推定された(3)式は、企業業績を変動させる要因として伝統的に指摘されてきた3要因を、先験的な判断に基づいてCAPMの市場ベータ値と関係づけたものにすぎない。これに対し本稿の付録は、市場ベータ値を企業固有の財務データ値と関連づけるための厳密なモデル式を提示している。したがって本研究の結論は、後掲の(A.13)式に基づく分析を通じて、精緻化されなければならない。

第2の課題は、当期までの財務諸表から算定される前述のような会計指標と、将来期間の株価データから計算される不確実性リスク（具体的には市場ベータ値や、投資収益率の標準偏差など）の間に有意な関連性が存在するか否かの調査である。会計指標と不確実性リスクの両方について時系列的な安定性が存在するのであれば、このような関連性が確認される可能性があり、このとき過去の会計指標が将来の不確実性リスクの予測に役立つことになるであろう。

第3に、インプライド資本コストと本研究の会計指標との間の関連性の有無にも関心が持たれる。本研究では、市場ベータ値を媒介して割引率を評価する手段として会計指標を位置づけているが、たとえば残余利益モデルからのインプライド資本コストとの間で関連性が確認できれば、資産・負債の評価や企業価値評価に用いる割引率を評価するのに、会計指標が直接的に有用であることが裏づけられるであろう。

付録 市場ベータ値の決定要因モデルの導出¹¹⁾

資本資産評価モデルにおける市場ベータ値 $\beta_{i,t}$ によって把握される各企業の不確実性リスクの程度を、財務諸表のデータと関連づけて分析するに際しては、投資収益を会計上の利益に置き換えた「会計ベータ値」という考え方がよく用いられてきた。

会計利益に基づいて定義されたベータ値（会計ベータ値）は、以下のように表現される（Beaver, Kettler, and Scholes [1970], p. 666）。

$$\beta_{i,t} = \frac{Cov(NI_{i,t}/MV_{i,t-1}, NI_{M,t}/MV_{M,t-1})}{Var(NI_{M,t}/MV_{M,t-1})} \quad (A.1)$$

ただし、 $NI_{i,t}$ は t 期における i 社の当期純利益、 $MV_{i,t-1}$ は $t-1$ 期末時点の i 社の株式時価総額、 $NI_{M,t} = \sum_{i=1}^N NI_{i,t}$ (N は市場全体の企業数)、 $MV_{M,t-1} = \sum_{i=1}^N MV_{i,t-1}$ 、 $Cov(.)$ は共分散、 $Var(.)$ は分散を表す。

$MV_{i,t-1}$ 、 $MV_{M,t-1}$ は t 期首時点で既知であり確率変数でないので、 $Cov(.)$ や $Var(.)$ の外に出せ

るから、(A.1)式は以下のように書き換えられる。

$$\beta_{i,t} = \frac{MV_{M,t-1} \cdot \text{Cov}(NI_{i,t}, NI_{M,t})}{MV_{i,t-1} \cdot \text{Var}(NI_{M,t})} \quad (\text{A.2})$$

ここで、(A.2)式の分子に含まれる $\text{Cov}(NI_{i,t}, NI_{M,t})$ については、

$$\begin{aligned} \text{Cov}(NI_{i,t}, NI_{M,t}) &= \text{Cov}\left[NI_{i,t-1} \left(\frac{\Delta NI_{i,t}}{NI_{i,t-1}} + 1 \right), NI_{M,t}\right] \\ &= NI_{i,t-1} \cdot \text{Cov}(\Delta NI_{i,t} / NI_{i,t-1}, NI_{M,t}) \end{aligned} \quad (\text{A.3})$$

である。ただし、「 Δ 」は前期からの変化額を表している（すなわち、 $\Delta NI_{i,t} = NI_{i,t} - NI_{i,t-1}$ ）。

$$\begin{aligned} \frac{\Delta NI_{i,t}}{NI_{i,t-1}} \text{ に } \frac{OP_{i,t-1}}{OP_{i,t}} \cdot \frac{\Delta OP_{i,t}}{\Delta OP_{i,t}} \cdot \frac{S_{i,t-1}}{S_{i,t}} \cdot \frac{\Delta S_{i,t}}{\Delta S_{i,t}} \text{ を乗じると,} \\ \text{Cov}(NI_{i,t}, NI_{M,t}) = NI_{i,t-1} \cdot \text{Cov}\left[\frac{\Delta NI_{i,t}}{\Delta OP_{i,t}} \cdot \frac{OP_{i,t-1}}{NI_{i,t-1}} \cdot \frac{\Delta OP_{i,t}}{\Delta S_{i,t}} \cdot \frac{S_{i,t-1}}{OP_{i,t-1}} \cdot \frac{\Delta S_{i,t}}{S_{i,t-1}}, NI_{M,t} \right] \end{aligned} \quad (\text{A.4})$$

となる。ただし、 $OP_{i,t}$ は営業利益、 $S_{i,t}$ は売上高である。

ここで、

$$\begin{aligned} \frac{\Delta NI_{i,t}}{\Delta OP_{i,t}} \cdot \frac{OP_{i,t-1}}{NI_{i,t-1}} &= \frac{\Delta NI_{i,t} / NI_{i,t-1}}{\Delta OP_{i,t} / OP_{i,t-1}} = i \text{ 社の財務レバレッジ (FinRisk}_i\text{)} \\ \frac{\Delta OP_{i,t}}{\Delta S_{i,t}} \cdot \frac{S_{i,t-1}}{OP_{i,t-1}} &= \frac{\Delta OP_{i,t} / OP_{i,t-1}}{\Delta S_{i,t} / S_{i,t-1}} = i \text{ 社の営業レバレッジ (OpRisk}_i\text{)} \end{aligned}$$

である。① 1 単位当たり販売価格、② 1 単位当たり変動費、③ 固定費、④ 金融費用が每期一定（ただし、販売量は每期変動する）という仮定のもとでは、 FinRisk_i と OpRisk_i は定数として扱えるので、(A.4)式は以下のように表記できる。

$$\text{Cov}(NI_{i,t}, NI_{M,t}) = NI_{i,t-1} \cdot \text{FinRisk}_i \cdot \text{OpRisk}_i \cdot \text{Cov}(\Delta S_{i,t} / S_{i,t-1}, NI_{M,t}) \quad (\text{A.5})$$

(A.3)式と同様の考え方に基くと、

$$\begin{aligned} \text{Cov}\left(\frac{\Delta S_{i,t}}{S_{i,t-1}}, NI_{M,t}\right) &= \text{Cov}\left[\frac{\Delta S_{i,t}}{S_{i,t-1}}, NI_{M,t-1} \left(\frac{\Delta NI_{M,t}}{NI_{M,t-1}} + 1 \right)\right] \\ &= NI_{M,t-1} \cdot \text{Cov}(\Delta S_{i,t} / S_{i,t-1}, \Delta NI_{M,t} / NI_{M,t-1}) \end{aligned} \quad (\text{A.6})$$

となる。

$\frac{\Delta NI_{M,t}}{NI_{M,t-1}}$ に $\frac{S_{M,t-1}}{S_{M,t}} \cdot \frac{\Delta S_{M,t}}{\Delta S_{M,t}}$ を乗じると、(A.6)式は次のように書き換えられる。

$$\text{Cov}\left(\frac{\Delta S_{i,t}}{S_{i,t-1}}, NI_{M,t}\right) = NI_{M,t-1} \cdot \text{Cov}\left[\frac{\Delta S_{i,t}}{S_{i,t-1}}, \frac{\Delta NI_{M,t}}{\Delta S_{M,t}} \cdot \frac{S_{M,t-1}}{NI_{M,t-1}} \cdot \frac{\Delta S_{M,t}}{S_{M,t-1}}\right] \quad (\text{A.7})$$

$\frac{\Delta NI_{M,t}}{\Delta S_{M,t}} \cdot \frac{S_{M,t-1}}{NI_{M,t-1}} = \frac{\Delta NI_{M,t} / NI_{M,t-1}}{\Delta S_{M,t} / S_{M,t-1}}$ は定数として扱えるので、(A.7)式は次のようになる。

$$\text{Cov}\left(\frac{\Delta S_{i,t}}{S_{i,t-1}}, NI_{M,t}\right) = \left(\frac{\Delta NI_{M,t}}{\Delta S_{M,t}} \cdot S_{M,t-1} \right) \cdot \text{Cov}\left(\frac{\Delta S_{i,t}}{S_{i,t-1}}, \frac{\Delta S_{M,t}}{S_{M,t-1}}\right) \quad (\text{A.8})$$

他方、(A.2)式の $\text{Var}(NI_{M,t})$ については、以下のように記述することができる。

$$\begin{aligned} \text{Var}(NI_{M,t}) &= \text{Var}(\Delta NI_{M,t} + NI_{M,t-1}) \\ &= \text{Var}\left(\frac{\Delta NI_{M,t}}{\Delta S_{M,t}} \cdot S_{M,t-1} \cdot \frac{\Delta S_{M,t}}{S_{M,t-1}} + NI_{M,t-1}\right) \end{aligned}$$

$\frac{\Delta NI_{M,t}}{\Delta S_{M,t}} \cdot S_{M,t-1}$ と $NI_{M,t-1}$ は定数として扱って $Var(\cdot)$ の外に出せるから、次のように書ける。

$$Var(NI_{M,t}) = \left(\frac{\Delta NI_{M,t}}{\Delta S_{M,t}} \cdot S_{M,t-1} \right)^2 \cdot Var\left(\frac{\Delta S_{M,t}}{S_{M,t-1}}\right) \quad (A.9)$$

(A.8)式を(A.5)式に代入した後、(A.5)式と(A.9)式を(A.2)式に代入すると、

$$\begin{aligned} \beta_{i,t} &= \frac{MV_{M,t-1} \cdot NI_{i,t-1} \cdot FinRisk_i \cdot OpRisk_i \cdot \left(\frac{\Delta NI_{M,t}}{\Delta S_{M,t}} \cdot S_{M,t-1} \right) \cdot Cov\left(\frac{\Delta S_{i,t}}{S_{i,t-1}}, \frac{\Delta S_{M,t}}{S_{M,t-1}}\right)}{MV_{i,t-1} \cdot \left(\frac{\Delta NI_{M,t}}{\Delta S_{M,t}} \cdot S_{M,t-1} \right)^2 \cdot Var\left(\frac{\Delta S_{M,t}}{S_{M,t-1}}\right)} \\ &= \frac{Cov\left(\frac{\Delta S_{i,t}}{S_{i,t-1}}, \frac{\Delta S_{M,t}}{S_{M,t-1}}\right)}{Var\left(\frac{\Delta S_{M,t}}{S_{M,t-1}}\right)} \cdot OpRisk_i \cdot FinRisk_i \cdot \frac{NI_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} \cdot \frac{\Delta S_{M,t}}{S_{M,t-1}} \cdot \frac{MV_{M,t-1}}{\Delta NI_{M,t}} \end{aligned} \quad (A.10)$$

となる。ここで、 $Cov(\Delta S_{i,t}/S_{i,t-1}, \Delta S_{M,t}/S_{M,t-1})/Var(\Delta S_{M,t}/S_{M,t-1})$ は、 i 社の売上高変化率が市場全体の売上高変化率の何倍に拡大（または縮小）されるのかを示している。これを $SalRisk_i$ と表記すると、次の関係式(A.11)が得られる。

$$\beta_{i,t} = SalRisk_i \cdot OpRisk_i \cdot FinRisk_i \cdot \frac{NI_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}} \cdot \frac{\Delta S_{M,t}}{S_{M,t-1}} \cdot \frac{MV_{M,t-1}}{\Delta NI_{M,t}} \quad (A.11)$$

最後に、(A.11)式の両辺の自然対数をとれば、市場ベータ値は次式が示すような4つの会計指標の線形関係として表現することができる。

$$\begin{aligned} \ln(\beta_{i,t}) &= \ln(SalRisk_i) + \ln(OpRisk_i) + \ln(FinRisk_i) + \ln\left(\frac{NI_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}}\right) \\ &\quad + \ln\left(\frac{\Delta S_{M,t}}{S_{M,t-1}}\right) + \ln\left(\frac{MV_{M,t-1}}{\Delta NI_{M,t}}\right) \end{aligned} \quad (A.12)$$

ここで、 $\ln(\Delta S_{M,t}/S_{M,t-1}) + \ln(MV_{M,t-1}/\Delta NI_{M,t})$ は企業固有の変数ではないので、クロス・セクション回帰式の定数項として把握することが可能である。したがってCAPMの市場ベータ値を、企業別の財務データと関係づけるためのモデル式は次のとおりである。

$$\begin{aligned} \ln(\beta_{i,t}) &= \gamma_0 + \gamma_1 \ln(SalRisk_i) + \gamma_2 \ln(OpRisk_i) + \gamma_3 \ln(FinRisk_i) \\ &\quad + \gamma_4 \ln\left(\frac{NI_{i,t-1}}{MV_{i,t-1}}\right) + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (A.13)$$

このうち本論文の実証分析では、 $SalRisk_i$ の本来の測定尺度としての企業別売上高変動と市場全体の売上高変動の共分散に代えて、企業別売上高の標準偏差を用いており、また(A.13)式の第4変数は回帰分析の推定式から省略している。(A.13)式によって示されるとおりの市場ベータ値と企業固有の4変数の関連性に関する実証分析は、本論文の1つの発展研究として、別途に実施中である。

注

本稿は科学研究費（小野慎一郎：若手研究（B）課題番号15K17163，および桜井久勝：基盤研究（C）課題番号25380597）に基づく研究成果の一部である。

1) 市場ベータ値と会計指標の関連性を調査した先行研究として、桜井 [1993]，石川 [2000]，第

5章]がある。

- 2) 営業利益の自然対数を売上高の自然対数で回帰し、得られた係数推定値をもって営業レバレッジとする方法や、その修正版を使った研究もある（たとえば、Mandelker and Rhee [1984], O'Brien and Vanderheiden [1987]）。しかし、営業利益がマイナスとなる場合には、対数をとることができないので、分析対象から除外するなどの対処が必要となる。また、事前の理論とは異なる符号・大きさの係数推定値になってしまうことも多い（Lord [1998]）。そのため、本研究ではそのような方法を利用しない。
- 3) 固定費と変動費率を正確に推定するための新たな試みとして、福島・新井・松尾 [2014] がある。
- 4) 当期純利益の自然対数を営業利益の自然対数で回帰し、得られた係数推定値をもって財務レバレッジとする方法や、その修正版を使った研究もある（たとえば、Mandelker and Rhee [1984], Schlueter and Sievers [2014]）。しかし、当期純利益や営業利益がマイナスとなる場合には、対数をとることができないので、分析対象から除外するなどの対処が必要となる。そのため、本研究ではそのような方法を利用しない。
- 5) 本研究の外れ値処理は、Li, Nissim, and Penman [2014, note 14] にしたがっている。具体的には、絶対値をとって自然対数変換した後の各変数に関して、3つの期間ごとに5パーセンタイル値（p5）と95パーセンタイル値（p95）を計算し、 $[p5 - 0.5 \times (p95 - p5)]$ から $[p95 + 0.5 \times (p95 - p5)]$ までの範囲の外にある観測値を削除する。正規分布する変数であれば、この範囲は、平均値から各方向に標準偏差約3.3個分（ $= 1.645 + 0.5 \times (1.645 - (-1.645))$ 、すなわち、99.8%以上）をカバーしている。外れ値が比較的少ない変数であれば、削除されずに残る観測値の割合は非常に高くなる。他方で、極端な値が多数存在する変数であれば、削除される観測値の割合が高くなる。この方法を用いた場合、各変数の上下1%を削除する方法よりも、全体的な観測値の除外数は少なくなる。更に、外れ値がまだ残ってしまう上下1%削除法とは異なり、すべての極端な観測値を取り除くことができる。
- 6) 3つの期間ごとに、各変数の分布の上下各1%を1パーセンタイル値・99パーセンタイル値に置換する方法で外れ値処理を行い、これ以降の分析を行った場合も、本文と同様の傾向を示す結果が得られた。
- 7) 桜井・音川（編著）[2013]の各章では、ある会計情報と将来業績との関連性を確かめるため、分位ポートフォリオによる単一変量分析を行った後、多変量回帰分析を実施している。本研究でも同様のステップにしたがう。
- 8) 各ポートフォリオの平均値を確認することも考えられるが、本研究では中央値を表示したうえで、ノンパラメトリック検定（Wilcoxonの順位和検定（rank-sum test））を行う。これは、ノンパラメトリック検定の一種として十分位ポートフォリオ分析を位置づけた大日方 [2013, 第3章]をふまえたものである。
- 9) ただし、先行研究（Chung [1989] など）と同様に、係数推定値がかなり小さいという問題がある。付録で提示されている理論モデルの含意にしたがうのであれば、(3)式の r_2 と r_3 の推定値は1に近くなるはずであるが、表7ではそれよりも過小に推定されている。この理由として、次の2つが考えられる。第1に、投資収益（＝株価変化額＋配当）を会計利益に置き換える際に、将来の成長機会の影響を無視している。当期中に新たに取得した資産が、将来に資本コストを上

回る利益を生み出すと見込まれるとき、当期の株価変化額にはプラスの影響をもたらすが、当期の会計利益は増加しない（たとえば、Hamada [1972], Chung [1989]）。そのため、市場ベータ値と会計指標の関係を示すモデルとして、(3)式は不適切かもしれない。第2に、回帰分析で用いた変数は過去のデータから推定したものであり、測定誤差が生じているおそれがある。その場合、係数推定値には下方への偏りが生じる可能性が高い（たとえば、Hausman [2001]）。しかし、本研究では従属変数と独立変数の間に正の関連性があるのかを把握することに焦点を当てるため、係数推定値の大きさについての議論は今後の課題としたい。

- 10) 多重共線性の問題が生じていないかを把握するため、表7の回帰分析において、分散増幅因子 (variance inflation factor: VIF) の計算を行ったが、問題となるような値は観察されなかった。
- 11) この導出過程に関する記述は主として、Mandelker and Rhee [1984, pp. 48-50], Chung [1989, pp. 345-347], Schlueter and Sievers [2014, pp. 540-541] に基づいている。
- 12) 上記の財務レバレッジが、[当期純利益変化率÷営業利益変化率]として、損益計算書の利益データで定義されているのに対し、本研究の実証分析で用いた財務レバレッジは、貸借対照表のデータにより[総資本÷自己資本]として算定されている。しかし表2の仮設例に基づいて、両者の算定結果は原理的に一致するものであることを確認することができる。たとえば表2の仮設例で、平常期から好況期への変化が生じるとき、a社の財務レバレッジは[(純利益増40/60)÷(営業利益増40/60)]=1.0=総資本1,000÷自己資本1,000, b社は[(純利益増40/36)÷(営業利益増40/60)]=60/36=総資本1,000÷自己資本600, c社は[(純利益増40/12)÷(営業利益増40/60)]=60/12=総資本1,000÷自己資本200]である。
- 13) Mandelker and Rhee [1984, note 4], Chung [1989, note 6] を参照。

引 用 文 献

- Beaver, W. H., P. Kettler, and M. Scholes, "The Association between Market Determined and Accounting Determined Risk Measures," *The Accounting Review*, Vol. 45, No. 4 (October 1970), pp. 654-682.
- Chung, K. H., "The Impact of the Demand Volatility and Leverages on the Systematic Risk of Common Stocks," *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol. 16, No. 3 (June 1989), pp. 343-360.
- García-Feijóo, L., and R. D. Jorgensen, "Can Operating Leverage Be the Cause of the Value Premium?" *Financial Management*, Vol. 39, No. 3 (Autumn 2010), pp. 1127-1154.
- Hamada, R. S., "The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks," *Journal of Finance*, Vol. 27, No. 2 (May 1972), pp. 435-452.
- Hausman, J., "Mismeasured Variables in Econometric Analysis: Problems from the Right and Problems from the Left," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 15, No. 4 (Fall 2001), pp. 57-67.
- Lev, B., "On the Association between Operating Leverage and Risk," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 9, No. 4 (September 1974), pp. 627-641.
- Li, M., D. Nissim, and S. H. Penman, "Profitability Decomposition and Operating Risk," *Working Paper*, George Mason University and Columbia University, 2014.
- Lord, R. A., "Properties of Time-Series Estimates of Degree of Leverage Measures," *Financial Review*, Vol. 33, No. 2 (May 1998), pp. 69-84.

- Mandelker, G. N., and S. G. Rhee, "The Impact of the Degrees of Operating and Financial Leverage on Systematic Risk of Common Stock," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 19, No. 1 (March 1984), pp. 45-57.
- O'Brien, T. J., and P. A. Vanderheiden, "Empirical Measurement of Operating Leverage for Growing Firms," *Financial Management*, Vol. 16, No. 2 (Summer 1987), pp. 45-53.
- Petersen, M. A., "Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches," *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 1 (January 2009), pp. 435-480.
- Reilly, F. K., and K. C. Brown, *Investment Analysis and Portfolio Management*, 6th edition, Dryden Press, 2000.
- Rogers, W., "Regression Standard Errors in Clustered Samples," *Stata Technical Bulletin*, No. 13 (May 1993), pp. 19-23.
- Schlueter, T., and S. Sievers, "Determinants of Market Beta: The Impacts of Firm-Specific Accounting Figures and Market Conditions," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 42, No. 3 (April 2014), pp. 535-570.
- 石川博行『連結会計情報と株価形成』千倉書房，2000年。
- 大日方隆『利益率の持続性と平均回帰』中央経済社，2013年。
- 桜井久勝「財務諸表による投資リスクの実証分析」『国民経済雑誌』第167巻第6号（1993年6月），31-50頁。
- 桜井久勝『財務諸表分析（第6版）』中央経済社，2015年。
- 桜井久勝・音川和久（編著）『会計情報のファンダメンタル分析』中央経済社，2013年。
- 桜井久勝・小野慎一郎「四半期財務諸表による損益分岐点推定の有効性」『国民経済雑誌』第208巻第3号（2013年9月），1-19頁。
- 福嶋誠宣・新井康平・松尾貴巳「自由裁量費のコスト・ビヘイビアがCVP分析に与える影響：回帰分析による固定費推定の問題」『会計プロGRESS』第15号（2014年9月），26-37頁。