



四半期財務諸表による損益分岐点と営業レバレッジの推定

櫻井, 久勝
小野, 慎一郎

(Citation)

神戸大学経営学研究科 Discussion paper, 2013・14

(Issue Date)

2013-04

(Resource Type)

technical report

(Version)

Version of Record

(URL)

<https://hdl.handle.net/20.500.14094/81004873>



Graduate School of
Business Administration

KOBE
UNIVERSITY



ROKKO KOBE JAPAN

2013-14

四半期財務諸表による損益分岐点と営業レバレッジの推定

桜井 久勝 小野 慎一郎

Discussion Paper Series

四半期財務諸表による損益分岐点と営業レバレッジの推定

桜井久勝
小野慎一郎

1 本研究の意義と目的

企業のファンダメンタルズのうち、資本利益率を中心とした「収益性」や、デフォルト・リスクに焦点を当てた「安全性」に関する分析については、財務諸表分析の実践を通じてこれまで多くの科学的な知見が確立されてきた。しかし企業業績の「不確実性」に関する情報は、割引現在価値測定に際しての割引率を左右するなど、その重要性にかかわらず、実証的な分析結果を踏まえた科学的な知識や証拠の蓄積はいまだ不十分であるといわざるをえない。

本研究では、企業業績の「不確実性」の重要な決定要因として、企業の費用構造に起因する営業レバレッジを取り上げて、その実証的な把握方法を検討する。そのために必要となるのが、損益計算書に計上される売上原価と販売費および一般管理費を固定費と変動費に区分して、損益分岐点を推定する手続である。

企業外部者がこの作業のために利用可能な情報は、これまで年次の財務諸表に限定されていた。しかし2008年4月以降に開始する事業年度からは、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、3月決算会社であれば、2012年3月決算期までで16の四半期分の電子化された財務データが入手可能となった。

これを利用して本研究は、損益分岐点を把握するために営業費用を変動費と固定費に区分するに際し、従来どおり年次の連結財務諸表を用いて行った推定結果と、新しく利用可能となった四半期の連結財務諸表を用いて行った推定結果を比較する。これにより、四半期財務諸表を利用することの効用を実証的に明らかにすることが、本研究の目的である。後述の実証結果は、四半期財務諸表の利用が大きな効用をもたらすことを示している¹。

2 損益分岐点と営業レバレッジ

企業業績の不確実性は利益の変動性によって把握することができるが、その決定要因としては少なくとも次の3つの企業特性を考えることができる。第1は、景気変動に伴う売上高の変動性の程度であり、これは企業が営む事業内容によって異なる。第2に変動費と固定費からなる費用構造が注目される。不況期に売上高が減少しても固定費は変化しないから、固定費の割合が高い企業ほど、営業利益が激減する点で変動性は高い。第3の要因は、自己資本と他人資本に区分される資本構造である。不況期でも他人資本利子の負担は軽減されないから、他人資本の割合が高い企業ほど、利払後の利益の変動性は高められる。これらのうち本研究が分析対象とするのは第2の要因である。

費用構造が利益の変動性に及ぼす影響を把握するための財務指標は「営業レバレッジ」とよばれる。営業レバレッジは、損益分岐点比率の算定を経て、次の手順で把握できる。

①利益が出るか、それとも損失が計上されるかの分かれ目となる売上高は、損益分岐点の売上高とよばれる。営業利益の段階で損益分岐点を把握する場合、損益分岐点では「売上収益＝営業費用」の関係が成立している。

②企業の収益を売上高Xとし、営業費用を〔固定費F＋変動費V〕とすると、営業費用は〔固定費＋(変動費/売上高)×売上高〕として表記できる。したがって損益分岐点で成立する〔X＝F＋(V/X)X〕をXについて解けば、損益分岐点の売上高Xは次式で表される。

$$X = F \div [1 - (V/X)]$$

③損益分岐点の売上高が、大企業ほど大きく、中小企業では相対的に少額であることはいうまでもない。このような企業規模の影響を捨象するために、〔損益分岐点の売上高÷実際の売上高〕として算定される指標を、損益分岐点比率という。

④営業レバレッジは、売上高に生じた変動が、営業利益の段階で何倍に拡大されるかを表す尺度である。この指標は、損益分岐点比率を用いて、次のように算定する。

$$\begin{aligned} \text{営業レバレッジ} &= \text{営業利益変化率} \div \text{売上高変化率} \\ &= 1 \div (1 - \text{損益分岐点比率}) \end{aligned}$$

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、利益が大きく変化してしまうという関係が、この営業レバレッジによってうまく把握できることは、図表1に示す仮設例から直感的に理解することができる。この仮設例は、実際の売上高が50億円から10%低下して45億円になった場合(ケースA)と、35億円から同じく10%だけ低下して31.5億円になった場合(ケースB)で、営業利益の減少率を比較したものである。図表中に示されているとおり、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%〔=(6-8)÷8〕にとどまるが、ケースBでは70%〔=(0.6-2)÷2〕にも達する。

図表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÷50=0.6	1÷(1-0.6)
	45(-10%)	39	6(-25%)		=2.5
ケースB	35	33	2	30÷35=0.857	1÷(1-0.857)
	31.5(-10%)	30.9	0.6(-70%)		=7.0
	費用構造：固定費12＋変動費率0.6×売上高				

このように売上高に生じた少しの変動(設例では-10%)が、利益の段階では拡大されて更に大きな変動率(設例では-25%と-70%)になることから、この現象はてこの作用になぞらえて営業レバレッジとよばれている。設例のデータに基づいて算定された営業レバレッジは、ケースAが2.5倍、ケースBが7.0倍である。

3 固定費と変動費の分解

営業レバレッジの大きさを把握するために損益分岐点比率を算定するには、それに先立って売上原価と販売費および一般管理費を固定費と変動費に区分する必要がある。そのような方法として、費目別法、総費用法、および最小2乗法の3つが考えられる。

(1) 費目別法

これは費用項目の内訳明細に注目し、各項目をその性質に基づいて変動費と固定費に分類する方法である。たとえば製造原価のうち、材料費や外注加工費・電力量などは変動費であり、正社員の労務費や減価償却費などは固定費とみなして集計する。ただし、この方

法を適用するには費用項目の内訳明細の情報が不可欠となる。

したがって企業外部者が連結ベースでこの方法を適用しようとしても、現実には実践可能ではない。なぜならば、製造業を営む企業について個別損益計算書には添付されている製造原価明細書が、連結損益計算書には添付が求められていないからである。また販売費および一般管理費の内訳について開示された注記情報も、決して十分には詳細でない。

このことから明らかなように、連結財務諸表を用いた費目別法の適用は、特別な場合を除いて一般には実践できないのである。

(2) 総費用法

製造原価などの内訳データに依存せずに、費用を変動費と固定費に分解する最も単純な手法は、収益の対前年変化額に対する、費用の対前年変化額の比率として、次式のように変動費率を導出する方法である。費用の総額データのみを用いることから、この方法は総費用法とよばれる。

$$\text{変動費率} = \text{費用の対前年変化額} \div \text{収益の対前年変化額}$$

このようにして変動費率が推定されると、固定費額は「費用総額－(売上高×変動費率)」として算定することができる。

変動費率に関するこの推定計算の背後には、次の仮定が置かれている。売上高が変動しても変化しないのが固定費であるから、前年と比べて変化した費用の額は、すべて変動費であるという仮定がそれである。この仮定は通常は近似的に妥当であると思われる。

しかし企業自体が大規模なリストラクチャリングの一環として、従業員の解雇や生産設備の廃棄などを実施すると、通常は固定費に分類されている人件費や減価償却費でも、前年と比べて大きく変化することになる。そしてこのような固定費の変化額でも、前述の仮定のもとでは誤って変動費として分類されてしまい、変動費率が過大に推定されるという歪みが生じがちになる。

この結果、変動費率や固定費額の推定値には、その経済的意味を解釈することができない次のような2つのケースが出現する。第1は、変動費率が過大推定された結果として1.0を超えてしまい、変動費額だけで売上高を上回ることになり、営業損失が計上されるケースである。第2に、固定費額の計算式に、過大推定された変動費率が代入される結果、固定費額がマイナスの金額として計算されるケースも問題である。

四半期財務諸表の利用は、年次データに基づく総費用法に伴うこれらの問題点を緩和する可能性がある。年次に変えて四半期という相対的に短い期間で観察すれば、固定費が変化する可能性は年次の場合より小さく、したがって固定費の変化額が誤って変動費に分類される程度が低いと期待されるからである。そのような軽減効果の程度は、まさに実証的な問題である。

(3) 最小2乗法

営業費用の内訳データに依存しないもう1つの方法は最小2乗法である。これを実践適用する場合、過去5年分の営業費用と売上高の時系列データを次のモデル式に投入して、固定費額と変動費率を推定するのが一般的な手法である。

$$\text{費用} = \text{固定費} + \text{変動費率} \times \text{売上高}$$

このような最小2乗法による費用の分解は、一見したところ、非常に洗練された正確な推定結果であるような印象を与えるかもしれない。しかし統計的な推定のために、前述の

総費用法よりも更に長い期間のデータを用いていることから、総費用法と同等またはよりいっそう深刻な同様の問題を内包しているものと思われる。

ただし年次データに代えて四半期データを利用すれば、これらの問題のいくらかは改善される可能性がある。たとえば過去5年間の年次データに代えて、2年分の8四半期データを用いることにすれば、最小2乗法で用いられるデータの関係期間が短縮されるため、変化した固定費部分が誤って変動費に区分される可能性は小さくなるであろう。またこれとは別に、推定に利用されるデータの個数が5個から8個へと増加することから、推定の信頼性が向上することも期待できる。このようにして固定費が変動費に区分される危険を回避しつつ、推定の信頼性の向上によって達成される改善効果の程度は、後述の実証的評価にゆだねられる。

4 リサーチ・デザイン

(1) 比較する推定方法

売上原価と販売費および一般管理費を、変動費と固定費に区分する方法として考案されてきた前述の3方法のうち、連結ベースの製造原価の内訳データが公開されていないことにより、費目別法は大多数の企業について適用することができない。このため本研究では、総費用法と最小2乗法に属する各種の具体的な推定をとりあげて、その適用結果を実証的に比較する。

この比較には、年次データを利用する方法と四半期データを利用する方法の両方を含めている。四半期データで推定した固定費額は4倍して年次換算される。本研究で比較する具体的な推定方法は次の8通りの方法である。

- ①直近の隣接する2年分の年次データに基づく総費用法
- ②直近の5年分の年次データから形成した4組の隣接年次データに、総費用法を適用して得た4組の推定結果の平均値による方法
- ③当期の第3四半期と第4四半期データに基づく総費用法
- ④当期と前期の第4四半期データに基づく総費用法
- ⑤直近の8つの四半期データから形成した7組の隣接四半期データに、総費用法を適用して得た7組の推定結果の平均値による方法
- ⑥前述の⑤と同じ方法で得た7組の推定結果の中央値による方法
- ⑦直近の5年分の年次データに基づく最小2乗法
- ⑧直近の8四半期分の四半期データに基づく最小2乗法

(2) サンプル

本研究のサンプル企業は、次の要件①～⑤を満たす上場企業であり、2010年3月期については1,156社、2011年3月期については1,155社、2012年3月期については1,153社に達する。以下での分析結果は、これらの年度別に区別して提示する。

① それぞれの決算日現在で東証一部に上場している企業であること。② 銀行・証券・保険・その他金融業に属していないこと。③ 3月末決算企業であること。④ 直近の過去5年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日本経済新聞デジタルメディアの『NEEDS-Financial Quest』から入手可能であること。

分析には連結財務諸表を用いる。ただし、子会社が存在しない等の理由により連結財務諸表を公表していない企業については、個別財務諸表を用いる。四半期連結財務諸表の公表制度は、2008年4-6月期に関する財務諸表から開始されたので、2012年3月末まで上場され続けている企業であれば、少なくとも16個の四半期データが入手可能である。

(3) 優劣評価の基準

本研究では、前述の8通りの手法の間での優劣評価を、次の3つの基準で行う。第1の評価基準は、推定された変動費率や固定費額が正常な範囲に属することになるサンプル企業の割合が高いことである。

まず変動費率については、少なくとも0.0から1.0の間にあるのが正常な状態であろう。推定された変動費率がマイナスであることの経済的な意味を解釈するのは論理的に不可能である。また変動費率が1.0を超える場合に関しては、事業効率の悪さから単位当たりの変動費額が販売単価を上回ることがないわけではないが、その多くは異常と考えざるを得ない。固定費額の変化分を誤って変動費として分類してしまった結果として、変動費率が1.0を超えている可能性が高いからである。

他方、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ければならないであろう。マイナス値として推定された固定費額の経済的な意味を解釈することはできない。また固定費額だけで売上高を超えてしまう企業が倒産を免れることはできないから、売上高を上回る固定費額が推定された場合も異常である。したがって[固定費額+売上高]として算定した指標は、0.0と1.0の間の数値を示さなければならず、そのような数値を示す企業の割合が大きくなる推定方法ほど優れていると考えることができる。

評価基準の第2は、株式市場で観察される株価変動に基づいて算定される投資リスクの尺度との関連性の強さである。そのような投資リスクの尺度としては、市場ベータ値と投資収益率の標準偏差を考えることができる。ベータ値は、ポートフォリオ理論を前提とした分散投資を行う場合の各銘柄のリスク尺度である。他方、投資収益率の標準偏差は、分散投資を前提とせず、あくまで個々の銘柄の株価変動の程度をリスクとして把握する尺度である。これらのリスク尺度の計算には、決算日が属する週までの100週間の週次の銘柄別およびTOPIXによる投資収益率データを利用している。

第3の評価基準は、株式価値評価モデルから逆算されるインプライド資本コスト(implied cost of capital)との関連性の強さである。理論的には、リスク負担の程度に応じて株主が要求する報酬は、将来の投資収益率の期待値と結びついている。しかし、投資収益率の期待値を直接観察することはできない。そこで、前述したベータ値や投資収益率の標準偏差を算定する際には、投資収益率の期待値の代わりに、過去に実現した投資収益率の値を用いることになる。ただし、過去の実現値に基づいて推定された期待投資収益率は、正確性に欠けるとの指摘がある(Fama and French [1997]など)。そこで本稿では、過去の投資収益率に基づかないリスク尺度である、インプライド資本コストも利用する。

インプライド資本コストの算出方法は、稿末の付録で詳述されているが、その概要は次のとおりである。本研究では、企業の株価水準が残余利益モデルに従って形成される状況を想定し、現在の自己資本簿価に、将来期間の予想利益から導出される残余利益の割引現在価値を加えた額が、現在の株価と等しくなるような割引率をもって、自己資本コストと

見なすのである。このようにして推定される資本コストは、市場参加者が企業の収益力を反映した将来期間の予想利益を割り引いて株式価値を評価する場合に、暗黙のうちに織り込まれた自己資本コストという意味で、「インプライド資本コスト」とよばれている。

5 正常範囲の推定値が得られた企業の割合

前述の8通りの推定方法を適用した場合に、得られた推定値が異常であった企業の割合と、正常な推定値が得られた企業の割合は、図表2のとおりであった。変動費率について

図表2 推定値が正常な企業の割合

	変動費率が異常な企業数		固定費額が異常な企業数		変動費率と 固定費額の 両方が正常
	マイナス値	1.0より大	マイナス値	売上高より大	
A. 2010年3月期 (N = 1,156)					
<u>総費用法</u>					
①過去2年の比較	51 (4.4%)	501 (43.3%)	572 (49.5%)	48 (4.2%)	527 (45.6%)
②過去5年の比較平均	76 (6.6%)	367 (31.7%)	452 (39.1%)	71 (6.1%)	627 (54.2%)
③直近2四半期の比較	112 (9.7%)	262 (22.7%)	318 (27.5%)	112 (9.7%)	718 (62.1%)
④前年同四半期との比較	146 (12.6%)	247 (21.4%)	308 (26.6%)	141 (12.2%)	696 (60.2%)
⑤隣接7四半期の平均値	117 (10.1%)	252 (21.8%)	275 (23.8%)	108 (9.3%)	758 (65.6%)
⑥隣接7四半期の中央値	20 (1.7%)	65 (5.6%)	99 (8.6%)	14 (1.2%)	1,031 (89.2%)
<u>最小2乗法</u>					
⑦5年次データでの推定	4 (0.3%)	218 (18.9%)	341 (29.5%)	3 (0.3%)	808 (69.9%)
⑧8四半期データでの推定	8 (0.7%)	60 (5.2%)	89 (7.7%)	7 (0.6%)	1,056 (91.3%)
B. 2011年3月期 (N = 1,155)					
<u>総費用法</u>					
①過去2年の比較	95 (8.2%)	269 (23.3%)	326 (28.2%)	88 (7.6%)	732 (63.4%)
②過去5年の比較平均	86 (7.4%)	344 (29.8%)	413 (35.8%)	77 (6.7%)	656 (56.8%)
③直近2四半期の比較	142 (12.3%)	246 (21.3%)	294 (25.5%)	136 (11.8%)	718 (62.2%)
④前年同四半期との比較	119 (10.3%)	365 (31.6%)	437 (37.8%)	113 (9.8%)	598 (51.8%)
⑤隣接7四半期の平均値	119 (10.3%)	237 (20.5%)	272 (23.5%)	108 (9.4%)	761 (65.9%)
⑥隣接7四半期の中央値	25 (2.2%)	85 (7.4%)	124 (10.7%)	17 (1.5%)	1,005 (87.0%)
<u>最小2乗法</u>					
⑦5年次データでの推定	5 (0.4%)	208 (18.0%)	326 (28.2%)	5 (0.4%)	823 (71.3%)
⑧8四半期データでの推定	11 (1.0%)	62 (5.4%)	104 (9.0%)	10 (0.9%)	1,038 (89.9%)
C. 2012年3月期 (N = 1,153)					
<u>総費用法</u>					
①過去2年の比較	98 (8.5%)	354 (30.7%)	458 (39.7%)	95 (8.2%)	595 (51.6%)
②過去5年の比較平均	87 (7.5%)	337 (29.2%)	394 (34.2%)	76 (6.6%)	669 (58.0%)
③直近2四半期の比較	115 (10.0%)	264 (22.9%)	315 (27.3%)	107 (9.3%)	721 (62.5%)
④前年同四半期との比較	116 (10.1%)	365 (31.7%)	425 (36.9%)	109 (9.5%)	608 (52.7%)
⑤隣接7四半期の平均値	111 (9.6%)	258 (22.4%)	300 (26.0%)	103 (8.9%)	742 (64.4%)
⑥隣接7四半期の中央値	23 (2.0%)	123 (10.7%)	179 (15.5%)	14 (1.2%)	951 (82.5%)
<u>最小2乗法</u>					
⑦5年次データでの推定	8 (0.7%)	209 (18.1%)	327 (28.4%)	4 (0.3%)	818 (70.9%)
⑧8四半期データでの推定	10 (0.9%)	93 (8.1%)	170 (14.7%)	4 (0.3%)	973 (84.4%)

はマイナス値であったり 1.0 より大きい場合に異常と判定されること、および固定費額についてはマイナス値であったり売上高より大きい場合に異常と判定されることは前述のとおりである。したがってこの評価基準によれば、図表 2 の右端に示された、変動費率と固定費額の両方が正常であった企業の割合が他と比べて圧倒的に高い⑥と⑧の方法が、優良な推定方法であると評価されることになる。

これらはいずれも年次データではなく四半期データを利用する推定方法である点で共通性をもっている。またこれらの 2 方法については、推定された変動費率が 1.0 を超える企業の割合が、年次データを利用する方法に比べて著しく低い点が注目される。このことから、総費用法であれ最小 2 乗法であれ、年次データを利用する場合に固定費額の変化分が誤って変動費として集計されるおそれ強いという欠陥は、四半期データの利用によって大きく軽減されている可能性が高い。

したがって、新しく利用可能となった四半期の連結財務諸表の活用は、損益分岐点を把握するために営業費用を変動費と固定費に区分するという用途においても、大きな効用をもたらしていると思われる。

6 投資リスク尺度との関連性

優劣評価のために本研究で適用する第 2 の基準は、8 通りの方法で算定される営業レバレッジと、投資リスクの尺度との間で観察される関連性の強さである。この関連性の強さは、次のモデル式の係数を最小 2 乗法で推定した場合に、係数 b が統計的に有意なプラスの値を示す程度を調査することによって判定する。

$$\text{投資リスク尺度} = a + b \log |\text{営業レバレッジ}| + \varepsilon$$

被説明変数の投資リスク尺度については、まずはじめに、ポートフォリオ理論を前提として分散投資を行う場合のリスク尺度である市場ベータ値をとりあげ、説明変数の値の順に 10 証券ずつ組み合わせて形成したポートフォリオの平均値データを用いて回帰分析を行う。次いで、ポートフォリオ理論を前提としない集中投資戦略に関連するリスク尺度として投資収益率の標準偏差をとりあげ、個別証券レベルでのデータを用いて回帰分析を実施する。

他方、説明変数の営業レバレッジについては、García-Feijóo and Jorgenson [2010] に従い、絶対値をとったうえで自然対数変換を行ったデータを用いている。絶対値をとるのは、売上高が損益分岐点に満たない企業が少なからず存在し、それらの企業では営業レバレッジがマイナス値になることを考慮したことによる。なお営業レバレッジの絶対値は、企業の実際売上高が損益分岐点の売上高に近づくほど急激に大きくなる (Lord [1995,p.319]) ため、分布の右裾が長くなるという特徴をもつ。このため自然対数に変換することによって、これを正規分布に近づけて、残差の正規性を満たす可能性を高めるのである。

この調査の結果は、図表 3 に示したとおりであった。この結果から明らかなように、2010 年から 2012 年のすべての年度において、また 10 証券ポートフォリオのレベルと個別証券レベルの両方において、投資リスク尺度との間で統計的に有意なプラスの関連性を示す営業レバレッジが算出されるのは、⑤と⑧の 2 つの方法だけである。これら 2 つの方法は、いずれも四半期財務諸表のデータを用いる方法である点で共通している。

図表3 投資リスク尺度と営業レバレッジの関係

投資リスク尺度 = $a + b \log \text{営業レバレッジ} + \varepsilon$															
	2010年3月期					2011年3月期					2012年3月期				
	a	b	(t 値)	Adj R^2	N	a	b	(t 値)	Adj R^2	N	a	b	(t 値)	Adj R^2	N
A. ベータ値と営業レバレッジの関係 (10 証券ポートフォリオ)															
<u>総費用法</u>															
①過去2年の比較	0.959	-0.0103	(-0.55)	-0.011	51	0.899	0.0700	(3.40)**	0.153	71	0.849	0.0952	(5.32)**	0.329	58
②過去5年の比較平均	0.952	0.0152	(1.04)	0.001	61	0.926	0.0491	(2.61)**	0.057	64	0.902	0.0688	(4.04)**	0.209	65
③直近2四半期の比較	0.994	-0.0377	(-3.61)	0.090	70	0.934	0.0071	(0.60)	-0.010	70	1.015	-0.0283	(-1.61)	0.037	70
④前年同四半期との比較	0.932	0.0229	(1.75)*	0.026	68	0.962	0.0046	(0.24)	-0.017	58	0.976	0.0052	(0.33)	-0.016	59
⑤隣接7四半期の平均値	0.847	0.0497	(3.92)**	0.171	74	0.812	0.0723	(4.01)**	0.165	74	0.911	0.0396	(2.18)*	0.039	72
⑥隣接7四半期の中央値	0.824	0.0607	(5.21)**	0.221	100	0.866	0.0511	(3.13)**	0.100	98	0.947	0.0228	(1.27)	0.011	93
<u>最小2乗法</u>															
⑦5年次データでの推定	0.962	0.0249	(1.62)	0.020	79	0.883	0.1055	(5.73)**	0.246	80	0.907	0.0939	(4.66)**	0.178	80
⑧8四半期データでの推定	0.845	0.0592	(5.39)**	0.184	103	0.819	0.0875	(4.66)**	0.226	101	0.947	0.0232	(1.71)*	0.011	95
B. 投資収益率の標準偏差と営業レバレッジの関係 (個別証券)															
<u>総費用法</u>															
①過去2年の比較	0.066	-0.0014	(-1.83)	0.004	515	0.046	0.0028	(3.18)**	0.015	716	0.043	0.0025	(3.24)**	0.016	582
②過去5年の比較平均	0.062	0.0023	(2.17)*	0.009	613	0.044	0.0031	(3.70)**	0.020	642	0.039	0.0039	(6.02)**	0.044	655
③直近2四半期の比較	0.067	-0.0015	(-1.98)	0.005	701	0.051	-0.0008	(-1.00)	0.000	702	0.049	-0.0019	(-2.97)	0.011	703
④前年同四半期との比較	0.065	0.0005	(0.72)	-0.001	681	0.050	-0.0005	(-0.64)	-0.001	586	0.046	-0.0004	(-0.51)	-0.001	593
⑤隣接7四半期の平均値	0.059	0.0028	(3.63)**	0.019	742	0.043	0.0035	(4.31)**	0.025	745	0.040	0.0032	(3.09)**	0.021	726
⑥隣接7四半期の中央値	0.060	0.0024	(4.06)**	0.015	1,009	0.044	0.0027	(3.40)**	0.014	983	0.042	0.0024	(2.53)**	0.010	931
<u>最小2乗法</u>															
⑦5年次データでの推定	0.061	0.0037	(3.45)**	0.019	790	0.043	0.0047	(4.33)**	0.035	805	0.041	0.0039	(5.53)**	0.031	800
⑧8四半期データでの推定	0.061	0.0019	(2.75)**	0.007	1,034	0.043	0.0039	(5.00)**	0.030	1,016	0.042	0.0026	(2.87)**	0.012	953

(注) カッコ内は White の標準誤差に基づく t 値であり、**と*はそれぞれ 1%と 5%での有意性を示す (片側検定)。サンプルは、変動費率と固定費額の両方が正常に推定された企業である。外れ値の影響を軽減するため、営業レバレッジの絶対値が上下 1%に属する企業を除去してから、回帰式を推定している。

7 インプライド資本コストとの関連性

本研究で採用する第3の優劣評価基準は、8通りの方法で算定される営業レバレッジと、インプライド資本コストとの間で観察される関連性の程度である。この関連性の強さは、次のモデル式の係数を最小2乗法で推定した場合に、係数**b**が統計的に有意なプラスの値を示す程度を調査することによって判定する。

$$\text{インプライド資本コスト} = a + b \log | \text{営業レバレッジ} | + \varepsilon$$

この調査の結果は、図表4に示したとおりであった。この結果が示すように、8通りの方法の多くにおいて、そこから導出された営業レバレッジが、本研究で推定したインプライド資本コストに対して、統計的に有意なプラスの関連性を示していることがわかる。なかでも、*t*値や決定係数の大きさから判断する限り、2010年から2012年のすべての年度において、①の方法で算定した営業レバレッジが最も強い関連性を示しており、次いで⑧の方法による営業レバレッジについても、インプライド資本コストとの間で強い関連性が見られる。このことから、⑧の方法が①の方法には及ばないという評価が導かれるように思われるかもしれない。しかし①の方法が適用可能な企業の割合が3年平均で54%にとどまるのに対し、⑧の方法は89%の企業で変動費率と固定費額の合理的な推定値を算出できている。この点も含めて判断すれば、四半期財務諸表を用いる⑧の方法は、①と同等以上に優れている方法として評価できるであろう。

8 結論と展望

営業利益で計測した企業業績の不確実性リスクの決定要因の1つである営業レバレッジの大きさを推定するには、損益分岐点を特定するために営業費用を変動費と固定費に区分する作業が不可欠である。この作業を行う方法として、本研究では総費用法と最小2乗法をとりあげ、各種の推定方法の間での優劣を実証的に比較した。この比較に際しては、近年に新たに利用可能となった四半期財務諸表の活用によって達成される改善の有無に焦点を当てた。本研究の主要な発見事項は次の3点である。

第1の評価基準は、推定された変動費率と固定費額が正常な範囲内にある企業数が多い方法ほど優れていると判定するものである。この基準のもとで優れていると判定されたのは、(1)直近の8つの四半期データから形成した7組の隣接四半期データに総費用法を適用して得た7組の推定結果の中央値を採用する方法と、(2)直近の8四半期分の四半期データに最小2乗法を適用して推定する方法であった。

第2の評価基準は、推定された変動費率と固定費額から導出される営業レバレッジが、証券投資のリスク尺度に対して強力な関連性を有するほど、優れた推定方法であると判定するものである。この基準のもとで優れていると判定されたのは、(1)直近の8つの四半期データから形成した7組の隣接四半期データに総費用法を適用して得た7組の推定結果の平均値を採用する方法と、(2)直近の8四半期分の四半期データに最小2乗法を適用して推定する方法であった。

第3の評価基準は、将来の予想利益と現在の株価から残余利益モデルに基づいて導出されるインプライド資本コストに対して、よりいっそう強力な関連性を示す営業レバレッジの値を算出する方法ほど、優れていると判断するものである。この基準のもとで最も優れていると判断されたのは、(1)隣接する2年の年次データに総費用法を適用して推定する

図表4 インプライド資本コスト (R) と営業レバレッジ (OL) の関係

	$R_i = a + b \log OL_i + \varepsilon_i$					R_i と $\log OL_i $ の 相関関係	
	a	b	(t 値)	Adj R^2	N	ピアソン 積率相関	スピアマン 順位相関
A. 2010年3月期							
<u>総費用法</u>							
①過去2年の比較	6.971	0.8434	(4.91) **	0.050	509	0.227 **	0.229 **
②過去5年の比較平均	7.521	0.4308	(2.08) *	0.008	602	0.098 **	0.102 **
③直近2四半期の比較	7.824	0.1403	(1.22)	0.000	690	0.041	0.057
④前年同四半期との比較	7.707	0.1417	(0.96)	0.000	672	0.041	0.027
⑤隣接7四半期の平均値	7.248	0.3592	(2.97) **	0.011	735	0.109 **	0.092 **
⑥隣接7四半期の中央値	7.325	0.3689	(3.30) **	0.010	996	0.105 **	0.107 **
<u>最小2乗法</u>							
⑦5年次データでの推定	7.620	0.4099	(2.10) *	0.005	783	0.081 *	0.076 *
⑧4半期データでの推定	7.324	0.4202	(3.40) **	0.010	1,021	0.107 **	0.093 **
B. 2011年3月期							
<u>総費用法</u>							
①過去2年の比較	7.001	0.6521	(3.84) **	0.027	711	0.168 **	0.160 **
②過去5年の比較平均	7.126	0.5892	(3.09) **	0.019	633	0.142 **	0.129 **
③直近2四半期の比較	7.708	0.2814	(2.42) **	0.006	689	0.085 *	0.111 **
④前年同四半期との比較	7.857	0.1471	(0.99)	0.000	580	0.044	0.048
⑤隣接7四半期の平均値	7.357	0.4265	(3.14) **	0.012	736	0.116 **	0.115 **
⑥隣接7四半期の中央値	7.165	0.5079	(3.93) **	0.017	968	0.136 **	0.122 **
<u>最小2乗法</u>							
⑦5年次データでの推定	7.574	0.4687	(2.32) *	0.008	794	0.095 **	0.071 *
⑧4半期データでの推定	7.053	0.5635	(4.05) **	0.020	1,005	0.144 **	0.155 **
C. 2012年3月期							
<u>総費用法</u>							
①過去2年の比較	7.480	0.5612	(3.39) **	0.024	573	0.160 **	0.139 **
②過去5年の比較平均	7.453	0.5339	(3.21) **	0.022	647	0.152 **	0.160 **
③直近2四半期の比較	8.029	0.2281	(1.88) *	0.004	696	0.074 *	0.087 *
④前年同四半期との比較	7.937	0.2134	(1.60)	0.003	588	0.069 *	0.078 *
⑤隣接7四半期の平均値	7.345	0.5658	(3.01) **	0.019	718	0.142 **	0.134 **
⑥隣接7四半期の中央値	7.298	0.6602	(3.63) **	0.022	921	0.150 **	0.130 **
<u>最小2乗法</u>							
⑦5年次データでの推定	7.756	0.5848	(3.36) **	0.016	794	0.132 **	0.121 **
⑧4半期データでの推定	7.461	0.6464	(3.74) **	0.021	943	0.149 **	0.124 **

(注) カッコ内は White の標準誤差に基づく t 値であり、**と*はそれぞれ1%と5%での有意性を示す(片側検定)。サンプルは、変動費率と固定費額の両方が正常に推定された企業である。外れ値の影響を軽減するため、営業レバレッジの絶対値が上下1%に属する企業を除去してから、回帰式の推定や相関係数の計算を行っている。

方法であり、次いで(2)直近の8四半期分の四半期データに最小2乗法を適用して推定する方法であった。したがって新たに開示されるようになった四半期財務諸表は、変動費および固定費の分解から損益分岐点の算定を経て営業レバレッジを推定し、営業利益で計測した企業業績の不確実性リスクを評価するという用途においても、有用性を有していると判断できる。

なお、不確実性リスクの評価への活用の観点からは、インプライド資本コストの推定に際し、本研究で採用したようなモデル予測利益ではなく、証券アナリストが現実に公表している利益予測額を用いた場合にも、有意な関連性が観察されるか追加的に確認する必要がある。また四半期財務諸表を用いる方法を適用しても合理的な推定値を得ることができなかったサンプル企業に注目し、その理由を明らかにするための事例研究も興味深い。

付録：インプライド資本コストの推定法

(1) 利益予想値の推定

インプライド資本コストを算出するためには、利益などの財務データの将来予想が必要となる。本研究では Hou et al. [2012] に従い、クロスセクション回帰を利用して利益予想値を算定する。具体的には、2010年3月期、2011年3月期、2012年3月期のそれぞれに関して、決算情報が出そろった時点で過去10年分のデータをプールし、以下の回帰式をクロスセクションで推定する。

$$EARN_{i,t+\tau} = \alpha_0 + \alpha_1 TA_{i,t} + \alpha_2 DIV_{i,t} + \alpha_3 DD_{i,t} + \alpha_4 EARN_{i,t} + \alpha_5 NEGE_{i,t} + \alpha_6 ACC_{i,t} + \varepsilon_{i,t+\tau} \quad (1)$$

ただし、 $EARN_{i,t+\tau}$ は i 社の $t+\tau$ 年度の当期純利益 (τ は 1 から 3 までの値をとる) であり²、 $TA_{i,t}$ は総資産、 $DIV_{i,t}$ は配当支払額である。また $DD_{i,t}$ は、配当を支払っていれば 1、それ以外は 0 をとるダミー変数である³。同様に、 $NEGE_{i,t}$ は当期純損失を計上していれば 1、それ以外は 0 をとるダミー変数である。 $ACC_{i,t}$ は、当期純利益と営業キャッシュフローの差額として算定した会計発生高である⁴。なお、外れ値の影響を緩和させるため、 $DD_{i,t}$ と $NEGE_{i,t}$ 以外の変数については、年度ごとに分布の上下各 1% を置換した後の値を用いて、回帰式を推定する。

そのうえで、2010年3月期、2011年3月期、および2012年3月期の各企業・年について、上の式から得られた係数推定値と、当該年度の説明変数の実績値を掛け合わせることで、将来の利益予想を求めるのである。

$$\widehat{EARN}_{i,t+\tau} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 TA_{i,t} + \hat{\alpha}_2 DIV_{i,t} + \hat{\alpha}_3 DD_{i,t} + \hat{\alpha}_4 EARN_{i,t} + \hat{\alpha}_5 NEGE_{i,t} + \hat{\alpha}_6 ACC_{i,t}$$

図表5のパネルAは、利益予想値を推定するためにクロスセクション回帰で用いる変数(外れ値処理後)の記述統計量を示している。2001年3月期から2012年3月期の各年で、それぞれの変数について平均値、中央値、標準偏差、特定のパーセンタイル値を計算し、その時系列平均を算定したものである。なお、 DD_t と $NEGE_t$ を除く変数は億円単位で表示している。

図表5 利益のクロスセクション回帰

A. 利益のクロスセクション回帰で用いる変数の記述統計量							
変数名	平均値	1%	25%	中央値	75%	99%	標準偏差
$EARN_t$	75.27	-454.21	2.91	18.25	60.31	1,683.53	255.33
TA_t	4,054.62	94.71	463.35	983.05	2,743.63	68,345.94	9,740.17
DIV_t	23.24	0.00	2.14	5.86	17.54	376.61	54.76
DD_t	0.85	0.00	1.00	1.00	1.00	1.00	0.35
$NEGE_t$	0.17	0.00	0.00	0.00	0.25	1.00	0.36
ACC_t	-181.33	-3,753.72	-111.79	-31.33	-6.53	247.69	533.40

B. 過去10年分のデータをプールしたクロスセクション回帰式の推定結果									
被説明変数	切片	TA_t	DIV_t	DD_t	$EARN_t$	$NEGE_t$	ACC_t	観測値数	Adj. R^2
2010年3月期までの過去10年分									
$EARN_{t+1}$	-17.114	0.002	0.534	17.214	0.546	23.667	-0.063	10,404	0.518
	(-3.44)	(1.43)	(2.45)	(3.29)	(12.19)	(3.83)	(-2.52)		
$EARN_{t+2}$	-16.960	0.007	0.980	19.155	0.331	13.660	-0.042	9,029	0.461
	(-3.23)	(4.41)	(3.23)	(3.37)	(6.67)	(2.10)	(-1.61)		
$EARN_{t+3}$	-10.742	0.013	0.244	21.034	0.252	11.099	-0.054	7,687	0.414
	(-1.86)	(6.27)	(0.66)	(3.19)	(4.45)	(1.45)	(-1.74)		
2011年3月期までの過去10年分									
$EARN_{t+1}$	-11.365	0.004	0.260	13.841	0.558	21.373	-0.100	10,511	0.595
	(-2.51)	(2.47)	(1.30)	(2.89)	(12.56)	(3.47)	(-4.37)		
$EARN_{t+2}$	-13.595	0.008	1.000	17.845	0.297	11.590	-0.051	9,163	0.502
	(-2.53)	(5.26)	(4.72)	(3.21)	(6.83)	(1.86)	(-2.03)		
$EARN_{t+3}$	-10.641	0.014	-0.074	20.620	0.275	12.023	-0.063	7,841	0.448
	(-1.80)	(7.01)	(-0.25)	(3.21)	(5.52)	(1.62)	(-2.12)		
2012年3月期までの過去10年分									
$EARN_{t+1}$	-11.143	0.004	0.102	14.713	0.607	27.810	-0.081	10,597	0.605
	(-2.49)	(2.43)	(0.52)	(3.00)	(13.54)	(4.47)	(-3.54)		
$EARN_{t+2}$	-16.781	0.009	0.734	21.432	0.326	15.631	-0.050	9,263	0.485
	(-2.97)	(5.04)	(3.43)	(3.60)	(6.92)	(2.27)	(-1.83)		
$EARN_{t+3}$	-11.089	0.012	-0.054	19.207	0.333	7.099	-0.072	7,951	0.436
	(-1.66)	(5.48)	(-0.21)	(2.60)	(6.18)	(0.93)	(-2.39)		

利益と総資産の平均値はそれぞれ 75.27 億円と 4,054.62 億円であり、1968 年から 2008 年までを分析対象とした Hou et al. [2012, table 1] の値 (49.07 百万ドル、1,529.78 百万ドル) よりも大きい。これは本研究が、東証一部上場企業にサンプルを限定したことに起因すると考えられる。また、配当支払ダミーの平均値は 0.85 であり、Hou et al. [2012] の値 (0.49) よりもかなり大きい。この差は、アメリカと比べて日本では、配当を支払っている企業の割合が高いことを示すものであり、この点は石川 [2010] の指摘と整合的である。

図表5のパネルBは、2010年3月期、2011年3月期、2012年3月期のそれぞれに関して、過去10年分のデータをプールしたクロスセクション回帰の結果を示している。括弧内の数字は、Whiteの標準誤差に基づくt値である⁵。

この結果については、当期純利益の係数値が小さい点が注目される。2010年3月期までの過去10年分のデータを用いると、 $EARN_t$ の係数は、被説明変数が $EARN_{t+1}$ の場合に0.546、

$EARN_{t+2}$ の場合に 0.331、 $EARN_{t+3}$ の場合に 0.252 である。これに対し Hou et al. [2012, table 1] における同様の数値は、それぞれ、0.8304、0.7924、および 0.7871 である。また本研究では、回帰式の決定係数も低い。2010 年 3 月期までの過去 10 年分のデータを用いると、自由度修正済み決定係数は、被説明変数が $EARN_{t+1}$ の場合に 0.518、 $EARN_{t+2}$ の場合に 0.461、 $EARN_{t+3}$ の場合に 0.414 である。これと対比される Hou et al. [2012, table 1] の決定係数は、それぞれ 0.86、0.81、および 0.78 である。日本企業に関する当期純利益の係数値と決定係数の低さは、2000 年代に入って、日本企業の税引前当期純利益の持続性が低下してきていることを示した音川 [2008] の結果と整合的である。

他方、配当支払額 (DIV_t) の係数推定値が安定せず、配当支払ダミー (DD_t) の係数推定値は安定している点は、Hou et al. [2012] と逆の傾向である。日本とアメリカで配当政策が大きく異なることを考慮すると、石川 [2010] のように増配や減配に注目することが効果的なものかもしれない。

(2)インプライド資本コストの算出

インプライド資本コストを算出するために、本研究では Gebhardt et al. [2001] によって提示されたモデルを利用する。彼らのモデルは、12 年先の残余利益がそれ以降の期間にわたって永続するという仮定を採用しており、以下のように表現することができる⁶。

$$MV_t = BV_t + \sum_{k=1}^{11} \frac{(FROE_{t+k} - R) \cdot BV_{t+k-1}}{(1+R)^k} + \frac{(FROE_{t+12} - R) \cdot BV_{t+11}}{R \cdot (1+R)^{11}} \quad (2)$$

本研究では 3 月末決算企業を分析対象にしているから、実証モデルの推定に際しては、後藤・北川 [2010] と同様に、8 月時点を基準とするデータを用いて変数を計測する⁷。したがって MV_t は、 t 年 8 月末時点の時価総額である。 R はインプライド資本コスト、 BV_t は t 年 3 月末の自己資本を意味する。また、 $FROE_{t+k}$ は $t+k$ 年 3 月期の自己資本利益率の予測値であり、 $FROE_{t+k} = FEARN_{t+k} / BV_{t+k-1}$ として算定する。 $FEARN_{t+k}$ は $t+k$ 年 3 月期の利益予想を表している。

1 年先 ($t+1$)、2 年先 ($t+2$)、3 年先 ($t+3$) の利益予想額の算定には、(1)式のクロスセクション回帰から得られた予想値を用いる。4 年先以降については、 $t+4$ 年から $t+12$ 年までの 9 年間をかけて、個々の企業の ROE が歴史的な産業中央値に収束するように、毎年一定割合ずつ近づけていく。この計算に用いる産業中央値は、その企業が属する産業別および年度別に計算されるものであり、 $t-9$ 年から t 年までの 10 年間分をプールしたデータに基づく産業別の ROE の中央値とした。産業分類は東証業種分類を使用する。ROE の中央値を算出するにあたっては、東証一部上場の 3 月末決算企業（金融業を除く）のうち、自己資本と当期純利益がプラスの企業・年のデータのみを利用している⁸。

$t+1$ 年以降の自己資本簿価は、クリーン・サープラス関係と一定の配当性向に基づいて、 $BV_{t+k} = BV_{t+k-1} + FEARN_{t+k} - FDIV_{t+k}$ として計算する。ただし、 $FDIV_{t+k}$ は $t+k$ 年の配当予想であり、当期の配当性向を利用して推定する。すなわち、 $FDIV_{t+k} = FEARN_{t+k} \cdot (DIV_t / EARN_t)$ である。なお、 $EARN_t$ がマイナスの企業については、村宮 [2005] や音川・村宮 [2005] と同様に、東証一部上場の 3 月末決算企業の総資産純利益率の中央値が 1.86%であることを

利用し⁹、総資産に 0.0186 を乗じた値を配当性向の分母に使用する。また t 期の配当性向が 1 を上回る企業については、配当性向を 1 に置換している。

上記の多項式(2)を R について解くことで、インプライド資本コストを算出することができる¹⁰。なお、推定された資本コストが 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¹¹。

図表 6 は、本研究で営業レバレッジとの関連性の分析対象となる企業について、インプライド資本コスト（パーセントで表示）を算出した結果を示している。

図表 6 インプライド資本コストの記述統計量

変数名	平均値	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値	N
A. 2010年3月期								
R_i (%)	8.10	3.62	0.00	5.69	7.40	9.77	26.76	1,140
B. 2011年3月期								
R_i (%)	8.08	3.42	0.00	5.85	7.61	9.73	28.04	1,139
C. 2012年3月期								
R_i (%)	8.39	3.43	0.00	6.26	8.06	10.15	26.96	1,140

本研究の資本コストの推定値は、Gebhardt et al. [2001] の手法を用いてインプライド資本コストを算出した他の日本の研究よりもかなり大きくなっている。本研究のインプライド資本コストの平均値は 8%程度であるが、村宮 [2005, 93 頁] では 5.1%、後藤・北川 [2010, 421 頁] では 4.3%、野崎 [2011, 137 頁] でもそれらと程度である。このような差異の原因としては、①利益予想値が過大に推定されている、②株価低迷期（2010年8月、2011年8月、2012年8月）の株価データを採用しているため割引率が大きくなっている、③12年先の ROE（永続すると仮定）が高めに設定されている、などが考えられる。

注 記

- 1 本稿は桜井・小野 [2011] を次の 2 点で発展させている。第 1 に、桜井・小野 [2011] では 8 方法の間の優劣評価の基準として、①論理的に妥当な推定値を生じるサンプルの比率と、②投資リスク尺度との関連性の強さを採用しているが、本稿では③インプライド資本コストとの関連性の強さを、第 3 の評価基準として追加している。第 2 に、桜井・小野 [2011] の分析対象サンプルは、2010年3月決算企業と 2011年3月決算企業だけであるが、本研究では 2012年3月決算企業を追加している。
- 2 本研究では Hou et al. [2012] と同様に、総資産利益率ではなく、利益額を予想するために(1)式を利用する。インプライド資本コストを算出するためには、企業の利益額（または 1 株当たり利益額）の予想値を用いることが一般的だからである (Gebhardt et al. [2001]、Easton [2004]、Ohlson and Juettner-Nauroth [2005] など)。
- 3 $DIV_{i,t}$ や $DD_{i,t}$ については、 t 年度末を基準日とする配当金ではなく、 t 年度中に支払われた配当金のデータを採用している。つまり、分析対象年度の株主資本等変動計算書（2006年3月期以前は連結剰余金計算書）に記載された「剰余金の配当」の金額を参照している。
- 4 本研究では、キャッシュ・フロー計算書の強制開示が開始された以後の期間を分析対象とするため、貸借対照表アプローチではなく、キャッシュ・フロー計算書アプローチ

に基づいて会計発生高を測定する。なお、会計発生高の測定に関しては、須田・高田 [2010] が詳しく検討している。

- 5 太田 [2012] が指摘するように、企業数が大きく年度数が小さいショート・パネル・データを用いる場合、誤差項のクロスセクショナルな相関を考慮せずに有意性検定を行うと、誤った統計的推定から誤った結論を導いてしまう可能性がある。ここではこの問題に対処できていないため、 t 値の信頼性は低い。しかし、(1)式の目的は有意性検定ではなく、係数推定値を入手することであるため、これ以上の対処は行わない。
- 6 Gebhardt et al. [2001] は1株当たりベースで等式を表現しているが、本研究では Hou et al. [2012] と同様に金額ベースの表現を採用している。なお、個別企業を表す添え字 i の記載を省略している。
- 7 厳密には、Hail and Leuz [2006] のように、8月末の株価を3月末時点まで割り引く必要があるかもしれないが、この調整は行っていない。
- 8 当期純損失の企業を除外するのは、継続企業にとって赤字は一時的なものであり、黒字企業のみをサンプルにした方が長期的な均衡 ROE に近づくと考えられるためである。Gebhardt et al. [2001]、村宮 [2005]、音川・村宮 [2005] でも同様の方法が用いられている。
- 9 総資産純利益率の中央値の計算には、2000年3月期から2012年3月期までの計13年間における、東証一部上場の3月末決算企業（金融業を除く）15,518社・年を用いた。
- 10 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、Jann [2005] の `mm_root` コマンドを利用している。
- 11 Hail and Leuz [2006, table 1] におけるインプライド資本コストの最大値が、おおむね30%程度であることを考慮したものである。

引用文献・参考文献

- Dugan, M. T. and K. A. Shriver, "The Effects of Estimation Period, Industry, and Proxy on the Calculation of the Degree of Operating Leverage," *Financial Review*, Vol. 24, No. 1 (February 1989), pp. 109-122.
- Dugan, M. T. and K. A. Shriver, "An Empirical Comparison of Alternative Methods for the Estimation of the Degree of Operating Leverage," *Financial Review*, Vol. 27, No. 2 (May 1992), pp. 309-321.
- Easton, P. D., "PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital," *The Accounting Review*, Vol. 79, No. 1 (January 2004), pp. 73-95.
- Fama, E. F. and K. R. French, "Industry Costs of Equity," *Journal of Financial Economics*, Vol. 43, No. 2 (February 1997), pp. 153-193.
- 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.
- Gebhardt, W. R., C. M. C. Lee and B. Swaminathan, "Toward an Implied Cost of Capital," *Journal of Accounting Research*, Vol. 39, No. 1 (June 2001), pp. 135-176.
- Hail, L. and C. Leuz, "International Differences in the Cost of Equity Capital: Do Legal Institutions and Securities Regulation Matter?" *Journal of Accounting Research*, Vol. 44, No. 3 (June 2006), pp. 485-531.
- Hou, K., M. A. van Dijk and Y. Zhang, "The Implied Cost of Capital: A New Approach," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 53, No. 3 (June 2012), pp. 504-526.
- Jann, B. 2005. MOREMATA: Stata Module (Mata) to Provide Various Functions.

Available from <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s455001.html>.

- Lord, R. A., "Interpreting and Measuring Operating Leverage," *Issues in Accounting Education*, Vol. 10, No. 2 (Fall 1995), pp. 317-329.
- Lord, R. A., "Properties of Time-series Estimates of Degree of Leverage Measures," *Financial Review*, Vol. 33, No. 2 (May 1998), pp. 69-84.
- Ohlson, J. A. and B. E. Juettner-Nauroth, "Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value," *Review of Accounting Studies*, Vol. 10, Nos. 2-3 (September 2005), pp. 349-365.
- Reilly, F. K. and K. C. Brown, *Investment Analysis and Portfolio Management*, 6th ed., Dryden Press, 2000.
- 石川博行『連結会計情報と株価形成』千倉書房、2000年。
- 石川博行『株価を動かす配当政策—コロボレーション効果の実証分析—』中央経済社、2010年。
- 太田浩司「White, Newey-West, Cluster-robust, Fama-MacBeth の標準誤差の理論と応用」日本会計研究学会第71回大会報告論文、2012年9月、1-41頁。
- 音川和久「損益計算要素の持続性」須田一幸編著『会計制度の設計』白桃書房、2008年、195-211頁。
- 音川和久・村宮克彦「企業情報の開示、アナリストの情報精度と株主資本コスト」神戸大学大学院経営学研究科ディスカッション・ペーパー、第2005・34号（2005年9月）、1-32頁。
- 後藤雅敏・北川教央「資本コストの推計」桜井久勝編著『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、2010年、407-442頁。
- 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4版）』中央経済社、2010年。
- 桜井久勝・小野慎一郎「四半期財務諸表による営業レバレッジの推定」『会計』第180巻第4号（2011年10月）、107-120頁。
- 須田一幸・高田知実「会計発生高と企業価値評価」桜井久勝編著『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、2010年、316-359頁。
- 野崎真利「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（2011年11月）、125-146頁。
- 村宮克彦「経営者が公表する予想利益の精度と資本コスト」『証券アナリストジャーナル』第43巻第9号（2005年9月）、83-97頁。

（桜井・神戸大学大学院教授）

（小野・西南学院大学商学部専任講師）

【付記】 本稿は科学研究費補助金（基盤研究C，課題番号22530479）による研究成果の一部である。

[2013.3.25 1123]