

〔査読論文〕

残余利益モデルによる過剰分散制約の検証

中 條 良 美[†]
奥 田 真 也^{††}

キーワード 分散制約テスト 残余利益モデル 企業価値関連性 バブル

〔要 旨〕

本稿の目的は、分散制約テストの枠組をもちいて、株価の動きが理論モデルによって合理的に説明される期間を明らかにすることである。特定の会計情報をクロスセクションで株価に回帰させる企業価値関連性の分析は、モデルから導かれるファンダメンタルズが、株価を構成する最大の要素であるという仮定に依存している。その一方、株価がファンダメンタルズから乖離する局面もしばしば観察され、評価モデルの信頼性そのものを問い直す必要に迫られている。ここでは、単純なモデルによってファンダメンタルズにもとづく株価変動の上限を求め、実際の株価がそれを上回る変動性をもつかどうかテストすることでこの問題にチャレンジする。分析の結果、1987年～1991年および1999年～2000年に、クロスセクションで株価の過剰分散が観察された。いわゆるバブル経済およびITバブルの期間に重なるこの時期には、実際の株価を説明するうえで、会計情報にもとづく評価モデルが適合しにくいという解答を得た。

Variance Bounds Test Based On Residual Income Model

Yoshimi Chujo
Shin'ya Okuda

Keywords variance bounds test; residual income model; value relevance; stock bubbles

〔Abstract〕

This paper applies Shiller's (1981) variance bounds test to specifying the availability of theoretical valuation model when it is used to explain the observed movements in Japanese stock prices. An array of value relevance studies crucially depend on the assumption that stock prices commonly reflect the fundamentals derived from such valuation models. But far from the theory, it has been claimed that stock prices often deviate from their fundamentals and thus violate the assumption that is essential to value relevance studies. To illustrate whether stock prices are too volatile relative to the counterparts based on the model, a plausible limit is assigned to the cross-sectional variance of real stock prices. The results show excess variability in stock prices in 1987-1991 and in 1999-2000, when the Heisei stock bubbles and IT stock bubbles took place respectively. The variance bounds test has an advantage that they can distinguish the periods in which valuation models including residual income model are less useful to explain cross-sectional attributes of Japanese stock prices.

I はじめに

本稿では、ファイナンス研究に利用される分散制約テスト (variance bounds test) によって、1977年から2003年までにクロスセクションでみて、企業価値の評価モデルが適用可能な期間を明らかにする。株価がファンダメンタルズによって相対的にうまく説明される時期をそうでない時期から峻別してはじめて、会計情報に対する株価の反応は正確に検出されるはずである。被検体のコンディションにばらつきがあると薬効の臨床に意味がないのと同様に、株価と評価モデルとの関係が安定的でないと、分析の道具立てそのものを考え直す必要が生ずる。会計情報が株価の形成に関わるかを議論するまえに、前提とされているモデルの妥当性が問われているのである。

そもそも、会計情報が投資者の意思決定に役立つかを直接の素材とする企業価値関連性 (value relevance) の分析は、会計研究のメインストリームのひとつとして位置づけられている。効率的な市場を前提とすれば、利用可能な会計情報は、企業価値を構成するファンダメンタルズの要素として、株価を判断する際に一定の手がかりを与える。そこで掲げられるファンダメンタルズは一般に、配当やキャッシュフローといった企業の成果ないし分配上の指標をインプットとするいくつかの評価モデルから導かれる。研究上の関心は、会計情報と株価との関連を明示する統計的な証拠に寄せられ、評価モデルそのものの妥当性をめぐる議論は、技術的な精緻化の問題を除けばすでに尽くされた感がある。

その一方で、たとえば配当の割引現在価値にもとづくモデルが、経済全体でみて株価をうまく説明することができない可能性も明らかにされている。株価がファンダメンタルズ以外の要素を織り込んでいなければ、会計研究における企業価値関連性の分析にも疑問がなげかけられる。なぜなら、株価を会計数値に回帰する方法では、そうした説明変数を看過している分だけ、導かれたパラメータにバイアスが生じる可能性 (omitted variables problem) を排除することができないからである。したがって、現実には観察される株価の動きが、理論によって説明される合理的な水準から乖離するかどうかは、既存の評価モデルから導かれた研究成果の信頼性を占うための試金石となる。

本稿の構成は、つぎのとおりである。第2節では、先行研究を踏まえたうえで、以下の分析の位置づけを明らかにする。第3節では、冒頭で紹介した分散制約テストの内容を、いわゆる残余利益モデルにそくして記述する。つづく第4節と第5節は、それぞれサンプルに関する統計量と分析結果の説明であり、第6節は発見事項と課題の要約にあてられる。

II 先行研究

すでに述べたように、株価のファンダメンタルズを配当やキャッシュフローに求める評価モデルの妥当性をめぐって、さまざまな議論が展開されている。そのようななか、分散制約テストをもとに、株価の変動が評価モデルでは説明されない可能性を示したのが、LeRoy and Porter (1981) と Shiller (1981) である。そこでは、Standard and Poor の株価指数を対象としており、株価の分散は全期間をとおして時系列で計測される¹⁾。こうしたマクロ分析の視点は、植田ほか (1986) にも踏襲されており、東証株価指数の時系列変動もやはり評価モデルで捉えきれていない事実が示されている。これに対して、本稿では年度ごとにクロスセクションで分散を計測している点で先行研究と異なる。そうすることで、どの年度にトレンドから乖離した株価変動が生じているかにまで立ち入ることができる。

いずれにせよ、上場企業のすべてをパッケージとしてみたとき、株価の変動がファンダメンタルズによって説明される範囲を逸脱しているのであれば、何らかのかたちでバブルが発生していると解釈する

こともできる²⁾。配当に依存するかたちの内在的バブル (intrinsic bubble) を定式化した Froot and Obstfeld (1991) によれば、ファンダメンタルズに付随するバブルが、株価変動に関する説明を精緻化することが知られている。東証株価指数をもちいて同様のモデルを検証した川崎ほか (2001) でも、内在的バブルの存在が確認されている。このようなバブルの実態を解明することは、それ自体興味深い課題であるが、本稿をつうじて共有される問題意識は、クロスセクションでみて同様の過剰分散があらわれるかである³⁾。

それは、株価の変動をファンダメンタルズによって辿ることができなくとも、ただちにバブルが生起していると断言することができないからである。もとより、日本企業による配当金額の推移には、当該企業の成果と大きな相関がみられないようである (石川, 2007, 第2章)。ファイナンスの研究領域で日常的にもちいられる配当割引モデルは、この意味で株価の変動を必要以上に抑えてしまうかもしれない。その一方で、Penman and Sougiannis (1998) をはじめ多くの実証研究が、株価を予想するうえで、おおむね利益数値が配当やキャッシュフローより重要な位置を占めていることを指し示す。同様の結果は、井上 (1999) や竹原・須田 (2004) などでも報告されており、一定のコンセンサスを得つつある⁴⁾。

本稿ではこの点に注目し、とりわけ残余利益モデル (residual income model; RIM) をもとに計算された理論株価を、現実の株価変動を捉えるうえでのベンチマークとして取り扱う。RIM にもとづく企業価値関連性の研究は枚挙にいとまないが、パラメータの有意性だけを取り上げてみても、それが利用可能な情報のすべてを代理するものでない以上、株価の動きをどれだけうまく記述することができるかは、多かれ少なかれ程度の問題に帰着する。評価モデルによって説明される株価変動の上限を設定してやれば、クロスセクションでの回帰分析の結果を解釈するうえで有益な指針を与えることになろう。それはまた、株価と会計情報との関係をめぐる根本的な論点の再確認でもある。

Ⅲ 分散制約テスト

まず、Shiller (1981) によって考案された分散制約テストを大づかみに説明するまえに、株価の理論値を画する RIM についてみてみよう。そこでの株価は、 t 時点の単位純資産簿価 (BV_{it}) に、将来の単位残余利益 ($RI_{i,t+\tau}$) を現在価値に割り引いた合計を足しあわせた大きさと定義される。残余利益自体は、当期純利益から純資産に対する必要利子を差し引いて求められる。この利子率を r と表記すれば、記号をもちいることで企業 i の株価 P_{it} を、

$$P_{it} = BV_{it} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t[RI_{i,t+\tau}]}{(1+r)^\tau} \quad (1)$$

のようにあらわすことができる。ただし、 $i=1, \dots, n$, $E_t[\cdot]$ は t 時点での期待値を導くオペレータであり、利子率 r は期間をつうじて一定であると仮定している。

なお、RIM を導出する過程では、配当割引モデルの場合と同様、横断性条件 (transversality condition) が課されていることに注意しよう。すなわち、 $\lim_{\tau \rightarrow \infty} E_t[RI_{i,t+\tau}]/(1+r)^\tau = 0$ とならなければならない。しかし、 r 以上の割合で成長する、残余利益とは無関係な何らかの要素が存在するなら、

$$E_t[P_{t+k}] = E_t[BV_{t+k}] + \sum_{\tau=1}^{\infty} E_t[RI_{i,t+k+\tau}]/(1+r)^{k+\tau} + B_{t+k} \text{ のように、時間の経過 } k \text{ とともに増大する}$$

B_{t+k} が評価モデルから排除されない。この B_{t+k} も、株価の異常な分散をもたらすひとつの原因と考えてよい。

いま、残余利益の実現値の流列 $\{RI_{i,t+\tau}^*\}_{\tau=1}^{\infty}$ を(1)式にあてはめれば、

$$P_{it}^* = BV_{it} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{RI_{i,t+\tau}^*}{(1+r)^{\tau}} \quad (2)$$

となり、事後的に評価した株価が得られる。むろん、無限期間にわたって実現値を得ることはできないので、期間を限定したうえでターミナル・バリューを設定すればよい。(1)式が事前の株価を与えるので、事後の株価との間に、

$$P_{it}^* = BV_{it} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{E_t[RI_{i,t+\tau}]}{(1+r)^{\tau}} + \varepsilon_{it} = P_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

の関係が成り立つ。なお、 $\varepsilon_{it} = \sum_{\tau=1}^{\infty} (RI_{i,t+\tau}^* - E_t[RI_{i,t+\tau}]) / (1+r)^{\tau}$ であり、予測にともなう誤差を与える。

このとき、上記(2)式は t 時点で利用可能なあらゆる情報を織り込んでいるから、(3)式にあらわれる ε_{it} は事前の株価 P_{it} と時系列でみて統計的に独立である。それとともに、 ε_{it} が P_{it} とクロスセクションでも統計的に独立な分布にしたがうと仮定する⁵⁾。(3)式の両辺について、 $i=1, \dots, n$ までの分散をとれば、

$$Var[P_{it}^*] = Var[P_{it}] + Var[\varepsilon_{it}] \geq Var[P_{it}] \quad (4)$$

となる。あるいは、(2)式と(3)式に共通する簿価を株価から差し引いて、

$$Var[GW_{it}^*] \geq Var[GW_{it}] \quad (5)$$

のように、事後ののれん GW_{it}^* と事前ののれん GW_{it} の関係を導いても同じことである。

IV サンプルに関する記述

1. 抽出条件

(5)式によって求められる $Var[GW_{it}^*]$ が、クロスセクションでみた株価のばらつきに上限を与える。実際の株価の分散がこの範囲におさまるかどうか、ここでの関心事である。そこで、東証第一部に上場する3月期決算企業を対象に、1977年3月期から2008年3月期にいたる32年分の会計情報から事後のれんを計算し、各年6月末の株価の終値から単位純資産簿価を差し引いた事前のれんの動きと比較してみよう。会計情報と株価は、それぞれ『日経 NEEDS 企業財務データ』と『日経ポートフォリオ・マスター』から抽出する。なお、連結財務諸表の開示が本格化する2000年3月期まで、利用可能なデータに著しい偏在がみられるため、個別財務諸表にもとづく計算もあわせて実施した。

必要なデータが整った企業について、事前のれん、

$$GW_{it} = P_{it} - BV_{it} \quad (6)$$

と事後のれん、

$$GW_{it}^* = \sum_{\tau=1}^4 \frac{RI_{i,t+\tau}^*}{\prod_{\theta=1}^{\tau} (1+r_{f,t+\theta})} + \frac{GW_{i,t+5}}{\prod_{\tau=1}^5 (1+r_{f,t+\tau})} \quad (7)$$

をそれぞれ計算する。ここで、 $RI_{t+\tau}^*$ は $t+\tau$ 年度の純利益の実現値から期首純資産に $r_{t,t+\tau}$ を乗じた

大きさを控除して求められる。無リスク利子率 $r_{t+\tau}$ には、各年6月に発行された10年もの国債の発行時利回りをあてはめ⁶⁾、 $GW_{i,t+5}$ には(6)式から導かれた実現値を代入する。少なくとも5年分の実績値が必要になるため、結果として分析期間は、1977年3月期から2003年3月期までとなった。

2. データの特徴

こうして計算された事前のれんと事後のれんについて、平均と中央値をまとめたのが表1である。個別財務諸表をもとに計算した場合も、ほぼ同様の傾向が読み取られる⁷⁾。観測数をみると、1977年の23から2003年の1,459までおよそ63倍の開きがあるものの、現実には観察された事前のれんの時系列での動きは、明らかに評価モデルから導かれた事後のれんのトレンドから逸脱している。この特徴は、平均・中央値あるいはデフレータの違いを考慮してもさして変わらない。(7)式の構造上、 GW_{it}^* は予測が完全であったと仮定した場合の大きさ (perfect foresight) であるだけに、株価を決める要因をファンダメンタルズだけに求めることには、なおさら無理があるようにみえる。

この点を視覚的に確認したのが、図1と図2である。一見してわかるように、1980年前後から90年代初頭まで、事前と事後ののれんの大きさには顕著な差異が観察される。1986年頃からはじまるバブルの時期にかけては、事後のれんが事前のれんの動きに先行するかたちで、大きな上昇と下降を記録している。これは、事後のれんに含まれるターミナル・バリューが5年後の現実の株価を取り込んでいるため、バブルにともなう異常な株価上昇の影響を直接受けているからであろう。それに対して、1990年代末から両者の動きは、いったん対称的な進路を辿ったあとに収束しつつある。

表1 事前のれんと事後のれんの平均と中央値

	統計量 デフレータ	平 均				中 央 値			
		総資本		売上高		総資本		売上高	
		事前	事後	事前	事後	事前	事後	事前	事後
1977	23	0.35	0.55	0.36	0.56	0.33	0.31	0.26	0.26
1978	44	0.40	0.71	0.36	0.69	0.27	0.38	0.19	0.34
1979	51	0.37	0.76	0.34	0.79	0.27	0.36	0.22	0.34
1980	55	0.27	0.59	0.25	0.55	0.22	0.31	0.15	0.30
1981	62	0.45	0.81	0.41	0.71	0.34	0.54	0.28	0.43
1982	67	0.25	0.91	0.23	0.83	0.17	0.56	0.16	0.50
1983	72	0.46	1.09	0.44	0.99	0.32	0.92	0.27	0.83
1984	357	0.39	1.22	0.41	1.29	0.23	1.05	0.22	0.97
1985	553	0.46	1.44	0.49	1.46	0.33	1.09	0.30	0.99
1986	581	0.72	0.88	0.76	0.88	0.54	0.67	0.48	0.62
1987	626	0.79	0.39	0.91	0.41	0.58	0.27	0.58	0.26
1988	649	1.01	0.48	1.25	0.59	0.87	0.39	0.91	0.40
1989	695	1.04	0.48	1.33	0.62	0.90	0.36	0.96	0.36
1990	733	1.15	0.14	1.51	0.18	0.91	0.10	1.01	0.09
1991	772	0.70	0.37	0.85	0.44	0.54	0.28	0.57	0.29
1992	802	0.29	0.27	0.36	0.35	0.21	0.15	0.20	0.15
1993	825	0.41	0.12	0.51	0.18	0.33	0.02	0.34	0.01
1994	859	0.48	0.24	0.64	0.36	0.37	0.04	0.42	0.04
1995	1,013	0.17	0.35	0.23	0.51	0.11	0.00	0.12	0.00
1996	1,077	0.45	0.16	0.58	0.24	0.34	-0.01	0.38	-0.01
1997	1,122	0.28	0.06	0.37	0.09	0.18	-0.07	0.18	-0.06
1998	1,173	0.09	0.05	0.11	0.06	0.01	-0.04	0.01	-0.04
1999	1,219	0.26	0.21	0.30	0.26	0.05	0.04	0.04	0.04
2000	1,379	0.28	0.23	0.37	0.28	0.00	0.08	0.00	0.08
2001	1,429	0.14	0.36	0.17	0.48	-0.01	0.14	-0.01	0.15
2002	1,443	0.04	0.40	0.06	0.54	-0.05	0.17	-0.05	0.17
2003	1,459	0.03	0.19	0.03	0.22	-0.03	0.05	-0.03	0.04
Total	19,140	0.38	0.34	0.47	0.41	0.20	0.13	0.21	0.13

注) 1977年3月期から2008年3月期を対象に、東証第一部に上場する企業の事前のれんと事後のれんを、それぞれ(6)式と(7)式によって計算し、各デフレータで除した値を掲げている。

図1 平均の時系列変動（連結）

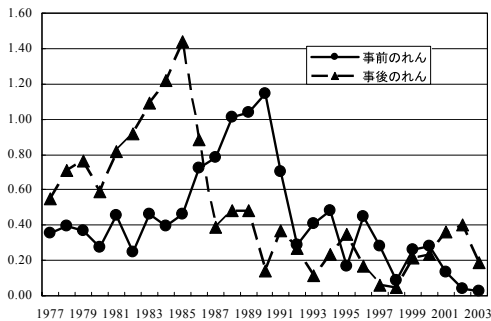
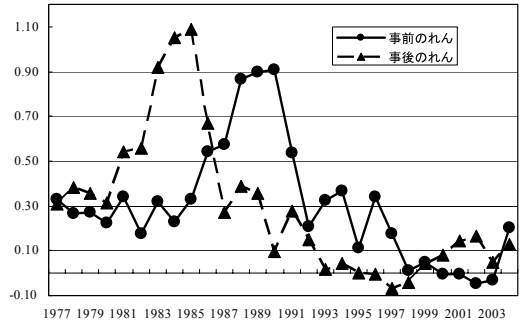


図2 中央値の時系列変動（連結）



注) 図1（図2）は、(6)式で与えられる事前のれんと(7)式で与えられる事後のれんの平均値（中央値）について、1977年から2003年までの動きをプロットしている。なお、各のれんの大きさは、総資本の金額であらかじめ除されている。

V 分析結果

問題なのは、上記のような事前のれんの動きが、評価モデルから導かれた事後のれんによってどれだけ捕捉されるかである。1977年から2003年までを対象に、事前と事後ののれんのクロスセクションでの標準偏差を比較した結果が、表2と表3である。事前にせよ事後にせよ、標準偏差自体は計測時点によ

表2 事前のれんと事後のれんの標準偏差（連結）

	デフレーター：資産			デフレーター：売上高		
	事前のれん	事後のれん	事前/事後	事前のれん	事後のれん	事前/事後
1977	0.39	0.83	0.47	0.43	0.87	0.49
1978	0.49	1.10	0.44	0.53	1.24	0.42
1979	0.38	1.12	0.34	0.41	1.38	0.30
1980	0.30	0.69	0.43	0.30	0.67	0.45
1981	0.47	1.16	0.40	0.43	1.02	0.42
1982	0.29	1.03	0.28	0.28	0.97	0.29
1983	0.52	0.95	0.54	0.54	0.84	0.64
1984	0.54	0.83	0.65	0.71	1.43	0.50
1985	0.53	1.77	0.30	0.86	2.08	0.41
1986	0.71	0.99	0.72	1.11	1.10	1.01
1987	0.71	0.58	1.24	1.21	0.66	1.83
1988	0.70	0.51	1.39	1.25	0.78	1.60
1989	0.68	0.59	1.15	1.53	1.53	1.00
1990	0.91	0.27	3.36	1.92	0.47	4.11
1991	0.70	0.39	1.80	1.12	0.59	1.91
1992	0.39	0.46	0.83	0.72	0.80	0.90
1993	0.37	0.46	0.80	0.64	0.75	0.85
1994	0.47	0.82	0.57	0.97	1.34	0.73
1995	0.29	1.80	0.16	0.49	2.51	0.20
1996	0.45	0.75	0.60	0.86	1.16	0.74
1997	0.42	0.61	0.68	0.71	0.92	0.77
1998	0.41	0.47	0.86	0.54	0.68	0.79
1999	0.85	0.69	1.24	1.00	0.91	1.10
2000	1.05	0.63	1.67	1.49	0.84	1.78
2001	0.62	0.78	0.79	0.92	1.34	0.68
2002	0.49	0.93	0.53	0.88	1.54	0.57
2003	0.38	0.82	0.46	0.67	1.19	0.56
Total	0.69	0.89	0.78	1.08	1.26	0.86

注) 1977年3月から2008年3月期を対象に、東証第一部に上場する企業の事前のれんと事後のれんを各デフレーターで除したうえで、クロスセクションでみた標準偏差を掲げている。なお、「事前/事後」は、各年の標準偏差の比をあらわす。

表3 事前のれんと事後のれんの標準偏差（個別）

	デフレーター：資産			デフレーター：売上高		
	事前のれん	事後のれん	事前/事後	事前のれん	事後のれん	事前/事後
1977	0.33	0.65	0.51	0.67	1.15	0.59
1978	0.41	1.14	0.36	0.74	1.23	0.60
1979	0.41	1.54	0.27	0.58	1.59	0.37
1980	0.36	1.26	0.29	0.45	1.43	0.32
1981	0.47	1.54	0.30	0.50	1.75	0.29
1982	0.41	1.48	0.27	0.44	1.72	0.26
1983	0.71	1.28	0.56	0.72	1.62	0.44
1984	1.04	1.13	0.92	1.27	1.65	0.77
1985	0.77	1.74	0.44	1.21	2.28	0.53
1986	1.10	1.14	0.96	1.56	1.37	1.13
1987	1.00	0.66	1.51	1.63	0.84	1.95
1988	0.89	0.71	1.25	1.63	1.07	1.52
1989	0.86	0.75	1.15	1.73	1.19	1.44
1990	1.14	0.39	2.90	3.16	0.89	3.57
1991	0.86	0.56	1.53	1.66	1.02	1.63
1992	0.49	0.54	0.91	0.85	0.99	0.85
1993	0.49	0.51	0.95	0.83	0.89	0.94
1994	0.59	0.91	0.65	1.15	1.50	0.76
1995	0.36	1.80	0.20	0.67	2.82	0.24
1996	0.59	0.84	0.70	1.01	1.41	0.72
1997	0.52	0.72	0.72	0.86	1.06	0.82
1998	0.46	0.58	0.79	0.66	0.85	0.77
1999	1.04	0.90	1.15	1.73	1.53	1.13
2000	1.37	0.81	1.70	2.13	1.61	1.32
2001	0.74	1.07	0.69	1.44	1.98	0.73
2002	0.97	1.20	0.81	1.44	2.26	0.64
2003	0.53	1.06	0.50	1.51	1.97	0.77
Total	0.84	1.12	0.76	1.44	1.62	0.89

注) 1977年3月期から2008年3月期を対象に、東証第一部に上場する企業の事前のれんと事後のれんを各デフレーターで除したうえで、クロスセクションでみた標準偏差を掲げている。なお、「事前/事後」は、各年の標準偏差の比をあらわす。

って安定せず、何度か上昇と下降を繰り返していることがわかる。ただ、個別財務諸表のデータを扱った表3のほうが、おしなべてのれんの標準偏差が大きくなっている。これは単純に、個別財務諸表を開示する上場企業の数が、表2の連結データのケースとくらべて大きくなることを反映している⁸⁾。ただし、サンプル数の違いこそあれ、表2と表3の内容に本質的な相違は認められないため、表2を中心に結果を検討してみよう。

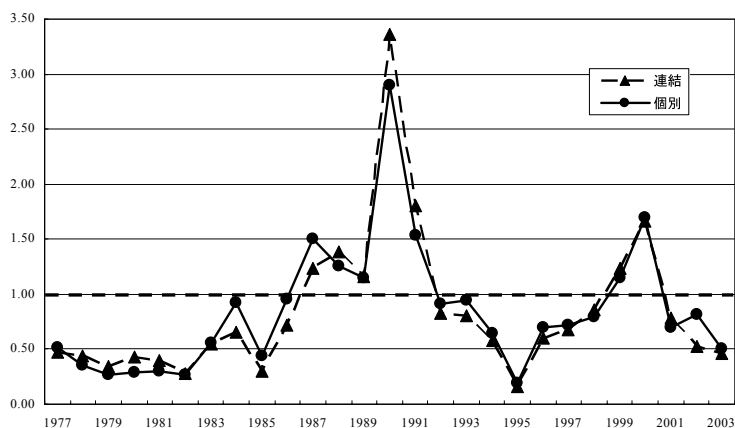
まず注目されるのは、期間全体（Total）をみた場合に、標準偏差の大きさについて事後のれん \geq 事前のれんとなっていることであろう。また、各年でみてもほとんどのケースで、同じ大小関係が標準偏差について成立している。このように、事前と事後におけるのれんのばらつきが、(5)式の関係と一貫する事実は、Shiller (1981) や植田ほか (1986) の結果と異なっている。それらの研究では、実際の株価変動が、理論値によって与えられる分散の水準を大きく上回っていた。ここまでの結果を敷衍するなら、配当とくらべて変動幅の大きい残余利益のほうが、多少のラグをとまう先行指標として、株価の動きをうまく描写していることが、遅まきながら確認されたわけである⁹⁾。

ただし、デフレーターを総資本と売上高のいずれに求めるかで期間に若干のずれが生じるが、①1987年から1991年と②1999年から2000年に、事前のれんの標準偏差が事後のれんのそれを上回っている。周知のように、①はバブル景気、②はITバブルとそれぞれよばれた時期にちょうど符合する。各のれんの標準偏差の比を示した第3列にみられるように、①については1989年を別にして、バブルの生成から崩壊にいたる過程をなぞるように、その浮沈が明示的にあらわれている。表2にもとづいて各のれんの標準偏差を視覚的に比較した図3も、あわせてこの点を強調している。評価モデルによって株価の動きを

説明しえない原因のひとつがバブルであると考えらるなら、ちょうどその時期と重なるかたちで評価モデルがうまく機能しない期間を特定したクロスセクションでの分散制約テストは、バブルの検出に役立つと言えよう。

他方、ITバブルに相当する②の時期は、いわゆる会計ビッグバンの開始とも重なっている。会計のあり方をめぐって制度改革が相次いだこの時期は、PERやPBRといった投資指標の解釈を難しくする原因となった。たしかに、会計情報の質的な継続性が保証されなければ、短期的にみて市場に混乱をきたす可能性は否定されない。しかし、事後のれんの計算には複数年度の会計情報をもちいているから、かりに会計ビッグバンの影響があるのならば、むしろそうした制度改革より以前の事後のれんの大きさに反映されるはずである。とすれば、図3に描かれる事前のれんの過剰分散は、会計ビッグバンの影響を所与としても、時期によって市場に特異な歪みがあったことを示している。

図3 事前のれんの標準偏差 / 事後のれんの標準偏差



注) 表2と表3をもとに、1977年から2003年にいたる各のれんの標準偏差の比を示す。

VI おわりに

以上の分析の結果、明らかにされたことをまとめよう。残余利益モデルから事後的に導かれたのれんは、実際の株価と純資産簿価の差額である事前ののれんの動きを、ある程度的確にカバーしていることがわかった。割引率の時系列での変動を許容したうえでも、全体としてみれば分散制約は機能している。先行研究の結果と異なるのは、企業価値を推定する際に、配当よりも残余利益のほうがより適切なインプットとなるからかもしれない。他方、各時点でみた事前と事後での標準偏差の比較は、それとは異なる事実を指し示している。図3に端的にあらわれている標準偏差の比の著しい変動は、ときに評価モデルでは予測しえない株価の変動が生ずることを強調している。このような異常な変動が生じた時期にバブルと呼ばれる時期が符合する事実から、バブルの発生は評価モデルの有用性を低下させる可能性があることがわかる。企業価値関連性の分析に際しては、横断性条件が課された評価モデルが適用可能なことを暗黙の前提としてきたが、本来であればそのような評価モデルを適用するかどうかをあらかじめ判断することが求められるはずである。この意味で分散制約テストは、ひとつの有力な判断基準とな

る。

ただ、残された課題も少なくない。たとえば、ターミナル・バリューを5年後の株価にもとづいて計算しているが、そこにいたる期間をもっと長くすれば、結果も変わってくるかもしれない。しかし、予測期間をどこで区切るかは、理論的に自明ではない。まして、投資者が将来の残余利益を、超長期で予測していると仮定することにも無理がある。また、リスクをどう位置づけるかも、検討に値する論点である。ここでは、予測が正確であることを前提にしているので、無リスク利子率によって割引率を構築した。将来予測の図式を一律に決めてしまえば、モデルのインプットにバイアスが派生するが、特定時点における予測のあり方は、予測期間の問題と関連させながら考えるべき課題であろう。

〔付 記〕

本稿は奥田が交付されている平成23年度日本学術振興会科学研究費助成事業学術研究助成基金助成金（若手研究（B））（課題番号 23730454）および中條が交付されている平成23年度日本学術振興会科学研究費補助金（基盤研究（C））（課題番号 22530478）による研究成果の一部である。

注

†) 阪南大学経営情報学部准教授

††) 大阪学院大学流通科学部准教授

- 1) Shiller 型の分散制約テストのわかりやすいテキストとして、Cuthbertson and Nitzsche (2005) の Chap.11などが掲げられる。なお、以下の合理的バブルについては、同書 Chap.13や福田 (2000) もあわせて参照されたい。
- 2) ただし、Campbell (1991) などで指摘されるように、割引率を一定に据え置く評価モデルの仕組み自体が、株価の分散を捉えるうえで障害となっているおそれがある。そのため本稿では、毎年6月時点の無リスク利子率をモデルにあてはめることで、割引率の時系列変動に一定の配慮を加えている。
- 3) 有限のサンプルに対して時系列で母集団の分散を推定するためには、配当や株価といった変数が定常過程にしたがう必要がある。しかし、配当の平準化が実施されている状況では、Mankiw et al. (1985) などで展開された私たちの分散制約テストが課されなければならない。他方、クロスセクションでは、変数の定常性に起因する問題は発生しないと考えられる。
- 4) 第3節で説明されるように、残余利益モデルは純資産簿価をベースとしている分だけ、将来キャッシュフローの予測負担を軽減されている。それでも、クロスセクションでみた残余利益のばらつきは、配当にくらべて大きくなるため、実際の株価の変動を配当よりも広い範囲でカバーしている可能性がある。
- 5) かりに、 $Cov[P_{it}, \varepsilon_{it}] \neq 0$ ならば、(4)式と(5)式の不等式は成立しない場合がある。とくに、共分散が負のとき、不等号が逆になるかもしれない。とはいえ、額面金額の大きい株式について予測誤差が大きくなるといった状況は考えられても、その逆のケースはあまり現実的でない。共分散が正であるかぎり、(4)式ないし(5)式の含意は変わらないが、さしあたり時価総額を総資本などで除することにより、誤差項の独立性を担保する追加的な手続きをとる。
- 6) 6月に当該国債が発行されていない場合は、その直前に発行されたものの利回りをもちいる。
- 7) 個別財務諸表に関するサンプルからは、ソフトバンク (9984) だけ除かれている。分析期間にわたるソフトバンクの事後の時価総額を総資本で除した値は1,000を超える場合もあり、それ以外の企業が20を超えていないことに照らせば、明らかに異常値とみなされたためである。なお、分析期間において、ソフトバンクは連結財務諸表を公開していないので、連結ベースでみた分析からは自動的に除かれている。
- 8) サンプル数の開きは、全体をとおして表3は表2の1.8倍にのぼる。とくに、1977年3月期時点 (38.3倍) から83年3月期 (14倍) までは、サンプル数に著しい差異が生じている。2000年3月期以前は連結データの開示が本格

化していないため、この間の分析の精度を高めるためにも、表3のように個別ベースで計測した結果を併記している。

- 9) (7)式の構造からわかるように、事後のれんの計算にあたって、本稿では無リスク金利を適用している。リスクの調整に関しては、膨大な議論の蓄積があるが、(7)式に外挿される数値はいずれも実現値なので、少なくとも将来予測にとまうリスクを免れている。たとえばCAPMなどから導出されたリスク・プレミアムの分散が、クロスセクションでみて表2の結果にどう影響するかを考察することもできるが、それなりの理屈がないかぎり本稿の趣旨からは外れている。

参考文献

- 石川博行（2007）『配当政策の実証分析』中央経済社。
- 井上達男（1999）「企業評価法の比較検討：DCF法、EVA、Ohlsonモデル」『商學論究』第47巻第2号、75-90ページ。
- 植田和男・鈴木勝・田村達朗（1986）「配当と株価：シラー・テストの日本への応用」『フィナンシャル・レビュー』第2号、58-67ページ。
- 川崎健太郎・熊本方雄・小川英治（2001）「日本の株価における内在的バブルの実証分析」『一橋論叢』第126巻第5号、463-476ページ。
- 竹原均・須田一幸（2004）「フリーキャッシュフローモデルと残余利益モデルの実証研究—株価関連性の比較—」『現代ディスクロージャー研究』第5号、23-35ページ。
- 福田祐一（2000）「ファンダメンタルズと合理的バブル」（所収：筒井義郎（2000）『金融分析の最先端』東洋経済新報社）。
- Campbell, J. Y. (1991) "A variance decomposition for stock returns," *The Economic Journal* 101, pp. 157-179.
- Cuthbertson, K., and D. Nitzsche (2005) *Quantitative Financial Economics: Stocks, Bonds and Foreign Exchange* (2nd ed.), John Wiley & Sons.
- Froot, K. A., and M. Obstfeld (1991) "Intrinsic bubbles: the case of stock prices," *The American Economic Review* 81, pp. 1189-1214.
- LeRoy, S. F., and R. D. Porter (1981) "The present-value relation: tests based on implied variance bounds," *Econometrica* 49, pp. 555-574.
- Mankiw, N. G., D. Romer and M. D. Shapiro (1985) "An unbiased reexamination of stock market volatility," *The Journal of Finance* 40, pp. 677-687.
- Penman, S.H., and T. Sougiannis (1998) "A comparison of dividend, cash flow, and earnings approaches to equity valuation" *Contemporary Accounting Research* 15, pp. 343-383.
- Shiller, R (1981) "Do stock prices move too much to be justified by subsequent changes in dividends?" *The American Economic Review* 71, pp. 421-436.

(2011年7月21日掲載決定)