

〈論文〉

線形情報ダイナミックスの実証研究

太田浩司

〈目次〉

1. はじめに
2. 残余利益評価モデルと線形情報モデルの導出
 - 2.1 残余利益評価モデル (Residual Income Valuation Model: RIV)
 - 2.2 線形情報モデル (Linear Information Model: LIM)
3. 線形情報モデルの実証研究
 - 3.1 モデルの設定
 - 3.2 データ
 - 3.3 結果
 - 3.4 追加テスト
4. 株価との関連についての実証研究
 - 4.1 Ohlson (1995) モデルに基づく7つの企業評価モデル
 - 4.2 現実の株価のバラツキに対する説明力
 - 4.3 将来の株価に対する予測能力
 - 4.4 7つのモデルの総合評価
5. おわりに

1. はじめに

本論文の目的は、Ohlson (1995) 情報ダイナミックスの正当性の検証、およびその改善を試みることである。

Ohlson (1995) によって提示された情報ダイナミックス (Information Dynamics) は、現在、会計の実証研究者達の間で大変注目を集めている。Ohlson (1995) の情報ダイナミックスとは、企業の異常利益のメカニズ

ムを説明しようとする試みであり、そして、現在の情報を将来異常利益と結び付けることによって、企業の評価モデルを導き出すことを可能にするものである。しかしながら、Ohlson (1995) 情報ダイナミックス、すなわち線形情報モデル (Linear Information Model : 以後 LIM) を、実証研究によって直接検証することは容易ではない。なぜならLIMには、大変厄介な変数である、 ν_t が含まれているからである。 ν_t とは、将来異常利益に影響を与える、異常利益以外の他の情報のことであり、その固有の性質によって、観測不可能、もしくは、観測が大変困難である。ところが ν_t は、LIMにおいて必要不可欠な役割を果たしており、LIM改善の鍵を握っていると考えられる。

それゆえに、最近の米国の研究では、様々な会計情報を用いることによって、この ν_t を特定化することに焦点が置かれている。例えば、Myers (1999) では受注残高 (order backlog)、Hand and Landsman (1998) (1999) では配当、Dechow et al. (1999) では、異常利益の絶対的大きさ、特別項目、会計発生高 (accruals)、配当、産業別持続性などを、そしてBarth et al. (1999) では、会計発生高 (accruals) やキャッシュフローを変数に加えて、 ν_t を特定化しようと試みている。しかしこの論文では、 ν_t を特定化するという困難を回避し、その代わりに、 ν_t を除去することから生じる誤差項の系列相関に対処するという形で、Ohlson (1995) LIMの改善を試みている。

ν_t は、観測不可能もしくは大変困難であるので、しばしば、モデルの回帰式から除去されている¹⁾。しかしながら、前述のように、 ν_t は、Ohlson (1995) LIMにおいて必要不可欠な構成要素であり、それを除去することは、Ohlson (1995) LIMの現実との適合を、悪化させると考えられる。Ohlson (1995) LIMは、 ν_t が1階の自己回帰モデルAR(1)に従うと仮定している。それゆえに、回帰式から必要な変数である ν_t を除去することは、その誤差項に系列相関を生じさせると推測される。この推測に基づいて、誤差項の系列相関を、ダービンの代替統計量 (Durbin's alternative statistics) を用いて検証した結果、全サンプルの約半数において、

系列相関が検出された。そこで一般化最小二乗法（GLS）を用いて、誤差項の系列相関に対処した結果、それは、Ohlson（1995）LIMの改善につながるということが示された。また、この改良版LIMは、証券市場においても検証され、その結果は、この改良版LIMを一般的に支持するものであった。

これらの新しい発見を除いて、本研究の結果は、Dechow et al.（1999）、Hand and Landsman（1998）（1999）、Barth et al.（1999）等の米国における先行研究の結果と、著しく類似していた。その例としては、異常利益の持続係数がほとんど同じ値である、簿価の係数が負である、アナリストの予想利益を用いた企業評価モデルが、現実の株価に対して最も説明力がある、Ohlson（1995）LIMに基づくモデルが、最も高い将来株価リターンの予測能力を有している、などである。このように、本研究の全体的な結果は、Ohlson（1995）情報ダイナミックスには、現実の株価には完全に反映されていない、企業の内在価値（intrinsic value）を捉える能力があるという、Dechow et al.（1999）の見解を支持するものであった。また本研究が、日本企業と日本の証券市場において行われ、そして米国における研究と同様の結果が得られたという事実は、Ohlson（1995）LIMの、世界における普遍性を示唆するものであるかもしれない。

また、この論文の構成は次のようである。まず第2章では、残余利益評価モデル（Residual Income Valuation Model: RIV）と線形情報モデル（Linear Information Model: LIM）の導出について述べる。そして第3章ではLIMに関する実証研究を行い、第4章では株価との関連についての実証研究を行う。最後に第5章では、本論文の結論について述べる。

2. 残余利益評価モデルと線形情報モデルの導出

2.1 残余利益評価モデル（Residual Income Valuation Model: RIV）

配当割引モデルによる企業価値は、現在利用可能な情報に基づいてえられる、将来の期待配当額の現在割引価値で表される。

配当割引モデル

$$V_t \equiv \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[d_{t+i}]}{(1+r)^i} \quad (1)$$

V_t : 時点 t における企業価値

$E_t[d_{t+i}]$: 時点 t において期待される $t+i$ 期の配当

r : 時点 t における資本コストで、この値は不変であるということ仮定

また、利益剰余金の増減は損益計算書からの利益と配当に限るという、クリーン・サープラス概念 (Clean Surplus Concept) に従えば、簿価、利益、配当の関係は以下の等式で表される。

クリーン・サープラス関係

$$b_t = b_{t-1} + x_t - d_t \quad (2)$$

b_t : t 期末の株主資本簿価

x_t : t 期の当期純利益

d_t : t 期の配当額

また t 期における株主資本簿価に資本コストを乗じたものは、すなわちその企業の標準的利益額 (normal earnings) である。そして、 t 期の実際の利益額からこの標準的利益額を引いたものを、異常利益 (abnormal earnings) と定義する²⁾。

異常利益

$$x_t^a \equiv x_t - r b_{t-1} \quad (3)$$

x_t^a : t 期の異常利益

③を x_t について解いて、②に代入しそれを d_t について解くと、

$$d_t = x_t^a + (1+r)b_{t-1} - b_t$$

となり、この式を①に代入して整理すると以下の式がえられる。

$$V_t \equiv b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{E_t[x_{t+i}^a]}{(1+r)^i} \quad \text{④ (RIV)}$$

④式が、残余利益評価モデル (Residual Income Valuation Model : 以下 RIV) と呼ばれるものである³⁾。RIV はつまり、企業価値 = 現在株主資本簿価 + 将来異常利益の期待値の現在割引価値であるということを意味している。そしてこの RIV の優れた性質として、④式で求められる企業価値は、会計方針の選択に影響を受けないという点があげられる。以下にそれを例示する。

A 企業の資産、負債、資本の時価がそれぞれ 200、100、100 であったとする。今それが保守的な会計方針の選択によって資産が 150 で計上されたと仮定する。なお利益は毎年 12 で、資本コストは 10% とする。

(i) 時価評価

資産 200	負債 100
	資本 100

(ii) 保守主義

資産 150	負債 100
	資本 50

(i) 時価評価のときの企業評価

$$\begin{aligned} V_i &= 100 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{(12 - 0.1 \times 100)}{(1 + 0.1)^t} \\ &= 100 + 20 \end{aligned}$$

(ii) 保守的会計選択時の企業評価

$$V_{ii} = 50 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{(12 - 0.1 \times 50)}{(1 + 0.1)^t}$$

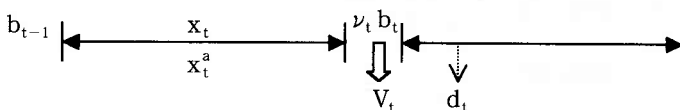
$$= 50 + 70$$

このようにRIVによる企業評価は、(i)(ii)ともに120となる。すなわちこれは、会計方針の選択によって資産が時価よりも低く評価され、④式の右辺第1項である株主資本部分が低く押さえられたとしても、それは右辺第2項の将来異常利益部分の増加によって相殺され、企業価値の評価には影響を及ぼさないということを示している。こうしてRIVは、会計の自己修正機能を巧みに利用することによって、会計数値が会計方針の多様性ゆえに信頼性を欠き企業評価の推定には使えない、という批判をかわず事に成功しているのである⁴⁾。

2.2 線形情報モデル (Linear Information Model: LIM)

線形情報モデル (Linear Information Model: LIM) とは、Ohlson (1995) および Feltham and Ohlson (1995) によって示された、企業の超過収益力のメカニズムを表す情報ダイナミクスモデルのことである。超過収益力とは、株主資本の簿価に資本コストを掛けて得られる標準的利益を上回る分の利益のことであり、すなわち前述の異常利益と同義である。そして、Dechow et al. (1999) は、Ohlson (1995) 並びに Feltham and Ohlson (1995) の真の業績とは、現在の会計数値と企業の内在価値 (intrinsic value) との結び付きを可能にする、この線形情報モデル (Linear Information Model: LIM) という枠組を提示したことにある、ということを強調している。

会計数値と企業価値がLIMによって結び付けられる



2.2.1 Ohlson (1995) の線形情報モデル

Ohlson (1995) では、以下の LIM が仮定されている。

$$x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \nu_t + \varepsilon_{1t+1} \quad \text{⑤ a}$$

$$\nu_{t+1} = \gamma\nu_t + \varepsilon_{2t+1} \quad \text{⑤ b}$$

x_t^a : t 期の異常利益で、 $x_t^a = x_t - rb_{t-1}$ にて算出

ν_t : 異常利益以外の他の情報

ω_{11} : 異常利益の持続性を表すパラメーター ($0 \leq \omega_{11} < 1$)

γ : ν_t の持続性を表すパラメーター ($0 \leq \gamma < 1$)

ε_{1t} , ε_{2t} : 誤差項で、一般的仮定を満たしている

x_t^a は異常利益であるが、それはすなわち企業の超過収益力と考えられる。⑤ a は、企業の超過収益力がどの程度持続するかを表している。そして Ohlson (1995) の LIM では、企業の超過収益力の原因を、「独占による超過利潤」(monopoly rents) によるものと考え、その持続係数を ω_{11} で表している。これは短期的には持続すると考えられるが、長期的には競争原理が働いてゼロとなると考えられる。それゆえに、 $0 \leq \omega_{11} < 1$ と想定される。また ν_t は、現在の財務諸表には反映されていないが、将来の異常利益に影響を与えると考えられる、異常利益以外の他の情報を表している。⑤ b は、他の情報が 1 階の自己回帰モデルに従うと仮定しており、その持続係数が γ で表されている。他の情報 ν_t は、長期にわたって持続するとは考えられないので、 $0 \leq \gamma < 1$ と想定される。

そして④、および⑤ a - b から、企業価値について以下の式がえられる⁵⁾。

$$V_t = b_t + \alpha_1 x_t^a + \beta_1 \nu_{1t}$$

$$\alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}$$

$$\beta_1 = \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma)}$$

2.2.2 Feltham and Ohlson (1995) の線形情報モデル

Feltham and Ohlson (1995) の LIM では、以下の四つの式が仮定されている⁶⁾。

$$x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}b_t + \nu_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \quad \text{⑥ a}$$

$$b_{t+1} = \omega_{22}b_t + \nu_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \quad \text{⑥ b}$$

$$\nu_{1t+1} = \gamma_1\nu_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \quad \text{⑥ c}$$

$$\nu_{2t+1} = \gamma_2\nu_{2t} + \varepsilon_{4t+1} \quad \text{⑥ d}$$

x_t^a : t 期の異常利益で、 $x_t^a = x_t - rb_{t-1}$ にて算出

b_t : t 期末の株主資本簿価

ν_{1t} : 異常利益以外の他の情報

ν_{2t} : 資産に何らかの影響を与える他の情報

ω_{11} : 異常利益の持続性を表すパラメーター ($0 \leq \omega_{11} < 1$)

ω_{12} : 保守主義の度合いを示すパラメーター ($0 \leq \omega_{12}$)

ω_{22} : 資産の成長を示すパラメーター ($1 \leq \omega_{22} < 1+r$)

γ_1, γ_2 : ν_{1t}, ν_{2t} のそれぞれの持続性 ($0 \leq \gamma_1, \gamma_2 < 1$)

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}$: 誤差項で一般的仮定を満たしている

x_t^a は異常利益であるが、それはすなわち企業の超過収益力と考えられる。⑥ a は、企業の超過収益力がどの程度持続するかを表している。そして Feltham and Ohlson (1995) の LIM では、企業の超過収益力の原因が主に 2 つ考えられている。1 つは「独占による超過利潤」(monopoly rents) であり、その持続係数が ω_{11} であらわされている。これは短期的には持続すると考えられるが、長期的には競争原理が働いてゼロとなると考えられる。それゆえに、 $0 \leq \omega_{11} < 1$ と想定される。2 つめは、会計の特徴である「保守主義」から生じる超過収益力であり、その度合いが ω_{12} で表されている。これは保守主義によって資産評価が低く押さえられると、その低く押さえられた分に資本コストを乗じた額だけ、異常利益が発生するということを意味している。したがって、保守主義会計のもとでは、

$0 \leq \omega_{12}$ と考えられる⁷⁾。また「独占による超過利潤」から生じる超過収益力は、長期的には消滅すると考えられるが、「保守主義」から生じる超過収益力は永久に残りうるものである。 ν_{1t} は、現在の財務諸表には反映されていないが、将来の異常利益に影響を与えると考えられる、異常利益以外の他の情報を表している。

⑥ b は、資産の成長を示す式であり、 ω_{22} はその程度をあらわしている。 ω_{22} は、継続企業の公準からは、ゼロ以上であり、また資産成長率は、 $1 +$ 資本コストよりも低いと考えられる。従って、 $1 \leq \omega_{22} < 1+r$ と想定される。 ν_{2t} は、現在の財務諸表には反映されていないが将来の資産に影響を与えると考えられる、他の情報を表している。

⑥ c-d は、来期の残余利益や資産に何らかの影響を与えるその他の情報が、1階の自己回帰モデルに従うということを仮定している。そしてその持続係数が、それぞれ γ_1 、 γ_2 で表されている。それらは、長期にわたって持続するとは考えられないので、 $0 \leq \gamma_1, \gamma_2 < 1$ と想定される。

そして④、および⑥ a-d から企業価値について以下の式がえられる⁸⁾。

$$V_t = b_t + \alpha_1 x_t^a + \alpha_2 b_t + \beta_1 \nu_{1t} + \beta_2 \nu_{2t}$$

$$\alpha_1 = \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}}$$

$$\alpha_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})}$$

$$\beta_1 = \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma_1)}$$

$$\beta_2 = \frac{(1+r)\omega_{12}}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\omega_{22})(1+r-\gamma_2)}$$

以上2.2では、Ohlson (1995)、Feltham and Ohlson (1995) で提示された、異常利益の情報ダイナミックス、すなわち LIM について述べた。しかしながら Hand and Landsman (1998 p.3) が指摘するように、ここで示されている LIM が現実を適切に特徴付けているのか、それとも誤っ

た特定化 (misspecified) がなされているのかは分からない。LIM はあくまでも Ohlson (1995)、Feltham and Ohlson (1995) で提示された理論モデルであり、その正当性は実証研究でもって検証されなければならない。そして実証研究を行う際には、必ず、実証可能性という問題が付随してくる。たとえば LIM で現れる、他の情報 (現在の財務諸表には反映されていないが、将来の異常利益に影響を与えると考えられる、異常利益以外の他の情報) を、どのようにして処理すべきかという問題である。

そこで次章では、Ohlson (1995) ならびに Feltham and Ohlson (1995) で提示された LIM を、実証可能な形に置き換えて、その正当性について検証してみることにする。

3. 線形情報モデルの実証研究

この章では最初に、実証可能な 7 つのモデル LIM1-7 を示す。次に、サンプル企業を選択し、それらを用いて LIM1-7 の現実との適合を検証する。

3.1 モデルの設定

3.1.1 LIM 1 & LIM 2 : Ohlson (1995) モデル

Ohlson (1995) モデルでは、以下の LIM が仮定されていた。

$$x_{t+1}^a = \omega_{11} x_t^a + \nu_t + \varepsilon_{1t+1} \quad \text{⑤ a 再掲}$$

$$\nu_{t+1} = \gamma \nu_t + \varepsilon_{2t+1} \quad \text{⑤ b 再掲}$$

x_t^a : t 期の異常利益で、 $x_t^a = x_t - rb_{t-1}$ にて算出

ν_t : 異常利益以外の他の情報

ω_{11} : 異常利益の持続性を表すパラメーター ($0 \leq \omega_{11} < 1$)

γ : ν_t の持続性を表すパラメーター ($0 \leq \gamma < 1$)

ε_{1t} , ε_{2t} : 誤差項で、一般的仮定を満たしている

⑤ a-b に含まれている、他の情報を表す ν_t は、観測不可能もしくは非

常に困難である⁹⁾。そこで、 $\nu_t = 0$ と仮定して除去したモデルが LIM1 である。しかし、観測困難だからといって、 ν_t を単に除いてしまうと、モデルの過少定式化となってしまう。また、実際の資本コスト r と、計算で用いられる r は異なるかもしれない、異常利益は0にならないかもしれない。そこで、 ν_t が定数であるということを仮定して、定数項を加味したモデルが LIM 2 である。そしてこの LIM 1、LIM 2 のパラメーターを、通常最小二乗法 (OLS) を用いて推定を行うこととする。

$$\text{LIM 1 : } \mathbf{x}_{t+1}^a = \omega_{11}\mathbf{x}_t^a + \varepsilon_{t+1}$$

$$\text{LIM 2 : } \mathbf{x}_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11}\mathbf{x}_t^a + \varepsilon_{t+1}$$

3.1.2 LIM 3 & LIM 4 : Feltham and Ohlson (1995) モデル

Feltham and Ohlson (1995) では以下の LIM が仮定されていた。

$$\mathbf{x}_{t+1}^a = \omega_{11}\mathbf{x}_t^a + \omega_{12}\mathbf{b}_t + \nu_{1t} + \varepsilon_{1t+1} \quad \text{⑥ a 再掲}$$

$$\mathbf{b}_{t+1} = \omega_{22}\mathbf{b}_t + \nu_{2t} + \varepsilon_{2t+1} \quad \text{⑥ b 再掲}$$

$$\nu_{1t+1} = \gamma_1\nu_{1t} + \varepsilon_{3t+1} \quad \text{⑥ c 再掲}$$

$$\nu_{2t+1} = \gamma_2\nu_{2t} + \varepsilon_{4t+1} \quad \text{⑥ d 再掲}$$

\mathbf{x}_t^a : t 期の異常利益で、 $\mathbf{x}_t^a = \mathbf{x}_t - r\mathbf{b}_{t-1}$ にて算出

\mathbf{b}_t : t 期末の株主資本簿価

ν_{1t} : 異常利益以外の他の情報

ν_{2t} : 資産に何らかの影響を与える他の情報

ω_{11} : 異常利益の持続性を表すパラメーター ($0 \leq \omega_{11} < 1$)

ω_{12} : 保守主義の度合いを示すパラメーター ($0 \leq \omega_{12}$)

ω_{22} : 資産の成長を示すパラメーター ($1 \leq \omega_{22} < 1 + \gamma$)

γ_1, γ_2 : ν_{1t}, ν_{2t} のそれぞれの持続性 ($0 \leq \gamma_1, \gamma_2 < 1$)

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t} : \varepsilon_{3t}, \varepsilon_{4t}$ 誤差項で一般的仮定を満たしている

この場合もやはり、他の情報を表す ν_{1t} は、観測不可能もしくは非常に

困難である。そこで、やはり $\nu_{1t} = 0$ と仮定して除去したモデル LIM 3 と、 ν_{1t} が定数であるということを仮定して定数項を加味したモデル LIM 4 が考えられる。そしてこれらのパラメーターを、通常最小二乗法 (OLS) を用いて推定を行うこととする。

$$\text{LIM 3 : } \mathbf{x}_{t+1}^a = \omega_{11}\mathbf{x}_t^a + \omega_{22}\mathbf{b}_t + \varepsilon_{t+1}$$

$$\text{LIM 4 : } \mathbf{x}_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11}\mathbf{x}_t^a + \omega_{22}\mathbf{b}_t + \varepsilon_{t+1}$$

3.1.3 LIM 5 & LIM 6 : 異常利益 \mathbf{x}_t^a が高階の自己回帰 AR(p) に従うモデル

Ohlson (1995) の LIM では、異常利益 \mathbf{x}_t^a が 1 階の自己回帰過程 AR(1) に従うということが仮定されているが、異常利益は、高階の自己回帰過程 AR(p) に従っているかもしれない。つまり今期の異常利益は、1 期前の異常利益だけでなく、2 期前、3 期前の異常利益の影響を受けているかもしれないということが考えられる。そこで、2 階の自己回帰過程 AR(2) を仮定したモデル LIM 5、3 階の自己回帰過程 AR(3) を仮定したモデル LIM 6 が考えられる。そしてこれらのパラメーターを、通常最小二乗法 (OLS) を用いて推定を行うこととする。

$$\text{LIM 5 : } \mathbf{x}_{t+1}^a = \omega_{11}\mathbf{x}_t^a + \omega_{12}\mathbf{x}_{t-1}^a + \varepsilon_{t+1}$$

$$\text{LIM 6 : } \mathbf{x}_{t+1}^a = \omega_{11}\mathbf{x}_t^a + \omega_{12}\mathbf{x}_{t-1}^a + \omega_{13}\mathbf{x}_{t-2}^a + \varepsilon_{t+1}$$

3.1.4 LIM 7 : ν_t 除去による誤差項の系列相関

LIM 1-6 では、他の情報を表す ν_t は観測不可能もしくは非常に困難であるので、 $\nu_t = 0$ または定数であると仮定したモデルに、通常最小二乗法 (OLS) を用いてパラメーターを推定している。しかしながら、観測困難だからといって単に ν_t を除去したり、定数であると仮定することは、モデルの過少定式化につながる。そして結果として、 ν_t は、誤差項 u_t に吸収されることとなる。Ohlson (1995)、Feltham and Ohlson (1995) に

において ν_t は、⑤ b、⑥ c に見られるように 1 階の自己回帰過程 AR(1) に従い、 $0 \leq \gamma < 1$ であると仮定されている。もしそうだとすれば、 ν_t を除去して推定されたモデルの誤差項には、1 階の正の系列相関が観察されるはずである。

そこで、LIM 1-6 の誤差項の系列相関をテストするために、Durbin-Watson (DW) 統計量を用いた検定を行うこととする。しかしながら DW 検定は、説明変数にラグ付き内生変数が含まれているときには、その統計量が 2 に偏ることが知られているので、併せて Durbin's alternative (Durbin-alt.) による検定を行うこととする。

そして、Durbin-alt. 検定によって誤差項に系列相関が見られたモデルのサンプルについては、一般化最小二乗法の格子探索法 (GLS-GRID) によってパラメーターの推定を行うこととする¹⁰⁾。

結果の先取りとなるが、LIM 1 が、LIM 1-6 の中で最も妥当と思われるモデルであったので、LIM 1 のそれぞれのサンプルに関して、観測値の数に基づいて自由度を調整し、Durbin-alt. 統計量を用いて以下の誤差項の系列相関に関する仮説検定を行った¹¹⁾。

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho > 0$$

帰無仮説は、誤差項には系列相関が無いというものであり、対立仮説は誤差項には正の系列相関があるというものである。この仮説検定を右片側有意水準 10% で行って、有意であったサンプルについてのみ、以下の LIM 7 を、一般化最小二乗法の格子探索法 (GLS-GRID) を用いて、そのパラメーターの推定を行った。

$$\text{LIM 7 : } x_{t+1}^a = \omega_{11} x_t^a + u_{t+1} \quad u_{t+1} = \rho u_t + \varepsilon_{t+1}$$

3.2 データ

3.2.1 サンプル企業

サンプルの要件は以下の通りである。

- i. 3月決算企業。
- ii. 上場企業。
- iii. 一般事業会社（金融、証券、保険を除く）。
- iv. 1998年3月まで連続最低27年以上上場しており、その間決算期を変更していない。
- v. 株主資本がマイナスの年度がない。

要件 i・ii・iii を満たす企業は、1998年3月時点で、1,705社存在する。その内要件iv を満たす企業は750社である。そして要件 v によって最終的に674社が選択された。

要件iv を課す理由としては、LIM のパラメーター推定は1993-1998年の6年間について行われ、そしてLIM の安定したパラメーター推定には、時系列で最低20年以上の異常利益の観測値がえられるサンプルが必要と判断したからである¹⁰⁾。また要件 v については、株主資本がマイナスのときには、標準的利益がマイナスとなってしまう、その経済的解釈が困難であるからである。

表1は、サンプル企業674社の決算データの年数を表している。加重平均では33.6年である。表2では、サンプル企業674社の1998年時の上場市場を示している。サンプル企業の3/4近くが東証1部上場である。このように、LIM を実行可能な企業は大企業に偏っており、果たして証券市場全体の公平なるクロスセクションたるかどうかには疑問が残る。

表1. サンプル企業674社データ年数

年数	企業数	%
27	6	0.9%
28	46	6.8%
29	30	4.5%
30	9	1.3%
31	3	0.4%
32	5	0.7%
33	7	1.0%
34	294	43.6%
35	274	40.7%
Total	674	100.0%

表2. 上場市場

上場市場	企業数	%
東証1部	503	74.6%
東証2部	116	17.2%
大証1部	18	2.7%
大証2部	37	5.5%
合計	674	100.0%

Note: 674 サンプル企業の1998年3月時点の上場市場。

Note: 674 サンプル企業のデータ利用可能年数。データは全て『日経財務データ CD-ROM 版』を利用して収集している。

3.2.2 異常利益の算定

異常利益の算定は、以下の式で行われる。

$$x_t^a \equiv x_t - rb_{t-1} \quad \text{③再掲}$$

x_t : t期の税引後経常利益

r : 5月時点の長期国債（10年物）応募者利回り

b_t : t期末の株主資本簿価

このように、異常利益の算定には、資本コストすなわち割引率を設定する必要がある。そしてこの研究では、長期国債（10年物）の5月時点における応募者利回りをもって、その年の割引率と定めた¹³⁾。ただし1971年までは、最長期の国債は7年物であり、また1965年度以前の割引率に関しては、国債がまだ発行されていないので、政府保証債の応募者利回りをもってその年の割引率とみなした。

また異常利益の算定には、厳密に言えば当期純利益を用いるべきであるが、当期純利益を用いて算定された異常利益を使ってLIMのパラメーター推定を行うと、特別損益項目の影響を強く受けてパラメーターが安定しない。そこで米国の数多くの先行研究と同様に、税引後の経常利益を x_t として用いて異常利益を算定する¹⁴⁾。ただし米国と異なり、日本では税引後

の経常利益が損益計算書に記載されていないので、以下の計算式で税引後の経常利益を推定した¹⁵⁾。

$$\text{税引後経常利益} = \text{経常利益} \times \{1 - (1964-98各年度の法人税率 + 住民税率)\}^{16)}$$

このようにして算定された異常利益を、1993-1998年の6年間に対して、それぞれの年までのデータを用いてLIM 1-6を推定する。例えば、青木建設は35年間つまり1964年からデータが入手可能なので、1964-93年のデータを用いてLIM 1-6を推定し、次に1964-94年のデータを用いてLIM 1-6を推定し、次に1964-95年までのデータを用いてLIM 1-6を推定する、というようにして1998年までの6年間に関してそれぞれLIM 1-6を推定するのである。

3.3 結果

3.3.1 異常利益の統計量

表3の、異常利益の年度別統計量を見ると、バブル経済の崩壊した90年代前半を除いて概ね正の値をとっている。このことは、企業の実際の資本コストが、長期国債（10年物）の利率よりも高い可能性を示唆している。

3.3.2 LIM 1 & LIM 2の推定結果

表4に見られるように、LIM 1とLIM 2の異常利益の持続係数 ω_{11} は、ともに予想された通り正の値をとっており、t値も非常に高い。またそれぞれ0.73、0.66という値は、米国における先行研究の値と較べてかなり近い¹⁷⁾。またLIM 2の定数項 ω_{10} は、正にも負にもなりうるので、t値を平均してもあまり意味が無い。そこで絶対値の平均を見ると、0.95であった。いずれにしても定数項は有意ではなく、他の情報 ν_t が定数であるという仮定は成り立っていない。このことは、LIM 1よりLIM 2の方が、DW値、Durbin-alt.値、両方ともに悪くなっていることから伺える。

一方、自由度修正済み決定係数Adj. R^2 は、それぞれ0.44と0.42である。

表3. 異常利益の年度別統計量

単位（百万円）								
年度	平均値	中央値	年度	平均値	中央値	年度	平均値	中央値
65	265.2	110.0	77	242.5	40.6	89	2499.2	593.7
66	76.2	33.4	78	308.3	42.6	90	2654.8	649.3
67	336.8	98.7	79	916.8	231.8	91	957.2	125.0
68	520.1	168.4	80	789.5	251.6	92	-154.6	-99.5
69	620.8	188.4	81	1346.2	141.5	93	-843.3	-212.8
70	917.5	264.8	82	841.4	151.0	94	-572.6	-168.0
71	759.4	228.7	83	302.5	6.3	95	147.8	-59.8
72	373.5	104.1	84	382.3	20.7	96	1364.2	97.7
73	674.0	171.1	85	984.5	114.1	97	1636.5	218.4
74	1162.1	310.1	86	609.3	28.3	98	2160.2	370.9
75	143.7	55.7	87	911.7	131.2			
76	-446.4	-76.8	88	1941.9	468.0	平均値	730.3	141.2

Note: 企業一年合計21,986個の異常利益観測値を、1965-1998年間の年度別に集計したものである。またt期の異常利益は、以下の式で算定される。

$$x_t^a = x_t - rb_{t-1}$$

x_t : t期の税引後経常利益

r : 5月時点の長期国債（10年物）応募者利回り

b_t : t期末の株主資本簿価

表4. LIM1: $x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \varepsilon_{t+1}$

LIM1	Adj R ²	ω_{11}	DW	D-alt
平均値	0.44	0.73	1.64	1.27
t値		(6.72)		

$$\text{LIM 2: } x_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + \varepsilon_{t+1}$$

LIM2	Adj R ²	ω_{10}	ω_{11}	DW	D-alt
平均値	0.42	211.07	0.66	1.61	1.51
t値		(0.42)	(5.16)		

Note: 表中の値は、サンプル企業674社の、1993-1998年の6年間のパラメーター推定値4,044個を平均したものである。DWは、ダービン＝ワトソン統計量を表し、D-altは、Durbin's alternative統計量を表している。

ただしLIM1は定数項なしのモデルなので、この2つを一概に比較することはできないが、大きな差は見られない¹⁸⁾。

3.3.3 LIM3&LIM4の推定結果

表5に見られるように、LIM3、LIM4の株主資本簿価の係数 ω_{22} は統計的に有意でないにせよ、予想と異なり負の値を示している。2.2.2で述

表 5. LIM 3 : $x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \omega_{22}b_t + \varepsilon_{t+1}$

LIM3	Adj.R ²	ω_{11}	ω_{22}	DW	D-alt
平均値	0.45	0.65	-0.005	1.64	1.43
t値		(4.64)	(-0.32)		

LIM 4 : $x_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + \omega_{22}b_t + \varepsilon_{t+1}$

LIM4	Adj.R ²	ω_{10}	ω_{11}	ω_{22}	DW	D-alt
平均値	0.45	466.76	0.60	-0.02	1.64	1.51
t値		(1.20)	(4.01)	(-1.00)		

Note: 表中の値は、サンプル企業674社の、1993-1998年の6年間のパラメーター推定値4,044個を平均したものである。DWは、ダービン=ワトソン統計量を表し、D-alt.は、Durbin's alternative 統計量を表している。

べたように、保守主義会計の下では、 ω_{22} は正の値を取るはずであり、この結果は理論と一致しない。これと同様の結果は、米国における先行研究でも確認されており、しかも統計的にもかなり有意である¹⁹⁾。ただし筆者は、この研究のサンプルが、先に見たように古くから存在する大企業に集中しているため、土地や有価証券といったものを昔から所有している可能性が高く、そしてそれらが株主資本簿価を低く押さえるので、 ω_{22} は米国の研究と異なって有意に正の値を取るのではないかと予想していたので、結果は予想外であった。

異常利益の係数 ω_{11} は、LIM 3、LIM 4共に予想通り正の値を取っており、t値も高い。またLIM 4の定数項 ω_{10} の、t値の絶対値の平均は1.34であり、LIM 2同様やはり有意ではない。

自由度修正済み決定係数 Adj.R²は共に0.45であり、LIM 1、LIM 2の0.44、0.42と較べて少し良くなっている。しかし説明変数の数が増えたことを考慮に入れると、自由度修正済みとはいえ、この値の差にはさしたる意味が無いように思われる。結局、株主資本 b_t を変数に加えることよってのLIMの改良は見られなかった。

3.3.4 LIM 5 & LIM 6 モデルの推定結果

表6に見られるように、LIM 5、LIM 6についてもLIM 1-4同様、異常利益の係数である ω_{11} 以外は有意ではない。ただし、自由度修正済み決定

係数 $\text{Adj.}R^2$ には、若干の改善が見られる。しかしながらここで注目すべきは、DW値、Durbin-alt.値、ともに大きく改善され、誤差項の系列相関が取り除かれている点である。そして、1期前の異常利益の係数が負の値であることも注目に値する。この理由としては、以下のことが考えられる。

Ohlson (1995) モデル

$$x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}x_{t-1}^a + \varepsilon_{t+1} \quad \textcircled{5} \text{ a 再掲}$$

$$\nu_{t+1} = \gamma\nu_t + \varepsilon_{2t+1} \quad \textcircled{5} \text{ b 再掲}$$

すなわち LIM 1: $x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \varepsilon_{t+1}$ では、Ohlson (1995) モデルの ν_t を無視して推定を行っているので、 ν_t は誤差項に吸収されてしまう。その結果として、LIM 1の誤差項 u_{t+1} は、以下の式のような系列相関を起こすと考えられる。

$$x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + u_{t+1} \quad \textcircled{7} \text{ a}$$

$$u_{t+1} = \rho u_t + \varepsilon_{t+1} \quad \textcircled{7} \text{ b}$$

ここで⑦ a を1期前で書きなおすと、

$$x_t^a = \omega_{11}x_{t-1}^a + u_t \quad \textcircled{7} \text{ a}'$$

となる。この⑦ a'の両辺に ρ を乗じて⑦ a から引いたものを、⑦ b を用いて整理すると、

$$x_{t+1}^a = (\omega_{11} + \rho)x_t^a - \rho\omega_{11}x_{t-1}^a + \varepsilon_{t+1}$$

がえられる。 ρ 、 ω_{11} ともに正の値をとると想定されているので、1期前の異常利益 x_{t-1}^a の係数は負の値をとることになる。

すなわち、LIM 5-6ではLIM 1に1期前の異常利益 x_{t-1}^a を加えることによって、 ν_t を除去したことによる誤差項の系列相関が取り除かれ、その結果としてDW値、Durbin-alt.値が改善され、そしてまた x_{t-1}^a の係数は負の値をとっているのである。そしてこのことは、Ohlson (1995) モデルの仮定の正当性を示すものでもある。

LIM 5-6の結果のもうひとつ注目すべき点は、米国における研究結果との相違である。LIM 1-4までの結果は、米国における研究とかなり類似した結果をえていた。しかしながらLIM 5-6に関しては、異なる結果をえて

いる。そこで米国における先行研究との比較を表7で示す。

1期前異常利益 x_{t-1}^a の係数 ω_{12} の値が、本研究の LIM5-6ではマイナスであるのに対し、米国の研究ではプラスであり、しかも t 値もかなり高く有意である。しかしながら先に述べたように、Ohlson (1995) モデルの仮定から考えると、異常利益 x_{t-1}^a の高階の自己回帰 AR(p) モデルにおける1期前異常利益 x_{t-1}^a の係数は、他の情報 v_t を除去しているがゆえ

表6. LIM5: $x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}x_{t-1}^a + \varepsilon_{t+1}$

LIM5	Adj.R ²	ω_{11}	ω_{12}	DW	D-alt
平均値	0.47	0.90	-0.24	1.92	0.14
t値		(4.76)	(-1.27)		

LIM6: $x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}x_{t-1}^a + \omega_{13}x_{t-2}^a + \varepsilon_{t+1}$

LIM6	Adj.R ²	ω_{11}	ω_{12}	ω_{13}	DW	D-alt
平均値	0.47	0.91	-0.29	0.05	1.94	-0.05
t値		(4.39)	(-0.96)	(0.24)		

Note: 表中の値は、サンプル企業674社の、1993-1998年の6年間のパラメーター推定値4,044個を平均したものである。DWは、ダービン=ワトソン統計量を表し、D-alt.は、Durbin's alternative 統計量を表している。

表7. 本研究の結果と米国における先行研究との比較

$$x_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + \omega_{12}x_{t-1}^a + \omega_{13}x_{t-2}^a + \omega_{14}x_{t-3}^a + \omega_{15}x_{t-4}^a + \varepsilon_{t+1}$$

	ω_{10}	ω_{11}	ω_{12}	ω_{13}	ω_{14}	Adj.R ²
LIM5		0.90 (4.76)	-0.24 (-1.27)			0.47
LIM6		0.91 (4.39)	-0.29 (-0.96)	0.05 (0.24)		0.47
Hand and Landsman (1998)	N.A.	0.55 (8.8)	0.04 (2.1)			0.32
Dechow et al.(1999)	-0.01 (-12.36)	0.59 (68.31)	0.07 (7.50)	0.01 (0.86)	0.01 (1.59)	0.35
Hand and Landsman (1999)	N.A.	0.61 (10.0)	0.14 (3.0)			0.45

Note: 上段は係数値、下段括弧内は t 値を表している。

(出典) Hand and Landsman (1998) "Testing the Ohlson model: v or not v, that is the question", working paper, p.37, Dechow et al. (1999) "An empirical assessment of the residual income valuation model", Journal of Accounting and Economics, Vol.26, p.17, Hand and Landsman (1999) "The pricing of dividends in equity valuation", working paper, p.30より作成。

に、マイナスとなる方が Ohlson (1995) モデルと整合的である。すなわち本研究の LIM 5-6の結果は、米国における研究結果と異なっているが、Ohlson (1995) モデルとより整合的であるということがいえる。

3.3.5 LIM 7の推定結果

LIM は異常利益のメカニズムを解明しようとする試みであり、LIM 1はその一番単純な形態である、異常利益が1階の自己回帰過程に従うという仮定である。そしてLIM 2-6ではそれを改善しようと試みているのであるが、それらは部分的には非常に興味深い示唆を与えてくれはしているものの、結局のところはいずれも LIM 1からの改善には成功していない。そしてそれは、 ν_1 が除去されているということに起因するものと考えられる。現に、Ohlson モデルに関する米国の最近の研究では、この ν_1 の解明に焦点が当てられている²⁰⁾。そしてLIM 7は、 ν_1 の除去による誤差項の系列相関という観点から、LIM 1の改善を試みるものである。

表 8 に見られるように、LIM 1全サンプル4,044個の内、誤差項の系列相関が有意であったサンプルは1,869個で、全サンプルの約46%であった。これら1,869個のサンプルに対して、一般化最小二乗法格子探索法 (GLS-GRID) を用いた LIM 7の結果が、表 9 で示されている。上の段は、誤差項に系列相関が見られた1,869個のサンプルの、LIM 1のパラメーターの平均値で、下の段はその1,869個のサンプルに対して、LIM 7を実施した

表 8. LIM 1サンプルの内、誤差項の系列相関に関する仮説検定が有意であったサンプル数

推定年度	サンプル数	誤差項AR(1)	%
1965-93	674	303	45.0%
1965-94	674	305	45.3%
1965-95	674	312	46.3%
1965-96	674	318	47.2%
1965-97	674	317	47.0%
1965-98	674	314	46.6%
Total	4,044	1,869	46.2%

Note: 誤差項の系列相関に関する検定を、Durbin's alternative 統計量によって行っている。自由度 = 観測値数 - 3 で、棄却域は右片側有意水準10%で行っている。

表9. LIM7: $x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + u_{t+1}$ $u_{t+1} = \rho u_t + \varepsilon_{t+1}$

1,869 AR(1)	Adj.R ²	ω_{11}	ρ	DW
LIM1	0.48	0.75		1.35
t値		(6.79)		
LIM7	0.53	0.52	0.48	1.74
t値		(2.20)	(1.77)	

Note: 誤差項に系列相関が見られたサンプル1,869個の、LIM1と、LIM7のパラメーターの平均値を比較している。

結果である。自由度修正済み決定係数 Adj.R² は、LIM1の0.48から LIM7の0.53に改善されている。また、Durbin-Watson (DW) 統計量の値も向上しており、誤差項の系列相関が除去されているのが伺える。

3.4 追加テスト

3.4.1 不均一分散テスト

3.3では、LIM1-6のパラメーター推定にあたって、誤差項の系列相関 (serial correlation) については、Ohlson (1995) LIM との特別な意味合いゆえに厳密なるテストを行った。しかし、誤差項の不均一分散 (heteroskedasticity) に関しては、LIM1-6がいずれも時系列による回帰式であったので、そのテストを行わなかった²¹⁾。しかしながら米国における研究では、誤差項の不均一分散の問題に対処するために、変数を期末の時価総額などでデフレートしている論文も見られる²²⁾。

そこで以下では、LIM1-6に関して、誤差項の不均一分散に関するテストを行うこととする。使用するテストとしては、ラグランジュ乗数不均一分散テスト (LM heteroskedasticity test : 以下LM-hetro) を用いた²³⁾。

LM-hetro の検定統計量は以下の式である。

$$\text{LM-hetro 統計量} = \frac{\hat{u}_t^2 \text{ を } \hat{x}_t^2 \text{ に回帰したときの回帰平方和}}{\text{var}(\hat{u}_t^2)}$$

\hat{u}_t^2 : 回帰式 LIM1-6の残差平方

\hat{x}_t^2 : 回帰式 LIM1-6の予測推定値の2乗

表10. LM heteroskedasticity test 統計量

モデル	平均値	中央値	棄却個数	%
LIM1	2.08	0.63	729	18.0%
LIM2	2.11	0.62	735	18.2%
LIM3	2.24	0.69	751	18.6%
LIM4	2.16	0.79	719	17.8%
LIM5	1.98	0.60	669	16.5%
LIM6	1.87	0.60	612	15.1%
LIM1-6	2.07	0.65	702.5	17.4%

Note: 棄却域は χ^2 分布自由度1の上側5%（臨界値3.84）である。またLIM1-6はそれぞれ標本数4,044個であり、%は、棄却個数/4,044個で求めている。

そしてこのLM-hetro統計量は、近似的に自由度1の χ^2 分布に従う。この統計量を用いて、上側5%で検定を行う。なおこの検定の帰無仮説は誤差項の均一分散である。

表10の検定結果を見ると、LM-hetro統計量の平均値は2.07であるが、中央値は0.65であり、臨界値である3.84を大きく下回っている。また誤差項の均一分散が棄却されたサンプル数は、延べ4,215個/24,264個（17.4%）で、全体の約1/6に過ぎない。以上のことから、誤差項の不均一分散は、LIMのパラメーター推定においてそれほど問題ではないということがいえるであろう。

3.4.2 情報量基準によるモデル選択

モデルの良し悪しを判断するに当たって、しばしば用いられるのがモデルの残差平方和（Residual Sum of Squares: 以下RSS）から派生して導かれる決定係数 R^2 や自由度修正済み決定係数 $\text{Adj.}R^2$ である。しかしながら、自由度修正済み決定係数 $\text{Adj.}R^2$ では、変数を増やすことに対するペナルティーが十分でないということがしばしば指摘されている。そこで以下では、モデル選択の基準として情報量基準を用いて、モデルの良し悪しを判断してみることにする。ここでは情報量基準として、一般的な赤池情報量基準（Akaike Information Criterion: 以下AIC）を用いることとする²⁴⁾。

AICは、Kullback-Leibler情報量（以下K-L情報量）に基づいて導か

れている。今真の分布を p 、調べたい分布を q 、とすると、K-L情報量は、

$$I(p; q) = \sum_{i=1}^n p_i \log \frac{p_i}{q_i} = \sum_{i=1}^n p_i \log p_i - \sum_{i=1}^n p_i \log q_i$$

で表される。

真の分布 p と調べたい分布 q が等しければ $I(p; q)$ すなわち K-L 情報量は 0 となる。この式の第 1 項は定数であり、 p_i は真の確率であるので、K-L 情報量を最小にするということは、すなわち、 $\log q$ の期待値 $E \log q$ (平均対数尤度) を最大にすることと等しい。従って、平均対数尤度を最大にするモデルが、K-L 情報量の観点からは最良のモデルであるといえる。

今、最尤モデルの平均対数尤度を n 倍したものの期待値を期待平均対数尤度とすると、期待平均対数尤度の不偏推定量は、(最大対数尤度 - 自由パラメーター数) で近似されることが知られている。AIC は、この式を (-2) 倍した量すなわち、

$$AIC = (-2) \times (\text{最大対数尤度} - \text{自由パラメーター数})$$

となる。

通常の最尤モデルでは、誤差項に、 $u_i \sim N(0, \sigma^2)$ で互いに独立である、ということ仮定して、最大対数尤度、

$$\log L = -\frac{n}{2} \log 2\pi - \frac{n}{2} \log \hat{\sigma}^2 - \frac{n}{2} \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{RSS}{n}$$

を導いている。

従って自由パラメーター数を k とすると、AIC は、

$$AIC = n \log 2\pi + n \log \frac{RSS}{n} + n + 2k$$

となる。そしてこの AIC を最小にするモデルが、最良のモデルとなる。そこで、表11で、LIM 1-7の7つのモデルの AIC を比較してみることとする。

AIC は K-L 情報量とは異なるので、絶対的な数値には意味が無く、AIC の値の差が重要となる。LIM 1-4では AIC の差はあまり見られない。そし

て LIM1 と LIM7 の AIC は平均値で 6.5 の差があり、LIM7 の方が優れている。しかしながら最も顕著なのは LIM1、LIM5、LIM6 の比較である。これらはそれぞれ異常利益 x_t^a が 1 階の自己回帰過程 AR(1) に従う、2 階の自己回帰過程 AR(2) に従う、3 階の自己回帰過程 AR(3) に従うと仮定したものである。AIC の平均値は、AR(1)、AR(2)、AR(3) とラグの次数が増加するにつれて、452.5、436.4、422.5 と大きく減少を続けている。このことは、異常利益 x_t^a を 1 次のラグで説明しようとする Ohlson (1995) LIM の仮定が、AIC を用いた実証的証拠からは正しくないことを示唆するものである。

これと同様の証拠が、Bar-Yosef et al. (1996)、Morel (1999)、O'Hanlon (1994) (1995) でも示されている。Bar-Yosef et al. (1996) と Morel (1999) は、Ohlson の情報ダイナミックス (information dynamics) のラグ構造を検証し、それが 1 次のラグではなく、高次のラグによって表されるということを示した。またモデルの選択基準として、Bar-Yosef et al. (1996) では FPE (Akaike 1970) を、そして Morel (1999) では AICc (Hurvich and Tsai 1989, 1991) を用いている²⁵⁾。一方、O'Hanlon (1994) (1995) は、自己回帰和分移動平均 (ARIMA) モデルを用いて、企業ごとの異常利益の時系列特性を調査し、企業によって、その異常利益の時系列過程は異なるという証拠を示した。

表11. Akaike Information Criterion

モデル	平均値	中央値
LIM1	452.5	445.6
LIM2	453.1	446.2
LIM3	452.0	444.7
LIM4	451.6	443.8
LIM5	436.4	430.3
LIM6	422.5	417.0
LIM7	444.5	438.4

Note: LIM1-7はそれぞれ標本数4,044個である。ただし表中のLIM7の値は、表8の誤差項の系列相関におけるテストで有意であった1,869個のみがLIM7によるAICで、残りの2,175個はLIM1のAICを用いている。

4. 株価との関連についての実証研究

Ohlson (1995) モデルの素晴らしさは、異常利益のメカニズムの解明のみに限定されず、それを用いて理論上の企業価値が算定できることである。

$$x_{t+1}^a = \omega_{11}x_t^a + \nu_t + \varepsilon_{1t+1} \quad \text{⑤ a 再掲}$$

$$\nu_{t+1} = \gamma\nu_t + \varepsilon_{2t+1} \quad \text{⑤ b 再掲}$$

この二つの式のパラメーターである ω_{11} 、 γ に様々な仮定を設けることによって、実に多くの企業価値理論モデルが形成されうる。この章では、それらのモデルを現実の株価や将来の株価と比較することによってその有用性を検証することとする。

最初に、種々ある企業評価モデルの優劣を判断するには、何らかの基準が必要となる。そこで本研究では、その基準を以下で示す2つに限定して、それらによって企業モデルの優劣を判断することにする。

まず1つは、現実の株価のバラツキに対する説明力による判断基準である。すなわち、現在の株価には正しい企業価値が反映されていると考えるのである。そう考えるとき、現在の株価のバラツキを一番うまく説明してくれるモデルこそが、最良のモデルであるとみなされるのである。つまり、現実の株価を、企業評価モデルで算定された理論上の株価に、クロスセクションで回帰してみ、その決定係数の高低によってモデルの優劣を判断するのである。

もう1つは、将来の株価に対する予測能力による判断基準である。すなわち、現在の株価には正しい企業価値が反映されていないかもしれないが、それは将来的にはあるモデルで示される内在価値 (intrinsic value) に近づいていくと考えるのである²⁶⁾。そう考えるとき、以下のような方法でモデルの優劣が判断できることになる。まず、企業評価モデルによってえられた企業価値が、現実の株価と較べて割高か割安かによってポートフォリオを組む。もしその企業評価モデルが正しければ、割高な銘柄は将来的には株価が下がるであろうし、割安な銘柄は逆に株価が上昇すると予想され

る。そこで、割高ポートフォリオを売って割安ポートフォリオを買い、ある所定の期間保有するという形式のバイアンドホールド戦略 (buy-and-hold strategy) で、将来的にどのモデルが最も高いリターンを獲得できるかどうかによってモデルの優劣を判断するのである²⁷⁾。

そこでこの章では、まず、Ohlson (1995) モデルに基づいて、7つの企業評価モデルを導出する。そしてそれらのモデルを、現実の株価に対する説明力と、将来株価の予測能力という2つの観点で比較し、その優劣を検証することとする。

4.1 Ohlson (1995) モデルに基づく7つの企業評価モデル

4.1.1 V_0 モデル

V_0 モデルは、異常利益 x_t^a には全く持続性がない、すなわち持続係数 $\omega_{11} = 0$ であるという場合を仮定している。また他の情報 v_t は無視されている。このとき将来異常利益の期待値は、 $E_t[x_{t+i}^a] = 0$ である。

すると企業価値は、

$$V_0 = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{0}{(1+r)^i} = b_t$$

で表される。つまり、企業価値は株主資本簿価と等しくなる。

4.1.2 V_1 モデル

V_1 モデルは、当期の異常利益 x_t^a が将来的に永久に持続する、すなわち $\omega_{11} = 1$ という場合を仮定している。また他の情報 v_t は無視されている。このとき将来異常利益の期待値は、 $E_t[x_{t+i}^a] = x_t^a$ である。

すると企業価値は、

$$V_1 = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{x_t^a}{(1+r)^i}$$

で表される。そしてこの式を単純化すると、

$$V_1 = \left(\frac{1+r}{r} \right) x_t - d_t$$

がえられる。ここで注目したいのは、モデルから株主資本簿価がなくなっているということである。そして企業価値は、当期純利益の現在割引価値の無限総和で近似されることになる。

4.1.3 V_{ft} モデル

V_{ft} モデルは、アナリストの1期後予想利益が将来的に永久に持続するという場合を仮定している。すなわち、 $f(1)_t$ （アナリスト1期後予想利益）を用いて $f(1)_t^a$ （1期後予想異常利益）を算定し、それを将来異常利益の期待値 $E_t[x_{t+1}^a] = f(1)_t^a$ とするのである。

また Ohlson (1998) では、1期後予想異常利益 $f(1)_t^a$ および他の情報 ν_t を、以下の式で算定することを、合理的な測定方法であるとしているので、この研究でもそれに従うこととする。

$$f(1)_t^a = f(1)_t - rb_t$$

$$\nu_t = f(1)_t^a - \omega_{11}x_t^a$$

$f(1)_t$: 時点 t におけるアナリスト1期後予想利益

$f(1)_t^a$: 時点 t における1期後予想異常利益

これはすなわち、アナリストは、現在の財務諸表には反映されていない何らかの情報を持っており、それが1期後予想異常利益 $f(1)_t^a$ に反映されていると考えるのである。そして、予想異常利益 $f(1)_t^a$ と、今期の異常利益の来期への持続分 $\omega_{11}x_t^a$ との差を、他の情報 ν_t であるとみなしているのである。そしてこの V_{ft} モデルでは、この予想異常利益 $f(1)_t^a$ が永久に持続する、すなわち ($\omega_{11} = 1$ 、 $\gamma = 0$) または ($\omega_{11} = 0$ 、 $\gamma = 1$) と仮定している。

このとき企業価値は、

$$V_{ft} = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{f(1)_t^a}{(1+r)^i}$$

で表される。これを単純化すると、

$$V_{f1} = \frac{f(1)_t}{r}$$

となる。ここでもやはり株主資本簿価が欠落している。つまり企業価値は、アナリストの予想利益の、現在割引価値の無限総和で表されることとなるのである。

またこの研究では、アナリストの利益予想として、会社四季報夏季号(1993-1998年、東洋経済新報社)の予想を用いている²⁶⁾。

4.1.4 V_{f2} モデル

V_{f1} モデルでは、 $f(1)_t$ (アナリスト 1 期後予想利益) を用いたが、この V_{f2} モデルでは、それに加えて $f(2)_t$ (時点 t におけるアナリスト 2 期後予想利益) も用いる。そして、 V_{f2} モデルでは、 $f(2)_t$ が 2 期後以降永久に持続するという場合を仮定している。このとき、将来異常利益の期待値は、 $t+1$ 期は、 $E_t[x_{t+1}^a] = f(1)_t^a$ であり、 $t+2$ 期以降は、 $E_t[x_{t+1}^a] = f(2)_t^a$ である。パラメーターの仮定は、基本的には V_{f1} モデルと同じで、 $(\omega_{11} = 1, \gamma = 0)$ または $(\omega_{11} = 0, \gamma = 1)$ を仮定している。

また、時点 t における $t+1$ 期の予想異常利益および $t+2$ 期の予想異常利益 $f(2)_t^a$ は以下の式で算定される。

$$f(1)_t^a = f(1)_t - rb_t$$

$$b(1)_t = b_t + f(1)_t - d(1)_t$$

$$f(2)_t^a = f(2)_t - rb(1)_t$$

$f(1)_t$: 時点 t におけるアナリスト 1 期後予想利益

$b(1)_t$: 時点 t における 1 期後予想株主資本簿価

$d(1)_t$: 時点 t におけるアナリスト 1 期後予想配当

$f(2)_t$: 時点 t におけるアナリスト 2 期後予想利益

このとき企業価値は、

$$V_{f2} = b_t + \frac{f(1)_t^a}{1+r} + \sum_{i=2}^{\infty} \frac{f(2)_t^a}{(1+r)^i}$$

で表される。これを単純化すると、

$$V_{I2} = \frac{d(1)_t}{1+r} + \frac{f(2)_t}{(1+r)r}$$

となる。ここでもやはりモデルからは、株主資本簿価が抜け落ちており、企業価値は、配当と利益の予想で表されることになる。これは、たとえ何期先までの予想利益を用いたとしても同じである。株主資本簿価は理論モデルには表れてこず、企業価値は配当と利益の予想で表されることになる²⁹⁾。

4.1.5 V_{L1} モデル

このモデルは、前章のLIM1の企業価値算定モデルである。すなわち、異常利益 x_t^a がある一定の割合で衰退していくと仮定しており、将来異常利益の期待値は、 $E_t[x_{t+i}^a] = \omega_{11}x_{t+i-1}^a$ である。またパラメーターの ω_{11} は、前章のLIM1で推定された値であり、他の情報 v_t は、LIM1の仮定により無視されている。

LIM1モデルの企業価値は、

$$V_{L1} = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\omega_{11}x_{t+i-1}^a}{(1+r)^i}$$

で表され、これを単純化すると、

$$V_{L1} = b_t + \frac{\omega_{11}}{(1+r-\omega_{11})} x_t^a$$

となる。また V_{L1} の収束条件は、 $|\omega_{11}| < 1+r$ である。

4.1.6 V_{L2} モデル

このモデルは、前章のLIM2の企業価値算定モデルである。すなわち将来異常利益の期待値は、 $E_t[x_{t+i}^a] = \omega_{10} + \omega_{11}x_{t+i-1}^a$ であると仮定しているのである。またパラメーターの、 ω_{10} 、 ω_{11} は、前章のLIM2で推定された値であり、他の情報 v_t は、LIM2の仮定により定数項 ω_{10} に吸収されるとしている。

LIM 2モデルの企業価値は、

$$V_{L2} = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{\omega_{10} + \omega_{11}x_{t+i-1}^a}{(1+r)^i}$$

で表され、これを単純化すると、

$$V_{L2} = b_t + \frac{(1+r)\omega_{10}}{(1+r-\omega_{11})r} + \frac{\omega_{11}}{(1+r-\omega_{11})}x_t^a$$

となる。また V_{L2} の収束条件は、 $|\omega_{11}| < 1+r$ である。

4.1.7 V_{L7} モデル

このモデルは、前章の LIM 7の企業価値算定モデルである。すなわち将来異常利益の期待値は、 $E_t[x_{t+i}^a] = (\omega_{11} + \rho)x_{t+i-1}^a - \rho\omega_{11}x_{t+i-2}^a$ である。パラメーターの ω_{11} 、 ρ は、前章の LIM 3で推定された値であり、他の情報 v_t は、LIM 3の仮定により誤差項 u_t に吸収され、結果として u_t は1階の自己回帰過程に従うとしている。

LIM 7の企業価値は、

$$V_{L7} = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(\omega_{11} + \rho)x_{t+i-1}^a - \rho\omega_{11}x_{t+i-2}^a}{(1+r)^i}$$

で表され、これを単純化すると、

$$V_{L7} = b_t + \left\{ \frac{(1+r)(\omega_{11} + \rho) - \omega_{11}\rho}{(1+r)^2 - (1+r)(\omega_{11} + \rho) + \omega_{11}\rho} \right\} x_t^a - \left\{ \frac{(1+r)\omega_{11}\rho}{(1+r)^2 - (1+r)(\omega_{11} + \rho) + \omega_{11}\rho} \right\} x_{t-1}^a$$

となる。また V_{L7} の収束条件は、 $|\omega_{11}| < 1+r$ 、かつ、 $|\rho| < 1+r$ である。

以上の7つの評価モデルをまとめたものが、図1の検証モデル一覧表である。

図1 検証モデル一覽表

モデル	Ohlson (1995)モデルのパラメーター	将来異常利益 x_{t+1}^a の時点 t における期待値	時点 t における理論企業価値
V_0	他の情報 v_t を無視 $\omega_{01} = 0$	$E[x_{t+1}^a] = 0$	$V_0 = b_t$
V_1	他の情報 v_t を無視 $\omega_{01} = 1$	$E[x_{t+1}^a] = x_t^a$	$V_1 = \left(\frac{1+r}{r}\right)x_t - d_t$
* V_{t1}	(1期予想モデル) $\omega_{01} = 0, \gamma = 1$	$E[x_{t+1}^a] = f(1)^a$	$V_{t1} = \frac{f(1)_t}{r}$
* V_{t2}	(2期予想モデル) $\omega_{01} = 0, \gamma = 1$	t+1期 $E[x_{t+1}^a] = f(1)^a$ t+2期以降 $E[x_{t+1}^a] = f(2)^a$	$V_{t2} = \frac{d(1)_t}{1+r} + \frac{f(2)_t}{(1+r)r}$
V_{L1}	他の情報 v_t を無視 $\omega_{01} = \text{LIM1}$ で推定	$E[x_{t+1}^a] = \omega_{01}x_{t+1}^a$	$V_{L1} = b_t + \frac{\omega_{01}}{(1+r-\omega_{01})}x_t^a$
V_{L2}	他の情報 v_t は定数 ω_{00} $\omega_{00}, \omega_{01} = \text{LIM2}$ で推定	$E[x_{t+1}^a] = \omega_{00} + \omega_{01}x_{t+1}^a$	$V_{L2} = b_t + \frac{(1+r)\omega_{00}}{(1+r-\omega_{01})r} + \frac{\omega_{01}}{(1+r-\omega_{01})}x_t^a$
V_{L7}	他の情報 v_t は誤差項 u_t に吸収され、 u_t は $AR(1)$ に従う $\omega_{01} = \text{LIM7}, \rho = \text{LIM7}$ で推定	$E[x_{t+1}^a] = (\omega_{01} + \rho)x_{t+1}^a - \rho\omega_{01}x_{t+2}^a$	$V_{L7} = b_t + \left\{ \frac{(1+r)(\omega_{01} + \rho) - \omega_{01}\rho}{(1+r)^2 - (1+r)(\omega_{01} + \rho) + \omega_{01}\rho} \right\} x_t^a - \left\{ \frac{(1+r)\omega_{01}\rho}{(1+r)^2 - (1+r)(\omega_{01} + \rho) + \omega_{01}\rho} \right\} x_{t-1}^a$

*モデル V_{t1} 、 V_{t2} に関しては、 $(\omega_{01} = 1, \gamma = 0)$ の場合も、 $(\omega_{01} = 0, \gamma = 1)$ の時と同じ結果が得られる。

Note: 図1は、Ohlson (1995) モデルに基づく7つのモデルを要約したものである。Ohlson (1995) モデルは、企業の理論価値の算定を可能にし、また⑤a-b 式のパラメーターである、 ω_{01} と γ に仮定を置くことによって、様々な企業の評価モデルが導き出される。

$$x_{t+1}^a = \omega_{01}x_t^a + v_t + \varepsilon_{1t+1}$$

⑤a

$$v_{t+1} = \gamma v_t + \varepsilon_{2t+1}$$

⑤b

t期の異常利益 x_t^a は、以下の式で算定されている。

$$x_t^a = x_t - rb_{t-1}$$

b_t : t期末の株主資本簿価

x_t : t期の当期純利益 (t期の税引後経常利益)

r : 時点tにおける資本コストで、1965-1998年の各年5月時点における長期国債10年物応募者利回りを利用

時点tにおけるt+1期の予想異常利益 $f(1)_t^a$ 、およびt+2期の予想異常利益 $f(2)_t^a$ は、以下の式で算定されている。

$$f(1)_t^a = f(1)_t - rb_t$$

$$f(2)_t^a = f(2)_t - rb(1)_t \text{ and } b(1)_t = b_t + f(1)_t - d(1)_t$$

$f(1)_t$: 時点tにおけるアナリスト1期後予想利益で、会社四季報夏号を利用

$b(1)_t$: 時点tにおける1期後予想株主資本簿価で、クリーンサープラス関係、 $b_t = b_{t-1} + x_t - d_t$ を想定している

$d(1)_t$: 時点tにおけるアナリスト1期後予想配当で、会社四季報夏号を利用

$f(2)_t$: 時点tにおけるアナリスト2期後予想利益で、会社四季報夏号を利用

時点tにおけるその他の情報 v_t は、以下の式で算定されている。

$$v_t = f(1)_t^a - \omega_{11} x_t^a$$

時点tにおける将来異常利益 x_{t+i}^a ($i = 1, 2, 3, \dots$) の期待値、および理論企業価値算定の収束条件。

$$V_0 : E_t[x_{t+i}^a] = 0$$

$$V_1 : E_t[x_{t+i}^a] = x_t^a$$

$$V_n : E_t[x_{t+i}^a] = f(1)_t^a$$

$$V_{t2} : t+1期は、 $E_t[x_{t+i}^a] = f(1)_t^a$ 、 $t+2期以降は、 $E_t[x_{t+i}^a] = f(2)_t^a$$$$

$$V_{L1} : E_t[x_{t+i}^a] = \omega_{11} x_t^a$$
、 ω_{11} は $LIM1(x_{t+i}^a = \omega_{11} x_t^a + \varepsilon_{t+i})$ で推定、また V_{L1} の収束条件は、 $|\omega_{11}| < 1+r$

$$V_{L2} : E_t[x_{t+i}^a] = \omega_{10} + \omega_{11} x_t^a$$
、 ω_{10} と ω_{11} は $LIM2(x_{t+i}^a = \omega_{10} + \omega_{11} x_t^a + \varepsilon_{t+i})$ で推定、 V_{L2} の収束条件は、 $|\omega_{11}| < 1+r$

$$V_{L7} : E_t[x_{t+i}^a] = (\omega_{11} + \rho) x_t^a - \rho \omega_{11} x_{t-1}^a$$
、 ω_{11} と ρ は $LIM7(x_{t+i}^a = \omega_{11} x_t^a + u_{t+i}, u_{t+i} = \rho u_t + \varepsilon_{t+i})$ で推定、 V_{L7} の収束条件は、 $|\omega_{11}| < 1+r$ かつ $|\rho| < 1+r$

件は、 $|\omega_{11}| < 1+r$ かつ $|\rho| < 1+r$

4.2 現実の株価のバラツキに対する説明力

4.1の7つの企業評価モデルについて、1993-1998年の6年間の各年度5月末時点における実際の株価を、一株当たりの理論価値に、クロスセクションで回帰してみる。またサンプルは、3.2.1でのサンプル674社を用いる。そして、7つの企業評価モデルの中で、どのモデルが、現実の株価のバラツキに対して最も説明力があるかを検証してみることにする。

なお一株当たりの理論価値は、以下の式で算定した³⁰⁾。

$$\text{一株当たりの理論価値}_t = \frac{(V_0, V_1, V_{f1}, V_{f2}, V_{L1}, V_{L2}, V_{L7}) \text{ の理論価値}_t}{\text{発行済み株式総数}_t}$$

また回帰式は、

$$\text{株価}_t = \alpha + \beta (\text{一株当たりの理論価値}_t) + \varepsilon_t$$

(t = 1993-1998年5月末)

で行っている。

4.2.1 V_0 & V_1 モデルの結果

表12-1の、 V_0 モデルと V_1 モデルのAdj.R²を比較すると、6年間を通じて、 V_0 モデルの方が V_1 モデルよりも圧倒的に株価に対して当てはまりが良い。 V_0 モデルはすなわち簿価であり、 V_1 モデルは当期純利益に基づくモデルである。簿価の方が利益よりも、株価に対して説明力が高いというのは、日本における他の研究でも示されており、この結果は予想通りといえる³¹⁾。

4.2.2 V_{f1} & V_{f2} モデルの結果

表12-2の、 V_{f1} モデルと V_{f2} モデルのAdj.R²を比較すると、全ての年において、 V_{f2} モデルのAdj.R²が V_{f1} モデルのAdj.R²をかなり上回っており、その差は6年間の平均で0.10である。やはり、1期後予想利益だけを用いるよりも、1期後と2期後の両方の予想を用いた方が、現実の株価に対して説明力があるようである。

表12-1 V_0 & V_1 モデルの株価説明力

$$V_0: \text{株価} = \alpha + \beta (V_0/\text{株数}) \quad V_0 = b_1.$$

V_0	Adj. R^2	α	t値	β	t値	LM-het	White-het	BP-het
93	0.55	320.8	12.7	1.55	28.8	31.6	33.6	32.7
94	0.58	241.9	9.4	1.65	30.7	39.0	39.7	27.9
95	0.60	115.3	5.9	1.29	32.0	92.9	113.8	41.6
96	0.59	264.4	10.6	1.56	31.4	13.5	16.9	6.1
97	0.53	76.5	2.6	1.58	27.3	37.6	40.5	19.8
98	0.52	-52.5	-2.0	1.38	27.0	38.2	41.8	38.5
平均値	0.56	161.1	6.5	1.50	29.5	42.1	47.7	27.8

$$V_1: \text{株価} = \alpha + \beta (V_1/\text{株数}) \quad V_1 = \left(\frac{1+r}{r} \right) x_1 - d_1.$$

V_1	Adj. R^2	α	t値	β	t値	LM-het	White-het	BP-het
93	0.30	809.8	42.9	0.40	17.2	23.8	68.5	0.1
94	0.29	792.6	39.4	0.39	16.5	19.5	22.2	9.0
95	0.24	558.8	34.0	0.22	14.5	111.9	114.8	0.0
96	0.24	787.8	37.0	0.26	14.6	112.4	158.6	16.5
97	0.34	544.4	23.8	0.29	18.6	140.3	176.6	9.7
98	0.29	419.3	20.4	0.18	16.7	169.2	185.6	16.9
平均値	0.28	652.1	32.9	0.29	16.4	96.2	121.1	8.7

Note: 1993-1998年の6年間の、各年度5月末時点における実際の株価を、一株当たりの理論値に、クロクセクションで回帰している。なおサンプルは、3.2.1でのサンプル674社を用いている。

表12-2 V_{f1} & V_{f2} モデルの株価説明力

$$V_{f1}: \text{株価} = \alpha + \beta (V_{f1}/\text{株数}) \quad V_{f1} = \frac{f(1)}{r}.$$

V_{f1}	Adj. R^2	α	t値	β	t値	LM-het	White-het	BP-het
93	0.48	686.2	38.3	0.67	25.1	26.1	49.1	4.1
94	0.45	647.5	32.8	0.70	23.6	39.9	40.6	35.2
95	0.43	425.4	26.1	0.45	22.6	77.8	95.0	34.1
96	0.52	561.7	27.9	0.61	27.0	11.9	16.2	4.1
97	0.53	340.5	15.2	0.46	27.6	34.6	35.2	21.6
98	0.45	256.9	12.4	0.30	23.4	218.0	251.4	45.4
平均値	0.48	486.4	25.4	0.53	24.9	68.1	81.2	24.1

$$V_{f2}: \text{株価} = \alpha + \beta (V_{f2}/\text{株数}) \quad V_{f2} = \frac{d(1)}{1+r} + \frac{f(2)}{(1+r)r}.$$

V_{f2}	Adj. R^2	α	t値	β	t値	LM-het	White-het	BP-het
93	0.56	582.6	32.0	0.85	29.4	72.9	75.9	46.4
94	0.51	574.2	28.9	0.80	26.4	54.6	54.6	41.9
95	0.58	338.1	22.6	0.59	30.8	87.8	93.9	48.9
96	0.59	496.9	25.4	0.68	30.9	3.4	3.9	3.8
97	0.59	273.7	12.5	0.50	31.2	8.6	9.0	7.9
98	0.62	130.2	7.0	0.41	33.4	27.7	32.2	31.4
平均値	0.58	399.3	21.4	0.64	30.4	42.5	44.9	30.1

Note: 1993-1998年の6年間の、各年度5月末時点における実際の株価を、一株当たりの理論値に、クロクセクションで回帰している。なおサンプルは、3.2.1でのサンプル674社を用いている。

4.2.3 V_{L1} & V_{L2} & V_{L7} モデルの結果

表12-3の、 V_{L1} モデルと V_{L2} モデルの Adj.R^2 を比較すると、全ての年において、 V_{L1} モデルの Adj.R^2 が V_{L2} モデルの Adj.R^2 をかなり上回っており、その差は6年間の平均で0.09である。やはり、他の情報 v_t が定数項に吸収されるという LIM 2 の仮定は、適切ではないようである。

一方、 V_{L1} モデルと V_{L7} モデルを比較すると、6年間の内1年を除いて、わずかではあるが、 V_{L7} モデルの Adj.R^2 が V_{L1} モデルの Adj.R^2 を上回っている。しかしながら、 V_{L7} モデルは、 V_{L1} モデルと V_{L2} モデルを合算し

$$V_{L1}: \text{株価} = \alpha + \beta (V_{L1}/\text{株数}) \quad V_{L1} = b_1 + \frac{\omega_{11}}{(1+r-\omega_{11})} x_t^*$$

V_{L1}	Adj.R ²	α	t値	β	t値	LM-het	White-het	BP-het
93	0.45	645.6	32.8	0.67	23.4	29.8	51.9	5.3
94	0.41	612.8	28.4	0.64	21.7	32.4	34.5	32.5
95	0.42	396.4	23.1	0.53	22.3	28.8	28.8	20.2
96	0.45	569.3	25.9	0.68	23.4	35.0	35.3	24.7
97	0.44	409.3	17.4	0.58	23.1	39.1	45.7	22.0
98	0.44	269.1	13.1	0.41	23.1	12.7	39.8	29.2
平均値	0.44	483.8	23.4	0.59	22.9	29.6	39.3	22.3

$$V_{L2}: \text{株価} = \alpha + \beta (V_{L2}/\text{株数}) \quad V_{L2} = b_1 + \frac{(1+r)\omega_{10}}{(1+r-\omega_{11})r} + \frac{\omega_{11}}{(1+r-\omega_{11})} x_t^*$$

V_{L2}	Adj.R ²	α	t値	β	t値	LM-het	White-het	BP-het
93	0.33	752.4	38.0	0.41	18.1	44.9	169.2	5.2
94	0.35	698.3	33.3	0.43	19.0	19.9	22.9	8.7
95	0.34	480.6	28.7	0.32	18.5	21.2	27.3	3.8
96	0.39	650.3	30.3	0.47	20.8	28.0	37.6	5.9
97	0.37	482.6	20.5	0.37	20.0	40.6	52.5	16.8
98	0.36	321.0	15.0	0.26	19.3	49.3	54.0	52.7
平均値	0.35	564.2	27.6	0.37	19.3	34.0	60.6	15.5

$$V_{L7}: \text{株価} = \alpha + \beta (V_{L7}/\text{株数}) \quad V_{L7} = b_1 + \left\{ \frac{(1+r)(\omega_1 + \rho) - \omega_1 \rho}{(1+r)^2 - (1+r)(\omega_1 + \rho) + \omega_1 \rho} \right\} x_t^* - \left\{ \frac{(1+r)\omega_1 \rho}{(1+r)^2 - (1+r)(\omega_1 + \rho) + \omega_1 \rho} \right\} x_{t-1}^*$$

V_{L7}	Adj.R ²	α	t値	β	t値	LM-het	White-het	BP-het
93	0.47	628.1	31.9	0.7	24.2	39.0	65.5	7.7
94	0.44	585.3	27.2	0.7	23.0	53.6	57.2	54.4
95	0.43	384.2	22.1	0.6	22.5	36.5	36.6	28.0
96	0.48	518.3	23.1	0.8	24.9	32.0	37.6	17.3
97	0.46	385.9	16.3	0.7	23.8	36.7	47.0	16.7
98	0.43	270.1	13.0	0.4	22.7	18.4	48.9	38.8
平均値	0.45	462.0	22.3	0.6	23.5	36.0	48.8	27.1

Note: 1993-1998年の6年間の、各年度5月末時点における実際の株価を、一株当たりの理論株価に、クロスセクションで回帰している。なおサンプルは、3.2.1でのサンプル674社を用いている。

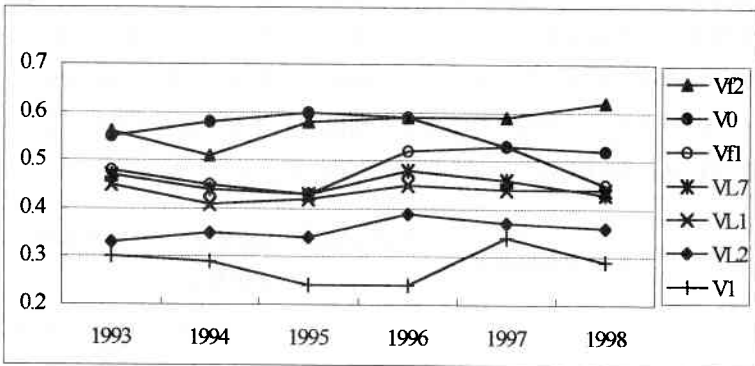
また V_{L7} は、 V_{L1} と V_{L2} を合算したものである。すなわち、表8において、誤差項に系列相関が見られたサンプル1,869個(全サンプル4,044個の46.2%)は V_{L7} で企業価値が算定され、それ以外のサンプルは、 V_{L1} で算定されている。

たものである。すなわち、表8において、誤差項に系列相関が見られたサンプル1,869個(全サンプル4,044個の46.2%)は、 V_{L7} で企業価値が算定され、それ以外のサンプルは、 V_{L1} で算定されている。このことを考慮すると、 V_{L7} モデルと V_{L1} モデルの現実の株価に対する説明力には、 $Adj.R^2$ の差以上のものがあると考えられる。

4.2.4 全体の結果

7つのモデル全てを見ると、アナリスト2期予想に基づく V_{f2} モデルの $Adj.R^2$ が最も高く、1993-1998年の6年間平均で0.58である。ついで、簿価モデルである V_0 モデルの0.56である。一方、Ohlson(1995)LIMに基づく V_{L1} モデルや V_{L7} モデルの $Adj.R^2$ は、6年間平均でそれぞれ0.44、0.45であり、 V_{f2} モデルや V_0 モデルと較べてかなり悪い。つまり、現実の株価のパラツキに対する説明力としては、アナリスト予想を用いるのが一番優れており、Ohlson(1995)LIMに基づくLIM1やLIM7は、それよ

図2 $V_0, V_1, V_{f1}, V_{f2}, V_{L1}, V_{L2}, V_{L7}$ の年度別 $Adj.R^2$



Note: 1993-1998の6年間の、各年度5月末時点における実際の株価を、一株当たりの理論価値に、クロスセクションで回帰している。なおサンプルは、3.2.1でのサンプル674社を用いている。

$$\text{一株当たりの理論価値}_t = \frac{(V_0, V_1, V_{f1}, V_{f2}, V_{L1}, V_{L2}, V_{L7}) \text{の理論価値}_t}{\text{発行済み株式総数}_t}$$

$$\text{株価}_t = \alpha + \beta (\text{一株当たりの理論価値}_t) + \varepsilon_t \quad (t=1993-1998 \text{年} 5 \text{月末})$$

りもかなり劣るといえる³²⁾。その理由としては、(i) Ohlson (1995) モデルの仮定が間違っている、(ii) 現実の株価は真の企業価値を反映していない、などが考えられる。そこで(ii)の、現実の株価には真の企業価値が反映されていない、という可能性を検証するために、次節では各モデルの将来の株価に対する予測能力について検証してみることにする。

また本節の表では、不均一分散のテストとして、ラグランジュ乗数不均一分散テスト (LM-het)、ホワイト不均一分散テスト (White-het)、ブレイシュ・ペーガンテスト (BP-het) の結果を載せている³³⁾。そしてどのテストも、かなり強い不均一分散を検出している³⁴⁾。

4.3 将来の株価に対する予測能力

前節4.2と同様に、4.1の7つの企業評価モデルについて、1993-1998年の6年間の各年度5月末時点における企業の理論価値を算定し、それを発行済み株式総数で除することによって、一株当たりの理論価値(理論株価)をえる。次に、この理論株価を、同じ時点(すなわち5月末)の実際株価で除する。そしてその高低によって、1から5までの5つのポートフォリオを作成し、割安企業(ポートフォリオ1)をカラ買いし、割高企業(ポートフォリオ5)をカラ売りするという戦略で、指定の月数間保有すればどれくらいのリターンが得られるかを、期間30ヶ月まで検証する³⁵⁾。またサンプルには、3.2.1でのサンプル674社を用いている。

$$\text{ポートフォリオ選択基準}_t = \frac{(V_{0t}, V_{1t}, V_{f1t}, V_{f2t}, V_{L1t}, V_{L2t}, V_{L7t}) \text{の理論株価}_t}{\text{実際株価}_t} \\ (t=1993-1998\text{年}5\text{月末})$$

この、理論株価÷現実株価の値が高いという事は、すなわち理論株価は高いのに現実株価は低いということなので、つまりは割安株ということになり、買いである。逆にこの値が低いということは、理論上の株価の値より現実の株価が高いということなので、すなわち割高株ということになり、売りである³⁶⁾。

市場は、長期的には真の企業価値を正しく反映するものである、というファンダメンタル分析の考えに従えば、長期的に最も多くのリターンが得られるモデルこそが、現在の株価には反映されていない、真の企業価値を表している最良のモデルである、ということができる。

また、 V_0/P 戦略とは、評価モデル V_0 に基づく上記の戦略を表すとする。以下同様に、 V_1/P 、 V_{t1}/P 、 V_{t2}/P 、 V_{L1}/P 、 V_{L2}/P 、 V_{L7}/P 戦略の、合計7つの戦略が形成される。

4.3.1 V_0/P & V_1/P 戦略の結果

V_0/P 戦略とは、 $V_0 = b_t$ からわかるように、すなわち純資産株価倍率（Book to Price ratio: BPR）戦略である。そして V_1/P 戦略とは、

$$V_1 = \left(\frac{1+r}{r} \right) x_t - d_t \text{ からわかるように、収益株価倍率（Earnings to}$$

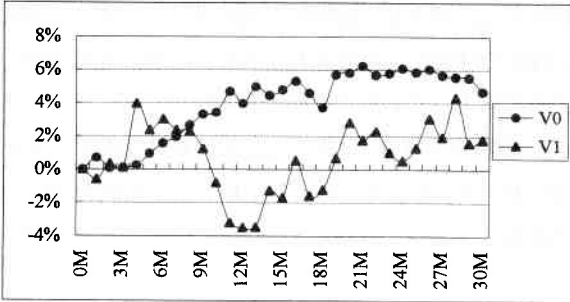
Price ratio: EPR）戦略である。

結果は、図3-1が示すように、BPR 戦略は着実にリターンを獲得しているのに対し、EPR 戦略ではリターンは獲得できていない³⁷⁾。

4.3.2 V_{t1}/P & V_{t2}/P 戦略の結果

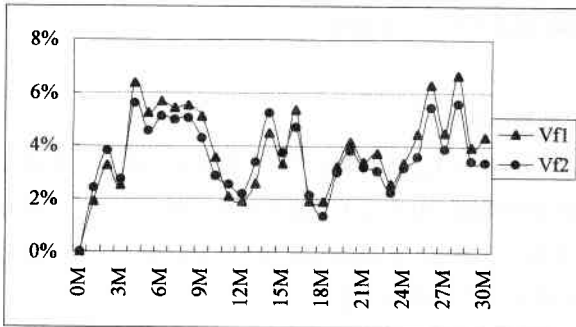
図3-2が示すように、 V_{t1}/P と V_{t2}/P 戦略とでは、ほとんど両者に差はみられない。すなわち将来の株価に対する予測能力の点においては、1期後予想利益だけを用いても、1期後と2期後の両方の予想を用いても、両者にそれほど差はないということが伺える。

このアナリスト予想を用いた戦略の特徴は、短期的には実に有効であるという点である。最初の1ヶ月ですでに2%ものリターンが確認され、4ヶ月後では、6%ものリターンを獲得している。このような現象は他の戦略では見られず、これはアナリスト予想の適時性によるものと解釈される。しかしながら、このアナリスト予想を用いた戦略は、12ヶ月後には、リターンが2%前後にまで下落している。そしてそれ以後は、激しく上下に変動しているが、長期的に安定したリターンを獲得できていない。その理由と

図3-1 V_0/P & V_1/P 戦略の将来株価予測能力

Note: 最初に、1993-1998年の6年間の各年5月末時点において、モデルの理論株価と実際株価の比率に従って、5つのポートフォリオを形成する。次に、第1ポートフォリオ（割安ポートフォリオ）をカラ買いし、第5ポートフォリオ（割高ポートフォリオ）をカラ売りし、そのポジションを30ヶ月まで維持して、リターンが得られるかどうかを検証している。またサンプルには、3.2.1でのサンプル674社を用いている。

図3-1は、 V_0/P と V_1/P 戦略から得られた6カ年のポートフォリオの平均を表している。

図3-2 V_{f1}/P & V_{f2}/P 戦略の将来株価予測能力

Note: 最初に、1993-1998年の6年間の各年5月末時点において、モデルの理論株価と実際株価の比率に従って、5つのポートフォリオを形成する。次に、第1ポートフォリオ（割安ポートフォリオ）をカラ買いし、第5ポートフォリオ（割高ポートフォリオ）をカラ売りし、そのポジションを30ヶ月まで維持して、リターンが得られるかどうかを検証している。またサンプルには、3.2.1でのサンプル674社を用いている。

図3-2は、 V_{f1}/P と V_{f2}/P 戦略から得られた6カ年のポートフォリオの平均を表している。

しては、アナリストの予想利益が、実際利益よりも楽観的に高く予想されているということが考えられる³⁰⁾。それゆえに、月日が経過して、中間決算発表などで実際の業績が明らかになるに連れて、リターンは減少を続け、1年後にはもはやリターンはほとんど獲得できない、という推測がなされるのである。

そこで、以下で示す式によって、アナリストの予想利益と実際利益の乖離度を、1993-1998年の6年間について調べてみる。

$$\text{乖離度} = \frac{(\text{実際利益} - f(1)_t)}{|f(1)_t|} \quad (t = 1993-1998)$$

$f(1)_t$: 時点 t におけるアナリスト 1 期後予想利益 (1993-1998 年会社四季報夏号を利用)

表13からわかるように、実際利益が予想利益よりも20%以上良かった企業は、全体の16.9%しかなかったのに対し、実際利益が予想利益よりも20%以上悪かった企業は、その約2.5倍の42.2%もあった。やはり、アナリストの予想は楽観的であるようである。そしてこのことが、 V_{11}/P と V_{12}/P 戦略が、短期的にはかなりのリターンを獲得できるが、長期的には

表13 アナリスト予想利益と実際利益の乖離度

乖離度	企業数割合
20%以上	16.9%
10~20%	6.4%
0~10%	13.5%
0%	0.4%
-10~0%	12.2%
-20~-10%	8.5%
-20%以下	42.2%
合計	100.0%

Note: 3.2.1のサンプル企業674社の、1993-1998年の1期後アナリスト予想利益、延べ4044個を集計している。

$$\text{乖離度} = \frac{(\text{実際利益} - f(1)_t)}{|f(1)_t|} \quad (t = 1993-1998)$$

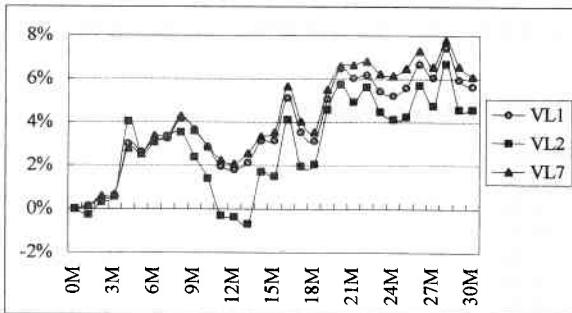
$f(1)_t$: 時点 t におけるアナリスト 1 期後予想利益 (1993-1998年会社四季夏号を利用)

振るわないということを説明していると考えられる。

4.3.3 V_{L1}/P & V_{L2}/P & V_{L7}/P 戦略の結果

図3-3からわかるように、 V_{L7}/P 戦略が最も高いリターンを獲得しており、次いで、 V_{L1}/P 戦略、 V_{L2}/P 戦略の順である。 V_{L2}/P 戦略のこの結果は、他の情報 v_t が定数項で表されるというLIM2の仮定が、適切ではないということを示している。そして V_{L7}/P 戦略と V_{L1}/P 戦略では、僅少ではあるが V_{L7}/P 戦略の方が優っている。ただし前述のように、 V_{L7} モデルは、 V_{L1} モデルと V_{L7} モデルを合算したものである。すなわち、表8において、誤差項に系列相関が見られたサンプル1,869個（全サンプル4,044個の46.2%）は、 V_{L7} で企業価値が算定されているが、それ以外のサンプルは、 V_{L1} で算定されている。このことを考慮すると、 V_{L7} モデルと V_{L1} モデルの、将来の株価に対する予測能力には、見た目以上の差があると考えられる。

図3-3 V_{L1}/P & V_{L2}/P & V_{L7}/P 戦略の将来株価予測能力



Note: 最初に、1993-1998年の6年間の各年5月末時点において、モデルの理論株価と実際株価の比率に従って、5つのポートフォリオを形成する。次に、第1ポートフォリオ（割安ポートフォリオ）をカラ買いし、第5ポートフォリオ（割高ポートフォリオ）をカラ売りし、そのポジションを30ヶ月まで維持して、リターンが得られるかどうかを検証している。またサンプルには、3.2.1でのサンプル674社を用いている。

図3-3は、 V_{L1}/P 、 V_{L2}/P 、 V_{L7}/P 戦略から得られた6カ年のポートフォリオの平均を表している。

4.3.4 全体の結果

以上7つのモデルによる戦略を、全体を通して見てみると、 V_{L7}/P 戦略と V_{L1}/P 戦略が、すべての戦略の中で長期的に最も多くのリターンを獲得している。また V_0/P 戦略と V_{L1}/P 戦略では、 V_0/P 戦略からの PBR 効果は観察されたが、 V_{L1}/P 戦略による PER 効果は観察されなかった。そして V_{f1}/P 戦略と V_{f2}/P 戦略は、ごく短期的にはリターンを獲得できるものの、長期的には振るわなかった。そしてこれは、アナリスト予測の樂觀性と関係しているように思われる。

これらのことから、将来的には理論価値がその企業の内在価値 (intrinsic value) に近づいていくというファンダメンタル分析の観点からは、LIM 1や LIM 7が他のモデルよりも優れているといえるであろう。

4.4 7つのモデルの総合評価

4.1では、Ohlson (1995) モデルに基づいて V_0 、 V_1 、 V_{f1} 、 V_{f2} 、 V_{L1} 、 V_{L2} 、 V_{L7} の7つの企業評価モデルを導いた。そしてこれらの7つのモデルに対して、4.2では、現実の株価のバラツキに対する説明力を、4.3では、将来の株価に対する予測能力をそれぞれ検証した。

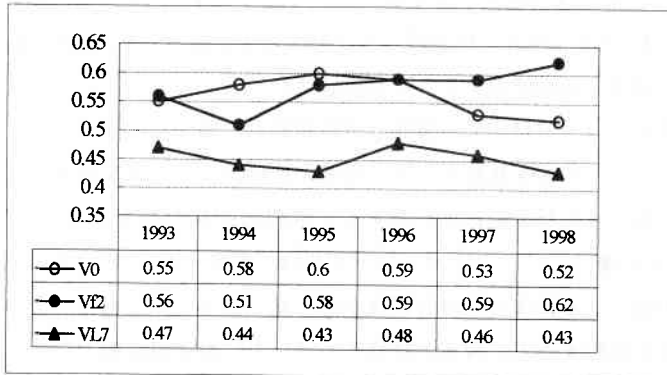
V_0 と V_1 モデルは、それぞれ、簿価と当期純利益に基づく評価モデルである。この2つのモデルを比較すると、現実の株価のバラツキに対する説明力の点からも、また将来の株価に対する予測能力の点からも、 V_0 モデルが V_1 モデルに優っていた。 V_{f1} と V_{f2} モデルは、それぞれ、アナリスト1期後予想利益と、1期後および2期後予想に基づくモデルである。この2つのモデルを比較すると、現実の株価のバラツキに対する説明力の点においては、長期の予想を用いる V_{f2} モデルが V_{f1} モデルよりも優れており、将来の株価に対する予測能力の点においては、ほぼ互角であった。 V_{L1} 、 V_{L2} 、 V_{L7} モデルは、それぞれ LIM 1、LIM 2、LIM 7に基づくモデルである。そしてこれらの3つのモデルを比較すると、 V_{L1} 、 V_{L7} モデルが、 V_{L2} モデルよりも、現実の株価のバラツキに対する説明力の点からも、また将来の株価に対する予測能力の点からも優っていた。このことは、他の情報

V_1 は定数であるとする LIM 2 の仮定が、適切ではないということを示している。また V_{L7} モデルは、 V_{L1} モデルよりも、若干ではあるが、現実の株価のバラツキに対する説明力の点からも、将来の株価に対する予測能力の点からも優れていた。ただし前述のように、 V_{L7} モデルの半分以上が V_{L1} モデルで算定されているので、この若干の差には、見た目の数値以上の差があると考えられる。

以上のことから、 V_0 と V_1 モデルでは V_0 モデルが優れており、 V_{f1} と V_{f2} モデルでは V_{f2} モデルが優れており、そして V_{L1} 、 V_{L2} 、 V_{L7} モデルの中では、 V_{L7} モデルが最も優れているということがいえる。そこで以下では、 V_0 、 V_{f2} 、 V_{L7} の3つのモデルを、詳細に比較してみることにする。

図4からわかるように、 V_0 、 V_{f2} 、 V_{L7} モデルの、現実の株価のバラツキに対する説明力は、1993-1998年の6年間の平均で、それぞれ、0.56、0.58、0.45であり、 $V_{f2} > V_0 > V_{L7}$ の順である。一方、図5に見られるよ

図4 V_0 、 V_{f2} 、 V_{L7} モデルの年度別 Adj. R^2



Note: 1993-1998年の6年間の、各年度5月末時点における実際の株価を、一株当たりの理論価値に、クロスセクションで回帰している。なおサンプルは、3.2.1でのサンプル674社を用いている。

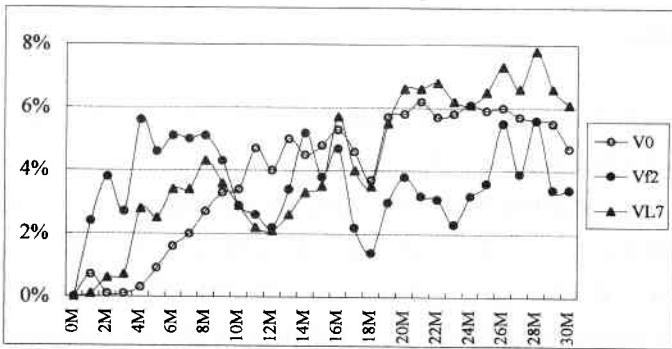
$$\text{一株当たりの理論価値}_t = \frac{(V_0, V_{f2}, V_{L7}) \text{の理論価値}_t}{\text{発行済み株式総数}_t}$$

$$\text{株価}_t = \alpha + \beta (\text{一株当たりの理論価値}_t) + \varepsilon_t \quad (t = 1993-1998 \text{年} 5 \text{月末})$$

うに、将来の株価に対する予測能力の点においては、最初の9ヶ月までは、 $V_{f2} > V_0 > V_{L7}$ の順であるが、20ヶ月以降は、 $V_{L7} > V_0 > V_{f2}$ の順となり、その後あまり変動がない。またリターンも、20ヶ月以降は頭打ちで、横ばい状態となり、際立ったリターンを獲得できていない。20~30ヶ月の間の平均リターンは V_{L7} 、 V_0 、 V_{f2} の順で、それぞれ、6.7%、5.7%、3.7% である。これらをまとめると以下ようになる。

- 現実株価の説明力 : $V_{f2} > V_0 > V_{L7}$ V_0 = 簿価モデル
 将来の株価予測能力 : $V_{L7} > V_0 > V_{f2}$ V_{f2} = アナリスト予想モデル
 V_{L7} = Ohlson (1995) LIM 7

図5 V_0/P & V_{f2}/P & V_{L7}/P 戦略の将来株価予測能力



	0M	2M	4M	6M	8M	10M	12M	14M	16M	18M	20M	22M	24M	26M	28M	30M
V_0	0.0%	0.1%	0.3%	1.6%	2.7%	3.4%	4.0%	4.5%	5.3%	3.7%	5.8%	5.7%	6.1%	6.0%	5.6%	4.7%
V_{f2}	0.0%	3.8%	5.6%	5.1%	5.1%	2.9%	2.2%	5.2%	4.7%	1.4%	3.8%	3.1%	3.2%	5.5%	5.6%	3.4%
V_{L7}	0.0%	0.6%	2.8%	3.4%	4.3%	2.9%	2.1%	3.3%	5.7%	3.5%	6.6%	6.8%	6.2%	7.3%	7.8%	6.1%

Note: 最初に、1993-1998年の6年間の各年5月末時点において、モデルの理論株価と実際株価の比率に従って、5つのポートフォリオを形成する。次に、第1ポートフォリオ(割安ポートフォリオ)をカラ買いし、第5ポートフォリオ(割高ポートフォリオ)をカラ売りし、そのポジションを30ヶ月まで維持して、リターンが得られるかどうかを検証している。またサンプルには、3.2.1でのサンプル674社を用いている。

図5は、 V_0/P 、 V_{f2}/P 、 V_{L7}/P 戦略から得られた6カ年のポートフォリオの平均を表している。

$$\text{ポートフォリオ選択基準} = \frac{(\mathbf{V}_0, \mathbf{V}_{f2}, \mathbf{V}_{L7}) \text{の理論株価}}{\text{実際株価}} \quad (t = 1993-1998 \text{年} 5 \text{月末})$$

このように現実株価の説明能力としては、アナリスト予想モデルが、簿価モデルや Ohlson (1995) LIM 7を上回っている。しかしながら、ファンダメンタル分析の真髄である、長期的な株価の予測能力の点においては、Ohlson (1995) LIM 7が最も優れているのである。

つまり Ohlson (1995) LIM 7は、現実の株価に対する説明能力は低いが、将来の株価に対する予測能力は最も高いのである。このことは、Ohlson (1995) LIM 7には、現実の株価には表れていない、その企業の内在価値 (intrinsic value) を捉える能力があるということを示唆している。そしてそれはまた、Ohlson (1995) LIM の正当性を証明するものでもあるといえよう。

5. おわりに

本論文の目的は、Ohlson (1995) 情報ダイナミックスの正当性の検証、およびその改善を試みることであった。

まず第2章で、残余利益評価モデル (RIV) と線形情報モデル (LIM) の理論的展開が示された。そして第3章では、LIM を LIM 1-7の7つの実証可能な形に置き換え、それらをサンプル企業674社を用いて検証した。LIM 1は、その他の情報 v_t を無視して、異常利益が1階の自己回帰過程に従っていると仮定するモデルであり、異常利益のメカニズムを解明しようとする LIM の中で最も単純なモデルである。そして LIM 2-6は、いずれも LIM 1の改善を試みるモデルである。しかしながら、LIM 2-6からは、興味深い洞察はえられたものの、LIM 1の根本的な改善を示す結果はえられなかった。

そしてその原因として、Ohlson (1995) LIM で重要な役割を担っている、他の情報 v_t が、観測不可能または困難であるという理由で、実証可能性の観点から、除去されていたり、あるいは定数項に吸収されるという無理な仮定がなされている、ということが推測された。そこで Ohlson (1995) LIM が仮定するように、もし本当に他の情報 v_t が存在し、それが

1 階の正の自己回帰過程に従うならば、 ν_t を除去して推定された LIM1 の残差 \hat{u}_t には、1 階の正の系列相関が観察されるはずであると推測し、ダービンの代替的方法 (Durbin's alternative) によって、誤差項の系列相関の検定を行った。そしてその検定が有意であったサンプルに対して、一般化最小二乗法格子探索法 (GLS-GRID) を用いてパラメーターの推定を行った。それが LIM1 の改良版である LIM7 である。LIM7 の結果は、Adj. R^2 の点で LIM1 を上回り、また誤差項の系列相関も改善された。

最近の米国の研究は、この ν_t を特定化することに焦点が置かれている。例えば、Myers (1999) では受注残高 (order backlog)、Hand and Landsman (1998) (1999) では配当、Dechow et al. (1999) では、異常利益の絶対的大きさ、特別項目、会計発生高 (accruals)、配当、産業別持続性などを、そして Barth et al. (1999) では、会計発生高 (accruals) やキャッシュフローを変数に加えて、 ν_t を特定化しようと試みている。しかしこの論文では、 ν_t を特定化するという困難を回避し、その代わりに、 ν_t を除去することから生じる誤差項の系列相関に対処するという形で LIM1 の改善を試みたのである。

また Ohlson (1995) モデルの素晴らしさは、異常利益のメカニズムの解明に限定されず、そのパラメーターに色々な仮定を設けることによって、実に様々な企業の理論価値を、そのフレームワークの中で理路整然と導き出すことが可能となることである。Ohlson (1995) モデルのフレームワークの中では、アナリスト予測といった企業の将来性を表す情報を織り込んだ理論価値も、また PBR (株価純資産倍率) や PER (株価収益率) といった投資意思決定に頻繁に使用される指標も、実に明解に導き出すことができるのである。そこで第 4 章では、Ohlson (1995) モデルのパラメーターに、様々な仮定を設けて、7 つのモデルの理論価値を導き出し、それらを証券市場に適用することによって、どの仮定によるモデルが一番妥当であるかを検証してみた。そしてその際の、モデルの優劣の判断基準として、現在の株価のバラツキに対する説明力と、将来の株価予測能力という、2 つの基準を設けた。結果は、現在の株価のバラツキに対する説明力と

しては、アナリストの1期後と2期後の予想を用いたモデルの理論価値が一番優れていた。しかしながら将来の株価予測能力では、LIM 1の改良版であるLIM 7を用いたモデルによる理論価値が最も優れていた。

これらの結果は、LIM 7には、現在の株価には反映されていない、企業の内在価値 (intrinsic value) を捉える能力があるということを示唆しており、つまりは、Ohlson (1995) LIM の正当性を支持する証拠を提示しているといえる。そしてまた、LIM 7は、Ohlson (1995) LIM の改善につながるという証拠が、証券市場においても示されたといえるであろう。

〈注〉

- 1) Myers (1999) Panel A Table 2や、Dechow et al. (1999) Panel A Table 1を参照されたい。その回帰式は、 $x_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11}x_t^a + \varepsilon_{t+1}$ である。
- 2) ここで、用語の使用に関する混乱について少し指摘しておく。後に示す、④式で表される評価モデルを指すときには、残余利益評価モデル (Residual Income Valuation Model) というように、残余利益 (residual income) という語が常に用いられる。しかし、利益を指すときには、異常利益 (abnormal earnings) と呼ばれたり、残余利益 (residual income) と呼ばれたりしている。そして、利益を指すときには、異常利益 (abnormal earnings) と言及されることの方がより一般的である。そこでこの論文では用語の使用を統一して、評価モデルを示すときには残余利益評価モデル (Residual Income Valuation Model)、利益を指すときには異常利益 (abnormal earnings) という用語を用いることとする。
- 3) 日本では、④式で表されるこのモデルが、一般的にオールソンモデルと呼ばれている。しかしながら Frankel and Lee (1998)、Ohlson (1998)、Hand and Landsman (1998) (1999)、Myers (1999)、Dechow et al. (1999)、(1999)、Lee et al (1999)、Barth et al. (1999) 等々の米国における最新の研究では、④式はオールソンモデルではなく、Residual Income Valuation Model (RIV) と言及されている。事実、Palepu et al. (1996) 7-17で述べられているように、このモデルの起源は、古くは Preinreich (1938)、Edwards and Bell (1961)、Peasnell (1982) などに見られる。また Ohlson 自身も、Ohlson (1998) p.17で、Ohlson (1995) や Feltham and Ohlson (1995) の業績が、このモデルと同一視されていることについて、遺憾であると述べている。そして米国では、Ohlson (1995) モデルといえば、それは Ohlson (1995) で示された情報ダイナミックスモデル (すなわち次に述べる LIM) を指すようになってきている。そこでこの論文でも、米国におけ

る最近の研究に倣った用語の使い方を行うこととする。

- 4) RIV のこのような性質に関しては、Lundholm (1995)、Palepu et al. (1996) 7-5、須田 (1998) p.930を参照されたい。
- 5) 数式の展開については、Ohlson (1995) Appendix や、中野 (1998) 数学注を参照されたい。
- 6) Feltham and Ohlson (1995) では、営業資産と営業利益を用いているが、これは、当期利益と株主資本簿価を用いても同じである。これについては、Penman and Sougiannis (1998) pp.350-351、Myers (1999) p.8 Note6を参照されたい。
- 7) Feltham and Ohlson (1995) は、 $(\omega_{12} < 0)$ を conservative accounting、 $(\omega_{12} = 0)$ を unbiased accounting、 $(0 < \omega_{12})$ を aggressive accounting であると述べている。
- 8) 数式の展開については、Feltham and Ohlson (1995) Appendix や、中野 (1998) 数学注を参照されたい。
- 9) 後に詳述するが、Dechow et al. (1999) では、 $f(1)_t$: 時点 t におけるアナリスト 1 期後予想利益を用いて以下のように ν_t を算定している。

$$f(1)_t^a = f(1)_t - rb_t$$

$$\nu_t = f(1)_t^a - \omega_{11}x_t^a$$

そして Ohlson (1998) では、このアナリスト予想を用いた算定式をして、 ν_t の合理的測定方法だとしている。ただしこの章では、 ν_t のパラメーターである γ の推定に必要な、十分な年数のアナリスト利益予測が入手できないので、 ν_t の算定は行っていない。ただし次の章では、 γ の値を仮定して ν_t の算定を行っている。

- 10) 誤差項に自己相関が見られるときの推定法としては、一般的には最尤法 (ML) が用いられる。しかしながら、ラグ付き内生変数がモデルに含まれているときの最尤法には小標本バイアスが指摘されており、従ってこの研究では、一般化最小二乗法 (GLS) を採用した。それゆえに、最初の観測値は除去されている。また筆者は、同時に最尤法によるパラメーター推定も行ってみたが、推定値の差異にはそれほど違いはなかった。
- 11) Durbin-alt. 検定は、 $\hat{u}_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \hat{u}_t + \beta_2 x_{t-1}^a + \varepsilon_{t+1}$ の β_1 に関する検定なので、自由度は観測値の数より 3 減少することになる。
- 12) サンプル選択にかなりの survivorship bias がかかり、問題となる。しかし、信頼できるパラメーターを得ようとすれば多くの観測値が必要となり、survivorship bias は避けられない。逆に survivorship bias を緩和しようとすると、観測値が減りパラメーターの信頼性が下がってしまう。これは LIM に関する研究の避けられない問題である。これと同様の問題点が、Morel (1999) p.152, Note7でも指摘されている。
- 13) 日本における RIV を用いた研究としては、藤井・山本 (1999)、石川 (1998)、井上 (1998) (1999) などがあるが、いずれも資本コスト r に長期国債利率 (10

- 年物)や国債指標銘柄を用いており、この研究でもそれに倣った。なお長期国債(10年物)応募者利回りの出典は、日本銀行調査統計局『統計便覧』である。
- 14) これは②のクリーンサープラス関係からの逸脱となるが、Hand and Landsman (1998) (1999)、Myers (1999)、Dechow et al. (1999)、Barth et al. (1999)等の先行研究に従った。
 - 15) 1974年の商法改正(中間配当規定の新設)以前は、半年決算の会社が主流を占めており、その場合には、9月決算時の経常利益と翌年3月決算時の経常利益とを合計して、その年の経常利益としている。
 - 16) なお地方税である住民税には、標準税率と制限税率があり、それは各自治体によって異なるが、ここでは標準税率を採用した。また法人事業税額は、1999年までは販管費として費用計上されているので、これを無視した。
 - 17) LIM 2の持続係数 ω_{11} は、Dechow et al. (1999)で0.62、Barth et al. (1999)で0.66である。また決定係数は、それぞれ0.34、0.40であった。
 - 18) 定数項なしのモデルには、全変動の分解式が成立しない。それゆえに決定係数には、一般的に $\frac{\sum \hat{x}_t^2}{\sum x_t^2}$ または、 x_t^a とその推定値 \hat{x}_t^a の相関係数の2乗が用いられる。この研究では、定数項なしの決定係数としては、すべて後者を用いている。なぜならば、定数項ありのモデルにおいても、決定係数が、 x_t^a とその推定値 \hat{x}_t^a の相関係数の2乗であるという関係は成立するので、モデル間の比較がこの観点からは可能だからである。また本来、定数項なしのモデルに自由度修正済み決定係数 $\text{Adj. } R^2$ を用いるのはおかしいが、ここでは定数項ありのモデルとの兼ね合いから、混乱を避けるために、定数項なしのモデルにもあえて自由度修正済み決定係数 $\text{Adj. } R^2$ という用語を用いた。
 - 19) LIM 4の株主資本簿価に対する係数 ω_{22} ならびにその t 値は、この研究では-0.02 (-1.00)である。この値が、Hand and Landsman (1998)では-0.02 (-2.6)、Myers (1999)では中央値で-0.005 (t 値は不明)、Dechow et al. (1999)では-0.09 (-77.64)、Hand and Landsman (1999)では-0.006 (-1.4)、Barth et al. (1999)では-0.07 (-7.81)などである。
 - 20) Myers (1999)では受注残(order backlog)、Hand and Landsman (1998) (1999)では配当、Dechow et al. (1999)では、異常利益の絶対的大きさ、特別項目、会計発生高(accruals)、配当、産業別持続性などを、そしてBarth et al. (1999)では、会計発生高(accruals)やキャッシュフローを変数に加えて、を特定化しようと試みている。
 - 21) 不均一分散が、時系列による回帰では、クロスセクションによる回帰と較べて問題となりにくいというのは良く知られている。この議論に関しては、Barth and Kallapur (1996) Endnote 1を参照されたい。また筆者は、変数をdeflateすることの問題点として、deflateされた変数を用いた回帰式で得られたパラメータ推定値は、その解釈が困難であり、次章で行っている株価に関するテストなどにそのままの値で使用できないということをここで指摘しておく。
 - 22) Dechow et al. (1999)は、全ての変数を期末の時価総額で除している。一方、

- Hand and Landsman (1998) (1999)、Myers (1999)、Barth et al. (1999) 等では deflate を行っていいない。
- 23) このラグランジュ乗数 (LM) を用いる不均一分散のテストとしては、他に Breusch-Pagan test、White test などがある。しかしながら Breusch-Pagan test には、補助回帰式における変数選択という問題があり、またホワイトテスト (White test) を行うには観測値が十分でないので、この研究では用いなかった。
- 24) AIC は、世界的に著名な統計学者である数理統計研究所の赤池弘次氏の論文 Akaike (1973) によって導入されたものである。
- 25) FPE は、Akaike (1969) (1970) によって提示された推定量で、最尤法であるはめた回帰モデルによって予測をしたときの、平均二乗予測誤差を見積もる量であり、AIC によるモデル評価と基本的に同じである。また AIC は、小標本で自由パラメーター数が多いときには、その値が、負の方向に偏ることが知られており、それを修正したものが AIC_c である。
- 26) これはファンダメンタル分析の基本的な考え方で、Malkiel (1999) p.119 に詳述がある。またファンダメンタル分析については、Malkiel (1999) の他に Palepu et al. (1996) 8-5 を参照されたい。
- 27) 本研究で用いられているバイアンドホールド戦略 (buy-and-hold strategy) については、Frankel and Lee (1998) を参照されたい。
- 28) 米国における研究では、アナリスト利益予想として、I/B/E/S 社のコンセンサス予測が用いられるのが普通である。一方、日本における研究では、石川 (1998) では決算短信による経営者予想を、石川 (1999) や井上 (1999) では会社四季報の予想が用いられている。しかしながらこれらの予想が、I/B/E/S 社のコンセンサス予測のようなアナリストの平均的な予想であるかどうかは甚だ疑わしく、その信頼性は疑問である。日本においても、安部 (1999) などでは、I/B/E/S 社のコンセンサス予測を用いた研究を行っており、今後そのようなデータの容易な入手が望まれる。
- 29) 利益予想を無限に究極まで行くと、それは結局、配当割引モデルと等しくなる。詳しくは Dechow et al. (1999) p.5 を参照されたい。
- 30) 額面が50円でないサンプルの株価と株数は、額面50円に換算している。また6月に株式分割などが行われているときには、株価は3月末時点でもうすでに権利落ちしているが、3月末時点の株式発行済み総数には現われてこない。このような場合は、分割後の株数を算定して調整している。また V_{L7} は、 V_{L1} と V_{L7} を合算したものである。すなわち、表8において、誤差項に系列相関が見られたサンプル1,869個 (全サンプル4,044個の46.2%) は V_{L7} で企業価値が算定され、それ以外のサンプルは、 V_{L1} で算定されている。
- 31) 株価と簿価・利益との関連性に関する優れた研究として、米国では Collins et al. (1997)、日本では薄井 (1999) などがある。、 V_0 、 V_1 モデルの結果と、薄井 (1999) p.407 の図表8 とを比較すると、実に類似した結果が得られている

のが伺える。

- 32) Dechow et al. (1999)においても、アナリスト予測を用いたモデルが、現実の株価のパラツキに対する誤差が一番小さく、最も優れているという結果が得られている。
- 33) プロイシュ・ペーガンテスト (BP-het) の変数には、一株当たりの理論価値を用いた。ちなみに LM-het と BP-het の臨界値は $\chi^2(1)$ 右片側 5% で 3.84 であり、White-het の臨界値は $\chi^2(2)$ 右片側 5% で 5.99 である。
- 34) 本研究には載せていないが、非説明変数に時価総額を用いての回帰、変数に対数変換しての回帰も行った。時価総額を用いると、不均一分散のテスト結果は、株価を用いたときよりも甚だしく悪化した。また変数に対数変換しての回帰を行うと、不均一分散はかなり改善された。しかしながら対数変換された変数を用いると、係数は弾性値を示し、その解釈が困難となるので、本研究では用いなかった。
- 35) なお、株式分割、減資、額面変更、中間時価発行等の、資本異動による株価の変動は調整済みである。しかし、配当に関するリターンの調整は行っていない。
- 36) 株価は、1999年11月末までしか入手できていないので、1998年5月時点において作成されたポートフォリオは、18ヶ月分の株価しか用いていない。すなわち 0M~18M までは、1993-1998年の6年間のポートフォリオのリターンの平均であるが、19M~30M は、1993-1997年の5年間のポートフォリオのリターンの平均である。
- 37) 株価収益率 (PER) および株価純資産倍率 (PBR) の、RIV との関係については、Fairfield (1994) を参照されたい。
- 38) アナリストの楽観性についての論文は、米国では非常に多く見られるが、Easterwood and Nutt (1999) pp.1778-1779 に詳しい。また日本における論文としては、石川 (1999) がある。

〈引用文献〉

- 安部圭司 [1999]、「利益予測情報と株価」『会計情報の変革 第3部第5章』小川洌 編著、中央経済社、209-214頁
- 石川貴志 [1999]、「わが国における業績予想データの特性と市場の効率性の検証～利益予想データの活用法～」『証券アナリストジャーナル』1996年4月号、19-37頁
- 石川博行 [1998]、「会計数値を用いた企業価値の評価」『Business Insight』No.24 (Winter)、92-98頁
- 井上達男 [1998]、「会計数値に基づく企業価値の実証研究」『会計』第153巻第6号、878-890頁

- 井上達男 [1999]、「予測利益を用いた Ohlson モデルによる日本企業の実証分析」『会計』第156巻第2号、199-210頁
- 薄井 彰 [1999]、「クリーンサープラス会計と企業の市場評価モデル」『会計』第155巻第3号、394-409頁
- 須田一幸 [1998]、「ファンダメンタル分析と証券市場の効率性(二)」『会計』第153巻第6号、928-938頁
- 中野 勲 [1998]、「資産評価と資本価値評価—保守的会計と不偏的会計をめぐって」『21世紀の会計評価論 第4章』中野 勲+山地秀俊 編著、勁草書房、60-86頁
- 藤井秀樹・山本利章 [1999]、「会計情報とキャッシュフロー情報の株価説明力に関する比較研究」『会計』第156巻第2号、170-185頁
- Akaike, H. (1969). "Fitting autoregressive models for prediction." *Annals of the Institute of Statistical Mathematics* 21, pp.243-247.
- Akaike, H. (1970). "Statistical predictor identification." *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 22, pp.203-217.
- Akaike, H. (1973). "Information theory and an extension of the maximum likelihood principle." In B.N. Petrov and F. Csaki (ed.) 2nd International Symposium on Information Theory pp.267-281. Budapest: Academia Kiado.
- Barth, M., Beaver, W., Hand, J., and Landsman, W. (1999). "Accruals, cash flow, and equity values." working paper (January), Stanford University.
- Barth, M., Beaver, W., Hand, J., and Landsman, W. (1999). "Accruals, cash flows, and equity values." working paper (July), Stanford University.
- Barth, M., and Kallapur, S. (1996). "The effects of cross-sectional scale differences on regression results in empirical accounting research." *Contemporary Accounting Research*, 13, pp.527-567.
- Bar-Yosef, S., Callen, J., and Livnat, J. (1996). "Modeling dividends, earnings, and book value equity: An empirical investigation of the Ohlson valuation dynamics." *Review of Accounting Studies*, 1, pp.207-224.
- Collins, D., Maydew, E., and Weiss, I. (1997). "Changes in the value-relevance of earnings and book values over the past forty years." *Journal of Accounting and Economics*, 24, pp.39-67.
- Dechow, P., Hutton, A., and Sloan, R. (1999). "An empirical assessment of the residual income valuation model." *Journal of Accounting and Economics*, 26, pp.1-34.
- Easterwood, J. and Nutt, S. (1999). "Inefficiency in analysts' earnings forecasts: Systematic misreaction of systematic optimism?" *Journal of*

- Finance*, 54, pp.1777-1797.
- Edwards, E., and Bell, P. (1961). "The theory and measurement of business income." University of California Press.
- Fairfield, P. M. (1994). "P/E, P/B and the present value of future dividends." *Financial Analysts Journal*, July-August, pp.23-31.
- Feltham, G., and Ohlson, J. (1995). "Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities." *Contemporary Accounting Research*, 11, pp.689-731.
- Frankel, R. and Lee, C. (1998). "Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns." *Journal of Accounting and Economics*, 25, pp.283-319.
- Hand, J., and Landsman, W. (1998). "Testing the Ohlson model: v or not v, that is the question." working paper, University of North Carolina.
- Hand, J., and Landsman, W. (1999). "The pricing of dividends in equity valuation." working paper, University of North Carolina.
- Hurvich, C., and Tsai, C. (1989). "Regression and time series model selection in small samples" *Biometrika*, 76, pp.297-307.
- Hurvich, C., and Tsai, C. (1991). "Bias of the corrected AIC criterion for underfitted regression and time series models." *Biometrika*, 78, pp.499-509.
- Lee, C., Myers, J., and Swaminathan, B. (1999). "What is the intrinsic value of the Dow?" *Journal of Finance*, 54, pp.1693-1741.
- Lundholm, R. (1995). "A tutorial on the Ohlson and Feltham/Ohlson models: Answers to some frequently asked questions." *Contemporary Accounting Research*, 11, pp.749-761.
- Morel, M. (1999). "Multi-lagged specification of the Ohlson Mode." *Journal of Accounting, Auditing and Finance (new series)*, 14, pp.147-161.
- Malkiel, B. (1999). "A random walk down Wall Street." W.W.Norton & Company.
- Myers, J. (1999). "Implementing residual income valuation with linear information dynamics." *The Accounting Review*, 74, pp.1-28.
- O'Hanlon, J. (1994). "Clean surplus residual income and earnings based valuation models." working paper No.94/008, Lancaster University.
- O'Hanlon, J. (1995). "Return/Earnings regressions and residual income: Empirical evidence." *Journal of Business Finance and Accounting*, 22, pp.53-66.
- Ohlson, J. (1995). "Earnings, book values, and dividends in equity valuation." *Contemporary Accounting Research*, 11, pp. 661-687.

- Ohlson, J. (1998). "Earnings, book values, and dividends in equity valuation: An empirical perspective." working paper, New York University.
- Palepu, K., Bernard, V., and Healy, P. (1996). "Business Analysis and Valuation." South-Western College Publishing.
- Peasnell, K. (1982). "Some formal connections between economic values and yields and accounting numbers." *Journal of Business Finance & Accounting*, 9, pp.361-381.
- Penman, S. H., and Sougiannis, T. (1998). "A comparison of dividend, cash flow, and earnings approaches to equity valuation." *Contemporary Accounting Research*, 15, pp. 343-383.
- Preinreich, G. (1938). "Annual survey of economic theory: The theory of depreciation." *Econometrica*, 6, pp.219-241.