

オールソンモデルによる企業評価

— Ohlson (1995) モデルの実証研究 —

関西大学大学院博士課程商学研究科

太田 浩司

目 次

- | | |
|--|--|
| <p>I はじめに</p> <p>II 残余評価利益モデルと線形情報モデルの導出</p> <p>1. 残余利益評価モデル</p> <p>2. 線形情報モデル</p> <p>III 線形情報モデルの実証研究</p> <p>1. モデルの設定</p> <p>2. データ</p> <p>3. 結果</p> | <p>IV 株価との関連についての実証研究</p> <p>1. 7つの企業評価モデル</p> <p>2. 現実の株価のバラツキに対する説明力</p> <p>3. 将来の株価に対する予測能力</p> <p>V おわりに</p> |
|--|--|

オールソンモデルは、90年代後半以降、会計における実証研究で非常に注目を浴びている企業評価モデルである。そしてその真髄は、企業の超過収益力である、異常利益のメカニズムを表す情報ダイナミクス、すなわち線形情報モデルである。そこで本研究では、Ohlson (1995) で示された線形情報モデルを、日本企業と日本の証券市場に適応し、その正当性を検証することとした。

まず最初に、Ohlson (1995) で提示された線形情報モデル (Linear Information Model: LIM) に基づいて、実証可能な LIM 1-3 を導き、それらについてサンプル企業674社を対象に検証を行った。結果は、他の情報を除去して推定しているモデルの誤差項には、正の系列相関が観察されるはずであると想定し、それに対処した LIM 3 の当てはまりが最も良かった。

次に LIM のパラメーターに、さまざまな仮定を設けて、7つの企業評価モデルを導き出し、それらを日本の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。結果は、現在の株価に対する説明力の点では、アナリストの予想利益に基づくモデルが一番優れていた。しかしながら、将来の株価予測能力の点では、LIM 3 に基づくモデルが最も優れていた。

これらの結果は、LIM には、現在の株価には現れていない、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) モデルの正当性を支持する証拠を提示するものであるといえるであろう。



太田 浩司 (おおた こうじ)

1969年奈良県生まれ。1994年京都大学文学部卒業。その後、(株)青木建設経理部、関西 CPA 学院経営などを経て、1998年より関西大学大学院商学研究科に在籍。米国公認会計士(イリノイ州)。

I はじめに

オールソンモデルは、90年代後半以降、会計における実証研究で非常に注目を浴びている企業評価モデルである。その理由としては、オールソンモデルが、従来の配当割引モデルや割引キャッシュフローモデルといった企業評価モデルと異なり、簿価や会計利益といった会計数値に焦点を当てた企業評価モデルであるということが挙げられる。

そしてオールソンモデルの真髄は、Ohlson (1995)、Feltham and Ohlson (1995) で提示された、企業の超過収益力である、異常利益のメカニズムを表す線形情報モデルである。そしてそ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企業評価モデルや、また PBR (株価純資産倍率)、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なども、実に明解に導き出すことが可能となるのである。

そこで本研究では、Ohlson (1995) で示された線形情報モデルを日本企業と日本の証券市場に適用してみて、その正当性を検証することとする。

また、Dechow et al. (1999)、Myers (1999)、Hand and Landsman (1998) (1999)、Barth et

al. (1999) 等の米国における最近の研究では、線形情報モデルで非常に重要な役割を果たしている、他の情報 V_t を、特定化する試みがなされている(注1)。しかしこの研究では、他の情報 V_t を特定化するという困難を回避し、その代わりに、 V_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、線形情報モデルの改善を試みている。

最後に、この論文の構成は次のようである。まず第II章では、残余利益評価モデルと線形情報モデルの導出について述べる。そして第III章では線形情報モデルに関する実証研究を行い、第IV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V章で、本論文の結論について述べる。

II 残余利益評価モデルと線形情報モデルの導出

1. 残余利益評価モデル

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得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

(注1) 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、 V_t を特定化しようと試みている。

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

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
であるということを仮定。

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 期首における株主資本簿価に資本コ
スト r を乗じたものは、すなわちその企業の標
準的利益 (normal earnings) である。そして t
期の実際の利益からこの標準的利益を差し引い
たものを異常利益 (abnormal earnings) と定義
する。

異常利益

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

②、③を①に代入して整理すると、

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

が得られる。

この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。RIV はつまり、企業価値 = 株主
資本簿価 + 将来異常利益の現在割引価値という
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挙げられる。つまり、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 項である株主資本簿価
が低く押さえられたとしても、それは右辺第 2
項の将来異常利益の増加によって相殺され、企
業価値には影響を及ぼさないのである (注 2)。

2. 線形情報モデル

線形情報モデル (Linear Information Model:
以下 LIM) とは、Ohlson (1995)、Feltham and
Ohlson (1995) によって示された、異常利益の
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。そして、Ohlson (1995) では以下
の LIM が仮定されている。

$$X_{t+i}^a = \omega_{11} X_t^a + V_t + \varepsilon_{1t+i} \quad ⑤ a$$

$$V_{t+1} = \gamma V_t + \varepsilon_{2t+1} \quad ⑤ b$$

X_t^a : t 期の異常利益で、

$X_t^a = x_t - rb_{t-1}$ にて算出

V_t : 異常利益以外の他の情報

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

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

$\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t+1}$: 誤差項

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

(注 2) RIV のこのような性質に関しては、Lundholm (1995)、Palepu et al. (1996) 7-5 を参照されたい。

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。それ故に、 $0 \leq \omega_{11} < 1$ となると想定されている。また V_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。⑤b は、他の情報 V_t が 1 階の自己回帰過程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 V_t は、長期にわたって持続するとは考えられないので $0 \leq \gamma < 1$ と想定されている。

そして、⑤a、⑤b で表される LIM を、④で表される RIV に代入すると、企業価値は、

$$V_t = b_t + \frac{\omega_{11}}{1+r-\omega_{11}} X_t^a + \frac{1+r}{(1+r-\omega_{11})(1+r-\gamma)} V_t$$

で表される(注3)。

しかしながら、LIM はあくまでも 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ねばならない。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生じる。

そこで次章では、Ohlson (1995) で提示された LIM を実証可能な形に置き換えて、LIM の正当性について検証してみることとする。

III 線形情報モデルの実証研究

1. モデルの設定

(1) LIM 1 & LIM2

⑤a、⑤b で表される Ohlson (1995) LIM において、他の情報を表す V_t は、観察不可能もしくは非常に困難である。そこで $V_t = 0$ と仮定して除去したモデルが LIM1 である。しかしながら、観察困難だからといって V_t を除くと、モデルの過少定式化となってしまう。そこで、 V_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 LIM2 である。そしてこの LIM1、LIM2 のパラメーターを、最小二乗法 (OLS) を用いて推定を行うこととする。

$$\text{LIM 1 : } X_{t+1}^a = \omega_{11} X_t^a + \varepsilon_{t+1}$$

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

(2) LIM3

LIM1 では、他の情報を表す V_t は観察不可能もしくは非常に困難であるので、 $V_t = 0$ と仮定したモデルに、最小二乗法 (OLS) を用いてパラメーターを推定している。その結果として V_t は、誤差項に吸収されることとなる。Ohlson (1995) においては、⑤b に見られるように 1 階の自己回帰過程に従い、 $0 \leq \gamma < 1$ であると仮定されている。もしそうだとすれば、 V_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、LIM1 の誤差項の系列相関をテストするために、Durbin-Watson (DW) 統計量と、

(注3) 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。

Durbin's alternative (Durbin-alt.) 統計量を示すこととする。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、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うこととする。

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho > 0$$

帰無仮説は、誤差項には系列相関がな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 5% で行って、有意であったサンプルについてのみ、以下の LIM3 を一般化最小二乗法格子探索法 (GLS-GRID) によってパラメーターの推定を行うこととする。

$$\text{LIM3} : X_{t+1}^a = \omega_{11} X_t^a + u_{t+1}$$

$$u_{t+1} = \rho u_t + \varepsilon_t$$

2. データ

(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月時点で連続最低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得られるサンプルが必要であると判断したからである。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(normal earnings)がマイナスとなってしまう、その経済的解釈が困難となるからである。

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

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%
合計	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%

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であるかどうかには疑問が残る。

(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。

$$X_t^a = x_t - r b_{t-1} \quad \text{③再掲}$$

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 r 、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している(注4)。

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(注5)。

ただし米国と異なり、日本では税引後の経常利益は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。

$$\text{税引後経常利益} = \text{経常利益} \times \{1 - (1964-1998\text{各年度の法人税率} + \text{住民税率})\}$$

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LIM1-3を推定する。

3. 結果

(1) LIM1&LIM2の推定結果

LIM1とLIM2の異常利益の持続係数 ω_{11} は、共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(表3)。またそれぞれ0.73、0.66という値も、米国における先行研究の値と比べてかなり近い(注6)。またLIM2の定数項 ω_{10} は、正にも負にもなり得るのでt値を平均してもあ

表3 LIM1: $X_{t+1}^a = \omega_{11} X_t^a + \epsilon_{t+1}$

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

LIM 2: $X_{t+1}^a = \omega_{10} + \omega_{11} X_t^a + \epsilon_{t+1}$					
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。

(注4) 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。なお出典は、日本銀行調査統計局『統計便覧』である。

(注5) 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。

(注6) LIM2の持続係数は、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。

まり意味がない。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 V_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、LIM2のDW値、Durbin-alt.値が、両方ともLIM1より悪くなっていることからうかがえる。

一方、Adj. R^2 は、それぞれ0.44と0.42である。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。

(2) LIM3の推定結果

LIM1サンプルの内、誤差項の系列相関が有意であったサンプルは1,460個で、全サンプルの約1/3強であった(表4)。これら1,460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LIM3の結果が、表5である。

上の段は、誤差項に系列相関が見られた1,460個のサンプルの、LIM1のパラメーターの平均値で、下の段はその1,460個のサンプルに対してLIM3を実施した結果である。 ω_{11} 、 ρ 共に有意であり、Adj. R^2 も、LIM1の0.49からLIM3の0.54に改善されている。また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ことがうかがえる。

IV 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

表4 LIM1サンプルで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

年度	サンプル数	誤差項AR(1)	%
1965-93	674	222	32.9%
1965-94	674	237	35.2%
1965-95	674	241	35.8%
1965-96	674	252	37.4%
1965-97	674	258	38.3%
1965-98	674	250	37.1%
合計	4,044	1,460	36.1%

Note: Durbin's alternative による誤差項の系列相関に関する検定である。自由度=観測値数-3で、棄却域は右片側有意水準5%で行っている。

表5 LIM3: $X_{t+1}^a = \omega_{11} X_t^a + u_{t+1}$
 $u_{t+1} = \rho u_t + \epsilon_{t+1}$

1,460個	Adj. R^2	ω_{11}	ρ	DW
LIM1 t値	0.49	0.75 (6.82)		1.30
LIM3 t値	0.54	0.53 (2.27)	0.50 (1.97)	1.71

Note: 誤差項に系列相関が見られたサンプル1,460個の、LIM1とLIM3のパラメーターの平均値を比較している。

である。

$$X_{t+1}^a = \omega_{11} X_t^a + V_t + \epsilon_{1t+1} \quad \text{⑤ a 再掲}$$

$$V_{t+1} = \gamma V_t + \epsilon_{2t+1} \quad \text{⑤ b 再掲}$$

この2つの式のパラメーターである ω_{10} 、 γ にさまざまな仮定を設けることによって、実に多くの企業評価モデルが形成され得る。

そこでこの章では、まず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。

1. 7つの企業評価モデル

(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、

$$E_t[X_{t+i}^a] = 0 \text{ である。}$$

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。

(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、

$$E_t[X_{t+i}^a] = X_t^a \text{ である。}$$

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、

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

が得られる。つまり、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。

(3) V_{f1} モデル

V_{f1} モデルは、アナリストの1期後予想利益を用いたモデルである。将来異常利益の期待値は、 $E_t[X_{t+i}^a] = f(1)_t^a$ であり、その算定式は以下のようである(注7)。

$$\begin{aligned} f(1)_t^a &= f(1)_t - rb_t \\ V_t &= f(1)_t^a - \omega_{11} X_t^a \end{aligned}$$

$f(1)_t$: アナリスト1期後予想利益

$f(1)_t^a$: 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 $\omega_{11} X_t^a$ との差が、すなわち他の情報 V_t とみなされるのである。そしてこの V_{f1} 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、

$$V_{f1} = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{f(1)_t^a}{(1+r)^i}$$

で表される。これを単純化すると、

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

となる。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になるのである(注8)。

(注7) この算定式は、Ohlson (1998) で示されており、Dechow et al. (1999) もこれに従っている。

(注8) この研究ではアナリストの予想利益として、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。

(4) V_{f2} モデル

V_{f2} モデルは、アナリストの1期後と2期後の予想利益を用いたモデルである。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、 $E_t[X_{t+i}^a] = f(2)_t^a$ である。そしてその算定式は以下のものである。またパラメータの仮定は、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。

$$\begin{aligned} f(1)_t^a &= f(1)_t - rb_t \\ b(1)_t &= b_t + f(1)_t - d(1)_t \\ f(2)_t^a &= f(2)_t - rb(1)_t \end{aligned}$$

$f(1)_t$: アナリスト1期後予想利益
 $f(2)_t$: アナリスト2期後予想利益
 $d(1)_t$: アナリスト1期後予想配当
 $b(1)_t$: 1期後予想株主資本簿価

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、

$$V_{f2} = \frac{d(1)_t}{1+r} + \frac{f(2)_t}{(1+r)r}$$

となる。つまり、企業価値は、配当と利益の予想で表されることになる。

(5) V_{L1} モデル

V_{L1} 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。パラメータの 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。

このとき $LIM1$ モデルの企業価値は、

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

となり、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} の取束条件は、 $|\omega_{11}| < 1+r$ である。

(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。パラメータの 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。

このとき $LIM2$ モデルの企業価値は、

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

となり、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} の取束条件は、 $|\omega_{11}| < 1+r$ である。

(7) V_{L3} モデル

このモデルは、前章の $LIM3$ 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。パラメータの ω_{11} 、 ρ は、前章の $LIM3$ で推定された値であり、他の情報 V_t は、 $LIM3$ 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。

このとき LIM3の企業価値は、

$$V_{L3} = b_t + \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(\omega_{11} + \rho) X_{t+i-1}^a - \rho \omega_{11} X_{t+i-2}^a}{(1+r)^i}$$

となり、単純化すると、

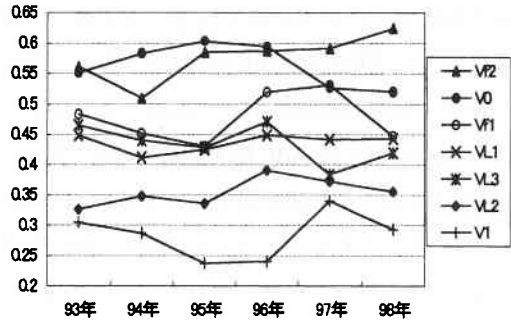
$$V_{L3} = b_t + \left\{ \frac{(1+r)(\omega_{11} + \rho) - \omega_{11}\rho}{(1+r)^2 - (1+r)(\omega_{11} + \rho) + \omega_{11}\rho} \right\} X_t^a - \left\{ \frac{(1+r)\omega_{11}\rho}{(1+r)^2 - (1+r)(\omega_{11} + \rho) + \omega_{11}\rho} \right\} X_{t-1}^a$$

となる。またの収束条件は、 $|\omega_{11}| < 1+r$ 、かつ、 $|\rho| < 1+r$ である(注9)。

2. 現実の株価のバラツキに対する説明力

前節の7つの企業評価モデルについて、これらの理論株価に、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、クロスセクションで回帰してみる。またサンプルは、III 2 (1)で選ばれた674社である。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。なお理論株価および回帰式は、以下の式で算定した(注10)。

グラフ1 7つのモデルの年度別 Adj. R²



理論株価 $t =$

$(V_0, V_1, V_{f1}, V_{f2}, V_{L1}, V_{L2}, V_{L3})$ の理論株価_t
発行済み株式総数_t

株価_t = $\alpha + \beta$ 理論株価_t + ϵ_t

($t = 1993-1998$ 年5月末)

その結果がグラフ1である。

V₀モデルとV₁モデルの6年間平均のAdj. R²は、それぞれ0.56、0.28であり、V₀モデルの方がV₁モデルよりも圧倒的に株価に対して当てはまりが良い。V₀モデルは簿価モデルであり、V₁モデルは当期純利益に基づくモデルである。近年、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事実は、日米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(注11)。V_{f1}モデルとV_{f2}モデルでは、すべての年において、V_{f2}モデルのAdj. R²がV_{f1}モデル

(注9) V_{L3}モデルの内、LIM3を用いて企業価値が算定されるのは、表5で示されている1,460個のサンプルで、全サンプルの約1/3である。残りのサンプルについては、LIM1すなわちV_{L1}モデルを用いて企業価値を算定している。

(注10) 額面が50円でないサンプルの株価と株数は、額面50円に換算し直している。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月末時点でもう既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。

(注11) 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。V₀モデルとV₁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うかがえる。

の Adj. R² をかなり上回っている。やはり、1 期後予想利益だけを用いるよりも、1 期後と 2 期後の両方の予想利益を用いた方が、現実の株価に対して説明力があるようである。また V_{L1}、V_{L2}、V_{L3} モデルの Adj. R² を比較すると、V_{L1} と V_{L3} モデルは、6 年間平均でそれぞれ 0.44、0.43 とほぼ同じであるが、V_{L2} モデルの Adj. R² は 0.35 と、V_{L1} や V_{L3} モデルと比べてかなり悪い。やはり、他の情報 V_t が定数項に吸収されるという LIM2 の仮定は、間違っているようである。

7 つのモデルすべてを見ると、アナリスト 2 期予想利益に基づく V_{f2} モデルの Adj. R² が最も高く、次いで、簿価である V₀ モデルである。一方、LIM に基づく V_{L1} モデルや V_{L3} モデルの Adj. R² は、V_{f2} モデルや V₀ モデルと比べてかなり悪い。つまり、現実の株価のパラツキに対する説明力としては、アナリスト予想利益を用いるのが一番優れており、LIM1 や LIM3 は、それよりもかなり劣るといえる(注12)。

その理由としては、(i) LIM 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。

3. 将来の株価に対する予測能力

まず最初に、前節の場合と同様に、III 2 (1) のサンプル 674 社を用いて、1993-1998 年各年度の 5 月末時点における理論株価を、先の 7 つの企業評価モデルについて算定する。これを、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 カ月まで検証する(注13)。

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、ということが出来る。

ポートフォリオ選択基準＝

$$\frac{(V_0, V_1, V_{f1}, V_{f2}, V_{L1}, V_{L2}, V_{L3}) \text{ の理論株価}_t}{5 \text{ 月末時点の株価}_t}$$

(t=1993-1998年5月末)

(1) V₀&V₁戦略の結果

V₀戦略とは、V₀=b_tからも分かるように、すなわち純資産株価倍率（Book to Price ratio: BPR）戦略である。そして V₁戦略とは、

(注12) Dechow et al. (1999) においても、アナリスト予想利益を用いたモデルが、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。

(注13) この戦略については、Frankel and Lee (1998) を参照されたい。また株式リターンに関しては、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。また1998年5月時点において作成されたポートフォリオは、18カ月分の株価しか用いていない。

$V_t = \left(\frac{1+r}{r}\right) X_t - d_t$ からも分かるように、収益株価倍率 (Earnings to Price ratio: EPR) 戦略である。

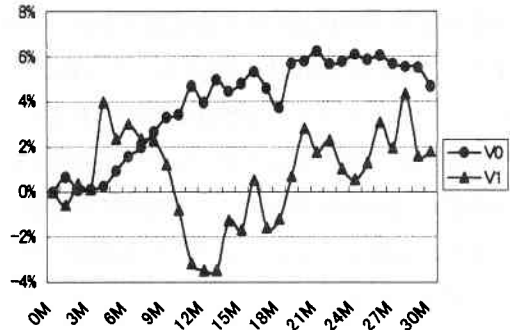
結果は、BPR 戦略は着実にリターンを獲得しているのに対し、EPR 戦略ではリターンは獲得できていない(注14) (グラフ 2)。

(2) V_{f1} & V_{f2} 戦略の結果

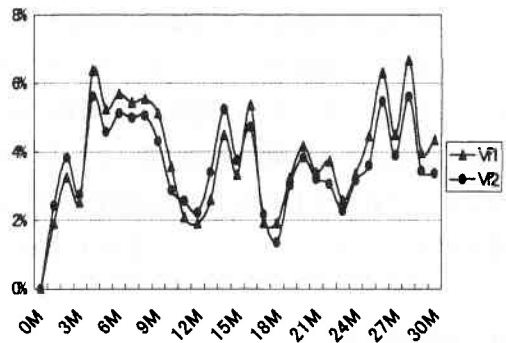
V_{f1} と V_{f2} 戦略とでは、ほとんど両者に差はみられない(グラフ 3)。すなわち将来の株価に対する予測能力の点においては、1 期後予想利益だけを用いても、1 期後と 2 期後の両方の予想利益を用いても、両者にそれほどの差はないということがうかがえる。

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 カ月で既に 2% ものリターンが確認され、4 カ月後では、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、長期的には安定したリターンを獲得できていない。その理由としては、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(注15)。それ故に、時が経って中間決算発表などで実際の業績が明らかになるにつれて、リタ

グラフ 2 V_0 戦略と V_1 戦略



グラフ 3 V_{f1} 戦略と V_{f2} 戦略



ーンは獲得できなくなる、という推測がなされ得るのである。

そこで、以下で示す式によって、アナリストの予測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。

$$\text{乖離度} = \frac{(\text{実際利益} - \text{予想利益})}{|\text{予想利益}|}$$

実際利益が予想利益よりも20%以上良かった

(注14) 株価収益率 (PER)、株価純資産倍率 (PBR) と、RIV との関係については、Fairfield (1994) を参照されたい。

(注15) 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。

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(表6)。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_{f1} と V_{f2} 戦略が、短期的にはかなりのリターンを獲得できるが、長期的には振るわないということを説明していると考えられる。

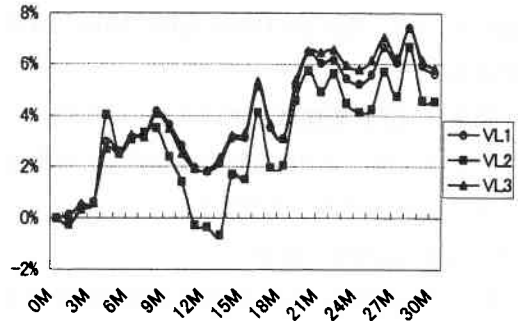
(3) V_{L1} & V_{L2} & V_{L3} 戦略の結果

V_{L1} と V_{L3} 戦略は、 V_{L2} 戦略よりも優っている。これは、他の情報 V_i が定数項に吸収されるというLIM2の仮定が、正しくないということを示している。そして V_{L1} 戦略と V_{L3} 戦略では、僅少ではあるが V_{L3} 戦略の方が優っている(グラフ4)。これは、LIM3のLIM1に対する若干の優位性を示しているものといえるかもしれない。

(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_{L3} と V_{L1} 戦略が、すべての戦略

グラフ4 V_{L1}, V_{L2}, V_{L3} 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 戦略と V_1 戦略では、 V_0 戦略からのPBR効果は確認できたが、 V_1 戦略によるPER効果は確認されなかった。そして V_{f1} と V_{f2} 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、アナリスト予想の楽観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、LIM1やLIM3が他のモデルよりも優れているといえるであろう。

表6 アナリスト予想利益と実際利益の乖離度

乖離度	企業数%
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: 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4,044個を集計。

V おわりに

以上のように、現実株価の説明能力の点では、アナリスト予想を用いたモデルが最も優れており、LIMの説明力は比較的低い。しかしながら、ファンダメンタル分析の観点からみた、長期的な株価の予測能力の点においては、LIMが最も優れている。つまりLIM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、LIMには、現実の株価には現れていない、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) で提示された LIM の正当性を証明するものでもあるといえるであろう。

【参考文献】

- 石川貴志 [1996]、「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
- 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
- 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
- Barth, M., Beaver, W., Hand, J., and Landsman, W., 1999 “Accruals, cash flows, and equity values” working paper (January) (July), Stanford University
- 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*, Vol.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*, Vol.26, pp.1-34
- Easterwood, J. and Nutt, S. 1999. “Inefficiency in analysts’ earnings forecasts: Systematic misreaction or systematic optimism?” *Journal of Finance*, Vol.54, No.5, pp.1777-1797
- 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*, Vol.11, No.2, pp.689-731
- Frankel, R. and Lee, C. 1998. “Accounting valuation, market expectation, and cross-sectional stock returns.” *Journal of Accounting and Economics*, Vol.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
- Lundholm, R. 1995. “A tutorial on the Ohlson and Feltham/Ohlson models: Answers to some frequently asked questions” *Contemporary Accounting Research*, Vol.11, No.2, pp.749-761
- Myers, J. 1999. “Implementing residual income valuation with linear information dynamics.” *The Accounting Review*, Vol.74, No.1, pp.1-28
- Ohlson, J. 1995. “Earnings, book values, and dividends in security valuation” *Contemporary Accounting Research*, Vol.11, No.2, 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 & Valuation” South-Western College Publishing.