

線形情報ダイナミクスと株式のバリュエーション

: Dechow, Hutton and Sloan (1999) の方法を使った日本市場の検証

松村尚彦

(要旨)

本稿では Dechow et al. (1999) の方法にしたがって、日本市場における Ohlson (1995) モデルを使った実証分析を行った。その結果日本においても残余利益の予測、株価水準の予測、株式リターンの予測において Ohlson モデルが有効であることが明らかとなった。また残余利益の時系列構造は日米ともに共通する特徴がみられたものの、株式リターンの予測力の源泉が、残余利益の持続力に対する市場の過大評価にあるとする Dechow et al. (1999) のミスプライシング仮説は、日本市場においては必ずしも当てはまらないことが分かった。

また本稿独自の貢献として、①純粋競争市場モデル、②ランダムウォークモデル、③AR1モデルとその他情報を取り入れたモデルによる株式リターンの予測力の源泉を、投資スタイルの視点から分析したことが挙げられる。この分析の結果①の株式リターン予測力は、バリュー株効果、②はギャップ株効果、③は両者の中間形態の投資スタイルと関連していることが判明した。これらは株式リターンの予測力の源泉を残余利益の持続力の過大評価という単一の原因に求めることが適切ではないことを示唆している。

(キーワード)

Ohlsonモデル、残余利益モデル、情報ダイナミクス、ミスプライシング仮説、投資スタイル

1. はじめに

Ohlson (1995) は、残余利益の時系列構造に1次の自己回帰過程を仮定し(これをOhlsonは「情報ダイナミクス」と呼んだ)、それを残余利益モデル(RIV)に代入することで、現在利用可能な会計情報とモデルパラメータだけで株式の理論株価を推定できることを明らかにした。

これまでも、将来の配当金の割引現在価値から理論株価を求める配当割引モデル(DDM)、将来のフリーキャッシュフローの割引現在価値から理論株価を求めるディスカウントキャッシュフローモデル(DCF)、そして現在の純資産と将来の残余利益の割引現在価値から理論株価を求める残余利益モデル(RIV)¹⁾などの株式のバリュエーションモデルが存在したが、いずれのモデルも配当(DDM)、フリーキャッシュフロー(DCF)、残余利益(RIV)などに関する超長期の予測が必要となるため、実証分析を行う上で大きな困難を伴っていた。ところがOhlsonモデルはそうした実証分析上の問題点をクリアーし、現在の純資産と会計利益の情報のみで株式の理論

1) Edwards&Bell (1961) 参照

価格を推定する方法に道を開いたのである。このためOhlsonモデルの発表は、1990年後半以降の実証会計学、実証ファイナンスにおけるひとつのエポックメイキングな出来事となり、その後数多くの実証研究が行われることとなった。また実証分析だけでなく、会計情報と株式のバリュエーションの直接的な関係を明らかにしたこと、競争市場における残余利益の低減という現実的に妥当性の高い仮定に基づいていること、さらにDDMでは困難であったModigliani-Millerの配当無関連命題の問題をクリアーしていることなどから、Ohlsonモデルは理論的な観点からも大きな意義を持つモデルとなったのである。

本稿では、Ohlsonモデルが持つ理論的な構造とその意義について詳しく述べるとともに、Ohlsonモデルを用いた最も包括的な実証分析のひとつであるDechow et al. (1999)の方法にしたがって、日本市場におけるOhlsonモデルの有効性を検証した。その結果、残余利益、株価水準、株式リターンについてOhlsonモデルが高い予測力をもつこととともに、そこには米国におけるDechow et al. (1999)の分析とは異なる結果が数多く見出されることを明らかにした。その中で最も顕著な違いのひとつは、残余利益の持続力を市場が過大評価しているため、株価がミスプライシングされているというDechow et al. (1999)のミスプライシング仮説を支持する結果が得られなかったことである。その原因を考えるために、本稿ではOhlsonモデルが持つ株式リターンの予測力の源泉に関して、投資スタイルの視点から新たな分析を試みた結果、Ohlsonモデルによる投資戦略はバリュー株効果とギャップ効果との中間にあたる投資スタイルを持つことが明らかになった。こうした結果はDechow et al. (1999)のミスプライシング仮説の主張が日本では当てはまらないか、少なくともリターン予測力の源泉を残余利益の持続性に対する市場の過大評価という単一の原因だけに求めることはできないことを示唆している。

以下では第2節でOhlsonモデルの理論とその意義についてまとめた上で、第3節で米国におけるDechow et al. (1999)の研究の概要を述べる。そして第4節において日本市場におけるOhlsonモデルの分析とその結果に関する若干の考察を行う。第5節は全体のまとめである。

2. 残余利益モデルと線形情報ダイナミクス

2.1. 残余利益モデル

新古典派経済学の枠組みでは、株式の理論価格は、将来の配当金（キャッシュフロー）の割引現在価値合計と等しい。この考え方に基づいた株式の理論価格モデルは配当割引モデル（以後DDMと表記）と呼ばれ、次の式で表される。

$$V_t = \sum_{\tau=1}^{\infty} (1+k)^{-\tau} E_t(\bar{d}_{t+\tau}) \quad (\text{式1})$$

ただし

V_t : t時点の理論株価

$d_{t+\tau}$: t + τ 時点に支払われる配当

k : 資本コスト

$E_t(\cdot)$: t 時点の情報に基づく期待値

Edwards&Bell (1961) や Ohlson (1995) における残余利益モデル (RIV) は, 上の配当割引モデル (以後 DDM と表記) に対して, 次の 2 つの条件を追加することによって導き出される。

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

$$\frac{\partial b_t}{\partial d_t} = -1, \frac{\partial x_t}{\partial d_t} = 0 \quad (\text{式 3})$$

ただし

x_t : t 期 ($t-1, t$) の会計利益

b_t : t 期末の純資産簿価

(式 2) は, t 期末の純資産簿価が, 前期の純資産簿価に t 期の利益と配当の差額である内部留保をプラスしたものと等しいという, クリーンサープラス関係 (以後 CSR と表記する) を表している。これは全ての損益が損益計算書を通じて計算され, 純資産を直接調整する科目のない場合に成立する会計上の関係である。また (式 3) は, 配当の支払いが同じ金額だけ純資産を減少させるが, 会計利益には影響を与えないことを意味している。

ここで残余利益を次の式で定義する。

$$x_t^a \equiv x_t - k \cdot b_{t-1} \quad (\text{式 4})$$

この定義式から分かるように, 残余利益は会計利益から資本コスト (金額ベース) を差し引いたものである。この定義式を (式 2) に代入すると t 期の配当 d_t は次のように書き換えられる。

$$d_t = x_t^a - b_t + (1+k)^{-\tau} b_{t-1} \quad (\text{式 5})$$

更に (式 5) の関係を, DDM を表す (式 1) に代入すれば, 次の残余利益モデル (RIV) が導かれる。

$$V_t = b_t + \sum_{\tau=1}^{\infty} (1+k)^{-\tau} E_t(\bar{x}_{t+\tau}^a) \quad (\text{式 6})$$

この残余利益モデルは, 株式の理論価格が (V) が現在の純資産簿価と将来の期待残余利益の現在価値合計となることを示している。言い換えると残余利益モデルは, DDM とは違って, 配当という企業経営者が任意に決定することのできる数値ではなく, 一定のルールにしたがって作成される会計情報によって株式の理論価格を求められることを明らかにしたという点で, 大きな意義のあるモデルだと言える。そのため Ohlson (1995) 以降は, 残余利益モデルに関する実証研究が数多く発表された。たとえば Francis et al. (2000) は, 残余利益モデルと, DDM, デイス

カントキャッシュフローモデル (DCF) を比較して、残余利益モデルが、最も株価に対する説明力の高いモデルだとしている。

このように残余利益モデルは、理論的にも実証的にも多くの研究者の関心を引き付けたが、実証分析上は、いくつかの問題を抱えていた。ひとつの問題は、ターミナルバリューの推定である。

(式6) を見ればわかるように、理論株価の推定には無限大の期間に亘る残余利益の期待値が必要となるが、実証研究では超長期に亘る残余利益を1年ごとに予想していくことは事実上不可能である。そこで多くの実証研究では予想期間を一定の期間に区切って、その後の残余利益の期待値合計はターミナルバリューとしてまとめて計算することとなる。たとえばFrankel&Lee (1998) は、 $t + 3$ 期以降の残余利益が一定という仮定を置いた次の式によって分析を行っている。

$$V_t = b_t + \frac{f(1)_t - k \cdot b_t}{(1+k)} + \frac{f(2)_t - k \cdot b(1)_t}{(1+k)^2} + \frac{f(3)_t - k \cdot b(2)_t}{(1+k)^3 \cdot k}$$

ただし

$f(i)_t$: t 時点における $t + i$ 期の会計利益に対するアナリストのコンセンサス予想

$b(i)_t$: t 時点においてクリーンサープラス関係から計算された $t + i$ 時点の純資産簿価

右辺第4項がターミナルバリューとなっているが、このフォームでは残余利益の予測期間が何故 $t + 3$ 期までなのか、また何故それ以降の残余利益が $f(3) - k \cdot b(2)_t$ で一定だと仮定できるのかについて、合理的な説明をすることは困難である。こうしたアドホックな仮定を置かなければ、実証分析には利用できないというのは、DDMやキャッシュフローディスカウントモデルとも共通した問題点である。

更にFrankel&Lee (1998) の実証上のモデルは別の問題も抱えている。右辺第2～4項にある金額ベースの資本コスト $k \cdot b(i-1)_t$ の現在価値合計は、若干の数学的な計算により b_t と等しくなること、およびクリーンサープラス関係を前提とすると、Frankel&Lee (1998) のモデルは次の式と等値となることが知られている²⁾。

$$V_t = \frac{d(1)_t}{(1+k)} + \frac{d(2)_t}{(1+k)^2} + \frac{f(3)_t}{(1+k)^3 \cdot k}$$

この式は、Frankel&Lee (1998) のモデルが、 $t + 2$ 期までの配当を個別に予想し、 $t + 3$ 期以降の配当は t 時点における $t + 3$ 期のアナリスト予想に等しいという仮定を置いたDDMと同じものであることを示している。つまりFrankel&Lee (1998) のモデルは、事実上DDMを用いた実証分析をしていることと変わらず、純資産簿価や会計利益などの会計情報と株価評価の関係を表す残余利益モデルの長所が十分生かされていないのである。更にPenman (1997) は、Frankel&Lee (1998) に限らず、これまでの実証研究で用いられてきた残余利益モデルは、ターミナルバリューの計算を伴う限り、最終的にはDDMに還元されてしまうことを明らかにした。そのためアドホックな仮定を置いたターミナルバリューの計算を伴う残余利益モデルでは、会計情

2) Dechow et al. (1999) 参照

報と株価評価との関係を明示的に示すことができないのである。こうした問題点を改善するためにOhlson (1995) では、ターミナルバリュエーションを用いずに、時点 t の情報のみを使って将来の残余利益を合理的に推定することのできる線形情報ダイナミクス（以後LIDと表記する）が提案された。

2.2. 線形情報ダイナミクス (LID)

Ohlson (1995) は、残余利益について、市場均衡における企業の正常利益（=資本コストに収斂する）を超えた超過利益であると解釈している。このため残余利益は、企業の競争優位性や独占などによって一時的に発生する（monopoly rents）ものの、長期的には競争原理が働いてゼロに収束していくものと考えた。そしてこの仮定のもとに次の残余利益の時系列モデルを提案し、それを情報ダイナミクスと名付けた。

$$\tilde{x}_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \varepsilon_{1,t+1} \quad (\text{式7a})$$

$$\tilde{v}_{t+1}^a = \gamma v_t^a + \varepsilon_{2,t+1} \quad (\text{式7b})$$

ただし

x_t^a : 時点 t の超過利益

ω : 超過利益の持続性を表すパラメータ ($0 \leq \omega < 1$)

v_t : 時点 t において以外に $t+1$ 期の超過利益に影響を与える「その他情報」

γ : その他情報の持続性を表すパラメータ ($0 \leq \gamma < 1$)

$\varepsilon_{1,t+1}, \varepsilon_{2,t+1}$: 誤差項（平均=0の正規分布）

線形情報ダイナミクスは、パラメータ ω と γ さえ与えられれば、現在（時点 t ）における情報（ x_t^a , v_t ）のみを用いて将来の超過利益の期待値を計算できるモデルになっている。したがって従来の実証分析で問題となってきたターミナルバリュエーションの計算は上手く回避されている。また超過利益は長期的にはゼロに収束してゆくとの仮定から、パラメータ ω と γ はゼロ以上1未満の制約条件がつけられる。 ω と γ は、その制約条件の下で過去の超過利益とその他情報のデータより推定することができる。 x_t^a は（式4）より t 期の会計利益、 $t-1$ 期の純資産、資本コストから計算される。したがって、あとはその他情報（ v ）さえ推定できれば実証分析で情報ダイナミクスが利用可能となる。この変数 v は、現在の超過利益には含まれていないが翌期の超過利益に影響を与える情報と定義されるが、Ohlson (1995) の線形情報ダイナミクスでは、その具体的な内容は特定されていない。そのため v を特定するための様々な試みがなされてきた。たとえばMyers (1999) は期末受注残高から、Barth et al. (1999) は会計発生高から、Ota (2002) は残余利益の1次の自己回帰過程から計算された残差の相関構造から、 v を推定する試みを行っている。本稿では、後で詳しく見ていくように、Dechow et al. (1999) およびOhlson (2001) にしたがって、アナリスト予想を用いて v を推定する方法をとっている。

Ohlson (1995) は、残余利益に (式7a) (式7b) で表される自己相関構造を仮定し、それを残余利益モデル (式6) に代入して数学的に展開すれば、株式の理論価格が次の式によって表されることを明らかにした。

$$V_t = b_t + \alpha_1 x_t^a + \beta_1 v_t \quad (\text{式8})$$

ただし

$$\alpha_1 = \frac{\omega}{1+k-\omega}$$

$$\beta_1 = \frac{1+k}{(1+k-\omega)(1+k-\gamma)}$$

このように情報ダイナミクスモデルと残余利益モデルを用いれば、現在利用可能な情報とモデルパラメータ (ω, γ) のみで、株式のバリュエーションが可能となる。この点こそが Ohlson (1995) の大変重要な貢献だと言えよう。

2.2.3. 線形情報ダイナミクスの説明力

線形情報ダイナミクスは、競争市場における超過利潤がゼロに収束するという理論的には妥当な想定にもとづいているが、現実的な妥当性については実証研究による分析を待つほかはない。この点について少し補足をしておこう。

(式7b) で γ がゼロ、したがって β_1 がゼロであれば、残余利益は次の1次の自己回帰モデル (AR1) に従う。

$$x_t^a = \omega_0 + \omega_1 x_{t-1}^a + \varepsilon_t \quad (\text{式7c})$$

線形情報ダイナミクスに関する最も簡単な検証は、このAR1モデルについて、時系列データから① $\omega_0=0$, ② $0 \leq \omega_1 < 1$, ③ 2次以降の自己回帰係数がゼロという仮説が支持されるかどうかを検証することによって行われる。この方法による検証では、米国と日本において、必ずしも情報ダイナミクスモデルを支持する結果は得られていない。たとえば米国に関して Dechow et al. (1999) の実証分析の結果は (図表1) の通りであった³⁾。パネルAからは $\omega_1=0.62$ で統計的な有意性も高いことから、②の仮説 ($0 \leq \omega_1 < 1$) は支持されることが分かる。ただし $\omega_0=0.02$ と非常に小さい値ながらも、統計的な有意性は高く①の仮説 ($\omega_0=0$) は支持されない。またパネルBは、4次の自己回帰変数まで含めることによって、1次の変数 (ω_1) の値は大きく変わらなかったものの、2次の自己回帰係数は統計的に有意であり、③の仮説 (2次以降の自己回帰係数=0) が支持されないことを示している。このため厳密な基準で言えば米国において線形情報ダイナミクスモデルは成立していないことになる。ただし Dechow et al. (1999) は、1次の自己回帰モデルと4次の自己回帰モデルで決定係数に大きな違いがないことや、2次の自己回帰係数

3) Dechow et al. (1999) は個社ごとの時系列データではなく、プールデータに対して回帰分析を行っている。

(図表 1) 残余利益の自己相関構造

・ パネルA: ラグ1、プールの回帰

$$x_{t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_t^a + \varepsilon_{t+1}$$

ω_0	ω_1	R^2
-0.02	0.62	0.34
(-29.04)	(138.31)	

・ パネルB: ラグ4、プールの回帰

$$x_{t+1}^a = \omega_0 + \omega_1 x_t^a + \omega_2 x_{t-1}^a + \omega_3 x_{t-2}^a + \omega_4 x_{t-3}^a + \varepsilon_{t+1}$$

ω_0	ω_1	ω_2	ω_3	ω_4	R^2
-0.01	0.59	0.07	0.01	0.01	0.35
(-12.36)	(68.31)	(7.50)	(0.86)	(1.59)	

Dechow et al. (1999)を元に作成。

() 内の数値は t 値

の値が非常に小さいことから、線形情報ダイナミクスは、現実を近似するモデルとして利用可能なものではないかとしている。この点を裏付けるために、Dechow et al. (1999) は残余利益を予想する様々なモデルと比較して、線形情報ダイナミクスが、残余利益と株価に対する説明力が最も高いことを示している。その検証結果は後程詳しく見ていくことにしよう。

一方日本における線形情報ダイナミクス (LID) の検証であるが、新谷 (2009) はDechow et al. (1999) と同じ方法で、LIDの説明力を検証した。その結果米国と同じように②の仮説 ($0 \leq \omega_1 < 1$) は支持されるものの、①の仮説 ($\omega_0 = 0$) は支持されないこと、また4次の回帰係数全てが統計的に有意であったことから、③の仮説 (2次以降の自己回帰係数=0) も支持されないことを明らかにした。ただし新谷 (2009) の結果でも、米国の検証結果と同じように、1次と4次の自己回帰モデルで決定係数に大きな差がないこと、2次以降の自己回帰係数の値が小さいことが示されたこと、また米国と同じように他の方法と比較して残余利益や株価に対する説明力が最も高いことなどから、LIDは現実を近似するモデルとして利用可能だと判断することはできるのではないと思われる。この点については後程、本稿による実証分析も踏まえて検討していくことにしたい。

2.3. Ohlsonモデルの意義

Ohlson (1995) 以後、実証会計学、実証ファイナンスの研究分野では、残余利益モデルや情報ダイナミクスに関する実証研究が数多く現れることとなった。これはOhlson (1995) が、残余利益モデルと情報ダイナミクスを組み合わせることによって、現在の会計に関わる情報とモデルパラメータのみで、株式のバリュエーションを行うモデルをはじめて提示したことによる。そのことの意義は非常に大きい。

本稿でも既にOhlson (1995) の意義として、①ターミナルバリュエーションの計算を不要にしたこと、②会計情報 (利益と純資産) と株式の理論価格との関係を明らかにしたこと、③競争市場における

超過利益の低減という理論的に妥当な想定に基づいたモデルであること、また④実証研究において配当割引モデルやディスカウントキャッシュフロー法よりも株価に対する説明力が高いこと、などを述べてきたが、その他にもう一つ大きな意義としては、⑤Modigliani-Millerの配当無関連命題に対する問題をクリアーしたことが挙げられるだろう。すなわち配当割引モデル (DDM) では、将来の配当金の割引現在価値から株式の理論価格を求めるため、予想する配当の金額によって株式の理論価格は大きな影響を受けることになり、配当無関連命題との一貫性がしばしば問題になってきた。残余利益モデルと線形情報ダイナミクスを組み合わせたOhlson (1995) モデルでは、配当金を予想する必要がなく、またターミナルバリューを用いないため、Penman (1997) が指摘したような残余利益モデルが配当割引モデルに解消されてしまうという問題も生じない。このため配当割引モデルが持っていたModigliani-Millerの配当無関連命題との矛盾という難題はクリアーされているのである。

3. Dechow, Hutton and Sloan (1999) の実証分析

3.1. モデルのバリエーション

ここでDechow et al. (1999) により、米国におけるOhlson (1995) モデルの実証研究を紹介しておこう。彼らはパラメータに様々な仮定を置くことによって、LIDと株価モデルについて全部で8つのモデルを作成している。ここでは8つのモデルうち本稿での論旨に重要な意味を持つと思われる4つについて紹介したい。はじめの3つはOhlson (1995) においては内容が特定されていなかったその他情報 (v) を省いたモデル、最後の1つがその他情報 (v) を含むフルバージョンのモデルとなる。またそれらは残余利益の時系列構造に関する仮定の違いと、それに対応する株価のバリュエーションとの関係を表したモデルであるということもできる。

(モデル1) $\omega=0$, v なし

このモデルでは、(式7a)における $t+1$ 期の残余利益 x_{t+1}^e は常にゼロとなる。すなわち製品市場は純粋な競争市場であり、超過利益は翌期には消滅すると仮定されているモデルである。この仮定を(式8)に適用すると、株式の理論価格は次の式にあるように t 期の純資産と等しくなり、超過利益は株価に対する説明力を持たない形となる。

$$V_t = b_t$$

このモデルはモデル1または純粋競争市場モデルと呼ぶことにする。

(モデル2) $\omega=1$, v なし

このモデルでは、(式7a)における $t+1$ 期の残余利益は、 t 期の残余利益 x_t^e に等しくなり、残余利益はランダムウォークに従うと仮定されている。この仮定を(式8)に適用すると、株式の理論価格は次の式で表される。このモデルでは、株価に対する説明変数は資本コスト、会計利益、配当であり、純資産は説明力を持たないものとなっている。

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

このモデルはモデル 2 またはランダムウォークモデルと呼ぶことにする。

(モデル 3) $\omega = \omega^u$, v なし

このモデルにおける ω は AR1 による残余利益の自己回帰係数である。すなわち (式 7a) における $t+1$ 期の残余利益 x_{t+1}^a は 1 次の自己回帰モデルにしたがうと仮定されている。この仮定を (式 8) に適用すると、株式の理論価格は次の式で表され、株価は純資産、超過利益の 2 つによって説明されることになる。

$$V_t = b_t + \alpha_1 x_t^a$$

ただし

$$\alpha_1 = \frac{\omega}{1+k-\omega}$$

このモデルはモデル 3 または AR1 モデルと呼ぶことにする。

(モデル 4) $\omega = \omega^u$, $\gamma = \gamma^\omega$

このモデルは (式 7a) と (式 7b) によるその他情報を含めたものであり、 ω^u は AR 1 による残余利益の自己回帰係数、 γ^ω は ω^u のもとでの v の自己回帰係数である。この想定のもとでは、株式の理論価格は (式 8) と等しくなり、株価は純資産、超過利益、その他利益から説明される。

$$V_t = b_t + \alpha_1 x_t^a + \beta_1 v_t \quad (\text{式 8 再掲})$$

ただし

$$\alpha_1 = \frac{\omega}{1+k-\omega}$$

$$\beta_1 = \frac{1+k}{(1+k-\omega)(1+k-\gamma)}$$

このモデルはモデル 4 または AR 1 およびその他情報を含むモデルと呼ぶことにする。また以上のモデルのうちモデル 1 と 2 は、情報ダイナミクスを取り入れていないモデル。モデル 3 と 4 は情報ダイナミクスを取り入れたモデルと分類することにしよう。

これらのモデルを実証データに適用していくためには、最大 (モデル 4 すなわち $\omega = \omega^u$, $\gamma = \gamma^\omega$ のケース) で、3 つの変数 (b_t , x_t^a , v_t) と 2 つのパラメータ (ω , γ) が必要となる。このうち純資産 (b_t), 残余利益 (x_t^a) については、時点 t の会計情報と資本コストの推定によって比較的容易に利用可能なデータである。また ω は、過去の残余利益から AR1 による自己回帰係数を求めればよく、 γ はその他情報 (v) のデータさえ確定すればやはり AR 1 により計算することができる。したがってモデル 4 を使って株価評価を行うために推定すべき変数は、その他情報 (v) だけが残されたことになる。Dechow et al. (1999) の研究では、Ohlson (2001) の方法にならって、次の考え方によりアナリストのコンセンサス予想利益を使って v のデータを特定し

ている。

もう一度 (式7a) に戻って考えてみよう。

$$\bar{x}_{t+1}^a = \omega x_t^a + v_t + \varepsilon_{1,t+1} \quad (\text{式7a再掲})$$

(式7a) は、その他情報を表す変数 v_t が、 t 期における全ての情報にもとづく $t+1$ 期の超過利益 (x_{t+1}^a) に関する条件付き期待値と、AR1モデルから推定された超過利益 (ωx_t^a) との差と等しいことを示している。すなわち (式7a) を v_t について書き換えれば、

$$v_t = E_t(x_{t+1}^a) - \omega x_t^a$$

となる。そして $t+1$ 期の超過利益の条件付き期待値は、 $t+1$ 期の予想利益から金額ベースの資本コストを差し引いたものに等しいことから、時点 t における $t+1$ 期の予想利益を f_t と表すと、

$$E_t(x_{t+1}^a) = f_t^a = f_t - kb_{t-1}$$

となる。ここで資本コスト k と前期の純資産 b_{t-1} は既知である。また f_t にはアナリストのコンセンサス予想を用いることができる。ここから v は

$$v_t = f_t^a - \omega x_t^a$$

となり、全て入手可能なデータにより計算できることとなる。

3.2. 残余利益の予測と株価水準の説明力

第2節では、米国市場における分析では、残余利益の時系列的な特性として、2次の自己回帰係数までが統計的に有意であるなど、必ずしも線形情報ダイナミクスが支持されないことを紹介した。ここでは線形情報ダイナミクスに関する4つのモデル ($\omega=0$, $\omega=1$, $\omega=\omega^u$, $\omega=\omega^u$ & $\gamma = \gamma^w$) ごとに、残余利益と株価水準の予測精度にどのような差があるかをみていくことによって、線形情報ダイナミクスの有効性について考えてみたい。

(図表2) のパネルAは、4つのモデルによる残余利益 (x_{t+1}^a) の予測精度の違いを測定したDechow et al. (1999) の結果である。符号付誤差は、実際のデータ値と各モデルによる予測値との差の平均値であり、各モデルによる予測値が過大または過小になるバイアスの有無を示す。また絶対誤差は、符号付誤差の絶対値の平均値、二乗誤差は、符号付誤差を二乗したものの平均値であり、これらは各モデルによる予測値の精度を示す指標である。まず $\omega=0$ の符号付誤差を見てみると、符号はマイナスであり、その数値も4つのモデルの中では2番目に大きな値となっている。このモデルによる $t+1$ 期の残余利益は常にゼロとなるので、検証期間中の残余利益の実現値は平均してマイナスとなっていたことを示している。この結果についてDechow et al. (1999) は、彼らが検証に使った資本コスト (12%) が適切ではなく、実際の資本コストより高かった可能性があるとしている。この点については彼らの検証結果を見ていくうえで注意し

(図表 2) 残余利益と株価水準の予測精度

・パネルA: t+1期の残余利益の予測精度			
	符号付誤差	絶対値誤差	二乗誤差
$\omega=0$	-0.029	0.087	0.033
$\omega=1$	0.006	0.081	0.032
$\omega = \omega^U$	-0.008	0.077	0.030
$\omega = \omega^U \& \gamma = \gamma^{\omega}$	-0.032	0.052	0.015
・パネルB: 株価水準の予測精度			
	符号付誤差	絶対値誤差	二乗誤差
$\omega=0$	0.291	0.445	0.284
$\omega=1$	0.378	0.519	0.363
$\omega = \omega^U$	0.320	0.461	0.284
$\omega = \omega^U \& \gamma = \gamma^{\omega}$	0.259	0.419	0.241

Dechow et al. (1999) を元に作成。

なければならないことである。またAR1モデル ($\omega = \omega^U$) の符号がプラスであるにも関わらず、アナリスト予想を使ったモデル4 ($\omega = \omega^U \& \gamma = \gamma^{\omega}$) は符号がマイナスでその値も最も大きくなっていることが分かる。Dechow et al. (1999) はここにこれまでの実証研究でも良く知られているアナリスト予想の楽観的なバイアスが反映されていると解釈している。予測の精度を表す絶対誤差と二乗誤差は、純粋競争市場モデル ($\omega=0$) とランダムウォークモデル ($\omega=1$) の値が大きく、AR1モデル ($\omega = \omega^U$) では予測精度が改善しており、またアナリスト予想を使ったモデル4 ($\omega = \omega^U \& \gamma = \gamma^{\omega}$) では更に予測精度が大きく改善している。これは線形情報ダイナミクスをより完全な形で用いるほど残余利益の予測精度が向上していることを示している。第2節で、線形情報ダイナミクスは残余利益の時系列特性を必ずしも的確に表していないことを指摘したが、以上の結果は限定的にはあるが、線形情報ダイナミクスの有効性を示す証拠だということができるであろう。

では各モデルによる残余利益の予測精度の違いは、株価の予測精度にどのような形で反映されているだろうか？(図表2)のパネルBは、4つのモデルごとに導き出された理論価格と実際の株価との誤差を示したものである。この結果によると、4つの全てのモデルで符号付誤差はプラスの値をとっており、モデルによる株価の推定値が過小であることが分かる。ここからもDechow et al. (1999) が用いた資本コスト(12%)が適切な値よりも過大である可能性を指摘することができるであろう。また4つのモデルのうちで最も予測精度が悪かったのは $\omega=1$ である。これはパネルAにおいてランダムウォークモデル($\omega=1$)の残余利益の予測精度が劣っていたこと、また $\omega=1$ は現在の残余利益の水準が半永久的に継続すると仮定されたモデルであり、長期間に亘る残余利益は次第にゼロに近づくという想定から最も遠く離れたモデルとなっていることもその原因であると推測される。その証拠に1期先の残余利益の予測では最も精度の低かつ

た $\omega=0$ は、株価の推定誤差に関しては $\omega=1$ よりも良いパフォーマンスを示している。また残差利益の予測精度と株価の推定誤差との関係を見ると、残差利益の予測精度が最も高かったモデル4 ($\omega=\omega^u$ & $\gamma=\gamma^w$) が、株価の推定誤差においても最も高いパフォーマンスを示しているものの、 $\omega=0$, $\omega=\omega^u$, $\omega=\omega^w$ & $\gamma=\gamma^w$ の各モデルの間で大きな差は認められない。したがって残余利益の予測精度を市場は十分に反映していない可能性があると言えそうである。

3.3. 株価のミスプライシングの可能性に関する検証

以上、純粋競争モデル ($\omega=0$)、ランダムウォークモデル ($\omega=1$)、AR1モデル ($\omega=\omega^u$) モデル、そしてその他情報も含めたモデル4 ($\omega=\omega^u$ & $\gamma=\gamma^w$) の予測精度を比較してきたが、その結果、残余利益に対する予測精度は、線形情報ダイナミクスを取り入れたAR1モデル、およびその他情報も含めたモデル4がより高い精度を持つことが分かった。しかし残余利益の予測精度が高いモデルが、それに見合った高い株価の予測精度を示した訳ではなかった。その原因としては、①Ohlson (1995) モデル自体が株式のバリュエーションをミススペシファイしている可能性、②市場の株価形成が合理的でなくミスプライシングされている可能性が考えられる。このうち②の可能性を検証するために、将来の市場の株価が情報ダイナミクスによるOhlson (1995) モデルの推定値に近づくかどうかを検証すればよい。ここではDechow et al. (1999) による検証結果をみていこう。

具体的な検証方法は次の通りである。4つのモデルによる株価の推定値 V_t を市場の株価 P_t で割って、 V_t / P_t という指標を計算する。この指標は、値が高いほど市場の株価はモデルによる株価推定値よりも割安であり、反対に値が低いほど市場の株価はモデルによる株価推定値よりも割高だと言う関係を表している。したがって、もし市場が短期的にミスプライシングしているのであれば、 V_t / P_t が高い銘柄ほど将来の株式リターンが高く、この値が低い銘柄ほど将来の株式リターンは低くなるはずである。(図表3)は V_t / P_t の大きさで10に分けたポートフォリオの1年後のリターンを表している。またヘッジポートフォリオのリターンは、第10分位のポートフォリオ(株価が最も割安)のリターンから第1分位のポートフォリオ(株価が最も割高)のリターンを差し引いたものである。この値が大きく、統計的に有意であれば市場の株価はミスプライシングされているという②の仮説が支持されることになる。

その結果を見ると $\omega=0$, $\omega=1$ のモデルはヘッジポートフォリオのリターンが0.072と0.076でほぼ同じ、統計的な有意性は $\omega=0$ がやや劣るものの両モデルとも有意水準5%で有意である。さらに $\omega=\omega^u$ のモデルをみると、ヘッジポートフォリオのリターンが0.094と最も高く統計的な有意性を表すt値も一番高い。ところが株価の推定誤差が最も小さかった $\omega=\omega^u$ & $\gamma=\gamma^w$ のモデルでは、ヘッジポートフォリオのリターンは0.062で最も低く統計的にも有意ではなかった。この結果はどう解釈したら良いのだろうか? Dechow et al. (1999) は、その原因を市場は楽観バイアスのあるアナリスト予想をナイーブに反映しており、残余利益の持続性を表す ω の値を過大に評価しているためだと考えた。そしてこの点について検証するために、次のような方法を用い

(図表 3) V/P比率の株式リターン予測力

	$\omega=0$	$\omega=1$	$\omega = \omega^u$	$\omega = \omega^u \& \gamma = \gamma^{\omega}$
1分位	0.143	0.159	0.14	0.162
2分位	0.171	0.143	0.174	0.159
3分位	0.153	0.161	0.152	0.154
4分位	0.169	0.158	0.162	0.158
5分位	0.181	0.16	0.17	0.171
6分位	0.17	0.166	0.181	0.175
7分位	0.191	0.182	0.18	0.185
8分位	0.196	0.202	0.197	0.203
9分位	0.206	0.222	0.203	0.204
10分位	0.215	0.235	0.234	0.224
リターンズブレッド	0.072	0.076	0.094	0.062
(t値)	(1.94)	(2.24)	(2.39)	(1.34)

Dechow et al. (1999) を元に作成。

て株価にインプライされた ω を推定した上で、過去のデータから計算した ω と比較をしている。

その他情報のないOhlsonモデルは、残余利益の定義とクリーンサープライス関係を使えば、次の様な会計利益ベースのモデルに書き換えることができる。

$$V_t = \alpha + \beta_1 b_t + \beta_2 x_t \quad (\text{式 9})$$

ただし

$$\beta_1 = 1 - k\omega / (1 + k - \omega)$$

$$\beta_2 = (\omega + k\omega) / (1 + k - \omega)$$

この(式9)にしたがって、クロスセクションの株価データ、純資産データ、残余利益データを回帰分析すれば、市場の株価によってインプライされた ω の値を求めることができる。これを ω^M と表すことにしよう。もし市場が楽観バイアスのあるアナリスト予想をナイーブに反映しているために、残余利益の持続性を表す ω の値を過大評価し、そのために株価がミスプライシングされているのであれば、過去のデータを用いた自己回帰分析によって計算した ω の値と ω^M の間には $\omega < \omega^M$ という関係が成り立つはずである。Dechow et al. (1999)の検証結果は $\omega = 0.62$ に対して、 $\omega^M = 0.85$ となり、市場の株価形成が合理的でなく株価がミスプライシングされているという仮説を支持するものであった。

ここまでDechow et al. (1999)の概要を紹介してきたが、概要をみるだけでも彼らの研究が大変広範囲の課題を対象としており、Ohlson (1995)モデルが実証研究に対して持つ様々なインプリケーションを数多く引き出すなど、貴重な貢献をした研究であることが分かる。そこで次に彼らのリサーチデザインを参考にしつつ、日本の市場におけるOhlson (1995)モデルの有効

性について検証していこう。

4. 日本市場における分析

4.1. 日本市場に関する先行研究

日本市場を対象としたOhlson (1995) モデルの実証研究は、あまり多く存在しない。そうしたなかで奥村・吉田 (2000)、太田 (2000) は、欧米におけるOhlsonモデルの実証研究の方法を取り入れて分析を行った比較的早い時期の研究である。しかしこれら2つの実証研究では、(式7a) (式7b) における「その他情報」が考慮されておらず、残余利益は過去の1次の自己回帰過程から導き出される ω^u によって低減していくというモデル、すなわち3節で紹介したDechow et al. (1999) のモデルのうち $\omega = \omega^u$ (v なし) のモデルのみでしか検証が行われていない。またOta (2002) では、過去の残余利益の残差に存在する自己相関関係から、統計的な手法を使って「その他情報」を算出して、その他情報を含むOhlson (1995) モデルの検証を行っている。この方法は統計的な手法を上手く利用した斬新なものであったが、その後この研究をフォローするものがおらず、特殊な研究方法のひとつに留まっている。そうしたなかで新谷 (2009) は、Ohlson (2001) およびDechow et al. (1999) にしたがって、アナリストのコンセンサス予想を使ってその他情報を推定してOhlson (1995) モデルの検証を行っている。新谷 (2009) はDechow et al. (1999) と同じく8つのモデルを使って日本市場の分析を行って日米の比較をした結果、次の事実を発見した。

① 残余利益の自己相関構造

Dechow et al. (1999) では2次の自己相関までしか認められなかったが、新谷 (2009) では4次の自己相関係数までが統計的に有意であり、情報ダイナミクスが想定するような1次の自己相関構造を見出すことはできなかった。

② 残余利益と株価に対する予測精度

各モデルによる予想精度の優劣は日米ともに大きな違いはなかった。またアナリスト予想を使ったモデルの残余利益の符号付誤差がマイナスとなり、日本においてもアナリスト楽観バイアスが存在することが明らかとなった。

③ 純資産と会計利益の株価説明力

株価に対してクロスセクションで純資産と会計利益を回帰分析 (式9参照) からは、米国と比べて日本では純資産の株価説明力が2倍程度も大きい。しかし2000年以降はしだいに会計利益の説明力が高まって、米国に類似したパターンになってきていることを示している。

④ 株式リターンの予測力

理論株価が純資産と等しくなる $\omega=0$ のモデルは株式リターンの予測力が高かったものの、純資産を無視して会計利益の情報だけを使う $\omega=1$ のモデルでは株式リターンの予測力に統計的な有意性は認められなかった。これは $\omega=1$ でも高い予測力が認められた米国の結果と異なる点である。さらにアナリスト予想を使った $\omega=\omega^u$ 、 $\gamma = \gamma^m$ は、検証対象としたモデルのうち最も株式

リターンの予測力が高かったが、米国ではこのモデルの予測力は統計的に有意な結果が得られておらず、そこには大きな違いが存在した。

このように新谷（2009）は、Dechow et al.（1999）の方法を忠実に再現して日本市場を分析している。しかしDechow et al.（1999）では、市場にインプライされた ω の推定を行って株価のミスプライシング仮説の検証が行われたが、新谷（2009）ではそれが行われてない。また日米では、モデルによる株式リターンの予測力に大きな差がでたものの、その原因については十分な説明が行われていない。そこで本稿では、残りの紙数を使って新谷（2009）の追加検証を行うとともに、残された課題について説明を試みていくことにしたい。

4.2. 実証分析の方法

本稿で検証対象としたモデルは、全部で5つある。まずは3節で説明した次の4つのモデルである。

（モデル1 or 純粋競争市場モデル） $\omega=0$, v なし

（モデル2 or ランダムウォークモデル） $\omega=1$, v なし

（モデル3 or AR 1モデル） $\omega = \omega^u$, v なし

（モデル4） $\omega = \omega^u$ & $\gamma = \gamma^w$

もうひとつのモデルは、残余利益の低減率 ω を各銘柄の特性によって変化させるモデルである。ここでは将来の残余利益の水準に影響を与える要因として、これまでの研究で知られてきた5つのファクターを取り上げ、これらのファクターに条件づけられた ω の推定を行った。こうした手法をとることにより、銘柄ごとの特性にしたがって残余利益の低減率（ ω ）を変えることができるので、残余利益の予測精度が上がるのが期待できる⁴⁾。条件付き ω の推定を行うために、本稿で用いたファクターは次の通りである。

- ・現在のROE（自己資本利益率）の水準⁵⁾
- ・BP（純資産株価）比率⁶⁾
- ・会計発生高⁷⁾
- ・配当性向⁸⁾
- ・業種要因⁹⁾

条件付 ω の推定は、次の2つのステップを踏んで行われる。まず残余利益に関する1次の自己

4) Dechow et al.（1999）と新谷（2009）は、こうしたファクターとして残余利益の絶対値、特別損益の絶対値、会計発生高、配当性向、業種要因の6つを使って条件付き ω を求めている。しかし本稿では単なる新谷（2009）の追加検証としないため、将来の残余利益に影響を与える要因と知られているROEの水準、BP比率などを用いて検証を行った。

5) Fama&French（2000）参照

6) Fairfield（1994）参照

7) Sloan（1996）参照

8) 配当性向はクリーンサープラス関係を通じて純資産額に影響を与える。

9) 日経36業種に0と1のダミー変数を与えたものを業種要因とした。

回帰モデルを次のように拡張した上で、各回帰係数 $\beta_1 \sim \beta_6$ を求める¹⁰⁾。

$$X^{\omega}_{i,t+1} = \alpha + \beta_1 \cdot X^{\omega}_{i,t} + \beta_2 \cdot (X^{\omega}_{i,t} \cdot |ROE_i|) + \beta_3 \cdot (X^{\omega}_{i,t} \cdot |BP_i|) + \beta_4 \cdot (X^{\omega}_{i,t} \cdot |AC_i|) + \beta_5 \cdot (X^{\omega}_{i,t} \cdot |PAYOUT_i|) + \beta_6 \cdot (X^{\omega}_{i,t} \cdot |INDAV_i|) + \varepsilon \quad (式10)$$

ただし

ROE：自己資本利益率

BP：純資産株価比率

AC：会計発生高

PAYOUT：配当性向

INDAV：業種要因

なおACすなわち会計発生高は、Sloan (1996) の方法により求めている。ちなみに本稿による分析では、(図表4)に示すように、5つのファクターの回帰係数の符号は全て理論的に想定される符号と一致し、統計的な有意性も全て1%水準で有意であった。

最後に(式10)により求めた回帰係数を、次の(式11)に代入して条件付 ω を計算する。

$$\omega^c = \beta_1 + \beta_2 \cdot |ROE_i| + \beta_3 \cdot |BP_i| + \beta_4 \cdot |AC_i| + \beta_5 \cdot |PAYOUT_i| + \beta_6 \cdot |INDAV_i| \quad (式11)$$

こうした求めた条件付 ω を ω^c と表し、 ω^c を使ったモデルを5つ目のモデルとする。

(モデル5) $\omega = \omega^c$

なお検証対象となるユニバースは、金融関連(銀行、証券、保険)を除く東証1部上場企業で3月決算のもので、連結決算データを利用した。データベースは財務が東洋経済財務データ(連結・一般事業会社)、アナリストの予想データが東洋経済予想データ(連結)を用いた。検証期間は1988年7月～2003年7月で、モデルのパラメータはDechow et al. (1999)と同じく全期間のプールデータを使って計算した。資本コストには、検証期間を通じた株式の平均リターンである3.5%を全ての銘柄に一律に適用している。また不均一分散の問題に対処するため、会計データは全て総資産で基準化¹¹⁾し、データの両端1%についてウィンザー化をして外れ値の処理をした。

4.3. 残余利益の自己相関構造および残余利益と株価水準の説明力

まず残余利益の自己相関構造であるが、(図表5)にあるように、1次の自己相関過程を前提とした場合の回帰係数 ω_1 は0.78であり統計的な有意性も非常に高かった。また競争市場において残余利益が低減するという仮定から $0 \leq \omega_1 < 1$ となるが、この条件も満たされている。しかし自己相関のラグを増やしてゆくと、1次の自己相関係数だけでなく、2次と3次の自己相関係数

10) 用いたファクターは若干異なるが、条件付 ω の推定方法はDechow et al. (1999)と同じである。

11) Dechow et al. (1999)および新谷(2009)では時価総額で基準化しているが、市場動向により大きな影響を受ける時価総額ではなく、本稿では総資産を使って基準化した。ちなみに新谷(2009)によれば、基準化を行う際に時価総額を使っても総資産を使っても結果に大きな違いはみられない。

(図表 4) 条件付 ω を求めるための回帰分析結果

	β_1 (κ^*)	β_2 (ROE)	β_3 (BP)	β_4 (AC)	β_5 (PAYOUT)	β_6 (INDAV)	R ²
理論上の符号	+	-	-	-	-	+	
回帰係数	0.341 (7.50)	-0.036 (5.03)	-0.102 (8.11)	-0.314 (3.33)	-0.173 (5.20)	0.670 (12.38)	0.562

()内の数値はt値

(図表 5) 残余利益の自己相関構造

	β_1	β_2	β_3	β_4	R ²
AR1	0.78 (123.4)				0.549
AR2	0.83 (90.0)	-0.07 (6.5)			0.550
AR3	0.84 (91.1)	-0.15 (11.9)	0.12 (10.9)		0.555
AR4	0.84 (91.0)	-0.15 (11.7)	0.11 (7.7)	0.02 (1.4)	0.557

()内の数値はt値

も統計的な有意性が高く、残余利益はAR 1にしたがうという仮定は満たされていない。しかし2次以降の係数の値が小さいことと、ラグを増やしても決定係数がほとんど改善しないことから、2次以降のラグをとっても追加的な説明力は限定されていることが分かる。

次に残余利益の予測精度についてみていこう。(図表6)のパネルAは5つのモデルごとに残余利益に関する符号付誤差、絶対値誤差、二乗誤差の結果をまとめたものである。各誤差は次のように計算している。

- ・符号付誤差 = t+1期の残余利益 - 各モデルによる予測値
- ・絶対値誤差 = |t+1期の残余利益 - 各モデルによる予測値|
- ・二乗誤差 = (t+1期の残余利益 - 各モデルによる予測値)²

モデルの予測値の偏差を判断する尺度である符号付誤差をみると、まず目に付くのは $\omega=0$ が大きくプラスとなっていることである。 $\omega=0$ におけるt+1期の残余利益の予測値は常にゼロとなることを考えると、本稿の分析の結果は、この期間における残余利益は平均的にゼロよりも大きかったことを示している。ただし残余利益が負の値をとるか正の値をとるかは、計算に用いる資本コストの水準によっても大きく左右される。ちなみに本稿では前述のように資本コストは3.5%としているが、Dechow et al. (1999)では12%の資本コストが用いられている。

また $\omega=\omega^u$ & $\gamma=\gamma^w$ の符号付誤差は、Dechow et al. (1999)や新谷(2009)と同様に大きなマイナスとなった。このモデルではその他情報にアナリスト予想を使っているため、本稿による

(図表6) 残余利益と株価水準に関する予想誤差

	符号付誤差	絶対値誤差	二乗誤差
$\omega=0$	0.036	0.102	0.256
$\omega=1$	-0.003	0.064	0.124
$\omega = \omega^U$	0.006	0.063	0.115
$\omega = \omega^C$	0.003	0.062	0.115
$\omega = \omega^U \& \gamma = \gamma^W$	-0.017	0.057	0.104

・パネルB: 株価水準の予測精度

	符号付誤差	絶対値誤差	二乗誤差
$\omega=0$	0.434	0.525	0.633
$\omega=1$	0.200	0.597	0.738
$\omega = \omega^U$	0.410	0.500	0.577
$\omega = \omega^C$	0.391	0.487	0.549
$\omega = \omega^U \& \gamma = \gamma^W$	0.406	0.499	0.420

分析においてもDechow et al. (1999) が指摘するようなアナリストの楽観バイアスが認められたと解釈することができるであろう。

予測精度を判断する尺度である絶対誤差と二乗誤差をみてみよう。この2つの尺度でみた予測精度は、残余利益とその他情報の低減過程を取り込んだ $\omega = \omega^U \& \gamma = \gamma^W$ が最も高かった。次に予測精度が高いモデルはその他情報を用いずに残余利益の低減過程のみを取り入れた $\omega = \omega^U$ 、 $\omega = \omega^C$ であった。この2つのモデルは、絶対誤差で測定しても二乗誤差で測定しても予測精度はほぼ同等であることから、銘柄ごとに同一の ω を適用しても、銘柄の特性に合わせて ω の値を変えても、予測精度に大きな差がないことが明らかとなった。しかしこれら3つの情報ダイナミクスを取り入れたモデルは、 $\omega=0$ と $\omega=1$ と比べると絶対値誤差、二乗誤差で測定した予測誤差が大きく改善している。こうした結果は、日本市場を対象とした新谷 (2009) や、米国を対象としたDechow et al. (1999) とも一致したものであり、情報ダイナミクスモデルが日本でも米国でも残余利益の時系列的な動向を予測するモデルとして一定の役割を果たし得ることを示している。

次にモデルによる株価の予測誤差についてみていこう。(図表6) のパネルBには株価の予測誤差をまとめてある。3つの指標、符号付誤差、絶対値誤差、二乗誤差は、前ページに掲載した残余利益の予測誤差の計算式にある変数のうち、t+1期の残余利益をt期の株価に置き換えて計算したものである。符号付誤差は全てのモデルで大きくプラスとなっており、各モデルの株価予測値が過小な値をとっていることが分かる。Dechow et al. (1999) でも同様の結果が示されているが、これは計算に使った資本コストの水準が高すぎる可能性を示唆している。また本稿の分析では、残余利益の予測精度が最も高かった $\omega = \omega^U \& \gamma = \gamma^W$ が、株価についても最も予測精度高かった。この点はDechow et al. (1999) や新谷 (2009) と同様の結果である。また情報ダイナ

ミクスを取り入れていない $\omega=0$ や $\omega=1$ と比べて残余利益の予測精度が高かった $\omega=\omega^u$, $\omega=\omega^c$ は、株価の予測においても、 $\omega=0$ や $\omega=1$ よりも予測精度が高いことが分かる。これは米国市場を分析したDechow et al. (1999)とは大きく異なる結果である。なぜならDechow et al. (1999)では、情報ダイナミクスモデルを取り入れた $\omega=\omega^u$, $\omega=\omega^c$ の株価の予測精度が、情報ダイナミクスモデルを取り入れていない $\omega=0$ や $\omega=1$ とほとんど差がないという結果が示されているからである。そしてDechow et al. (1999)は、残余利益と株価の予測精度の間に、こうした一見矛盾した関係が見出された原因として、①Ohlson (1995)モデル自体が株式のバリュエーションをミススペシファイしている可能性、②市場の株価形成が合理的でなくミスプライシングされている可能性が考えられるとしていることは3節で述べた通りである。

では残余利益の予測精度と株価の予測精度の間に、米国のような一見矛盾した関係がみられなかった日本市場においては市場の株価形成が合理的で株価は正しくプライシングされているといえるのだろうか？(図表6)のパネルBでみたように、日本においても大きな株価の予想誤差が認められたことを考えると、必ずしもそう結論づけることは早計であると思われる。そこで次にDechow et al. (1999)の方法にしたがってミスプライシング仮説を検証していくことにしよう。

4.4. 株価のミスプライシングに関する検証

第3節で述べたように、ミスプライシング仮説の検証では、まず割安・割高の尺度である V_t / P_t という指標を計算する。 V_t は t 時点の情報を用いて各モデルで推定された理論株価、 P_t は t 時点の株価である。もし市場が短期的にミスプライシングしているのであれば、 V_t / P_t が高い銘柄ほど将来の株式リターンが高く、この値が低い銘柄ほど将来の株式リターンは低くなるはずである。この点を検証した結果を示したのが(図表7)である。

ここでは V_t / P_t の大きさによって5つに分けた分位ポートフォリオの月次平均リターン(年率換算してある)と、両端ポートフォリオ(第5分位と第1分位)のリターンスプレッドの平均値、およびそれらの t 値が表されている。これによると5つ全てのモデルにおいて分位ポートフォ

(図表7) V/P比率の株式リターン予測力

	$\omega=0$	$\omega=1$	$\omega=\omega^u$	$\omega=\omega^c$	$\omega=\omega^u \& \gamma=\gamma^w$
1分位	-4.83	-3.74	-5.47	-5.21	-5.66
2分位	-2.01	-1.60	-1.72	-1.75	-1.58
3分位	0.89	0.33	0.38	0.36	0.18
4分位	1.63	1.59	2.67	2.00	2.21
5分位	4.31	3.56	4.13	4.86	4.85
リターンスプレッド	9.15	7.30	9.60	10.07	10.50
(t 値)	(2.96)	(2.80)	(2.93)	(3.05)	(3.24)

りの平均リターンは単調増加しており、その結果両端ポートフォリオのリターンズプレッドは正の値をとり、統計的にも有意となっている。しかも良くみていくと、情報ダイナミクスを取り入れた $\omega = \omega^u$ 、 $\omega = \omega^c$ 、 $\omega = \omega^u$ & $\gamma = \gamma^w$ のリターンズプレッドは、情報ダイナミクスを取り入れない $\omega = 0$ や $\omega = 1$ よりも大きな値をとり、統計的な有意性も高くなっている。こうした傾向は米国におけるDechow et al. (1999)でも確認することはできるが、そこには2つの大きな違いも存在する。ひとつめは米国においては $\omega = 0$ と $\omega = 1$ ではリターンズプレッドの大きさも統計的な有意性も $\omega = 1$ の方が大きいものに対して、日本ではそれが逆転しているということである。もうひとつは、その他情報にアナリスト予想を使った $\omega = \omega^u$ & $\gamma = \gamma^w$ のリターンズプレッドは、米国においては統計的な有意性が認められなかったのに対して、本稿における分析ではリターンズプレッドも統計的な有意性も一番大きなものとなっていることである。Dechow et al. (1999)は米国における結果を、市場がアナリストの楽観バイアスをそのまま株価に反映させているため、 $\omega = \omega^u$ & $\gamma = \gamma^w$ は将来の株式リターンの予測力が弱いのだと主張している。しかし日本においては、前述したようにアナリストの楽観バイアスがはっきりと認められたもの、 $\omega = \omega^u$ & $\gamma = \gamma^w$ は将来の株式リターンの予測力は最も高くなった。こうした日米の違いは、新谷 (2009)においても確認されているが、こうした点をどう解釈したらよいかは今後の課題である。

いずれにしても V_t / P_t という指標が株式リターンの予測力を持つということは、効率的市場仮説に反する現象であり、市場が合理的な期待から逸脱した株価形成をしていることを示唆している。この点を検証するために、Dechow et al. (1999)は過去のデータから推定された ω と、株価にインプライされた ω である ω^M の水準を比較して、 $\omega < \omega^M$ であることを示し (本稿3.3.参照)、市場は残余利益の持続力を表す ω の水準を過大評価しているために、株価はミスプライシングされているのだと主張している。こうした主張は日本市場においても成り立つであろうか¹²⁾ ?

このミスプライシング仮説に関する検証は次のように行われる。3.3.で述べたようにクロスセクションでの理論株価と純資産、会計利益との間には次のような関係が存在する。

$$V_t = \alpha + \beta_1 b_t + \beta_2 x_t \quad (\text{式9再掲})$$

ただし

$$\beta_1 = 1 - k\omega / (1 + k - \omega)$$

$$\beta_2 = (\omega + k\omega) / (1 + k - \omega)$$

b_t : 時点 t の純資産

x_t : 時点 t の会計利益

k : 資本コスト

この式の V_t に現在の株価を代入して回帰分析をすれば、回帰係数 β_1 と β_2 が計算できる。ここか

12) この点については新谷 (2009) においても分析はされていない。

ら資本コスト（本稿では3.5%）を使って逆算すれば、株価にインプライされた ω^M を求めることができる。ここでは各年ごとに（式9）を使ってクロスセクションの回帰分析を行い β_1 と β_2 の平均値から逆算して ω^M を求めた。また資本コストと ω から求めた β_1 、 β_2 の理論的な値を β_1^* 、 β_2^* として、マーケットから得られた β_1 と β_2 が理論的な値からどの程度離れているか、それによってマーケットは純資産、会計利益のいずれの情報を正しく認識していないのかを推定することとした。その結果が（図表8）のパネルAである。これによれば過去の残余利益から求めた ω の値（これを理論的な ω の値とする）は0.786であったのに対して、株価から推定された ω^M は0.856で、確かに $\omega < \omega^M$ という関係は見出されるものの、その差はそれほど大きなものではなかった。このことから、米国と違って日本においては、少なくともプールデータを使った分析によれば、市場は ω の水準を必ずしも過大評価しているとは言えないと判断できるであろう。ちなみに米国におけるDechow et al.（1999）では、 $\omega = 0.62$ 、 $\omega^M = 0.85$ であり、両者の値には大きな差が存在し、市場による過大評価仮説を裏付ける結果となっている。また株価から計算した β の平均値は、 $\beta_1 = 0.990$ 、 $\beta_2 = 4.816$ であり、その理論的な値である β^* は $\beta_1^* = 0.890$ 、 $\beta_2^* = 3.260$ であった。 β_1 と β_1^* の差は平均で0.101であり、統計的に有意な差は認められなかったのに対して、 β_2 と β_2^* の差は平均で1.556であり、統計的に有意な差が認められた。これは日本の株式市場においては純資産が持つ情報は比較的正しく評価されているものの、会計利益の情報が過大評価されていることを示している。米国におけるDechow et al.（1999）では、市場は純資産の情報を過小評価し、会計利益の情報を過大評価しているという結果が示されているが、本稿における分析では若干異なる結果となった。こうした日米における違いは、新谷（2009）においても確認されている。

またその他情報にアナリストの予想利益を利用した $\omega = \omega^u$ & $\gamma = \gamma^\omega$ に対応する分析をするために、（式9）にアナリスト予想を加えた（式10）による回帰分析を行った。

（図表8）株価、純資産、会計利益、予想利益のクロスセクション回帰

* パネルA: $V_t = a + \beta_1 b_{1,t} + \beta_2 b_{2,t}$					** パネルB: $V_t = a + \beta_1 b_{1,t} + \beta_2 b_{2,t} + \beta_3 x_t + \beta_4 \gamma_t + e$						
	β_1	β_2	$\beta_1 - \beta_1^*$	$\beta_2 - \beta_2^*$	β_1	β_2	β_3	β_4	$\beta_1 - \beta_1^*$	$\beta_2 - \beta_2^*$	$\beta_3 - \beta_3^*$
88年	1.262	3.637	0.372	-0.224	88年	1.46	-13.22	17.22	0.61	-11.96	11.66
89年	1.100	3.687	0.210	-0.173	89年	1.10	6.10	-0.02	0.25	0.54	-5.58
90年	1.762	4.166	0.873	0.906	90年	1.77	-25.29	34.15	0.93	-25.29	28.59
91年	1.191	4.218	0.302	0.957	91年	1.07	-4.76	14.44	0.22	-4.76	8.88
92年	0.783	4.221	-0.106	0.961	92年	0.68	-5.61	12.61	-0.17	-5.61	7.04
93年	1.082	3.521	0.192	0.261	93年	1.07	-5.34	11.23	0.22	-5.34	5.67
94年	1.308	1.687	0.418	-1.573	94年	1.27	-8.41	12.43	0.42	-8.41	6.87
95年	0.920	2.335	0.030	-0.925	95年	0.86	-2.77	6.07	0.01	-2.77	0.51
96年	1.005	3.755	0.115	0.495	96年	0.74	-9.50	19.75	-0.11	-9.50	14.19
97年	0.723	7.878	-0.166	4.618	97年	0.54	-6.08	18.78	-0.31	-6.08	13.22
98年	0.581	7.778	-0.309	4.518	98年	0.43	-1.75	13.60	-0.42	-1.75	8.03
99年	0.847	6.209	-0.043	2.948	99年	0.44	-6.44	29.55	-0.41	-6.44	23.99
00年	0.809	9.864	-0.081	6.603	00年	0.45	-4.63	24.92	-0.40	-4.63	19.35
01年	0.740	6.341	-0.150	3.081	01年	0.52	-2.58	13.76	-0.33	-2.58	8.19
02年	0.745	4.147	-0.145	0.887	02年	0.48	-3.24	14.80	-0.37	-3.24	9.24
平均	0.990	4.816	0.101	1.556	平均	0.86	-6.23	16.22	0.01	-6.52	10.66
標準偏差	0.304	2.305	0.304	2.305	標準偏差	0.42	6.76	8.59	0.42	6.07	8.59
t値	12.186	7.818	1.239	2.526	t値	7.67	-3.45	7.07	0.09	-4.02	4.64

$$V_t = a + \beta_1 \cdot b_{t-1} + \beta_2 \cdot x_t + \beta_3 \cdot f_t + \varepsilon \quad (\text{式10})$$

ただし

b_t : 時点 t の純資産

x_t : 時点 t の会計利益

f_t : 時点 t における $t+1$ 期のアナリスト予想

また (式10) の回帰係数と、 ω との間には理論的に次の関係が存在する。

$$\beta_1 = [(1+k)(1-\omega)(1-\gamma)] / [(1+k-\omega)(1+k-\gamma)]$$

$$\beta_2 = [-(1+k)\omega\gamma] / [(1+k-\omega)(1+k-\gamma)]$$

$$\beta_3 = (1+k) / [(1+k-\omega)(1+k-\gamma)]$$

(図表8) のパネルBをみると、株価に対するアナリスト予想の回帰係数 β_3 の平均値は16.22と非常に大きなプラスの値をとる一方で、 t 期の会計利益の回帰係数 β_2 の値はマイナスとなっており、ともに統計的な有意性は高い。この結果は多重共線性の問題の影響を受けている可能性があるのものでその解釈には気を付けなければならないが、日本においては実績の会計利益と翌期のアナリスト予想は、株価に対して反対方向の影響力を持つことを示していると言えよう。同じ結果は新谷(2009)でも報告されているが、その原因については今後の課題である。一方米国におけるDechow et al. (1999)では、アナリスト予想を変数に入れた(式10)の回帰分析では、 β_3 は有意にプラスとなり、 β_2 はプラスの値を維持するものの統計的な有意性は失われている。このためDechow et al. (1999)は、実績の会計利益の情報は、翌期のアナリスト予想の情報によって吸収されてしまうのだと解釈している。いずれにしても、ここでも日米では会計情報と株価形成の関係に構造的な違いが存在する可能性が見出されたと考えて良いだろう。

4.5. 検証結果に対する若干の考察

ここまで情報ダイナミクス(LID)を取り入れたモデル(モデル3~5)とLIDを取り入れていないモデル(モデル1~2)について、残余利益の予測精度、株価の予測精度の比較と、株式リターンの予測力および株価のミスプライシング仮説について検証してきた。その結果をDechow et al. (1999)における米国での分析と比較すると、共通する部分もあるが、違いも大きいことが分かった。それらを整理すると次の通りである。

(共通点)

- ・残余利益の予測についてはLIDを取り入れたモデルの方が予測精度は高かった。
- ・アナリスト予想の楽観バイアスが認められた。
- ・株式リターンの予測については、LIDを取り入れたモデルの方がリターンの予測力は高かった。

た（ただし米国におけるモデル5を除く）。

（相違点）

- ・ 株価水準の予測については、LIDを取り入れたモデルの予測精度が高かったが、米国ではモデルによる予測精度に大きな違いがなかった。
 - ・ 株式リターンの予測については、アナリスト予想を取り入れたモデルの予測力が高かったが、米国ではリターンの予測力に統計的な有意性は認められなかった。
 - ・ Dechow et al. (1999) は、市場が残余利益の持続性を過大評価している（ミスプライシング仮説）と主張するが、本稿による分析ではそうした証拠を得ることはできなかった。
 - ・ 株価に対する純資産、会計利益、アナリスト予想の説明力が、日米では大きく異なっていた。
- こうした共通点と相違点は、日米における株価形成のプロセスや市場における情報処理に関して有益な示唆を与えるものと思われる。まだ解明すべき課題は多いが、最後にミスプライシング仮説に関する若干の補足的な分析を行ってみようと思う。

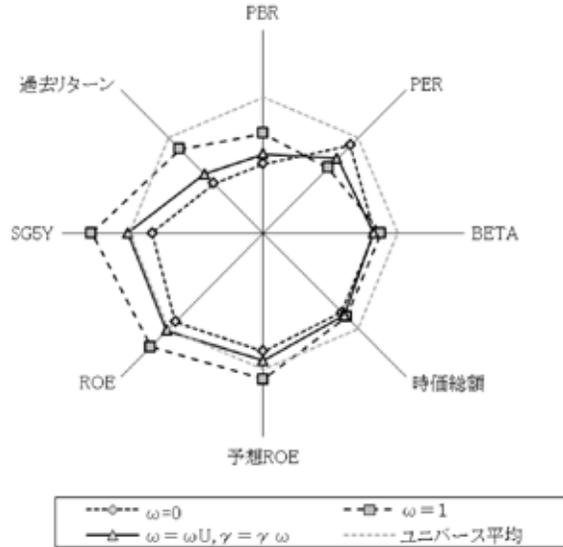
Dechow et al. (1999) は、残余利益の低減過程を反映したモデル3、モデル4が、株価の水準に関する予測力は高くなかったものの、株式リターンの予測力が高かったことから、市場は残余利益の持続力を過大評価しているために、株価をミスプライシングしている可能性が高いと考えた。そして実績値から求めた ω と株価にインプライされた ω^M を比較してミスプライシング仮説を裏付けている。しかしここで幾つかの疑問が感じられないわけではない。たとえば米国でも $\omega = 1$ （モデル2）は高いリターン予測力を持っていたが、もし株式リターンの予測力が ω の過大評価によるものであれば、 $\omega = 0$ （モデル1）やその他の情報ダイナミクスを取り入れたモデル（モデル3～4）が高い予測力をもつことは理解できるものの、実績の ω よりも高い $\omega = 1$ のモデルがリターンの予測力を持つことは、どう説明されるのだろうか？また日本市場においては、各モデルはリターンの予測力を持っていたが、 ω と ω^M との関係は必ずしも ω の過大評価を裏付けるようなものではなかったのである。

以上のことを考えるとモデル1～5のリターンの予測力の源泉を、 ω の過大評価という単一の原因だけに求めることには無理がありそうである。ここではそうした難問を解決することはできないものの、果たして各モデルによるリターンの予測力が、どのような銘柄属性と関係しているのか、それらは各モデルで同一のものであるのかどうかについて検証しておくことにしたい。

ここで取り上げた銘柄属性は、株価純資産倍率（PBR）、株価収益率（PER）、市場モデルにおけるベータ、時価総額、予想ROE、実績ROE、過去5年間の売上高成長率、過去3年間の株式リターンである。こうした銘柄属性の違いは、バリュエーション株効果、成長株効果、規模効果、リターンリバーサル効果などの投資スタイル¹³⁾の違いを表している。そして投資スタイルと将来の株式リターンとの間には、一定の関係が存在することが知られている。ここではそうした投資スタイルの観点から見た場合、情報ダイナミクスを取り入れていないモデル（モデル1と2）と情報ダイナミクスを取り入れたモデル（モデル4）がどのような投資スタイルと関係しているの

13) スタイル投資についてはBarberis&Shleifer (2003) を参照

(図表9) 各ポートフォリオの投資スタイル



か、果たして全てのモデルが同一の投資スタイルに分類されるのかどうかを検証していく。もしDechow et al. (1999) が主張するように、市場が ω の持続力を過大評価していることだけが、株式リターンの源泉だとすれば、全てのモデルは同一の投資スタイルに分類されることが予想される。

(図表9)には、各モデルによって最も割安だと判断された第5分位のポートフォリオの銘柄属性をグラフにまとめてある。これを見ると $\omega=0$ のモデルはPBRが低く、実績ROE、予想ROE、過去5年間の売上高成長率が低いなど、バリュー株に属する特徴を持っていることが分かる。これは $\omega=0$ の元での理論株価が純資産に等しくなることから、 $\omega=0$ の投資戦略はPBRを使った投資戦略と実質的には同じであるため、当然の結果だと言えるだろう。一方で $\omega=1$ のモデルは、PBRはユニバース全体と比べる低いものの、過去5年間の売上高成長率、実績ROE、予想ROEの水準はユニバース全体よりも高くなっている。こうした銘柄属性の特徴は、 $\omega=1$ によるポートフォリオが割安な成長株からなることを示しており、投資スタイルとしてはガープ (Garp) と呼ばれるものに相当する。また情報ダイナミクスを取り入れたモデル4は、こうしたバリュー株とガープの投資スタイルのちょうど中間に属する銘柄属性を持っていることができる。こうしたことから、少なくとも日本の株式市場においては、純粹競争市場に基づくモデル1、ランダムウォークに基づくモデル2、残余利益の1次の自己回帰プロセスとその他情報を取り入れたモデル4とでは、投資スタイルが異なることを確認することができた。以上の結果は、各モデルが持つ株式リターンの予測力の源泉が必ずしも同一のものではないことを示唆していると言えよう。

5. おわりに

本稿ではOhlson (1995) モデルについて、理論的な貢献、実証分析の方法上での貢献をまとめた上で、Dechow et al. (1999) の方法にしたがって日本市場における実証分析を行った。

Ohlson (1995) モデルの理論的な貢献としては、新古典派経済の枠組みを維持しつつ、将来の配当ではなく、会計情報と株価との関係を明らかにしたことがあげられる。また配当割引モデルでは整合的な解釈が難しかったModigliani-Millerの配当無関連命題の問題をクリアしたこと、更に残余利益に1次の自己回帰過程を前提とすれば、現在存在する情報のみで理論株価を推定できることを数学的な展開によって明らかにし、配当割引モデルのように無限の将来に亘る予想を不要としたことなども重要な理論的貢献である。これに伴い、配当割引モデルや残余利益モデルを使った従来の実証分析では避けることのできなかつたターミナルバリューの計算を回避できるようになったことは実証分析の方法上での大きな貢献だと言えよう。

しかしOhlson (1995) モデルには、その他情報というモデル上では具体的な内容が特定されていない変数があるため、これまでの実証分析の多くはその他情報を除いた情報ダイナミクス (AR1モデル) を用いてきた。その数少ない例外のひとつがDechow et al. (1999) であり、ここではOhlson (2001) で提案されたその他情報にアナリスト予想を利用する方法で実証分析が行われている。本稿ではこの方法にしたがって日本市場を対象とした分析を行い日米における共通点と相違点を明らかにした。

まず残余利益の予測力については、情報ダイナミクスを考慮したモデル (モデル3~5) の方が、情報ダイナミクスを考慮しないモデル (モデル1~2) よりも、高い予測精度をもつことを確認することができた。これは情報ダイナミクスが、残余利益の時系列的な特性に対する付加的な説明力を持つことを示している。また株価水準の予測精度についても、残余利益の予測精度の高いモデルほど予測精度が高くなるという関係が認められたが、これは米国におけるDechow et al. (1999) と大きく異なる点である。また株価のミスプライシングの検証においては、本稿の分析ではモデル1~5の全てで株式リターンの予測力が認められ、日本市場においても株価がミスプライシングされている可能性を示唆する結果となった。しかし日本市場においては、米国市場についてDechow et al. (1999) が主張するような残余利益の持続性を市場が過大評価しているという証拠を得ることはできなかった。このように会計情報、アナリスト予想と株価形成との関係には、日米で構造的な違いが存在することが明らかとなった。また各モデルがどのような投資スタイルに属するかを調べたところ、純粋競争市場モデル ($\omega=0$) はバリューストック、ランダムウォークモデル ($\omega=1$) はガープ (Garp)、そしてその他情報も含むモデル4 ($\omega = \omega^u, \gamma = \gamma^w$) はその中間のスタイルであることが分かった。これはそれぞれの投資戦略によるリターンの獲得が、異なるプロセスによるものであることを示唆しており、Dechow et al. (1999) のように市場が残余利益の持続性を過大評価しているという単一の要因だけでは十分に説明のできない現象である。こうした日米の違いが何故存在するのかについては、更なる分析が必要であろう。

【参考文献一覧】

- Barberis, N., and Shleifer, A., (2003) "Style investing" *Journal of Financial Economics* 68,2
- Barth, M., Beaver, W., Hand, J., and Landsman, W., (1999) "Accruals, Cash Flows, and Equity values" *Review of accounting studies* 3
- Dchow, P.M., A.P. Hutton, and R.G.Sloan, (1999) "An empirical assessment of the residual income valuation model" *Journal of Accounting & Economics*, 26
- Edwards, E.O., Bell, P.W., (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 Analyst Journal*, July-August
- Fama, E.F. and K.R. French, (2000) "Forecasting Profitability and Earnings" , *Journal of Business*, 72(2)
- Francis, R., Olsson, P., and Oswald, D., (2000) "Comparing accuracy and explainability of dividend, free cash flow, and abnormal earnings equity value estimates" *Journal of Accounting Research* 38
- Frankel, R., and Lee, C., (1998) "Accounting valuation, market expectation, and the book-to-market effect" *Journal of Accounting and Economics* 25
- Myers, J., (1999) "Implementing Residual Income Valuation with linear Information Dynamics" *The Accounting Review* 74,1
- Ohlson, J.A., (1995) "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation", *Contemporary Accounting Research*, 11(2)
- Ohlson, J.A., (2001) "Earnings, book values, and dividends in equity valuation: an empirical perspective" *Contemporary Accounting Research* 18
- Ota, K., (2002) "A test of the Ohlson (1995) model: empirical evidence from Japan" *The International Journal of Accounting* 37
- Penman, S.H., (1997) "A synthesis of equity valuation techniques and the terminal value calculation for the dividend discounting model" working paper, University of California, Berkeley
- Penman, S.T., (2001) "Financial Statement Analysis & Security Valuation", McGraw-Hill Irwin
- Sloan, R.G., (1995) "Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings?" *Accounting Review* 71
- 奥村雅史, 吉田和生, (2000) 「連結会計情報と長期株式リターン：EBOモデルを通じて」 *会計*第158巻第3号
- 太田浩司, (2000) 「オールソンモデルに企業評価：Ohlson (1995) モデルの実証研究」 *証券アナリストジャーナル*38,4
- 新谷理, (2009) 「日本市場における線形情報ダイナミクスの検証：Dechow, Hutton and Sloan (1999) モデルの適用」 *現代ディスクロージャー研究* 9