

GRADUATE SCHOOL OF BUSINESS ADMINISTRATION

KOBE UNIVERSITY

ROKKO KOBE JAPAN

Discussion Paper Series

目次

- 1 . はしがき
 - (1) 裁量的会計行動の研究
 - (2) 発生処理高の研究
- 2 . 総発生処理高とその構成要素
 - (1) 総発生処理高
 - (2) 裁量的発生処理高
- 3 . 仮説の検証と裁量的発生処理高
 - (1) 会計利益の3つの構成要素
 - (2) 仮説の統計的検証
 - (3) サンプルの収集と統計処理
 - (4) 裁量的発生処理高の有意性の検定
 - (5) 分析結果の例
- 4 . 総発生処理高の測定方法
 - (1) 総発生処理高とその代理変数
 - (2) 資金表による測定
 - (3) 個別流動項目の増減による測定
 - (4) 非統合性の問題
- 5 . 裁量的発生処理高の代替的測定モデル
 - (1) 期待モデル
 - (2) ヒーレイ・モデル
 - (3) ディアンジェロ・モデル
 - (4) TS ジョーンズ・モデル
 - (5) 修正ジョーンズ・モデル
 - (6) CS ジョーンズ・モデル
 - (7) 産業モデル
 - (8) 測定誤差の問題
- 6 . 利益構成要素の性格とその市場評価
 - (1) 裁量的発生処理高の反転と持続性
 - (2) 利益構成要素間の相関と時系列特性
 - (3) 裁量的発生処理高の市場評価
 - (4) 利益平準化とビッグバス
- 7 . 結び

1. はしがき

(1) 裁量的会計行動の研究

過去 10 年の間に、会計学の研究においてめざましい進歩があった研究領域として、Beaver[2002]は次の 5 つを挙げている。

市場の効率性(market efficiency)

フェルサム・オールソンのモデル(Feltham-Ohlson modeling)

価値関連性(value-relevance)

アナリストの行動(analysts' behavior)

裁量行動(discretionary behavior)

これら 5 つの中で、裁量行動についての研究領域は契約コスト理論(contracting cost theory)の貢献によるものであり、いまでは実証会計学(positive accounting theory)として、会計学の大きな理論体系に成熟してきている。本稿の目的は、この実証会計学の最近の動きを取り上げ、過去 10 年余りにわたるその理論的発展の過程を跡づけることにある。

裁量行動というのは、会計測定と会計報告に対して経営者が裁量権を行使し、会計数値を意図的に操作することを指しており、実体的裁量行動(real discretion)と会計(技術)的裁量行動(accounting or technical discretion)の両方を含むものと考えられている。外部に公表する会計数値を裁量的に動かす点は同じであっても、実体的裁量行動では市場取引そのものが操作の対象になるのに対して、会計的裁量行動では、市場取引は所与とされ、会計技法の選択と適用が操作の対象とされる。実体的裁量行動の研究において注目されてきたのは、販売取引の繰上げや繰下げ、R&D などの支出調整、リストラのタイミングと金額の操作などであるし、会計的裁量行動の研究において光があてられてきたのは、自発的開示の選択、会計手続きの選択、発生処理高の見積りなどである。

裁量行動は会計数値を作為的に歪めるものであるから、会計数値の品質(quality of accounting numbers)を損なうとみられることが多い。しかし、裁量行動によってむしろ会計数値の品質が改善されているという見方もないわけではない。利益平準化(income smoothing)とか保守主義(conservatism)は、意図的に公表利益数値を変えるものであるが、長中期的にみると、会計数値の品質を引き上げ、会計数値の意思決定有用性を高めている可能性が高いといわれている[Beaver,2002]。

裁量行動の動機は、経営者報酬契約、負債契約、資本市場の価格形成(IPO、MBO、ストックオプションを含む)、課税、訴訟、規制などに関係づけられているが、経営者が裁量行動を選択するインセンティブには、大きく分けて、2つのカテゴリーがあるといわれている。1つは機会主義的行動(opportunism)の動機であり、もう1つはシグナリング(signaling)の動機である。経営者の動機が機会主義的行動である場合には、利己心に忠実な経営者が自分に有利になるように会計数値を歪曲し、公表利益にノイズを付加するとみられる。会計規制主体はほとんどこの考えによっていて、規制の強化によって経営者の裁量行動の余

地を制限しようとしている。しかし、動機がシグナリングであれば、経営者の裁量行動は市場に私的情報を漏出させて、この追加情報の開示によって会計利益の情報価値を高めていることが考えられる [Beaver,2002]。事実、Subramanyam[1996]、Bernard and Skinner[1996]では、経営者の裁量行動によって利益(およびキャッシュフロー)の予測可能性(predictability)とその持続性(persistence)が改善されている可能性があることが示唆されている。

会社は多数のステークホルダーとの「契約のネクサス」(nexus of contracts)であるから、これらの裁量行動の動機は相互に両立的であることもあるし、非両立的であることもある。たとえば、株価を高くするというのと経営者報酬を引き上げるという2つの目的は両立的であり、ともに公表利益を増加させるインセンティブにつながる。しかし、株価を高くするという目的と税コストを節約するという目的は非両立的であり、株価引上げのために公表利益を膨らませると、税コストが高くなってしまう。裁量行動の動機が非両立的になっている場合にはトレードオフの関係が生じるから、どちらが支配的な動機なのかを識別することが重要になるが、この動機の識別は実際には容易なことではなく、将来に多くの課題を残したままになっている [Beaver,2002]。

(2) 発生処理高の研究

実証会計学における裁量行動の研究は会計発生処理高(accounting accruals) 発生高ともいう を中心に展開されてきたが、そのアプローチには3つが区別されている⁽¹⁾。

総発生処理高のアプローチ

個別発生処理高のアプローチ

分布テストのアプローチ

第1のアプローチは発生処理高の総額を取り扱うものであり、たとえば McNichols[2000]では総発生処理高(aggregate accruals)のアプローチと、Beaver[2002]では発生処理高モデル(accruals models)と呼ばれている。第2のアプローチは、発生処理高を構成する1勘定項目(貸倒見積高、R&D支出など)に焦点を合わせるものであり、McNichols[2000]では個別発生処理高(specific accruals)のアプローチと、また Beaver[2002]では勘定特定のモデル(account-specific models)といわれている。第3は分布テストのアプローチ(distribution test approach)であり、これは赤字を回避する、減益を回避する、あるいはアナリスト予測の不達成を回避するといった理由で裁量行動が行われるために、これらのベンチマークの近傍で実績利益の分布が変則的に歪んでいる点を統計的に検証するものである [岡部,2003]。

これら3つの発生処理高のアプローチ中で、本稿で取り上げるのは、第1の総発生処理高のアプローチないし発生処理高モデルである。先行研究では機会主義的動機にもとづく発生処理高の操作について最も多くの研究成果が蓄積されているので、その文献をやや精密にレビューするのが本稿の主要な目的である。総発生処理高のアプローチによると、発生処理高を測定すること自体に困難があるうえに、発生処理高を2つの構成要素に区別し

て、非裁量的発生処理高(non-discretionary accruals)と裁量的発生処理高(discretionary accruals)とに分離する際に重大な問題に直面する。発生処理高を不正確にしか測定できないとすれば、あるいは2つの構成要素の分離が不適切であれば、測定誤差(measurement error)によって裁量行動の検出が阻害される。本稿で追究しようとするのは、こうした発生処理高の測定と分離にともなう基本的な論点である。

本稿の構成は、次のようである。まず最初に分析フレームワークを示すために、発生処理高とはいったい何であったのかを明らかにし、会計利益を構成する3つの要素について検討する。そして、第3節において、裁量行動の経験的検証の方法を説明し、先行研究のいくつかの検証結果をレビューする。このような経験的な検証においては、会計報告書から総発生処理高を抽出し、非裁量的発生処理高と裁量的発生処理高とに分離する手順が不可欠になるので、第4節と第5節においてこれらの手順を取り上げ、代替的方法やモデルをやや詳細に検討して、メリットとデメリットに言及する。次の第6節において取り上げるのは、3つの利益の構成要素の性格とそれぞれに対する市場の評価についてである。最後の7節では、全体と統合し、将来の展望を試みたい。

2. 総発生処理高と会計利益の構成要素

(1) 総発生処理高

裁量行動の実証研究の主要な手掛りとなるのは総発生処理高(total accruals: TACC)総発生高ともいうである。このTACCは、当期純利益(net income: NI)と営業活動によるキャッシュフロー(Cash Flows from Operating Activities: CFO)との差額と定義されている[e.g. Dechow et al., 1995, p. 203]。1会計期間の事業活動によって営業活動によるキャッシュフローCFOが生み出されるが、このCFOを当期純利益NIに変換するプロセスにおいて、発生主義の会計手続きが適用される。経営者が機会主義的行動をとりがちなのはこの会計手続きの適用のプロセスだとすれば、裁量的に「歪められている」金額は、当期純利益NIから営業活動によるキャッシュフローCFOを取り除いた残余に集約されているはずである。

もちろん実体的裁量行動がありうるかぎり、営業活動によるキャッシュフローCFOそのものが歪められている可能性も否定できない。しかし、この可能性をひとまず置いて、CFOの側に歪曲がないと仮定すれば、純利益NIの中で、裁量行動によって「汚されている」可能性が大きいのは、純利益NIから営業活動によるキャッシュフローCFOを除外した総発生処理高TACCだけになる。

$$TACC_{it} = NI_{it} - CFO_{it} \quad (1)$$

ここで $TACC_{it}$: 企業 i 期間 t における総発生処理高

NI_{it} : 企業 i 期間 t における当期純利益

CFO_{it} : 企業 i 期間 t における営業活動によるキャッシュフロー

裁量行動の経験的な研究はこの総発生処理高 $TACC$ から出発するが、問題は、その総発生処理高 $TACC$ は、全部が全部、経営者によって「操作された発生処理高」(managed accruals)とはかぎらないという点である。裁量行動によって「汚されている」のは、 $TACC$ の全体というよりも、その一部である可能性が大きい。実証研究では、 $TACC$ の中で、特に経営者による操作を受けた部分だけに関心があるが、この部分は裁量的発生処理高 $DACC$ といわれている。

当期純利益 NI も営業活動によるキャッシュフロー CFO も、少なくとも最近の制度改正の後では、ともに公表財務諸表に表示されている金額である。したがって、これら2つの差額として総発生処理高 $TACC$ を、公表財務諸表から直接に導くのはむずかしいことはない(実際には6年以上の過去年度に遡及して測定するので、後述のように、困難な測定問題に直面する)。しかし、その中にどれほどの裁量的発生処理高 $DACC$ が含まれているのかは、外部者には観察不能なことである。そこで、 $TACC$ の中に含まれている $DACC$ を、何らかの方法によって推定し、分離しなければならない。

(2) 裁量的発生処理高

実証会計学の標準的手順によると、裁量的発生処理高 $DACC$ の見積りにあたっては、まず経営者の裁量行動によって「汚されていない」部分を推計し、残りの部分を「汚されている」とみなす。「汚されていない」部分の発生処理高は非裁量的発生処理高 $NDACC$ といわれるが、最初にこの $NDACC$ を見積もり、次に総発生処理高 $TACC$ からこの $NDACC$ を差し引くことによって、裁量的発生処理高 $DACC$ を推計する。こうして、総発生処理高 $TACC$ は、2つの構成要素に分離され、経営者の操作を受けていない非裁量的発生処理高 $NDACC$ と、操作を受けた裁量的発生処理高 $DACC$ とに切り分けられる。

$$DACC_{it} = TACC_{it} - NDACC_{it} \quad (2)$$

ここで、 $DACC_{it}$: 企業 i 期間 t における裁量的発生処理高

$TACC_{it}$: 企業 i 期間 t における総発生処理高

$NDACC_{it}$: 企業 i 期間 t における非裁量的発生処理高

実証研究における関心の焦点は、経営者によって操作された裁量的発生処理高 $DACC$ の方にある。しかし、この $DACC$ を捕捉するには、その前に総発生処理高 $TACC$ がいくらなのか、そしてその中に含まれる非裁量的発生処理高 $NDACC$ がいくらなのかを知ることが必要とされる。そこで、裁量行動の経験的研究においては、公表財務諸表にもとづいて

総発生処理高 *TACC* をまず測定し、次に 何らかのモデルによって非裁量的発生処理高 *NDACC* がいくらなのかを推計する。これら 2 つの手順によって導かれるのは、経営者の裁量行動がないと仮定した場合における「汚されていない」発生処理高であるから、最後に、*TACC* から *NDACC* を控除して、「汚されている」と思われる裁量的発生処理高 *DACC* を分離する。

ここで注意を要するのは、裁量的発生処理高 *DACC* の測定においては、このようにして減算ばかりが繰り返されるという点である。もともと純利益 *NI* は収益から費用を差し引いた残余であるが、この *NI* からまず *CFO* を差し引き、さらに残りの *TACC* から *NDACC* を差し引くと、最後に残余として *DACC* が抽出される。*DACC* は一連の減算のプロセスによって導かれた最後の金額であるから、どこかのステップにおいて減算が不正確であれば、その結果はすべて *DACC* にしわ寄せされることになる。*DACC* が測定誤差(measurement error)の問題に悩まされる理由の 1 つは、ここにある。

非裁量的発生処理高 *NDACC* を推計する方法としては、いくつかの代替的モデルが提示されている(後述)。*NDACC* は、「もし裁量行動がなかったとしたら」という仮定にもとづく推定値であり、期待モデル(expectation model)をどう構成するかによって *NDACC* の値は異なってくる。そのうえ、期待モデルの解釈の違いにおうじてその呼び方にも差異が生まれ、*NDACC* には「期待される」、「予測される」、「正常な」など、多様な形容が冠されている²⁾。第 1 表にはそのさまざまな呼称が例示されているが、実質的にみて、その意味にほとんど違いはないとみてよい。

第 1 表 総発生処理高の構成要素の名称

非裁量的な(non-discretionary)	裁量的な(discretionary)
利益操作前の(pre-managed)	利益操作後の(post-managed)
期待される(expected)	期待外の(unexpected)
予測される(predicted)	予測外の(unpredicted)
正常な(normal)	異常な(abnormal)

3. 仮説の検証と裁量的発生処理高

(1) 会計利益の 3 つの構成要素

実証会計研究においては、実際に総発生処理高 *TACC* を測定するのも、またそれを非裁量的発生処理高 *NDACC* と裁量的発生処理高 *DACC* とに分離するのも容易なことではなく、ノイズの混入に悩まされている。しかし、議論を単純化するために、ひとまず *TACC* も *DACC* も正確に測定されていると仮定すれば、純利益 *NI* は、次の(3)式に示されているように、3 つの利益の構成要素(components of earnings)から成り立っているということがで

きる。

$$NI_{it} = CFO_{it} + NDACC_{it} + DACC_{it} \quad (3)$$

ここで、 NI_{it} ：企業 i 、期間 t における当期純利益

CFO_{it} ：企業 i 、期間 t における営業活動によるキャッシュフロー

$NDACC_{it}$ ：企業 i 、期間 t における非裁量的発生処理高

$DACC_{it}$ ：企業 i 、期間 t における裁量的発生処理高

これらの利益の構成要素の中で、裁量行動によって「汚されている」のは、右辺第 3 項の裁量的発生処理高 $DACC$ だけであるから、もし経営者が裁量行動をまったく選択していない場合には、全体的な趨勢において、 $DACC$ はゼロとなるであろう。しかし、経営者が裁量行動を選択している場合には、 $DACC$ はプラスかマイナスの値になって、ゼロではなくなる。多数のサンプルを集約してみて、 $DACC$ の中心的傾向（平均、メディアン）が非ゼロらしいという確率的な推論が導ければ、この検証は裁量行動が行われていることの経験的な証拠になる^③。このように裁量行動の有無を検出するだけが目的なのであれば、 $DACC$ はプラスでもマイナスでもよいので、両側検定(two-tail test)となる。

裁量行動には利益増加型(income-increasing)のものと利益減少型(income-decreasing)のものが区別されているが、利益増加型の裁量行動においては、裁量的発生処理高 $DACC$ はプラスになるし、利益減少型の裁量行動ではマイナスになる。そこで、仮説の構築において、経営者が利益を膨らませるような裁量行動を選択すると予想する場合には、 $DACC$ の中心的傾向がプラス側に振れているかどうかを調べればよい。また、経営者が利益を削減する裁量行動を選択していると想定するのなら、 $DACC$ は平均的にマイナスの値となっているかどうかを統計的にテストする。これらの場合には、プラスかマイナスのいずれかが問題なので、統計的手順は片側検定(one-tail test)となる。

(2) 仮説の統計的検証

経験的テストにあたっては、理論的推論によって経営者の裁量行動を予測して、仮説を構築する。この仮説の構築にあたっては、帰無仮説(null hypothesis)にまとめるのが一般である。実際には裁量行動を疑っているのに、それとは逆に、「もし裁量行動がなかったとしたら」と想定してみて、この仮定のもとで $DACC$ がどうなるかを理論的に予測したのが帰無仮説である。帰無仮説に対立するのが代替仮説(alternative hypothesis)であるが、代替仮説では「もし裁量行動がおこなわれていたら $DACC$ はこうなるはずだ」と想定される。統計的推論によって帰無仮説が否定できれば、支持されるのは代替仮説の方であるから、「裁量行動がなかったわけではない」という結論が導ける。この推論は確率的な評価になるので、慣行的な有意水準(1%、5%、10%)のもとで、帰無仮説を棄却できるかどうかを統

計的に調査することになる。実際にサンプルを集めてみて、その統計量によって帰無仮説を棄却し、代替仮説が支持されることを証拠づけるのが統計的検証である。

実証会計研究において検証されてきた仮説は多数ある⁽⁴⁾。この仮説は経営者の動機にもとづいて構築されるが、Healy and Wahlen[1999]は、資本市場の動機、契約上の動機、規制の動機に3分類している。資本市場の動機というのはMBO、IPOなどに直面して、公表利益を裁量的に操作したがることを指し、契約上の動機というのは、負債契約とか経営者報酬契約などによって裁量行動が動機づけられることをいう。規制の動機というのは、銀行業・保険業の規制、公益事業の料金規制、輸入救済措置、独占禁止政策などとの関連において、経営者が公表利益の操作に動機づけられることが意味されている。

このように、最初に仮説を提示し、その仮説が実際のデータによって経験的に裏づけられるかどうかをDACCの統計量によって確認するのが実証会計学の標準的な手法である。利益増加型の裁量行動はプラスのDACCと、また利益削減型の裁量行動はマイナスのDACCとセットにされ、サンプル全体についていずれの傾向が支配的であるかが、有意性の検定によってたしかめられる。

(3) サンプルの収集と統計処理

実証会計研究においては、裁量行動が疑われている企業群が関心の的であり、統計処理のサンプルはこの「テスト企業群」から抽出される。しかし、裁量行動の有無とかその方向(利益増加型か利益減少型か)を明らかにするには、裁量行動がない(あるいは裁量行動の方向が異なる)企業群と対比することがしばしば必要とされる。そこで、統計処理にあたっては、ふつう、少なくとも2つのグループについてサンプルを収集し、それぞれの統計量を比較する。第1グループは裁量行動の存在が想定されている「テスト企業群」「処理グループ」であり、第2グループは、第1グループに対比される「コントロール企業群」である。

裁量行動の統計的検定においてよく使われる方法の1つにマッチド・ペア方式(matched-pair design)がある。この方式による場合には、第2のグループのサンプルは、第1のグループと関連づけて収集され、ペア・サンプルにされる。第2グループのサンプルの選定において、第1グループのサンプルと産業、企業規模などを揃えるというのがその典型をなすが、この方法によると、2グループの間における産業と企業規模などの影響が除去され、裁量行動の違いだけに注意が集められることになる。

サンプル企業の選定にあたっては、明確な規準を定めて、恣意性の介入を排除する。サンプル・サイズは十分に大きくなければならないし、サンプルの抽出に偏りがあるてはならない。サンプルの選定が終われば、サンプル企業について必要なデータを収集して、コンピュータに入力し、統計処理を施すことになる。この統計処理の目的は、サンプルの統計量から母数の特性を推定することにある。

ここで最終的に統計的分析のターゲットになるのは裁量的発生処理高DACCであるので、

NI , CFO , $TACC$, $NDACC$ から $DACC$ を導き、テスト企業群とコントロール企業群について統計処理を加える。この統計処理にあたっては、SPSS、SAS、TSP などの便利な統計パッケージが利用できる。

裁量的発生処理高 $DACC$ に関連する統計量はやや特殊であり、次のような点に特徴がある。

これらの項目はすべて前期末の資産 A_{t-1} によって基準化されており、このために数字はかなり微細である。 NI_{it} / A_{t-1} は総資産利益率に相当する比率であるが、これはせいぜい10%以下の数字になるであろう。 $TACC$ は NI と CFO との差額であるから、これらも小額で、 $TACC_{it} / A_{t-1}$ はふつうは 3-5%の数字にしかならないし、また $NDACC_{it} / A_{t-1}$ と $DACC_{it} / A_{t-1}$ は、この微小な $TACC_{it} / A_{t-1}$ をさらに2つに分解したものである。

CFO がマイナスでは資金不足によって事業活動が行き詰まるから、 CFO はふつうはプラスの値になる。 NI はプラス(黒字)のこともあればマイナス(赤字)のこともあるが、費用と収益の認識はキャッシュフローの生起に遅行しがちなので、 $TACC_{it} / A_{t-1}$ はマイナスになるのがふつうである。 NI_{it} には減価償却費が含まれているのに、 CFO_{it} には減価償却費が含まれていないから、この点からしても、 $TACC_{it} / A_{t-1}$ はマイナスになりやすい。

$TACC_{it} / A_{t-1}$ がマイナスになる傾向があるとすると、実際には裁量行動がない場合でも、 $TACC_{it} / A_{t-1}$ の平均だけを見ると、あたかも利益削減型の裁量行動があるようにみえることが多い[DeAngelo, 1986, p.409]。

$TACC_{it} / A_{t-1}$ がマイナスであるとすれば、それを分解した $NDACC_{it} / A_{t-1}$ も $DACC_{it} / A_{t-1}$ も、ともにマイナスなることが考えられる。

Subramanyan[1996]はかなり大量のサンプルによってこれらの統計量を検討しているが、その結果をみると、 CFO はプラスなのに、 $TACC$, $NDACC$, $DACC$ の符号はマイナスになっている(table 2, p.257)。他の実証研究でも、この傾向はほとんど変わらない。

第2表 Subramanyan[1996]の分析結果

	平均	メディアン
NI	0.053	0.057
CFO	0.088	0.094
TACC	-0.035	-0.039
NDACC	-0.031	-0.034
DACC	-0.004	-0.001

CS ジョーンズ・モデル、N=21,631 1973-93年

これらの全般的な傾向を調べるには、各変数について記述統計量を入力して、統計量を細かく点検することが重要になる。最終的には有意性の検定が必要になるので、これにあわせて、記述統計量にもとづいて、予備的に次の2点を調べておくことが不可欠である。

データ分布の形状が歪んでいないかどうか。パラメトリック検定では、特定の分布にしたがうことが前提にされているので、この前提をみたすかどうかを予備的にテストしておく必要がある。

異常値(外れ値)がないかどうか。異常値は統計数値を攪乱する。異常値があればトリムすることが考えられるが、そのための基準を予備的に検討する必要がある。

(4) 裁量的発生処理高の有意性の検定

実証会計における経験的検証の最終的ターゲットは、裁量的発生処理高 *DACC* である。この *DACC* の有意性の検定において一般に利用されているのは、次の3つの方法である。

独立性 (χ^2) の検定

t 検定と Wilcoxon 検定

Z 統計量による検定

これらの中で、最も手っ取り早い検定方法が、独立性の χ^2 検定であるが、*t* 検定と Wilcoxon 検定もしごく一般的な手法であり、広く使われている。これに対して、Z 統計量による検定はかなり特殊であり、*DACC* の測定において回帰モデルが利用された場合のみに利用される。実際には、これらの3つの中で、複数の方法が同時に使われることが多い。

独立性の検定

独立性の検定においては、2次元の分割表(two-way table) クロス表(cross table)とかコンティンジェンシー表(contingency table)ともいう が作成され、データの頻度に偏りがあるかどうかを確率的に検討される。たとえばテスト企業群とコントロール企業群の間において、裁量行動に利益増加型と利益減少型の違いがあるかどうかを調べる場合には、第3表のような 2×2 の分割表を用意し、該当する企業数を数えて、4つのセルの中に度数を記入する。もし2つの企業群が独立であれば(無関係であれば)、期待度数どおりにまんべんなく度数が散らばるが、独立でなければ(関係があれば)、4つのどれかのセルに度数が偏るから、この偏りを確率的に評価して、帰無仮説が棄却できるかどうかを推論する。

第3表 分割表の例

	利益増加型の頻度	利益減少型の頻度
テスト企業群		
コントロール企業群		

4つのセルにおいて観察度数と期待度数の差を計算し、これらの差の自乗を期待度数で基準化してから、各セルの基準化後の値を集約すると、 X^2 統計量が導ける。相互に無関係という帰無仮説 H_0 がもし真であれば、この統計量 X^2 は、自由度(degree of freedom)が $df = 1$ のカイ自乗(χ^2)分布にしたうことがわかっているの、この点を利用して有意性をテストする。後述するように、Healy[1985]が使っている方法の1つは、この独立性の検定である。

t 検定と Wilcoxon 検定

裁量的発生処理高 *DACC* について有意性の検定を行うには、2グループの中心的傾向を示す統計量に注目し、その差が有意に大きなものかどうかを確率的に評価するのが簡便である。2つのグループの統計量を直接的に比較し、*DACC* の平均やメディアンに統計的に有意な差があるのどうかをたしかめる場合、パラメトリックでは t 検定を、ノンパラメトリックでは Wilcoxon 検定を利用するのがふつうである。

いま正規分布の母集団から抽出されたサイズ n_1 のランダム・サンプルとサイズ n_2 のランダム・サンプルがあって、それぞれの平均が \bar{x}_1 、 \bar{x}_2 であり、標準誤差が S_1 、 S_2 だとした場合、2変量の平均は同じという帰無仮説が成り立つときには、次の統計量 t は自由度が $df = (N_1 - 1 + N_2 - 1)$ の t 分布にしたがう。

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}} \quad (4)$$

この性質を利用して、帰無仮説を棄却できるかどうかを t 分布表によって評価するのが t 検定である⁽⁵⁾。

これに対して、パラメトリックの t 検定に相応するポピュラーな順位統計量が Wilcoxon 検定である。Wilcoxon 検定は Mann-Whitney 2 サンプル検定と同等であり、 z スコアはいずれも同じになる。Wilcoxon 検定も Mann-Whitney も、2つの独立なサンプルは同一の母集団から抽出されていることを帰無仮説 H_0 にする。

Wilcoxon 検定は、順位(rank)にもとづいているので、まず2つのサンプルをプールして全部の観測値に、昇り順に、通して順位をつけ、サンプル・サイズの小さい方だけについて、順位の合計を計算すると、Mann-Whitney の U が導ける。

$$U = N_1 N_2 + \frac{N_1(N_1 + 1)}{2} - T_1$$

(5)

ここで、 N_1, N_2 : 2グループのサンプル数で、 $N_2 > N_1$

T_1 : 小さいグループのサンプルについての順位の合計

Wilcoxon 統計量 W はサイズの大きい方のサンプル (この場合 N_2) についての順位の合計をそのまま使う。z スコアは $N(0,1)$ にしたがうので、標準正規分布表により、有意性を検定できる。

Z 統計量による検定

裁量的発生高 $DACC$ を分離するにあたって、回帰モデルによる場合にのみ使われるのが、Z 統計量である。この Z 統計量は Patell[1976]によって会計の実証研究に導入されたものであるが、Jones[1991]が裁量行動の実証分析で最初に使用して以来、広く使われるようになっている。なお、この Z 統計量による検定の手順は Perry and Williams[1994]、Defond and Jiambalvo[1994]などでも詳しく説明されている。

時系列回帰モデルによる場合には、企業 i ごとに、調査対象年度 p における裁量的発生処理高 $DACC_{ip}$ が分離されている。この $DACC_{ip}$ の分離にあたっては、回帰係数の推定値を使用して $TACC$ の期待値を導き、この $TACC$ の期待値と $TACC$ の実際値との差額をもって $DACC_{ip}$ とみなしている。この $DACC_{ip}$ は回帰モデルの予測誤差 U_{ip} と同じものであり、あてはめられた回帰式のもとで、独立変数の実際値に対応する従属変数の予測値が、従属変数の実際値とどれほどかけ離れているかを示している。予測誤差 U_{ip} のこのバラツキの程度は、推定標準偏差 $\hat{\sigma}(U_{ip})$ に集約されているので、この標準偏差を使って基準化すると、すべてのサンプル企業 i につき、それぞれの調査対象年度 p ごとに、次の V_{ip} 統計量が導ける。

$$V_{ip} = u_{ip} / \hat{\sigma}(u_{ip})$$

(6)

ここで

U_{ip} : 企業 i の回帰モデルの予測誤差 ($DACC_{ip}$)

$\hat{\sigma}(U_{ip})$: 企業 i の回帰モデルについての予測誤差の標準偏差の推定値

p : 調査対象年度.

予測誤差 U_{ip} が正規分布にしたがうものと仮定すれば、企業 i の回帰係数の推定に使われた年度数を T_i とするとき、この V_{ip} 統計量は、自由度 $T_i - 3$ の t 分布にしたがうことがわかっている^⑥。この V_{ip} 統計量は「基準化された予測誤差」ともいうべきものであるが、これを N 個のサンプル企業全体に統合するために、次の Z_{vp} 統計量に変換する。

$$Z_{vp} = \sum_{i=1}^N V_{ip} / \left[\sum_{i=1}^N (T_i - 3) / (T_i - 5) \right]^{1/2}$$

(7)

ここで、 T_i : 企業 i についての回帰モデルの係数推定に使われた観察数

N : サンプル企業数

各企業における予測誤差が独立している(企業間の予測誤差が相関していない)場合には、この Z_{vp} は漸近的に標準正規分布(unit normal deviate)にしたがうことがわかっている。そこで、標準正規分布表を参照して、 N 個の企業群全体について総合的に有意性を評価する。これが基準化法であり、 t 検定などの非基準化法(unstandardized method)に対比されている[Defond and Jiambalvo, 1994, pp.158-163]。

(5) 分析結果の例

発生処理高については多数の分析結果が残されている。ここではそれらの中で、代表的なものをいくつか例示することにしよう。

Healy[1985]

Healy[1985]は、経営者報酬契約の中でボーナス契約を取り上げ、この報酬契約では下限と上限が設定されている点に注目する。会計利益が下限に満たない場合にも、上限を超える場合にも、利益の増加は経営者のボーナスの増加に結びつかない。これらの場合には、当期において利益を増やすよりも、むしろ利益を引き下げておいて、次期以降において利益を増やす方がボーナスの増加につながりやすい。したがって、利益操作を行っても、会計利益が下限を超えないと予想される場合(Low)と会計利益が上限を越えると予想される場合(UPP)には、利益削減型の裁量行動が選択され、DACCの平均はマイナスになると予測される。これに対して、利益操作後の会計利益が下限と上限の間に収まると予想される場合(MID)には、利益増加型の裁量行動が選択され、DACCの平均はプラスになると考えられる。

Healy[1985]はボーナス契約をもつ94社についてデータを集め、独立性の検定と平均の

差の t 検定を実施してみたところ、結果は次のようになって、仮説は裏付けられた。

第 4 表 Healy[1985]における検証結果（一部）

企業グループ	DACC がプラスの割合	DACC がマイナスの割合	会社・年の数	DACC の平均値	t 値
LOW	0.09	0.91	22	-0.0671	
					4.2926
MID	0.46	0.54	281	0.0021	
					8.3434
UPP	0.10	0.90	144	-0.0536	
$\chi^2(df=2)$	61.3930				

Healy[1985], Table 2, Sample B, p.96. DACCの測定はヒーリー・モデルによる。

LOW は会計利益が下限以下の企業グループ、UPP は上限を超える企業グループ、MID は上限と下限に挟まれた企業グループ。

DeAngelo[1986]

DeAngelo[1986]は、マネジメント・バイアウト (MBO) を行う経営者は、その直前に、発生処理高の操作によって公表利益を引き下げ、これによって公正価値を下回る株価で自社株を取得しているのではないかという仮説を構築し、いわゆるランダム・ウォーク・モデルにもとづいて裁量的発生処理高 DACC を測定している (後述)。実際に MBO を行った 64 社のサンプルを分析し、 t 検定と Wilcoxon 検定によって有意性を評価してみたところ、符号条件はあっているものの、 p 値が十分に低くなく、仮説は裏付けられなかった。その分析結果は次のようである [DeAngelo, 1986, Table 2, p.410]。]

第 5 表 DeAngelo[1986]における検証結果（一部）

	ケース A	ケース B
平均	-0.0037	-0.0123
メディアン	-0.0106	-0.0077
プラス数：マイナス数	30:23	36:28
t 検定の P 値	-0.3628	-0.7025
Wilcoxon signed rank	0.2128	0.1737

ケース A：最終四半期の TACC を 1 年前の同じ数字と比較した場合の変化分を総資産で基準化したもの (N=533)。ケース B：イベント年度の年度会計報告の TACC を 1 期前の同じ会計数値と比較した変化分を総資産で基準化したもの (N=64)。

Perry and Williams[1994]

Perry and Williams[1994]では、DeAngelo[1986]と同じく、MBO直前における利益削減型の裁量行動が検討されている。しかし、サンプル企業数も、それぞれにマッチされるコントロール企業数とともに175社と大幅に増やされているし、*DACC*を分離するモデルもTSジョーンズ・モデルに置き換えられている(TSジョーンズ・モデルについては後述する)。回帰分析によっているので Z_{vp} 統計量を導入して総合的に有意性を評価してみたところ、-1年(MBOの直前期)において、*DACC*は有意にゼロより低く($Z_{vp} = -4.01$)、利益削減型の裁量行動が行われていることが強く証拠づけられている[Perry and Williams, 1994, Table 5, p.170]。

第6表 Perry and Williams[1994]における検証結果(一部)

	N	-1年		-2年	
		Z_{vp}	P値	Z_{vp}	P値
MBO企業	175	-4.010	0.000	-0.217	0.414
コントロール企業	175	-0.898	0.185	-0.363	0.358

Jones[1991]

Jones[1991]では、国内産業保護のために輸入規制を行うかどうかを決定するにあたって、ITCが保護対象企業の調査を開始すると、保護を受けたがる企業が公表利益を引き下げる裁量行動を採用するのではないかという仮説が検証されている。TSジョーンズ・モデルによって23社のサンプルの*DACC*を分離し、 Z_{vp} 統計量によって有意性の検定を行っているが、結果は第7表のようになっている[Jones, 1991, Table 5, pp.214-215]。この分析結果では、予想どおり、0年においてマイナスの裁量行動が識別されており、1%以下の有意水準で、仮説が検証されている。

第7表 Jones[1991]における検証結果(一部)

	-1年	0年	+1年
Z_{vp}	-0.372	-3.459	-1.228
有意水準(片側)	0.356	0.0003	0.109

Defond and Jiambalvo[1994]

Defond and Jiambalvo[1994]は、財務制限条項に実際に違反した企業94社をサンプルにして、違反1年前(-1年)と違反当年(0年)の裁量的発生処理高*DACC*を分析している。TSジョーンズ・モデルによって*DACC*を分離し、 t 検定、Wilcoxon検定、 Z 統計量の検定の3つによって有意性を検定しているが、その結果は次の第8表のようになっており、-1年では利益増加型の裁量行動が、0年では利益削減型の裁量行動が証拠づけられている。

第8表 Defond and Jiambalvo[1994]の検証結果(一部)

	- 1 年		0 年	
	非基準化法	基準化法	非基準化法	基準化法
平均	0.034	0.338	-0.043	-0.552
メディアン	0.029	0.358	-0.020	-0.216
t 検定の P 値	0.028		0.055	
Z 統計量の P 値		0.009		0.000
Wilcoxon の P 値	0.033	0.035	0.172	0.349

Defond and Jiambalvo[1994],Table 3(p.162)より修正。 N=65

4. 総発生処理高の測定方法

(1) 総発生処理高とその代理変数

裁量的発生処理高 *DACC* を推計するための第一歩は、総発生処理高 *TACC* を正確に測定することである。この *TACC* の測定が不正確であれば、非裁量的発生処理高 *NDACC* が、したがってまた裁量的発生処理高 *DACC* が測定誤差含みとなって、裁量行動の検出そのものが困難になってくる。それにもかかわらず、*TACC* の正確な測定は容易でなく、実際には代理変数(proxy)によって近似的に測定するほかはないのが実情である。この節では、最初のステップにもどって、この *TACC* の測定方法についてやや詳しく検討しよう。

総発生処理高 *TACC* は会計上の当期純利益 *NI* と営業活動によるキャッシュフロー *CFO* との差額とされているので、アメリカにおいては、総発生処理高 *TACC* の測定は、次のように行われているとされている[Subramanyam,1996,p.253; Kasznik 1999, p.63; Xie,2001, p.360]。(括弧内の#は Compustat の項目番号)

$$TACC_{it} = EBXI_{it} - CFO_{it} \quad (8)$$

ここで、 $TACC_{it}$: 企業 *i*、期間 *t* における総発生処理高

$EBXI_{it}$: 企業 *i*、期間 *t* における異常項目・非継続事業控除前の利益 (#18)

CFO_{it} : 企業 *i*、期間 *t* における営業活動によるキャッシュフロー (#308-#124)

スケールの違いをコントロールするために、実際には、すべての変数が 1 期前の資産総額 A_{t-1} (#6) によってデフレートされる。非裁量的発生処理高 *NDACC* の推定にあたって回帰モデルを導入する場合には、このデフレートが分散不均一性(heteroscedasticity)の問題を回避する重要な手立てとなる。

アメリカの場合、営業活動によるキャッシュフロー *CFO* のデータが財務諸表から直接に

入手できるようになったのは、1987年のSFAS No.95から（日本では1998年から）である。1988年以降にかんするかぎり、この(8)式にもとづいて計算された総発生処理高 $TACC$ は、フローから直接に導かれた金額であり、ほとんど測定誤差が含まれておらず、ほぼ正確な数値とみてよいといわれている[Hriber and Collins, 2002,p.107]。

しかし、1987年以前においては、営業活動によるキャッシュフロー CFO のデータを公表財務諸表から直接に入手することができない。そこで、比較貸借対照表にもとづいて、ストックの変動分として、総発生処理高 $TACC$ を誘導するが、その方法にはいくつかの変種がある。

(2) 資金表による測定

貸借対照表によって $TACC$ を測定する方法の中で、代表的なものは、1971年以降においては資金表が公開されていることを利用して、 CFO を次のように計算するものである（添字 i を省略）[Subramanyam,1996,p.253; Xie,2001, p.360]。

$$CFO_t = FFO_t - CA_{t+} - CASH_{t+} - CL_t - STDEBT_t \quad (9)$$

ここで、 FFO_t : t 期における営業からの資金(#110)

CA_{t+} : t 期における流動資産の期中増減(#4)

$CASH_{t+}$: t 期における現金と短期投資の期中増減(#1)

CL_t : t 期における流動負債の期中増減(#5)

$STDEBT_t$: t 期における短期負債の期中増減(#34)

このように資金表にもとづく場合には、正味運転資本(net working capital)の変動に焦点を合わせて、流動資産合計と流動負債合計の増減額から総発生処理高 $TACC$ を誘導する。これらのデータは貸借対照表によるが、現金（および短期投資）の増減は除外され、非現金的な運転資本(non-cash working capital)の変動分だけが総発生処理高 $TACC$ に算入される。この $TACC$ がときに「流動的発生処理高」(current accruals)といわれるのも、現金以外の流動資産合計と流動負債合計だけが計算の基礎になっていることによる⁽⁷⁾。

上の(9)式で計算された CFO は、ふつうは先の(8)式にそのまま代入され、総発生処理高 $TACC$ が測定される。しかし、(9)式の流動的発生処理高に非流動的な発生処理高を加算した合計がより正確な総発生処理高だという見方もある⁽⁸⁾。この見方によると、非流動項目の発生処理高の典型として有形固定資産と無形固定資産の減価償却費を(9)式に追加し、これによって総発生処理高 $TACC$ を直接に導く⁽⁹⁾。次の式による Perry and Williams[1994]と Hriber and Collins[2002,p.107]が、その例である（添字 i を省略）。

$$TACC_t = [CA_t - Cash_t] - [CL_t - STDEBT_t] - DEP_t \quad (10)$$

ここで、 $TACC_t$: t 期における総発生処理高

CA_t : t 期における流動資産の増減(#4)

CL_t : t 期における流動負債の増減(#5)

$Cash_t$: t 期における現金及び現金等価物の増減(#1)

$STDEBT_t$: t 期中に流動負債に振り替えられた長期負債(#34)

DEP_t : t 期における減価償却費と無形資産償却費(#14)

(3) 個別流動項目の増減による測定

運転資本の変動にもとづくこれらの総発生処理高の測定では、流動資産と流動負債の合計金額が使われている。しかし、合計金額というよりも、それらを構成する個別項目に注目し、個々の流動項目の増減額から総発生処理高 $TACC$ を測定することも少なくない⁽¹⁰⁾。DeFond and Jiambalvo[1994, p.154n]と DeAngelo et al[1994]は、総発生処理高 $TACC$ の測定にあたって、個別の流動項目の金額を拾っている。

$$TACC = \text{純利益}(\#172) - OCF$$

$$OCF = \text{営業活動からの運転資本}(\#110) - \text{受取勘定の増減}(\#2) - \text{棚卸資産の増減}(\#3) \\ - \text{その他の流動資産の増減}(\#68) + \text{支払勘定の増減}(\#70) \\ + \text{未払税金の増減}(\#71) + \text{その他の流動負債の増減}(\#72)$$

(4) 非統合性の問題

貸借対照表アプローチによると、リストラ、合併、外貨換算、会計方法の変更など、営業活動に無関係な異常事象が期中に発生している場合、その影響は損益計算書にもキャッシュフロー計算書にも現れないのに、貸借対照表における運転資本項目の変動には反映されている。これが財務諸表間の非統合性(non-articulation)の問題を生み出すが、Hribar and Collins[2002]によれば、その影響はけっして軽微ではなく、裁量的発生処理高 $DACC$ の測定をかなりの程度まで歪める。合併などの非日常的活動の結果が総発生処理高 $TACC$ に混入され、この測定誤差のノイズによって、裁量行動の発見が困難になっているというのである。

総発生処理高 $TACC$ の中で、非裁量的発生処理高 $NDACC$ というのは「正常な」部分とみなされているものである。 $TACC$ からこの「正常な」構成要素を差し引くと、予測誤差として $DACC$ が残されるが、 $TACC$ の中にリストラ、合併などによる異常な発生処理高が含まれていると、それはそのまま $DACC$ にしわ寄せされてしまう。このため、裁量行動の実証研究では、非統合事象(non-articulation event)をいかにうまくコントロールするかが、きわめて重要な課題になってくるのである[Xie,2001]。

5 . 裁量的発生処理高の代替的予測モデル

(1) 期待モデル

実証会計研究における関心の焦点は非裁量的発生処理高 *DACC* であるが、この *DACC* は外部のステークホルダーはもとよりとして、内部の経営者にとっても識別できるものではない。そこで、非裁量的発生処理高 *NDACC* をまず推定し、総発生処理高 *TACC* からこの *NDACC* を控除することによって、*DACC* と思われる金額を分離しなければならない。

NDACC というのは、裁量行動によって「汚されていない」発生処理高であるが、この *NDACC* は、実際に裁量行動が行われているかぎり、想像上の数値でしかない。「経営者がまったく裁量行動を行わなかった」と仮定し、この仮定が成り立つ場合に発生したであろう金額を推定したものである。この仮定上の金額は期待モデル(expectation model)によって推測するが、その値は、正常な状態を想定した場合における予測値(predicted amount) または期待値(expected amount)である。しかも、事実が生じた事後になっても、この予測値、期待値がどれほどまで正確であったのかをチェックする方法は見つかっていない。

NDACC は期待モデルによる予測数値であるが、仮にこの期待モデルが妥当なものだとしても、その計測にあたっては、さらに重大な困難に直面する。予測値の測定にあたっては実際のデータによるほかはないが、この実際のデータが「汚されている」可能性が大きいからである。このために、「汚されていない」発生処理高を推定するのに、そのデータとして「汚されている」発生処理高を用いることになる⁽¹¹⁾。「重要な方法論的な問題が生じるのは、操作されていない構成要素を予測するのに最も有用な変数が、それ自体、利益数値制御による影響を受けがちな会計数値であるという理由によっている。」[Kang and Sivaramakrishnan, 1995,p.353.]

NDACC を推定する予測モデルにはいくつかの代替モデルが提示されている。この節では、代表的な予測モデルを検討してみよう。

(2) ヒーリイ・モデル

Healy[1985]では、調査対象のイベント期間における *TACC* がそのまま分析に使用されており、*TACC* の中で *NDACC* に相当するものは除去されていない。Dechow et al[1995]では、ヒーリイ・モデルは過去数期の *TACC* の平均であるとされ(p.197)、平均回帰モデル(mean reverting model)と同一に扱われているが、Healy[1985]においては過去の平均がベンチマークにされているわけではない。Healy[1985]において、*NDACC* はゼロであり、*TACC* のすべてが *DACC* であるとみなされていると思われる。

DeAngelo[1986,pp.408-409]によると、このアプローチには、2つの問題が含まれている可能性がある。

実際の *TACC* の中には *NDACC* が含まれていて、*NDACC* が大きな割合を占めてい

ることが考えられる。それなのに、*NDACC*が見落とされている。

*TACC*には減価償却費が含まれているために、その平均はマイナスになっており、裁量行動がないのに、あたかも利益削減型の裁量行動が行われているかのような経験的な分析結果になる可能性が大きい。

(3) ディアンジェロ・モデル

DeAngelo[1986]は、1期前の $TACC_{t-1}$ をベンチマークにして、この $TACC_{t-1}$ は「正常」な発生処理高であり、利益操作を受けていないと仮定する。当期に予測される $NDACC_{t0}$ は1期前の $TACC_{t-1}$ に等しいので、当期の実績値 $TACC_{t0}$ と1期前の $TACC_{t-1}$ との差額が $DACC_{t0}$ になる。この期待モデルはランダム・ウォーク・モデル(random walk model)として広く知られているところである⁽¹²⁾。

ランダム・ウォーク・モデルによると、前期の $TACC_{t-1}$ がそのまま当期の $TACC_{t0}$ の期待値とみなされるから、式で表すと、次のようになる。

$$\dot{TACC}_{t0} = TACC_{t-1} + \epsilon_t \quad (11)$$

ここで、 \dot{TACC}_{t0} というのは当期末の $t0$ 時点における $TACC$ の期待値であり、確率変数である。右辺の $TACC_{t-1}$ は1期前の $t-1$ における実績値であり、 ϵ_t は t 期における攪乱項を表す。 ϵ_t はホワイトノイズ系列であり、期待値(平均)がゼロで、すべての t につき分散が一定、自己相関係数がゼロという3条件が満たされると仮定されている。

ランダム・ウォーク・モデルでは、毎期の $TACC$ は過去の影響を一切受けないので、それぞれが独立して変動する。しかし、ランダムな動きを表す ϵ_t は期待値がゼロなので、当期の $TACC$ を予測する基礎としては前期の $TACC$ だけが残る。上の式の両辺の期待値をとると、 $E(\dot{TACC}_t) = TACC_{t-1}$ となり、 t 期における $TACC$ の期待値 $E(\cdot)$ は $t-1$ 期における実績 $TACC_{t-1}$ に等しくなる。

期待される $TACC$ がこのランダム・ウォーク・モデルにもとづいて生成されているとすると、期待外の $TACC$ が $DACC$ となるから、 $TACC$ における $t0$ 期と $t-1$ 期の差分が $DACC$ ということになる。これが DeAngelo のモデルである⁽¹³⁾。

(4) TS ジョーンズ・モデル

Jones[1991]においては、非裁量的発生処理高 $NDACC$ は、企業の経済環境に応じて每期増減するもので、固定的金額ではない。このジョーンズ・モデルによれば、 $NDACC$ を動かす基本的な要因は売上高と資本的支出であり、これら2つが変動すると、 $NDACC$ も増減する。そこで、 $NDACC$ は売上高の増減 (REV) と固定資産 (PPE) に応じて増減するものだと想定し、一定期間 推定期間(estimation period) を定め、時系列データを使って、総発生処理高 $TACC$ を売上高の増減 (REV) と固定資産 (PPE) によって OLS

回帰を行っている。ジョーンズ・モデルは次のようであり、分散不均一性に対処するために、前期末の総資産 A_{t-1} によってすべての変数を基準化している（添字 i 省略）。

$$TACC_t / A_{t-1} = \beta_1 [1 / A_{t-1}] + \beta_2 [REV_t / A_{t-1}] + \beta_3 [PPE_t / A_{t-1}] + \epsilon_t \quad (12)$$

ここで、 A_{t-1} ：期首における総資産(#6)

REV_t ： t 年度における売上収益の増減(#12)

PPE_t ： t 年度における土地建物、工場、設備の総額(#7)

この回帰係数の推定において、時系列データを利用するのがジョーンズ・モデルの特徴であり、後述のクロスセクション版と区別するために、この時系列モデルは TS ジョーンズ・モデル(time-series Jones model)といわれている。推定期間 といわれる「窓」 においては、企業別に、一定期間の過去データを使って時系列の回帰を行い、企業ごとのこの OLS 回帰によって回帰係数 β_1 、 β_2 、 β_3 についての推定値として a_1 、 a_2 、 a_3 が見積もられる。

先行研究によれば、通常の場合、 REV の符号はプラス、 PPE の符号はマイナスとなる。次がその例である。

第 9 表 TS ジョーンズ・モデルにおける係数の例

	Jones[1991]	DeFond and Jiambalvo[1994]
回帰の平均年数	25	11.92
REV の係数(t 値)の平均	0.035(0.220)	0.130(1.593)
PPE の係数(t 値)の平均	-0.033(-1.269)	-0.028(-0.820)
R-squared	0.232	0.537

この OLS 回帰によって、特定の企業にかかわる回帰係数の推定値が見積られると、次に、調査対象期間となるイベント期間(event period)において、この企業別の推定回帰係数 a_1 、 a_2 、 a_3 を用いて、予測される総発生処理高 \hat{TACC} を推定する。この総発生処理高の予測値 \hat{TACC} と実際の発生処理高 $TACC$ の差額は回帰モデルの予測外のものでされ、裁量的発生処理高 $DACC$ だとみなされる。こうして、イベント期間の予測誤差が $DACC$ として分離される。

Jones[1991]においては、固定資産はもとよりとして、売上高は操作を受けない項目であり、裁量的に増減されるようなことはない、と仮定されている。経営者が販売の繰下げとか繰上げによって収益を操作するようなことがあると、この仮定は満たされない。また、推定期間においては実際の $TACC$ が回帰モデルの従属変数にされているから、この推定期間の $TACC$ には、裁量的なものが含まれていないということも、前提にされている。同じ

TACC によっているが、その TACC は推定期間において操作されていないと仮定されるのに対して、イベント期間では操作を受けているとみなされている⁽¹⁴⁾。

有意性の検定において Z 統計量を計算するのに必要な自由度という点から、推定期間の回帰係数を推定するにあたっては、最小限、6 年分のデータがなければならない(式(7)を参照)。予測を正確にするには、データ数を増やすのが望ましいが、過去に多く遡及するほど、サンプル企業の構造変化の可能性が大きくなり、いわゆる定常性(stationary)の問題に突き当たる。

(4) 修正ジョーンズ・モデル

ジョーンズ・モデルでは売上高の増減 REV は操作を受けないと仮定されているが、期末の無理な販売などによって、実際には売上高は操作を受けやすいとみているのが Dechow et al.[1995]である。現金による販売はともかくとして、掛けによる販売は収益操作によって歪められている可能性が大きい。そこで、Dechow et al.[1995]は、受取勘定(売掛金)の増減 REC に注目し、受取勘定の対前年増加額(当期の純受取勘定マイナス前期の純受取勘定)を回帰モデルの説明変数に組み入れることを提案する。売上高の増減から受取勘定の増減額を控除し、この($REV - REC$)を売上高の増減に代えて、回帰モデルの説明変数にするというのである。このモデルは、修正ジョーンズ・モデル(modified Jones Model)と呼ばれている。

修正ジョーンズ・モデルでは、説明変数が部分的に修正されているが、修正後の説明変数($REV - REC$)が操作を受けにくいものであるという仮定は、もともとのジョーンズ・モデルと同じである。また、推定期間において、総発生処理高 TACC に裁量的発生処理高が含まれていないという前提にも、特に変わりがあるわけではない⁽¹⁵⁾。

(6) CS ジョーンズ・モデル

ジョーンズ・モデルにおいては、特定企業の過去のデータにもとづいて、企業別の回帰係数を推定するが、回帰モデルの係数推計を正確にするには、推定期間を拡げて、データ数を増やさなければならない(回帰分析では最小限 6 年のデータが必要である)。しかし、推定期間を拡げると、企業の経済状態(製品構成、製造方法など)が変化して、回帰係数の信頼性が低下する。いわゆる定常性の前提が揺らぎ、NDACC に測定誤差が混入されてしまう。

この定常性問題を回避するために、DeFond and Jimbalvo[1994]、Subramanyam[1996]などは、TS ジョーンズ・モデルに修正を加え、時系列分析の代わりに、クロスセクション分析を導入している。このクロスセクション版の CS ジョーンズ・モデルは、同じ回帰モデルによりながら、同一年度における同一産業に属する企業群によって回帰係数 a_1 , a_2 , a_3 を推定する。各年度において、同一産業であれば、各企業の NDACC は類似してくるとみなし、この前提のもとにテスト企業の裁量的発生処理高 DACC を分離するのである。

NDACC を見積もるにあたっては、SIC コード 2 桁により、産業ごとに企業群をまとめてポートフォリオを編成し、これを推定ポートフォリオ(estimation portfolio)とし、このポートフォリオごとに回帰係数の推定値 a_1, a_2, a_3 を測定する。Z 統計量による検定には少なくとも 6 の自由度が必要とされるので、1 産業について、企業数が 6 社未満であれば、その産業そのものをサンプルから除去する。回帰モデルの説明変数は TS ジョーンズ・モデルと同じで、売上高の増減 *REV* と有形固定資産 *PPE* である。

ポートフォリオごとに OLS によって回帰係数を推定すると、多くの産業において、*REV* の係数はプラス、*PPE* の係数はマイナスになる⁽¹⁶⁾。これらの係数を、同一産業に属するテスト企業に当てはめ、予測される発生処理高 \dot{TACC} を測定する。この予測値 \dot{TACC} を実際の発生処理高 *TACC* と比較し、差額(予測誤差)を *DACC* として分離する。

Subramanyam[1996]によると、CS ジョーンズ・モデルには少なくとも 4 つの長所がある。まず第 1 に、同一のサンプル選択規準を適用しても、失われるサンプルは少なくなり、CS モデルの方がサンプル・サイズが大きくなる。このため、第 2 に、CS ジョーンズ・モデルの方が回帰係数推計のデータ数が多くなり、係数の推定値の正確性が高まる。時系列モデルはせいぜい 10 年程度の過去データによるにすぎないが、CS ジョーンズ・モデルでは、最大 100 社を超えるデータを使うことができる。第 3 に、時系列モデルでは最大 10 年もの長期のデータを使うために、非定常性(non-stationary)の問題に直面するが、CS ジョーンズ・モデルでは、この問題が回避される。第 4 に、時系列モデルによると、推定期間とイベント期間との切り分けが難しく、しばしば 2 つが重なってしまうが、CS モデルでは、テスト企業を除外することによってこの難点が回避できる。この Subramanyam[1996]の考え方は Xie[2001]にも引き継がれており、推定期間における企業別の回帰係数の推定に産業別のデータが使われている。

しかし、CS ジョーンズ・モデルにも欠点がないわけではない。産業ごとに企業をグループ化し、それぞれの産業に典型的な回帰係数を推定し、この産業別の係数を個別のテスト企業にあてはめて、その *NDACC* を予測している。しかし、テスト企業の特徴が産業の平均によって代表できるのかどうかには大きな疑問が残る。たとえば財務制限条項に違反した企業の裁量行動を分析する場合、こうした企業は低業績で、産業の平均からかなり逸れている可能性が大きい。企業に個別的なこの財務特性は CS ジョーンズ・モデルでは覆い隠されてしまう[DeFond and Jimbalvo,1994]。予測利益を公表する企業の裁量行動を分析する場合にも同じことがいえ、好業績の企業だけが予測利益を公表しがちだとすれば、CS ジョーンズ・モデルによることは、*NDACC* にバイアスを取り込むことになる[Kasznik, 1999]。

(7) 産業モデル

テスト企業が属する産業の特性におうじて *NDACC* が異なるという期待モデルとしては、そのほかに産業モデル(Industry Model)がある。この産業モデルにおいては、テスト企業群

が属する産業において、*TACC* のメジアンがその産業を代表すると考え、次の式によって推定期間におけるその OLS 回帰係数を推定する [Dechow et al, 1995, pp.199-200]。

$$NDACC = \beta_1 + \beta_2 \text{median}_I(TACC) + \epsilon \quad (13)$$

ここで、 $\text{median}_I(TACC)$: 産業 I のグループにおける、サンプル外の企業の *TACC* のメジアン

過去 6 年以上にわたる推定期間を設けて、OLS 回帰によって β_1 、 β_2 の推定値を推計し、この推定値をテスト企業にあてはめる。これによってえられた予測値が *NDACC* である。

この産業モデルでは、各産業に共通する特性は *NDACC* に反映されがちとなる。しかし、テスト企業に特定の個別特性は考慮されないから、それらはすべて *DACC* に流れ込んでしまう⁽¹⁷⁾。

(8) 測定誤差の問題

ランダム・ウォーク・モデルによるディアンジェロ・モデルでは、*TACC* の増分として *DACC* を簡単に導くことができる。これに対して、ジョーンズ・モデルとその変種 および産業モデル においては、2つのステップを経由しなければ、*DACC* は捕捉できない。

推定期間(または推定ポートフォリオ)における OLS 回帰により、回帰係数を推定する。

イベント期間において、回帰係数の推定値を用いて *NDACC* を予測し、*DACC* を切り離す。

独立性の χ^2 検定、平均の *t* 検定と Wilcoxon 検定、あるいは *Z* 統計量による検定を実施するのはこうして抽出された *DACC* に対してであるから、発生処理高による実証研究は、この2つの測定ステップによって正否が左右されることになる。特に のステップにおいて、回帰係数の推定が不適切であると、分離した *DACC* には測定誤差が含まれてしまう。この測定誤差は、*NDACC* であるものを *DACC* と(あるいは *DACC* を *NDACC* と)みなしてしまうものであるから、裁量行動の検出において大きな障害になる⁽¹⁸⁾。

発生処理高を *NDACC* と *DACC* とに分離する場合において、最も広く使われているのはジョーンズ・モデルである。Dechow et al.[1995]はよく使われている5つのモデルをシミュレーションによって比較して、どれも似たような結果をもたらすものの、ジョーンズ・モデル(および修正ジョーンズ・モデル)が裁量行動の検出に最も有効であると述べている。しかし、どのモデルも検定力はかなり弱く、信頼性に欠けるという難点が指摘されている。

Thomas and Zhang[2000]もシミュレーションによって6つの期待モデルを比較しているが、その評価はさらに厳しく、どのモデルも検定力はきわめて弱いという。各企業の *TACC* が総資産の-5%だと単純に仮定したモデルと比較しても、どのモデルでも、結果は優れてい

ないとさえ指摘している(p.372)。

この測定誤差の存在を回帰モデルそのものに関連づけているのは Kang and Sivaramakrishnan[1995, p.355-356]である⁽¹⁹⁾。その指摘によると、直線回帰モデルの場合、測定誤差に関連して、3つの問題が発生する可能性がある。変数エラー(errors-in-variables)、変数の脱落(omitted variables)、そして同時性の問題(simultaneity problem)である。

まず変数エラーというのは、回帰モデルにおいて *NDACC* に影響を与えるが、*DACC* には無関連と想定されている説明変数が、実のところ機会主義的に操作されている場合に生じる。この変数エラーの問題が存在すると、変数エラーによって測定誤差と説明変数の間に相関がもたらされ、パラメータの推定量の不偏性(unbiasedness)と一致性(consistency)が悪影響にさらされる。この変数エラー問題を防ぐには、*NDACC* を推定する回帰モデルにおいて、「汚されていない」変数だけに説明変数を絞り込めばよいが、この絞り込みは容易なことではない。

第2の変数の脱落というのは、*NDACC* の推定回帰モデルにおいて、*NDACC* に関連している変数が説明変数から抜け落ちていることを指し、これも *NDACC* の予測値を歪めてしまう。たとえば、*NDACC* が好不況によって変動するのに、景気を反映する変数が説明変数に含められていない場合には、統計的推論は誤ったものになる。

第3の同時性の問題は、回帰モデルの被説明変数と説明変数が両方とも決定しあうことから生じる。Kasznik[1999, p.58.]によると、たとえば経営者が事前の利益予測を達成するように公表利益を操作している場合には、利益予測が原因となって、*DACC* が変化することになる。このストーリーのもとで、*DACC* の水準におうじて、経営者が利益予測を変えているとすれば、因果関係は逆転し、*DACC* が予測利益に影響を与える。経営者が総合的なディスクロージャー戦略を選択している場合、2つは同時に決定されている可能性が大きい。このような場合には、同時方程式モデル(simultaneous equation model)によって、利益予測の公表行動と *DACC* の水準の選択行動が結合的に決定されているとみなすのが妥当になる。2段階最小自乗法(two-stage least squares method)が使われるのは、この同時方程式モデルによる場合である。

6 . 利益構成要素の性格とその市場評価

(1) 裁量的発生処理高の反転と持続性

会計利益計算はいわゆる「一致の原則」に支配されているので、毎期の期間利益がどのように操作されようと、企業の生涯利益(lifetime earnings) 全体利益 は、最終的には同一金額に落ちつき、収入と支出の差額に等しくなる。このことは、もっと短い期間にもあてはまり、ある期に無理に会計利益を押し上げると、その反動によって、他の期間において、会計利益が押し下げられてしまう。この傾向は特に裁量的発生処理高 *DACC* に顕著であり、当期に *DACC* を機会主義的に増加させると、将来期間において、同じ金額だけ、

*DACC*が減少することになりやすい。これが、*DACC*の反転(reversal)という現象である⁽²⁰⁾。

Defond and Park[2001,p.376]は、貸倒れの見積りのケースによって、この反転を例示している。当期において、予想されるよりも貸倒引当損を過小に見積もるとすると、費用の減少によって、たしかに当期の利益は増加する。しかし、将来期間において予想どおりに貸倒れが発生した場合には、貸倒引当金が不足して、追加の費用を認識せざるをえなくなる。この追加の費用は純利益を引き下げるから、当期における利益増加型の裁量行動は、将来期間における利益の減少によって取り消されることになる。

*DACC*が反転によって取り消されがちだとすれば、*DACC*は仮のもので、反転までの間に一時的な効果しか期待できないことになる。少なくとも、将来にわたって、長くその効果が持続するものとはいえない。*DACC*には暫定的(transitory)とか、非持続的(non-persistent)な性質があるのはこの理由によると考えられている。*DACC*には短期的に反転する傾向があり、永続的なものとはなりにくいのである[Xie,2001,pp.358-59.]。

(2) 利益構成要素間の相関と時系列特性

Dechow et al[1995]は、*TACC*と*CFO*の間には負の相関関係があると指摘している。これは、各年度において*CFO*が大きい(小さい)ときには*TACC*が小さい(大きい)ことを意味しており、*CFO*の動きに逆行して、*TACC*が増減していることを意味している。相関係数がマイナスなのは、*CFO*の増減が*TACC*の増減によって埋め合わされているからであり、利益平準化が行われていることを示唆している。Subramanyan[1996]の相関係数表では、*CFO*と*TACC*の相関係数は - 0.67、*CFO*と*DACC*の相関係数は - 0.55 となっているし、Xie[2001]でも、*CFO*と*TACC*の相関係数は - 0.67、*CFO*と*DACC*の相関係数は - 0.59 と高い。*TACC*と*NDACC*との相関は+0.38 程度なのに、*TACC*と*DACC*との相関係数になると、+0.80 ときわめて高いから、*TACC*と*DACC*はほぼパラレルに変動しているものとみることができる。

第 10 表 Subramanyan[1996]のポアソン相関係数表(p.269)。

	<i>CFO</i>	<i>TACC</i>	<i>NDACC</i>	<i>DACC</i>
<i>NI</i>	0.31(0.40)	0.22(0.30)	0.19(0.30)	0.11(0.14)
<i>CFO</i>		-0.63(-0.80)	-0.07(-0.10)	-0.55(-0.66)
<i>TACC</i>			0.21(0.29)	0.73(0.82)
<i>NDACC</i>				-0.26(-0.33)

CS ジョーンズ・モデル、N=21,631 1973-93年 括弧内はメディアン

第 11 表 Xie[2001]の相関係数表 (右上 : ポアソン、左下 : スピアマン) カッコ内はメディアン

	<i>NI</i>	<i>CFO</i>	<i>TACC</i>	<i>NDACC</i>	<i>DACC</i>
<i>NI</i>		0.33(0.39)	0.32(0.39)	0.27(0.35)	0.21(0.24)
<i>CFO</i>	0.32(0.37)		-0.67(-0.81)	-0.18(-0.23)	-0.59(-0.72)
<i>TACC</i>	0.28(0.32)	-0.62(-0.75)		0.38(0.45)	0.80(0.89)
<i>NDACC</i>	0.25(0.31)	-0.16(-0.20)	0.40(0.43)		-0.11(-0.12)
<i>DACC</i>	0.17(0.19)	-0.55(-0.65)	0.75(0.82)	-0.11(-0.13)	

サンプル : 1971-1992 における N=52,180

Xie[2001], Table 1 (p.362)

Xie[2001]によると、*TACC*を 100%とした場合、*NDACC*が 63%で、*DACC*が 37%と少ないから、*DACC*は構成比率は低い。しかし、*NDACC*の標準偏差 0.066 なのに、*DACC*標準偏差は 0.102 であり、*NDACC*の方がより変動的である (Table 1, p.362)。*NI*におけるバラツキは、*DACC*の大きいバラツキによるものであり、その原因も、*DACC*の反転による暫定的性格に帰すことができる。

*DACC*の 1 階の系列相関は有意に負になっていることを突き止めているのは、Defond and Park[2001,p.378]である。この時系列特性についてのデータもまた *DACC*が比較的短期の間に反転し、ある期に *DACC*が増加すると、後続の期にすぐに *DACC*が減少する傾向があることが示されている。

Subramanyan[1996]は、*NI*、*CFO*、*NDACC*について企業別の自己相関係数を測定しているが、その平均では、すべて負の相関となっており、ラグ 1、ラグ 2、ラグ 3 と階差が広がるにつれて、相関関係が急速に減衰している。これは、利益の構成要素が平均回帰的であり、利益平準化の仮説と整合的であることを意味している。

第 12 表 Subramanyan[1996]の自己相関係数表 (一部)

	<i>NI</i>	<i>CFO</i>	<i>NDACC</i>
Lag 1	-0.18	-0.39	-0.41
Lag 2	-0.13	-0.03	-0.02
Lag 3	-0.06	-0.01	-0.01

Table 5, Panel C, p.269.

(3) 裁量的発生処理高の市場評価

当期利益 *NI*の構成要素を、*CFO*、*NDACC*、*DACC*の 3 つに分解するのは、経営者の裁量行動によって「汚されている」*DACC*に焦点を合わせるためである。この *DACC*が暫定的なもので、非持続的なものだとすれば、効率的な市場においては、*DACC*は単なるノイズとして投資者に無視されてしまい、株価には反映されないのではなかろうか。企業価値

にかかわる情報は *CFO*、あるいは *CFO* と *NDACC* の合計 「予測される *NI*」 だけとなるはずであり、効率的市場では、すぐに反転消失してしまう *DACC* は株価とは無関連になることが予想される。

しかし、株価に対するこの *DACC* の無関連性は、経験的証拠と整合していない。Subramanyam[1996]、Sloan[1996]、Xie[2001]などによると、*DACC* と株価との関係はプラスであり、経験的証拠は、資本市場においては *DACC* もまた株価に織り込まれていることを示している。このことは、資本市場が非効率的で、経営者の裁量行動によって投資者が誤導されているのか、それとも *DACC* には未知の情報内容があって、*DACC* の伝達が有益な情報を市場に提供していることを示唆している。

Subramanyam[1996]

Dechow[1994]によれば、*CFO* は *NI* に比べ株価への関連性が低い、これはキャッシュフロー会計では認識のタイミングが遅れていて、費用収益の対応関係が無視されているからだとされている。Subramanyam[1996]は、この Dechow[1994]の分析手法を利益の3つの構成要素に適用して、*CFO* から *NDACC* へと、また *NDACC* から *DACC* へと、株式リターンとの関連を移動させ、関係がどう変わるかを回帰モデルによって検討している。ここで株式リターン *AR* は会計年度末の3ヶ月に終わる12ヶ月における月次の複利の累積株式異常リターンであるし、この株式リターンと3つの利益構成要素との関係も、回帰係数の係数と説明力（決定係数の改善）によって評価される。

回帰分析は単回帰と重回帰に分かれるが、3つの構成要素の回帰係数は、増分の情報内容を表していると考えられるが、重回帰の回帰係数は次のようになっている（Table 3, Model7, p.260）。もし、一般に指摘されているように、*DACC* がノイズをもたらずだけであれば、その回帰係数も説明力も低くなるものと思われる。

$$AR = 0.12 + 1.14 CFO + 1.47 NDACC + 1.00 DACC \quad (\text{Adj. } R^2 = 6.48\%)$$

$$(t=38.4) \quad (t=26.74) \quad (t=18.53) \quad (t=16.61)$$

この回帰係数から明らかなことは、*CFO* よりも *NDACC* の方が回帰係数が大きいということ（これは *CFO* より *NI* の方が情報豊かだとする考えと首尾一貫する）、また *DACC* にも情報内容があるらしく、資本市場においてプラスの評価を受けているという点である。

もし *DACC* が資本市場でプラスに評価され、株価に織り込まれているとすれば、2つの解釈の可能性があると、Subramanyam[1996]は指摘する。まず第1に、*DACC* にはノイズというよりも、本当は何かの情報内容があって、企業のファンダメンタルについて追加情報を市場に提供していることが考えられる。利益平準化によって *DACC* の反転と一時性的影響を緩和し、これによって将来利益の予測能力を改善しているというのが1つの例であるし、経営者が裁量行動を通じて、市場には未知の内部情報を発信しているというのがも

う1つの例になる⁽²¹⁾。

DACC に対する市場の評価がプラスだということに対する第2の解釈は、経営者が機会主義的に利益を操作しているのに、市場ではその裁量行動を透視できず、誤導されているというものである。この誤導仮説(mislead hypothesis)の解釈によると、市場は非効率的であって、株価にはすべての情報が反映されていない可能性があることになる。いわゆる「誤った価格形成」(mispricing)が行われていて、新しいタイプのアノマリー(anomaly)が発見されたことを意味する。

Sloan[1996]

DACC には暫定性があつて、その持続性は低いという特性は投資者に十分に知られているはずであるから、もし市場においてこの低い持続性が十分に理解されているなら、株価の形成に対して *DACC* はほとんどインパクトを与えないと予想される。*DACC* は機会主義的な動機による歪曲が疑われているものであり、もし投資者がだまされないとすれば、*DACC* が株価に影響するようなことはありえない。投資者が背後の会計処理を見抜くところができるという透視仮説(see-through hypothesis)のもとでは、*DACC* が株価に与える影響はごくかぎられたものになる。

この点に最初に注目し、合理的期待の理論によって分析したのは Sloan[1996]である。Sloan[1996]では、*DACC* というよりも *TACC* (= *NDACC* + *DACC*) に焦点が合わせられているが、*CFO* に比べて、*TACC* の持続性が低いとすれば、投資者が将来(1期先)の利益を見通すうえにおいて、当期の *CFO* と *TACC* とは、少なくとも含意が異なると解釈されているはずである。当期の *NI* の持続性は、*TACC* の割合が下がるほど小さくなるし、*CFO* の割合が高くなるほど増加すると考えられる(H1, p.291)。

投資者が当期の NI_t にもとづいて1期先の NI_{t+1} を予測している場合には、2つの間に、次の関係が成り立つ。

$$NI_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 NI_t + \epsilon_{t+1} \quad (14)$$

ここで、会計利益 *NI* がランダム・ウォークにしたがうとすると $\alpha_1 = 1$ となり、*NI* がその場かぎりの暫定的なものだとすると $\alpha_1 = 0$ となる。しかし、一般に指摘されているように、*NI* に平均回帰的な性質があるとすると、 $0 < \alpha_1 < 1$ となるであろう。*NI* の持続性を表現するのはこの α_1 であり、 α_1 が1に近いほど持続性が高いとみなすことができる。

NI を *CFO* と *TACC* に分けた場合には、それぞれの持続性は異なっていて、次の式の α_1 と α_2 は等しくならない。

$$NI_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 TACC_t + \alpha_2 CFO_t + \epsilon_{t+1} \quad (15)$$

*TACC*の持続性の方が*CFO*の持続性よりも低いとすれば、 $\beta_1 < \beta_2$ となると予想される。Sloan[1996]の Table 3 にはプール回帰の結果が収録されているが、 $\beta_1=0.765$ ($t=186.53$)、 $\beta_2=0.855$ ($t=304.56$)となっており、 $\beta_1 < \beta_2$ が裏付けられている。*NI*は平均回帰的で、*CFO*よりも*TACC*の方が持続性が低いということが証拠づけられている。

さて次に、*TACC*と*CFO*の間における持続性の違いが株価にどう反映されているかをテストするために、Sloan[1996]では合理的期待モデルが導入され、Mishkin テストが適用される。次の式(16a)は利益予測方程式(forecasting equation)と呼ばれるもので、上の(15)と同じである。市場ではこの予測方程式による利益予測値を1年先の株価に織り込むが、合理的期待モデルのもとでは、異常株式リターン *AR*はゼロとなるはずである。しかし、予測利益 *NI*と実現利益が異なってきた場合には、1期間の投資による異常株式リターン *AR*はゼロとは違ってくる。この点を捉えるのが株式評価方程式(valuation equation)の(16b)であり、 β は利益感応係数(earnings response coefficient: ERC)を表している。

$$NI_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 TACC_t + \beta_2 CFO_t + \epsilon_{t+1} \quad (16a)$$

$$AR_{t+1} = (NI_{t+1} - \beta_0 - \beta_1 TACC_t - \beta_2 CFO_t) + \epsilon_{t+1} \quad (16b)$$

市場の効率性を仮定すると、 $\beta_1 = \beta_1^*$ 、 $\beta_2 = \beta_2^*$ となるはずであるし、また*TACC*と*CFO*の持続性の違いから、 $\beta_1^* < \beta_2^*$ でなければならない。

Sloan[1996]では、これら2つの方程式は、反復的・加重・非線形・最小二乗法(iterative weighted non-linear least squares)によって、2段階法を用いてパラメータが推定されている。市場の効率性のテストでは尤度比統計量(likelihood ratio statistic)が使われるが、制約の総数が2、観察数がnのとき、次の統計量は漸近的に自由度2の χ^2 分布にしたがう。ここで、 SSR^c は拘束されている方程式の残差の二乗和であるし、 SSR^u は非拘束の方程式の残差の二乗和である。

$$2n \log (SSR^c / SSR^u)$$

実際にサンプルによって検証してみると、予測方程式(16a)においては、予想通り、*TACC*では $\beta_1=0.765$ 、*CFO*では $\beta_2=0.855$ となるが、市場評価方程式(16b)においては、*TACC*の $\beta_1^*=0.911$ 、*CFO*の $\beta_2^*=0.826$ となっており、係数は予想に反している(table 5, p.305)。*TACC*の係数の推定値が*CFO*の推定値よりも大きいから、株価は*TACC*の方が持続性が低いという点を合理的に解釈しえておらず、*TACC*を過大に評価している。

Sloan[1996]では、ヘッジ・ポートフォリオ・テスト(hedge-portfolio test)によってさらにこの結果が補強されている。Mishkin テストによると、市場では*TACC*と*CFO*との持続性の違いを正しく区別できていないために、異常株式リターン *AR*が発生している。この

異常株式リターン AR は、 $TACC$ が小さいほど高く、 $TACC$ が大きいときに低くなる傾向がある。この傾向を調べるために、 $TACC$ を低い順に並べて、十分位に分類し、十分位それぞれにおいて異常株式リターン AR の平均を計算する。

$TACC$ が最も低い第 1 十分位において AR の平均が最も高くなり、 $TACC$ が最も高い第 10 十分位において AR の平均が最も低くなる (Table 6, p.307)。そこで、次のような売買戦略を想定してみる。まず、 $TACC$ が最も低い第 1 十分位では、 t 期において空買い(long)を行い、 $t+1$ において売却によって決済する。 t 期に市場が $TACC$ を過小に評価していれば、空買いによって、 $t+1$ にプラスの AR が実現する。次に、 $TACC$ が最も多い第 10 十分位では、 t 期において空売り(short)を行い、 $t+1$ 期において買戻しによって決済する。 t 期に市場が $TACC$ を過大に評価していれば、空売りによって $t+1$ にプラスの AR が実現する。これらの 2 つの売買戦略によってヘッジ・ポートフォリオが構成されるが、2 つの戦略はいずれも高い異常株式リターン AR をもたらすので、ヘッジ・ポートフォリオの平均的な異常株式リターン AR はきわめて高い水準になることが予想される。Sloan[1996]の Table 6 にはヘッジ・ポートフォリオの平均 AR が 10.4% という高率になることが示されており、この点が裏付けられている。

Xie[2001]

Sloan[1996]では CFO と $TACC$ の持続性の違いに注目するだけで、 $TACC$ を構成する $NDACC$ と $DACC$ との違いにまで分析を深めていない。これに対して、Xie[2001]は、 NI を CFO 、 $NDACC$ 、 $DACC$ の 3 構成要素に細分し、 $NDACC$ も $DACC$ も、市場において過大評価される傾向があることを突き止めている。

Xie[2001]における $NDACC$ は TS ジョーンズ・モデルによるものであるが、これによって分離された $DACC$ は $NDACC$ よりも持続性が低く、また $NDACC$ は CFO よりも持続性が低い。しかし、市場ではこの持続性の違いを正確に評価できないので、特に $DACC$ を過大に評価する傾向がある。Sloan[1996]と同じ方法により、Mishkin テストによって 1 年先の異常株式リターン AR と当期の $DACC$ 、 $NDACC$ 、 CFO とを関係づけてみると、市場における過大評価は $DACC$ が最も著しく、次いで $NDACC$ が大きい。ヘッジ・ポートフォリオ・テストでは、 $NDACC$ の過大評価の仮説は支持されていないが、 $DACC$ を過大に評価している点には変わりはないから、市場が $DACC$ の低い持続性に対して正確に理解をしておらず、「誤った価格形成」をしていることは明らかだという [Table 2, p.363]。Sloan[1996]において、 $TACC$ の持続性が不十分にしか市場で評価されていないこと、またそうであるから $TACC$ が過大評価されていることが指摘されていたが、Xie[2001]はその原因をさらに特定し、それはほとんどが $DACC$ の過大評価によるものと主張している。

Defond and Park[2001]

Defond and Park[2001]によると、 $DACC$ の性格が暫定的なものであるという点は、市場

において予測されていて、株価に織り込まれている。市場では *DACC* の期待値を形成しているから、*DACC* の実績値が期待値とは異なるとき、期待外の *DACC* によって「利益の驚き」(earnings surprise)が発生する。期待外の *DACC* がプラスのときには「よいニュース」、マイナスのときには「わるいニュース」となって株価にインパクトを与えることになる。しかし、*DACC* には反転がともない、持続性が低いので、市場へのインパクトは違ってくる。「よいニュース」の場合でも、*DACC* が利益増加型であれば、市場では「利益の驚き」が誇張されているとして控え目に反応しがちであるし、*DACC* が利益減少型であれば、「利益の驚き」が圧縮されているとして、さもないよりも強く反応するであろう。市場における反応を ERC(earnings response coefficient)によって測定してみると、「よいニュース」のケースでも、ERC は利益増加型の方が利益削減型よりも低くなっている。

(4) 利益平準化とビッグバス

株式リターンに *DACC* を関連付ける実証研究は、*DACC* の回帰係数が有意にプラスであり、株価に織り込まれていることを示している。誤導仮説によると、これは資本市場が *DACC* の非持続性を十分に理解できていないことを意味しており、経営者の機会主義的行動によって、投資者がだまされていることになる。別のいい方をすると、経営者からすれば、*DACC* の裁量的な調整によって外部に公表する *NI* を動かすことは、大いに意義があることである。資本市場からの不利なりアクションを回避するにせよ、有利なりアクションを助長するにせよ、資本市場に向けた裁量行動は、経営者にとっては有効な戦略でありつづけることが意味されている。

裁量行動が機会主義的動機によるとすれば、その前提にはこの誤導仮説が存在するが、誤導仮説は市場の効率性と調和しない。しかし、*DACC* には未知の情報内容があつて、その情報開示が *DACC* を通じて市場に伝達され、その市場評価が株価リターンに反映されているとすれば、シナリオは大きく違ってくる。機会主義的動機も誤導仮説も、その役割が後退し、市場の効率性についても新たな解釈が可能になってくる。

こうした議論の鍵になるのが、*DACC* の反転、*DACC* の暫定性と非持続性であるが、これらの *DACC* の特性は複数の期間に跨るものであり、単年度の裁量行動に注目するだけでは、その解明が困難になる。短期的分析から長中期的分析に転換することが不可欠になってくる。利益平準化とビッグバスの例によって、この点を明らかにしよう。

利益平準化では、利益操作前の利益が「高すぎる」と予想されるために、追加費用の計上か収益の繰延べによって、公表利益が正常な水準まで押し下げられる。ビッグバス(big bath)では、利益操作前の利益が「低すぎる」と予想されるのに、さらに追加費用の計上によって、公表利益がいっそう押し下げられる。利益平準化もビッグバスも、この局面だけをみると、は公表利益を意図的に引き下げる利益削減型の裁量行動であり、いずれも保守主義的な会計政策の採用である⁽²²⁾。

たしかに、利益平準化とビッグバスの間には、大きな違いもないではない。利益平準化

は市場における「利益の驚き」を回避しようとするのに対して、ビッグバスでは「利益の驚き」をむしろ大きくしがちである。利益が平準化されると、山が削られ、谷が埋められ、この結果として変動幅が減衰して、時系列でみると分散が引き下げられるのに対して、ビッグバスが行われると、谷がいつそう深くなって、分散が拡大する。しかし、将来において正常な水準以下に利益が落ち込むのに備えるのが利益平準化であるし、将来において正常な利益水準へ回復させることを意図するのがビッグバスである。ともに狙いは将来における *DACC* の反転にある。利益平準化でもビッグバスでも、当期における *DACC* の削減の見返りに、将来における *DACC* の増加が期待されている。いずれも当期だけをみれば利益削減型の裁量行動であるが、将来における反転とセットにすると、将来の利益増加型の裁量行動に結びついている⁽²³⁾。Moehrle[2002]が指摘するように、利益平準化もビッグバスも、2つの裁量行動の組合せであり、*DACC* の反転の方に重要な意味がある。

ごく最近になるまで、会計文献においては、利益平準化とビッグバスは機会主義的動機によるもので、「利益の品質」を引き下げると考えられてきた。アメリカの会計不信においても、利益平準化とビッグバスは、当期には利益削減型の裁量行動によって簿外に秘密準備金を形成し、将来にこの「蓄え」を取り崩す点から、クッキージャー型の裁量行動といわれ、非難的にされてきたところである。しかし、長中期的な視点に立って、「蓄え」の形成と取崩しをセットにしてみると、利益平準化とビッグバスが「利益の品質」を改善していることも考えられないことではない。上に示した *DACC* の市場評価係数は、利益平準化とかビッグバスには、資本市場において何か積極的な意味があるらしいことを示唆しているし、株価の反応を調査した他の実証研究も、こうした会計政策が市場においてプラスに評価されがちであることを明らかにしている⁽²⁴⁾。

6．結び

発生処理高の研究は、Healy[1985]から数えて、すでに20年になる。この20年の間に、おびただしい研究が積み上げられ、発生処理高にかんする知識は深く、また広がっている。発生処理高の経験的研究は、いまでは世界中の会計研究者にとって大きな共有財産となっており、さらに将来の発展が期待されているところである。

たしかに、発生処理高の研究には残されている課題も多い。発生処理高、それも特に裁量的発生処理高 *DACC* はもともとノイジーな会計数値であり、その経験的分析は必ずしもクリアな結果をもたらしてはいない。裁量行動の存在を突き止めていても、どの項目が「汚された」のかが不明であり、裁量行動の具体的な手口までを顕わにするものではない。このためもあって、基準設定主体として政策的含意が不鮮明で、発生処理高の実証研究は制度改革に直結しないとしばしば指摘されている。また仮説構築を通じて光があてられている状況設定も、MBO、財務制限条項違反など、裁量行動の動機が強く疑われるやや特殊なケースであるし、サンプルとされているのはごく狭い範囲の企業グループでしかない。検証における検定力も弱く、統計数値も微妙で、多様な解釈の余地が残されている。経験的

検証によって裁量行動の存在が強く証拠づけられているとしても、その知見をどこまで一般化できるかは明らかではないのである[Healy and Wahlen,1999]。

しかし、上において最近における研究の跡を振り返ってみると、少なくとも2点において、実証会計研究が大きく進展してきているのがわかる。まず第1に、経営者のインセンティブの分析において、これまでの主軸をなしてきた契約セッティング(contracting setting)のほかに、資本市場セッティング(equity market setting)が追加され、これがフロンティアを大幅に拡大したことを指摘できる。裁量行動を引き起こすインセンティブは競争市場からの市場の帰結(market consequences)によってもたらされるのであり、裁量行動はこの市場の規律(market discipline)へ関連づけられるようになってきている [Healy and Wahlen,1999]。

第2に、契約セッティングの研究においては、従来から誤導仮説が前提にされており、経営者の裁量行動は取引相手に見抜かれぬものと考えられてきた。この点は資本市場セッティングの研究においても同じであり、投資者には経営者の裁量行動が透視されないということが当然のこととされてきていた。しかし、上に明らかにしたように、最近の研究では、経営者の裁量行動によって市場は必ずしも誤導されているわけではなく、市場に追加情報が伝達されている可能性が指摘されている。これは発生処理高の研究と市場の効率性との間には新しい接点があり、裁量行動が機会主義的行動の枠内にとどまるものでないことを意味している。

【注】

(1) 裁量行動の研究では、発生処理高のほかに会計手続きの選択と変更が分析されることが多い。しかし、会計手続きの選択と変更は、継続性の原則など、実行上の制限が多いために、経営者にとってコスト高であり、どうしてもケース数が限定される。これに対して、発生処理高の操作は経営者にとってはコスト安であり、豊富なサンプルを用いて、かなり容易に実証研究を行うことができるというメリットがある。

(2) 「裁量的な」という用語は、経営者の意図的な操作を含意しているが、DACCには経営者にとって不本意な発生処理高も含まれているのだから、「異常な」とか「期待外の」という方が望ましいという見方が少なくない。Defond and Park[2001,p.377]、Healy[1996,p.114]をみられたい。

(3) 発生処理高の経験的検証は裁量行動の「存在」を証拠づけるだけであり、裁量行動の大きさとか頻度とかを明らかにするにいたっていない。しかも、裁量行動の検出は、かなり特殊な状況において行われており、一般的に裁量行動が存在することを証拠づける結果にはなっていない。発生処理高の経験的証拠には説得力が欠けるとか、政策的含意が薄いとしばしば指摘されるのは、この限界によるものだといわれている。詳しくはHealy and Wahlen[1999]をみられよ。

(4) これまでに取り上げられた仮説は多数あるが、一般的なものを挙げると、所有仮説(所有者支配型企業に対して経営者支配型企業とを比較した場合、所有者支配型企業において利益が圧縮

される傾向がある)、ボーナス仮説(経営者のボーナスが会計利益に連動している場合、経営者は利益増加型の裁量行動を採用しがちである)、負債仮説(負債比率が高くなって財務制限条項に抵触する確率が高まると、利益増加型の裁量行動が選択されがちである)、IPO 仮説(IPO を控える経営者は機会主義的に高い利益を公表したがる傾向がある)、経営者交代仮説(経営者が交代すると、新任の経営者はビッグバスを行う傾向がある)、ゴーイングコンサーン仮説(会社の存続が危うくなり、ゴーイングコンサーン限定意見が付きそうな場合、訴訟リスクを回避したい監査人が保守主義的な会計処理を強要する傾向がある)などがある。

(5) t 検定では、正規分布にしたがうことを仮定して、2 グループの分布が同一である(2つの独立なサンプルは同一の母集団から抽出されている)ことを帰無仮説 H_0 としている。正規性(normality)の前提が満たされているかどうかは t 検定においてきわめて重要ことであるが、この正規性の検定によく使われるのが、Kolmogorov-Smirnov 検定である。この正規性のテストも、SPSS の中に手続きが用意されている。

(6) 重回帰モデルの自由度を k とすると、企業 i についての観測数が T 、説明変数の数が p 個の場合、 $k = T - (p + 1)$ となる。この方式によると、上式における分母の自由度の比は $(T - (p + 1)) / (T - (p + 1) - 2)$ と表される。ジョーンズモデルでは、回帰モデルの説明変数が2個であるために、分母のルートの中は $(T - 3) / (T - 5)$ とされているだけである。なお、時系列回帰モデルによる $DACC$ の推定にあたり、1 企業について少なくとも6期の過去データが要求されるのは、5期ではこの分母が無限大になって、計算不能になることによっている。

(7) Jones[1991]もこの方式によって $TACC$ を測定しているが、輸入救済の決定は税引前純利益によっているとして、未払税金を流動負債から除外している。

(8) 非流動的な発生処理高よりも流動的な発生処理高の方が操作を受けやすいことがわかっており、この点から減価償却費は計算から除外されることがある[Defond and Jiambalvo, 1994, p.158]。

(9) Thomas and Zhang[2000, p.352]も同様の測定方法を示しており、流動的発生処理高と非流動的発生処理高とを別個に測定して、最後に2つを合成する方法を構成モデル(component model)と呼んでいる。現金を除く運転資本の純増減によってまず流動的発生処理高を計算し、次のように、非流動的処理高として減価償却費と無形資産償却費を追加するわけである。

$$TACC = [(CA - Cash) - CL] \quad DEP$$

(10) 貸借対照表からキャッシュフローを計算する場合に生ずる問題点については、Drtna and Largay[1985]を参照されたい。

(11) $DACC$ は裁量行動によって操作された金額であるが、過去にこの操作が行われている場合には、その反転(reversal)によるものが $DACC$ に混入されていることが考えられる。このため、 $DACC$ の測定においては、利益の操作とその反転という二重の困難に直面することになる。

(12) ランダム・ウォーク・モデルにはいくつかの変種がある。その最も典型的なのは「ドリフト付き」であるが、このドリフト付きランダム・ウォーク・モデルでは、過去3-5期の実績利益にもとづいて、当期の期待値が形成される。

(13) Dechow [1993]によれば、DeAngelo[1986]の *TACC*の変動分 *DACC* には、強い負の系列相関が観察されるが、これは、DeAngelo[1986]の *DACC*は平均回帰的(mean reverting)であり、何か他の要因（企業の活動水準など）に影響されている可能性がある。*TACC* の変動分が系列相関が負で、-0.5 程度の高い系列相関係数をもつことは、DeFond and Jiambalvo[1994, p.155]、Perry and Williams[1994, p.159]でも注目されている。

(14) ジョーンズ・モデルにおける残差は裁量行動によるものばかりでなく、機会主義的な意図によらない異常な項目を含んでいるとよく指摘される[Healy, 1996; Bernard and Skinner, 1996]。特に、Barnard and Skinner[1996, p.317]は、ジョーンズ・モデルにおいては、収益の増減に線形の関係をもたないものを「裁量的」に分類するために、特別損益項目も *DACC*とされてしまうが、特別損益は、そのほとんどが「非裁量的」であると指摘している。

(15) Beneish[1997]は、ジョーンズ・モデルの拡張モデルを提案している。この拡張モデルによると、独立変数には、収益の増減と固定資産のほかに、ラグ付きの *TACC*とラグ付きの株式リターンが追加される。Kasznik[1999]においても、修正ジョーンズ・モデルがクロスセクションによって適用されているが、その説明変数には *CFO*が追加されている。

(16) CS ジョーンズ・モデルによった Subramanyam[1996]によると、*REV*のベータは+0.06、*PPE*のベータは-0.07 程度で比較的安定しているものの、これらの回帰係数のバラツキはなお大きく、必ずしも正確なものとはいえないという。

(17) Kang and Sivaramakrishnan[1995]が提唱する *KS* モデルも広く知られているが、これは *TS* ジョーンズ・モデルを修正するにあたって説明変数に、変数の脱落問題に対処するために営業費用を、また同時性の問題と変数エラーに対処するために操作変数(*instrumental variable*)を追加するものである。

(18) 統計学では、たとえば *DACC*が存在すると疑われる場合、「*DACC*は存在しない(ゼロである)」という帰無仮説を立て、慣行的な有意水準においてこの帰無仮説を棄却することによって、*DACC*の存在を検証する。この場合において、実際には帰無仮説が正しいのに、誤ってそれを棄却してしまうこと(*DACC*は存在しないのに、存在すると結論すること)を第1種エラーという。これに対して、帰無仮説は偽であるのに、誤ってそれを棄却し損なう(*DACC*が存在するのに、存在しないと結論すること)を第2種エラーといっている。発生処理高についても、同様にして2種類の誤りが発生することが考えられる。モデルが推定する *NDACC*には2種類の誤りが含まれている可能性があり、実際には *NDACC*であるものを見落とし、そうではないと誤って判定しているおそれがあるし、実際には *NDACC*でないものを *NDACC*に、誤って含めてしまっているおそれがある。詳しくは Dechow et al.[1995]をみられたい。

(19) Kang and Sivaramakrishnan[1995]は測定誤差に関する3つの問題に対処するために、操作変数(*Institutional variable*)アプローチを導入することを提案している。この操作変数については、Neter et al[1996,p.165]をみよ。

(20) *DACC* が反転しやすいこと、したがって暫定的性格をもつことは明らかであるが、*CFO* も *NDACC* もまた暫定的な性格を含んでおり、全部が全部、持続的なものではない。*CFO* も *NDACC* も、

その 100%が持続的なものではないとすれば、DACCCの非持続性は程度の問題にすぎないといえる。(21) Bernard and Skinner[1996]によると、利益 NI を CFO、NDACC、DACCC の 3つの構成要素に分けた場合、特に DACCC には持続性が低く、短い期間のうちに反転する傾向がある。これは、DACCC が利益平準化に寄与し、投資家に対する会計数値の情報価値を高めている可能性を示唆しているという。Collins and Hriber(2000)も、2つの構成要素の持続性から判断して、総発生処理高 TACC に対する市場の評価は過大評価であるという(p.358)。

(22) リストラ損失は一時的な臨時損失で、持続的なものではないという点から、株式市場では否定的には評価されないことが多い[Moehrl, 2002, p.399.]。それどころか、「わるいニュース」のはずなのに、ビッグバスは株式市場ではしばしば積極的に評価される。これは、株式市場も発生処理高の反転をみていて、将来利益の改善を期待していることによるものといわれている。

(23) このビッグバスは、他方で、アナリストの予測誤差に重大な影響を与えており、経営者が目標を達成しようとして、EM を行うと、予測誤差は縮小されるが、目標の達成をあきらめて、ビッグバスを行うと、予測誤差は大幅に拡大する。アナリストが経営者の EM までも予測できないとすれば、EM はアナリストの予測誤差を拡大する。

(24) この利益反転は営業効率の改善、コスト優位の回復による競争力の確保などによる可能性がある。しかし、利益の反転を裁量的に行えば、これもまた裁量行動となる。反転によるものと、効率の改善によるものとの区別がむづかしい。

[2004.7.27 681]

【参考文献】

Beaver, William H., "Perspectives on Recent Capital Market Research," *The Accounting Review*, Vol. 77, No. 2 (April 2002), pp.453-474.

Beneish, M. D., "Detecting GAAP Violation: Implications for Assessing Earnings Management among Firms with Extreme Financial Performance," *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.16(Fall 1997), pp.271-309.

Bernard, Victor L., and Douglas J. Skinner, "What Motivates Managers' Choice of Discretionary Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 22, No.1-3 (August-December 1996), pp. 313-325.

Collins, Daniel W., and Paul Hriber, "Earnings-Based and Accrual-Based Market Anomalies: One Effect or Two? ", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.29, No.1(February 2000), pp.101-123.

DeAngelo, Linda E., "Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders," *The Accounting Review*, Vol.61 No.3 (July 1986), pp.400-420.

Dechow, Patricia, "Accounting Earnings and Cash Flows as measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 18, No.1(1994), pp.3-42.

Dechow, Patricia., Richard Sloan and Amy Sweeney, "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, Vol. 70, No. 2 (April 1995), pp.193-225.

Dechow, Patoricia, and Douglas Skinner, "Earnings Management: Reconciling the Views of Accounting Academics, Practitioners, and Regulators," *Accounting Horizons*, Vol.14, No.2 (June 2000), pp. 235-250.

Defond, Mark L., and James Jiambalvo, "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.17, No.1-2 (January 1994), pp.145-176.

Defond, Mark L., and Chul W. Park, "The Reversal of Abnormal Accruals and the Market Valuation of Earnings Surprises," *The Accounting Review*, Vol.76 No.3 (July 2001), pp.375-404.

Drtina, R. E., and J. A. Largay, III, "Pitfalls in Calculatng Cash Flows from Operations" *The Accounting Review*, Vol. No. (April 1985), pp.314-326.

Healy, Paul, "The Effect of Bonus Schemes on Accounting Decisions, " *Journal of Accounting and Economics*, Vol.7 No. (1985) pp.85-107.

Healy, Paul, "Discussion of A Market-Based Evaluation of Discretionary Accrual Models," *Journal of Accounting Research*, Vol.34, Supplement (1996), pp.107-115.

Healy, P., and J. Wahlen, "A Review of the Earnings Management Literature and Its Implication for Standard Setting, " *Accounting Horizons*, Vol. 13, No. 4 (December,1999), pp. 365-383.

Hribar, Paul, and Daniel W. Collins, "Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research, " *Journal of Accounting Research*, Vol.40, No.1 (March 2002), pp.105-134.

Kang, Sok-hyon, and K. Sivaramakrishnan, "Issues in Testing Earnings Management and Instrumental Variable Approach," *Journal of Accounting Research*, Vol. 33, No. 2 (Autumn, 1995), pp.353-367.

Kasznik, Ron, "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management," *Journal of Accounting Research*, Vol.37, No.1 (Spring 1999), pp.57-81.

McNichols Maureen F. , "Research Design Issues in Earnings Management Studies," *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 19 (2000), pp.313-345.

Moehrle, Stephen R., "Do Firms Use Restructuring Charge Reversals to Meet Earnings Targets?" *The Accounting Review*, Vol.77, No.2 (April 2002), pp.397-413.

Moore, David S., and George P. McCabe, *Introduction to the Practice of Statistics* (W. H. Freeman and Company, 1993).

Nater, John, Michael H. Kunter, Christopher J. Nachtsheim, and William Wasserman, *Applied Linear Statistical Models* (IRWIN,1996).

- 岡部孝好、『会計情報選択論(増補)』(中央経済社、1993年)。
- 岡部孝好、「会計情報のブーメラン効果と研究開発支出」、『JICPA ジャーナル』、第6巻9号(1994a年9月)、23-27頁。
- 岡部孝好、『会計報告の理論 日本の会計の探究』(森山書店、1994b年)。
- 岡部孝好、『最新 会計学のコア』(森山書店、2003年)。
- 岡部孝好、「市場の期待利益数値と裁量的会計行動」、『国民経済雑誌』第188巻6号(2003年12月)、27-38頁。
- Perry, Susan E., and Thomas H. Williams, “Earnings Management Preceding Management Buyout Offers,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol.18, No.2 (September 1994), pp. 157-179.
- Ramanathan, Ramu, *Introductory Econometrics with Applications* (The Dryden Press, 1998).
- Sloan, R.G., “Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?” *The Accounting Review*, Vol.71, No.3 (1996 July), pp.289-315.
- Schipper, Katherine, “Commentary on Earnings Management,” *Accounting Horizons*, Vol.3(December 1989), pp.91-102.
- Subramanyam, K. R., “The Pricing of Discretionary Accruals,” *Journal of Accounting and Economics*, Vol.22, No.1-3 (August-December 1996), pp.249-281.
- Thomas, Jacob, and Xiao-jun Zhang, “Identifying Unexpected Accruals: A Comparison of Current Approaches,” *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.19, No. (2000), pp.347-376.
- Xie, Hong, “The Mispricing of Abnormal Accruals,” *The Accounting Review*, Vol.76, No. 3 (July 2001), pp. 357-373.

ディスカッション・ペーパー出版目録

番号	著者	論文名	出版年月
2003・1	國部 克彦	環境会計を企業経営に役立てるためには何が必要か	1 / 2003
2003・2	田中 一弘	経営者の埋め込みとエントレンチメント 企業ガバナンスへの複眼的アプローチに向けて	2 / 2003
2003・3	水谷 文俊 浦西 秀司	The Effects of Privatization on TFP Growth and Capital Adjustments	2 / 2003
2003・4	楊 佳音 奧林 康司	人事制度から見た上海日系企業従業員の移動	3 / 2003
2003・5	平野 光俊	人的資源管理における情報の非対称性の生成と克服 - 小売業 2 社の人事異動のケースを中心に -	3 / 2003
2003・6	音川 和久	Market Liquidity around Quarterly Earnings Announcements: Evidence in Japan	3 / 2003
2003・7	砂川 伸幸 山下 忠康	借手のリスク・インセンティブと貸手のリスク・インセンティブ	3 / 2003
2003・8	忽那 憲治 Marc Cowling	Determinants of Small Business Loan Approval : Evidence from Japanese Survey after 1997 Financial Crisis	3 / 2003
2003・9	増村 紀子	四半期財務情報の公開と社債コスト	4 / 2003
2003・10	砂川 伸幸 岡田 克彦	Corporate Financial Strategy and Stock Price Behavior in a Noise Trader Model with Limited Arbitrage	4 / 2003
2003・11	平野 光俊	双対原理の 2 つの組織モードと個人情報非対称性	5 / 2003
2003・12	忽那 憲治 Richard Smith	Why Does Book Building Drive Out Auction Methods of IPO Issuance? Evidence from Japan (Revised version)	5 / 2003
2003・13	忽那 憲治 Janet Kiholm Smith Richard L. Smith	Banking Relationships and Access to Equity Capital Markets: Evidence from Japan's Main Bank System	5 / 2003
2003・14	久保 英也	日本の企業年金制度の現状と課題	6 / 2003
2003・15	村上 英樹	低費用航空会社による運賃競争の時間効果とスピルオーバー効果の計測：米国内複占市場のケース	7 / 2003
2003・16	上林 憲雄	日本型ビジネススクール教育の論点と課題	7 / 2003
2003・17	砂川 伸幸	事業のリストラクチャリングと持合い解消による資金調達	7 / 2003
2003・18	砂川 伸幸	株式持合い解消のシグナリング・モデル	7 / 2003
2003・19	黄 磷	カルフルの中国大陸での戦略展開	8 / 2003
2003・20	奧林 康司	Employment Situation and Measures for Increasing Employment Opportunities; The Case of Japan	8 / 2003

ディスカッション・ペーパー出版目録

番号	著者	論文名	出版年月
2003・21	砂川 伸幸	Lender's Risk Incentive and Debt Forgiveness	8 / 2003
2003・22	水野 敬三 水谷 文俊 中山 徳良	Industrial Diversity and Metropolitan Unemployment Rate	9 / 2003
2003・23	忽那 憲治 原田 信行	Small Business Managers as Latent Informal Investors in Japan: Evidence from a country with a bank-based financial system	9 / 2003
2003・24	榊原 茂樹 山崎 尚志	我が国株式市場における上半期効果	9 / 2003
2003・25	小澤 康裕	条件付き確率を考慮した監査リスクモデルとリスク評価の重要性	10 / 2003
2003・26	高尾 厚	巨大リスクの証券化 - 代替的リスク移転・ART に関する一考察 -	10 / 2003
2003・27	奥林 康司	Industrial Relations in a Changing Economy: Japan's Experience	11 / 2003
2003・28	砂川 伸幸 山下 忠康	Debt Forgiveness and Stock Price Reaction of Lending Bank: Theory and Evidence from Japan	12 / 2003
2003・29	平野 光俊	組織モードの変容と自律型キャリア発達	12 / 2003
2004・1	奥林 康司	New Trends of Japanese Management under IT Revolution	1 / 2004
2004・2	黄 磷	グローバル化のなかの中国企業	1 / 2004
2004・3	平野 光俊 小河原 好弘	マーチャンダイジング・プロセス改革における組織モードと個人情報非対称性の変容 日本の総合スーパーの事例から	1 / 2004
2004・4	高嶋 克義	e コマースにおける競争の構造	2 / 2004
2004・5	小川 進 水野 学	検証 コンビニ神話：店舗業績向上要因に関する実証研究	2 / 2004
2004・6	小川 進 水野 学	コンビニ神話とシステム優位	2 / 2004
2004・7	小川 進	セブン-イレブンのシステム優位：その統合性と柔軟性	3 / 2004
2004・8	平野 光俊	組織モードの変容とコア人材のマネジメント	3 / 2004
2004・9	村上 英樹	米国国内市場における低費用キャリアが市場に与えた影響の実証分析：3社寡占航空市場のケース*	5 / 2004
2004・10	水野 学 小川 進	同業他社へのノウハウ公開の効果	5 / 2004
2004・11	榊原 茂樹 山崎 尚志	わが国株式市場における株式投資収益率の半年効果と 4 ファクター・モデル	6 / 2004
2004・12	小川 進 西川 英彦	ユーザー起動型ビジネスモデルの新たな展開	6 / 2004

ディスカッション・ペーパー出版目録

番号	著者	論文名	出版年月
2004・13	高室 裕史 石井 淳藏	IBM の営業革新	7 / 2004
2004・14	岡部 孝好	裁量的会計行動研究における総発生処理高アプローチ	7 / 2004