

3 わが国における監査の質と報告利益管理の分析

(1) 序

2006年5月10日、金融庁は中央青山監査法人に対して、上場企業などの「法定監査」先企業を対象とする監査業務の停止を求める行政処分を決定した。カネボウの粉飾決算などで、所属会計士の不正を未然に防ぐ内部管理体制に不備があったとされている。四大監査法人に対する業務停止命令は初めてのことで様々な影響がでており、例えば、翌日の日本経済新聞では次のように述べている。

「今回の処分の影響は、単に中央青山に監査を依頼している企業に2ヶ月の空白ができるという実務的な問題だけにとどまらない。株式市場における上場企業と投資家の関係をも揺さぶる可能性を秘めている。日経平均株価が一時3,000円以上下げ、8割以上の銘柄が下落した10日の東京株式市場。ほぼ全面安のなかで堅調な値動きを見せた銘柄がある。旭硝子だ。実は旭硝子は3月30日付で会計監査人を中央青山から別の監査法人に変えたばかり。中央青山問題が「投資家心理を冷やす一因になった」（国内証券）この日は、中央青山が監査を担当するトヨタ自動車、ソニー、新日本製鉄といった「中央青山銘柄」は軒並み下落した。円高進行が主たる売り材料だった面は歪めないものの、旭硝子の逆行高は、株式市場に忍び寄る中央青山問題の影を象徴しているとも見られる。」

この記事は監査の質が市場の評価材料のひとつになっていることを示し、そのため、市場の評価を意識して監査法人を変更した企業もでてくる。市場経済の基盤に関わる問題とあって、新聞や雑誌等でこうした議論が多く行われている。しかし、実証的な分析は行われていない¹⁾。そこで本稿では、この問題に関する実証的な証拠を提供するために分析を行う。監査の質は企業の会計にどのような影響を与えているのであろうか？また、株式市場は監査の質をどのように評価しているのであろうか？

アメリカでは関連研究の蓄積がすすんでおり、裁量的発生項目についてはBecker et al.(1998)やFrancis et al.(1999)等が分析し、市場の評価についてはTeoh and Wong(1993)やKrishnan(2003)等が分析している。これらの研究は、大監査法人が監査を行っている企業ほど裁量的発生項目が少なく、質の高い監査が企業の報告利益管理を抑制していることを示している。また、大監査法人が監査を行っている企業の利益情報や裁量的発生項目は高く評価されており、監査の質は株式市場において評価されていることを示している。本稿では、アメリカの研究をベースに、企業の裁量的発生項目の違いとその市場評価について分析を行う。

(2) 仮説

アメリカでは監査の質を取り上げた実証研究は多く行われており、監査法人の規模、監査報酬や監査時間など、様々な変数が分析されている。これらの中で最も多く取り上げられているのは監査法人の規模であり、DeAngelo(1981)によるReputation仮説²とDye(1993)やLennox(1999)によるDeep Pocket仮説³として理論的な裏付けも行われている。Reputation仮説は監査人の独立性に、Deep Pocket仮説は監査人の適性(努力)に焦点を当てた議論で、ともに大監査法人ほど監査の質が高いことを示している。本稿においても、監査の質の代理として監査法人の規模を取り上げて分析する⁴。

監査の質は企業の会計情報にどのような影響を与えているのであろうか?企業の報告利益はキャッシュフロー、裁量的発生項目(DA)と非裁量的発生項目(NA)に分けられる。特に、報告利益管理の視点から見た場合、DAが重要である。DAはその内容からノイズと内部情報に分けることができ、企業の機会主義的行動による報告利益管理はノイズに、経営者のみが知る将来業績に関する情報は内部情報に分類される。質の高い監査人であればノイズと内部情報を区別し、ノイズをできるだけ小さくすることが期待できる。したがって、監査の質が高ければ、企業による報告利益の管理(DA)は少なくなると考えられる。そこで、次の検証仮説を提起する。

検証仮説 1 : 大監査法人が監査を担当している企業ほど、裁量的発生項目は少ない。

次に、監査の質の市場評価に関する仮説を提起する。会計情報の信頼性を保証していると考えられている監査の質は、市場ではどのように評価されているのであろうか?この問題は、監査の質を取り上げた利益情報と株価の関係を分析することによって明らかにされる。上で述べたように、利益情報はキャッシュフロー、DAとNAに分けられ、特にDAは報告利益の管理額を測定しており重要である。質の高い監査人であればDAの中でノイズと内部情報を区別し、ノイズをできるだけ小さくすることが期待できる。もしそうであれば、こうした企業のDAは市場において高く評価されていると考えられる⁵。そこで、市場評価について次の仮説を提起する。

検証仮説 2 : 大監査法人が監査を担当している企業の裁量的発生項目は、市場において高く評価されている。

本稿の仮説はアメリカの研究にそっており、検証仮説 1 はBecker et al.(1998)やFrancis et al.(1999)、検証仮説 2 はKrishnan(2003)に倣っている。

(3) サンプルとデータ

本稿の分析は東証1部・2部に上場している3月決算企業（金融保険業を除く）を対象に行っている。該当する企業は、1996年3月期から2005年3月期までに12,201サンプルあった。このうち株価データの揃っていないもの、直近3年間のデータがないもの、そして債務超過であったものを除いた11,635サンプルを分析対象としている。また、ベータの推定は過去5年間の株式収益率を必要とし、当該変数を用いた分析（株価分析等）のサンプルは9,989に減少している。

各企業の監査法人に関するデータは「会社概要データテキスト版（上場版）」（東洋経済新報社）から2005年3月分を収集し、それ以前の9年分については『会社四季報』（東洋経済新報社）から手作業で集めた。監査法人データからあずさ、新日本、中央青山、トーマツの監査法人を大監査法人に、それ以外の監査法人を中小監査法人として分類している。また、企業の財務データは「日経NEEDS財務データ」から、株式収益率データは「株式投資収益率2005」（日本証券経済研究所）から、そして株価データは「株価CD-ROM」（東洋経済新報社）から収集している。

(4) 分析方法

本稿で分析する変数は次の通り定義している。

大監査法人：四大監査法人が監査を担当している企業を1、それ以外の企業を0とするダミー変数である。

CF：税引後経常利益（＝当期純利益＋特別損失－特別利益）－発生項目

発生項目：（受取債権＋棚卸資産－支払債務）の増加－減価償却費（特別償却を除く）
－引当金増加額

裁量的発生項目（DA）：発生項目－非裁量的発生項目（NA）

NAの推定は5通りのモデル－修正Jones、修正Jones Δ CF、修正Jones ROA、Margin、会計プロセス－を使って行っている⁶。これは多くの研究がNAの推定を分析しているが、依然として方法が確立されていないことに対処している。本稿のモデル推定は年度産業別クロスセクションによって行っている（10年×22業種）。但し、推定サンプルにDAが多く含まれていると大きな推定誤差が生じる。本稿ではこの問題を考慮して、DAが多く含まれていると考えられるCF比率（対前期末総資産）の上位・下位5%を除いたサンプルでモデルを推定している⁷。

Ret：決算3ヶ月後（6月）までの12ヶ月間の月次株式収益率を累積して計算している。

ベータ：当該年6月までの5年間の月次株式収益率を使って計算している。

株式時価総額：当該年6月時点の株価終値に発行済株式数をかけて計算している。

B/P比率：前期末自己資本（一株当たり）を6月末の株価終値で割って計算している。

監査法人の規模によって被監査企業の裁量的発生項目が異なるか否かという仮説1を検証するため、次の分析モデルを推定する。

<検証仮説1の分析モデル>

$$\| \text{DA比率} \| = a_0 + a_1 * \text{大監査法人} + a_2 * \text{総資産} + a_3 * \text{負債比率} + a_4 * \| \text{修正CF比率} \| + e_t$$

総資産（前期末）、負債比率と修正CF比率はコントロール変数で、先行研究（Becker et al.(1998)、Francis et al.(1999)）に倣ったものである。なお、 $\| X \|$ はXの絶対値を示し、DAと負債は総資産で割って基準化している。修正CF比率は、CFを総資産で割って、その平均値を引いた変数である。

市場の評価に関する仮説2を検証するため、次の分析モデルを推定する。

<検証仮説2の分析モデル>

$$\text{Ret} = b_0 + b_1 * \text{大監査法人} + b_2 * \text{CF比率} + b_3 * \text{NA比率} + b_4 * \text{DA比率} \\ + b_5 * \text{DA比率} * \text{大監査法人} + b_6 * \text{ベータ} + b_7 * \text{株式時価総額} + b_8 * \text{B/P比率} + e_t$$

このモデルは基本的にはKrishnan(2003)に基づいているが、Fama and French(1995)等の議論を考慮してベータ、株式時価総額とB/P比率をコントロール変数に追加している。なお、CF比率、NA比率、DA比率は総資産に対する比率である。

（5）分析結果

仮説1の検証を行う前に、表1では大監査法人が監査を担当している企業とそれ以外の企業の特徴について分析している。表は1996年、2000年、2004年の3月時点における平均値を示している。1996年においては、大監査法人の企業の総資産は351,509百万円、中小監査法人の企業は117,844百万円であり、大監査法人の企業の方が大きくなっている（t値=3.83）。株式時価総額でも同様な結果が得られているが、負債比率、ベータ、利益率、CF比率では統計的な違いは認められない。2000年においても同様な結果となっている。2004年においては、規模に加えてベータと利益率においても企業間の違いが認められる。表1の結果から、監査法人の規模は被監査企業の規模と関連しており、監査法人の違いによる質を分析するには企業規模をコントロールする必要があると考えられ

る⁸。

検証仮説1の分析モデルを推計した結果は表2に示されている。推計は各年ごとに実施して、推定された係数について平均値を算出し、そして、その標準誤差で割ったt値を表としてまとめている。第1行は修正Jonesモデルで計算したDAを使って推定した結果で、大監査法人にかかる係数は0.0001であり、そのt値は0.14となっている。大監査法人の係数は有意でなく、仮説1を支持していない。総資産、負債比率、修正CF比率の係数はそれぞれ-0.003、0.006、0.639であり、1%の有意水準で統計的に有意である。その他の4つのモデルから計算したDAによる推定結果もほぼ同様な結果で、監査法人の規模とDAの関係は統計的に認められない。つまり、監査の質による企業の裁量的発生項目の違いはないことを示している⁹。

表3は検証仮説2の分析モデルを推定した結果を示している。修正Jonesモデルを分析した第1行において、CF比率、NA比率、DA比率はそれぞれ2.024、1.522、1.939という正の係数を持ち、これらの比率が高いほど株価は高いという結果になっている。これらのt値も高く、統計的に有意であることを示している（有意水準1%）。DA比率と大監査法人ダミーを掛け合わせた変数にかかる係数は-0.184で、そのt値は-0.86となっている¹⁰。当該変数の係数は有意でなく、大監査法人の企業のDAはそうでない企業よりも高く評価されているとはいえない。したがって、分析結果は仮説2を支持していない。その他の4つのモデルを使用した分析結果も同様であり、株式市場において監査の質が評価されているという証拠は得られていない。

（6） 結語

アメリカでは、エンロン事件を発端に監査に対する信頼が社会的な問題となり、SOX法（サーベインズ・オックスリー法）を代表として多くの改革が実施されている¹¹。わが国でもカネボウやライブドアなどの問題が表面化し、品質管理や内部統制などの監査制度に関する改革が急速に行われている¹²。本稿では、監査の質について、企業の裁量的な会計とその市場評価の2つの点に着目して分析を行った。監査法人の規模を質の代理変数とする分析の結果、裁量的な会計を測定する裁量的発生項目について監査の質による違いは確認できなかった。さらに、裁量的発生項目の市場評価についても違いは析出できなかった¹³。

アメリカの研究では、大監査法人が監査を担当している企業の裁量的発生項目は少なく、そしてそれは市場から高く評価されている。日本とアメリカでは分析結果が異なっている。日本においては、質の代理変数として監査法人の規模は適当でないかもしれない。日本とアメリカでは監査法人の環境に大きな違いがある。アメリカでは監査の失敗に因る損害賠償訴訟が非常に多く¹⁴、監査の質を決定する重要な要因である訴訟リスクが高く、Deep Pocket仮説が成立しやすいと考えられる。一方、日本では訴訟リスクが低

いので、当該仮説に基づくインセンティブは弱い。こうした日米の監査環境の違いが分析結果の違いに現れていると考えられる。

規模の無関連性を受け入れた場合、他の変数の模索とともにわが国の監査法人全体としての質が問題となる。アメリカと異なりわが国では非監査業務は制限されており¹⁵、その点では監査人の独立性を阻害する要因は少ないが、昨今の問題から四大監査法人の内部管理体制は不十分であると指摘され、金融庁による業務改善指示が行われている¹⁶。今後、質の向上が期待されるが、わが国の監査の質について結論を出すには、様々な視点からより厳密な研究が必要であろう。

表1 監査法人の規模と企業特性

	1996年3月			2000年3月			2004年3月		
	大監査	中小監査	t値	大監査	中小監査	t値	大監査	中小監査	t値
サンプル数	776	260		900	275		944	252	
総資産(百万円)	351,509	117,844	3.83***	324,634	112,995	3.69***	307,647	96,414	3.77***
株式時価総額(百万円)	184,931	62,093	3.49***	241,990	64,624	2.84***	169,265	48,418	3.22***
負債比率	0.598	0.593	0.40	0.571	0.574	-0.21	0.554	0.561	-0.49
ベータ	1.152	1.167	-0.57	1.167	1.154	0.38	0.882	0.820	1.69 [†]
総資産利益率	0.015	0.016	-0.23	0.024	0.022	1.02	0.023	0.019	1.89 [†]
総資産キャッシュフロー比率	0.039	0.037	0.67	0.060	0.059	0.25	0.055	0.054	0.12

注：大監査（中小監査）は大監査（中小監査）法人が監査を担当している企業を示している。
 サンプル数はベータを除く変数について示しており、ベータについては約1割少なくなっている。
 総資産、株式時価総額、負債比率、ベータは前期末時点の測定値である。
 株式時価総額は各年6月時点の株価に発行済株式数をかけて計算している。
 負債比率は、負債を総資産で割って計算している。
 ベータは、各年6月時点において、それ以前の60ヶ月のデータを使って測定している。
 利益は税引後経常利益（当期純利益＋特別損失－特別利益）である。
 有意水準（両側検定）は *（10%）、**（5%）、***（1%）を示している。

表2 監査法人の規模と裁量的発生項目

(係数下の括弧内は t 値を示している)

	定数項	大監査法人 (-)	総資産	負債比率	修正CF比率	adj R ²
<i>修正 Jones モデル</i>						
係数平均	0.035 (10.07)	0.0001 (0.14)	-0.003 (-9.38)	0.006 (9.04)	0.639 (33.97)	0.487
<i>修正 Jones CF モデル</i>						
係数平均	0.038 (14.57)	0.0002 (0.35)	-0.003 (-14.47)	0.006 (7.63)	0.381 (24.25)	0.313
<i>修正 JonesROA モデル</i>						
係数平均	0.035 (14.20)	0.0003 (0.53)	-0.003 (-12.86)	0.007 (9.34)	0.650 (37.08)	0.510
<i>Margin モデル</i>						
係数平均	0.035 (13.92)	-0.0006 (-0.72)	-0.003 (-13.31)	0.007 (6.43)	0.580 (23.25)	0.442
<i>AP モデル</i>						
係数平均	0.038 (19.73)	-0.0002 (-0.30)	-0.003 (-17.76)	0.004 (4.32)	0.140 (11.38)	0.150

注：分析で使用したサンプル数は1996年3月期から2005年3月期までの計11,635である。

被説明変数は、5種類のモデルで測定した裁量的発生項目を総資産で割った比率の絶対値である。

大監査法人は、四大監査法人の被監査企業を1、それ以外の企業を0として定義している。

総資産は対数変換後のデータである。

修正CF比率はCF/総資産から各年度の平均値を引いた数値の絶対値である。

表3 監査の質に関する市場評価

(係数下の括弧内はt値を示している)

	定数項	大監査法人	CF比率	NA比率	DA比率	大監査法人 *DA比率 (+)	adj R ²
<i>修正 Jones モデル</i>							
係数平均	0.014 (0.07)	0.019 (3.65)	2.024 (4.74)	1.522 (3.25)	1.939 (4.10)	-0.184 (-0.86)	0.170
<i>修正 Jones CF モデル</i>							
係数平均	0.027 (0.14)	0.019 (3.80)	2.030 (4.63)	1.808 (3.55)	1.948 (4.02)	-0.333 (-1.11)	0.173
<i>修正 JonesROA モデル</i>							
係数平均	0.007 (0.04)	0.019 (3.37)	2.061 (4.77)	1.352 (2.67)	2.102 (4.54)	-0.308 (-1.57)	0.173
<i>Margin モデル</i>							
係数平均	0.023 (0.12)	0.019 (3.59)	1.989 (4.54)	1.832 (3.89)	1.939 (4.20)	-0.327 (-1.49)	0.171
<i>AP モデル</i>							
係数平均	0.026 (0.14)	0.018 (3.30)	1.783 (3.88)	1.376 (2.79)	2.058 (3.33)	0.100 (0.26)	0.174

注：分析で使用したサンプル数は1996年3月期から2005年3月期までの計9,989である。
 被説明変数は決算3ヶ月後（6月）までの12ヶ月間の株式収益率を累積したものである。
 CF比率、NA比率、DA比率はCF、NA、DAを総資産で割った変数である。
 上記の推定においては市場ベータ、株式時価総額（ME）、純資産倍率（B/P）をコントロール変数として使用している。

(注)

1 関連研究として小関(1987)、岡部・松本(1997)、鳥羽・川北(2001)、盛田(2002)、伊藤(2004)、矢澤(2005)などがある。しかし、これらの研究は裁量的な会計や市場評価を分析してはいない。

2 Reputation仮説はこの分野の主要な仮説である。企業は外部監査を依頼することによって会計情報の信頼性を確保し、市場において評価されている。会計情報の信頼性は監査の質に依存しており、監査人の独立性が問題となる。大監査法人は顧客企業が多いので特定企業からの圧力に従う必要性は低く、独立性が高い。さらに、特定企業との関係を継続するためにその監査の質を下げれば、他の顧客との関係に悪い影響—監査法人の変更、監査報酬の値引き—が生じる。この損失効果は、顧客が多い大監査法人ほど大きい。規模の大きい監査法人は、損失効果が大きいので高い独立性を堅持し、質の高い監査を実施していると考えられる。

3 Deep Pocket仮説の基本部分をLennox(1999)に従って説明する。監査法人(j)の目的は、監査報酬(F_j)から監査費用(C)と期待訴訟費用($(1-p)(1-e_j)W_j$)を引いたものを最大化することである。

$$\max_{e_j} \pi_j = F_j - C(e_j) - (1-p)(1-e_j)W_j$$

監査費用は努力水準(e_j)に依存し、 $C'(e_j) > 0$ 及び $C''(e_j) > 0$ を仮定する。期待訴訟費用は倒産確率($1-p$)、非努力水準($1-e_j$)及び監査法人の資産(W_j)に依存していると仮定する。この最適化問題の解(e_j)は $C'(e_j) = (1-p)W_j$ の条件を満たす必要があり、 $(-C''(e_j) < 0)$ からそれは最大値を意味している。監査法人の資産(W_j)が大きくなるほど、最大化条件を満たすために費用関数 $C(e_j)$ の傾きを大きくする必要があり、努力水準(e_j)は高くなる。この結果、規模の大きい監査法人ほど監査の質は高くなる。Dye(1993)は同様なモデルであるが、期待訴訟費用に監査基準の違いを組み込んで分析している。監査基準を考慮したモデルにおいても、監査の質は監査法人の規模と関連していることが示されている。

4 Dopuch and Simunic(1980)は、監査の質に影響を与える要因として特別なトレーニング、外部審査やピアレビューを指摘している。これらの要因は規模の大きい監査法人に該当していると考えられる。わが国でも、川北(2001、p.271)は教育訓練の点で、友杉(2004、p.86)は品質管理の点で大監査法人の優位性を指摘している。

5 DAの市場評価についてはSubramanyam(1996)や浅野(2001)などが分析している。

6 各モデルのNA推定式は次の通りである。各モデルについて係数を決定し、その理論値をNA、TA(発生項目)からNAを引いたものをDAとしている。

$$\begin{aligned} \text{修正Jones} & : TAt = c_0 + c_1(\Delta \text{SALEt} - \Delta \text{ARt}) + c_2 \text{PPEt} + et \\ \text{修正Jones } \Delta \text{CF} & : TAt = d_0 + d_1(\Delta \text{SALEt} - \Delta \text{ARt}) + d_2 \text{PPEt} + d_3 \Delta \text{CFt} + et \\ \text{修正Jones ROA} & : TAt = e_0 + e_1(\Delta \text{SALEt} - \Delta \text{ARt}) + e_2 \text{PPEt} + e_3 \text{ROAt-1} + et \\ \text{Margin} & : TAt = f_0 + f_1 \text{SALEt} + f_2(\text{SALEt} - \Delta \text{ARt}) + f_3 \text{LTA}_{t-1} + et \\ \text{AP(会計プロセス)} & : TAt = g_0 + g_1 \text{STAt-1} + g_2 \text{LTA}_{t-1} + g_3 \Delta \text{CFt} + et \end{aligned}$$

Δ は増加額、SALEは売上高、ARは受取債権、PPEは償却性固定資産、CFはキャッシュフロー、ROAは総資産利益率、LTAは長期発生項目（減価償却費＋引当金増加）、STAは短期発生項目（受取債権＋棚卸資産－支払債務）の増加を示している。モデルの推定はすべての変数を前期末総資産で割って行っている。Jones(1991)の議論をもとに、修正JonesモデルはDechow et al.(1995)、修正Jones Δ CFモデルはKasznik(1999)、修正Jones ROAモデルはBartov and Mohanram(2004)、MarginモデルはPeasnell et al.(2000)、APモデルはGarza-Gomes et al.(2000)によって分析されたものである。なお、本稿で計算したDA絶対値の中央値を比較すると、会計プロセスモデルが他の約半分であり、奥村（2002）に整合する結果となっている。

7 例えば、Dechow et al.(1995)はCFの上位と下位のサンプルで裁量的な会計行動の検証を行っている。

8 監査法人の規模と総資産の相関係数は0.109であり、推定上の問題はないと考えられる。

9 DA絶対値のランキングを被説明変数とした分析においても、同様な結果が得られている。

10 修正Jonesモデルから算出されたDAと（大監査法人*DA）の相関係数は0.84と高く、多重共線性の可能性があると考えられる。分析結果の安定性を調べるため、大監査法人と中小監査法人でサンプルを2つに分けてDAにかかる係数の違いを検定した。その結果、いずれのDAについても係数の違いは認められなかった。

11 SOX法については松井（2005）等が議論している。

12 具体的には、「監査基準」の改訂（2005.10.28）、「監査に関する品質管理基準」（2005.10.28）の設定や「財務報告に係る内部統制の評価及び監査の基準案」（2005.12.8）の検討などが行われている。

13 本稿の表2と表3の分析について、四大監査法人サンプルに限定して中央青山ダミーを使って分析した。その結果、ダミー変数及び（ダミー変数*DA）はすべての分析において有意でなかった。また、カネボウの粉飾疑惑が報じられた2004年10月28日を含む2005年3月期の分析においても、Marginモデルで算出したDAの市場評価を除くすべての分析において有意な結果は得られていない（Marginでは負で1%水準有意）。つまり、中央青山が監査を担当している企業のDAは他の三大監査法人の企業と違いはなく、そし

て市場の評価についても同様であることを示している。

14 川北（2001、p.309-310）参照。また、弥永（2002、p.463）はアメリカの懲戒処分が非常に多いことを指摘している。Heninger(2001)やDeFond and Subramanyam(1998)などのアメリカの研究は、訴訟リスクの議論を支持している。

15 藤沼（2005、p.34）参照。

16 日本経済新聞（2006年7月8日）参照。

【参考文献】

Bartov, E. and P. Mohanram, 2004, Private information, earnings manipulations, and executive stock-option exercises, *Accounting Review*, 79(4), pp.889-920.

Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo and K. R. Subramanyam, 1998, The effect of audit quality on earnings management, *Contemporary Accounting Research*, 15(1), pp.1-24.

DeAngelo, L. E., 1981, Auditor size and audit quality, *Journal of Accounting and Economics*, 3(3), pp.183-199.

Dechow, P., R. Sloan and A. Sweeney, 1995, Detecting earnings management, *Accounting Review*, 70(2), pp.193-225.

DeFond, M. L. and K. R. Subramanyam, 1998, Auditor changes and discretionary accruals, *Journal of Accounting and Economics*, 25(1), pp.35-67.

Dopuch, N. and D. Simunic, 1980, The nature of competition in the auditing profession: A descriptive and normative view, In *Regulation and the Accounting Profession*, edited by J. W. Buckley and J. F. Weston, Lifetime Learning Publication.

Dye, R. A., 1993, Auditing standards, legal liability, and auditor wealth, *Journal of Political Economics*, 101(5), pp.887-914.

Fama, E. F. and K. R. French, 1995, Size and book-to-market factors in earnings and returns, *Journal of Finance*, 50(1), pp.131-155.

Francis, J. R., E. L. Maydew and H. C. Sparks, 1999, The role of big 6 auditors in the credible reporting of accruals, *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 18(2), pp.17-34.

Garza-Gomez, X., M. Okumura and M. Kunimura, 2000, Discretionary accrual models and the accounting process, *Kobe Economic and Business Review*, 45, pp.103-135.

Heninger, W. G., 2001, The association between auditor litigation and abnormal accruals, *Accounting Review*, 76(1), pp.111-126.

- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigation. *Journal of Accounting Research*, 29(2), pp.193-228.
- Kaszniak, R., 1999, On the association between voluntary disclosure and earnings management, *Journal of Accounting Research*, 137(1), pp.57-81.
- Krishnan, G. V., 2003, Audit quality and the pricing of discretionary accruals, *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 22(1), pp.109-126.
- Lennox, C. S., 1999, Audit quality and auditor size: An evaluation of reputation and deep pockets hypotheses, *Journal of Business Finance and Accounting*, 26(7), pp.779-805.
- Peasnell, K. V., P. F. Pope and S. Young, 2000, Detecting earnings management using cross-sectional abnormal accruals models, *Accounting and Business Research*, 30(4), pp.313-326.
- Subramanyam, K. R., 1996, The pricing of discretionary accruals, *Journal of Accounting and Economics*, 22(1-3), pp.249-282.
- Teoh, S. H. and T. J. Wong, 1993, Perceived auditor quality and the earnings response coefficient, *Accounting Review*, 68(2), pp.346-366.
- 浅野信博（2001）「資本市場における会計発生高のプライシングについて」『会計』第160巻第1号、80-95頁。
- 伊藤大義（2004）「監査時間の国際比較調査結果と分析について」『企業会計』第56巻第12号、1714-1719頁。
- 岡部孝好・松本祥尚（1997）「財務変数に基づく限定監査意見の実証分析(1)(2)」『会計』第152巻第3-4号、328-339頁、578-587頁。
- 奥村雅史（2002）「運転資本発生項目の推定：推定モデルの比較」『会計プロGRESS』第3号、45-55頁。
- 小関勇（1987）「わが国上場企業における監査法人（監査人）の実証的研究(1)(2)」『企業会計』第39巻第9-10号、1124-1138頁、1267-1279頁。
- 川北博（2001）『会計情報監査制度の研究』有斐閣。
- 鳥羽至英・川北博（2001）『公認会計士の外見的独立性の測定—その理論的枠組みと実証研究』白桃書房。
- 友杉芳正（2004）『スタンダード監査論』中央経済社。
- 藤沼亜起（2005）「監査人の独立性をめぐる課題と展望」『新潮流監査人の独立性（川北博編著）』同文館出版、23-39頁。
- 松井隆幸（2005）「SOXにみる監査人の独立性規制」『新潮流監査人の独立性（川北博編著）』同文館出版、115-130頁。
- 盛田良久（2002）『監査問題と特記事項』中央経済社。

矢澤憲一（2005）「監査の独立性に関する実証分析」『企業会計』第57巻第1号、123-131頁。

弥永真生（2002）『監査人の外観的独立性』商事法務。

（吉田 和生）