

監査人の継続監査年数と財務諸表監査の質との関係*
The Relation Between Audit Partner Tenure and Audit Quality

笠井 直樹

NAOKI KASAI

滋賀大学経済学部

Shiga University

Faculty of Economics

1-1-1 Banba, Hikone, Shiga, 522-8522, Japan

E-mail: n-kasai@biwako.shiga-u.ac.jp

February 2011

<論文要旨>

本稿の目的は、監査人の継続監査年数と財務諸表監査の質との関係を検証することである。具体的には、財務諸表監査の質を会計発生高の質で代理し、これと監査人の継続監査年数との関係を調査している。監査人の継続年数に関しては、特に、7年を超える期間同一クライアント企業に対して監査業務を行っているかどうかを1つの尺度として設定している。これは、現在行われている規制の継続年数と合致するものであり、本稿は現行の規制に対する1つの示唆を提供するものである。分析の結果、監査人の継続監査年数が7年を超える場合、会計発生高の質が改善する傾向にあることが明らかとなった。また併せて、これまで先行研究によって指摘されてきた監査報酬の多寡と会計発生高の質との関係に、監査人の継続監査年数がどのような影響を及ぼすのかを検証した。監査人の継続年数を加味した場合、先行研究が指摘するような監査報酬の規模の増大とともに会計発生高の質が低下するという関係は確認できなかった。当該分析結果によって、監査報酬という単一の要因だけでなく、監査人とクライアント企業との関係を代理する複数の要因を同時に検討することの必要性が示唆された。

*本稿の作成にあたり、神戸大学大学院経営学研究科の桜井久勝先生、後藤雅敏先生、音川和久先生、高田知実先生から貴重なコメントをいただいた。それらをすべて反映させることはできていないが、ここに記し感謝申し上げます。また、本稿は2010年度科学研究費補助金（若手研究（研究活動スタート支援）、22830037）の助成を受けた研究成果の一部である。もちろん、残された課題・誤謬の改善は筆者の責に帰するものである。

1 本稿の目的

本稿の目的は、監査人の継続監査年数と財務諸表監査の質との関係を検証することである。近年生じた米国におけるエンロン事件を始めとする一連の会計・監査スキャンダルによって、財務報告の質を保証するという財務諸表監査の役割に対して疑念が向けられている。米国ばかりでなくわが国におけるカネボウの粉飾決算事件などからも明らかなように、各監査人によって提供される監査業務の質は異なっており、それは結果として財務諸表監査を受けている企業の財務報告の質に影響を及ぼすのである。本稿では、財務報告の質に影響を及ぼす要因の一つとして監査人の継続監査年数に焦点をあてて分析を行う。

監査人の継続監査年数の問題は古くて新しい問題である。米国では1970年代頃からこの問題に対して多くの提言・勧告等が活発に行われ、2000年代に起こった会計・監査スキャンダルへの対応策の一つとしてサーベインズ・オックスリー法において規制が明文化されている¹。また、米国では、こうした規制に先立ち1970年代後半から、米国公認会計士協会（以下、AICPAと略称する）の自主規制下における監査担当パートナーの7年交代制が行われてきたという経緯がある²。こうした米国における規制を受けて、現在、わが国においても公認会計士法の改正を始め、同様の規制が行われている。

監査人の継続監査年数の制限を行うべきであるとする議論の背後にあるのは、長期間同一の監査人から監査業務の提供を受けていた場合、監査人と企業との間にいわゆる馴れ合いが生じ、監査人の独立性が侵害され、結果として財務諸表監査の質が低下するのではないかとする論理である。では、監査人を定期的に交代させればこの問題を解決できるのかといえば、ことはそう単純ではない。監査業務を行うには、クライアントである監査契約先企業特有の監査上必要とされる経験や知識が求められ、また、監査人の交代が行われた場合に、新たな監査人が前任の監査人と同様の知識や経験を取得するには一定の時間を要することから、監査人の交代直後の期間には監査リスクが高くなる危険性があるといわれている（United States Government Accountability Office, 2006, 邦訳, pp. 16-17）。さらに、監査人を交代する場合、特に監査事務所レベルでの交代を行う場合には、新たな監査人を選任するための費用や新たな監査人が監査契約先企業の事情を把握するのに要する追加的な時間と費用が生じ、クライアント企業にとって大きな負担となる。

しかしながら、現在行われている規制は、継続監査年数が長期にわたった場合、監査人の独立性が侵害され、財務諸表監査の質が低下するという側面に焦点をあてた議論にのみ基づいているが、先行研究においてはむしろ、継続監査年数が長いほど財務諸表監査の質

¹ Sarbanes-Oxley Act (2002), SEC. 203 参照。

² The American Institute of Certified Public Accountants, SEC Practice Section Reference Manual, Section 1000, ORGANIZATIONAL STRUCTURE AND FUNCTIONS OF THE SEC PRACTICE SECTION OF THE AICPA DIVISION FOR CPA FIRMS (2003)

が高まるとする結果が提示されている³。こうした研究結果は、長期間継続監査を行うことによって、監査人が監査先企業特有の知識や経験を得て、監査リスクを低く抑えることができることを意味している。

わが国では既に米国と同様の規制が行われているが、当該規制が米国を中心にこれまで行われてきた多くの議論や先行研究の提示した経験的証拠を十分に考慮して策定されているとはいえない。そもそも、継続監査年数に関してわが国を対象にした実証的研究は筆者の知る限り存在しない。そこで、本稿では、継続監査年数と財務諸表監査の質との関係を検証する。

また、本稿では、これまで先行研究によって指摘されてきた監査報酬の多寡と会計発生高の質との関係に、監査人の継続監査年数がどのような影響を及ぼすのかについても併せて検証した。当該分析によって、監査報酬という単一の要因だけでなく、監査人とクライアント企業との関係を代理する複数の要因を同時に検討することの必要性が明らかになるだろう。

以下では、まず、次節において米国を中心としてこれまで行われてきた議論を整理し、併せてわが国の現状を説明する。そして、第3節において先行研究をレビューし、仮説とリサーチ・デザイン、また併せてサンプルの抽出方法について説明する。続いて、第4節において監査人の継続監査年数と会計発生高の質との関係を分析した結果を示し、さらに、第5節において、先行研究で検証されてきた監査報酬と会計発生高の質との関係に対して監査人の継続監査年数がどのような影響を及ぼすのかを明らかにする。最後に結論と残された課題について述べる。

2 継続監査年数の制限に関する議論および規制の動向

監査人の継続監査年数の制限に関しては、1970年代から現在に至るまでの約30年以上にわたって米国を中心としてその議論が継続的に行われてきている。特に米国では、昨今の一連の会計スキャンダルに対応するために策定されたサーベインズ・オックスリー法において、監査人の継続監査の制限に関する規定が明文化されている⁴。わが国においても、近年、こうした米国における議論や規制に同調する形で、改正公認会計士法における規定の策定⁵や金融庁金融審議会公認会計士制度部会などにおける議論が行われている。

監査人の継続監査年数の制限に関してこれまで行われてきた議論は主に、継続監査年数の制限を行うことのメリットとデメリットの双方の観点に基づいて行われてきている。本

³ 例えば、Geiger and Raghunandan (2002), Johnson et al. (2002), Myers et al. (2003), Carcello and Nagy (2004), Ghosh and Moon (2005) など。

⁴ Sarbanes-Oxley Act (2002), SEC. 203 参照。

⁵ 「公認会計士法の一部を改正する法律」第24条の3参照。

節では、この両者の観点に基づき、米国を中心としてこれまで行われてきた継続監査年数の制限に関する議論や規制の概略を説明する。さらにいえば、本研究の分析対象となる監査人の継続監査年数の制限に関する論点を整理することが本節の目的である。既に述べたように、これまでわが国において行われてきた議論や規制は、米国におけるそれに倣う形で行われてきたという経緯があるので、以下では、米国における議論および規制を中心としてわが国における現状も併せて説明する。

2.1 監査人の継続監査年数の制限を行うことのメリット

監査人の継続監査年数を制限すべきとする主張は、主に監査人の独立性を損なう潜在的な脅威の1つとして継続年数の長さを想定している。例えば、メトカーフ報告書では、企業と監査事務所との長期的関係により両社の利害が一致し、監査人の独立性が侵害される恐れがあるという指摘を行っている。また、コーエン委員会においても、監査事務所レベルでの定期的交代を強制することに対して反対の意を表明しているが、監査事務所内の監査担当者を計画的に交代させることに関しては肯定している。さらに、コーエン委員会の勧告を受けて、AICPAは1977年9月17日に自主規制の枠組みを整備している⁶。

上記以外にも英国の「企業統治の財務的側面に関する委員会」(Committee on the Financial Aspects of Corporate Governance)、通称キャドベリー委員会において、監査担当パートナーについてローテーション制を導入すべきであるとする報告が行われている。また、2003年に国際会計士連盟(以下、IFACと略称する)によって策定された「会計士の倫理規定」において、監査担当パートナーの7年交代制が提案されている。これは、監査担当パートナーが長期間にわたって特定のクライアント企業の監査に従事することによって、両者の間に親密な関係(familiarity)が構築され、監査人の独立性に対する潜在的な脅威(threats)になるという論理に基づいている。そして、こうした長年にわたって行われてきた議論が、近年米国で生じた会計・監査スキャンダルによって規制へと結実している。つまり、2002年7月30日に成立したサーベインズ・オックスリー法によって、監査担当パートナーの定期的交代が強制されることとなったのである。

以上のように、1970年代以降米国を中心に監査人の継続監査年数に関する多くの議論が行われてきたが、議論の多くは本項で検討したような継続年数が長くなることに対する否定的な意見である。こうした観点を最も端的に表しているのはIFACの「会計士の倫理規定」における指摘である。つまり、継続監査年数が長期にわたることによって監査人の独立性に対する潜在的な脅威⁷が生じ、結果として財務諸表監査の質が損なわれるというスト

⁶ 一定の要件を満たした監査責任者に関しては7年交代制を義務づけている。

⁷ IFAC(2003)の「会計士の倫理規定」では、こうした監査人とクライアント企業との親密な関係が独立性に及ぼす潜在的脅威を“familiarity threat”と呼んでいる。しかし、監査人の独立性を損なう要因は何も継続年数だけに特定化されるものではない。監査人の独立性に対する潜在的な脅威(threats)に関しては、IFAC(2003)の「会計士の倫理規定」において複数の要因が提示されている。本稿ではこれらの要

ーリーである⁸。

また、上記の議論と共に継続監査年数を制限することで、新たな監査人が「新鮮な視点 (fresh view, fresh look, fresh perspective)」を提供するというベネフィットも併せて主張される。これは、監査人とクライアント企業との関係を断ち切ることで、より客観的な独立性の高い監査人による厳正な監査を受けることができるというメリットを意味している。

では次に、監査人の継続監査年数の制限を行うことのデメリットに関する議論を検討する。

2.2 監査人の継続監査年数の制限を行うことのデメリット

まず、監査人の継続監査年数の制限を行うことのデメリットとして挙げられるのは、監査人の定期的交代によってクライアント企業・監査人双方にとって費用負担が増加する点である。これはメトカーフ小委員会やコーエン委員会において報告されている論点であり、2003年の米国会計検査院（以下、GAOと略称する）の報告書においても同様の指摘がなされている。特に、監査法人レベルでの定期的交代に関しては費用面の莫大な増加が予想されることから、様々な委員会報告・勧告において賛同を得られていない⁹。監査法人レベルでの定期的交代を実施するには現実的なハードルが高いので、実際には次善の策である監査担当パートナーレベルでの定期的交代を推奨・実施する議論・規制が大半である。したがって、こうした現状を鑑みた場合、継続監査年数を制限するデメリットとして重要なものは、継続年数の長さが独立性や質を低下させるのではなく、むしろ継続年数が短いことによって財務諸表監査の質に与えるマイナスの影響である。そこで、次に、継続年数が短い場合に監査の失敗が起こる確率が高くなり、むしろ継続年数が長い方が財務諸表監査の質を高めるとする主張を検討する。

AICPA (1992) は、監査人の継続監査年数が長くなると共に、監査の失敗につながるようなクライアント企業の事業の状況や統制リスク、その他の要因に対する監査人の理解が深まると指摘している。同様の指摘は PricewaterhouseCoopers (2002) においてもなされている。また、GAO (2003) では、前任の監査人が培ってきた監査契約先企業特有の監査上必要とされる経験や知識が監査事務所の交代によって途絶えてしまい、また、新たな監査人が同様の知識や経験を取得するには一定の時間を要することから、監査人の交代直後の期間には監査リスクが高くなる危険性があると指摘されている。こうした主張の背景には、継続年数が長いほど、監査人は監査先に対する知識・経験が増え、より効率的で効果的な

因を網羅的に説明することはしないが、本稿で扱わない他の要因に関しても検討することは有用である。他の要因に関しては、今後検討すべき課題として別稿で扱うこととする。

⁸ Mautz and Sharaf (1961) においても、監査人の独立性と監査人の定期的交代との関係性について、監査人と特定のクライアント企業との関係が長期化するほど、監査人のクライアント企業に対する職業的専門家としての客観性が損なわれ、監査人の独立性に悪影響を及ぼすという関係性があると説明されている。

⁹ 例えば、AICPA (1978) では、監査事務所レベルでの定期的交代を強制することに対して反対の意を表明している。

監査を行えるというストーリーが読み取れる。こうしたいわゆる監査人による学習効果がある一方で、現実には前項で説明したように監査人とクライアント企業との結びつきによって財務諸表監査の質が損なわれている場合もあるだろう。したがって、実際にはこの2つの影響が混在していることが予想され、こうした2つの観点に基づいた賛否両論が様々な議論において表明されている。

しかしながら、規制当局による見解や各委員会における勧告・報告を見てみると、大多数が継続年数の増加によるマイナスの影響を重視し、監査人のローテーション制度の導入を推奨している。こうした見解が多い理由は明らかではないが、次節で検討する先行研究ではむしろ、継続年数の長さが財務諸表監査の質を改善するという傾向を報告しているものが多い。前項・本項のような規範的な議論だけでなく、実際の実務における影響は定量分析によって明らかにすることが肝要であるので、第4節で行う分析は有用であろう。

では次に、わが国における継続監査年数の制限に関する動向を説明する。

2.3 わが国における監査人の継続監査年数の制限に関する規制

わが国では2004年4月1日以降、同一の公認会計士の7会計期間を超える継続関与が禁止され（「公認会計士法の一部を改正する法律」第24条の3および「公認会計士法施行令」第7条の5および第8条の2）、インターバルの間隔は2会計期間とされている（「公認会計士法施行令」第7条の6および第8条の3）。また、こうした規制に先立ち、日本公認会計士協会（以下、JICPAと略称する）は2002年4月1日から監査業務執行社員¹⁰の継続監査年数を最長7年とする自主規制ルールを設けている。しかしながら、2004年4月1日以降施行されている「公認会計士法の一部を改正する法律」（以下、改正法と略称する）およびJICPAの自主規制ルールのいずれにおいても当該規制を遡及して適用せず、それぞれ適用開始日から起算して計算することとしている。つまり、JICPAの自主規制ルールによった場合であっても、2009年までは監査人の交代が完了しないことになり、実質的に継続監査年数の制限の実施時期を先送りすることを意味していた。

その後、カネボウの粉飾決算事件などの会計・監査スキャンダルが頻発したことを受け、JICPAは自主規制ルールを厳格化し、4大監査法人に対しては、継続監査年数が7年を超過する上場会社の監査責任者については、2006年4月1日以降、当該ルールを遡及して適用することとした（JICPA, 2005, p. 1）。すなわち、2006年4月1日以降において7年を超過して同一企業の監査を担当している監査責任者は交代しなければならないとするルールに厳格化されたのである。また、4大監査法人に対しては、上場会社の監査を担当する業務執行社員のうち主任会計士については、継続監査年数5年、インターバル期間を5会計期間とし、その他の業務執行社員は継続監査年数7年、インターバル期間を2会計期間と

¹⁰ 業務執行社員とは、合同会社において業務を執行する社員として定款に定められた特定の社員のことを指す。

する自主規制ルールを作成した (JICPA, 2005, p. 1)。

そして、こうした一連の規制強化の流れを受けて、公認会計士法の改正が再度行われ、2008年4月1日からは大規模監査法人¹¹において上場企業の監査を担当する主任会計士の5会計期間を超える継続関与が禁止され、インターバル期間を5会計期間とする規定が追加されている (改正法第34条の11の4第1項および「公認会計法施行令」第20条、「公認会計士法施行規則」第8条の3)。つまり、現在では、米国と同様の規制が行われることとなっている¹²。また、他の諸外国においてもサーベインズ・オックスリー法の成立を受け、米国と同様の規制が行われている (Tafara, 2006)。

本項では、これまで継続監査年数の制限に関する実施ルールについて説明してきたが、こうした情報の開示制度の整備も同時に行われている。具体的には、2005年3月期から企業内容等の開示に関する内閣府令が改正され、有価証券報告書の「提出会社の状況」の「コーポレート・ガバナンスの状況」において「業務を執行した公認会計士の氏名、所属する監査法人名及び提出会社に係る継続監査年数 (当該年数が7年を超える場合に限り)、監査業務に係る補助者の構成並びに監査証明を個人会計士が行っている場合の監査体制について具体的に、かつ、分かりやすく記載すること」 (企業内容等の開示に関する内閣府令, 第二号様式, 記載上の注意, 52-2 d) と規定され、継続監査年数と業務執行社員の氏名、所属する監査法人名が公開されている。

以上をまとめると、わが国においては2004年4月1日以降施行されている改正法や2002年4月1日以降適用されているJICPAの自主規制ルールにおいて、継続監査年数の制限が行われているが、実質的にこうした制度が厳格に適用されるのは2006年4月1日以降である。また、これらの情報の開示が有価証券報告書において行われるのは2005年3月期からであることから、継続監査年数の開示が行われており、かつ実質的に交代制度の厳格導入前である2005年3月期から2006年3月期までの期間を対象に、監査業務執行社員レベルでの継続監査年数についての調査を行うことが可能である。

さらに、2005年10月13日に行われた自由民主党の金融調査会・企業会計に関する小委員会・法務部会・商法に関する小委員会の合同会議においてJICPAが提示した資料から、2005年3月期に同一企業を7年以上監査している4大監査法人の関与社員は、総社員の3割を占めていることが明らかにされている (週刊経営財務編集部, 2005, pp. 6-7)。こうしたデータからも、2006年3月期までに実質的に4大監査法人の総社員の3割が交代しなければならないという事態が生じていたことが分かる。

以上のわが国における継続監査年数に関する規制や実態を踏まえ、次節では、関連する

¹¹ 大規模監査法人とは、監査関連業務を行う上場有価証券発行者等の総数が百以上の監査法人を指す (公認会計士法施行規則第23条)。

¹² 米国では2002年に成立したサーベインズ・オックスリー法の第203条において、主任監査担当パートナーと審査担当パートナーの5年交代制が義務付けられている。

先行研究のレビューと仮説の設定を行う。

3 先行研究のレビューと仮説の設定

本節では、先行研究のレビューと仮説の設定を行う。監査人の継続監査年数は監査人のローテーションとも言い換えることができるので、以下でレビューする文献には監査人のローテーションを対象にした研究も含めることにする。監査人の継続監査年数や監査人のローテーションに関する先行研究は膨大な量の蓄積があるので、本節では会計利益の質との関係进行分析しているものに限定してレビューを行う。また、多くの先行研究では監査法人レベルでの継続監査年数を対象にして分析を行っているが、近年監査担当パートナーレベルでの継続監査年数を対象にした研究も行われている。そこで、この両者を分けてそれぞれについてレビューを行う。さらに、先行研究のレビューや前節で説明した規制当局などによる議論を踏まえ、仮説の設定を行う。

3.1 監査法人の継続監査年数と財務報告の質との関係

監査人の交代と会計利益の質との関連性を検証した研究として、まず、DeFond and Subramanyam (1998) が挙げられる。彼らは、1990年から1993年の間に監査人を交代した企業503社を対象に、異常会計発生高の水準がどのように変化するかを調査した。当該調査の結果、監査人の交代が行われる前年度において、異常会計発生高の水準が有意に低くなると共に、監査人の交代が行われた後は当該水準が有意に異ならなかったことを発見している。また、訴訟リスクが高いと想定される企業において、異常会計発生高の水準が有意に低かったことも報告している。当該研究において、こうした発見事項から、監査人は訴訟を避けるために保守的な態度を取り、その結果経営者は監査人を交代させたのだろうという見解が示されている。

わが国を対象に、DeFond and Subramanyam (1998) の研究と同様に、監査人の交代前後における企業の異常会計発生高や企業の特性を分析した研究として矢澤 (2004) がある。当該研究では、1998年から2002年の間に監査人を交代した企業158社を対象に2つの仮説を設定し検証を行った。1つ目の仮説は、監査人が保守的な会計方針を採用する場合、経営者がそれを不満として監査人の交代を行っているのかというものであり、2つ目は、監査人は訴訟リスクに対処するために保守的な会計方針を選好するのかという仮説であった。当該分析から、監査人を交代した前年度に保守的な会計処理が行われていることを示す証拠を得ると共に、大手監査法人はその他の監査法人に比べて保守的で経営者との交渉力が強いことを示唆する証拠を得ている。

また、Nagy (2005) は、アーサー・アンダーセンの解散によって監査人を強制的に交代しなければならなくなった企業の異常会計発生高の水準が、他の監査法人による監査を受

けていた企業の異常会計発生高の水準と異なるのか否かを調査した。彼は、2000年から2003年までの期間を対象に12,781のサンプルを収集し、これを企業の規模に基づいて2分割した。そして、規模の小さい企業において、監査人を強制的に交代した企業の異常会計発生高の水準が有意に低くなることを発見した。また同時に、規模の小さい企業における、監査人の在職期間が短期間の場合に異常会計発生高の水準が高くなるとする関係性が、アーサー・アンダーセンの解散後において見られなくなったことを報告している。彼は当該結果から、規模の小さい企業の監査人が厳しい監査を行い、監査人の在職期間と異常会計発生高との間にあるこうした関係性を軽減しているのだらうと解釈している。

Nagy (2005)と同様にアーサー・アンダーセンの解散の影響を調査した研究としてCahan and Zhang (2006)がある。彼らは、アーサー・アンダーセンの解散後に、同監査法人のクライアントであった企業を引き継いだ監査人が、自身に対する訴訟リスクを軽減させるために、クライアントに対して保守的な会計処理を求めるのか否かを調査した。彼らは、2001年と2002年において、アーサー・アンダーセンのクライアントであった企業368社と、それ以外の大手監査法人のクライアントであった企業1,271社を調査対象サンプルに設定し、両者の2001年から2002年にかけての異常会計発生高の水準が異なるのかどうかを検証した。分析の結果、アーサー・アンダーセンのクライアントであった企業の異常会計発生高の水準は2002年において有意に低く、同監査法人のクライアントを引き継いだ監査人は保守的な会計処理を促していたことが示されている。

さらに、Blouin et al. (2007)は、Myers et al. (2003)の分析モデルを援用して、アーサー・アンダーセンのクライアントであった企業の会計利益の質が、新たな監査人による監査を受けることによって改善されるのかどうかを検証するために、異常会計発生高を用いて分析を行っている。当該分析の結果、監査人の交代によって会計利益の質が改善されるわけではないことを報告している。

監査人の交代と会計利益の質との関連性を検証したこれまでの研究の多くは、監査人の継続監査年数と会計利益の質との関連性も併せて調査してきた。例えば、Johnson et al. (2002)は、異常会計発生高の絶対値と利益における発生項目の持続性とを会計利益の質を測定する尺度として設定し、4年から8年間同一の監査法人による監査を受けた企業よりも、2年から3年の短期間に同一の監査法人による監査を受けた企業の会計利益の質が有意に低くなることを発見している。また、Myers et al. (2003)は、短期会計発生高と異常会計発生高を会計利益の質の尺度として利用し、同一の監査法人による継続監査年数が長いほど会計利益の質が高くなることを見出している。

監査法人の継続監査年数の影響と、それに対する市場の認識を調査した研究としてGhosh and Moon (2005)がある。彼らは、1990年から2000年を対象に収集した38,794のサンプルを用いて、利益反応係数が監査法人の継続監査年数の長さとの正の関係にあることを報告している。また、スタンダード・アンド・プアーズ (Standard and Poors, 以下 S&P

と略称する)の株価ランキングに対して及ぼす利益の影響が、監査法人の継続監査年数の長さと共に増加することも発見している。そして彼らは、これらの研究結果から、投資家や投資情報の仲介業者は、監査法人の継続監査年数の長さが会計利益の質を改善するものであると理解していると結論づけている。

これ以外にも、監査法人の継続監査年数と実際の監査プロセスとの関連性を検証した研究も存在する。例えば、Geiger and Raghunandan (2002)は、1996年から1998年に倒産した企業117社を対象に、監査法人の継続監査年数と倒産した企業に対して倒産前に出された監査意見との間に関連性があるのかを調査した。彼らは、監査法人の継続監査年数が長期にわたる場合よりも、短期間の方が、監査報告が失敗する確率が有意に高いことを発見している。そして、監査法人の継続監査年数が長いほど、監査証拠を収集・評価する効率性が高まることを指摘している。

また、Carcello and Nagy (2004)は、1990年から2001年までにSEC規則10(b)-5¹³に違反し摘発された企業や役員を対象に、当該摘発がなされる確率と監査法人の継続監査年数との関連性を調査している。彼らは、継続監査年数が3年以内の短期間の場合、SECによる摘発を受ける確率が高くなることを見出したが、9年以上の長期間の場合に関しては何も発見できなかった。

そして、Myers et al. (2005)は、監査法人の継続監査年数と決算修正 (restatements of financial statements) が行われる確率との間に関連性があるかを調査している。彼らは、1997年1月から2001年10月までの間に決算修正を行った企業380社を対象に調査を行い、一般的には、監査法人の継続監査年数と決算修正が行われる確率との間に関連性があるとはいえないと報告している。しかし、彼らは、利益額の上方修正、主要な利益項目の修正、四半期財務報告の修正を行った企業においては、こうした決算修正が行われる尤度と継続監査年数との間に正の関係があることを発見している。

これ以外にもSrinidhi et al. (2008)は、継続監査年数と会計発生高の質との関係を調査し、監査業務を提供するにあたってクライアント企業固有の知識がより求められる企業について、こうした企業の継続監査年数が長いほど会計発生高の質が改善する傾向にあることを発見した。彼らは、負債の構成比率や市場ベータ、売上債権・棚卸資産が総資産に占める割合といった企業特性が産業平均よりも乖離している企業ほど、クライアント企業固有の知識がより求められる企業であると想定している。つまり、監査人が個別企業ごとの財務特性を理解するには長年継続して監査し続けることで獲得したノウハウが必要であり、こうした企業ごとのノウハウをもった監査人は会計発生高における推計誤差をより小さくすることができるかと推測しているのである。

また、Gul et al. (2009)は、監査法人による業種特化¹⁴が継続監査年数と異常会計発生高

¹³ 詳細に関しては、パーデック (2001) を参照されたい。

¹⁴ 監査人の業種特化とは、各産業において専門性の高い監査人が存在することを意味している。一般的

との関係に及ぼす影響を調査した。多くの先行研究では、監査人の継続監査年数が短いほど異常会計発生高が大きくなることが報告されているが、彼らの分析では、この関係が業種特化を行っている監査人による監査を受けていた場合には緩和されるという結果を報告している。そして、彼らは、たとえ継続年数が短く企業固有の知識や経験を持っていないとも、当該企業の属する業種に関する知識や経験を監査人が持っているため、経営者による利益調整行動をある程度抑制することができるという解釈を行っている。

以上のように、監査人の継続監査年数と会計利益の質との関連性を検証した研究をレビューした。これらの先行研究からは、監査法人の継続監査年数が長いほど、監査人のクライアント企業に対する知識や経験といったノウハウが蓄積され、効率的かつ効果的な監査が行えることになり、結果として会計利益の質が改善することを示唆する証拠が提示されている。また、継続監査年数が短期であった場合、監査の失敗が生じる確率が高いことも報告されている。これ以外にも、継続監査年数と会計利益の質との関係に業種特化という要因を加えることによってより精緻な分析を行うことが有用であることが報告されている。

これまで取り上げてきた研究では、監査法人レベルでの継続監査年数を対象に調査を行っていたが、近年、監査担当パートナーレベルでの継続監査年数を対象に調査を行った研究がいくつか存在する。また、現在、各国で行われている継続監査年数の制限に関する規制は、監査担当パートナーレベルを対象に行われており、監査法人レベルで行われているわけではない。わが国においても監査担当パートナーレベルを対象とした継続監査年数の制限が行われている。したがって、継続監査年数が会計利益の質に及ぼす影響を調査するためには監査法人レベルでの継続監査年数ではなく、監査担当パートナーレベルでの継続監査年数に焦点をあてるべきである。そこで以下では、監査担当パートナーレベルでの継続監査年数を対象にした研究をレビューする。

3.2 監査担当パートナーの継続監査年数と財務報告の質との関係

これまで監査担当パートナーの継続年数を対象に定量分析を行った研究は限られた数のものしか存在しない。これは多くの先行研究の分析対象である米国では監査法人名しか監査報告書に記載されず、監査業務担当パートナーの情報を入手することができないためである。しかし、オーストラリアと台湾においては監査法人名と共に監査業務担当パートナーの氏名が公開されており、監査業務担当パートナーの継続年数を測定することが可能である。したがって、監査業務担当パートナーの継続年数について分析を行った研究は、ほぼオーストラリアと台湾のみを対象にしたものに限られる。

まず、Chi and Huang (2005) は、台湾企業を対象に異常会計発生高を財務諸表監査の質（会計利益の質）として設定し、これと監査法人・監査業務担当パートナーそれぞれの継

にこれは各産業における監査人の市場占有率によって測定される。

続年数との関係を調査した。彼らの研究では、継続年数が短い場合（監査法人・パートナー双方において）会計利益の質が低くなる傾向にあり、監査法人の継続年数が長い場合も同様に会計利益の質が低くなるという結果を報告している。しかしながら、当該分析結果は、異常会計発生高の推定方法に依存して変化することが問題点として指摘されている。

また、Carey and Simnett (2006) は、1995年にオーストラリア市場に上場していた企業を対象に、財務諸表監査の質を代理する3つの指標と監査業務担当パートナーの継続年数との関係を調査した。彼らは、企業の存続能力に重大な疑念があると監査意見¹⁵において指摘されたか否かという指標と短期異常会計発生高、さらに、一定の利益ベンチマークを達成したか否かという指標（損失回避および当年度の利益が前年度の水準を超えるか否か）の3つを財務諸表監査の質を測定する尺度として設定している。そして、分析の結果、限定的ではあるが短期異常会計発生高以外の指標を用いた場合は、継続年数の増加と共に財務諸表監査の質が改善することを発見している。

同様に、オーストラリア市場に上場していた企業を対象にした研究として Fargher et al. (2008) がある。彼らは、異常会計発生高と監査業務担当パートナーの継続年数との関係を調査している。分析の結果、監査初年度において、同一の監査法人内で監査業務担当パートナーの交代が行われた場合は異常会計発生高が減少する傾向にある一方で、監査法人が交代した場合は異常会計発生高が増加する傾向にあることを発見している。そして、米国を始めとして各国で行われている監査業務担当パートナーのローテーション制度を支持する証拠を提示したと主張している。

そして、台湾企業を対象にした研究として Chen et al. (2008) がある。彼らは、異常会計発生高と監査業務担当パートナーの継続年数との関係に加えて、監査業務担当パートナーの継続年数をコントロールした後に、監査法人の継続年数と異常会計発生高との関係を分析している。分析の結果、異常会計発生高の絶対値と符号が正の異常会計発生高¹⁶については、監査業務担当パートナーの継続年数の増加と共に減少することを発見した。また、監査業務担当パートナーの継続年数をコントロールした場合、異常会計発生高の絶対値は監査法人の継続年数の増加と共に減少する傾向にあることを報告している。したがって、彼らの研究において、現在各国で行われている規制によって財務報告の質が損なわれる可能性が示唆されているのである。

以上のように、監査業務担当パートナーの継続年数を対象にした研究は、主に継続年数の増加によって会計利益の質が改善する傾向にあるとする結果を報告している。これは前項でレビューした監査法人レベルでの継続年数を扱った研究とも整合する結果である。こうした研究結果から、継続監査年数が長いほど、監査人のクライアント企業に対する知識

¹⁵ 継続企業の前提に関する監査意見については、林 (2005) が詳しい。

¹⁶ これは、利益増加型の利益調整行動を行っている想定される企業のみを対象にしたという意味である。

や経験といったノウハウが蓄積され、効率的かつ効果的な監査が行えることになり、結果として会計利益の質が改善するという関係が推測される。また、先行研究で示されている結果は、多くの規制当局などにおいて行われている主張とは異なっている。もちろん、各々の研究においては特定の指標間の関係を検証しているだけであり、規制の是非を直接問うことのできるものではないことに留意すべきである。しかし、こうした研究上の限界を考慮してもなお、実際に定量分析することで現行の規制が想定しているのとは異なる結果を提示しているという事実は興味深い。すでに本稿の第2節第3項において説明したが、わが国においてもオーストラリアや台湾と同様に監査業務担当パートナーの継続年数に関するデータを入手することが可能である。そこで以降では、わが国を対象にした定量分析を行うことにする。

3.3 仮説の設定

本項では定量分析を行うにあたって、検証すべき仮説を設定する。本稿では、会計利益の質を表す指標として Dechow and Dichev (2002) によって提案された会計発生高の質を用いる。彼女らが提案した会計発生高の質は、情報提供的な会計発生高と非情報提供的な会計発生高を区別する手法である。当該モデルは、短期会計発生高が前期、当期、次期の営業キャッシュ・フローによってどの程度説明されるのかを測るものである。もし仮に会計発生高が経営者の機会主義的行動によって歪められた場合、両者の対応関係は低下し、推計誤差が増加すると考えられる。しかしながら、経営者が情報提供的動機に基づいた行動を行う場合このようなことは生じない。

こうした利点以外にも Srinidhi and Gul (2007) は、会計発生高の質と監査人の役割との関連性について以下のように説明している。

彼らは、財務諸表監査の質には、会計発生高における推計誤差を減少させるような監査人の役割が反映されていると考え、また、真に独立した監査人は、経営者に対して推計誤差を是正し、会計発生高の質を改善するような会計方法へ修正するよう求めるだろうと説明している。つまり、彼らは経営者による意図的な推計誤差だけではなく、経営者の意図によらない推計誤差を減少させることも監査人の果たすべき役割の一つであると主張している。そして、こうした利点から、会計発生高の質が財務諸表監査の質の指標として有用であると指摘している。

また、監査人の継続監査年数と財務諸表監査の質(会計利益の質)との関係については、規制当局等と先行研究ではその主張が異なっている。つまり、継続年数の長さが財務諸表監査の質を低下させる要因になりうるとする主張と、これに反対する主張である。端的に言えば、継続年数の長さが監査人の独立性に悪影響を及ぼすのか、それとも監査人の能力を高めるのに役立つかという2つの観点に基づく主張である。実際には、この両者の影響が混在していることが予想されるので、仮説設定の段階では、どちらの主張に依拠するか

は決定しない。これは解釈の問題である。

また、わが国の監査法人は他の諸外国の監査法人とは異なる特徴を有しており、これが監査人の継続年数や財務諸表監査の質に影響を及ぼすことが予想される。柴田（2008）において、これまでわが国の大手監査法人は顧客獲得競争にさらされることも少なく、各監査人は同一クライアント企業の監査業務に従事し続けることが珍しくなかったことが指摘されている。また、わが国の大手監査法人はもともと個人事務所が参集してできたという経緯があり¹⁷、法人内の各部門において個人事務所的な色彩が残っているという特徴がある（柴田, 2008）。したがって、こうした理由からわが国の監査人は、同一クライアント企業を長年にわたって監査し続けている傾向が強いことが推測される。これは、2005年10月13日にJICPAの公開した資料において、2005年3月期に同一企業を7年以上監査している4大監査法人の関与社員が総社員の3割を占めていることから確認できる¹⁸。

このようなわが国の監査人の特徴を踏まえ、監査業務担当パートナーの継続年数と会計発生高の質との関係を検証する。ここで留意すべき点として、わが国では監査業務担当パートナーの継続年数が7年に満たない企業は、当該データを公表することが求められていないという点がある（企業内容等の開示に関する内閣府令, 第二号様式, 記載上の注意, 52-2 d）。つまり、7年以下のデータを入手するのが困難であるという現状がある。そこで、本研究では主に7年を超えるか否かを継続年数を測定する1つの指標として設定し¹⁹、次の帰無仮説を設定する。

「帰無仮説：監査業務担当パートナーの継続年数が7年を超える場合、監査業務担当パートナーの継続年数と会計発生高の質とは関連性がない。」

3.4 リサーチ・デザインとサンプルの抽出方法

本研究では、会計発生高の質を推定するため Dechow and Dichev（2002）のモデルを用いる。会計発生高の質は以下の線形回帰モデルにより推定される。

$$TCA_{it} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + v_{it} \quad (1),$$

まず、被説明変数は短期会計発生高を表しており、 $(\Delta$ 流動資産 $-$ Δ 現金預金) $-$ $(\Delta$ 流動負債 $-$ Δ 資金調達項目)として算定される²⁰。そして、 CFO 変数は営業キャッシュ・フ

¹⁷ この点に関しては鳥羽（2009）を参照されたい。

¹⁸ 週刊経営財務（2005）に当該データが掲載されている。

¹⁹ 具体的には、継続監査年数が7年を超える場合を1、それ以外を0とするダミー変数として線形回帰モデルに組み込んでいる。変数の定義に関しては、表2において詳しい記述があるのでそちらを参照されたい。

²⁰ 資金調達項目は、 Δ 短期借入金 $+$ Δ コマーシャル・ペーパー $+$ Δ 1年内返済の長期借入金 $+$ Δ 1年内返済

ローを表している。さらに、分散不均一性の問題を緩和するため、すべての変数は平均総資産額でデフレートされている。なお、添え字 i, t はそれぞれ、企業、期間を示している。

元来 Dechow and Dichev (2002) のモデルは時系列モデルであり、(1) 式の残差の標準偏差を会計発生高の質として定義している。しかし、彼女ら自身も指摘しているように、(1) 式の係数をクロスセクションに推定することが可能である (Dechow and Dichev, 2002, note 6)。Francis et al. (2005) も同様にクロスセクション推定を行っている。本分析も彼らと同様に、各業種ごとに (1) 式の係数をクロスセクションに推定し、残差の絶対値を会計発生高の質として定義する²¹。すなわち、(1) 式における残差 ($v_{i,t}$) が会計発生高の質を表している。そして、残差 ($v_{i,t}$) の絶対値が大きいくほど、会計発生高の質が低いと想定する。

また、推定は東証業種分類 (銀行・証券・保険・その他金融業を除く) に基づき、年度ごとに行う。その際、少なくとも 20 社以上によって構成されている業種のみを利用する。そして、この推定した会計発生高の質を被説明変数 ($AQ_{i,t}$) とし、次のモデルを設定する。なお、添え字 i, t はそれぞれ、企業、期間を示している。

$$AQ_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 TENURE_{i,t} + \gamma_2 SIZE_{i,t} + \gamma_3 OPCYCLE_{i,t} + \gamma_4 SALESVLT_{i,t} + \gamma_5 LOSSDUM_{i,t} + \gamma_6 BIG4 + u_{i,t} \quad (2),$$

継続監査年数を表す指標として $TENURE_{i,t}$ ²² 変数を設定する。Chen et al. (2008) は、監査業務執行社員のうち最も継続監査年数の長い監査人は、クライアント企業との関係を維持することに関して大きな影響力を持っていると指摘している。また、柴田 (2008) によれば、わが国の監査法人は発言力のある代表社員の下での部門制であり、監査法人内での徒弟制度的な色彩が濃いという特徴を指摘している。そこで、本稿では監査業務執行社員のうち最も長い期間監査を担当している監査人がクライアント企業との関係に大きな影響力を有していると想定し、当該監査人の継続年数を測定する。具体的には、監査人の継続年数が 7 年を越える場合を 1、それ以外を 0 とするダミー変数を設定する。また、継続年数の長さを測るベンチマークとして 10 年、15 年を設定している先行研究もあることから、本研究では 7 年をベンチマークとするダミー変数に加えて 10 年、15 年をベンチマークとする変数も設定する。本稿では、監査人の継続年数 (継続年数が 7 年を超える場合) と会計発生高の質との関係について検証することを目的としているので、当該変数の係数の推

の社債および転換社債として定義される (須田・首藤, 2004, p. 228, 脚注 3)。

²¹ 本稿では、2005 年 3 月期と 2006 年 3 月期の 2 期分の監査報酬関連データを用いて分析を行っている都合上、時系列分析を行うことが不可能である。こうした理由からも、本分析ではクロスセクション推定を行う。

²² 監査業務担当パートナーの継続年数に関して、現行制度では継続年数が 7 年に満たない企業は当該データを公表しなくてもよいので、7 年以下のデータを入手するのは困難である。

計値の符号については特に予想を行わない。

また、Dechow and Dichev (2002) は、会計発生高の質が財務特性とメカニカルな関係を有していることを指摘している。そして、彼女らの指摘に従い、いくつかの財務特性をコントロールした研究が近年行われている (Francis et al., 2005; Doyle et al., 2007; Srinidhi and Gul, 2007; Hoitash et al., 2007; Ashbaugh et al., 2008)。そこで、本分析でもこれらの研究にならい、財務特性をコントロールするための変数を設定する。

まず、規模の大きい企業は安定性が高く、事業活動の予測可能性も高いと考えられるので、会計発生高における推計誤差は小さくなると想定する。会計発生高の質に対する規模の影響をコントロールするため、平均総資産額の自然対数値 ($SIZE_{i,t}$) を設定する。したがって、当該変数の係数の推計値は負になると予想される。

また、営業サイクルが長いと不確実性が増し、予測誤差が増加する可能性が考えられるので、営業サイクルが長いほど会計発生高の推計誤差が大きくなると想定し、 $OPCYCLE_{i,t}$ 変数²³を設定する。そして、売上高の変動性が大きいほど予測誤差が混入する可能性が高くなり、会計発生高における推計誤差が大きくなると考えられるので、売上高の標準偏差 ($SALESVLT_{i,t}$)²⁴ をコントロール変数として用いる。さらに、企業の事業環境に対するマイナスのショックが大きいほど会計発生高における推計誤差が大きくなると考えられるので、 $LOSSDUM_{i,t}$ 変数を設定する。以上から、これら 3 つの変数の係数の推計値は正になると予想される。

また、監査人によって提供する監査業務の質が異なることを考慮して、 $BIG4_{i,t}$ 変数 (監査人が新日本、あずさ、中央青山、トーマツであった場合 1、それ以外を 0 とするダミー変数) を設定する。大手監査法人と中小規模の監査法人とでは監査人の教育訓練や監査技術の開発、そして、1 契約あたりに投入できる監査人の人数などでも大きな差異があり、これらの要因から提供する監査業務の質が異なることが推測される。監査法人の規模の相違が財務諸表監査の質に与える影響を考慮するために当該変数を設定している。したがって、当該変数の係数の推計値は有意に負になると予想される。

本研究では、2005 年 3 月期と 2006 年 3 月期の 2 期間を分析対象とし、クロスセクションに推定を行う。2006 年 4 月 1 日以降実施される JICPA による自主規制ルールの厳格化に先立ち、自主的に監査担当パートナーの定期的交代を行っている法人が 2006 年 3 月期のサンプルにおいて散見される。このため年度ごとで検出結果が異なる可能性を考慮しクロスセクション推定を行っている。したがって、2006 年 3 月期では継続監査年数の影響を観測するのが困難であることが予想される。

²³ 当該変数は $[365 / (\text{売上高} / \text{平均売上債権額}) + 365 / (\text{売上原価} / \text{平均棚卸資産額})]$ に基づいて算定する。ただし、棚卸資産、あるいは売上原価を計上していない企業は $[365 / (\text{売上高} / \text{平均売上債権額})]$ に基づき算定する。

²⁴ 当該変数は、 $[(2003 \text{ 年 } 3 \text{ 月期から } 2006 \text{ 年 } 3 \text{ 月期までの売上高の標準偏差}) / \text{当期の売上高}]$ に基づいて算定している。

次に、分析対象サンプルの抽出方法について説明する。

3.5 サンプルの抽出方法

本分析の主たる分析対象期間は 2005 年 3 月期と 2006 年 3 月期である²⁵。会計発生高を算定する必要性から、本分析の標本サンプルは 2003 年 3 月期から 2007 年 3 月期までのわが国上場企業の中で以下の要件を満たすものである。

- ① 3 月期決算企業である
- ② 銀行・証券・保険・その他金融業に属していない。
- ③ 分析対象期間において決算期の変更を行っていない。
- ④ 2005 年 3 月期および 2006 年 3 月期において SEC 登録企業ではない²⁶。
- ⑤ 2005 年 3 月期および 2006 年 3 月期において共同監査が行われていない²⁷。
- ⑥ 東証業種 33 分類に基づき、各業種を構成する企業が 20 社以上である。
- ⑦ 分析に必要なデータが使用するデータ・ベースから入手可能である。

まず、2005 年 3 月期決算企業から②の要件に基づき 256 社を除き、続いて SEC 登録企業（30 社）および共同監査企業（92 社）をサンプルから除外した。残りの③⑥⑦の要件に基づいた結果、2005 年 3 月期のサンプルは 2,058 となった。同様に、2006 年 3 月期決算企業から②の要件に基づき 261 社を控除し、続いて SEC 登録企業（31 社）および共同監査企業（88 社）をサンプルから除外した。残りの③⑥⑦の要件に基づいた結果、2006 年 3 月期のサンプルは 2,033 となった。したがって、分析対象サンプルは計 4,091 である。

分析に利用するデータのうち、財務データに関しては日本経済新聞社の『NEEDS-Financial Quest』より入手し、監査業務担当パートナーの継続年数に関するデータは、各企業の有価証券報告書より手作業で収集した。各年度におけるサンプルの業種別構成割合は以下の表 1.1・1.2 に示している。

²⁵ 分析対象期間を 2 会計期間に限定している理由については、本稿第 2 節第 3 項において説明している。

²⁶ SEC 登録企業に対しては米国における監査規制や監査実務に基づいた監査が行われている。したがって、わが国の実務や規制と異なっている点を考慮し当該企業を分析対象サンプルから控除した。

²⁷ 共同監査を行っている場合、どちらの監査法人が主導的な立場にあるのか判断することができないので、分析対象サンプルから控除している。実際に共同監査を受けていた企業は両年度においてそれぞれ 100 社に満たないので、これらのサンプルが分析結果に及ぼす影響は限定的なものと推測される。

表1.1 2005年3月期におけるサンプルの業種別構成割合

業種分類（東証業種33分類に基づく）

	業種	サンプル数	総サンプル数に占める比率 (%)
1	ガラス・土石製品	48	2.33%
2	パルプ・紙	20	0.97%
3	医薬品	35	1.70%
4	化学	162	7.87%
5	サービス業	125	6.07%
6	その他製品	68	3.30%
7	卸売業	236	11.46%
8	機械	175	8.50%
9	金属製品	72	3.49%
10	建設業	153	7.43%
11	小売業	109	5.29%
12	情報・通信業	150	7.28%
13	食料品	93	4.51%
14	精密機器	34	1.65%
15	繊維製品	53	2.57%
16	倉庫・運輸関連業	34	1.65%
17	鉄鋼	49	2.38%
18	電気機器	199	9.66%
19	電気・ガス業	20	0.97%
20	非鉄金属	30	1.45%
21	不動産業	47	2.28%
22	輸送用機器	88	4.27%
23	陸運業	58	2.81%
		2,058	100.00%

表1.2 2006年3月期におけるサンプルの業種別構成割合

業種分類（東証業種33分類に基づく）

	業種	サンプル数	総サンプル数に占める比率 (%)
1	ガラス・土石製品	48	2.36%
2	パルプ・紙	20	0.98%
3	医薬品	35	1.72%
4	化学	162	7.96%
5	サービス業	125	6.14%
6	その他製品	66	3.24%
7	卸売業	233	11.46%
8	機械	172	8.46%
9	金属製品	70	3.44%
10	建設業	153	7.52%
11	小売業	107	5.26%
12	情報・通信業	145	7.13%
13	食料品	91	4.47%
14	精密機器	34	1.67%
15	繊維製品	52	2.55%
16	倉庫・運輸関連業	34	1.67%
17	鉄鋼	49	2.41%
18	電気機器	196	9.64%
19	電気・ガス業	20	0.98%
20	非鉄金属	30	1.47%
21	不動産業	47	2.31%
22	輸送用機器	86	4.23%
23	陸運業	58	2.85%
		2,033	100.00%

上記の表から、両年度において卸売業、電気機器、建設業、機械、化学、情報・通信業の占める割合が高いことが分かる。また、会計発生高の質を推計する必要上 20 社未満の業種をサンプルから除いているので、すでに除いている金融関連の業種以外にも水産・農林業、鉱業、石油石炭製品、ゴム製品、海運業、空運業が除外されている。

なお、2005年3月期における4大監査法人のシェアは81.24%であり、2006年3月期における4大監査法人のシェアは81.55%であった。税務研究会の『「監査人別監査会社」「会社別監査人・監査報酬」一覧』に記載されているデータから、2005年3月期から2006年2月期において有価証券報告書を提出した企業4,614社を対象に4大監査法人のシェアを計算した結果、約79%であった。調査対象年度は異なるが、引頭（2007）においても、2007年3月末時点での大手監査法人のシェアは81%であることが報告されている。したがって、本分析対象サンプルにおける4大法人のシェアは適正な水準であることが分かる。また、業種別構成割合や4大監査法人のシェアを見る限りは、両年度の間に顕著な差異は認められない。では次に、本分析対象サンプルを用いた分析結果を示すことにする。

4 分析結果

本節では前節において抽出した標本サンプルを用いて行った分析結果を示す。まず、分析対象サンプルの記述統計量と変数間の相関係数を示す。また、本稿における分析では、会計発生高の質と監査業務担当パートナーの継続監査年数を用いた仮説の検証モデルの推定結果を示す。なお、以下の表2では本分析で設定している変数の定義が示されている。

表2 変数の定義

テスト変数

- TENURE7* = 監査人の継続年数が7年を超過する場合1, それ以外を0とするダミー変数;
TENURE10 = 監査人の継続年数が10年を超過する場合1, それ以外を0とするダミー変数;
TENURE15 = 監査人の継続年数が15年を超過する場合1, それ以外を0とするダミー変数;

その他の変数

- TCA* = 総会計発生高 [(△流動資産 - △現金預金) - (△流動負債 - △資金調達項目)] (百万円);
資金調達項目: △短期借入金 + △コマーシャル・ペーパー + △1年内返済の長期借入金 + △1年内返済の社債および転換社債
CFO = 営業キャッシュ・フロー (百万円);
AQ = 会計発生高の質, Dechow and Dichev (2002) のモデルに基づき推定;
SIZE = 平均総資産額の自然対数値;
OPCYCLE = [365 / (売上高 / 平均売上債権額) + 365 / (売上原価 / 平均棚卸資産額)] に基づいて算定。
ただし、棚卸資産、あるいは売上原価を計上していない企業は [365 / (売上高 / 平均売上債権額)]
SALESVLT = [(2003年3月期から2006年3月期までの売上高の標準偏差) / 当期の売上高] に基づいて算定;
LOSSDUM = 当期純損失を計上した場合1, それ以外を0とするダミー変数;
BIG4 = 監査人が新日本、あずさ、中央青山、トーマツであった場合1, それ以外を0とするダミー変数;

4.1 記述統計量と相関係数

表3は、標本サンプルの記述統計量を示している。同表からは、監査業務担当パートナーの継続年数が7年を超える企業は2005年3月期において平均で約46%、10年を超える企業は約31%、15年を超える企業は約15%であることが分かる。同様に、2006年3月期ではそれぞれ、約33%・21%・10%である。2006年3月期において若干比率が下がっているのは、2006年4月1日以降強化されたJICPAの自主規制ルールに備えて、自主的に監査業務担当パートナーを交代した企業が存在しているためであると考えられる。実際、2006年3月期の有価証券報告書において、法人内で継続年数の長い監査人については自主的に交代している旨の記載がなされているものが散見された。全体的に、各変数に関して2005年3月期と2006年3月期との間に顕著な差はみられない。

表4は、各変数の相関係数を示している。同表からは、 $TENURE_{i,t}$ 変数として設定しているすべての変数が、会計発生高の質の指標と負の関係にあることが観察される。これは多くの先行研究で示されている結果と一致する。次に会計発生高の質と関連する財務特性をコントロールするための変数との相関係数をみると、各変数において予想と一致する結果を示している。そして、監査法人の規模が会計発生高の質に与える影響を捉えるために設定している $BIG4_{i,t}$ 変数は、 $AQ_{i,t}$ 変数と負の相関関係にある。これは事前の予想と一致する結果を示す可能性を示唆している。また、全体として、相関関係に関しては両年度において顕著な差異は見受けられない。

表3 記述統計量

Panel A: Descriptive Statistics of 2005 data

<i>Continuous variables</i>						
	Mean	Std Dev	1st Qrt	Median	3rd Qrt	<i>n</i>
<i>TCA</i>	0.0047	0.0691	-0.0176	0.0023	0.0262	2,058
<i>CFO_{t-1}</i>	0.0499	0.0657	0.0249	0.0528	0.0808	2,058
<i>CFO_t</i>	0.0518	0.0791	0.0229	0.0530	0.0859	2,058
<i>CFO_{t+1}</i>	0.0512	0.0925	0.0242	0.0542	0.0881	2,058
<i>AQ</i>	0.0299	0.0474	0.0081	0.0173	0.0346	2,058
<i>ASSETS (in millions yen)</i>	152765.9365	540857.4767	13911.1250	32260.7500	91982.0000	2,058
<i>SALESVLT</i>	0.1068	0.1730	0.0430	0.0756	0.1298	2,058
<i>OPCYCLE</i>	144.2922	122.4005	88.5292	138.1951	184.1069	2,058
<i>Dichotomous variables</i>						
	Mean	Std Dev	1st Qrt	Median	3rd Qrt	<i>n</i>
<i>LOSSDUM</i>	0.1103	0.3133	0.0000	0.0000	0.0000	2,058
<i>BIG4</i>	0.8124	0.3904	1.0000	1.0000	1.0000	2,058
<i>TENURE7</i>	0.4582	0.4984	0.0000	0.0000	1.0000	2,058
<i>TENURE10</i>	0.3076	0.4616	0.0000	0.0000	1.0000	2,058
<i>TENURE15</i>	0.1487	0.3559	0.0000	0.0000	0.0000	2,058

Panel B: Descriptive Statistics of 2006 data

<i>Continuous variables</i>						
	Mean	Std Dev	1st Qrt	Median	3rd Qrt	<i>n</i>
<i>TCA</i>	0.0096	0.0683	-0.0163	0.0046	0.0280	2,033
<i>CFO_{t-1}</i>	0.0636	0.0579	0.0294	0.0542	0.0837	2,033
<i>CFO_t</i>	0.0680	0.0585	0.0327	0.0567	0.0880	2,033
<i>CFO_{t+1}</i>	0.0735	0.0771	0.0335	0.0607	0.0929	2,033
<i>AQ</i>	0.0352	0.0462	0.0090	0.0217	0.0448	2,033
<i>ASSETS (in millions yen)</i>	159775.8949	549959.2319	14523.0000	33911.5000	98002.7500	2,033
<i>SALESVLT</i>	0.1210	0.2359	0.0524	0.0890	0.1481	2,033
<i>OPCYCLE</i>	141.3665	82.2351	86.7610	136.3823	183.9343	2,033
<i>Dichotomous variables</i>						
	Mean	Std Dev	1st Qrt	Median	3rd Qrt	<i>n</i>
<i>LOSSDUM</i>	0.1495	0.3567	0.0000	0.0000	0.0000	2,033
<i>BIG4</i>	0.8155	0.3879	1.0000	1.0000	1.0000	2,033
<i>TENURE7</i>	0.3281	0.4696	0.0000	0.0000	1.0000	2,033
<i>TENURE10</i>	0.2140	0.4102	0.0000	0.0000	0.0000	2,033
<i>TENURE15</i>	0.1003	0.3005	0.0000	0.0000	0.0000	2,033

注) 外れ値を処理する以前の記述統計量を示している。各変数の定義に関しては表2を参照されたい。
TCA, *CFO* に関しては総資産の平均額でデフレートした値を示しており、*AQ* は絶対値に変換後の値である。

表4 相関係数

Panel A: Pearson Correlation Matrix of 2005 data

	AQ	SALESVLT	OPCYCLE	SIZE	TENURE7	TENURE10	TENURE15	BIG4	LOSSDUM
AQ	1.0000								
SALESVLT	0.2646	1.0000							
OPCYCLE	0.2676	0.0252	1.0000						
SIZE	-0.1435	-0.1444	0.0121	1.0000					
TENURE7	-0.0819	-0.0838	0.0235	0.1437	1.0000				
TENURE10	-0.0637	-0.0583	0.0376	0.1305	0.7247	1.0000			
TENURE15	-0.0640	-0.0465	0.0404	0.1078	0.4544	0.6270	1.0000		
BIG4	-0.0203	-0.0345	-0.0649	0.0828	-0.2326	-0.2812	-0.3345	1.0000	
LOSSDUM	0.1713	0.1621	-0.0070	-0.1474	-0.0062	-0.0027	0.0141	-0.0612	1.0000

Panel B: Pearson Correlation Matrix of 2006 data

	AQ	SALESVLT	OPCYCLE	SIZE	TENURE7	TENURE10	TENURE15	BIG4	LOSSDUM
AQ	1.0000								
SALESVLT	0.1494	1.0000							
OPCYCLE	0.0832	0.0301	1.0000						
SIZE	-0.1744	-0.1034	0.0368	1.0000					
TENURE7	-0.0563	-0.0467	0.0484	0.0828	1.0000				
TENURE10	-0.0512	-0.0458	0.0421	0.0925	0.7466	1.0000			
TENURE15	-0.0509	-0.0386	0.0610	0.0712	0.4779	0.6401	1.0000		
BIG4	-0.0122	0.0045	-0.0595	0.0803	-0.3348	-0.3703	-0.3856	1.0000	
LOSSDUM	0.1185	0.1032	0.0468	-0.1780	-0.0139	-0.0001	0.0114	-0.0317	1.0000

注) 表はピアソンの相関係数を示している。

TENURE7, TENURE10, TENURE15はそれぞれ7年・10年・15年を超える継続年数である場合を1とするダミー変数である。

4.2 仮説の検証モデルの推定結果

表 5.1 および表 5.2 は仮説の検証モデルの分析結果を示している。表 5.1 と表 5.2 はそれぞれ、2005 年 3 月期と 2006 年 3 月期のサンプルを対象に会計発生高の質と監査業務担当パートナーの継続年数との関係を推定した結果を示している。推定にあたって外れ値が分析結果に及ぼす影響を考慮し、年度ごとに各変数の 1 パーセント以下 (99 パーセント以上) のものを 1 パーセント (99 パーセント) の値に置換する外れ値処理を施している。また、White (1980) に基づき標準誤差を修正した t 値およびそれに対する p 値を報告している。

表 5.1・表 5.2 のパネル A・B・C はそれぞれ監査業務担当パートナーの継続年数が 7 年・10 年・15 年を超えるか否かのダミー変数をテスト変数として設定した場合の推定結果を示している。会計発生高の質に対して影響を及ぼすと想定されている財務特性を代理する変数の係数の推計値は、ほとんどの変数が 1%~10%水準で有意であり、予測符号とも一致する結果を示している。しかし、 $SALESVLT_{i,t}$ 変数に関しては、2006 年 3 月期において有意になっていない。各推定モデルにおける修正済決定係数は 2005 年 3 月期で約 16%、2006 年 3 月期で約 6%である。

監査人側の要因である 4 大監査法人ダミーと交代ダミーに関しては、符号も一致しておらず有意になっていない。 $BIG4_{i,t}$ 変数が有意にならなかった原因としては、本標本サンプルのうち 80%以上が 4 大監査法人による監査を受けていることが挙げられる。実際に 4 大監査法人のシェアは、2005 年 3 月期で 81.24%、2006 年 3 月期では 81.55%であり、サンプルの大半が 4 大監査法人のクライアント企業であることから監査法人の規模の相違が会計

発生高の質の違いとして反映されていないと推測される。

テスト変数である監査業務担当パートナーの継続年数に関しては、両年度においてそれぞれ1%から10%水準で有意に負となっている。したがって、本稿において設定した帰無仮説を棄却することができた。つまり、監査業務担当パートナーの継続年数が7年を超える場合、監査業務担当パートナーの継続年数は会計発生高の質と何らかの関連性があるという推定結果が得られたのである。

また、当該テスト変数の係数の推計値の符号はすべて負であったので、監査業務担当パートナーの継続年数が7年・10年・15年よりも長い企業ほど、会計発生高の質が小さくなる傾向にあるということが読み取れる。仮説設定の段階では符号に関して特に予想はしていなかったが、この結果は多くの先行研究の分析結果と一致している。すなわち、同一クライアント企業を長年継続して監査し続けることによって、監査先企業の事業内容や業界の状況を熟知し、効率的で効果的な監査を行っているという実態が明らかとなったのである。

表5.1 分析結果
Cross-Sectional Regression Test of Accrual Quality on Audit Partner Tenure and Control Variables.

Panel A: *TENURE7*

Dependent Variable = Accrual Quality (2005)					
<i>Predicted Estimated Standard</i>					
Independent Variables	Sign	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.038	0.011	3.421	[.001]
<i>TENURE7</i>		-0.005	0.001	-2.882	[.004]
<i>SALESVLT</i>	+	0.060	0.031	1.897	[.058]
<i>OPCYCLE</i>	+	0.000	0.000	1.860	[.063]
<i>SIZE</i>	-	-0.002	0.000	-3.765	[.000]
<i>LOSSDUM</i>	+	0.018	0.005	3.655	[.000]
<i>BIG4</i>	-	0.000	0.002	0.365	[.715]
Number of Total Observations		2,058			
Adjusted R-squared		0.165			

Panel B: *TENURE10*

Dependent Variable = Accrual Quality (2005)					
<i>Predicted Estimated Standard</i>					
Independent Variables	Sign	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.037	0.011	3.384	[.001]
<i>TENURE10</i>		-0.004	0.001	-2.507	[.012]
<i>SALESVLT</i>	+	0.060	0.032	1.897	[.058]
<i>OPCYCLE</i>	+	0.000	0.000	1.861	[.063]
<i>SIZE</i>	-	-0.002	0.000	-3.784	[.000]
<i>LOSSDUM</i>	+	0.018	0.005	3.639	[.000]
<i>BIG4</i>	-	0.000	0.002	0.337	[.736]
Number of Total Observations		2,058			
Adjusted R-squared		0.164			

Panel C: *TENURE15*

Dependent Variable = Accrual Quality (2005)					
<i>Predicted Estimated Standard</i>					
Independent Variables	Sign	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.037	0.011	3.388	[.001]
<i>TENURE15</i>		-0.007	0.002	-3.287	[.001]
<i>SALESVLT</i>	+	0.060	0.032	1.896	[.058]
<i>OPCYCLE</i>	+	0.000	0.000	1.865	[.062]
<i>SIZE</i>	-	-0.002	0.000	-3.705	[.000]
<i>LOSSDUM</i>	+	0.018	0.005	3.662	[.000]
<i>BIG4</i>	-	0.000	0.002	0.046	[.963]
Number of Total Observations		2,058			
Adjusted R-squared		0.165			

注) White(1980)に基づき標準誤差を修正したt値およびそれに対するp値を示している(両側検定)。

表5.2 分析結果

Cross-Sectional Regression Test of Accrual Quality on Audit Partner Tenure and Control Variables.

Panel A: *TENURE7*

Dependent Variable = Accrual Quality (2006)					
Predicted Estimated Standard					
Independent Variables	Sign	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.075	0.012	6.214	[.000]
<i>TENURE7</i>		-0.004	0.001	-2.202	[.028]
<i>SALESVLT</i>	+	0.023	0.038	0.628	[.530]
<i>OPCYCLE</i>	+	0.000	0.000	2.445	[.015]
<i>SIZE</i>	-	-0.004	0.000	-5.649	[.000]
<i>LOSSDUM</i>	+	0.009	0.003	2.644	[.008]
<i>BIG4</i>	-	-0.001	0.002	-0.389	[.697]
Number of Total Observations		2,033			
Adjusted R-squared		0.059			

Panel B: *TENURE10*

Dependent Variable = Accrual Quality (2006)					
Predicted Estimated Standard					
Independent Variables	Sign	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.074	0.012	6.194	[.000]
<i>TENURE10</i>		-0.004	0.002	-1.864	[.062]
<i>SALESVLT</i>	+	0.023	0.038	0.629	[.529]
<i>OPCYCLE</i>	+	0.000	0.000	2.432	[.015]
<i>SIZE</i>	-	-0.004	0.000	-5.631	[.000]
<i>LOSSDUM</i>	+	0.009	0.003	2.658	[.008]
<i>BIG4</i>	-	0.000	0.002	-0.360	[.719]
Number of Total Observations		2,033			
Adjusted R-squared		0.059			

Panel C: *TENURE15*

Dependent Variable = Accrual Quality (2006)					
Predicted Estimated Standard					
Independent Variables	Sign	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.074	0.012	6.236	[.000]
<i>TENURE15</i>		-0.007	0.003	-2.060	[.039]
<i>SALESVLT</i>	+	0.023	0.037	0.630	[.529]
<i>OPCYCLE</i>	+	0.000	0.000	2.468	[.014]
<i>SIZE</i>	-	-0.004	0.000	-5.534	[.000]
<i>LOSSDUM</i>	+	0.009	0.003	2.671	[.008]
<i>BIG4</i>	-	-0.001	0.002	-0.533	[.593]
Number of Total Observations		2,033			
Adjusted R-squared		0.059			

注) White(1980)に基づき標準誤差を修正したt値およびそれに対するp値を示している(両側検定)。

両年度間の推定結果からは顕著な差は観察されないため、年度の違いが分析結果に与える影響は小さい。また、両年度におけるテスト変数を比較すると、2006年3月期において若干t値が小さくなっている。これは、2006年4月1日以降強化されたJICPAの自主規制ルールに備えて、自主的に監査業務担当パートナーを交代した企業が存在しているためであると考えられる。実際に、2006年3月期の有価証券報告書において、法人内で継続年数が7年を超える監査人については自主的に交代している旨の記載がなされているものが散見された。こうした事実からうかがえるのは、わが国の監査法人は発言力のある代表社員の下での部門制であり、監査法人内での徒弟制度的な色彩が濃いという特徴があるので、同じ部門あるいはグループ内に属する監査人間で交代を行っているという実態である。したがって、実質的には監査人は交代したとはいえないが、交代したと判断してしまってい

るかも知れず、継続年数が実質的に短くカウントされている可能性も考えられる。しかしながら、これを判断するのは困難であり本研究の限界として認識している。

以上から、当該分析結果は、現在行われている監査業務担当パートナーのローテーション制について疑問を提起させる証拠を提示している。現行の規制は、継続年数の長さが監査人とクライアント企業との癒着を生み、結果として財務諸表監査の質が低下するという論理を根拠に施行されているが、この関係性を明確に提示した調査結果は少なくともわが国においては報告されていない。米国はともかく、わが国において現行で行われている規制は米国における規制の模倣であり、十分な議論がなされないまま米国に追従する形で導入されていると考えられる。もちろんわが国においても規範的な議論はある程度なされていると推測されるが、実態がどうなっているのかという定量的な調査が十分になされているのかといえば、答えはノーである。したがって、本研究はわが国の実態を解明するための1つの証拠を提示しているという点が最大の貢献である。

5 監査人に対して支払われる報酬および監査人の継続監査期間が財務諸表監査の質に与える影響

米国を対象とした多くの先行研究²⁸では、監査報酬および監査人の継続監査期間についてそれぞれ別個に財務諸表監査の質（会計発生高の質や異常会計発生高などで代理）との関係を定量分析によって明らかにしてきた。

また、わが国を対象にした研究も同様の結果を提示している。例えば、矢澤（2008）は、異常会計発生高が異常監査報酬²⁹と正の関係にあることを報告している。これは、わが国において、監査業務による対価が大きいほど監査人の独立性が侵害され、結果として会計利益の質が低くなる（異常会計発生高の規模が増大する）ことを意味している。

また、笠井（2009）は、監査報酬と会計発生高の質が正の関係にあることを発見している。つまり、クライアント企業から受け取る監査報酬の規模が大きいほど会計発生高の質が低下するという関係が明らかとなり、監査人とクライアント企業との結びつきが強いほど監査人の独立性が侵害され、結果として財務諸表監査の質（会計発生高の質）が低下するというストーリーを支持する証拠を得た。また、前節までの分析では、監査人の継続監査年数が7年を超えるほど長い場合、会計発生高の質が改善する傾向にあることを示す結果を得た。

先行研究および前節までの分析結果から、監査報酬・継続年数と会計発生高の質との関係が明らかとなったことによって、次にこの両者が複合的に会計発生高の質に対して影響を及ぼしているのではないかという疑問がわく。実際に、2004年4月1日から施行されて

²⁸ 例えば、Frankel et al. (2002) , Ashbaugh et al. (2003) など。

²⁹ 異常監査報酬に関しては矢澤（2008）および笠井（2009）を参照されたい。

いる「公認会計士法の一部を改正する法律」では、監査人の独立性の強化を意図して、監査証明業務と一定の非監査証明業務の同時提供の禁止や継続監査の制限といった規制が同時に行われている。したがって、この両者が複合した結果、監査人の独立性および財務諸表監査の質に対して何らかの影響を及ぼしているとするストーリーの方がより現実的な設定であるといえよう。また、監査報酬と継続年数との複合的な関係に注目した研究として Gul et al. (2007) がある。彼らは、継続年数が短い場合には、クライアント企業獲得のために行う初年度監査報酬の値引き³⁰および各クライアント企業固有の知識や経験を監査人が有していないことなどから、監査報酬の規模が大きいほど会計利益の質が低下する（異常会計発生高の規模が大きくなる）傾向が観察されたが、継続年数が長い場合³¹にはこのような関係を検出できなかつたと報告している。このように、監査報酬および継続年数と財務諸表監査の質との間に一定の関係が存在する可能性が考えられる。そこで、本節では、この両者が財務諸表監査の質（会計発生高の質）に対して及ぼす影響を明らかにする。

本節における分析では、これまでの分析で用いたサンプルと指標を利用するので、これらに関する説明を省略する³²。具体的には次の 2 つの線形回帰モデルを設定し、クロスセクションに推定を行う³³。

$$AQ_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 FEE_{i,t} + \gamma_2 TENURE7_{i,t} + \gamma_3 SIZE_{i,t} + \gamma_4 OPCYCLE_{i,t} + \gamma_5 SALESVLT_{i,t} + \gamma_6 LOSSDUM_{i,t} + u_{i,t} \quad (3),$$

$$AQ_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 FEE_{i,t} + \gamma_2 FEE * TENURE7_{i,t} + \gamma_3 SIZE_{i,t} + \gamma_4 OPCYCLE_{i,t} + \gamma_5 SALESVLT_{i,t} + \gamma_6 LOSSDUM_{i,t} + u_{i,t} \quad (4),$$

(3) 式で表わされる線形回帰モデルは、監査報酬（ $FEE_{i,t}$ 変数）と継続年数（ $TENURE7_{i,t}$ 変数）を別個に説明変数として設定したものであり、(4) 式で表わされる線形回帰モデルは、この 2 つの変数の交差項（ $FEE_{i,t} * TENURE7_{i,t}$ 変数）を組み込んだモデルである。また、これまでの分析とは異なり、両モデルにおいて大手監査法人である

³⁰ 初年度監査報酬の値引きに関しては、町田 (2009) および Kasai (2009) において詳細な記述があるのでそちらを参照されたい。

³¹ 彼らは、継続年数が長い場合には、クライアント企業に対する知識や経験を監査人は十分に有しており、また、クライアント企業の意向にそった監査を行うことによって目先の利益を得るよりも、監査人自らの評判を維持するというインセンティブの方が強く働くので、報酬の多寡によって独立性が侵害され、会計利益の質が低下するという関係が緩和されると解釈している。

³² 本節の分析で用いる監査報酬に関連するデータは、税務研究会の『「監査人別監査会社」「会社別監査人・監査報酬」一覧』より手作業で収集している。

³³ 外れ値の処理に関しても、これまでの分析と同様に行う。

か否かを識別する変数と監査人が交代したか否かを識別する変数を控除している。これまでの分析においてこれらの変数と会計発生高の質との間に関連性がないことが分かっているので、このような処置を行っている。留意すべき点として、本分析では総報酬額（監査報酬額と非監査報酬額との合計額）と異常総報酬額³⁴の2つを $FEE_{i,t}$ 変数として設定する。そして、 $TENURE7_{i,t}$ 変数として、継続監査年数が7年を超えるか否かを識別するダミー変数を設定する。したがって、監査報酬と継続年数の交差項は、総報酬額・異常総報酬額と継続年数（7年を超えるか否かのダミー）との2パターンがある。変数の定義に関しては以下の表6.1に示している。

上記の(3)式で表わされるモデルは、監査報酬と継続年数を説明変数として設定し、それぞれがこれまでの分析において明らかとなってきた関係と同様の傾向を示すのか否かを確認するためのモデルである。そして、(4)式において示されているモデルは、継続年数が7年を超えるほど長い場合、監査報酬と会計発生高の質がどのような関係になるのかを調査するために設定している。先行研究³⁵では、監査報酬が会計発生高の質と正の関係にあることが明らかとなったが、こうした関係が継続年数（7年を超える場合）を考慮した場合に変化するのか否かを検証する。具体的には、 $FEE_{i,t} * TENURE7_{i,t}$ 変数の係数の推計値の符合に注目する。

表6.1 変数の定義

テスト変数	
$TOTAL$	= 総報酬額（監査報酬額と監査報酬以外の報酬額の合計）（百万円）；
$ABTOTAL$	= 異常監査報酬（被説明変数を総報酬額として推定）；
$TENURE7$	= 監査人の継続年数が7年を超過する場合1、それ以外を0とするダミー変数；
$TOTAL * TENURE7$	= $TOTAL$ と $TENURE7$ の交差項；
$ABTOTAL * TENURE7$	= $ABTOTAL$ と $TENURE7$ の交差項；
その他の変数	
TCA	= 総会計発生高[(△流動資産－△現金預金) - (△流動負債－△資金調達項目)]（百万円）； 資金調達項目：△短期借入金＋△コマーシャル・ペーパー＋△1年内返済の長期借入金＋△1年内返済の社債および転換社債
CFO	= 営業キャッシュ・フロー（百万円）；
AQ	= 会計発生高の質、Dechow and Dichev (2002) のモデルに基づき推定；
$SIZE$	= 平均総資産額の自然対数値；
$OPCYCLE$	= [365/（売上高/平均売上債権額）+365/（売上原価/平均棚卸資産額）] に基づいて算定。 ただし、棚卸資産、あるいは売上原価を計上していない企業は [365/（売上高/平均売上債権額）] に基づき算定；
$SALESVLT$	= [（2003年3月期から2006年3月期までの売上高の標準偏差）/当期の売上高] に基づいて算定；
$LOSSDUM$	= 当期純損失を計上した場合1、それ以外を0とするダミー変数；

本分析では、単純に監査報酬と継続年数が会計発生高の質に対して及ぼす影響を観測することが目的であるので、具体的な仮説の設定は行わない。上記の線形回帰モデルにおい

³⁴ 異常総報酬の推定方法に関しては補論を参照されたい。

³⁵ 笠井（2009）を参照。

て設定されている各変数間の相関係数を以下の表 6.2 に示している。同表から、これまでの分析と同様に、会計発生高の質のコントロール変数は予想と一致する関係を示していることが分かる。また、総報酬額が会計発生高の質と負の関係にあり、異常総報酬は会計発生高の質と正の関係にあることから、交差項 ($TOTAL_{i,t} * TENURE7_{i,t}$ 変数および $ABTOTAL_{i,t} * TENURE7_{i,t}$ 変数) と会計発生高の質との関係も異なっている。全体的に、各変数に関して 2005 年 3 月期と 2006 年 3 月期との間に顕著な差はみられない。では次に、(3) 式・(4) 式を推定した結果を示す。

(3) 式・(4) 式を推定した結果は以下の表 6.3・表 6.4 において示している。表 6.3 は交差項を含まない (3) 式を推定した結果を、そして、表 6.4 は交差項を含む (4) 式を推定した結果をそれぞれ示している。各表のパネル A・B は 2005 年 3 月期を対象に監査報酬に関する変数を総報酬額と異常総報酬額として設定した場合のそれぞれの推定結果を示しており、パネル C・D は 2006 年 3 月期を対象に同様に監査報酬に関する変数を 2 つのパターンで推定した結果を表わしている。

表6.2 相関係数

Panel A: Pearson Correlation Matrix of 2005 data										
	AQ	SALESVLT	OPCYCLE	SIZE	LOSSDUM	TENURE7	TOTAL	ABTOTAL	TOTAL * TENURE7	ABTOTAL * TENURE7
AQ	1.0000									
SALESVLT	0.2646	1.0000								
OPCYCLE	0.2676	0.0252	1.0000							
SIZE	-0.1435	-0.1444	0.0121	1.0000						
LOSSDUM	0.1713	0.1621	-0.0070	-0.1474	1.0000					
TENURE7	-0.0819	-0.0838	0.0235	0.1437	-0.0062	1.0000				
TOTAL	-0.0582	-0.0617	0.0011	0.7871	-0.0899	0.0818	1.0000			
ABTOTAL	0.0838	0.0792	0.0099	0.0000	0.0000	-0.0080	0.5879	1.0000		
TOTAL * TENURE7	-0.0781	-0.0878	0.0210	0.2623	-0.0127	0.9712	0.2426	0.0916	1.0000	
ABTOTAL * TENURE7	0.0329	0.0036	-0.0005	0.0333	0.0033	-0.0064	0.4244	0.6730	0.1414	1.0000

Panel B: Pearson Correlation Matrix of 2006 data										
	AQ	SALESVLT	OPCYCLE	SIZE	LOSSDUM	TENURE7	TOTAL	ABTOTAL	TOTAL * TENURE7	ABTOTAL * TENURE7
AQ	1.0000									
SALESVLT	0.1494	1.0000								
OPCYCLE	0.0832	0.0301	1.0000							
SIZE	-0.1744	-0.1034	0.0368	1.0000						
LOSSDUM	0.1185	0.1032	0.0468	-0.1780	1.0000					
TENURE7	-0.0563	-0.0467	0.0484	0.0828	-0.0139	1.0000				
TOTAL	-0.0946	-0.0557	0.0066	0.7768	-0.1043	0.0034	1.0000			
ABTOTAL	0.0655	0.0326	-0.0086	0.0000	0.0000	-0.0327	0.6030	1.0000		
TOTAL * TENURE7	-0.0638	-0.0444	0.0477	0.1688	-0.0189	0.9751	0.1306	0.0548	1.0000	
ABTOTAL * TENURE7	0.0093	0.0112	0.0080	-0.0081	0.0311	-0.0356	0.3649	0.6171	0.1058	1.0000

注) 表はピアソンの相関係数を示している。

表6.3 分析結果

Cross-Sectional Regression Test of Accrual Quality on Audit Fees and Audit Partner Tenure and Control Variables.

Panel A: Total Fees

Dependent Variable = Accrual Quality (2005)					
Predicted Estimated Standard					
Independent Variables	Sign	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.039	0.011	3.569	[.000]
TENURE7	?	-0.005	0.001	-2.793	[.005]
TOTAL	?	0.009	0.002	3.282	[.001]
SALESVLT	+	0.058	0.031	1.878	[.060]
OPCYCLE	+	0.000	0.000	1.881	[.060]
SIZE	-	-0.005	0.001	-4.554	[.000]
LOSSDUM	+	0.018	0.005	3.622	[.000]
Number of Total Observations		2,058			
Adjusted R-squared		0.169			

Panel B: Abnormal Total Fees

Dependent Variable = Accrual Quality (2005)					
Predicted Estimated Standard					
Independent Variables	Sign	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.039	0.011	3.528	[.000]
TENURE7	?	-0.005	0.001	-2.921	[.004]
ABTOTAL	?	0.009	0.002	3.277	[.001]
SALESVLT	+	0.058	0.031	1.874	[.061]
OPCYCLE	+	0.000	0.000	1.866	[.062]
SIZE	-	-0.002	0.000	-3.813	[.000]
LOSSDUM	+	0.018	0.005	3.687	[.000]
Number of Total Observations		2,058			
Adjusted R-squared		0.169			

Panel C: Total Fees

Dependent Variable = Accrual Quality (2006)					
Predicted Estimated Standard					
Independent Variables	Sign	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.075	0.011	6.399	[.000]
TENURE7	?	-0.003	0.001	-1.873	[.061]
TOTAL	?	0.007	0.002	2.533	[.011]
SALESVLT	+	0.023	0.037	0.629	[.529]
OPCYCLE	+	0.000	0.000	2.498	[.013]
SIZE	-	-0.006	0.001	-5.337	[.000]
LOSSDUM	+	0.009	0.003	2.566	[.010]
Number of Total Observations		2,033			
Adjusted R-squared		0.062			

Panel D: Abnormal Total Fees

Dependent Variable = Accrual Quality (2006)					
Predicted Estimated Standard					
Independent Variables	Sign	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.074	0.011	6.385	[.000]
TENURE7	?	-0.003	0.001	-2.009	[.045]
ABTOTAL	?	0.008	0.002	2.888	[.004]
SALESVLT	+	0.023	0.037	0.629	[.529]
OPCYCLE	+	0.000	0.000	2.455	[.014]
SIZE	-	-0.004	0.000	-5.667	[.000]
LOSSDUM	+	0.009	0.003	2.659	[.008]
Number of Total Observations		2,033			
Adjusted R-squared		0.063			

注) White (1980)に基づき標準誤差を修正したt値およびそれに対するp値を示している(両側検定)。交差項を含んでいない。

表6.4 分析結果
Cross-Sectional Regression Test of Accrual Quality on Audit Fees and Audit Partner Tenure and Control Variables.

Panel A: Total Fees					
Dependent Variable = Accrual Quality (2005)					
Independent Variables	Sign	Predicted Estimated Standard			
		Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.037	0.011	3.418	[.001]
TOTAL	?	0.010	0.002	3.466	[.001]
TOTAL * TENURE7	?	-0.001	0.000	-2.349	[.019]
SALESVLT	+	0.059	0.031	1.877	[.061]
OPCYCLE	+	0.000	0.000	1.873	[.061]
SIZE	-	-0.005	0.001	-4.592	[.000]
LOSSDUM	+	0.018	0.005	3.622	[.000]
Number of Total Observations		2,058			
Adjusted R-squared		0.168			

Panel B: Abnormal Total Fees					
Dependent Variable = Accrual Quality (2005)					
Independent Variables	Sign	Predicted Estimated Standard			
		Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.039	0.011	3.504	[.000]
ABTOTAL	?	0.010	0.004	2.512	[.012]
ABTOTAL * TENURE7	?	-0.003	0.005	-0.573	[.566]
SALESVLT	+	0.059	0.031	1.869	[.062]
OPCYCLE	+	0.000	0.000	1.833	[.067]
SIZE	-	-0.003	0.000	-3.970	[.000]
LOSSDUM	+	0.018	0.005	3.644	[.000]
Number of Total Observations		2,058			
Adjusted R-squared		0.166			

Panel C: Total Fees					
Dependent Variable = Accrual Quality (2006)					
Independent Variables	Sign	Predicted Estimated Standard			
		Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.074	0.011	6.353	[.000]
TOTAL	?	0.007	0.002	2.643	[.008]
TOTAL * TENURE7	?	-0.001	0.000	-1.975	[.048]
SALESVLT	+	0.023	0.037	0.630	[.529]
OPCYCLE	+	0.000	0.000	2.493	[.013]
SIZE	-	-0.006	0.001	-5.343	[.000]
LOSSDUM	+	0.009	0.003	2.571	[.010]
Number of Total Observations		2,033			
Adjusted R-squared		0.062			

Panel D: Abnormal Total Fees					
Dependent Variable = Accrual Quality (2006)					
Independent Variables	Sign	Predicted Estimated Standard			
		Coefficient	Error	t-statistic	P-value
Intercept		0.074	0.011	6.375	[.000]
ABTOTAL	?	0.013	0.003	3.502	[.000]
ABTOTAL * TENURE7	?	-0.012	0.005	-2.251	[.024]
SALESVLT	+	0.023	0.037	0.634	[.526]
OPCYCLE	+	0.000	0.000	2.418	[.016]
SIZE	-	-0.004	0.000	-5.751	[.000]
LOSSDUM	+	0.009	0.003	2.712	[.007]
Number of Total Observations		2,033			
Adjusted R-squared		0.063			

注) White (1980)に基づき標準誤差を修正したt値およびそれに対するp値を示している(両側検定)。交差項を含む。

表 6.3 からは、監査報酬および継続年数に関する変数はこれまでの分析で得られた結果と同様であることが分かる。また、修正済決定係数(約 6%~17%)や他のコントロール変数に関してもこれまでと同様の傾向が観察された。次に、表 6.4 のパネル A をみると、総報酬額は会計発生高の質と有意に正の関係にあるが、継続年数(7年を超える場合)を

考慮した場合、総報酬額は会計発生高の質と有意に負の関係にあることが分かる。つまり、継続年数が7年を超えるほど長い場合、総報酬額の規模が大きいほど会計発生高の質が改善するという傾向にあることが明らかとなったのである。また、パネルC・DにおいてもパネルAと同様の傾向を示しているが、パネルBにおいては、交差項の係数の推計値の符号が負となっているものの有意ではない。したがって、全体としては、継続年数が7年を超えるほど長い場合、総報酬額・異常総報酬額の規模が大きくなるほど会計発生高の質が改善する傾向にあることが分かった。

当該分析結果から、継続年数が7年を超えるほど長い場合には、クライアント企業に対する知識や経験を監査人は十分に有しているので、監査報酬の多寡によって独立性が侵害され、会計発生高の質が低下するという関係が緩和されると解釈できる。しかしながら、本分析では、2年から3年といった継続年数が短い場合についての分析を行うことができていないので、より精緻なデータを収集して再度分析を行うことが必要である。また、本分析では、検証すべき仮説の設定を具体的に行っていないので、監査報酬および継続年数が会計発生高の質に対して及ぼす影響に関して具体的なストーリーを構築することが必要である。さらに、推定モデルに関しても更なる精緻化が必要であろう。このような限界を踏まえつつも、監査報酬と継続年数という複数の要因が会計発生高の質に対して及ぼす影響を調査した研究が国際的にもほとんど存在していないことから³⁶、この点で本分析の貢献があるといえる。次節では、これまでの分析によって得られた知見および限界について述べる。

6 結論と残された課題

本稿では、監査業務担当パートナーの継続年数が7年を超える場合において、監査業務担当パートナーの継続年数と財務諸表監査の質との関係を調査した。定量分析から明らかとなったのは、わが国においては監査業務担当パートナーの継続年数と会計発生高の質との間に負の関係が存在するということである。つまり、同一監査人による継続監査年数が7年を超えるほど長い場合、会計発生高の質が改善するという関係が明らかとなったのである。この結果は多くの先行研究とも一致するものであり、監査人は同一クライアント企業に対して継続的に監査を行うことによって、クライアント企業の事業内容や業界動向についての理解を深め、より効率的で効果的な監査を実施しているという関係性を示すものである。したがって、現行の規制が想定しているような継続年数が長くなることによる弊害よりも、むしろ監査人の学習効果によるベネフィットの方が影響が大きいことを示しているのである。

³⁶ 例えば、Gul et al. (2007) が同様の分析を行っている。

本研究の貢献点としてはまず、わが国における継続年数（7年を超える場合）と財務諸表監査の質との関係を初めて明らかにした点である。わが国は国際的にも有数の資本市場を抱えているにも係わらず、そのインフラストラクチャーである財務諸表監査制度に関する実態分析はほとんど行われていない。しかも、実態分析がほとんど行われていないにも係わらず、規範的な議論、さらにいえば十分な議論もなされないまま海外の制度をそのまま導入している。こうした実態を十分に考慮していない現行の制度に対する疑問を提起するという意味で、本研究の貢献がある。

また、現在国際的に進展している監査業務担当パートナーのローテーション制度について1つの証拠を提示できたという点でも貢献があるだろう。つまり、わが国は国際的にも珍しい監査業務担当パートナーレベルでの継続年数を調査できるので、現行で行われている規制に対するより直接的な証拠を提示できるという特徴がある。さらに、2005年3月期以降わが国では監査業務担当パートナーの継続年数（7年を超える場合のみ）を公開する制度が施行されているので、先行研究が行っているよりも継続年数が長い監査人が多数見受けられた。具体的には、先行研究では上限を10年前後とするデータを扱うものが大半であるが、わが国の場合最も長いもので40年を超える継続年数が記載されている企業も見受けられた。したがって、同様のデータを公開しているオーストラリア・台湾よりも詳細なデータを扱えるという意味で、国際的な監査研究に貢献することができるのである。そして、わが国の監査法人は個人事務所の寄り集まりといった趣が強く、これまで個人の会計士が長年にわたって同一企業の監査を行うという特殊な状況が存在していたので、諸外国とは異なるこうした特徴が分析結果に反映されているという点でも貢献があるだろう。また、多くの先行研究では異常会計発生高が財務諸表監査の質を代理する指標として用いられていたが、本研究では会計発生高の質という指標を新たに分析に用いたという点で先行研究を補完するものである。

また、第5節において、監査報酬と会計発生高の質との関係が、継続年数（7年を超える場合）を考慮した場合にどのように変化するかを検証した。分析の結果、継続年数が7年を超える場合、監査報酬の規模が大きいほど会計発生高の質が改善する傾向にあることが明らかとなった。これは、監査報酬と継続年数（7年を超える場合）といった複数の要因を同時に考慮することで、現行の会計・監査実務を解明するための新たな証拠を提示できる可能性を示している。このような観点から分析を行った研究は国際的にも限られていることから、本分析は国際的に進展している監査研究に資するものである。

しかしながら、本研究にはいくつかの限界がある。1つには、わが国では継続年数が7年以下であった場合は有価証券報告書からはデータが入手できないので、継続年数が短い場合（2～3年目）に、監査の失敗や財務諸表監査の質が低下するという関係を検証することができていない。また、財務諸表監査の質を代理する変数として会計発生高の質のみを用いているが、他の代替的な指標との関係も検証すべきであろう。さらに、2006年3月期

に大手監査法人が自主的に行っていた、監査業務担当パートナーのローテーションの影響を分析することも必要である。

補論 正常監査総報酬の推定方法

ここでは、監査人とクライアントとの経済的な結びつきを表す指標の一つとして異常監査報酬を推定する。Simunic (1980) を端緒とする監査報酬の決定要因を探る多くの研究において、監査報酬は主として、クライアントの規模、クライアントの事業の複雑性、クライアントの固有リスクの3つの要因の正関数であると仮定されている (Hay et al., 2006)³⁷。また、これらの3つの要因が監査報酬の決定要因であることを示唆する経験的証拠も多く、研究において提示されている (Craswell et al., 1995; Frankel et al., 2002; Whisenant et al., 2003; Chaney et al., 2004; Choi et al., 2006 など)。そこで、本稿でもこれらの先行研究にならい、以下の標準線形回帰モデルを設定する。

Simunic (1980) は、監査報酬の決定要因をモデル化しており、本分析で用いる標準線形回帰モデルにおいて、彼の提案した監査報酬の決定モデルに基づき変数の設定を行っている。なお、本分析で用いるサンプルは、本稿第4節・5節における分析で用いているものと同様である。

$$LNAUDITFEE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 SIZE_{i,t} + \alpha_2 SUBS_{i,t} + \alpha_3 LEVERAGE_{i,t} + \alpha_4 LOSSDUM_{i,t} + \alpha_5 BIG4_{i,t} + \alpha_6 CHANGE_{i,t} + \alpha_7 LIST_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (5)$$

まず、被説明変数 ($LNAUDITFEE_{i,t}$) として総報酬額 (監査報酬額と非監査報酬額の合計額) の自然対数値を設定する。次に、クライアント企業の規模を代理する変数として平均総資産額の自然対数値 ($SIZE_{i,t}$) を設定する。監査業務は企業規模³⁸が大きいほど多くの業務量が求められ、監査時間が増加し、最終的に監査報酬に反映されるので、企業規模に応じて監査報酬が増加すると考えられる。故に、当該変数の係数の推計値は有意に正になると予想される。また、事業の複雑性を表す変数として連結子会社数の自然対数値 ($SUBS_{i,t}$) を設定する。子会社数に関しては、子会社数に応じて監査人が往査すべき対象が増加することから、監査資源を多く投入しなければならず、結果として監査報酬が増加すると考えられる。したがって、当該変数の係数の推計値も正になると予想される。

³⁷ 監査報酬は監査に要した業務の量に応じて金額が決定されると考えられるので、業務量が多いと想定される企業ほど高い監査報酬を支払うことになる。この点に関しては、町田 (2003) を参照されたい。

³⁸ 企業の債権債務額の大きさは監査人が検証すべき監査対象項目の数を増やし、監査業務に要する時間が増加するので、最終的に監査報酬の増加に結びつくことになる。

これ以外にも、企業の固有のリスクを捉えるために負債の構成比率（総負債額/平均総資産額； $LEVERAGE_{i,t}$ ）と（当期純損失を計上した場合 1, それ以外を 0 とするダミー変数） $LOSSDUM_{i,t}$ 変数を用いる。監査人は監査リスクの高い企業に対して高い監査報酬を求めると考えられるので（Simunic and Stein, 1996），両変数の係数の推計値は正になると予想される。これは、監査人が財務諸表における重要な虚偽の表示を看過したことによって生じる、株主等の利害関係者による訴訟リスクに対処するために報酬額に含める要素である。つまり、企業規模や事業の複雑性といった監査業務に要する費用として計上される要素ではなく、監査の失敗に対するリスク部分を反映している。

さらに、監査人の規模に関する変数を設定する。監査人の規模は、1 つの監査契約の遂行に投入できる資源の量³⁹に影響を及ぼす項目であり、監査報酬の決定要因として重要である（監査人・監査報酬問題研究会, 2008）。監査業務は労働集約型の業務であるので、1 つの業務に投入した監査資源の量（人数および時間）が監査報酬に反映される傾向にある。具体的には、（監査人が新日本、あずさ、中央青山、トーマツであった場合 1, それ以外を 0 とするダミー変数） $BIG4_{i,t}$ 変数として監査人の規模に関する変数を設定する。当該変数の係数の推計値は有意に正になると予想される。

これに対して、米国を中心とした諸外国の監査市場を対象にした先行研究では、大手監査法人は他の監査法人に比べて提供している監査業務の質が高いと想定し、監査報酬に関してプレミアムを得ていると予想されている（Hay et al., 2006）。したがって、これらの先行研究に基づくのであれば、 $BIG4_{i,t}$ 変数の係数の推計値が有意に正になった場合、大手監査法人が監査報酬プレミアムを得ているという解釈に結びつくことになる。

米国の監査市場では、大手監査法人に次ぐ中小監査法人はそれなりの規模を有しており、現在の 4 大監査法人体制になる以前の 1990 年代頃までは 6 大、あるいは 8 大監査法人が競合していたという状況がある。しかしながら、わが国監査市場においては大規模法人による寡占化がかなりの程度進展しており⁴⁰、また、いわゆる 4 大監査法人（新日本・中央青山・あずさ・トーマツ）に次ぐ規模の監査法人がなく、4 大監査法人と中小監査法人との規模に大きな開きがある⁴¹。故に、諸外国を対象にした先行研究が想定しているような、監査市場における競争状況を前提として、提供する業務の品質の違いが監査報酬に上乘せられるという議論はわが国の監査実務には馴染まないと推測される。そこで、本分析では、監査法人の規模に関する変数は、1 業務当たりの監査資源の投入量を反映すると予想する。

また、監査人の交代の影響をコントロールするため、（監査人が交代した場合を 1, それ以外を 0 とするダミー変数） $CHANGE_{i,t}$ 変数を設定する。これは監査初年度における監

³⁹ 具体的には、1 日当たりに投入できる人数と時間数を意味している。

⁴⁰ 引頭（2007）において、全公開企業を対象にした 2007 年 3 月末時点における新日本・トーマツ・あずさ・みすず・あらた監査法人の市場占有率（社数ベース）は 81%であると報告されている。

⁴¹ 町田（2003）および日本経済新聞朝刊、2003 年 7 月 26 日、9 頁を参照されたい。

査報酬の値引き⁴²の影響をコントロールするために組み込んでいる。さらに、わが国では2004年3月末までJICPAによって標準監査報酬規定が公表されていた。当該規定が監査報酬の抑制に寄与してしまっているとの批判から、2003年の公認会計士法の改正に伴って、2004年4月1日以後廃止されている。規定廃止後も監査報酬の決定にあたって影響を与えていると予想されるので、証券取引所1部上場企業か否かというダミー変数 ($LIST_{i,t}$)⁴³を加える。

本分析では(5)式で表される標準線形回帰モデルをクロスセクションに推定する。わが国では、2005年4月にカネボウの粉飾決算が発覚し、最終的に同社の監査を担当した中央青山監査法人に対して監査業務の提供を停止する処分が金融庁によって行われた⁴⁴。こうした異常な事態が発生したために、近年は監査環境が年ごとによって大きく変わることが予想される。本研究の分析対象期間は2005年3月期と2006年3月期の2年間であり、カネボウ事件の影響を受けていると推測されるので、クロスセクション推定を行う。

以上の説明変数により、正常な監査報酬額の期待値を推定し、これと実際の監査報酬額との差額である異常監査報酬を算定する。具体的には、(5)式における残差 ($\varepsilon_{i,t}$) が異常監査報酬である。なお、添え字 i 、 t はそれぞれ、企業、期間を示している。

以下の表7において、(5)式で示した正常監査報酬の推定結果が示されている。推定にあたって外れ値が分析結果に及ぼす影響を考慮し、年度ごとに各変数の1パーセンタイル以下(99パーセンタイル以上)のものを1パーセンタイル(99パーセンタイル)の値に置換する外れ値処理を施している。2005年3月期において、修正済決定係数0.653であり、2006年3月期においては0.635である。また、White(1980)に基づき標準誤差を修正した t 値およびそれに対する p 値を示している。

説明変数は全体として予測符号と一致する結果を示している。しかし、 $LEVERAGE_{i,t}$ 変数と $CHANGE_{i,t}$ 変数のみが有意になっていない。 $CHANGE_{i,t}$ 変数に関しては、監査人の交代が行われた企業が2005年3月期で42社、2006年3月期で38社であったことから、交代した企業数と交代していない企業数との間に大幅な開きがあるため、結果の妥当性に関しては疑問が残る。また、 $LEVERAGE_{i,t}$ 変数は監査リスクを表す要因として設定していたが、わが国においてはメインバンクシステム⁴⁵が存在し、負債の構成比率が高いからといってそれが即時にデフォルト・リスクや財務制限条項に抵触することに結びつくとは限

⁴² 監査初年度における監査報酬の値引きに関して、DeAngelo(1981)やCraswell and Francis(1999)を参照されたい。また、わが国を対象にした研究としては、町田(2003)およびKasai(2009)が存在する。

⁴³ 標準監査報酬規定は、証券取引所の各上場部ごとに目安となる監査報酬額が規定されている。具体的には、証券取引所第1部・第2部・その他上場企業といった3つの区分で各々基準額が設定されている。実際には、第1部では約1千万円、第2部およびその他では約6~7百万円と規定されているので、本分析では第1部上場企業とそれ以外という区分を採用している。

⁴⁴ 日本経済新聞夕刊、2006年8月9日、16頁。

⁴⁵ メインバンクシステムの詳細に関してはシェアード(1993)を参照されたい。

表7 監査報酬モデルの推定結果

2005						
Panel A: Total Audit Fees						
Dependent Variable: Total Fees (2005)						
Independent Variables	Predicted Sign	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value	
Intercept		0.442	0.087	5.038	[.000]	
SIZE	+	0.212	0.009	22.950	[.000]	
SUBS	+	0.093	0.009	10.328	[.000]	
LEVERAGE	+	0.011	0.035	0.329	[.742]	
LOSSDUM	+	0.059	0.023	2.568	[.010]	
BIG4	+	0.132	0.016	7.796	[.000]	
CHANGE	-	-0.081	0.060	-1.353	[.176]	
LIST	+	0.052	0.017	3.065	[.002]	
Number of Total Observations		2,058				
Adjusted R-squared		0.653				

2006						
Panel B: Total Audit Fees						
Dependent Variable: Total Fees (2006)						
Independent Variables	Predicted Sign	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value	
Intercept		0.326	0.092	3.532	[.000]	
SIZE	+	0.226	0.009	23.166	[.000]	
SUBS	+	0.092	0.009	10.014	[.000]	
LEVERAGE	+	-0.011	0.038	-0.310	[.756]	
LOSSDUM	+	0.058	0.020	2.868	[.004]	
BIG4	+	0.1485	0.017	8.535	[.000]	
CHANGE	-	-0.012	0.049	-0.248	[.804]	
LIST	+	0.034	0.019	1.772	[.076]	
Number of Total Observations		2,033				
Adjusted R-squared		0.635				

注) White (1980) に基づき標準誤差を修正した t 値およびそれに対する p 値を示している (両側検定)。

らないという事情を反映していると推測される。さらに、わが国では会計数値を用いた指標を財務制限条項として設定することが一般的とはいえ、負債の構成比率が財務制限条項への接近度を代理しているかという点についても議論の余地がある⁴⁶。こうした理由から、他の諸外国と異なり $LEVERAGE_{i,t}$ 変数が有意になっていないのである。

クライアント企業の固有リスク、あるいは監査リスクを代理する変数に関して、町田 (2003) では、わが国においてはこうしたリスクが監査報酬に反映されていない現状が指摘されている。したがって、他の諸外国を対象とした先行研究において設定されていた監査リスクに関する要因は、わが国の実務には当てはまらない可能性がある。

また、八田 (2006) は、わが国では標準監査報酬規定が存在し、当該規定が監査報酬を抑制する役割を果たしていたことを指摘している。本分析では、標準監査報酬規定の存在が分析対象期間においても影響を及ぼしていると予想しており、 $LIST_{i,t}$ 変数は予想と一致する結果を示している。そして、企業規模や複雑性を表す変数の係数の推計値は有意に正であり、 t 値も大きいことから、わが国では企業規模や複雑性に応じて監査報酬額が決定

⁴⁶ この点に関しては稲村 (2009) を参照されたい。

されていることが明らかとなった。これは監査人・監査報酬問題研究会（2008）の結果と一致している⁴⁷。最後に、 $BIG_{i,t}$ 変数に関して、当該変数の係数の推計値は各年度において共に有意に正であり、大手監査法人と中小規模の監査法人とでは1契約あたりに投入できる監査資源の量が異なることを示している。

引用文献・参考文献

【洋文献】

- Accounting and Management of the Committee on Governmental Affairs. 1978. Improving the Accountability of Publicly Owned Corporations and Their Auditors. *The Journal of Accountancy* January: 88-96.
- American Institute of Certified Public Accountants, SEC Practice Section. 1992. *Statement of Position Regarding Mandatory Rotation of Audit Firms of Publicly Held Companies*. New York, NY: AICPA.
- American Institute of Certified Public Accountants. 1994. Special Committee on Financial Reporting, *Improving Business Reporting—A Customer Focus: Meeting the Information Needs of Investors and Creditors*.
- Ashbaugh, H., R. LaFond, and B. W. Mayhew. 2003. Do Nonaudit Services Compromise Auditor Independence? Further Evidence. *The Accounting Review* 78 (3): 611-639.
- Ashbaugh, H., D. W. Collins, W. R. Kinney, and R. LaFond. 2008. The Effect of SOX Internal Control Deficiencies and Their Remediation on Accrual Quality. *The Accounting Review* 83 (1): 217-250.
- Auditing Practices Board. 1995. *Statement of Auditing Standards 400: Audit Evidence*.
- Becker, C., M. DeFond, J. Jiambalvo, and K. Subramanyam. 1998. The Effect of Audit Quality on Earnings Management. *Contemporary Accounting Research* 15 (1): 1-24.
- Blouin, J., B. M. Grein, and B. R. Rountree. 2007. An Analysis of Forced Auditor Change: The Case of Former Arthur Andersen Clients. *The Accounting Review* 82 (3): 621-650.
- Cahan, S. F. and W. Zhang. 2006. After Enron: Auditor Conservatism and Ex-Andersen Clients. *The Accounting Review* 81 (1): 49-82.
- Carcello, J. V. and A. L. Nagy. 2004. Client Size, Auditor Specialization and Fraudulent Financial Reporting. *Managerial Auditing Journal* 19 (5): 651-668.

⁴⁷ 監査人・監査報酬問題研究会（2008）は、2006年4月決算から2007年3月決算に至る1年間において日本証券アナリスト協会ディスクロージャー研究会が公表している「証券アナリストによるディスクロージャー優良企業選定」にリスト・アップされた企業（112社）を対象に、監査報酬の決定要因に関する分析を行なっている。分析の結果、売上高、総資産額、子会社数の3つの変数は、それぞれ監査報酬と有意に正の関係になることが明らかとなった。

- Carey, P. and R. Simnett. 2006. Audit Partner Tenure and Audit Quality. *The Accounting Review* 81 (3): 653-676.
- Carson, E., N. Fargher, D. T. Simon, and M. H. Taylor. 2004. Audit Fees and Market Segmentation –Further Evidence on How Client Size Matters within the Context of Audit Fee Models. *International Journal of Auditing* 8 (1): 79-91.
- Chaney, P., D. Jeter, and L. Shivakumar. 2004. Self Selection of Auditors and Audit Pricing in Private Firms. *The Accounting Review* 79 (1): 51-72.
- Chen, C-Y., C-J. Lin, and Y-C. Lin. 2008. Audit Partner Tenure, Audit Firm Tenure, and Discretionary Accruals: Does Long Auditor Tenure Impair Earnings Quality? *Contemporary Accounting Research* 25 (2): 415-445.
- Chi, W. and H. Huang. 2004. Discretionary Accruals, Audit-Firm Tenure and Audit-Partner Tenure: An Empirical Case in Taiwan. *Working Paper*, National Chengchi University (http://aaahq.org/audit/midyear/04midyear/papers/Chi_Discretionary%20Accruals%20Audit-Firm%20Tenure%20and%20AuditorTenur.pdf) .
- Chi, W. and H. Huang. 2005. Discretionary Accruals, Audit-Firm Tenure and Audit-Partner Tenure: Empirical Evidence from Taiwan. *Journal of Contemporary Accounting and Economics* 1 (1): 65-92.
- Chi, W., H. Huang, Y. Liao, and H. Xie. 2009. Mandatory Audit Partner Rotation, Audit Quality, and Market Perception: Evidence from Taiwan. *Contemporary Accounting Research* 26 (2): 359-391.
- Choi, J-H., J-B. Kim, and Y. Zang. 2006. The Association between Audit Quality and Abnormal Accruals. *Working Paper*, The Hong Kong Polytechnic University (http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=848067) .
- Chung, H. and S. Kallapur. 2003. Client Importance, Nonaudit Services, and Abnormal Accruals. *The Accounting Review* 78 (4): 931-955.
- Committee on the Financial Aspects of Corporate Governance. 1992. *Report of the Committee on the Financial Aspects of Corporate Governance*. London, U.K: Gee and Co. Ltd.
- Coulton, J., C. M. S. Ruddock, and S. L. Taylor. 2007. Audit Fees, Non-Audit Services and Auditor-Client Economic Bonding. *Working Paper*, University of New South Wales (http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=964792) .
- Craswell, A. T. and J. R. Francis. 1999. Pricing Initial Audit Engagements: A Test of Competing Theories. *The Accounting Review* 74 (2): 201-216.
- DeAngelo, L. E. 1981. Auditor Independence, ‘low Balling’, and Disclosure Regulation. *Journal of Accounting and Economics* 3 (2): 113-127.
- Dechow, P. M. and I. D. Dichev. 2002. The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual

- Estimation Errors. *The Accounting Review* 77 (Supplement): 35-59.
- DeFond, M. L. and K. R. Subramanyam. 1998. Auditor Changes and Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 25 (1): 35-67.
- Doyle, J. T., W. Ge, and S. McVay. 2007. Accruals Quality and Internal Control over Financial Reporting. *The Accounting Review* 82 (5): 1141-1170.
- Fargher, N., H-Y. Lee, and V. Mande. 2008. The effect of Audit Partner Tenure on Client Managers' Accounting Discretion. *Managerial Auditing Journal* 23 (2): 161-186.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 (2): 295-327.
- Frankel, R. M., M. F. Johnson, and K. K. Nelson. 2002. The Relation between Auditors' Fees for Nonaudit Services and Earnings Management. *The Accounting Review* 77 (Supplement): 71-105.
- Geiger, M. A. and K. Raghunandan. 2002. Auditor Tenure and Audit Reporting Failures. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 21 (1): 67-78.
- Ghosh, A. and D. Moon. 2005. Auditor Tenure and Perceptions of Audit Quality. *The Accounting Review* 80 (2): 585-612.
- Ghosh, A. and S. Lustgarten. 2006. Pricing of Initial Audit Engagements by Large and Small Audit Firms. *Contemporary Accounting Research* 23 (2): 333-368.
- Gul, F. A., S. Y. K. Fung, and B. Jaggi. 2009. Earnings Quality: Some Evidence on the Role of Auditor Tenure and Auditors' Industry Expertise. *Journal of Accounting and Economics* 47 (3): 265-287.
- Gul, F. A., B. L. Jaggi, and G. V. Krishnan. 2007. Auditor Independence: Evidence on the Joint Effects of Auditor Tenure and Nonaudit Fees. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 26 (2): 117-142.
- Hay, D. C., W. R. Knechel, and N. Wong. 2006. Audit Fees: A Meta-analysis of the Effect of Supply and Demand Attributes. *Contemporary Accounting Research* 23 (1): 144-191.
- Hoitash, R., A. Markelevich, and C. A. Barragato. 2007. Auditor Fees and Audit Quality. *Managerial Auditing Journal* 22 (8): 761-786.
- International Federation of Accountants. 2003. *Code of Ethics*. New York, N.Y.: IFAC.
- Johnson, V. E., I. K. Khurana, and J. K. Reynolds. 2002. Audit-Firm Tenure and the Quality of Financial Reports. *Contemporary Accounting Research* 19 (4): 637-660.
- Johnson, E. N., K. B. Walker, and E. Westergaard. 1995. Supplier Concentration and Pricing of Audit Services in New Zealand. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 14 (2): 74-89.
- Kasai, N. 2009. The Effects of Auditor Change on Audit Fees: Empirical Evidence from Japan. *Journal of International Business Research* 8 (Special Issue 2): 17-28.

- Kinney, W. R. and R. Libby. 2002. Discussion of the Relation between Auditors' Fees for Nonaudit Services and Earnings Management. *The Accounting Review* 77 (Supplement): 107-114.
- Larcker, D. F. and S. A. Richardson. 2004. Fees Paid to Audit Firms, Accrual Choices, and Corporate Governance. *Journal of Accounting Research* 42 (3): 625-658.
- Magee, R. P. and M. Tseng. 1990. Audit Pricing and Independence. *The Accounting Review* 65 (2): 315-336.
- Manry, D. L., T. J. Mock, and J. L. Turner. 2008. Does Increased Audit Partner Tenure Reduce Audit Quality? *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 23 (4): 553-572.
- Mautz, R. K. and H. A. Sharaf. 1961. *The Philosophy of Auditing*. Sarasota, Florida: American Accounting Association (近澤弘治監訳. 関西監査研究会訳. 1987. 『監査理論の構造』中央経済社) .
- Myers, J. N., L. A. Myers, and T. C. Omer. 2003. Exploring the Term of the Auditor-Client Relationship and the Quality of Earnings: A Case of Mandatory Auditor Rotation? *The Accounting Review* 78 (3): 779-799.
- Myers, J. N., L. A. Myers, Z-V. Palmrose, and S. Scholz. 2005. The Length of Auditor-Client Relationships and Financial Statement Restatements. *Working Paper*, Southern Methodist University ([http://acctwkshop.cox.smu.edu/acctwkshop/W20052006/mmps.pdf](http://acctwkshop.cox.smu.edu/acctwkshop/W20052006/mmmps.pdf)) .
- Nagy, A. L. 2005. Mandatory Audit Firm Turnover, Financial Reporting Quality, and Client Bargaining Power: The Case of Arthur Andersen. *Accounting Horizons* 19 (2): 51-68.
- PricewaterhouseCoopers LLP. 2002. *Mandatory Rotation of Audit Firms: Will It Improve Audit Quality?* New York, NY: PricewaterhouseCoopers LLP.
- Reynolds, J. K. and J. R. Francis. 2000. Does Size Matter? The Influence of Large Clients on Office Level Auditor Reporting Decisions. *Journal of Accounting and Economics* 30 (3): 375-400.
- Reynolds, J. K., D. R. Deis, Jr., and J. R. Francis. 2004. Professional Service Fees and Auditor Objectivity. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 23 (1): 29-52.
- Simunic, D. A. 1980. The Pricing of Audit Services: Theory and Evidence. *Journal of Accounting Research* 18 (1): 161-190.
- Simunic, D. A. 1984. Auditing, Consulting, and Auditor Independence. *Journal of Accounting Research* 22 (2): 679-702.
- Simunic, D. A. and M. T. Stein. 1987. *Product Differentiation in Auditing: A Study of Auditor Effects in the Market for New Issues*. The Canadian Certified General Accountants' Research Foundation.
- Simunic, D. A. and M. T. Stein. 1996. The Impact of Litigation Risk on Audit Pricing: A Review of the Economics and the Evidence. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 15 (Supplement):

119-134.

Special Investigative Committee of the Board of Directors of Enron Corp. 2002. *Report of Investigation*

(<http://fl1.findlaw.com/news.findlaw.com/hdocs/docs/enron/sicreport/sicreport020102.pdf>) .

Srinidhi, B. N. and F. A. Gul. 2007. The Differential Effects of Auditor's Nonaudit and Audit Fees on Accrual Quality. *Contemporary Accounting Research* 24 (2): 595-629.

Srinidhi, B. N., S. Leung, and F. A. Gul. 2008. Auditor Tenure and Earnings Quality: Effects of Client-Specific Knowledge. *The Proceedings of the Accounting and Finance Association of Australia and New Zealand 2008 Conference*

(http://www.afaanz.org/openconf-afaanz2008/modules/request.php?module=oc_proceedings&action=proceedings.php&a=Accept+as+Paper) .

Tafara, E. 2006. A Race to the Top: International Regulatory Reform Post Sarbanes-Oxley. *International Financial Law Review* 25 (9): 12-18.

The American Institute of Certified Public Accountants, SEC Practice Section Reference Manual, Section 1000. 2003. *ORGANIZATIONAL STRUCTURE AND FUNCTIONS OF THE SEC PRACTICE SECTION OF THE AICPA DIVISION FOR CPA FIRMS*

(<http://ftp.aicpa.org/public/download/members/div/secps/referencemanual/Ref1000.pdf>) .

The Commission on Auditors' Responsibilities. 1978. *Report, Conclusions, and Recommendations*. American Institute of Certified Public Accountants (鳥羽至英訳. 1990. 『財務諸表監査の基本的枠組みー見直しと勧告ー』 白桃書房) .

United States Government Accountability Office. 2003. *PUBLIC ACCOUNTING FIRM: Required Study on the Potential Effects of Mandatory Audit Firm Rotation*, GAO-04-216. Washington D.C.: Government Printing Office (<http://www.gao.gov/new.items/d04216.pdf>) .

United States Government Accountability Office. 2003. *PUBLIC ACCOUNTING FIRM: Required Study on the Potential Effects of Mandatory Audit Firm Rotation*, GAO-04-216 (八田進二・橋本尚・久持英司訳. 2006. 『監査事務所の強制的交代』 白桃書房) .

United States Government Accountability Office. 2004. *MANDATORY AUDIT FIRM ROTATION STUDY: Study Questionnaires, Responses, and Summary of Respondents' Comments*, GAO-04-217, Washington D.C.: Government Printing Office (<http://www.gao.gov/new.items/d04217.pdf>) .

United States Senate. 1977a. *The Accounting Establishment, A Staff Study Prepared by the Subcommittee on Reports, Accounting and Management of the Committee on Government Operations*. U.S. Government Printing Office.

United States Senate. 1977b. *Hearings before the Subcommittee on Reports, Accounting and Management of the Committee on Government Operations*. United States Senate Ninety-fifth

Congress First Session, April 19, 21; May 10, 12, 24, 26; June 9 and 13, 1977, U.S. Government Printing Office.

- Whisenant, S., S. Sankaraguruswamy, and K. Raghunandan. 2003. Evidence on the Joint Determination of Audit and Non-Audit Fees. *Journal of Accounting Research* 41 (4): 721-744.
- White, H. 1980. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and A Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48 (4): 817-838.

【和文献】

- 稲村由美. 2009. 「利益マネジメント研究における負債比率仮説の前提に関する分析」『企業会計』61 (6) : 160-166.
- 引頭麻美. 2007. 「監査法人の寡占化とそれにどう対応するか～日本のケース～」『会計・監査ジャーナル』(629) : 119-125.
- 笠井直樹. 2009. 「監査人の受け取る報酬と会計発生高の質との関係」『六甲台論集—経営学編—』56 (1) : 17-31.
- 監査人・監査報酬問題研究会. 2008. 『上場企業監査人・監査報酬白書 2008年版』日本公認会計士協会出版局.
- 金融庁金融審議会公認会計士制度部会. 議事録. 2002年12月17日
(<http://www.fsa.go.jp/news/newsj/14/singi/f-20021217-1.pdf>).
- 金融庁金融審議会公認会計士制度部会. 議事録. 2006年4月26日
(http://www.fsa.go.jp/singi/singi_kinyu/kounin/gijiroku/20060426.pdf).
- 金融庁金融審議会公認会計士制度部会報告. 2006年12月22日. 「公認会計士・監査法人制度の充実・強化について」(http://www.fsa.go.jp/singi/singi_kinyu/tosin/20061222.pdf).
- ポール・シェアード. 1993. 「日本の株式持合いと企業支配」『フィナンシャル・レビュー』(28) : 56-92.
- 柴田英樹. 2008. 「日本的監査風土の「いま」と今後」『人文社会論叢 社会科学篇』20 : 19-40.
- 週刊「経営財務」編集部. 2005. 「監査法人のローテーションは“非現時的”」『週刊 経営財務』(2743) : 6-7.
- 週刊「経営財務」編集部. 2007. 『「監査人別監査会社」「会社別監査人・監査報酬」一覧』税務研究会.
- 須田一幸・首藤昭信. 2004. 「経営者の利益予想と裁量的会計行動」須田一幸編著『ディスクロージャーの戦略と効果』森山書店 : 211-229.
- 鳥羽至英. 2009. 『財務諸表監査 理論と制度【基礎篇】』国元書房.
- 日本監査研究学会特別委員会. 2006年9月17日. 「監査事務所の強制的ローテーションに関する実態調査研究特別委員会報告書」

(<http://www.dobunkan.co.jp/audit/download/img/houkoku.pdf>).

『日本経済新聞朝刊』。「監査法人，収入格差広がる，大手増収，シェア 9 割」. 2003 年 7 月 26 日. 9 頁.

『日本経済新聞夕刊』。「カネボウ粉飾，元会計士有罪，地裁判決，監査法人の責任指摘－厳罰化の検討も進む」. 2006 年 8 月 9 日. 16 頁.

日本公認会計士協会. 2002 年 4 月. 「法定監査の標準報酬規定」

日本公認会計士協会. 2005 年 10 月 25 日. 「会長声明 公認会計士監査の信頼性の回復に向けて」

(http://www.hp.jicpa.or.jp/ippan/so_jpn_cpa/images/president-message20051025.pdf).

八田進二. 2006. 『これだけは知っておきたい内部統制の考え方と実務』 日本経済新聞社.

パーデック・M・アンドリュース. 2001. 『証券取引勧誘の法規制－「開示義務」「説明義務」を越えて－』 商事法務研究会.

林隆敏・町田祥弘・松本祥尚. 2005. 「わが国監査報酬の開示実態」『週刊 経営財務』(2723) : 24-37.

林隆敏. 2005. 『継続企業監査論』 中央経済社.

町田祥弘. 2003. 「わが国における監査契約の解除問題と監査リスクの評価」『会計』164 (5) : 103-116.

矢澤憲一. 2004. 「監査人の交代が会計政策に与える影響」『一橋論叢』132 (5) : 144-164.

矢澤憲一. 2008. 「監査報酬と利益の質－専門性・独立性低下仮説の検証－」『会計』174 (3) : 89-102.

【法律・条令・基準など】

107th Congress of the United States. July 30. 2002. Sarbanes-Oxley Act.

Securities and Exchange Commission. February 5. 2001. *Final Rule: Revision of the Commission's Auditor Independence Requirements* (<http://www.sec.gov/rules/final/33-7919.htm>) .

金融庁. 「企業内容等の開示に関する内閣府令」. 2004 年 4 月 1 日.

金融庁. 「公認会計士法の一部を改正する法律」. 2004 年 4 月 1 日.

金融庁. 「公認会計士法の一部を改正する法律」. 2007 年 6 月 27 日.