

【研究ノート】

標準監査報酬モデルの信頼性の検討

上野 学*・木村 史彦**

要 旨

被監査会社が監査人に対して支払う報酬（監査報酬）は、監査人の消費する資源と負うリスクを反映するものとして決定されると考えられる（Simunic, 1980）。監査が適切な報酬水準の下で実施されることは、監査に対して必要な資源が投下されるための前提となることから、監査の品質の維持に不可欠である。

監査報酬研究は二つの視点で実施されてきた。一つは、分析対象企業の監査報酬水準が想定される因子と相関しているのかを検証することを通じて、監査報酬水準の適正性を評価することを目指した研究であり、もう一つは、分析者が監査報酬に影響を及ぼすと予想する事象ないし因子が、実際に監査報酬に影響を及ぼしているか否かを検証する研究である。いずれの研究においても、一定の合意を得られた決定因子を規定した監査報酬モデル（標準監査報酬モデル）が適用されており、監査報酬研究において標準監査報酬モデルの重要性は極めて高いといえる。

こうした点をふまえ、本稿では、監査人・監査報酬問題研究会（2012、第6章）が提示した標準監査報酬モデルについて、分析期間を拡張した上で、パネルデータ分析および年度別の分析を実施することで、その信頼性を検証した。2004年4月期から2019年3月期にわたる検証の結果、概ね信頼性を有すると評価できるものの、監査の実証手続および統制リスクに係る一部の代理変数については、標準監査報酬モデルの決定因子としては適切でないと結論づけられる。

1. はじめに

被監査会社が監査人に対して支払う報酬（監査報酬）は、監査人の消費する資源と負うリスクを反映するものとして決定されると考えられる（Simunic, 1980）。監査が適切な報酬水準の下で実施されることは、監査に対して必要な資源が投下されるための前提となることから、監査の品質の維持に不可欠である。

日本では、日本公認会計士協会の会則の記載事項に含められる形で、標準監査報酬規定が定

められ、それにもとづき、監査報酬額が決定されてきた経緯がある。しかしながら、大蔵省公認会計士審査会監査制度小委員会（当時）は、2000年に「監査制度を巡る問題点と改革の方向」を公表し、「監査報酬は、適正な監査日数と適正な費用を見積もった上で当事者間の協議で決定されるべきものと考えられ、標準監査報酬制度についてはこれを廃止すべきと考えられる。」と提言した。そして、この提言を受けて2003年に公認会計士法が改正されたことをふまえ、2004年に標準監査報酬規定が廃止され、被監査会社と監査人の交渉の下で監査報酬額が決定されることとなった。

ただし、こうした制度の変更が、高品質の監査を担保する監査報酬水準をもたらすのかにつ

* 金沢学院大学経済学部 准教授・東北大学大学院経済学研究科 客員研究員

** 東北大学大学院経済学研究科 教授

いては必ずしも明らかではない。すなわち、監査人が被監査会社に対して適切な交渉力を有しているのであれば、監査報酬額が適切な水準になると予想される一方、そうでない場合には低い水準となる懸念がある。実際、日本の上場会社の監査報酬額は平均的に見て、米国に比べて非常に低廉な水準にあり、その差異が拡大傾向にあることから、監査報酬の水準が監査人の消費する資源と負うリスクを反映しているのかについて疑問が呈されている（監査人・監査報酬問題研究会，2020）。

以上のような状況の下で、監査報酬研究の重要性は高まっている。米国等では、Simunic（1980）を嚆矢として監査報酬に係る実証研究が蓄積されてきた。一方、日本においても証券取引法の改正にともない2004年3月期より有価証券報告書で監査報酬が開示されるようになり、データの入手可能性が高まったことを背景として、監査報酬の実証研究の蓄積が進んでいる。

ここで監査報酬研究は二つの視点で実施されている。一つは分析対象企業の監査報酬水準が想定される決定（影響）因子と相関しているのかを検証することを通じて、監査報酬水準の適正性を評価することを目指した研究であり、日本の上場企業を対象とするこのような研究としては、矢澤（2009, 2012）および高田（2017a）があげられる。もう一つは、分析者が監査報酬に影響を及ぼすと予想する事象ないし決定因子が、実際に監査報酬に影響を及ぼしているか否かを検証する研究であり、日本の上場企業を対象とするこのような研究としては、高田（2010）、Fukukawa（2011）、Kim and Fukukawa（2013）、高田（2015）、高田（2017b）があげられる。

監査報酬研究では、実証分析で得られた知見等を考慮し、一定の合意を得られた決定因子を規定した監査報酬モデル（標準監査報酬モデル）が用いられることが多い。監査報酬水準の適正

性の説明を試みる研究では標準監査報酬モデルにもとづいて推定された標準的な監査報酬と分析対象企業の監査報酬の乖離をもってその多寡を論じている（監査人・監査報酬問題研究会，2012）。また、監査報酬に対する決定因子の解明を目指す研究では、分析者が関心を寄せる決定因子（変数）以外の因子をコントロールするために用いられている。それゆえ、監査報酬研究において、標準監査報酬モデルは重要な役割を果たしているといえる。

本稿では、監査人・監査報酬問題研究会（2012，第6章）が提示した標準監査報酬モデルを分析対象とする。このモデルを選択した理由は、彼らの研究が標準監査報酬モデルの構築を明示的に目的とした研究であるからである。彼らは、2009年3月期の上場会社をサンプルとして、ステップワイズ分析を通じて決定因子を推定している。この手法は探索的に決定因子を抽出する客観性の高いものである。ただし、単年度のデータによって析出されたものであることから、年度効果や企業個別効果を含めた場合、あるいは異なる年度において、妥当な決定因子となるのかについては、必ずしも明らかではない。

そこで本稿では、分析期間を2004年4月期から2019年3月期までに拡張することで、(1) パネルデータとして分析することによる企業個別効果の検証¹⁾、(2) 年度別分析を実施する。(1) について、監査人・監査報酬問題研究会（2012，第6章）では、それらの効果の影響を考慮しているのか否かについて言及されていないが、彼らが特定化した要因が個別効果を含めることで変化するのであれば、標準監査報酬モデルの決定因子として適切ではない可能性がある。一方(2) を通じ、経済環境や制度的環境の変化が及ぼす影響の有無を検証することができる。

1) 後述するが、年度ダミーのみを追加した検証も実施する。

本稿では信頼性を「検証結果の一貫性」として捉えるが、拡張したサンプルの検証において同様の結果が得られることで信頼性があると評価する。標準監査報酬モデルの信頼性は、監査報酬研究の信頼性に直結するところであり、その状況を把握することには一定の意義があると考えられる。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では監査報酬の決定因子をめぐる議論を整理したうえで、標準監査報酬モデルについて概説する。第3節でリサーチデザインを、第4節では検証結果を示す。そして、第5節で結論と今後の課題に言及する。

2. 監査報酬の決定因子と標準監査報酬モデル

2.1 先行研究の概観

標準監査報酬モデルの概説に先立ち、監査人・監査報酬問題研究会（2012、第6章）の監査報酬の決定因子の特定にあたって参照したとされる先行研究の一部を概観する²⁾。

2.1.1 米国を中心とする実証研究の概観

Simunic（1980）は、監査報酬を経済学的視点で分析した嚆矢の研究である。Simunicは監査人のワークロードの量と被監査会社・監査人が負う将来の財務報告の結果生じる損失によって監査報酬を説明するモデルを構築した上で、監査報酬が被監査会社の事業の規模、複雑性、リスクで説明できることを示した。さらに、大手監査事務所（当時の8大監査事務所）のマーケッ

トセグメントのシェアに関係なく、株式を公開している会社の監査市場では価格競争が行き渡っているとの仮定の下で、大手監査事務所が監査している企業の監査報酬が低くなると予想している。そして、1977年に実施した調査票調査から得た監査報酬データを用い、固有リスク（売上債権、棚卸資産、損失の計上）、事業の規模（総資産額）、複雑性（連結子会社数、海外資産）、監査人が大手監査法人か否かが監査報酬の決定因子となることを示唆した。

Menon and Williams（2001）は、監査報酬の時系列的なトレンドの解明を試みている。彼らは被監査会社の規模、複雑性、リスクの変化を調整することで、実質的な監査報酬水準の変化を捉えようとした。サンプルを1980年から1997年の間に監査報酬を自主的に開示していた当時の6大監査事務所の被監査会社とする分析の結果、1980年代においては監査報酬が増加したが、1990年代には横ばいとなったこと、とりわけ、米国公認会計士協会（American Institute of Certified Public Accountants：AICPA）の監査基準審議会（Auditing Standard Board：ASB）が期待ギャップに対応する一連の監査基準書を公表した1988年に大幅な増加していることを見出した。ただし、こうした監査報酬の増加傾向は、物価の上昇およびそれに伴う公認会計士の給与の上昇を反映している可能性があることをふまえ、Menon and Williams（2001）は、これらを考慮した追加的な検証を実施したところ、実質的には監査報酬が1991年から減少傾向にあり、1980年代の水準に戻っていることを示唆した。

Hay et al.（2006）は、標準監査報酬モデルについて、147の論文をもとにメタ分析を行っている。彼らは事業規模、コントロール変数群、検証変数群にモデルを要約してメタ分析を実施し、事業規模が重要なファクターであること、複雑性は81%の研究で監査報酬と正の有意な関係を有していること、そして、固有リスクは

2) 本稿で取り上げた以外に、DeAngelo（1981）、Palmore（1986a, 1986b）、Francis and Simon（1987）、Craswell, Francis and Taylor（1995）、Behn et al.（1999）、Johnston and Bedard（2001）、Menon and Williams（2001）、Ireland and Lennox（2002）、矢澤（2008）、高田（2008）がある。また、監査報酬研究に係る包括的なサーベイは矢澤（2012）を参照して頂きたい。

71%の研究で監査報酬と正の有意な関係を見出していることを見出した。

2.1.2 わが国を対象とする実証研究の概観

矢澤(2007)は2003年の公認会計士法改正によって一定の非監査業務が禁止された状況における、監査報酬と非監査報酬の関係の解明を目的とした研究である。矢澤(2007)は監査報酬モデルの構築を意図した研究ではないが³⁾、検証のプロセスで、監査報酬モデルを適用している。そこでは、監査報酬の決定因子として、期首総資産、従業員数、セグメント数(事業別、所在地別)、海外売上高、棚卸資産と売上債権の合計、特別損益項目の有無、デリバティブ債務、退職給付債務、損失の計上、負債比率、継続企業の前提に関する追記情報の有無、企業業績(ROA)、流動比率、株価純資産倍率、売上高成長率、監査人の規模(大手監査法人か否か)、SEC基準の採用、監査人の交代、共同監査の実施、前年度における合併の有無、東京証券取引所1部上場会社であるか否か、決算日から決算発表日までの日数を含めている。そして、2004年3月期から2006年3月期までの上場企業を分析対象とする検証の結果、一部変数(所在地別セグメント数、海外売上高、デリバティブ債務、監査人の交代、共同監査)を除き、統計的に有意な決定因子であることを見出した。

矢澤(2009)は、監査報酬モデルの構築を試み、その信頼性・妥当性を検証している。先行研究をふまえ、決定因子としては、期首総資産、子会社数、流動資産、裁量的会計発生高、売上高成長率、企業業績(ROA)、損失の計上、負債比率、債務超過か否か、流動比率、監査人の規模、監査の専門性(被監査会社数ベースでの市場シェア)、株価純資産倍率、SEC基準の採用、売上高成長率、決算日から決算発表日までの日数、そして共同監査の実施を取り上げている。2004年3月期から2007年3月期までの検証の結果、企業業績、損失の計上、監査の専門

性以外の因子が有意であることを見出した。また矢澤(2009)は、規模、業績、年次でサブサンプルに分割した分析を実施し、規模別に分割した場合には大規模企業の方がモデルの説明力が高いこと、業績別に区分した場合、業績が良好な企業の方がモデルの説明力が高いこと、そして、年次ごとの分析では、2004年3月期から2007年3月期にかけて、モデルの当てはまりが改善していることを示唆した³⁾。

2.2 標準監査報酬モデルの概要

監査人・監査報酬問題研究会(2012、第6章)は、標準監査報酬モデルについて、監査報酬の決定状況にもとづいて帰納的に求められてきたものであると指摘している。そして、日本の監査・関連する諸制度および先行研究の概観を通じて候補となる因子(変数)を選定し、ステップワイズ分析を通じて選択した上で、データの入手可能性を考慮しつつ、日本版の標準監査報酬モデルの構築を試みている⁴⁾。

そこで構築された標準監査報酬モデルは、監査報酬の自然対数値を従属変数、下記で示す監査報酬に対する決定因子に係る代理変数を独立変数とする線形回帰モデルとなっている。

- (1) 期首総資産の自然対数値(*Assets*): 企業の事業規模に係る代理変数であり、Simunic(1980)以降の監査報酬研究で広く適用されている。一般的に事業規模はシステマティックに監査報酬と正の相関を有する決定因子となることから、*Assets*は監査報酬に対して正の関係を有すると

3) その後、矢澤(2012)では、矢澤(2009)の分析期間を拡張した検証が実施されている。

4) 例えば、海外の研究で決定因子として析出されることが多い「監査法人の産業別シェア」については日本では上場企業の監査における大手監査法人のシェアが大きいことから、「継続監査年数」についてはデータの網羅的な入手可能性に制約があることから除外している。

予想される。

- (2) 棚卸資産残高と売上債権残高の合計額を総資産残高で除した値 (*INVAR*) : 監査手続上の実証手続を構成する立会、確認等の時間に係る代理変数であり、この値が高いほど固有リスクが高いと考えられ、監査人は被監査会社に対し、より高い監査報酬を求めると考えられる。そこで、*INVAR* は監査報酬に対して正の関係を有すると予想される。
- (3) 流動比率 (*Liquid*) : 期末流動資産残高を期末流動負債残高で除した比率として定義される⁵⁾。*Liquid* は財務困窮リスクに関する代理変数である。財務困窮リスクが高い状況にある場合、より慎重な監査が求められることから、監査報酬額が大きくなると考えられる。そこで、監査報酬に対して負の関係を有すると予想される。
- (4) 継続企業の前提に関する注記の有無を示すダミー変数 (*GC*) : 継続企業の前提に関する注記を記載していれば1、そうでなければ0とする。*GC* についても財務困窮リスクに関する代理変数となり、監査報酬に対して正の関係を有すると予想される。
- (5) 親会社株主に帰属する当期純利益が損失か否かを示すダミー変数 (*Loss*) : 親会社株主に帰属する当期純利益が損失である場合には1、そうでなければ0とする⁶⁾。*Loss* についても財務困窮リスクに関

する代理変数となり、監査報酬に対して正の関係を有すると予想される。

- (6) 連結子会社数 (*Subs*) : 連結子会社数に1を加えた値の自然対数値として定義される。*Subs* は監査手続に影響を及ぼす事業構造の複雑性に係る変数となるが、事業構造が複雑であるほど、監査報酬額が求められると考えられることから、監査報酬に対して正の関係を有すると予想される。
- (7) 上場市場 (*Market*) : 上場市場が新興市場 (東京証券取引所マザーズ、名古屋証券取引所セントレックス、福岡証券取引所 Q-Board、札幌証券取引所アンビシャス、ジャスダック) 以外であれば1、そうでなければ (新興市場に上場していれば) 0とする。新興市場に上場する企業については、統制リスクが大きいことから、監査人は被監査会社に対し、より高い監査報酬を求めると考えられる。したがって、本変数については、負の関係を有することが予想される。
- (8) 監査法人の規模 (*Auditor*) : 大手監査法人 (EY 新日本有限責任監査法人、有限責任あずさ監査法人、有限責任監査法人トーマツ、PwC あるいは有限責任監査法人) が監査を実施している場合に1、そうでなければ0とする⁷⁾。この変数は Simunic (1980) 以降の監査報酬研究で広く適用されているが、被監査会社との交渉力の観点から大手監査法人が監査している場合には、監査報酬が高くなると考えられる。そこで *Auditor* は、監査報酬に対して正の関係を有すると予想される。

5) 監査人・監査報酬問題研究会 (2012, 第6章) では、流動比率について詳細な定義を示していない。そこで本稿では、矢澤 (2009, 2012) など多くの研究に従い、流動比率について一般的な期末流動資産残高を期末流動負債残高で除した比率として定義する。

6) 連結財務諸表を公表していない場合には当期純利益を適用する。

7) 各監査法人の名称は分析時点のものであり、その前身となる監査法人を含んでいる。

3. リサーチデザイン

3.1 サンプルセレクション

分析対象期間を監査報酬の開示が開始された2004年4月期から2019年3月期までとし⁸⁾、日本の証券取引所に上場している企業を分析対象企業とする。連結財務諸表に対する監査報酬を分析対象とするが、連結財務諸表を公表していない企業・年については個別財務諸表に対する監査報酬を対象とする。ただし、以下の企業・年はサンプルから除外する。

- (1) 分析年およびその前期が変則決算である
- (2) 証券コード協議会業種別分類（大分類）で金融・保険業に属する
- (3) 日本基準以外の会計基準（SEC基準、国際財務報告基準）を適用している
- (4) 共同監査（複数の監査法人または会計事務所によって共同で実施される一つの企業の監査）を受けている
- (5) 純資産残高が負である
- (6) 分析に必要なデータが収集できない

財務データおよび上場市場に関するデータは、日経NEEDS-FinancialQUEST、監査人のデータは「企業基本データ」の監査法人・監査意見データ、監査報酬データは「企業基本データ」の役員報酬データから入手した（いずれも日本経済新聞社）。以上の基準の下で、42,923企業・年のデータが収集された。また、検証に際し、異常値の影響を緩和するために、各連続変数の99パーセントイル以上または1パーセントイル以下の値を異常値とみなし、各々を99パーセントイル、1パーセントイルの値に置換する処理（winsorizing）を実施する。

8) 本稿では4月から翌年3月までを年度とする（例えば、2018年4月期から2019年3月期までを2018年度とする）。また、分析にあたり前期データも必要となることから、2003年4月からデータを収集した。

3.2 分析方法

以下の式1について係数を推定し、その符号ならびに有意性を観察する。そのうえで、監査人・監査報酬問題研究会（2012、第6章）の係数および有意性と比較することで、モデルの信頼性を検証していく。

$$\begin{aligned} AFEE_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 Assets_{i,t} + \beta_2 INVAR_{i,t} \\ & + \beta_3 Liquid_{i,t} + \beta_4 GC_{i,t} + \beta_5 Loss_{i,t} \\ & + \beta_6 Subs_{i,t} + \beta_7 Market_{i,t} + \beta_8 Auditor_{i,t} \\ & + industry\ dummies + year\ dummies + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (1)$$

AFEE：監査報酬の自然対数値、*Assets*：期首総資産の自然対数値、*INVAR*：棚卸資産残高と売上債権残高の合計額を総資産残高で除した値、*Liquid*：流動比率（流動資産残高÷流動負債残高）、*GC*：継続企業の前提に関する注記の有無を示すダミー変数、*Loss*：親会社株主に帰属する当期純利益が損失か否かを示すダミー変数、*Subs*：連結子会社数に1を加えた値の自然対数値、*Market*：上場市場が非新興市場であれば1、新興市場であれば0とするダミー変数、*Auditor*：大手監査法人が監査を実施している場合に1、そうでなければ0とするダミー変数、*industry dummies*：業種ダミー変数、*year dummies*：年度ダミー変数、*i*は企業、*t*は時点を示す。

ここで監査人・監査報酬問題研究会（2012、第6章）が2009年3月期のデータにもとづいているのに対して、本稿のサンプルは2004年4月期から2019年3月期のデータで構成される。その下で、(1) 全ての年度をプールした分析、ならびに(2) 年度別分析を実施する⁹⁾。(1) については二つの検証を実施する。一つは、式1に対して最小二乗法を適用した検証である（年度ダミー変数を追加する）。これは監査人・監査報酬問題研究会（2012、第6章）とほぼ同一の枠組みで、分析期間を拡張した追試と位置づけられるものである。もう一つは企業個別効

9) 年度別分析では年度ダミー変数を含めない。各年の4月から3月で年度を構成する（例えば、2010年4月から2011年3月のサブサンプルを2010年度とする）。

果を含めたパネルデータ分析(固定効果モデル)を適用した検証である¹⁰⁾。これは、分析期間を拡張してサンプルのもと、パネルデータを適用することによって可能となる分析であり、標準監査報酬モデルの決定因子が時点間で変化しない観察不能な企業に固有の要因(例えば、当該企業の社風)を含めた影響を検証することが可能となる。なお、全ての年度をプールした分析では、Petersen(2009)に依拠して企業および年度でクラスター補正した標準誤差によって t 値を算定する。

(2)について、監査人・監査報酬問題研究会(2012, 第6章)では直接的に言及されていないが、彼らが提案した標準監査報酬モデルは分析対象年度(2009年3月期決算)以外の年度においても成立することを暗黙の前提としていられる。しかしながら、そこで特定化された決定因子が経済環境や制度的環境の影響を受ける可能性もある。ただし、本稿の分析枠組みの下では、いかなる経済環境や制度的環境(あるいはそれらの変化)が影響を及ぼすのかについて特定することができないことから、年度別の分析を実施し、経済環境や制度的環境の影響が及んでいる可能性を検証する。ここでは、年度ごとに、係数の有意性ならびに符号が変化しないことを予想する。

4. 検証結果

4.1 基本統計量

表1では分析で用いる変数の記述統計量を示す。各変数の統計量は監査人・監査報酬問題研究会(2012, 第6章)の記述統計量(図表6-18)と一部の変数を除き近似している¹¹⁾。

10) 推定にあたってはStataの`reghdfe`パッケージを適用した。

11) 監査人・監査報酬問題研究会(2012)の図表6-18の*INVAR*の最大値は732.7と非常に高い値となっているが、これは、異常値であると考

表2では変数間の相関係数を示す。監査報酬(*AFEE*)と各変数の相関係数は、ステップワイズ回帰分析を通じて一定の説明力のある変数が選択されたことから1%水準で有意な相関関係が観察されており、とりわけ、*AFEE*と*Assets*、*Subs*の間では高い相関係数が観察された(0.760, 0.704)。ただし、*AFEE*と*INVAR*、*GC*、*Loss*の間では負の相関関係が見出されており、単変量レベルではあるものの、予想と反対の結果となっている。このうち、*GC*、*Loss*については、*Assets*、*Subs*と負の関係を有する交絡が影響しているとも考えられる。一方、*INVAR*についてはこうした関係が見出されなかった。なお、独立変数間で若干高い相関係数が観察されているが、多重共線性の懸念を及ぼす水準ではないと考えられる¹²⁾。

4.2 回帰分析の結果

4.2.1 パネルデータ分析

表3では、全ての年度をプールしたデータを用いて、式1について係数を推計した分析の結果を示す。OLSは業種効果および年度効果を含めた分析の結果を示し、Panelは企業個別効果および年度効果を含めた分析の結果を示す。

Assets、*Liquid*、*GC*、*Loss*、*Subs*、*Auditor*の各係数については、表3のOLS列ならびにPanel列とも予想どおりの符号(*Liquid*は負、それ以外は正)で有意となっており、監査人・監査報酬問題研究会(2012, 第6章)と首尾一貫したものとなっている¹³⁾。一方、*INVAR*の係

えられる。また、*Liquid*については監査人・監査報酬問題研究会(2012, 第6章)と本稿で算定方法が異なることから、値が乖離していると考えられる(注5参照)。

12) 以下の検証ではVIFを算定したが、最大で4.2であった。

13) *Liquid*について、本稿では負で有意となったのに対して、監査報酬問題研究会(2012, 第6章)では正で有意となっている。この相違は、流動比率の定義が異なることが影響している

表 1 記述統計量 (N = 42,923)

	<i>AFEE</i>	<i>Assets</i>	<i>INVAR</i>	<i>Liquid</i>	<i>GC</i>	<i>Loss</i>	<i>Subs</i>	<i>Market</i>	<i>Auditor</i>
平均値	3.342	10.355	0.336	2.229	0.019	0.155	1.835	0.576	0.711
標準偏差	0.689	1.689	0.192	1.949	0.138	0.362	1.249	0.494	0.453
最小値	1.946	6.146	0.000	0.238	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
第 1 四分位	2.890	9.192	0.198	1.176	0.000	0.000	1.099	0.000	0.000
中央値	3.258	10.247	0.330	1.661	0.000	0.000	1.792	1.000	1.000
第 3 四分位	3.689	11.388	0.451	2.541	0.000	0.000	2.639	1.000	1.000
最大値	5.932	15.125	0.950	6.180	1.000	1.000	5.236	1.000	1.000

表 2 相関行列 (N = 42,923)

	<i>AFEE</i>	<i>Assets</i>	<i>INVAR</i>	<i>Liquid</i>	<i>GC</i>	<i>Loss</i>	<i>Subs</i>	<i>Market</i>	<i>Auditor</i>
<i>AFEE</i>	1								
<i>Assets</i>	0.760	1							
<i>INVAR</i>	-0.018	0.020	1						
<i>Liquid</i>	-0.156	-0.234	-0.114	1					
<i>GC</i>	-0.066	-0.150	-0.042	0.012	1				
<i>Loss</i>	-0.060	-0.176	-0.111	0.003	0.264	1			
<i>Subs</i>	0.704	0.748	0.038	-0.158	-0.057	-0.071	1		
<i>Market</i>	0.313	0.434	0.055	-0.164	-0.050	-0.068	0.364	1	
<i>Auditor</i>	0.284	0.198	-0.007	-0.006	-0.097	-0.070	0.127	0.068	1

Bold は $p < 0.01$ を示す。

数については OLS では予想どおり正で有意となったものの、Panel では予想とは反対に負で有意となった。本稿では *INVAR* を、監査の実証手続を構成する立会、確認等の監査の実証手続と関連すると想定される棚卸資産残高と売上債権残高の合計額として定義したが、棚卸資産および売上債権の多寡が、個々の企業が継続的に有する在庫や信用取引に関する戦略ないし慣行を反映していることから、企業個別効果を含めるか否かで相反した結果となったと解することもできる。

また、*Market* の係数につき、企業個別効果を含めた分析では有意とならなかった。*Market* については市場間の移行、とりわけ非新興市場

と考えられる。なお、本稿の結果は同様の定義を用いた矢澤 (2009, 2012) と首尾一貫したものととなっている。

から新興市場に移行する企業が僅少であることが影響していると考えられる。

4.2.2 年度別分析

表 4 では年度別の分析結果を示した (10% 未満の水準で有意とならなかった変数について網かけをしている)。ここで、*Assets*、*GC*、*Loss*、*Subs*、*Auditor* については全ての年度の予想どおりの符号 (正) で有意な変数となった。

一方、*INVAR* の係数が有意とならない年度が多いことが観察された (15 年のうち、3 年のみが有意水準 10% 未満で有意 [符号は正] であった)。これについては、前述したように *INVAR* が必ずしも監査の実証手続を反映していないか、あるいは反映する程度が小さいことによるとも考えられる。また、*Liquid* については、2004 年度から 2007 年度までの期間で有意

表3 検証結果（分析期間全体を通じた検証）

	Predicted Sign	Independent variables : AFEE	
		OLS	Panel
<i>Constant</i>		-0.896*** (-8.717)	0.908*** (6.807)
<i>Assets</i>	+	0.253*** (131.169)	0.207*** (17.292)
<i>INVAR</i>	+	0.027*** (2.610)	-0.102*** (-3.035)
<i>Liquid</i>	-	-0.011*** (-11.757)	-0.007*** (-3.691)
<i>GC</i>	+	0.220*** (15.972)	0.121*** (7.332)
<i>Loss</i>	+	0.090*** (17.895)	0.033*** (6.170)
<i>Subs</i>	+	0.138*** (62.478)	0.089*** (11.888)
<i>Market</i>	-	-0.035*** (-9.771)	0.151 (1.341)
<i>Auditor</i>	+	0.187*** (51.947)	0.123*** (5.869)
<i>Industry effect</i>		YES	No
<i>Year effect</i>		YES	YES
<i>firm effect</i>		No	YES
No. of obs.		42,923	42,923
Adj. R ²		0.776	0.904
F-test		0.000***	0.000***

*** は $p < 0.01$, ** は $p < 0.05$ を示す。かっこ内は企業と年度でクラスター補正した標準誤差を用いて算定した t 値である。

とならなかった（2008年度以降は有意水準10%未満で有意〔符号は負〕）。2008年9月にリーマンショックが生じ、経営破綻企業が増えたことをふまえると、財務困窮リスクが監査報酬に影響を及ぼすようになったのが、この時期からであったとも考えられる。最後に、*Market* については2006年度、2008年度、2018年度について有意とならなかったものの、それ以外は有意水準10%未満で有意となった〔符号は負〕。ここで有意とならなかった3年度について、共通点を特定することはできなかった。

ところで、年度別の修正済み決定係数につき、2010年度までは70%程度であったが、2011年

度以降は80%程度に高まっている。こうした決定係数の上昇は2007年から2011年3月までを分析対象期間とする矢澤（2012）も指摘するところであるが、本稿では、それ以降もそうした傾向が継続していることを示している。異なる（サブ）サンプル間での決定係数の比較は、サンプルサイズ、予測精度、分布が異なることから、適切ではないとされるが、監査報酬と決定因子の関係が強まっていると見ることもできる。その場合、監査報酬の決定プロセスの標準化が進んでおり、標準監査報酬モデルの決定因子の重要性が高まっているとの解釈を導くこともできる。

4.2.3 小括

以上のように、監査人・監査報酬問題研究会（2012、第6章）が提示した標準監査報酬モデルの決定因子について、そのほとんどについて概ね信頼性を有すると評価できる。しかしながら、監査の実証手続の代理変数となる *INVAR* と、統制リスクの代理変数となる *Market* は企業個別効果の影響を受けていること、そして年度別分析において一部有意でないことから、モデルに含めることが必ずしも適切ではないと評価できる。ただし、これらの変数が代理変数として不適切なのか、あるいは、代理変数としては適切ではあるが監査の実証手続および統制リスクが自体、監査報酬の決定因子とならない状況があるのかについては判断することはできない。

5. 結論と今後の課題

本稿では、監査人・監査報酬問題研究会（2012、第6章）が提示した標準監査報酬モデルについて、分析期間を拡張した上で、パネルデータ分析および年度別の分析を実施することで、その信頼性を検証した。2004年4月期から2019年3月期にわたる検証の結果、概ね信頼性を有すると評価できるものの、監査の実証

表4 検証結果（年度別検証）

	Predicted Sign	Independent variables : AFEE							
		2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Constant		0.198 (1.569)	0.294** (2.402)	0.339** (2.277)	0.616*** (4.131)	0.545*** (3.307)	0.898*** (6.217)	0.864*** (6.216)	0.413*** (2.858)
Assets	+	0.246*** (40.368)	0.238*** (39.226)	0.234*** (34.652)	0.223*** (32.798)	0.219*** (29.103)	0.194*** (29.132)	0.195*** (30.717)	0.260*** (39.407)
INVAR	+	-0.027 (-0.821)	-0.041 (-1.270)	0.080** (2.330)	0.004 (0.100)	-0.001 (-0.029)	0.064 (1.459)	0.070* (1.719)	0.030 (0.727)
Liquid	-	-0.003 (-0.825)	-0.006 (-1.521)	0.001 (0.149)	-0.003 (-0.807)	-0.009** (-2.203)	-0.008** (-2.410)	-0.011*** (-3.105)	-0.013*** (-3.561)
GC	+	0.115** (2.543)	0.124*** (2.870)	0.207*** (5.247)	0.206*** (5.994)	0.228*** (6.078)	0.257*** (6.380)	0.267*** (5.816)	0.243*** (4.374)
Loss	+	0.046** (2.416)	0.041** (2.322)	0.070*** (3.588)	0.062*** (3.375)	0.110*** (6.983)	0.076*** (5.130)	0.080*** (4.619)	0.087*** (4.777)
Subs	+	0.075*** (10.093)	0.083*** (11.062)	0.106*** (13.137)	0.130*** (15.794)	0.144*** (15.652)	0.140*** (17.242)	0.142*** (18.054)	0.191*** (23.157)
Market	-	-0.036*** (-2.681)	-0.027** (-2.035)	-0.020 (-1.378)	-0.028* (-1.923)	-0.012 (-0.746)	-0.034** (-2.328)	-0.038*** (-2.643)	-0.039*** (-2.611)
Auditor	+	0.035*** (2.928)	0.060*** (5.034)	0.140*** (8.522)	0.106*** (6.891)	0.245*** (14.487)	0.278*** (19.023)	0.256*** (18.020)	0.225*** (15.093)
No. of obs.		2,936	3,085	2,971	3,050	2,970	2,914	2,828	2,787
Adj. R ²		0.694	0.690	0.669	0.675	0.672	0.692	0.716	0.798

	Predicted Sign	Independent variables : AFEE						
		2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Constant		0.272* (1.839)	0.047 (0.304)	-0.664*** (-3.832)	-0.572*** (-3.783)	-0.456*** (-2.989)	-0.334** (-2.149)	-0.357** (-2.132)
Assets	+	0.271*** (40.776)	0.287*** (43.945)	0.291*** (45.486)	0.288*** (45.922)	0.275*** (42.745)	0.266*** (40.056)	0.256*** (38.698)
INVAR	+	-0.004 (-0.085)	-0.044 (-1.123)	0.020 (0.509)	0.062 (1.585)	0.065 (1.596)	0.022 (0.546)	0.075* (1.833)
Liquid	-	-0.012*** (-3.156)	-0.015*** (-4.147)	-0.016*** (-4.556)	-0.020*** (-6.103)	-0.019*** (-5.778)	-0.020*** (-5.784)	-0.016*** (-4.610)
GC	+	0.272** (4.578)	0.235*** (3.914)	0.150** (2.571)	0.216*** (3.594)	0.131** (2.051)	0.186*** (2.715)	0.305*** (4.672)
Loss	+	0.085*** (4.383)	0.088*** (4.058)	0.149*** (6.915)	0.110*** (5.528)	0.123*** (5.741)	0.177*** (7.433)	0.160*** (7.628)
Subs	+	0.186*** (22.085)	0.169*** (20.547)	0.159*** (19.395)	0.152*** (19.251)	0.163*** (20.362)	0.166*** (20.285)	0.176*** (21.713)
Market	-	-0.050*** (-3.256)	-0.041*** (-2.801)	-0.043*** (-2.948)	-0.033** (-2.322)	-0.032** (-2.196)	-0.025* (-1.676)	-0.019 (-1.311)
Auditor	+	0.208*** (13.711)	0.199*** (13.595)	0.212*** (14.475)	0.217*** (15.485)	0.225*** (15.836)	0.247*** (17.143)	0.248*** (17.267)
No. of obs.		2,773	2,798	2,862	2,829	2,756	2,711	2,653
Adj. R ²		0.801	0.812	0.813	0.815	0.808	0.797	0.798

*** は $p < 0.01$, ** は $p < 0.05$, * は $p < 0.1$ を示す。かつこ内は t 値である。なお、2004 は 2004 年 4 月期から 2005 年の 3 月期までの決算を示す。

手続および統制リスクに係る一部の代理変数については、標準監査報酬モデルの決定因子としては適切ではないと結論づけられた。

本稿の知見をふまえた今後の課題は、新たな標準監査報酬モデルの構築を進めることにあるが、以下のプロセスが必要となると考える。本稿では監査人・監査報酬問題研究会（2012、第6章）がステップワイズ分析を通じて選択した変数を分析対象としたが、彼らが当初の候補とした26項目および近年の研究で見出された決定因子をも対象とした再設計が求められる。とりわけ、適切な監査の実証手続および統制リスクの代理変数を見出すことは重要な課題となる。さらに、監査報酬の決定および決定因子に影響を及ぼすマクロ経済環境、制度的環境の変化の影響を特定化することも課題となる。これらの課題については稿を改めて取り組みたい。

参 考 文 献

- Behn, B.K., Carcello, J.V., Hermanson, D.R., & Hermanson, R.H. (1999) "Client satisfaction and Big 6 audit fees," *Contemporary Accounting Research* 16(4) : 587-608.
- Craswell, A.T., Francis, J.R., Taylor, S.L. (1995) "Auditor brand name reputations and industry specializations," *Journal of Accounting and Economics* 20(3) : 297-322.
- DeAngelo, L.E. (1981) "Auditor size and audit quality," *Journal of Accounting and Economics* 3(3) : 183-199.
- Francis, J.R., Simon, D.T. (1987) "A test of audit pricing in the small-client segment of the US audit market," *The Accounting Review* 62(1) : 145-157.
- Fukukawa, H. (2011) "Audit pricing and cost strategies of Japanese Big 3 firms," *International Journal of Auditing* 15(2) : 109-126.
- Hay, D.C., Knechel, W.R., Wong, N. (2006) "Audit fees : A meta-analysis of the effect of supply and demand attributes," *Contemporary Accounting Research* 23(1) : 141-191.
- Ireland, J.C., Lennox, C.S. (2002) "The large audit firm fee premium : a case of selectivity bias?" *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 17(1) : 73-91.
- Johnstone, K.M., Bedard, J.C. (2001) "Engagement planning, bid pricing, and client response in the market for initial attest engagements," *The Accounting Review* 76(2) : 199-220.
- 監査人・監査報酬問題研究会 (2012) 『わが国監査報酬の実態と課題』日本公認会計士協会出版局.
- 監査人・監査報酬問題研究会 (2020) 「2020年版上場企業監査人・監査報酬実態調査報告書」日本公認会計士協会 (<https://jicpa.or.jp/news/information/files/5-99-0-2-20200515.pdf>).
- Kim, H., Fukukawa, H. (2013) "Japan's Big 3 firms' response to clients' business risk : Greater audit effort or higher audit fees?" *International Journal of Auditing* 17(2) : 190-212.
- Menon, K., Williams, D.D. (2001) "Long-term trends in audit fees," *Auditing : A Journal of Practice & Theory* 20(1) : 115-136.
- Palmrose, Z.V. (1986a) "Audit fees and auditor size : Further evidence," *Journal of Accounting Research* 24(1) : 97-110.
- Palmrose, Z.V. (1986b) "The effect of non-audit services on the pricing of audit services : Further evidence," *Journal of Accounting Research* 24(2) : 405-411.
- Petersen, M.A. (2009) "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches," *The Review of Financial Studies* 22(1) : 435-480.
- Simunic, D.A. (1980) "The pricing of audit services : Theory and evidence," *Journal of Accounting Research* 18, 161-190.
- 高田知実 (2008) 「経営者の裁量行動と継続企業の前提に関する追記の開示」『会計プロGRESS』9 : 61-77.
- 高田知実 (2010) 「監査報酬と監査環境の変化がゴーイング・コンサーンの開示に及ぼす影響の実証分析」『現代監査』20 : 110-121.
- 高田知実 (2015) 「大手監査事務所の報酬決定に関する実証分析」『国民経済雑誌』212(5) : 47-60.
- 高田知実 (2017a) 「日本における監査報酬維持企業の決定要因分析」『産業経理』76(4) : 121-132.
- 高田知実 (2017b) 「ビジネス・リスクと監査報酬の関係についての実証分析」『現代監査』27 : 123-133.

矢澤憲一（2007）「監査報酬と非監査報酬の関連性」『会計プロGRESS』8：93-105.
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)：397-410.

矢澤憲一（2009）「監査報酬評価モデルの研究」『青山経営論集』44(3)：227-256.
矢澤憲一（2012）「監査報酬評価モデルの研究Ⅱ：内部統制監査の導入に焦点を当てて（2007-2011）」『青山経営論集』47(1)：79-97.

Investigating the Reliability of the Standard Audit Fee Model

Abstract

Audit fees are primarily based on the auditor's resource use and risk exposure. Setting appropriate fee levels is essential to maintaining audit quality, as it enables necessary investments in audit resources. Existing research on audit pricing generally focuses on two areas: evaluating whether fee levels are appropriate and examining how certain factors influence fees. Both areas depend heavily on the standard audit fee model, which is based on a consensus on common determinants. This study evaluates the reliability of this standard model by extending the sample period and employing panel data and annual cross-sectional analysis. Results from April 2004 to March 2019 suggest that the model is reliable overall. Still, they also indicate that some proxy variables for substantive procedures and control risk are not always effective determinants within the model.