

環境負債の自発的開示： 企業の環境情報開示に対する規制の影響

野田 昭宏

論文要旨

本研究は、環境規制が企業による環境負債情報の自発的開示に及ぼす影響を考察した。環境汚染の状態を私的に観察する経営者と汚染を規制する主体からなる環境負債開示モデルを提示し、規制主体が効果的に企業の環境負債開示を促進する条件の特徴づけを行った。分析から、(1) 経営者の自発的な環境負債開示は開示コストではなく、環境汚染を規制する主体の環境調査コストに依存する、(2) 経営者の決定変数として環境汚染の測定を明示的に導入したとき、環境負債の非開示が生じる可能性が大きくなる、(3) 短期業績評価指標に依存した経営者業績評価は、環境負債の開示を阻害する可能性があるという結果を得た。

1 はじめに

本研究は、自発的情報開示モデルにもとづき、環境規制が企業の環境負債情報の開示に及ぼす影響を考察する。近年、環境負債を含む環境関連の情報開示が財務報告制度において拡充されつつある。しかし、会計規制が、企業活動にともなう環境汚染の情報開示を有効に促進しているか必ずしも明らかではない。例えば、企業会計基準第18号による資産除去債務会計はアスベスト被害や土壌汚染に関わりをもつが、その見積もりに用いる利率や除去までの期間設定に裁量的な会計処理が行われる余地があるのに加え、測定が困難であることを理由に認識しない可能性が残されている。このような環境負債の測定と認識に関する裁量は、企業活動の環境への影響に関心をもつ外部利害関係者の情報ニーズに対して会計規制が適切に設計されているか疑問を生じている。

そうであるならば、この疑問は環境負債に関する会計規制がどのように設計されるべきかという研究課題に加え、企業はなぜ環境負債を積極的に開示しないのか、いかなる条件の下で自発的に開示するのかという課題を提起する。すなわち、会計規制を通じた環境汚染に関する情報非対
キーワード：自発的情報開示 (voluntary disclosure)、環境負債 (environmental liabilities)、開示コスト (proprietary cost)、会計測定 (accounting measurement)、経営者業績評価 (managerial performance evaluation)

称を解消する手段の有効性を考察する側面と、企業に内在する情報開示の動機を明らかにする側面を解明する必要があることを示唆している¹⁾。本研究は、後者の自発的な環境負債開示に限定し、企業の環境負債情報の開示を促す要因を解明するのが目的である。

本研究が環境負債の開示に影響を及ぼす要因として着眼したのは、環境汚染に関心をもつ利害関係者による企業活動への介入である。環境負債の認識は、その前提として環境汚染の原状回復や、健康被害の予防措置、損害賠償などともなう将来の経済的資源の流出を要求する。これらの活動の契機となるのは、環境汚染を抑制・防止することに関心をもつ行政組織や他の利害関係者による働きかけである。したがって、それらの経済主体による環境規制の決定を考察することは企業の環境負債開示の動機を解明するのに資するであろう。この観点から、本研究は規制主体がどのような条件下で効果的に企業の環境負債開示を促すかを考察する。

本研究は、経営者と環境汚染の修復に関心をもつ規制主体からなる自発的情報開示ゲームを提示し、3つのケースについて経営者による環境負債開示の決定を分析する。第1は、経営者が環境負債の開示によって将来の修復コストを自発的に負担する場合と、環境負債の非開示を選択して、規制主体の環境調査を誘発して結果的により大きなコストを負担させるリスクのトレードオフの下で、環境負債開示に関する決定をする状況を考察する。第2は、環境負債の開示に先だち、企業がコストを負担して環境汚染の状態を測定する場合を考察する。環境負債には測定が容易でないものが多く含まれており、その大きさが企業の環境負債開示に及ぼす規制主体の影響がどう変化するかをみるのがねらいである。第3は、環境負債開示を決定する経営者の利得関数が、異なる2時点の株価に依存して決定されるという仮定を導入して考察する。業績評価を通じた経営者のコントロールが開示決定に及ぼす影響をみるのがねらいである。

次節は自発的情報開示の分析的研究と環境負債開示に関する経験的証拠から、環境負債の自発的開示に関するモデル設定に対する含意を明らかにする。これをうけて第3節は、企業と規制主体からなる自発的情報開示モデルを提示し、第4節においてモデルから得られる企業の情報開示決定に関する均衡戦略を明らかにする。最終節は分析から得た結果の要約とその含意を述べる。

2 先行研究

自発的情報開示研究は、Grossman (1981) と Milgrom (1981) を嚆矢として会計学および経済学文献において浩瀚な理論的考察が試みられてきた。初期文献は、(1) 情報開示コスト (proprietary cost) が存在しない、(2) 開示情報が検証可能である、(3) 情報優位にある主体が私的情報を観察していることが経済主体間の共有知識である、という仮定の下で、すべての情報が自発的に開示される結果 (unraveling result) が得られることを明らかにした (Grossman, 1981; Milgrom, 1981)。しかし、この分析結果は広範に観察される企業による裁量的な情報非

開示や、会計規制による強制的開示を説明できなかつたため、実務においてunravelingが観察されないのはなぜかという疑問の解明に分析の焦点は移った。

主要な研究方向の一つは、情報開示が私的情報をもつ経済主体にコスト (proprietary コスト) をもたらず可能性に着眼して、コスト負担を回避する目的から私的情報が部分的にしか開示されない均衡が存在することを明らかにした考察であった (Verrecchia, 1983; Dye, 1985; Wagenhofer, 1990; Darrrough and Stoughton, 1990; Feltham and Xie, 1992; Li et al., 1997)。別の研究方向は、私的情報の入手が不確実である場合に着眼し、外部の経済主体が、情報非開示を観察したとき、その原因が私的情報を企業が入手できなかった場合と、入手したにもかかわらず情報の水準が低いいため開示しなかった場合をプールして評価することが非開示を生じる原因であることを示した (Dye, 1985; Jung and Kwon, 1988)。第3の研究方向は、開示情報が検証不可能である状況に分析を拡張し、情報優位にある経済主体が開示情報を操作する余地がある場合であっても情報内容をもつ開示が生じることを解明している (Newman and Sansing, 1993)²⁾。

分析的研究が多様な方向へ拡張されているのに対して、環境負債開示に関する経験的証拠は開示要因について一致した見解を示していない。特にそれが顕著なのはproprietaryコストに関する調査結果である。Li et al. (1997) やClarkson et al. (2007) は、Verrecchia (1983) らの主張に沿った環境会計情報の開示水準と環境パフォーマンスの間に負の関連を発見しているが、他方で、潜在的な環境負債の規模が環境負債の開示に対して正の関連をもつことを示す調査もある (Barth et al., 1997; Patten, 2002; Cox, 2008)。

これら自発的開示に関する調査結果の不一致は、研究者が自発的情報開示に関わるふたつの潜在的コストのいずれを重視して調査するか依存して生じているように思われる。すなわち、情報開示が企業にコストをもたらず側面を重視する調査は、非開示の原因をproprietaryコストの大きさに帰着させるのに対し、非開示が外部利害関係者の戦略的な行動をひき起こす点に焦点を当てる研究は、そのような外部利害関係者の行動からもたらされるコストの大きさに非開示の原因を帰着させている。いずれも環境負債の開示と非開示がもたらすコストの一面的にとらえている可能性がある。

これらの実証研究の結果をふまえ、本研究はproprietaryコスト・アプローチに沿いながら、同時に非開示における潜在的なコストを分析の対象に加えた考察を試みる。環境負債の開示は将来の汚染除去活動へのコミットメントを表明することによって、企業に将来の直接的なコスト負担を強いる一方で、非開示を選択したならば外部利害関係者である規制主体による汚染状況の調査や修復活動の強制や課金によって間接的なコストがもたらされる可能性がある。

例えば、前者の事例としてリコーによる環境債務の算定プロセスが挙げられる。同社は、環境汚染の浄化・除去の方針と対象範囲に関する計画を策定した後、環境債務の特定とリスク洗い出し調査を経て、環境債務の浄化・除去費用を見積り、財務報告・環境報告情報に開示するプロセ

スをとっている。環境修復計画を前提として、環境負債が計上されることを考慮すると、企業が環境負債の開示と環境汚染修復活動を関連づけたモデルを考察する必要がある。

他方、環境汚染情報の開示をしない場合に、環境規制主体の介入が生じる後者の事例として、米国デュボン社の事例が挙げられる。同社は、テフロン製造に使用される化学物質（パーフルオロオクタン酸）の報告義務違反に問われ、米国環境保護庁によって1,025万ドルの罰金および環境プロジェクトへの支出625万ドルを課せられている。この事例は環境汚染に関わる情報開示をしない会社に対して規制主体が調査を実施し、最終的に大きな負担を課す場合があることを示しており、経営者による開示決定が規制主体による環境調査に依存している可能性を示唆する。

したがって、経営者は、二つのコストのトレードオフの下で環境負債の開示を決定していると考えられる。本研究は、企業が自発的に環境汚染修復の計画を立案・実施するコストと外部利害関係者が環境汚染に関して企業に課すコストを明示的に分析に含める。

本研究が先行研究と異なる第2は、環境負債情報の測定を経営者の決定に含める点である。先行研究は、私的情報の観察が開示主体の決定に依存せず、経済主体間の共有知識である確率分布にもとづいて経営者に情報をもたらされると仮定してきた。しかし、会計実務において環境負債を偶然に経営者が知り得る状況は稀であり、多くの場合、事前の会計測定システムの設計と運用によってはじめて入手が可能になると仮定する方がより適切である。会計測定システムがコストをとまうとき、経営者の測定と開示に関する決定はどのような影響を受けるだろうか。この観点から本研究は、環境負債の開示に先立って経営者が測定をするか否かを選択する状況をモデルに導入して考察する。

先行研究と異なる第3は、経営者の目的関数が企業所有者と整合的でない場合を考慮する点である。多くの自発的情報開示研究は、開示決定者が企業価値最大化に動機づけられていると仮定しているが、企業所有が分離した企業組織においては情報開示の決定主体である経営者が企業所有者の利害と整合的な決定を行うと先験的に仮定する根拠はない。業績評価制度を通じたガバナンス構造に依存して経営者は、長期的または短期的な目標にもとづいて情報開示決定をすることが予想される。経営者の業績評価が企業所有者の目的関数と整合しない場合に、規制主体による介入は自発的情報開示にどのような影響を与えるかを明らかにするのが目的である。次節は、本研究が考察する自発的情報開示ゲームのモデルについてその仮定を提示する。

3 モデル

本研究は、事業活動から環境汚染を生じる企業の経営者と、その汚染修復に関心をもつ環境規制主体からなる自発的情報開示ゲームを考察する。ゲームの初めに、企業の事業活動の結果として環境汚染の状態が状態集合 $\Theta \equiv \{\theta_G, \theta_B\}$ から自然によって決定される。 θ_G は環境汚染が軽微

であることを、 θ_B は重大であることをそれぞれ示し、自然は確率 β で θ_G を、確率 $1-\beta$ で θ_B を選ぶ。汚染状態の事前分布は、経営者と環境汚染規制主体の共通知識であるが、実現した汚染状態は、経営者のみがコストゼロで観察できる。

汚染状態が経営決定に依存せず、自然によって決定されると仮定したのは、経営者にコントロールできない要素によって環境汚染が生じる状況に限定して分析するためである。投資プロジェクト選択時点において環境汚染に関して適切な経営判断が行われたにもかかわらず、事後に汚染が明らかになる場合がある。例えば、PCBやトリクロロエチレンのように、合成開発された化学物質が、当初、ひろく製造工程で用いられたにもかかわらず、事後にその有害性が判明する可能性が考えられる。本論文は、このような不可抗力による環境汚染を与件として、それを外部利害関係者に報告する問題に焦点を当て考察する。

汚染状態を観察したリスク中立的な経営者は、企業清算時にコストを負担して環境修復を実施するか否かを決定する。もし修復を決定したならば、その修復計画に応じた将来負担を見積もり、環境負債として開示する。もし修復を実施しないときは、環境負債の開示もしない。開示する環境負債は、汚染の状態に対応して2値をとり、状態 θ_B ならば C_F を、状態 θ_G ならばゼロを仮定する。なお分析を単純化する目的から、開示する場合は経営者が観察した真の汚染状態に対応した環境負債を報告するものとし、虚偽報告を分析から除く。したがって、経営者が環境負債を開示したならば、環境汚染の規制主体は企業の真の汚染状態を知ることが可能である。経営者による汚染修復の見積もりは精確であり、汚染修復を実施したときに当該見積もり金額に等しいキャッシュ・アウトフローが生じるものと仮定する。

同じくリスク中立的な環境汚染規制主体は、企業の環境負債に関する開示情報を観察した後、企業に対する環境汚染調査を実施するか否かを選択する。汚染調査の実施には調査コスト a を要し、規制主体が負担する。環境調査の結果、汚染状態が θ_B であることが判明した場合、規制主体は直ちに汚染修復を企業に替わって実施し、修復後に要したコスト $C_R (> C_F)$ を企業清算時に要求する。もし汚染状態が θ_G であることが判明したならば修復は行わず、したがって企業に対する修復コストの負担要求もしない。これは経営者からみたとき、自発的な環境負債開示にともなって C_F を負担するのと、非開示を選択して C_R を負担するリスクのトレードオフが存在することを含意する。これに対して、規制主体が汚染調査を実施しないときは、実際の汚染状態に関わりなく汚染修復も行われぬ。このとき、汚染放置の社会的コストは状態 θ_G のときゼロ、状態 θ_B のとき $D (> C_R > C_F)$ と仮定する。 D は汚染放置によって被害が拡大する場合を考慮した損失であり、その金額は汚染発見後に早期に修復したときに要する支出額に比べて一般に大きくなるのが予想される。例えば有害物質による土壌・地下水汚染を放置してブラウンフィールドを発生させた場合、地下水の飲用によって広範な健康被害や生活環境の悪化を生じるほか、敷地境界を越えた有害物質の拡大による近隣不動産価値や地域のイメージ低下、土地有効活用の阻害などの結果を生じる（環境省、2007）。したがって、これら汚染放置によって社会全体が負担する広

範な損失は修復コストを上回ると考えられる。これらの仮定を展開型ゲームとして図示したのが付録1である。

次節は、これらの仮定にもとづいてベンチマークとして経営者がコストゼロで汚染状態を観察するときの環境負債の開示を考察した後、経営者の決定変数に環境負債の測定が加わった場合と経営者の利得構造が変化した場合にそれらが与える影響を明らかにする。

4 均衡分析

4.1 環境負債開示決定のトレードオフ

本考察は完全ベイズ均衡 (perfect Bayesian equilibrium) の概念にもとづいて上述の仮定における経営者および規制主体の戦略を求める³⁾。ベンチマーク・モデルは、自然が企業の環境汚染状態を選択した後、経営者がコストゼロで汚染状態を観察し、環境負債を開示するか否かを決定する。規制主体は、経営者の開示内容にもとづいて、汚染状態の調査を決定する⁴⁾。

汚染状態を観察した経営者が確率分布にしたがって開示を選択するものと仮定し、状態 $\theta_i (i = G, B)$ の経営者が確率 d_i で開示を、 $1 - d_i$ で非開示を選択するものとする。同じく規制主体も経営者が非開示を観察したとき、環境調査の実施と未実施の決定を混合するものとして、その実施確率を ρ で表す。このとき経営者の非開示を観察した規制主体が、非開示企業に含まれる状態 θ_G の割合に関してもつ予想を π_R で表すと、次の結果が得られる⁵⁾。

命題1. 負債情報開示ゲームにおける完全ベイズ均衡

- (i) $d_G^* = d_B^* = \rho^* = 1$, および $\pi_R < 1 - a/D$
- (ii) $1 < a/D$ ならば $d_G^* \in [0, 1]$, $d_B^* = 0$, $\rho^* = 0$, および $\pi_R = (1 - d_G^*)\beta / (1 - \beta d_G^*)$
- (iii) $1 - \beta < a/D < 1$ のとき, $d_G^* < (a - D(1 - \beta))(a\beta)^{-1}$, $d_B^* = 0$, $\rho^* = 0$ および $\pi_R > 1 - a/D$

すなわち、汚染を放置したときの社会的コスト D に対する環境調査コスト a の比が小さく、非開示を観察したときに規制主体が予想する状態 θ_G の確率 π_R が小さいとき、状態 θ_G と状態 θ_B の経営者はいずれも環境負債を開示する。これに対して、規制主体は非開示企業を観察したときはつねに環境調査を実施する (命題1. (i))。

第2に、汚染を放置したときの社会的コストに比べて規制主体の環境調査コストが大きいつき、状態 θ_G の経営者は任意の確率で環境負債を開示するが、状態 θ_B はつねに非開示を選択し、非開示に対して規制主体はつねに環境調査を実施しない決定をする (命題1. (ii))。

第3に、環境調査コストが中間的な大きさならば、状態 θ_G の経営者は、ある閾値を超えない小

きな確率で環境負債を開示するのに対し、状態 θ_B はつねに非開示を選択する。これに対して非開示を観察したとき、規制主体はつねに環境調査を実施しない決定をする（命題1. (iii)）。

経営者の開示戦略は、規制主体の環境調査コストと非開示を観察したときの汚染状態に関する予想に規定される。汚染を放置した場合に生じる社会的コストに比べて環境調査コストが小さく、かつ規制主体が環境汚染について悲観的な予想をする場合、環境負債の非開示は規制主体の環境調査をもたらす可能性がある。したがって、状態 θ_B は、調査による汚染発見後のコスト負担を回避する目的から積極的に環境負債を開示する。他方、利得が開示の選択に依存しない状態 θ_G は確率1で開示する。もし状態 θ_G の経営者がわずかな確率で非開示を選ぶならば、規制主体は、非開示企業がすべて状態 θ_G の企業によって占められていることを予想し、環境調査を実施しない選択をする。しかし、そうであるならば状態 θ_B の開示は非最適であるから θ_G の経営者による非開示は均衡における戦略とはならない。したがって、悲観的な予想をする規制主体が非開示企業に対し調査を実施する戦略をとるとき、状態 θ_B と状態 θ_G がともに開示する均衡が存在する。

規制主体が非開示企業の汚染状況について楽観的であるとき、規制主体はたとえ低コストで環境調査を実施できる場合であっても、非開示企業の汚染状態が深刻ではないと予想して調査を実施しない状況が考えられる。このとき、状態 θ_B の経営者は修復コストを回避できることを予想して環境負債を開示しない。しかし、これは、状態 θ_G が開示を選ぶ場合、その確率が比較的小さいことを要求する。状態 θ_G が大きな確率で開示するならば、非開示を観察した規制主体がもつ汚染状態に関する事後分布は、 π_R が小さくなるため、非開示企業の多くが状態 θ_B で占められていることを予想して、規制主体が積極的に環境調査を実施するようになるからである。したがって、規制主体が非開示企業に対して環境調査を実施しないような均衡は、状態 θ_G の経営者が小さい確率で開示を選ぶときにのみ存在する。

さらに、調査コストが汚染を放置したときのコストに超過するほど十分に大きくなると ($a > D$)、規制主体はたとえ非開示企業の汚染が深刻であることを予想した場合であっても、環境調査を実施しない。このとき、状態 θ_G の経営者は任意の開示戦略をとり、状態 θ_B はつねに非開示を選択する。

命題1の注目すべき点は、経営者の開示決定を直接的に規定しているのが、開示にともなう企業が負担する直接的なコスト（汚染修復コスト C_F ）や、非開示による間接的なコスト（規制主体が請求する修復対価 C_R ）ではなく、規制主体の環境調査コストであることを示唆している点である。なぜなら、汚染修復コストや修復対価は、環境規制主体の介入決定を所与として、経営者が開示コストを最小化する目的で環境負債の開示を決定するときのみ考慮される二次的な影響をもつにすぎないからである。規制主体が非開示企業に対して介入することが予想されるとき、状態 θ_B の経営者は、自社による環境修復の見積額を環境負債として開示しなければ、環境規制主体によって深刻な汚染が発見され、規制主体による修復とその対価請求が生じることを合理的に予想する。このとき、自社による汚染修復活動のコストを、規制主体から請求される修

復対価と比較する経営者は、比較的小さい前者を負担する方を選択する。他方、規制主体による介入が生じないことが予想されるとき、状態 θ_B の経営者は自発的汚染修復のコスト負担を回避する目的から、環境負債を開示しない選択をとる。いずれの場合も、経営者の決定は、規制主体による環境調査に関する経営者の予想に依存しており、規制主体の負担するコストがその予想に及ぼす影響を考慮することが重要であることを示唆する。このとき、環境調査コストが比較的小さい場合は、汚染放置による社会的損失を回避するため、規制主体は非開示企業に対して介入するという経営者の予想は強められる。これに対して、環境調査コストが汚染放置の社会的損失を超過する場合は、介入の予想は低下する。したがって、本モデルにおいて直接的に環境負債の開示に関与するのは、企業の開示コストではなく、環境負債情報にもとづいて決定をする規制主体の調査コストである。

4.2 環境汚染の測定

環境汚染の発見や、原因の特定、修復の見積もりは必ずしも容易ではなく、環境汚染の測定システムの設計と運用によってはじめて環境汚染情報を経営者が入手できるようになる場合が少なくない。そうであるならば、環境汚染の測定とそれともなう測定コストは、企業の自発的情報開示にどのような影響を及ぼしているだろうか。この観点から、本項は企業が測定コスト m を負担して汚染状態に関する情報を測定するか否かを選択した後、もし入手したならばその私的情報にもとづいてベンチマーク・モデルと同じく環境負債として開示と非開示の間で選択をするという仮定を追加的に導入する。

自然が汚染状態を決めた後、経営者が汚染状態の測定を確率 γ で選択するものとする。2つの汚染除去コストの差を $\Delta C \equiv C_R - C_F$ で表すと、次の命題2が得られる。

命題2. 環境汚染の測定を仮定したときの完全ベイズ均衡

- (i) $0 \leq \beta < 1 - m/\Delta C$ のとき $\gamma^* = d_G^* = d_B^* = 1$, $\rho^* = 1$ および $a/D < 1 - \pi_R$
- (ii) $1 - m/\Delta C < \beta < 1 - a/D$ のとき, $\gamma^* = 0$, $d_G^* \in [0, 1]$, $d_B^* = 1$ および $\rho^* = 1$
- (iii) $1 - a/D < \beta \leq 1$ のとき $\gamma^* = 0$, $d_G^* \in [0, 1]$, $d_B^* = 0$ および $\rho^* = 0$

すなわち、重大な汚染 (状態 θ_B) が発生する確率 $(1 - \beta)$ が大きいとき、経営者は環境汚染を測定し、その状態に関わりなく測定した環境汚染を環境負債として開示する(命題2. (i))。しかし、 θ_B の発生確率が比較的小さくなると、経営者は測定をせず、これに対し規制主体が非開示企業の汚染状況を調査して、汚染の深刻な企業に対して汚染修復コストを事後的に要求する (命題2.(ii))。さらに、汚染発生が十分に小さい確率で予想されるとき、経営者が汚染状況を測定せず、この場合も規制主体は環境調査をしなくなる (命題2. (iii))

経営者の決定に汚染状態の測定が加わると、経営者は重大な汚染状態 θ_B が発生していた場合

に修復して規制主体から課せられる追加的なコスト負担を回避するベネフィットと、測定コストの間のトレードオフに直面する。このトレードオフの下で、命題2.(i)は、重大な汚染が発生する事前確率が大きいことが経営者と規制主体の共通知識になっていることに起因して生じる。規制主体は環境負債を開示しない会社が汚染企業であることを予想して、非開示企業に対して環境調査を実施するのに対し、経営者も、自社が重大な汚染を引き起こしている可能性が高いことを予想して、調査後の規制主体による修復コスト要求を回避する目的から汚染測定を実施する。測定した結果、重大な汚染が生じている場合は、自発的に汚染修復計画を立案し、環境負債を開示する。このとき、汚染が軽微な状態の経営者もまたつねに開示する。

しかし、この結果は重大な汚染が発生する確率が比較的小さくなると、コスト m を負担して汚染状態を測定するベネフィットが小さくなるため生じなくなる。たとえ事後的に規制主体の調査によって重大な汚染が生じていることが発見される可能性があっても、経営者は環境汚染を測定しない選択をする（命題2. (ii)）。これは、ベンチマークにおいて規制主体の調査が経営者の環境負債開示を導いていたのと対照的に、たとえ調査が予想される場合であっても開示の要因にならない場合があることを示唆している。

さらに環境汚染の発生確率が十分に小さくなると、経営者のみならず、規制主体も調査コストを負担して調査するベネフィットが小さくなるため、非開示企業に対する調査を実施しなくなる（命題2. (iii)）。このとき、企業による環境負債の測定・開示も、規制主体による発見も期待できないため汚染は放置される。

4.3 異時点の経営者業績評価

上述の考察はいずれも経営者が株主に最終的に帰属するキャッシュフローを最大化する目的をもつと仮定していた。しかし、経営者報酬が短期的な業績指標にもとづいて決定される場合、株主目的と整合しない経営決定をもたらす可能性がある。この点を考察する目的から本項は、経営者報酬が市場における2時点の株価に依存して決定される状況を仮定する。

会計報告をした直後の株価 P_1 と、規制主体が調査を実施・未実施を決定した後に企業を清算する時点で形成される株価 P_2 にもとづいて経営者の利得 y_M が決まるものと仮定する。

$$y_M = \lambda P_1 + (1 - \lambda) P_2 \quad (1)$$

ただし、 $\lambda \in (0, 1)$ は各時点の株価に対する経営者の利得合計を決定する重みを示している。 P_2 は企業の第2期の最終的な清算時点の株価であり、ベンチマークケースの経営者の利得に一致する。これに対して、 P_1 は経営者による環境負債の開示決定を条件として規制主体の環境調査戦略と市場投資家の予想から形成される。

このとき、経営者が非開示を選択したときの投資家の情報集合における投資家の予想を π_I で表すと、つぎのような完全ベイズ均衡を得る。

命題3. 異時点の経営者業績評価を仮定したときの完全ベイズ均衡

- (i) $d_G^* = d_B^* = 1, \rho^* = 1, \pi_I < (1 - C_F / C_R) / \lambda$ および $\pi_R < 1 - a/D$
- (ii) $d_G^* \in [0, (a - D(1 - \beta)) / a\beta], d_B^* = 0, \rho^* = 0,$ および

$$\pi_I = \pi_R = \beta(1 - d_G^*) / (\beta(1 - d_G^*) + 1 - \beta)$$

すなわち、投資家と規制主体が非開示企業の汚染状態について悲観的であり、かつ経営者が所有者の長期的目的と十分に整合的になるよう動機づけられているとき、経営者は観察した環境汚染の状態に関わりなく環境負債を開示する戦略をとる（命題3. (i)）。しかし、非開示に対して、投資家と規制主体が十分に楽観的ならば、状態 θ_G の経営者はある閾値以下の任意の確率で開示する戦略を、状態 θ_B の経営者はつねに開示しない戦略をとり、これに対して規制主体は非開示企業の環境調査を実施しない決定をする（命題3. (ii)）。

命題3の興味深い点は、経営者の利得関数が所有者の長期的なキャッシュフロー最大化目標と整合的でないとき、すなわち λ が十分に大きいとき、ベンチマークの命題1. (i) で得られたような2つの汚染状態の経営者がともに開示する均衡がもはや生じなくなることを示唆している点である（命題3. (i)）。命題1. (i) は、非開示を観察した規制主体が、状態 θ_B であることを予想して環境調査を実施することが、企業の開示を促すことを示唆していた。これに対して、経営者の利得が短期業績評価指標（環境負債の開示決定直後の株価）に大きく依存して決まるとき、状態 θ_B は非開示が規制主体の環境調査を引き起こすことが予想される場合であっても、開示直後の株価下落をもたらす利得の低下を避けるため、あえて負債を開示しなくなる。この点で、短期的な業績指標にもとづく経営者評価は、規制主体による環境調査の効力を弱め、企業の環境負債開示を阻害する可能性がある。しかし、短期業績指標に対するウエイトが小さくなり、株主の利得関数と一致する利得関数をもつようになるとこのような株価の低下は状態 θ_B の経営者の決定に及ぼす影響力は小さくなり、積極的な環境負債の開示が生じるようになる。

さらに命題3の興味深い点は、命題1と命題2と異なり状態 θ_G の経営者は開示・非開示について無差別ではなく、積極的に開示する動機をもつことを示唆している点である。状態 θ_G の経営者が環境負債を開示しなければ、状態 θ_B とプールされて市場で評価されるため、短期的な株価の下落を回避する動機をもつ経営者はそれを避ける目的から積極的に環境負債が θ_G であることを開示する動機をもつ。

第3に言及すべきなのは、経営者の業績評価システムが株価を決定する要因になることを含意している点である。命題3. (i) は環境負債を開示しない会社に対して、市場による状態 θ_G の予想 π_I がある閾値を超えないときに生じる。この閾値は経営者の開示直後の株価に対するウエイト λ にしたがって小さくなるから、経営者が短期的な目的に強く動機づけられているほど非開示を観察した時の投資家の予想 π_I も小さくなる。したがって、短期的な業績指標によって評価される経営者による非開示に対して株価の下落はより大きいことが予想される。

5 結び

本論文は、経営者と環境汚染を規制する主体からなる環境負債の開示モデルを提示し、規制主体が効果的に企業の環境負債開示を促進する条件を考察した。分析から得た解明点の第1は、経営者の自発的な環境負債開示が、環境汚染を規制する主体の環境調査コストに依存している点である。環境調査コストが大きいとき、規制主体による環境負債開示への効力が弱まり、環境負債の非開示を生ずる。これは先行研究の多くがproprietaryコストにもとづいて企業の非開示を説明してきたのとは対照的な知見である。

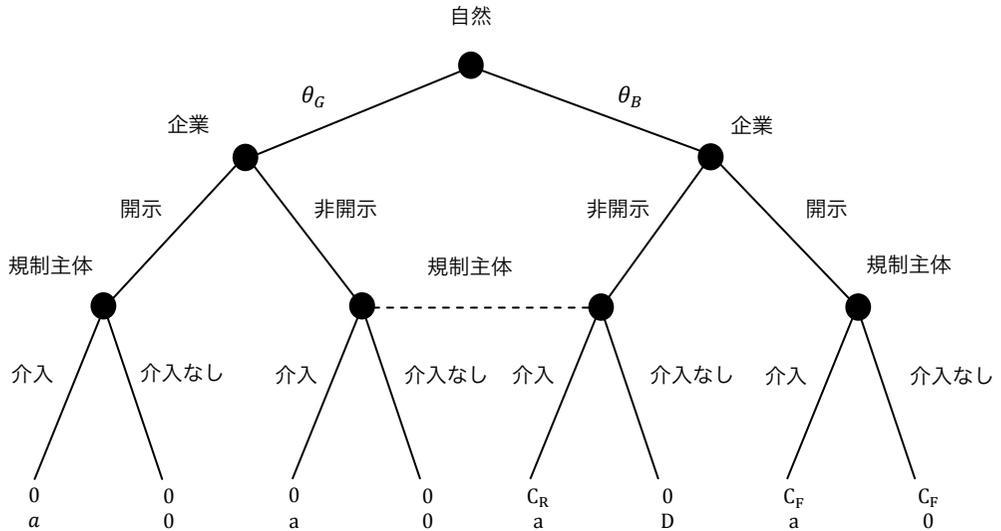
第2の解明点は、経営者の決定変数として環境汚染の測定を明示的に導入したとき、環境負債の非開示が生じる可能性が大きくなる点である。たとえ、環境負債を開示しなかったときに規制主体が環境調査を実施することが予想される場合であっても、もはや経営者から自発的な情報開示を引き出すことは困難になる。第3に明らかにしたのは、経営者の利得関数を明示的に分析に導入したとき、短期業績評価指標に依存した経営者業績評価が、環境負債の開示を阻害する可能性がある点である。

本研究の結果は、環境負債開示に関する実証研究に3つの含意をもつ。第1に、外部利害関係者の環境調査や訴訟、規制設定などに要するコストと環境負債の非開示の関連性を調査することである。従来のproprietaryコストにもとづく実証研究が一致した結果を得られなかったのは、proprietaryコストを発生させる外部利害関係者のコストを分析から除外していたことから生じていた可能性がある。第2は、環境汚染の発生確率が負債の非開示に影響を及ぼしている可能性を調査することである。命題2が示唆するように、汚染発生の確率が十分に小さいとき、たとえ深刻な汚染が発生していることを企業が知っている場合であっても環境負債を開示しない可能性がある。第3は、業績評価を通じた経営者コントロールと環境負債の開示の関連性を調査する点である。比較的短期の業績指標に依存した経営者報酬を設定している企業による環境負債開示は長期的な株価最大化にもとづいて評価する会社にくらべて比較的少ないことが予想される。これらの経験的証拠を提示することは、企業の環境負債開示を促進するための効果的な規制システムの設計に資することになるであろう。

本研究は、企業の環境負債開示に対する規制主体の影響を考察した。規制主体の企業活動への介入は、環境負債の測定や経営者業績評価を考慮したとき、必ずしも自発的な環境負債開示の有効な誘因にはならない。したがって、環境汚染に関する情報非対称を解消するためには、環境規制システムを補完する、あるいはそれに依存しない自発的な開示をうながすシステムの構築が必要である。

付 録

付録1 環境負債開示ゲーム（ベンチマーク）の展開型



付録2 記号の要約

記号	意味
Θ	環境汚染の状態集合 $\{\theta_G, \theta_B\}$
β	汚染状態 θ_G が発生する確率
C_F	企業が自発的に環境汚染を修復したときに負担するコスト
C_R	規制主体が環境汚染を発見・修復したときに企業に課せられるコスト
ΔC	環境修復コストの差額 $C_R - C_F$
a	環境規制主体が負担する汚染調査コスト
D	環境汚染が放置されたときに規制主体が負担する社会的損失
d_i	経営者が環境負債を開示する確率 $i \in \{G, B\}$
ρ	環境規制主体が企業の環境汚染を調査する確率
m	企業が負担する環境汚染測定コスト
γ	経営者が環境汚染を測定する確率
P_t	t 時点の株価 ($t = 1, 2$)
y_M	経営者の利得
λ	時点1の株価に対する経営者利得の重み
π_R	非開示を条件として規制主体がもつ状態 θ_G に関する事後の予想
π_I	非開示を条件として投資家がもつ状態 θ_G に関する事後の予想

付録3 環境汚染をコストゼロで観察するケースにおける命題1の導出

環境負債が開示されたとき、規制主体が環境調査を実施しないのは明らかである。これに対して、環境負債の非開示を観察した規制主体が、非開示企業の汚染状態を θ_G と予想する事後確率を π_R とすると、その期待利得 y_R は次の通りである。

$$E[y_R | ND] = -(\rho a + (1 - \pi_R)(1 - \rho)D) \quad (A1)$$

環境汚染の状態を調査する規制主体の局所戦略 ρ について(A1)式の偏導関数を求めると(A2)式を得る。

$$\frac{\partial E[y_R | ND]}{\partial \rho} = (1 - \pi_R)D - a \quad (A2)$$

もし $a < D(1 - \pi_R)$ ならば、(A2)式より、規制主体は $\rho = 1$ をとる。したがって、規制主体の調査戦略を所与としたとき、状態 θ_G の経営者は、環境情報に関する負債の開示について無差別であるのに対し、状態 θ_B の経営者の開示戦略は $d_B = 1$ である。しかし、このとき状態 θ_G の経営者が $d_G \in [0, 1]$ ならば、非開示を条件とする事後分布において、非開示企業が状態 θ_G である確率は1でなければならないが、これは規制主体の予想に関する仮定 $1 - a/D > \pi_R$ と矛盾する。これに対して、状態 θ_G が $d_G = 1$ をとるとき、非開示を条件とする規制主体の情報集合は均衡経路外になるため、任意の予想が可能である。したがって、 $1 - a/D > \pi_R$ がみたされるならば $d_G = d_B = \rho = 1$ は完全ベイズ均衡の戦略である。

規制主体の調査コストが $a > D$ であるとき、(A2)式の右辺は任意の $\pi_R \in [0, 1]$ に関して厳密に負であるから、規制主体の環境調査戦略は $\rho = 0$ である。状態 θ_G の経営者は、開示と非開示について無差別であるのに対して、経営者が状態 θ_B は $d_B = 0$ をとる。このとき、状態 θ_G が確率 d_G^* で開示するとき、環境負債の非開示を観察した経営者の情報集合における予想が、次式をみたととき整合的である。

$$\pi_R = \frac{(1 - d_G^*)\beta}{1 - \beta d_G^*} \quad (A3)$$

したがって $d_G^* \in [0, 1]$ 、 $d_B = 0$ 、 $\rho = 0$ および(A3)式の予想は完全ベイズ均衡である（命題1. (ii)）。

規制主体の調査コストが $D > a > D(1 - \pi_R)$ をみたととき、(A2)式の右辺は厳密に負の値をとるから、規制主体の調査戦略は $\rho = 0$ である。このとき状態 θ_G の経営者は、開示と非開示について無差別であるのに対し、状態 θ_B の経営者の最適開示戦略は $d_B = 0$ である。ただし、非開示を条件とする情報集合における予想が(A3)式で表されることを考慮すると、状態 θ_G の経営者が開示する確率が、

$$d_G^* < \frac{a - D(1 - \beta)}{a\beta} \quad (A4)$$

をみたととき、非開示を所与とする事後の予想は整合的である。したがって、(A4)式をみたと $d_G^* \in [0, 1]$ 、 $d_B^* = 0$ 、および $\rho^* = 0$ は均衡戦略である（命題1. (iii)）。

付録4 環境汚染の測定を考慮したケースにおける命題2の導出

自然が環境汚染の状態を選択した後、経営者がコスト m を負担して測定を選択するケースを考察する。命題1と同じく、企業が汚染状態を測定した後、環境負債を開示したときの規制主体の局所戦略は環境調査を実施しない選択である。

環境負債を開示しないとき、規制主体が調査を実施すればその期待利得は $-a$ であるのに対して、調査を実施しないときの期待利得は $-(1-\pi_R)D$ で表される。したがって、非開示を条件とする情報集合における規制主体の環境調査戦略を ρ とすると、規制主体の期待利得は、

$$E[y_R|ND] = -(a\rho + (1-\rho)(1-\pi_R)D) \quad (A5)$$

であるから、規制主体の期待利得を最大化させる局所戦略は次式より得られる。

$$\frac{\partial E[y_R|ND]}{\partial \rho} = -a + (1-\pi_R)D \quad (A6)$$

すなわち、 $(1-\pi_R)D > a$ のとき $\rho=1$ であり、 $(1-\pi_R)D < a$ のとき $\rho=0$ である。

汚染状態を測定して観察した状態 θ_G の経営者の期待利得は、規制主体の環境調査実施に依存することなく $-m$ だから、汚染に関する環境負債の開示について無差別である。これに対して、測定結果が状態 θ_B であった経営者が環境負債を開示するならば利得 $-(m+C_F)$ を、開示しなければ $-(m+\rho C_R)$ を得る。

いま $(1-\pi_R)D > a$ を仮定すると、規制主体の調査戦略は $\rho=1$ だから、状態 θ_B は $d_B=1$ をとり、 $(1-\pi_R)D < a$ ならば $\rho=0$ より、 $d_B=0$ である。規制主体の調査戦略と経営者の開示戦略を所与として、経営者の期待利得 y_M は次のようである。

$$E[y_M] = -(\beta\gamma m + (1-\beta)(\gamma(m+C_F) + (1-\gamma)C_R)) \quad (A7)$$

ただし、 $\gamma \in [0, 1]$ は経営者が環境負債を測定する局所戦略である。このとき、 γ について偏微分すると、

$$\frac{\partial E[y_M]}{\partial \gamma} = -(m + (C_F - C_R)(1-\beta)) \quad (A8)$$

であるから、 $C_R - C_F > m/(1-\beta)$ ならば、 $\gamma=1$ である。このとき、状態 θ_G は任意の $d_G \in [0, 1]$ を、状態 θ_B の経営者は $d_B=1$ で開示を選択するから、非開示を観察した規制主体の情報集合における予想は、状態 θ_G が $d_G \in [0, 1]$ をとるとき $\pi_R=1$ である。しかし、この事後分布は $(1-\pi_R)D > a$ と矛盾する。これに対して、 $d_G=1$ ならば非開示における規制主体の情報集合は均衡経路外になり、規制主体の予想が $(1-\pi_R)D > a$ をみたすとき完全ベイズ均衡である（命題2. (i)）。

これに対して $C_R - C_F < m/(1-\beta)$ ならば、 $\gamma=0$ であるから、状態 θ_G に関する規制主体の予想は β である。 $(1-\pi_R)D > a$ より、この事後の予想は $(1-\beta)D > a$ を含意するから、 $m/\Delta C > a/D$ がみたされるならば、規制主体の局所戦略は $\rho=1$ である。ただし、 $\Delta C \equiv C_R - C_F$ である。このとき、均衡経路にない状態 θ_G と状態 θ_B の測定後の情報集合における戦略は、状態 θ_G が $d_G \in [0, 1]$ 、状態 θ_B が $d_B=1$ になる。他方、 $m/\Delta C < a/D$ ならば、 $(1-\beta)D < (1-\beta)a\Delta C/m < a$ だから $(1-\pi_R)D > a$ と矛盾する。これより命題2. (ii)を得る。

次に $(1-\pi_R)D < a$ を仮定する。このとき、規制主体は環境調査を実施しないから $(\rho=0)$ 、状態 θ_G は $d_G \in [0, 1]$ を、状態 θ_B の経営者はつねに環境負債を計上しない政策をとる $(d_B=0)$ 。これらの局所戦略にもとづくとき、経営者が環境負債の測定を選択する時点における期待利得は $-\gamma m$ であるから経営者の期待利得最大化のための測定戦略は $\gamma=0$ である。したがって、規制主体の事後の予想は β であり、 $(1-\beta)D < a$ が成り立つとき命題2. (iii)を得る。

付録5 異時点の株価による経営者業績評価のケースにおける命題3の導出

ベンチマークの仮定を変更し、経営者の利得が環境負債を反映した2つの時点の企業株価 P_1 , P_2 にもとづいて決定されるケースを考察する。状態 θ_G の経営者が環境負債を開示したならば、株価は $P_1(\theta_G, D) = 0$ であるのに対し、状態 θ_B が環境負債を開示したならば、株価は $P_2(\theta_B, D) = -C_F$ である。

経営者が負債を開示しないとき (ND), 投資家の情報集合における状態 θ_G に関する予想を $\pi_I \in [0, 1]$ とすると、投資家が評価する第1期株価 P_1 は(A9)式のようなのである。

$$P_1(ND) = -(1 - \pi_I) \rho C_R \quad (\text{A9})$$

このとき規制主体の情報集合における予想 π_R が $1 - a/D > \pi_R$ をみたすならば、規制主体の調査戦略は非開示を観察したとき $\rho = 1$ だから、(A9)式右辺は $-(1 - \pi_I) C_R$ で表される。他方、 $1 - a/D < \pi_R$ ならば $P_1(ND) = 0$ である。したがって、開示戦略を選択する情報集合における状態 θ_G と状態 θ_B の期待利得は、それぞれ次のように表される。

$$E[y_M | \theta_G] = -(1 - d_G)(1 - \pi_I) \lambda \rho C_R \quad (\text{A10})$$

$$\begin{aligned} E[y_M | \theta_B] &= -d_B(\lambda C_F + (1 - \lambda) C_F) - (1 - d_B)(\lambda(1 - \pi_I) \rho C_R + (1 - \lambda) \rho C_R) \\ &= -d_B C_F - (1 - d_B)(1 - \lambda \pi_I) \rho C_R \end{aligned} \quad (\text{A11})$$

各式の偏導関数より、状態 θ_G の最適開示戦略は $(1 - \pi_I) \lambda \rho C_R > 0$ ならば $d_G = 1$, $(1 - \pi_I) \lambda \rho C_R < 0$ ならば $d_G = 0$ であり、状態 θ_B は $(1 - \lambda \pi_I) \rho C_R > C_F$ ならば $d_B = 1$ を、 $(1 - \lambda \pi_I) \rho C_R < C_F$ ならば $d_B = 0$ をとる。いま $1 - a/D > \pi_R$ とせよ。このとき、規制主体の調査戦略は $\rho = 1$ だから、 $(1 - \pi_I) \lambda C_R > 0$ かつ $(1 - \lambda \pi_I) C_R > C_F$ ならば、 $d_G = d_B = 1$ である。経営者の行動戦略を所与とすると、非開示を条件とする均衡経路に含まれない情報集合では、 $1 - a/D > \pi_R$, $\pi_I < \min\{(1 - C_F/C_R)/\lambda, 1\}$ をみたす任意の予想が可能である。したがって $d_G = d_B = 1$, および $\rho = 1$ は均衡戦略である (命題3. (i))。

これに対して $(1 - \pi_I) \lambda C_R > 0$ かつ $(1 - \lambda \pi_I) C_R < C_F$ ならば $d_G = 1$ と $d_B = 0$ である。しかし、この行動戦略から導かれる非開示の情報集合における予想は、 $\pi_R = \pi_I = 0$ であるから $(1 - \lambda \pi_I) C_R < C_F$ と矛盾する。したがって $d_G = 1, d_B = 0$, および $\rho = 1$ は均衡ではない。

次に $1 - a/D < \pi_R$ とせよ。規制主体の調査戦略は $\rho = 0$ だから $d_G \in [0, 1]$ である。しかし、このとき $(1 - \lambda \pi_I) \rho C_R < C_F$ がいえるから、 $d_B = 0$ でなければならない。そうであるならば、非開示を観察した規制主体と投資家の予想はバイズ・ルールより、

$$\pi_R = \pi_I = \frac{\beta(1 - d_G)}{\beta(1 - d_G) + 1 - \beta} > 1 - \frac{a}{D} \quad (\text{A12})$$

である。したがって、このとき $d_G < (a - D(1 - \beta))/(a\beta)$ をみたす $d_G \in [0, 1]$ と、 $d_B = 0, \rho = 0$ は均衡戦略である (命題3. (ii))。

注

- 1) Beyer et al. (2010) は、会計ベースの情報によって説明される四半期投資収益率の分散のうち、66%が経営者による自発的な会計情報にもとづいていることを明らかにしている。これは、強制的開示による情報のみならず自発的情報開示に焦点を当てた考察の重要性を示唆している。
- 2) 近年は、情報の受け手である経済主体に分析を拡張し、情報開示と非開示に対する受け手の反応が不確実な状況における情報開示決定を考察した研究 (Suijs, 2007) や、ガバナンス構造が情報開示決定に及ぼす影響を考察した分析や、情報開示決定と他の経営決定の相互的な影響を考察する分析方向への拡張がみられる (Kumar et al. 2011)。
- 3) 完全ベイズ均衡は、展開型ゲームにおける各プレイヤーの行動戦略 (behavioral strategies) の組み合わせと信念 (belief) の組について次の条件が満たされるものをいう。すなわちすべてのプレイヤーの戦略が、任意の情報集合 (information set) において、条件付期待値を最大化しており (逐次合理性条件)、かつ情報集合における信念が (可能ならば) ベイズ公式で導かれ、それらが与えられた戦略と整合的である (整合性条件)。
- 4) もし汚染状態が、経営者のみならず規制主体に観察可能ならば、サブゲーム完全均衡において、状態 θ_G の経営者は開示と非開示について無差別であり、状態 θ_B の経営者は開示を選択する。これに対して規制主体は環境調査を実施しない戦略をとる。
- 5) 企業の環境汚染に関して企業内部の環境監査と外部規制主体の決定を分析した Mishra et al. (1997) と同じく、本研究は厳密に不等号がなりたつ条件に焦点を当てる。等号条件がなりたつ場合は、規制主体や経営者、市場投資家が選択肢間について無差別なケースが生じるが、このような等号条件が成り立つケースは稀であり、情報開示に関する含意も乏しい。

参考文献

- Barth, M. E., McNichols, M. E., and Wilson, G. P. (1997) "Factors Influencing Firms' Disclosures about Environmental Liabilities," *Review of Accounting Studies*, Vol.2, pp.35-64.
- Beyer, A., Cohen, D. A., Lys, T. Z., and Walther, B. R. (2010) "The Financial Reporting Environment: Review of the Recent Literature," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.50, pp.296-343.
- Cox, C. A. (2008) "Factors Associated with the Level of Superfund Liability Disclosure in 10K Reports: 1991-1997," *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, Vol.12, pp.1-17.
- Dye, R. (1985) "Disclosure of Nonproprietary Information," *Journal of Accounting Research*, Vol.23, pp.123-145.
- Darrough, M. and Stoughton, N. (1990) "Financial Disclosure Policy in an Entry Game," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.12, pp.219-243.
- Feltham, G. and Xie, J. (1992) "Voluntary Disclosure in an Entry Game with Continua of Types," *Contemporary Accounting Research*, Vol.9, pp.46-63.
- Grossman, S. (1981) "The Informational Role of Warranties and Private Disclosure about Product Quality," *Journal of Law and Economics*, Vol.24, pp.461-483.
- Jung, W. and Kwon, Y. (1988) "Disclosure when the Market is Unsure of Information Endowment," *Journal of Accounting Research*, Vol.26, pp.146-153.
- Kumar, P., Langberg, N., and Sivaramakrishnan, K. (2011) "Voluntary disclosures and corporate governance," The Henry Crown Institute of Business Research in Israel, Tel Aviv University.

- Li, Y., Richardson, G. D. and Thornton, D. B. (1997) "Corporate Disclosure of Environmental Liabilities Information: Theory and Evidence," *Contemporary Accounting Research*, Vol.14, pp.435-474.
- Milgrom, P. (1981) "Good News and Bad News: Representation Theorems and Applications," *Bell Journal of Economics*, Vol.12, pp.380-391.
- Mishura, B. K., Newman, D. P., and Stinson, C. H. (1997) "Environmental Regulations and Incentives for Compliance Audits," *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol.16, pp.187-214.
- Newman, P. and Sansing, R. (1993) "Disclosure Policies with Multiple Users," *Journal of Accounting Research*, Vol.31, pp.92-112.
- Patten, D. M. (2002) "The Relation between Environmental Performance and Environmental Disclosure: a Research Note," *Accounting, Organization and Society*, Vol.27, pp.763-773.
- Suijs, J. (2007) "Voluntary Disclosure of Information when Firms are Uncertain of Investor Response," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.43, pp.391-410.
- Verrecchia, R. (1983) "Discretionary Disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.5, pp.179-194.
- Wagenhofer, A. (1990) "Voluntary Disclosure with a Strategic Opponent," *Journal of Accounting and Economics*, Vol.12, pp.341-363.
- 環境省 (2007) 『土壌汚染をめぐるブラウンフィールド問題の実態等について (中間とりまとめ)』。
- リコー (2011) 『リコーグループ 環境経営報告書 2011』。

<謝辞> 拙稿の改善にあたり、本誌編集委員長國部克彦先生ならびにお二人の査読者の先生より貴重なご教示をいただきました。心よりお礼を申し上げます。

<付記> 本稿は、日本学術振興会の科学研究費助成事業 (挑戦的萌芽研究：課題番号23653116) および環境省環境研究総合推進費 (E-1106) の研究成果の一部である。

(筆者：東京都市大学環境情報学部講師)

(2012年7月25日 採択)