

環境ディスクロージャーの経済政策 —制度化に向けた実証研究—

課題番号 14530052

平成14年度～平成16年度科学研究費補助金
基盤研究（c）（2）研究成果報告書

平成17年6月

研究代表者 須田一幸

早稲田大学・商学学術院・大学院
ファイナンス研究科

研究組織

研究代表者： 須田一幸

(早稲田大学・商学学術院・大学院ファイナンス研究科)

交付決定額（配分額）

(金額単位：千円)

| | 直接経費 | 間接経費 | 合計 |
|--------|------|------|------|
| 平成14年度 | 1300 | | 1300 |
| 平成15年度 | 900 | | 900 |
| 平成16年度 | 700 | | 700 |
| 総計 | 2900 | | 2900 |

研究発表

(1) 学会誌等

須田一幸「環境会計情報と証券投資意思決定」日本社会関連会計学会『社会関連会計研究』Vol. 14, 2002年10月。

須田一幸「会計情報の質の決定要因」『企業会計』第55巻1号, 2003年1月。

須田一幸「税効果会計実務の決定要因と株価関連性の分析」神戸大学『経済経営研究』第52号, 2003年2月。

須田一幸「ファイナンス論と会計利益」『企業会計』第55巻第9号, 2003年9月。

須田一幸「新会計基準の設定が企業経営と経済システムに与えた影響に関する実証分析 No. 1」『ディスクロージャー・フォーラム』創刊号, 2003年7月。

須田一幸「会計利益情報の実際的有用性と会計基準設定－行動ファイナンスの視点」『国民経済雑誌』第188巻第5号, 2003年。

須田一幸「新会計基準の設定が企業経営と経済システムに与えた影響に関する実証分析 No. 2」『ディスクロージャー・フォーラム』第2号, 2003年8月。

須田一幸「法的規制で環境会計の情報開示を進めよ」『エコノミスト』第81巻第62号, 2003年12月16日号。

須田一幸「企業会計における利害調整」『会計』第165巻第4号, 2004年4月。

須田一幸「会計基準の国際的類型」『国際会計研究学会年報 2003年度』2004年3月。

須田一幸「新会計基準設定の経済的帰結」『会計』第167巻第2号, 2005年2月。

(2) 口頭発表

Kazuyuki Suda, "Earnings management to avoid earnings decreases and losses: Empirical evidence from Japan," The 26th European Accounting Association, Spain, April 4, 2003.

須田一幸, 統一論題「国際会計基準の動向とわが国会計開示の現状と課題」報告テーマ「会計基準の国際的類型化」国際会計研究学会第20回大会, 2003年8月27日28日。

(3) 出版物

須田一幸編著『会計制度改革の実証研究』同文館出版, 2004年。

目 次

- 第1部 環境ディスクロージャーの基礎的考察**
 - 第1章 環境ディスクロージャーの国際比較
 - 第2章 環境ディスクロージャーの業種別比較
 - 第3章 環境ディスクロージャーの決定要因
 - 第4章 小括と課題
- 第2部 環境会計の制度と機能**
 - 第5章 アメリカの環境会計基準
 - 第6章 スーパーファンド法と企業会計
 - 第7章 環境ディスクロージャーと株価変動
 - 第8章 環境会計情報の不確実性と株価変動
 - 第9章 小括と展望
- 第3部 環境ディスクロージャーの制度化に向けて**
 - 第10章 制度会計と非制度会計
 - 第11章 アメリカにおける制度会計としての環境会計
 - 第12章 日本における環境会計情報のニーズ
 - 第13章 総括－環境ディスクロージャーの制度化－

[参考文献]

第1部 環境ディスクロージャーの基礎的考察

環境関連のアカウンタビリティをグリーン・アカウンタビリティという。グリーン・アカウンタビリティを遂行するために行われる会計がグリーン・アカウンティングであり、その外部報告はグリーン・リポーティングと呼ばれる⁽¹⁾。いずれも、環境保護に企業会計が貢献することを強く意識した用語法である。

具体的には、貸借対照表における環境負債の計上と環境関連資産の区分表示、あるいは損益計算書における環境費用の区分表示などが問題となる⁽²⁾。欧米にはグリーン・アカウンティングに積極的に取り組む企業が多く、たとえば環境負債の計上または注記が広範に行われているという⁽³⁾。

しかし、国ごとに業種ごとに企業のグリーン・アカウンティングの取り組み方は異なる。また、その取り組み方を決定する要因も企業によってまちまちであろう。本研究の第1部では、最初に、企業のグリーン・アカウンティングに対する取り組み方が、国および業種によってどのように異なるのかを検討する。続いて、その取り組み方を決定する要因を分析する。

第1章 環境ディスクロージャーの国際比較

日本社会関連会計学会の社会関連会計実態調査委員会は1991年に、アメリカ、イギリス、フランス、ドイツ、日本の企業における年次報告書から、環境保全情報、地域社会関連情報、従業員関連情報、および消費者関連情報などの開示状況を調査した⁽⁴⁾。M. Ali Fekrat教授たちは、18カ国6業種の企業168社について、1991年度の年次報告書から環境情報開示の状況を調べた⁽⁵⁾。これら2つの調査は、①環境情報の開示を調査対象にしている、②各企業の年次報告書からデータを収集している、③調査対象の年度と企業が類似し

ている、という点で比較可能である。以下では、それぞれの調査内容を紹介し、調査結果を比較検討しよう。

第1節 社会関連会計実態調査委員会による国別比較

社会関連会計実態調査委員会はフォーチュン誌に掲載された売上高基準の上位企業（製造業）205社に年次報告書の送付を依頼し、194社の年次報告書（1990年度）を入手した。その内訳が第1表に示されている。

第1表 調査対象企業の内訳

| 国 | 企業数 | 業種 |
|------|------------|----|
| アメリカ | 45 | 16 |
| イギリス | 41 | 16 |
| フランス | 29 | 13 |
| ドイツ | 29 | NA |
| 日本 | <u>50</u> | 16 |
| 合計 | <u>194</u> | |

出典；山上達人・飯田修三編著『社会関連情報のディスクロージャー』白桃書房、1994年、第I部に示されているデータから筆者が作成。

社会関連会計実態調査委員会は各社について、年次報告書で環境の記述情報または金額情報を開示しているか否かを調査した。環境情報の開示企業を国別に集計したのが第2表である。

第2表 環境情報の開示企業数（国別）

| アメリカ | イギリス | フランス | ドイツ | 日本 |
|-------------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| 記述情報 40/45 (=89%) | 20/41 (=49%) | 15/29 (=52%) | 18/29 (=62%) | 17/50 (=34%) |
| 金額情報 17/45 (=38%) | 1/41 (=2%) | 5/29 (=17%) | 8/29 (=28%) | NA |

出典；山上達人・飯田修三編著『社会関連情報のディスクロージャー』白桃書房、1994年、第I部に示されているデータから筆者が作成。

第2表によれば、環境の記述情報と金額情報を年次報告書で開示した企業の割合は、アメリカの企業が最も高く（環境の記述情報を開示した企業は45社中40社あり、金額情報は45社中17社が開示した）、ついでドイツ、フランス、イギリス、日本の順になる。しかし、この差が統計的に有意か否かは明らかでない。

第2節 Fekrat教授たちの国別比較

Fekrat教授たちは、18カ国6業種の企業168社について、1991年度の年次報告書で開示された環境情報を調査し、スコアリング手続をとり環境情報開示の国別比較を行った。彼らの直接的な問題意識は任意開示仮説の検証にある。それは次のような仮説である⁽⁶⁾。

「どのような内容かは分からぬが、企業は何らかの情報を隠しているとする。それを投資家は察知し、最悪の事態に備え企業価値を割引いて投資意思決定をする。割引かれた分は、その企業のコストになる。したがって企業は、このようなコストを回避するため、自社が最悪の事態に陥っていないという情報を追加的に開示するインセンティブを持つ。もし市場が競争状態にあれば、各企業は不利な情報を隠すことで生ずる損失を回避するため、お互いに競って情報を開示するだろう。環境情報開示についても同じことがいえる。つまり、環境情報の強制開示と任意開示が世界中で別々に行われていても、市場における競争が原動力となり、環境情報の開示は任意開示の形で最高水準の開示のところまで引き上げられるだろう。」この任意開示仮説を検証するため、次の2つの作業仮説を設けていた。ここではH2の検証が問題となる。

H1：環境情報開示の水準に業種ごとの有意な差はない。

H2：環境情報開示の水準に国ごとの有意な差はない。

Fekrat教授たちは、国際的に活動している222社の企業（国際連合の多国籍企業センターが1991年に調査したときのサンプル⁽⁷⁾）に

対し、1991年度の株主向け年次報告書の送付を依頼した。その結果、168社（18カ国6業種）の年次報告書が入手できた。そして彼らは、各企業の年次報告書で第3表に示した環境情報が開示されているか否かを個々に調べたのである。調査項目は、4カテゴリーの18項目である。各々の項目をサンプル企業について調べ、次のような基準で0から3までの点数を付けた。

- 0 --当該項目が年次報告書にない。
- 1 --当該項目が年次報告書で開示されているが、一般的な説明だけである。
- 2 --当該項目が年次報告書で企業に固有な情報として開示されているが、数量情報ではない。
- 3 --当該項目が年次報告書で企業に固有な情報として開示されており、それが金額情報あるいは数量情報になっている。

第3表 調査項目

1 会計と財務

- ・環境保護設備に対する過年度および当年度の支出額
- ・環境保護設備に関する過年度および当年度の営業費用
- ・環境保護設備に対する将来支出の見積額
- ・環境保護設備に関する将来の営業費用
- ・環境保護設備のための資金調達

2 環境に関する訴訟

- ・現在係争中の訴訟
- ・訴訟になる可能性がある事項

3 環境保護活動

- ・大気汚染情報
- ・水質汚染情報
- ・固形廃棄物情報
- ・大気汚染、水質汚染、固形廃棄物の対策とそのための設備
- ・環境保護設備に関する基準遵守状況

4 その他

- ・環境規制についての考え方
- ・企業の環境保護対策
- ・自然資源の保護
- ・環境保護に関する奨励金
- ・資源の再利用
- ・汚染防止対策の部署

上記のようなスコアリングを行うことで、各企業における環境情報開示の水準が数量化される。したがって、各企業の点数から国ごとの平均値を算定すれば、情報開示水準の国別比較が可能となる。検証すべき仮説（H₂）は、「環境情報開示の水準を示す点数の平均値について、国ごとに有意な差はない」と言い換えられる。

Fekrat教授たちは、国ごとの平均値を算定し、その差が有意か否かを分析（分散分析）した。その結果が、第4表に示されている。

第4表 分散分析の結果(国別)

| A 分散分析 | 自由度 | 平方和(SS) | 平均平方(MS) | F 値 | p 値 |
|--------|-----|---------|----------|------|--------|
| 国 | 17 | 18.108 | 1.065 | 3.75 | <0.001 |
| 誤差 | 150 | 42.640 | 0.284 | | |
| 総平方和 | 167 | 60.747 | | | |

| B 国別比較 | 企業数 | 平均値 | 標準偏差 |
|----------|-----|------|--------|
| オーストリア | 2 | 0.98 | 0.1202 |
| ベルギー | 4 | 1.25 | 0.2819 |
| カナダ | 7 | 1.80 | 0.4018 |
| チリ | 1 | 1.22 | 0.0000 |
| デンマーク | 1 | 1.17 | 0.0000 |
| フィンランド | 6 | 1.39 | 0.3585 |
| フランス | 11 | 1.02 | 0.6345 |
| ドイツ | 22 | 1.15 | 0.5724 |
| イタリア | 3 | 1.07 | 0.5773 |
| 日本 | 20 | 0.46 | 0.3166 |
| オランダ | 3 | 1.06 | 0.7865 |
| ニュージーランド | 1 | 1.89 | 0.0000 |
| ノルウェー | 1 | 1.50 | 0.0000 |
| スペイン | 2 | 1.09 | 0.1202 |
| スウェーデン | 8 | 1.31 | 0.4963 |
| スイス | 3 | 1.41 | 0.6403 |
| イギリス | 9 | 0.99 | 0.5159 |
| アメリカ | 64 | 1.39 | 0.5825 |

第4表のA欄は分散分析の結果を示している。各国の平均値の差は有意水準0.1%で有意となり、帰無仮説H₂が棄却される。つまり任意開示仮説を支持する証拠は得られなかつたのであり、これは、環境情報開示について国際的な競争は行われておらず、その水準に国ごとの有意な差がある、ということを意味する。

第4表のB欄は各国の平均値を示している。日本は最低の開示水準で、カナダは最高の開示水準にあることが分かる。95%の信頼区間を設けて母平均を推定したところ、日本の開示水準は他の10カ国（ベルギー、カナダ、フィンランド、フランス、ドイツ、ニュージーランド、スウェーデン、スイス、イギリス、アメリカ）よりも著しく低く、カナダの開示水準が他の5カ国（フランス、ドイツ、日本、イギリス、アメリカ）よりも有意に高いことが明らかになつた⁽⁸⁾。

第3節 社会関連会計実態調査委員会とFekrat教授たちの調査結果

社会関連会計実態調査委員会の調査結果を示した第2表は、①各國における環境情報開示の水準に差がある、②アメリカ企業の開示水準が最も高く、続いてドイツ、フランス、イギリス、日本の順になる、ということを示唆していた。しかし、有意性検定を実施していないため、母平均に有意な差があるか否かを判断することはできなかつた。

Fekrat教授たちは有意性検定を実施し、第4表で示したように、①18カ国における環境会計情報の開示水準に有意な差がある、②日本の環境会計情報開示は他の10カ国と比較して著しく低い水準にある、ということを明らかにした。注目すべきは、第4表における上記5カ国の平均値が、大きい方からアメリカ、ドイツ、フランス、イギリス、日本の順になっている点である。これは社会関連会計実態調査委員会の調査結果と一致している。

したがつてわれわれは、環境会計情報開示の水準が1991年前後で国ごとに有意に異なつており、それがアメリカ、ドイツ、フランス、

イギリス、日本の順で高い、と結論づけることができよう。

第2章 環境ディスクロージャーの業種別比較

第1節 社会関連会計実態調査委員会による調査

社会関連会計実態調査委員会は前記の調査で、各企業における環境保全情報の開示項目を業種別に集計している。しかし、第1表が示すように、業種は多岐にわたり必ずしも各国に共通しているわけではない。他方、Fekrat教授たちの調査は6業種に限定されている。そこで、両調査を比較可能にするため、社会関連会計実態調査委員会の調査結果を、Fekrat教授たちが示した6業種に再分類した。

その6業種は、化学(chemical)、林業・製紙業(forestry)、金属(metallurgy)、自動車(motor)、石油化学(petrochemical)、薬品(pharmaceutical)である。6業種に属する各国の企業が環境情報をどの程度開示しているのかを、第5表に示した⁽⁹⁾。

第5表 環境情報の開示企業数(業種別)

| | 化学 | 林業・製紙 | 金属 | 自動車 | 石油化学 | 薬品 |
|------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-----------|
| 記述情報 | 17/18(=94%) | 2/2 (=100%) | 10/14(=71%) | 13/21(=62%) | 16/22(=73%) | 1/2(=50%) |
| 金額情報 | 9/18(=50%) | 0/2 (= 0%) | 4/14(=29%) | 5/21(=24%) | 7/22(=32%) | 0/2(= 0%) |

出典：山上達人・飯田修三編著『社会関連情報のディスクロージャー』
白桃書房、1994年、第I部に示されているデータから筆者が作成。

林業・製紙業と薬品業のサンプルが少ないため、これを除いた他の4社について環境情報の開示水準を比較しよう。第5表によれば、環境の記述情報と金額情報を年次報告書で開示した企業の割合は、化学会社が最も高く(記述情報を開示した企業は18社中17社で、金額情報は18社中9社が開示している)、ついで石油、金属、自動車の順になる。しかし国別比較と同様、この業種間の差が統計的に有意か否かは明らかでない。

第2節 Fekrat教授たちの業種別比較

Fekrat教授たちは、前節で示したサンプルとスコアリング手続により、環境会計情報の開示水準を6業種(168社)について比較した。

国際連合の調査によれば、当時この6業種は他の業種と比べて最も深刻な環境問題に直面していたという⁽¹⁰⁾。

検証する仮説は任意開示仮説であり、その作業仮説としてH1「環境会計情報開示の水準に業種ごとの有意な差はない」が設定された。検証結果を示し、それを社会関連会計実態調査委員会の調査結果と比較してみよう。

Fekrat教授たちは、国別比較と同様の手続で各企業の情報開示水準を数量化し、6業種についてその平均値を算定した。そして、6業種の平均値の差が有意か否かを分析(分散分析)することで、作業仮説H1を検証したのである。その結果が、第6表に示されている。

第6表 分散分析の結果(業種別)

| A 分散分析 | 自由度 | 平方和(SS) | 平均平方(MS) | F 値 | p 値 |
|--------|-----|---------|----------|------|--------|
| 業種 | 5 | 11.271 | 2.254 | 7.38 | <0.001 |
| 誤差 | 162 | 49.477 | 0.305 | | |
| 総平方和 | 167 | 60.747 | | | |

| B 業種別比較 | 企業数 | 平均値 | 標準偏差 |
|---------|-----|------|--------|
| 化学業 | 46 | 1.25 | 0.6347 |
| 林業・製紙業 | 25 | 1.54 | 0.5571 |
| 金属業 | 23 | 1.16 | 0.5837 |
| 自動車業 | 27 | 0.76 | 0.4091 |
| 石油化学業 | 27 | 1.44 | 0.5603 |
| 薬品業 | 20 | 0.94 | 0.4526 |

出典 ; Fekrat, M. Ali, Caria Incian, and David Petroni, "Corporate Environmental Disclosures: Competitive Disclosure Hypothesis Using 1991 Annual Report Data", The International Journal of Accounting, Vol. 31 No. 2 (1996), pp. 182.

第6表のA欄は分散分析の結果を示している。各業種の平均値は有意（有意水準0.1%）に異なり、帰無仮説H1が棄却される。つまり国別比較と同様、任意開示仮説を支持する証拠は得られなかつたのである。これは、環境情報開示について業種間で競争は行われておらず、その水準に業種ごとの有意な差がある、ということを意味する。

第6表のB欄は6業種の平均値を示している。自動車業は最低の開示水準で、林業・製紙業は最高の開示水準にあることが分かる。95%の信頼区間を設けて母平均を推定したところ、自動車業の開示水準は他の4業種（化学業、林業・製紙業、金属業、石油化学業）よりも著しく低く、林業・製紙業の開示水準が他の5業種よりも有意に高いことが明らかになった⁽¹¹⁾。

第3節 社会関連会計実態調査委員会とFekrat教授たちの調査結果

社会関連会計実態調査委員会による業種別比較の結果を示した第5表は、①各業種における環境情報開示の水準に差がある、②（4業種の中で）化学業の開示水準が最も高く、続いて石油化学、金属業、自動車業の順になる、ということを示唆していた。しかし、有意性検定を実施していないため、母平均に有意な差があるか否かを判断することはできない。

Fekrat教授たちは有意性検定を実施し、第6表で示したように、①6業種における環境会計情報の開示水準に有意な差がある、②（4業種に限定すれば）石油化学業の開示水準が最も高く、続いて化学業、金属業、自動車業の順になる、ということを明らかにした。これは社会関連会計実態調査委員会の調査結果とほぼ一致している。

したがってわれわれは、環境会計情報開示の水準が1991年前後で業種ごとに有意に異なっており、化学業と石油化学業の開示水準は比較的高く、自動車業の開示水準は相対的に低い、と結論づけることができよう。

では、なぜ業種間で環境会計情報の開示水準が異なるのか。

Fekrat教授たちは、環境保護実績と情報開示の関係を調べている。

第1に、サンプル企業の中から経済優先度審議会 (Council for Economic Priorities; CEP) が調査対象にしている企業26社を選び、その企業について、彼らのスコアリングと CEP が評価した環境保護実績の関係を分析した。CEPは、各企業について有害物質の排出量に関するランキングや、スーパーファンド法に従い潜在的責任当事者 (Potentially Responsible Parties; PRP) に指名された件数のランキングを公表している。そこで、Fekrat教授たちは彼らのスコアリングによるランキングと CEP のランキングから、スピアマン順位相関係数を算定したのである。その結果、環境保護実績と環境会計情報開示に有意な関係はない、ということが判明した。

第2に Fekrat教授たちは、彼らのスコアリング結果とフォーチュン誌による環境保護実績に関する調査結果の関係を分析した。フォーチュン誌が「環境保護実績の停滞企業10社」に挙げている American Cyanamid、International Paper、Monsanto、Du Pont、およびUSXは、Fekrat教授たちのスコアリングによれば平均を上回る開示水準であった。また、フォーチュン誌が「環境保護実績の大幅改善企業10社」に入れている Jhonson & Johnson は、Fekrat教授たちのスコアリングによれば平均を下回る開示水準だった。

以上の分析に基づいて Fekrat教授たちは、環境会計情報の開示水準と環境保護実績には相関関係がない、と判断したのである⁽¹²⁾。

第3章 環境ディスクロージャーの決定要因

社会関連会計実態調査委員会と Fekrat教授たちの調査結果は、業種間で環境会計情報の開示水準が異なることを示している。しかし、その相違が何によってもたらされるのかは、依然、明らかでない。

ここで Mary E. Barth 教授たちの研究に注目したい⁽¹³⁾。彼女たちは、アメリカの企業についてスーパーファンド法関連の環境負債情報開示を分析し、開示水準の決定要因を把握することに成功した。

このように、対象を限定し1つ1つ証拠を積み上げることが、大きな事象の説明に結びつくのであろう。以下では、Barth教授たちの研究を紹介し、そのインプリケーションを示す。

第1節 スーパーファンド法と環境負債の測定開示

1980年制定の包括的環境対処・補償・責任法(Comprehensive Environmental Response, Compensation, and Liability Act of 1980; C E R C L A)と1986年のスーパーファンド修正・再授權法(Superfund Amendment and Reauthorization Act; S A R A)を併せてスーパーファンド法という⁽¹⁴⁾。スーパーファンド法により、アメリカの環境保護庁(Environmental Protection Agency)は、汚染土地を指定し、その潜在的責任当事者(potentially responsible parties; P R P)に土地の浄化を命ずる権限が与えられた。

環境保護庁は、①汚染土地を指定し、汚染の程度を判定するため予備調査を実施する、②汚染の著しい土地をスーパーファンド適用地にし、P R Pを公表する、③修復調査・実行可能性研究(Remedial Investigation Feasibility Study; R I F S)を実施する、④その結果を決定記録(Record of Decision; R O D)という報告書にまとめる、⑤汚染土地の浄化作業を設計し、工事担当者から費用の見積書を提出してもらう、⑥個々のP R Pに土地浄化費用の負担額を提示し交渉する。もし合意に達すればすぐに合意書が作成されるが、合意に達しなければ、スーパーファンド基金が浄化費用に充当され、環境保護庁がその後P R Pに弁償を求めて訴訟をする。

P R Pには、現在の土地所有者だけでなく、汚染発生時点の所有者および汚染物質の輸送者などが含まれる。P R Pに指名された企業は、いずれ浄化費用を支払わなければならず、上記②③④⑤のいずれかの時点で、その見積額を環境負債として計上することが望まれる。

環境負債の測定はS F A S 第5号「偶発債務の会計」およびS F A S解釈第14号に規定され、環境負債の開示はS F A S 第5号

と S E C の規定 (S A B 第 92 号と規則 S - K の第 101 項、第 103 項および第 303 項) にもとづいて行われる。

S F A S 第 5 号によれば、偶発損失の発生の可能性が高く金額が合理的に見積もられるときは、その損失を認識し負債を計上しなければならない。ところが、汚染土地の浄化工事は長期に及ぶため、浄化費用総額の見積りは極めて不確実になる(土地関連の不確実性)。さらに、P R P に指名された企業は浄化費用総額のうち一部を負担しなければならないが、負担すべき金額が明示されるのは⑥の段階であり、その金額に不服があれば法廷で争うことになる。したがって、仮に浄化費用総額が合理的に見積もられても、それぞれの P R P の負担額が定まらない場合がある(負担額の不確実性)。

その結果、偶発損失たる環境負債の測定において、損失の発生の可能性は高いと判断されても、金額を合理的に見積もることができない、という事態が生ずる。見積もりの合理性は土地関連の不確実性と負担額の不確実性に左右され、合理的な見積もりが可能になる時点すなわち環境負債の計上時期は、P R P の判断に委ねられるのである。

環境負債の開示も基本的に上記の不確実性に左右されるが、S F A S 第 5 号は、損失の発生する可能性が高ければ、その見積負債の性質を財務諸表注記で開示すべきだ、としている。また S E C は、当該企業における環境負債の見積額が負債総額の 5 % を超える場合、見積額の開示を求めている。

つまり、環境負債の計上時点は P R P の判断に委ねられるが、その開示は早い時期に行われる制度になっている。しかし実際、環境負債情報を早い時期に開示した P R P は少なく、開示内容も多様である⁽¹⁵⁾。そこで Barth 教授たちは、環境負債情報開示の有無あるいは多寡について決定要因の分析を試みたのである。

第2節 環境負債情報の開示水準

Barth教授たちは、PRPに指名された企業の割合が大きい4業種（化学、電気器具、自動車、電力・ガス）から、PRPに指名された企業257社を抽出し、それぞれの企業について1989年から1993年までの年次報告書とForm10-Kを入手した。そして、各企業の年次報告書とForm10-Kにもとづき第7表で示した開示項目の有無を調べ、その情報が開示されていれば1、開示されていなければ0とした。1989年から1993年までの各年度についてその値を算定し、その合計額を5年で平均すれば、当該企業における環境負債情報の開示水準が数量化される。さらに257社の合計値を出し、それを257社で平均すれば、全体の開示水準が測定される。

第7表 環境負債情報の開示

PRP関連情報

- d 1 : 1つまたはそれ以上の土地でPRPに指名されたという情報
- d 2 : 1つまたはそれ以上のスーパーファンド適用地でPRPに指名されたという情報
- d 3 : スーパーファンド適用地の近接地でPRPに指名されたという情報浄化費用見積額の情報
- d 4 : 浄化費用総額の見積額またはその金額の範囲に関する情報
- d 5 : 当期の浄化費用見積額またはその金額の範囲に関する情報
- d 6 : 次期以降の浄化費用見積額またはその金額の範囲に関する情報

環境負債の計上に関する情報

- d 7 : 環境負債を計上した旨の情報
- d 8 : 環境負債の計上基準に関する情報
- d 9 : 環境負債を計上しない理由
- d 10 : 環境負債が当該企業の財政状態に及ぼす影響に関する情報

環境負債に関する保険情報

- d 11 : 見積費用について保険が掛けられているという情報
- d 12 : 環境負債に保険が適用されるという情報
- d 13 : 保険会社が環境負債に絡んだ請求に応じ保険金を支払ったという情報

出典 ; Mary E. Barth, Maureen F. McNichols, and G.P. Wilson, Factors Influencing Firms' Disclosures about Environmental Liabilities, *Review of Accounting Studies*, Vol. 2, pp. 36-64.

257社の環境負債情報開示水準の平均値は、4.077である⁽¹⁶⁾（標準偏差2.593、メジアン4.000、最小値0.000、最大値11.000）。つまり、第7表に示した13項目のうち平均的に開示されたのは約4項目だということである。

他の項目では、d2の平均が0.582、d4の平均が0.212、d7の平均が0.371だった⁽¹⁷⁾。すなわち、スーパーファンド適用地のPRPに指名された旨を開示した企業は全体の58.2%、浄化費用総額の情報を開示した企業は全体の21.2%、環境負債を計上した旨を開示した企業は全体の37.1%であることを意味している。

このサンプル企業はすべて、最低1回スーパーファンド適用地のPRPに指定されたことがある。これを念頭に置けば、開示水準は驚くほど低位にあるといえよう。

第3節 開示水準の決定要因を示す変数

Barth教授たちは、各企業における環境負債情報の開示水準を左右する要因として、①行政を含む開示規制の影響（R1）、②環境負債に関する情報の不確実性（M1）、③浄化費用負担額の交渉と訴訟の問題（LN）、④資本市場の影響（CAP）、⑤他の規制の影響（ORI）を挙げている。そして、これら5つの要因の代理変数を次のように設定した⁽¹⁸⁾。

（1）開示規制の影響

環境情報開示に関するSECの監視は、1990年から1993年にかけて年々強化されたという。そこでBarth教授たちは、年度を表すダミー変数を設けた（YR90-93；1990-93年であれば1、その他は0）。

また見積負債が金額的に重要であるほど、SECの監視はきつくなり、企業がそれを開示する傾向は増大するだろう。そこでBarth教授たちは、環境負債の重要性を示す変数（LIABESIZE；環境負債見積額÷期末純資産額）を設けた。

さらに、SECは環境負債の見積額が負債総額の5%を超える場合、見積額の開示を求めているので、それを示す変数（REQDI

S ; 開示された環境負債額が負債総額の5%を超えていれば1、その他は0) を設けた。SECの規定に従い環境負債を開示する必要のある企業は、環境負債に関する他の情報も開示する傾向がある、という発想による。

(2) 環境負債に関する情報の不確実性

すでに述べたように、環境負債の測定は土地関連の不確実性と負担額の不確実性に左右される。環境負債情報の開示水準も同様であろう。そこでBarth教授たちは、まず土地関連の不確実性を示す変数として、サンプル企業が初めてPRPに指名されてからの経過年数(NPLAGE)を設けた。そして、年数が経つほど浄化費用の推定が正確に行われ、それが環境負債情報開示の増加に結びつく、と想定した。

また、環境保護庁による決定記録(ROD)の交付は土地関連の不確実性を減らすため、Barth教授たちは、PRPに指名された土地の中でRODが交付された土地の割合(PERSROD)を変数に加えた。この比率が大きいほど、土地関連の不確実性は減少し、環境負債の情報開示は増加するだろう。

他方、負担額の不確実性はスーパーファンド適用地のPRPの数に依存する。つまり、もしスーパーファンド適用地でその企業が唯一のPRPであれば、負担額の不確実性はない。そこで、Barth教授たちは、その企業が唯一のPRPである土地の割合(SOLEPRP)と、PRPが他に2社～5社しかない土地の割合(TWOFIVE)を変数にした。それぞれの比率が大きいほど、負担額の不確実性は小さく、その結果、環境負債情報の開示は増加すると考える。さらにBarth教授たちは、PRPに指名された他企業の平均の対数(LOGNCOMP)を変数にしている。当該企業にとって、他のPRPの数が少ないほど自社の負担分が推測しやすく、それは環境負債情報開示の増加に結びつくだろう。

(3) 済化費用負担額の交渉と訴訟の問題

PRPに指名された企業は、環境保護庁または他のPRPと交渉し済化費用の負担額を決める。訴訟になる場合もあるという。したがって、PRPに指名された企業は、訴訟や交渉に不利な影響を与える情報は開示しないであろう。たとえば、ある企業が多くの土地のPRPに指定されていれば、環境負債情報を開示してもそれがどの土地に関する情報なのか特定できず、交渉や訴訟に支障をきたす可能性は小さい。そこでBarth教授たちは、企業がPRPに指名されている土地の数の対数（LOG SITE）を変数にし、それが大きい企業ほど交渉と訴訟に与える影響は少なく、その結果、環境負債情報の開示水準が高くなるだろうと考えた。

同様の発想で、企業がPRPに指定された土地の済化費用見積額の変動係数（PWCVAR）を変数に用いた。変動係数が大きい情報ほど訴訟と交渉に活用されず、それが環境負債情報の開示に結びつくのである。

さらにBarth教授たちは、PRP相互の相対的債務支払い能力を示す変数（DEEP）を用いている。支払い能力のある企業ほど多くの負担額を要求されるので、そのような企業は訴訟と交渉に不利になる情報を極力開示しないよう努めるだろう。その結果、PRPの中でも債務支払い能力のある企業ほど、環境負債情報を開示しないと考えられる。

(4) 資本市場の影響

企業の経営者は、環境負債情報の開示が資金調達コストに及ぼす影響を考慮し、開示内容を決定するかもしれない。環境負債情報がグッド・ニュースであれば、それは積極的に開示されよう。Barth教授たちは、ある企業の環境負債計上額が業界の平均よりも小さい場合はグッド・ニュースだと理解し、その変数としてINDSITE（＝その企業がPRPに指名されている土地の数÷資産総額－業界平均数÷業界平均資産総額）を使用した。この値が小さい企業ほど、環境情報の開示水準は高くなるだろう。

他の条件が一定であるとすれば、情報の少ない企業は情報の多い企業よりも資金調達コストが高くなる。そこでBarth教授たちは、有価証券を頻繁に発行する企業ほど、任意に情報を開示するインセンティブがあると理解し、NUMDEALS（同一期間中に当該企業が市場性ある有価証券を発行した回数）を変数に用いた。そして、その値が大きいほど、環境負債情報を多く開示すると考える。

(5)他の規制の影響

規制業種である電力・ガス会社は、他の企業よりも環境負債情報を進んで開示するインセンティブを持つ。なぜなら、その情報の開示で料金決定プロセスに影響を与えることができれば、汚染土地の浄化費用を料金の引き上げを通じて最終的に消費者へ転嫁できるからである。Barth教授たちは、規制業種であることが環境負債情報開示に何らかの影響をもたらすかを検証するため、UTIL（公益企業であれば1、他は0）という変数を設けることにした。この変数は環境負債情報の開示と正の関係にあると考えられる。

第4節 開示水準の回帰式とその結果

Barth教授たちは、上記①から⑤の決定要因と環境負債情報開示水準の関係を示す重回帰モデルを、次のように設定した⁽¹⁹⁾。

$$D = \delta_1 RI + \delta_2 MI + \delta_3 LN + \delta_4 CAP + \delta_5 ORI + \varepsilon$$

従属変数Dは第7表の開示項目を調査して算定された環境負債情報の開示水準を示し、独立変数のRIは開示規制の影響、MIは環境負債に関する情報の不確実性、LNは浄化費用負担額の交渉と訴訟の問題、CAPは資本市場の影響、ORIは他の規制の影響を示している。

それぞれの独立変数に前項で示した代理変数を入れ、さらに企業規模をコントロールするためLOGMKV（発行済株式時価総額の対数）を追加して、次の式を設定した⁽²⁰⁾。

$$\begin{aligned}
D = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{LOGMKV} + \alpha_2 \text{YR90} + \alpha_3 \text{YR91} + \alpha_4 \text{YR92} + \alpha_5 \text{YR93} \\
& + \alpha_6 \text{LIABSIZE} + \alpha_7 \text{REQDIS} + \alpha_8 \text{NPLAGE} + \alpha_9 \text{PERSROD} \\
& + \alpha_{10} \text{LOGNCOMP} + \alpha_{11} \text{SOLERP} + \alpha_{12} \text{TWOFIVE} + \alpha_{13} \text{LNUMSITE} \\
& + \alpha_{14} \text{PWCVAR} + \alpha_{15} \text{DEEP} + \alpha_{16} \text{INDSITE} + \alpha_{17} \text{NUMDEALS} \\
& + \alpha_{18} \text{UTIL} + \varepsilon \quad \cdots \cdots \quad (1)
\end{aligned}$$

Barth教授たちは、(1)式に各企業(257社)の各年度(1990年～1993年)における数値を代入し⁽²¹⁾、最小二乗法で α_0 から α_{18} までの係数を推定した。さらに各係数の有意性を検定している。帰無仮説は次のようになる。

$$\text{R I} ; \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = \alpha_7 = 0$$

$$\text{M I (土地関連の不確実性)} ; \alpha_8 = \alpha_9 = 0$$

$$\text{M I (配分の不確実性)} ; \alpha_{10} = \alpha_{11} = \alpha_{12} = 0$$

$$\text{L N} ; \alpha_{13} = \alpha_{14} = \alpha_{15} = 0$$

$$\text{C A P} ; \alpha_{16} = \alpha_{17} = 0$$

$$\text{O R I} ; \alpha_{18} = 0$$

(1)式の推定と帰無仮説の検証結果が、第8表に示されている。符号を予測して推定した17の変数のうち、14の変数が予測どおりの符号になった。「その符号は偶然の結果による」という帰無仮説を検証するため、二項検定を実施したところ、有意水準0.3%で帰無仮説が棄却された⁽²²⁾。(1)式は環境負債情報の開示水準について、大きな説明力を有しているのである⁽²³⁾。

第8表 回帰式の推定結果と係数の有意性検定

| 変数 | 予測された符号 | 推定された係数 | t 値 |
|------------------|---------|---------|--------|
| 定数項 | | 2.993 | 4.775 |
| 開示規制の影響 | | | |
| Y R 90 | + | 0.262 | 1.091 |
| Y R 91 | + | 0.702 | 2.855 |
| Y R 92 | + | 0.582 | 2.276 |
| Y R 93 | + | 0.934 | 3.356 |
| LIABSIZE | + | 0.722 | 1.786 |
| REQDIS | + | 2.511 | 8.052 |
| 環境負債に関する情報の不確実性 | | | |
| 土地関連の不確実性 | | | |
| NPLAGE | + | 0.039 | 0.877 |
| PERSROD | + | 0.083 | 0.294 |
| 配分の不確実性 | | | |
| LOGNCOMP | - | -0.369 | -3.123 |
| SOLERP | + | 0.972 | 1.705 |
| TWOFIVE | + | -0.390 | -0.754 |
| 浄化費用負担額の交渉と訴訟の問題 | | | |
| LNUMSITE | + | 0.782 | 7.294 |
| PWCVAR | + | -0.003 | -1.484 |
| DEEP | - | 0.318 | 1.225 |
| 資本市場の影響 | | | |
| INDSITE | - | -2.539 | -1.558 |
| NUMDEALS | + | 0.031 | 3.137 |
| 他の規制の影響 | | | |
| UTIL | + | 0.271 | 1.456 |
| コントロール変数 | | | |
| LOGMKV | | 0.052 | 0.926 |
| 自由度調整済み決定係数 | | 0.232 | |
| 二項検定結果の有意水準 | | 0.003 | |

出典 ; Mary E. Barth, Maureen F. McNichols, and G.P. Wilson, Factors Influencing Firms' Disclosures about Environmental Liabilities, *Review of Accounting Studies*, Vol. 2, pp. 36-64.

第8表にもとづき、それぞれの決定要因について分析結果を概観し、それを解釈してみよう。

(1) 開示規制の影響

開示規制の影響を示す6つの代理変数は、すべて符号が予想どおりになった。しかも、5つの係数が合理的な水準で有意である。

年度のダミー変数の係数はすべて正の値で、1991年から1993年までの係数が合理的な水準で有意になった。係数の値は年を経るにつれて増加し、1993年の係数は1990年の約3倍である。これは、SECによる環境負債情報開示の監視が強化され、それが企業の情報開示の増加に結びついた、と解釈される。

環境負債の金額的重要性を示す変数(REQDISとLIABSIZE)の係数も、予測どおりの符号でかつ有意になった。これは、SECの規定に従い環境負債を開示する必要のある企業は、環境負債に関する他の情報も開示する傾向がある、と解釈できよう。

これらの証拠は、FASBとSECの開示規制ならびに規制当局の圧力が環境負債情報の開示水準に影響を及ぼす、ということを示している。ただし、企業は裁量的に行動するということを忘れてはならない。サンプル企業はすべてPRPに指名された企業であるにもかかわらず、環境負債を計上した旨を開示した企業は、全体の37.1%を占めていただけである。

(2) 環境負債に関する情報の不確実性

土地関連の不確実性を示す代理変数(NPLAGEとPERSROD)の係数は、予想どおり正の値であるが、合理的な水準で有意にならなかった。負担額の不確実性を示す3つの代理変数のうち、2つの変数

(LOGNCOMPとSOLEPRP)の係数は、予測どおりの符号でかつ合理的な水準で有意になった。これは、スーパーファンド適用地でその企業が唯一のPRPである場合または他のPRPが少ないとほど、浄化費用の負担額に関する不確実性がなくなり、その結果、環境負債情報の開示が多く行われる、と解釈される。

これらの証拠は、土地浄化費用の不確実性よりも浄化費用の企業負担分に関する不確実性が、環境負債情報の開示水準に影響を及ぼす、ということを示唆する。

(3)訴訟と交渉の問題

訴訟と交渉の影響を示す3つの代理変数のうち、LNUMSITEの係数は予想どおり正の値でかつ合理的な水準で有意だったが、他の2つの係数は有意な値ではなかった。

LNUMSITEが正の値で有意であるのは、多くの土地のPRPに指名されている企業ほど、その環境負債情報の開示が訴訟や交渉の支障にならず、その結果、環境負債情報の開示水準が高くなるということを意味している。

しかしこれは、「開示規制の影響」という視点で解釈することもできる。多くの土地のPRPに指名されていれば、環境負債総額が多額になり、SECの規定に従って環境負債を開示することになるだろう。その際、企業は環境負債だけでなく関連する他の情報も開示する傾向にあることを、前記①で確認した。Barth教授たちは「訴訟と交渉問題の影響は、その代理変数が他の要因に関連している可能性があるため、決定的とはいえない」⁽²⁴⁾と述べている。

(4)資本市場の影響

資本市場の影響を示す代理変数（INDSITEとNUMDEALS）の係数は、いずれも予想どおりの符号でかつ有意である。これは、その企業の環境負債情報がグッド・ニュースであり、頻繁に資本市場を活用する企業ほど環境負債情報を多く開示する、と解釈される。

環境負債情報がグッド・ニュースなのかバッド・ニュースなのかにより、環境負債情報の開示水準が異なり、さらに、その企業による資本市場の活用度合いによっても開示水準は変化する。ここにも、環境負債情報開示に関する経営者の裁量的行動が観察される。

(5)他の規制の影響

規制業種の影響を示す代理変数（UTIL）の係数は、予想どおり正の符号であるが、その有意性は微妙である。Barth教授たちは、第7

表の d 2 と d 4 を従属変数にした回帰分析も行っている。その結果、UTILの係数は合理的な水準で有意であることが分かった⁽²⁵⁾。これは、電力・ガス会社が他の企業よりも多くの環境負債情報を開示することを意味する。つまり、「これらの公益企業は、料金の引上げにより環境費用を最終的に顧客へ転嫁することを考え、より多くの環境負債情報を開示する」⁽²⁶⁾ のであろう。

第4章 小活と課題

本研究では最初に、社会関連会計実態調査委員会とFekrat教授たちの調査にもとづき、環境会計情報の開示水準が国ごとに業種ごとに異なることを確認した。そして、1991年前後ではアメリカ、ドイツ、フランス、イギリス、日本の順で開示水準が高いことを知った。

この開示水準の相違が何によってもたらされるのかを検討するため、さしあたり対象を限定し、米国のスーパーファンド法に関連する環境負債の情報開示を調べた。Barth教授たちの研究によれば、環境負債情報の開示水準は、（1）行政を含む開示規制の影響、（2）環境負債に関する情報の不確実性、（3）浄化費用負担額の交渉と訴訟、（4）資本市場の影響、（5）その他の規制の影響を受ける。

そして、環境負債の情報開示では経営者の裁量が大幅に働くことも分かった。たとえば、PRPに指名された企業であるにもかかわらず、環境負債を計上した旨を開示した企業は、全体の37.1%を占めていただけである。環境負債情報がグッド・ニュースなのかバッド・ニュースなのかにより、環境負債情報の開示水準が異なり、さらに、その企業による資本市場の活用度合いにより開示水準は変化する。あるいは、公益企業は料金の引上げにより環境費用を最終的に顧客へ転嫁することを考え、より多くの環境負債情報を開示する。これらのことに対する証拠が、Barth教授たちの研究で提示されたのである。

すなわち、環境会計情報の開示水準が国際的に高位にあるアメリ

力の企業を仔細に観察すれば、必ずしも環境負債情報の開示は充実しておらず、その開示は経営者による裁量的行動の影響を受けていることが分かる。グリーン・アカウンタビリティの適切な遂行が望まれる。

[注]

(1) グリーン・アカウンタビリティとグリーン・リポートингの概念については、日本会計研究学会スタディ・グループ「アカウンタビリティ概念の拡充」最終報告書『グリーン・アカウンタビリティの展開』1996年9月13日、を参照。グリーン・アカウンティングについては、R. H. グレイ著 菊谷正人 他訳『グリーン・アカウンティング』白桃書房、1996年、および山上達人『環境会計の構築』白桃書房、1996年、を参照されたい。

(2) 日本会計研究学会スタディ・グループ「アカウンタビリティ概念の拡充」最終報告書『グリーン・アカウンタビリティの展開』1996年9月13日、34ページ参照。

(3) この点については、山上達人・菊谷正人編著『環境会計の現状と課題』同文館、1995年および郡司健「ドイツ会計ディスクロージャーの進展-ドイツ企業年次報告書にみる国際的調和化と固有性-」『流通・経営科学論集』第21巻第4号（1996年）を参照。

(4) この調査結果は、山上達人・飯田修三編著『社会関連情報のディスクロージャー』白桃書房、1994年、第I部、に収録されている。

(5) Fekrat, M. Ali, Caria Incian, and David Petroni, "Corporate Environmental Disclosures: Competitive Disclosure Hypothesis Using 1991 Annual Report Data", *The International Journal of Accounting*, Vol. 31 No. 2 (1996), pp. 175-195.

(6) 同論文, pp. 177-178.

(7) 国際連合の調査は、United Nations; *Environmental*

Accounting: Current Issues, Abstracts and Bibliography, Author, 1992に収録されている。そのサンプルは、1990年のフォーチュン誌に掲載された「グローバル500社」などで構成されており、前記の社会関連会計実態調査委員会が用いたサンプルと重なる部分が多いと推測される。

(8) Fekrat, M. Ali, Caria Incian, and David Petroni, 前掲論文, p. 180.

(9) ただし、社会関連会計実態調査委員会の「自動車・自動車部品」企業を、第5表では「自動車」企業に計上した。また、社会関連会計実態調査委員会の「石油精製」企業は第5表の「石油化学」企業に計上したが、「原油生産」企業は第5表に計上していない。

(10) United Nations, *Environmental Accounting: Current Issues, Abstracts and Bibliography*, Author, 1992, p. 4.

(11) Fekrat, M. Ali, Caria Incian, and David Petroni, 前掲論文, p. 182.

(12) Fekrat, M. Ali, Caria Incian, and David Petroni, 前掲論文, p. 186. これに対して、須田一幸・國部克彦「わが国企業の環境保全活動情報開示の決定要因」山上達人・飯田修三編著『社会関連情報のディスクロージャー』白桃書房、1994年、201-230ページ、では「環境保全活動に取り組む姿勢が積極的な企業ほど、環境保全活動情報開示に取り組む姿勢は積極的である」ということを示す調査結果を得ている。ただし須田・國部の分析は、企業の環境保全活動実績に依拠したものではない。

(13) Mary E. Barth, Maureen F. McNichols, and G. P. Wilson, Factors Influencing Firms' Disclosures about Environmental Liabilities, *Research Paper #1358R*, Graduate School of Business of Stanford University, November 1996.

(14) スーパーファンド法については以下の文献を参照。Mary E. Barth, Maureen F. McNichols, and G. P. Wilson, 前掲論文, pp. 4-5。Fekrat, M. Ali, Caria Incian, and David Petroni, 前掲論文, p. 176。

山上達人・菊谷正人編著『環境会計の現状と課題』同文館, 145-148ページ。

(15) Mary E. Barth, Maureen F. McNichols, and G. P. Wilson, 前掲論文, p. 2. 彼女たちの調査によれば、サンプル企業が初めて P R P に指名されてからの経過年数は平均で 6.34 年、 P R P に指名された旨を開示した企業は全体の 58.2% 、環境負債を計上した旨を開示した企業は全体の 37.1% 、浄化費用総額の情報を開示した企業は全体の 21.2% である (同論文, p. 42) 。

(16) 同論文, p. 42.

(17) 同論文, p. 42.

(18) 同論文, pp. 12-15.

(19) 同論文, p. 15.

(20) 同論文, p. 15.

(21) 従属変数 D のデータは、各企業における各年度の Form 10-K と年次報告書から入手し、独立変数の中の汚染土地関係のデータは、 Environmental Data Resources, Inc., の Haz-Site 報告書および環境保護庁に提出された ROD から入手した。財務データは COMPUSTAT から、外部資金調達データは Securities Data Corporation から入手した (同論文, p. 16) 。

(22) 同論文, p. 19.

(23) モデルおよび検証結果のセンシティビティを確かめるため、 Barth 教授たちは変数の算定方法を変えたり、回帰係数の推定に別の方法を適用した。たとえば D の値を算定する際、重要な項目 (浄化費用見積額と環境負債の計上) の開示に重みを付け、そのデータを用いて回帰式を推定したが、結果は第 8 表と同等であった。また推定方法も、最小二乗法に代えてトービット分析を実施したが、その結果は第 8 表と類似していたということである (同論文, pp. 25-26) 。

(24) 同論文, p. 27.

(25) 同論文, P. 45.

(26) 同論文, P. 27.

第2部 環境会計の制度と機能

最近、環境報告書の中で環境関連支出とその効果を定量化して示す企業が著しく増加している。環境会計情報の開示である。2001年1月時点で、環境会計情報を公表している上場企業は160社に及ぶという（「日本経済新聞」、2001年6月13日付）。環境省の調査によれば、上場・非上場企業を合わせると、およそ350社が環境会計を導入している（環境省『環境会計ガイドブックⅡ』2001年3月、7頁）。たとえば、富士通は1999年から環境会計表を公表し、宝酒造は緑字決算を発表している。リコーは環境会計の表で、環境費用と経済効果および環境保全効果などを示している（『リコーグループ 環境報告書2000』31-32頁）。

これらの環境会計は、企業が自主的に独自の基準で行っているのものであり、それぞれ多様性がある¹⁾。いわば非制度会計としての環境会計と位置づけられよう²⁾。これに対して、一定の基準が存在し、計算の結果が財務諸表に示される環境会計がある。これを、制度会計としての環境会計と呼ぶ。たとえば、当期の支出額を環境費用と環境資産に識別し、将来の支出となる環境負債について引当金を設定し、あるいは将来に支出する可能性のある環境関連の偶発債務を測定し開示するのである。

いずれの項目も、企業の将来キャッシュフロー予測に影響を及ぼし、その情報は財務諸表の有用性を大きく左右する。とりわけ米国では、1980年にスーパーファンド法が制定され、土壤汚染責任者に巨額の浄化費用が課せられたことで、制度会計としての環境会計が大幅に進展した。本稿では、米国における制度会計としての環境会計を概観し、環境会計の意思決定支援機能³⁾を分析する。

以下では、第1章節において米国の環境会計基準を説明し、第2章で、スーパーファンド法に従って計上される環境負債の認識問題を検討する。そして、企業は環境負債を戦略的に計上することを明らかにする。その戦略の効果を、証券市場について分析する。第3

章では、環境会計情報の開示が証券市場にどのような影響を及ぼすのかを検討し、第4章において、環境会計情報の不確実性と株価の関係を分析した実証研究を考察する。その結果、①環境会計情報を積極的に開示している企業ほど、環境問題が発生した時の株価下落が小さい、②不確実な環境負債の情報ほど、株価に与える負の効果が大きい、③情報を追加し不確実性を低減すれば、環境負債情報による負の株価効果は小さくなる、ということが分かった。これらの実証研究は、わが国における環境会計のあり方について、幾つかの示唆を提供する。米国の実証研究が示唆することを第5章で述べよう。

第5章 アメリカの環境会計基準

米国では、証券取引委員会（SEC）と財務会計基準審議会（FASB）および公認会計士協会（AICPA）が環境会計基準と実務指針を公表している。そして、SECは環境負債の開示規制において、環境保護庁（Environmental Protection Agency: EPA）と情報を共有する協定を結んでいる（Campbell et al., 1998, p.337）。このように米国では、政府と会計基準設定機関と会計士協会が提携し、制度会計としての環境会計を実施している⁴⁾。以下では、SECとFASBの環境会計規制と、AICPAが公表した実務指針を概観する。

第1節 証券取引委員会の環境会計規制

SECの規則S-K 第101項（Regulation S-K, Item 101）は、環境関連諸法を遵守することで設備投資や利益に重要な影響が生じた場合、その事実の開示を求めている。規則S-K第103項は、環境関連の訴訟や行政処分が進行中で、それによって罰金などを支払う可能性があれば、その旨の開示を求めている。規則S-K第303項は、企業の支払能力に重要な変化をもたらしかねない不確定事象があれば（スーパーファンド法に従い潜在的責任当事者に指名された場合など）、そ

れをForm10-Kの「経営者の討議と分析」で述べることを要求している。

上記の規則S-Kは主に開示を規制しているが、SECは1993年にSAB第92号「偶発損失の会計処理と開示」(Staff Accounting Bulletin No.92, "Accounting and Disclosure Relating to Loss Contingencies,")を公表し、環境負債の測定と開示の方法を規定した。たとえば、環境負債の測定で用いるべき割引率を示し、環境負債と保険金の相殺表示を禁じている。

第2節 財務会計基準審議会の環境会計規制

一般に環境負債は、FASBが1975年に発表したSFAS第5号「偶発債務の会計」に従って計上される。SFAS第5号によれば、偶発損失の発生の可能性が高く、金額が合理的に見積もられるときは、その損失を認識し負債を計上しなければならない。もしその金額を範囲(range)で見積もる以外に方法がないのならば、確率が最大の値で見積もられる。ただし確率がどれも同じならば、範囲における最低額を損失として計上する(SFAS解釈第14号「損失額の合理的な見積もり」、1976年)。

環境費用と環境資産の測定基準を示したのは、FASB緊急問題作業部会(Emerging Issues Task Force: EITF)のIssue No.89-13「アセベスト除去費用の会計」(1989年)と、Issue No.90-8「環境汚染処理費用の資産計上」(1990年)である。Issue No.89-13は、アセベスト付きの建物などを取得し、その後アセベストを除去した場合、除去費用について資産計上することを求めた。

Issue No.90-8によれば、一般に環境汚染処理の支出は即時に費用計上すべきであるが、その支出により、①企業が保有する資産の性能が向上したり、安全性が高まった場合、②将来発生する可能性が高い環境汚染を防止または削減する場合、③売却目的で所有する資産の売却準備に資する場合は、資産計上が認められる。

第3節 公認会計士協会の実務指針

AICPAは環境負債の測定に関する実務指針として、1996年5月にSOP 96-1「環境修復負債」(Statement of Position 96-1, "Environmental Remediation Liabilities,") を発表し、FASBは1996年6月にこれを承認した。SOP 96-1は、環境修復負債がSFAS第5号に従って計上されるべきことを確認し、その上で環境修復負債の認識基準と測定基準を具体的に示している。

たとえば、スーパーファンド法により潜在的責任当事者に指名された時点で、偶発損失の発生する可能性が高いと判断され、金額が合理的に見積もられる場合、環境修復負債を計上しなければならない。その後、環境保護庁から決定記録が公表されれば、その内容に基づいて環境修復負債を再評価する。そして環境保護庁が、個々の潜在的責任当事者に土地浄化費用の負担額を提示し、交渉を開始する。もし当該企業が合意すれば、環境修復負債の金額を再び修正しなければならない。スーパーファンド法に従った土地浄化のプロセスと環境修復負債の会計は密接に関連しているのである。以下で詳しく検討しよう。

第6章 スーパーファンド法と企業会計

第1節 スーパーファンド法と土地浄化のプロセス

1980年に制定された包括的環境対処・補償・責任法 (Comprehensive Environmental Response, Compensation, and Liability Act of 1980) と、1986年のスーパーファンド修正・再授權法 (Superfund Amendment and Reauthorization Act) を合わせてスーパーファンド法という。スーパーファンド法により環境保護庁は、汚染土地を指定し、その潜在的責任当事者 (potentially responsible parties: PRP) に土地の浄化を命ずる権限が与えられた。

スーパーファンド法の特徴として、厳格責任主義 (strict) 、遡及責任主義 (retroactive) 、連帶責任主義 (joint and several) があげられ

る⁵⁾。すなわち、PRPに土地の浄化を命ずるに当たり、環境保護庁は過失を立証する必要がなく（厳格責任主義）、かつては合法であった行為に対しても責任が追求され（遡及責任主義）、汚染責任者が複数いる場合、全員に土地浄化を求めるのである（連帶責任主義）。

スーパーファンド法に従った土地浄化のプロセスは、以下のようになる⁶⁾。

- ① 環境保護庁が汚染土地を指定し、汚染の程度を判定するため、予備調査を実施する。
- ② 汚染の程度を示すハザード・スコアをつけ、汚染の著しい土地をスーパーファンド適用地に指定し、ハザード・スコアとPRPを公表する。
- ③ 汚染の内容や修復方法などを調査し、浄化費用を推定する。
- ④ その結果を決定記録（Record of Decision：ROD）という報告書にまとめて公表する。
- ⑤ 汚染土地の浄化作業を設計し、工事担当者から費用の見積書を提出してもらう。
- ⑥ 環境保護庁が、個々のPRPに土地浄化費用の負担額を提示し、交渉を開始する。もし合意に達すればすぐに合意書が作成されるが、合意に達しなければ、スーパーファンド基金が浄化費用に充当され、環境保護庁がその後PRPに弁償を求めて訴訟を起こす。

PRPに指名された企業は、いずれ土地浄化費用を支払わなければならず、上記②以降のいずれかの時点で、その見積額を環境負債として計上することが求められる。少なくとも、PRPに指名された旨をForm10-Kで開示しなければならない。

第2節 環境負債の実務

すでに述べたように、SFAS第5号によれば、偶発損失の発生の可能性が高く、金額が合理的に見積もられる場合、その損失を認識し負債を計上しなければならない。したがって、PRPに指名された企

業は、金額が合理的に見積もられる時点で環境負債を計上する必要がある。ところが、次のような2つの不確実性があるため、スーパーファンド法に関連した環境負債の計上は、裁量的になってしまふのである（Barth et al., 1997, p.37）。

第1に、土地浄化費用総額の見積もりに伴う不確実性（site uncertainty）が問題となる。すなわち、汚染土地の浄化工事は長期（30年を超える場合もある）に及ぶため、浄化費用総額の見積りは極めて困難になる。第2は、浄化費用負担額に伴う不確実性（allocation uncertainty）である。つまり、PRPに指名された企業が複数あれば、それぞれの企業は浄化費用総額の一部を負担するが、負担すべき金額が明示されるのは、前記のプロセス⑥の段階であり、当該企業がその金額に不服があれば法廷で争うことになる。したがって、たとえ浄化費用総額が合理的に見積もられても、PRPに指名された各企業の負担額が決定しない場合がある。

その結果、スーパーファンド法に関連した環境負債の測定において、損失の発生の可能性は高くとも、金額を合理的に見積もることができない、という事態が生ずる。見積もりの合理性は浄化費用総額と費用負担額の不確実性に左右されるため、合理的な見積もりが可能になる時点、すなわち環境負債の計上時期は、PRPの判断に委ねられるのである。事実、Barth and McNichols(1994)は、PRPが環境負債を過少計上していることを示す証拠を得た。むしろ証券市場は、PRPの簿外環境負債を環境保護庁が公表したデータに基づき推定し、それを株価に織り込んでいたという。証券市場が推定した簿外環境負債の平均は、株式時価総額の28.6%に相当する（Barth and McNichols, 1994, p.205）。

では、環境負債の開示はどうであろうか。SFAS第5号は、損失の発生する可能性が高ければ、たとえ金額を合理的に見積もることができなくとも、その内容を財務諸表の注記で開示すべきだ、としている。すでに述べたようにSECも、スーパーファンド法に関連した環境負債の開示を求めている。

つまり、環境負債の計上はPRPの判断に委ねられるが、その開示は早い時期に行われる制度になっている。しかし、Barth et al. (1997) の調査によれば、初めてPRPに指名されてから環境負債を開示するまでの経過年数は、平均で6.34年であった。PRPに指名された企業のうちで、PRPに指名された旨をForm10-Kと年次報告書で開示した企業は全体の58.2%であり、浄化費用総額の情報を開示した企業は21.2%しかなかった (Barth et al., 1997, p.42)。環境負債の情報を早い時期に開示したPRPは少なく、開示内容も多岐にわたっていたのである。

以上のことから、スーパーファンド法に関連した環境負債の測定と開示は、かなり裁量的に行われている、といえよう。そこでBarth et al. (1997) は、環境負債情報開示の有無あるいは多寡について、その決定要因の分析を試みたのである。

第3節 Barth et al. (1997)による決定要因分析

Barth et al. (1997) は、PRPに指名された企業257社について1989年から1993年までの年次報告書とForm10-Kを入手し、環境負債情報の開示水準を数量化した⁷⁾。そして、環境負債情報の開示水準を左右する要因として、①行政を含む開示規制の影響、②環境負債に関する情報の不確実性、③浄化費用負担額の交渉と訴訟の問題、④証券市場の影響、⑤他の規制の影響を取り上げ、どの要因によって環境負債情報の開示水準が異なるのかを調べた。

その結果、第1に、規制当局の圧力が環境負債情報の開示水準に影響を及ぼす、ということが分かった。第2に、土地浄化費用総額の見積もりに伴う不確実性よりも、浄化費用負担額に伴う不確実性の方が、環境負債情報の開示水準に大きな影響を及ぼす、ということを示す証拠を得た。第3に、環境負債情報がグッド・ニュースとなる (PRPに指名された件数が業界平均よりも少ない) 企業や、頻繁に直接金融を実施する企業ほど、環境負債情報を多く開示する、ということが分かった。第4に、公益企業は、料金の引上げを可能にすべ

く、他の企業よりも多くの環境負債情報を開示することが判明した。

この中で、われわれは第3の結果に注目したい。これは、環境会計情報の開示が証券市場を意識して戦略的に実施されたことを示唆している（Barth et al., 1997, p.60）。環境会計情報の開示が戦略的に行われているとすれば、その効果は証券市場においてどのような形で現れるのか。次節では、環境会計情報を消極的に開示する効果と、積極的に開示する効果を区別して考察する。

第7章 環境ディスクロージャーと株価変動

第1節 消極的な開示の株価効果

Barth and McNichols(1994)は、1981年から1991年の間にPRPとなつた企業1,156社をサンプルにして、独自のモデルで環境負債額を推定し、その推定額と株価の関連性を分析した。すなわち、①環境保護庁が公表した資料に基づき、汚染土地の種類とハザード・スコア、適用される修復工事方法、およびRODに示された浄化費用などに関するデータベースを作成する、②汚染土地の種類とハザード・スコアおよび適用される修復工事方法などを独立変数とし、RODに示された浄化費用を従属変数とした回帰式を設定する、③データベースを用いて回帰式を推定し、サンプル企業の環境負債額を見積もる、④環境負債の見積額と貸借対照表に示された負債総額および資産総額を独立変数とし、株式の時価総額を従属変数とした回帰式を推定する、という手順で分析したのである。

分析の結果、①PRPの環境負債は、環境保護庁の公表資料から合理的に見積もることが可能である、②環境負債の見積額は、貸借対照表に計上された負債を所与としても追加的な株価説明力がある、③したがって、証券市場は簿外の環境負債を予想し株価に織り込んでいる、④環境負債の見積額は株価に有意な負の影響を与える、ということが分かった。

すなわちPRPは、金額を合理的に見積もることができるにもかか

わらず、環境負債を市場の評価額以下で計上している、ということである。環境負債の消極的開示がここに観察される。Barth and McNichols(1994, p.178)は、これを「環境負債の戦略的過小評価 (strategic underestimates of environmental liabilities)」と呼んだ。

しかし証券市場は、PRPの簿外環境負債を環境保護庁が公表したデータに基づき推定し、それを負の方向で株価に織り込んでいた。環境負債の消極的開示あるいは戦略的過小評価は、少なくとも証券市場においてはPRPが望む効果を発揮しなかったのである。

第2節 積極的な開示の株価効果

Blacconiere and Patten(1994)は、環境問題が発生したときの株価変動と環境会計情報開示の関係を分析している。1984年12月3日にインドのボーパール (Bhopal) で、ユニオン・カーバイド社の殺虫剤工場から有毒物質が流失し、約4000人の死者を出した。この事件が発生した時点で、米国政府による化学会社の規制強化が予想された。そこでBlacconiere and Patten(1994)は、ユニオン・カーバイド以外で規制強化の対象となる企業47社について、事件後5日間の異常株価変動と環境会計情報開示の関係を調査したのである。

すなわち、①ユニオン・カーバイド以外の化学関連会社47社について、市場モデル⁸⁾に基づいて異常投資収益率を算定し、5日間（1984年12月3日～12月7日）の累積異常投資収益率を求める、②事件前のForm10-Kから環境会計情報を識別し、各企業について環境会計情報の開示水準を数量化する⁹⁾、③各企業における化学部門の売上高÷総売上高（化学部門売上高比率）を算定する、④環境会計情報の開示水準と化学部門売上高比率を独立変数とし、累積異常投資収益率を従属変数にした回帰式を推定する、という手順で分析した。

その結果、①事件報道の直後、ユニオン・カーバイド以外の化学関連会社の株価は大幅に下落した、②化学部門売上高比率の大きい企業ほど、大幅な株価下落が観察された、③事件前の環境会計情報開示水準は、事件後の株価変動に正の影響を与えた、ということが

判明した。つまり、事件前から積極的に環境会計情報を開示している企業は、事件後の株価下落幅が同業他社よりも小さかったのである。

Reitenga(2000)は、Blacconiere and Patten(1994)の追試をすると共に、ボーパール事件後の株価下落と資本集約度¹⁰⁾の関係を分析した。すなわち、資本集約度が高い企業ほど、汚染防止装置を持っている可能性があり、それが株価の下落幅を小さくするという仮説を設定し、検証したのである(Reitenga, 2000, p.192)。

そして Reitenga(2000)は、Blacconiere and Patten(1994)と同一の調査結果を得、さらに、事件後の株価下落が資本集約度の高い企業ほど小さい、という証拠を示した。環境会計情報の開示水準は、資本集約度を所与としても追加的な株価説明力があり、累積異常投資收益率と正の相関があった。言い換えれば、環境会計情報の積極的開示は汚染防止装置と同じように、ボーパール事件後における株価下落の歯止めに貢献したのである。

さらに Blacconiere and Northcut(1997)は、スーパーファンド法の制定に関連した新聞報道と化学関連会社の株価変動を分析し、Blacconiere and Patten(1994)と整合する調査結果を得た。調査の手順は以下のとおりである。

すなわち、①スーパーファンド法の制定に関連した新聞報道日(*The Wall Street Journal*, 1985年2月22日付「レーガンがスーパーファンド修正・再授權法案を提示」～同1986年10月17日付「連邦議会がスーパーファンド修正・再授權法案を承認」)を特定する、②スーパーファンド法の影響が大きい化学会社72社について、新聞報道日の前後3日間の累積異常投資收益率を算定する、③ Blacconiere and Patten(1994)と同様の手法で、各企業について環境会計情報の開示水準を数量化する、④環境保護庁が公表した資料から各企業の環境負債額を見積もる、⑤各企業における化学部門売上高比率を算定する、⑥環境会計情報開示水準と環境負債見積額および化学部門売上高比率などを独立変数とし、累積異常投資收益率を従属変数にした

回帰式を推定する、という手順で分析した。

分析の結果、①17件の新聞報道の前後3日間における平均累積異常投資收益率は有意な負の値（-3.3%）となった、②環境会計情報の開示水準は累積異常投資收益率に有意な正の影響を与えた、③環境負債の見積額と累積異常投資收益率は有意な負の関係にある、④化学部門売上高比率と累積異常投資收益率の有意な関係は観察されない、ということが分かった。要するに、スーパーファンド修正・再授權法制定の見通しが報道されたとき、化学関連会社の株価は環境負債見積額などを織り込んで大幅に下落したが、以前から積極的に環境会計情報を開示している企業ほど、株価の下落幅が同業他社よりも小さかったのである。

第8章 環境会計情報の不確実性と株価変動

前章では、環境負債を戦略的に過小表示する効果が証券市場で観察されず、逆に、環境会計情報の積極的開示が環境問題の発生時に株価の下落幅を小さくする、という証拠を提示した。ただし、どのような環境会計情報でも開示すればいいというわけではない。その質が問われる。本節では、環境会計情報の不確実性と株価変動の関係を考察する。最初に、環境負債の不確実性が株価に及ぼす影響を分析し、続いて、情報の不確実性を減少する効果を検討しよう。

第1節 環境負債の不確実性が株価に及ぼす影響

前の章で指摘したように、スーパーファンド法に従った環境負債の計上には、浄化費用総額と費用負担額に関する不確実性が伴う。したがって、その不確実性の大小が環境負債の情報内容を左右するかもしれない。Campbell et al. (1998)は、1987年から1993年の間にPRPに指名された企業1175社について環境負債情報と株価の関係を推定し、浄化費用総額と費用負担額の不確実性がその関係に及ぼす影響を分析した。

まず、浄化費用総額と費用負担額の不確実性を計量化しなければならない。Campbell et al. (1998, p.347)は、浄化費用総額の不確実性を示す代理変数として、環境保護庁が公表した汚染土地のハザード・スコアを用いた。なぜなら、汚染された土地が広範囲にわたり、かつ汚染の程度がひどく複雑な場合ほど、浄化費用総額の見積もりは不確実となるが、これらの要素を反映してハザード・スコアが作成されるので、浄化費用総額の不確実性を示す代理変数としてハザード・スコアは適切だ、と考えられたからである。ハザード・スコア（平均41.78、最小値0、最大値73.67）が大きい場合ほど、浄化費用総額の不確実性が高いと想定する。

これに対して浄化費用負担額の不確実性は、第3節で示した土地浄化プロセスの⑥で認識される合意額に基づいて推定される。1つの汚染土地について複数のPRPが指名された場合、環境保護庁が示した費用負担額に合意するPRPがあれば、その分、費用負担額の不確実性は減少するからである。そこでCampbell et al. (1998)は、以下の手順で浄化費用負担額の不確実性を推定した。

すなわち、①環境保護庁とPRPの合意が形成される決定要因を分析する、②その結果、汚染土地のPRPの数と、PRPに指名されてから現在までの経過年数、およびRODで提示された浄化費用見積額などが決定要因であることが分かった、③最も大きな決定力を持つのは、RODで提示された浄化費用見積額である、④そこで、すべての汚染土地の浄化費用見積額と合意額を用いて(1)の回帰式を推定する、⑤当該企業がPRPに指名された土地の浄化費用見積額を推定式に入れ、浄化費用の合意額を予測する、⑥その土地のPRPが合意した金額の合計額と予測額との差額を求める、⑦この予測差額の絶対値を費用負担額の不確実性を示す代理変数とする。したがって、差額の絶対値が大きい場合ほど、浄化費用負担額の不確実性が高い、と考えるのである。

$$\text{SETTLE} = \beta_0 + \beta_1 \text{ROD} + \varepsilon \quad \dots \dots \quad (1)$$

ただし、SETTLE=合意された1エーカー当りの浄化費用額

ROD=RODで示された1エーカー当りの浄化費用額

ε =誤差項

Campbell et al. (1998, p.354)は、上記で推定した環境負債の不確実性をダミー変数として交差項で使用し、さらに資産総額と負債総額および環境負債の代理変数 (SITE)¹¹⁾ を独立変数にして、(2)のような重回帰式を設定した。この回帰式は Barth and McNichols (1994) に依拠している。

$$\text{MVE} = \beta_0 + \beta_1 \text{BVA} + \beta_2 \text{BVL} + \beta_3 \text{SITES} + \beta_4 \text{HISITE*SITES} + \beta_5 \text{HIALLO*SITE} + \varepsilon \quad \dots \dots \quad (2)$$

ただし、MVE=普通株の時価

BVA=一株当たり総資産額

BVL=一株当たり総負債額

SITES=当該企業がPRPに指名された汚染土地の数

HISITE=浄化費用総額の不確実性が大きい（ハザード・スコアが第1四分位にある）ならば1、その他はゼロ

HIALLO=浄化費用負担額の不確実性が大きい（予測差額の絶対値が第1四分位にある）ならば1、その他はゼロ

ε =誤差項

Campbell et al. (1998)は(2)の回帰式を、(a)全サンプルについて、(b)化学業について、(c)製紙業について、(d)機械業について推定した。その結果を第9表に示した。

第9表を見ると、(1) β_1 はいずれも有意な正の値である、(2) β_2 はいずれも有意な負の値である、(3) β_3 は全サンプルと化学業および機械業で有意な負の値である、(4) β_4 は全サンプルと化学業で有意な負の値である、(5) β_5 は化学業について有意な負の値であることがわかる。

第9表 環境負債の不確実性が株価に及ぼす影響

| $MVE = \beta_0 + \beta_1 BVA + \beta_2 BVL + \beta_3 SITES + \beta_4 HISITE*SITES + \beta_5 HIALLO*SITE + \varepsilon$ | | | | | |
|--|-------------------|-------------------|------------------|-------------------|--|
| 回帰係数 (t値) | 全サンプル | 化学業 | 製紙業 | 機械業 | |
| β_0 | 16.85 (16.27)*** | 25.75 (14.90)*** | 19.42 (5.72)*** | 9.20 (9.04)*** | |
| β_1 | 0.81 (16.89)*** | 1.12 (12.52)*** | 0.56 (4.08)*** | 0.94 (19.60)*** | |
| β_2 | -0.83 (-16.94)*** | -1.52 (-9.41)*** | -0.64 (-3.86)*** | -0.96 (-19.20)*** | |
| β_3 | -6.93 (-6.94)*** | -8.58 (-8.77)*** | -4.92 (-0.68) | -9.81 (-3.89)*** | |
| β_4 | -4.72 (-1.73)** | -19.79 (-4.11)*** | 0.60 (0.10) | -1.25 (-0.28) | |
| β_5 | -2.70 (-0.98) | -7.46 (-2.11)** | 7.55 (1.33) | -5.10 (-1.08) | |
| 修正R ² | 0.39 | 0.33 | 0.16 | 0.69 | |
| サンプル数 | 1175 | 515 | 195 | 465 | |
| F値 | 150.21 | 50.62 | 7.63 | 210.74 | |

***有意水準1%（片側検定）、**有意水準5%（片側検定）

t値はWhiteの調整t値である。

出典：Campbell et al. (1998, p.358)

すなわち、①環境負債は株価と有意な負の関係があり、その関係は一株あたり純資産額と一株あたり負債額を所与としても観察された、②化学業では、浄化費用総額と費用負担額の不確実性が大きい環境負債ほど、株価に大きな負の影響を与えた、③製紙業と機械業では、浄化費用総額と費用負担額に関する不確実性の影響は観察されない、ということが明らかになったのである。

第2節 情報の不確実性を減少する効果

Campbell et al. (1998)を発展させた研究が、Campbell et al. (2001)で行われている。それは上記の(2)式に、内部情報が開示され不確実性が軽減された状態を示す交差項を追加したものである。Campbell et al. (1998)とCampbell et al. (2001)の結果を総合すれば、環境負債に関する不確実性の影響と追加的情報開示の株価効果を判断することが可能となる。

Campbell et al. (2001)は、1987年から1992年にかけてPRPに指名された化学会社（延べ342社）を調査対象にして、環境負債の不確実性

および不確実性を低減する内部情報の開示が株価にどのような影響を及ぼすのかを分析した。最初に、企業の内部情報が財務諸表で開示されている程度を数量化しなければならない。環境負債に関する企業の内部情報は、浄化費用引当金または補足情報として開示されるので、Campbell et al. (2001) は(3)と(4)の回帰式を推定し、それぞれの残差を内部情報が開示されている程度の代理変数とした。この残差は、環境保護庁から公表されたデータで推定した以上の情報が開示されていることを示す。

$$\begin{aligned} \text{ACCRUALS} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{ASSET} + \alpha_2 \text{ROD} + \alpha_3 \text{PRP} + \alpha_4 \text{AGE} + \alpha_5 \text{PROSR} \\ & + \alpha_6 \text{SETR} + \alpha_7 \text{PUBR} + \alpha_8 \text{SET} + \alpha_9 \text{SITES} + \alpha_{10} \text{HRS} + \varepsilon \quad \dots \dots \dots \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{DISCLOSE} = & \alpha_0 + \alpha_1 \text{ROD} + \alpha_2 \text{PRP} + \alpha_3 \text{AGE} + \alpha_4 \text{PROSR} + \alpha_5 \text{SETR} \\ & + \alpha_6 \text{PUBR} + \alpha_7 \text{SET} + \alpha_8 \text{SITES} + \alpha_9 \text{HRS} + \varepsilon \quad \dots \dots \dots \end{aligned} \quad (4)$$

ただし、ACCRUALS = 当該企業が計上した浄化費用引当金

DISCLOSE = 環境負債の補足情報に関する指数（0～7の値）

ASSET = 一株当たり総資産額

ROD = RODで示された1エーカー当たりの浄化費用

PRP = 当該企業がPRPに指名された汚染土地におけるPRPの数

AGE = PRPに指名されてからの経過年数

PROSR = 浄化の強制執行を予定している汚染土地の比率

SETR = 合意を得る予定をしている汚染土地の比率

PUBR = 浄化を共同で行う予定のある汚染土地の比率

SET = 合意された1エーカー当たりの浄化費用

SITES = 当該企業がPRPに指名された汚染土地の数

HRS = 当該企業がPRPとなった汚染土地のハザード・スコアの平均値

ε = 誤差項

Campbell et al. (2001, p.12) は、(3)式と(4)式の残差から内部情報の開示水準を推定し、それをダミー変数として交差項で使用する。さらに、Campbell et al. (1998) の(2)式で用いた変数を独立変数に加え、次のような重回帰式を設定した。

$$MVE = \alpha_0 + \alpha_1 ASSET + \alpha_2 LIAB + \alpha_3 SL + \alpha_4 SITE*SL + \alpha_5 SITE*HIINFO*SL + \alpha_6 ALLOC*SL + \alpha_7 ALLOC*HIINFO*SL + \epsilon \quad \dots \dots \quad (5)$$

ただし、MVE = 普通株の時価

ASSET = 一株当たり総資産額

LIAB = 一株当たり総負債額

SL = 当該企業がPRPに指名された汚染土地の数

SITE = 净化費用総額の不確実性が大きいならば1、その他はゼロ

ALLOC = 費用負担額の不確実性が大きいならば1、その他はゼロ

HIINFO = 内部情報の開示水準が高い（残差が第1四分位にある）ならば1、その他はゼロ

ϵ = 誤差項

上記の回帰式は、内部情報の開示水準（HIINFO）を(3)式の残差で測定した場合（浄化費用引当金モデル）と、(4)式の残差で測定した場合（補足情報モデル）に分けて、別々に推定された。その結果が第10表に要約されている。

第10表 不確実性の減少が株価に及ぼす影響

| | 回帰係数 (t値) | |
|------------------|--------------------|--------------------|
| | 浄化費用引当金モデル | 補足情報モデル |
| α_0 | 35.65 (14.22) *** | 34.91 (14.26) *** |
| α_1 | 0.89 (8.56) *** | 0.93 (9.24) *** |
| α_2 | -1.34 (-6.81) *** | -1.37 (-6.90) *** |
| α_3 | -9.48 (-8.48) *** | -9.56 (-8.53) *** |
| α_4 | -16.51 (-2.45) *** | -26.85 (-2.83) *** |
| α_5 | -9.51 (-0.55) | 20.35 (1.84) ** |
| α_6 | -31.00 (-2.87) *** | -13.39 (-1.34) * |
| α_7 | 61.67 (3.02) *** | 29.85 (0.78) |
| 修正R ² | 0.27 | 0.26 |
| サンプル数 | 342 | 342 |

*** 有意水準1%（片側検定）、 **有意水準5%（片側検定）

t値はWhiteの調整t値である。

出典：Campbell et al. (2001, pp.46-47)

第10表を見れば、(1) α_1 がいずれも有意な正の値となり、(2) α_2 と α_3 と α_4 および α_6 はいずれも有意な負の値であり、(3) β_5 は補足情報モデルで内部情報の開示水準を推定した場合に有意な正の値となり、(4) α_7 は浄化費用引当金モデルで内部情報の開示水準を推定した場合に有意な正の値となることがわかる。

つまり、①浄化費用総額と費用負担額に関する不確実性が大きい環境負債ほど、株価に大きな負の影響を与えた、②浄化費用引当金の設定を通じて内部情報を開示した企業は、費用負担額の不確実性を低減することで、株価に正の影響を与えた、③環境負債の補足情報開示を通じて内部情報を提供した企業は、浄化費用総額の不確実性を低減することで、株価に正の影響を与えたのである。要するに、スパーファンド法による環境負債は株価の下落に結びつき、その不確実性が高い場合ほど下落幅は甚大であり、内部情報を開示することで株価下落に歯止めがかかる、ということを示している。

第9章 小括と展望

制度会計としての環境会計と、非制度会計たる環境会計がある。本稿では制度会計としての環境会計を考察した。米国ではスパーファンド法の制定以来、制度会計としての環境会計が広範に議論され、その会計実務が実証研究の対象とされてきた。

米国の実証研究によれば、環境会計情報が証券投資意思決定に活用され、その不確実性を含めて株価に大きな影響を与えている。ここに、環境会計の意思決定支援機能が観察される。そして環境会計の意思決定支援機能を与件として、経営者は環境会計を戦略的に実施する。たとえば、環境負債の戦略的過小評価が行われた。しかし、戦略的過小評価の効果は証券市場で観察されず、逆に、環境会計情報の積極的開示が環境問題の発生時に株価の下落幅を小さくする、という証拠が得られたのである。

環境負債の会計に固有の不確実性が伴うことは避けられず、不確

実性が高い場合ほど、環境負債によるマイナスの株価効果は大きい、ということがわかった。しかし米国の実証研究によれば、環境負債に関する内部情報の開示により不確実性を減少させ、もって株価に対するマイナスの影響を緩和することができるのである。

環境会計に関する実証研究の他に米国では、財務会計情報の開示水準と資本コストなどの関連性を分析した研究が行われている。そして、財務会計情報の質を改善し、その開示水準を高めることにより、企業の資本コストが低下し、株式取引高の増加と株価の上昇に結びつくことが判明した（Botosan, 1997, およびHealy et al., 1999など）。本稿では、環境会計情報の積極的開示と環境負債に関する内部情報の伝達が、正の株価効果を持つという証拠が示された。すなわち、財務会計全般に関する実証研究と首尾一貫した証拠が、環境会計について提示されているのである。

このように米国では、制度会計としての環境会計が意思決定支援機能を適切に果たし、他の財務会計情報と相俟って、機能改善の乗数効果を発揮している。この事実は、日本の環境会計のあり方について重要なことを示唆する。すなわち、わが国の財務会計について意思決定支援機能の改善を求めるのならば、制度会計としての環境会計の構築が不可欠だ、ということである。

日本公認会計士協会の調査によれば、環境報告書を作成開示した企業147社のうち、環境会計の形で土壤汚染のコストを示した企業は、わずか14社であり、しかも14社の財務諸表には、土壤汚染の情報が示されていなかったのである（注2を参照）。つまり、「環境報告書からは土壤・地下水汚染の存在を読みとることができるが、財務諸表からはそれらは読みとれない」（日本公認会計士協会, 2001, 26頁）状況にある。このように、わが国では非制度会計としての環境会計が中心であり、その比較可能性と信頼性は必ずしも保証されていない。

しかしわが国でも、全国に44万の汚染箇所が存在し、60兆円規模の汚染浄化費用が予想され（日本公認会計士協会, 2001, 23頁）、1999

年度に環境基準を上回る有害物質が土壤から見つかった事例は全国で117件あり、ここ数年、急増しているという（「朝日新聞」2002年,1月25日付）。土壤汚染に関する条例を制定する地方自治体が増加し（日本公認会計士協会, 2001, 23頁）、そのような条例を持つ自治体は170を数え、産業界も「統一的なルールが必要だ」と考えるようになった、といわれている（「朝日新聞」2002年,1月25日付）。

このような状況を背景にして、環境省の中央環境審議会は2002年1月25日、土壤汚染対策の新制度をまとめ、環境大臣に答申した。環境省は答申を受け2002年の国会に土壤汚染対策法案（仮称）を提出し、来年度中の施行を目指す（「日本経済新聞」2002年1月26日付）。答申の要点は、①有害物質を取り扱っていた工場などが土地を売ったり、住宅地に転用したりする時に汚染を調査する、②一定の基準を超えた時には、覆土や浄化の措置をとる、③実態と対策の内容を都道府県の台帳に記載し公開する、④官民で基金を作り、汚染者がわからず土地所有者に負担能力のない場合に資金を拠出する、ということにある（「朝日新聞」2002年,1月25日付と「日本経済新聞」2002年1月26日付）。いわば、日本版のミニ・スーパーファンド法が制定されつつある。

わが国でも環境負債を認識すべき時代が到来したといえよう（阪,2001）。それにもかかわらず、環境会計を非制度会計に委ねたままにするのは、環境会計情報のみならず財務会計情報の有用性を損なうことになると思われる。いまや、環境負債と環境資産および環境費用に関する認識と測定の基準がなければ、環境会計および財務会計の意思決定支援機能は適切に達成できない情勢なのである。

[注]

- (1) 日本企業による環境会計の実態は、國部・梨岡（2001）および松尾（2001）で分析されている。これらの研究は、環境報告書で示された環境会計に多様性があることを指摘している。
- (2) 日本公認会計士協会は、147社から2000年3月期までの環境報告

書を入手し、環境報告書における環境会計情報の開示と、有価証券報告書での開示を比較調査した。環境報告書に土壤汚染などの記載があり、かつ環境会計で環境損傷コストを計上した企業は、147社中14社あった。そして、14社の有価証券報告書を調べたところ、「特別損失、引当金、未払金、土地等の評価、重要な会計方針、偶発債務の範囲では、関連情報の記載はなかった。つまり環境報告書からは土壤・地下水汚染の存在を読み取ることができるが、財務諸表からはそれらは読みとれない」（日本公認会計士協会、2001、26頁）のである。わが国における環境会計情報の開示は、非制度会計の枠組みで行われているのである。

(3) 財務会計の意思決定支援機能は、「投資家の意思決定に有用な情報を提供し、もって証券市場における効率的な取引を促進する、ということ」（須田、2000、16頁）である。制度会計としての環境会計も財務会計を構成しており、したがって、このような意思決定支援機能を達成することが期待される。

(4) わが国では、1999年3月に環境庁（現環境省）から「環境保全コストの把握および公表に関するガイドライン（中間とりまとめ）」が示され、2000年5月に環境省から「環境会計システムを導入するためのガイドライン（2000年版）」が公表された。そして環境省は、2001年2月に「環境報告書ガイドライン（2000年版）」を発表し、3月には「環境会計ガイドブックⅡ」を発行した。このようにわが国の場合、政府主導で環境会計の基準作りが行われている。ただしこれは、非制度会計たる環境会計として位置づけられる。

(5) スーパーファンド法の特徴については、Barth and McNichols(1994)と山上・菊谷（1995, 145-148頁）およびBlacconiere and Northcut (1997, p.152)を参照されたい。

(6) スーパーファンド法に従った土地浄化のプロセスは、Barth et al.(1997),とCampbell et al.(1998)で詳しく述べられているので、参照されたい。

(7) Barth et al.(1997)の実証研究は須田（1998）で詳しく検討して

いるので、参照されたい。

(8) 市場モデルによる異常投資収益率の算定法は、須田（2000, 118-119頁）を参照されたい。

(9) 事件前のForm10-Kから、①環境諸規制の説明、②環境基準の遵守状況、③環境保全のために当期または過去において支出した金額の表示、④環境保全のために将来支出する金額の表示、⑤当期または将来に発生しうる環境関連訴訟に関する説明の有無を調査し、各々の情報が開示されている企業に1を与える。したがって各企業の情報開示水準は、ゼロから5の値で示される（Blacconiere and Patten, 1994, pp.368-369）。

(10) 資本集約度（capital intensity）は、1983年の化学部門減価償却費÷化学部門売上高で算定された（Reitenga, 2000, p.193）。

(11) Campbell et al. (1998)は環境負債の代理変数に、その企業がPRPに指名されたスーパーファンド適用地の数を使用した。なぜなら Barth and McNichols (1994) の研究で、貨幣額で示された代理変数よりもこの変数の株価説明力が大きく、またこの変数が環境負債見積額（第4節参照）と強く相関している、いうことが示されたからである（Campbell et al., 1998, p.346）。

第3部 環境ディスクロージャーの制度化に向けて

1999年8月、リコーで「環境会計と企業価値の創造」と題する講演を行った。経営者を含む多くの方々と意見交換し、当社の環境保全に対する積極的な姿勢に感銘したこと覚えている。その後、毎年リコーの『環境経営報告書』を送付していただくようになった。私は特に環境会計のセクションに注目しているが、その内容は年々進化しているといえよう。これはリコーに限ったことではない。多くの企業が、環境会計の情報開示に力を入れ始めたのである。

環境省の『環境にやさしい企業行動調査』によると、環境会計を既に導入している上場企業は、平成12年度で17.3%，平成13年度が23.1%，平成14年度は26.8%と着実に増加している。そして、環境会計などの環境関連情報を一般に開示している上場企業も増加しており、平成12年度で38.9%，平成13年度が42.5%，平成14年度は48.4%に達した。

ただし、公開のチャネルとしてインターネットのホームページを用いる企業が80%を占めている。環境報告書を用いる企業は51.1%であり、ディスクロージャー制度の中核をなす有価証券報告書で環境情報を開示する企業は、わずか14.8%を占めているにすぎない。私は会計学者として、この点を問題にしたい。つまり、環境会計情報を証券投資意思決定に有用な情報として捉え、その開示をフォーマルなチャネルで実施すべきだと考える。

第10章 制度会計と非制度会計

企業会計は財務会計と管理会計に分類される。財務会計は、株主と債権者など企業外部の利害関係者に報告することを目的にしており、外部報告会計ともいわれる。そして、法律の規制に準拠して実施される財務会計を制度会計という。証券取引法の規制に従った会計は制度会計の典型であり、証券投資意思決定に役立つ情報の提供

を主たる目的にしている。法的規制を超えて行われる財務会計もあり、それを非制度会計という。わが国で行われている環境会計は、非制度会計として位置づけられよう。

たとえば日本公認会計士協会は、147社から2000年3月期までの環境報告書を入手し、環境報告書と有価証券報告書における環境会計情報の開示を比較調査した。環境報告書において、土壤汚染などを説明し環境損傷コストを計上した企業は、147社中14社ある。そして、日本公認会計士協会は14社の有価証券報告書を調べ、「特別損失、引当金、未払金、土地等の評価、重要な会計方針、偶発債務の範囲では、関連情報の記載はなかった。つまり環境報告書からは土壤・地下水汚染の存在を読みとることができると、財務諸表からはそれらを読みとれない」と指摘したのである。わが国における環境会計情報の開示は、非制度会計の枠組みで行われている。

第11章 アメリカにおける制度会計としての環境会計

第1節 環境会計基準

環境省の『環境会計ガイドライン2002年版』に代表されるように、わが国では環境省主導で環境会計の枠組みが構築されている。いまだ、会計基準設定機関で環境会計基準を審議したことはない。これに対してアメリカでは、証券取引委員会（SEC）と財務会計基準審議会（FASB）、公認会計士協会（AICPA）および環境保護庁（EPA）が連繋し、制度会計としての環境会計基準を設定している。EPAは、環境負債の開示規制についてSECと協定を結んでいる。

SECは開示規制を担当し、たとえば環境関連の訴訟や行政処分が進行中で、それによって罰金などを支払う可能性があれば、その旨の開示を要求している（SEC規則S-K第103項）。

環境負債は一般に、FASBが1975年に発表したSFAS第5号「偶発債務の会計」に従って計上される。SFAS第5号によれば、偶発損失の發

生の可能性が高く、金額が合理的に見積もられるときは、その損失を認識し、引当金を計上しなければならない。環境費用と環境資産の測定基準を示したのは、FASB緊急問題作業部会のIssue No.89-13とIssue No.90-8である。企業がアセベスト付きの建物を取得し、その後アセベストを除去した場合、その企業はIssue No.89-13に基づき、除去費用を資産計上しなければならない。Issue No.90-8によれば、一般に環境汚染処理の支出は即時に費用計上すべきであるが、その支出により、①企業が保有する資産の性能が向上する場合、②将来発生する可能性が高い環境汚染を防止または削減する場合、③売却目的で所有する資産の売却準備に資する場合は、資産計上が認められる。

AICPAは環境負債の測定に関する実務指針として、1996年5月にSOP 96-1を発表した。SOP 96-1は、環境修復負債がSFAS第5号に従って計上されるべきことを確認し、その上で環境修復負債の認識基準と測定基準を具体的に示している。たとえば、スーパーファンド法のもとで環境保護庁により汚染土地の修復責任者に指名された場合、その時点で、（金額が合理的に見積もられるかぎり）土地浄化引当金を計上しなければならない。その後、環境保護庁から決定記録が公表されれば、その内容に基づいて土地浄化引当金を再評価する。そして環境保護庁が個々の修復責任者に土地浄化費用の負担額を提示し、その企業が合意すれば、土地浄化引当金の金額は再び修正されるのである。

第2節 スーパーファンド法による環境負債と証券市場

アメリカの財務会計基準書第5号によれば、スーパーファンド法のもとで修復責任者に指名された企業は、土地修復の費用が合理的に見積もられる時点で、環境負債を計上しなければならない。ところが、土地浄化費用の見積もりに不確実性が伴うため、経営者はスーパーファンド法に関連した環境負債を裁量的に計上する。アメリカの実証研究によれば、一般に修復責任者は環境負債を過少計上す

る傾向があるという。しかし証券市場は、修復責任者が過少計上した環境負債を、環境保護庁の公表したデータに基づいて推定し、それを負の方向で株価に織り込んでいた。環境負債の裁量的過小評価は、少なくとも証券市場において修復責任者が望む効果を發揮しなかったのである。

また他の実証研究によれば、スーパーファンド法制定の見通しが報道されたとき、巨額な土地浄化費用を要する化学関連会社の株価は大幅に下落したが、以前から積極的に環境会計情報を開示している企業ほど、株価の下落幅が同業他社よりも小さかったという。さらに、①見積もりに関する不確実性が大きい環境負債ほど、株価に大きな負の影響を与えること、②環境負債の補足情報開示を通じて内部情報を提供した企業は、環境負債の不確実性を低減することで、株価に正の影響を与えた、ということが明らかにされた。このようにアメリカの証券市場は、環境負債情報に極めて敏感であり、情報の不確実性が株価を大きく左右するである。

第12章 日本における環境会計情報のニーズ

わが国の投資家も証券投資意思決定において環境情報を必要としている点では、アメリカと異なることはない。たとえば、環境省による『社会的責任投資に関する日米英3ヵ国比較』（平成15年6月）の調査結果に注目したい。この調査で、日本とアメリカおよびイギリスの個人投資家（それぞれ1670人、309人、306人）に対して、「証券投資をするときに企業の社会的責任を考慮して投資判断をすべきか」という質問をしたところ、「考慮すべきだ」または「ある程度考慮すべきだ」と回答した割合は、日本人で89.1%，アメリカ人が91.1%，イギリス人は84.3%であった。そして、考慮すべき領域に関する回答は、表10のようになった。日本の投資家は、「雇用の安定」や「従業員の権利等への配慮」よりも、圧倒的に「環境問題への対応」を重視しており、その割合はアメリカの投資家を上回っている。

表11 証券投資で考慮すべき事柄

| 合計 | A | B | C | D | E | F | G | H | I | J | K | 無回答 |
|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| 全体 | 2030 | 1363 | 704 | 664 | 738 | 588 | 524 | 968 | 1339 | 1137 | 513 | 27 |
| | 100% | 67.1 | 34.7 | 32.7 | 36.4 | 28.9 | 25.8 | 47.7 | 66 | 56 | 25.3 | 1.3 |
| 日本 | 1488 | 1047 | 452 | 408 | 447 | 366 | 221 | 759 | 1014 | 897 | 243 | 13 |
| | 100% | 70.4 | 30.4 | 27.4 | 30 | 24.6 | 14.9 | 51 | 68.1 | 60.3 | 16.3 | 0.9 |
| アメリカ | 264 | 154 | 156 | 146 | 153 | 120 | 154 | 121 | 115 | 126 | 152 | 5 |
| | 100% | 54.2 | 54.9 | 51.4 | 53.9 | 42.3 | 54.2 | 61.6 | 45.1 | 53.5 | 42.6 | 1.8 |
| イギリス | 256 | 162 | 96 | 110 | 138 | 100 | 149 | 88 | 150 | 112 | 118 | 9 |
| | 100% | 62.8 | 37.2 | 42.6 | 53.5 | 38.8 | 57.8 | 58.1 | 43.4 | 45.7 | 34.1 | 3.5 |
| | | | | | | | | | | | | 14.3 |

A:環境問題への対応 B:雇用の安定 C:従業員の権利等への配慮 D:従業員の健康と安全
 E:差別・機会均等への配慮 F:児童労働などの回避 G:汚職の防止 H:製品の安全
 I:消費者保護の配慮 J:コミュニティへの貢献 K:その他

大和インベスター・リレーションズは、わが国の機関投資家（127名）を対象にして、社会的責任投資の認知度などを調査した。その結果、社会的責任投資を「よく知っている」または「知っている」投資家は、全体の76.4%を占めていた。そして、社会的責任として関心のある項目に「環境（環境リスクの低減、環境汚染物質対策等）」をあげた投資家は、全体の52.8%を占めていたのである。

第13章 総括－日本における環境ディスクロージャーの制度化－

アメリカでは、制度会計としての環境会計が証券投資意思決定に有用な情報を提供し、他の会計情報と相俟って、制度会計の機能改善において乗数効果を発揮している。この事実は、日本の環境会計のあり方について重要なことを示唆する。すなわち、わが国の制度会計について意思決定支援機能の改善を求めるのならば、制度会計としての環境会計の構築が不可欠だ、ということである。

日本公認会計士協会の調査によれば、環境報告書を作成開示した企業147社のうち、環境会計の形で土壤汚染のコストを示した企業は、

わずか14社であり、しかも14社の財務諸表には、土壤汚染の情報が示されていなかった。このように、わが国では非制度会計としての環境会計が中心であり、その比較可能性と信頼性は必ずしも保証されていない。

しかしわが国でも、全国に44万の汚染箇所が存在し、60兆円規模の汚染浄化費用が予想され、1999年度に環境基準を上回る有害物質が土壤から見つかった事例は全国で117件あり、ここ数年、急増しているという。土壤汚染に関する条例を制定する地方自治体が増加し、そのような条例を持つ自治体は170を数え、産業界も「統一的なルールが必要だ」と考えるようになった、といわれている。

このような状況を背景にして、環境省の中央環境審議会は2002年1月25日、土壤汚染対策の新制度をまとめ、環境大臣に答申した。環境省は答申を受け2002年の国会に土壤汚染対策法案を提出し、同年可決され、2003年2月から土壤汚染対策法が施行された。答申の要点は、①有害物質を取り扱っていた工場などが土地を売ったり、住宅地に転用したりする時に汚染を調査する、②一定の基準を超えた時には、覆土や浄化の措置をとる、③実態と対策の内容を都道府県の台帳に記載し公開する、④官民で基金を作り、汚染者がわからず土地所有者に負担能力のない場合に資金を拠出する、ということにある。いわば、日本版のミニ・スーパーファンド法が制定されたのである。

わが国でも環境負債を認識すべき時代が到来したといえよう。それにもかかわらず、環境会計を非制度会計に委ねたままにするのは、環境会計情報のみならず財務会計情報の有用性を損なうことになると思われる。いまや、環境負債と環境資産および環境費用に関する測定と開示の基準がなければ、環境会計および財務会計の意思決定支援機能は適切に達成できない情勢なのである。

[参考文献]

- Barth, M.E. and M. F.McNichols (1994) , "Estimation and Market Valuation of Environmental Liabilities Relating to Superfund Sites", *Journal of Accounting Research*, Vol.32, Supplement,pp.177-209.
- Barth, M.E. and M. F.McNichols, and G.P.Wilson (1997) , "Factors Influencing Firms' Disclosures about Environmental Liabilities", *Review of Accounting Studies*, Vol.2, pp.35-64.
- Blacconiere, W.G. and D.M.Patten (1994), " Environmental Disclosure, Regulatory Costs, and Changes in Firm Value", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.18, pp.357-377.
- Blacconiere, W.G. and W.D.Northcut (1997), "Environmental Information and Maeket Reaction ", *Journal of Accounting, Auditing and Finace*, Vol.12, No.2, pp.149-178.
- Botosan,C.A. (1997), " Disclosure Level and the Cost of Equity Capital," *The Accounting Review*, Vol.72, No.3, pp.323-349.
- Campbell, K., S.E.Sefcik, and N.S.Soderstrom (1998), "Site Uncertainty, Allocation Uncertainty, and Superfund Liability Valuation", *Journal of Accounting and Public Policy* Vol.17, pp.331-366.
- Campbell,K., S.E.Sefcik, and N.S.Soderstrom (2001), "Disclosure of Private Information and Reduction of Uncertainty: Environmental Liabilities in the Chemical industry", *Working Paper of Social Sience Research Network Electronic Paper Collection*, pp.1-51.
- Healy, P.M., A.P.Hutton, and K.G.Palepu (1999), "Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increase in Disclosure," *Contemporary Accounting Research*, Vol.16, No.3, pp.485-520.
- 國部克彦・梨岡英理子 (2001) 「日本企業の環境会計：東証一部企業の実態調査」 神戸大学 Discussion Paper Series 2001・26、1-18頁。

松尾聿正（2001）「わが国企業における環境会計情報開示」『研究双書第124冊 経済システム改革と会計制度Ⅱ』関西大学経済政治研究所、69-90頁。

日本公認会計士協会（2001）「『財務会計の枠組み内での環境会計』をめぐる国際的研究動向と我が国における課題－環境コスト及び環境負債の会計処理と開示－」経営研究調査会研究報告第11号、平成13年5月14日。

Reitenga, A.L.(2000), "Environmental Regulation, Capital Intensity, and Cross-sectional Variation in Market Returns, *Journal of Accounting and Public Policy* 19, pp.189-198.

阪知香（2001）「土壤汚染の会計」『現代ディスクロージャー研究』No.2, 19-26頁。

須田一幸（1998）「グリーン・アカウンタビリティと財務会計」飯田修三・山上達人編著『現代会計とグリーン・アカウンタビリティ』森山書店、63-86頁。

須田一幸（2000）『財務会計の機能－理論と実証－』白桃書房。

山上達人・菊谷正人編著（1995）『環境会計の現状と課題』同文館。