

株主によるモニタリングと企業のサステナビリティ

Research Report

2014年4月11日

社会システム研究所
主任研究員
中嶋 幹

要 約

本稿では、企業が「再生手続等」による上場廃止に至るケースに注目した分析を行うことにより、株主によるモニタリングが企業のサステナビリティに与える影響について検討する。上場廃止の決定要因に関する研究では、財務データから倒産予測を行うのが一般的であるが、企業のサステナビリティに影響を与えるのは財務要因に限らない。例えば、株主によるモニタリングが機能することで企業不祥事の抑制や企業経営の効率性が向上する場合には、企業のサステナビリティは高まると考えられる。このような視点を踏まえて、財務要因だけではなく、株主によるモニタリングの影響を確かめることが本稿の目的である。

分析の結果、金融機関によるモニタリングは企業のサステナビリティを高める傾向が示された。この傾向は、推計方法によらず頑健であることが確かめられた。この背景には、メインバンクの機能としてよく知られる事後的なモニタリング機能（財務危機に陥った企業に対して改善策を示したり、経営陣の経営責任を追及するなどのモニタリング）が奏功した可能性が考えられる。その一方、役員、海外法人、大株主については、このような傾向は確かめられなかった。以上の結果は、企業からみて外部者である株主が企業経営に対して積極的にコミットすることの重要性を示唆しているように思われる。

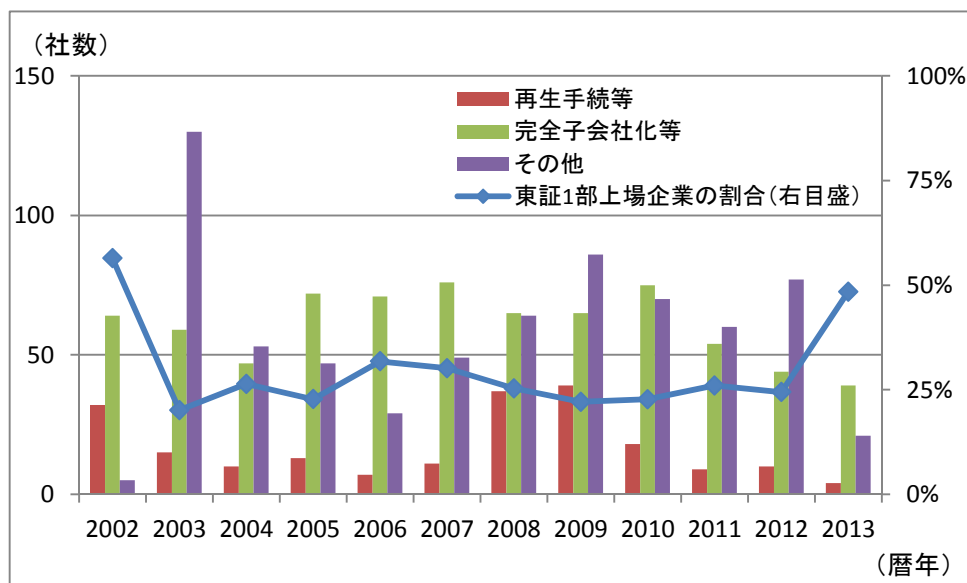
目次

1. はじめに
2. 分析方法
 - 2.1 検証仮説と定式化の方法
 - 2.2 データ収集の方法
3. 分析結果
 - 3.1 株主によるモニタリングの影響
 - 3.2 完全子会社化等による上場廃止との比較
4. おわりに

1. はじめに

本稿では、企業が上場廃止に至るケースに注目した分析を行うことにより、株主によるモニタリングが企業のサステナビリティに与える影響について検討する。上場廃止の決定要因については、倒産分析の学問領域において多くの研究の蓄積がある（大日方[2005]）。これらの多くは、主として企業財務などの公表データから倒産予測を行うものであるが、企業のサステナビリティに影響を与えるのは財務要因に限らない。例えば、重大な企業不祥事の発覚をきっかけに上場廃止に至るケースが挙げられる。この点について、役員や大株主による持株比率の増加が企業犯罪を抑止する効果を持つことが明らかにされており（渡辺・泉田[2009]）、経営者のインセンティブや株主によるモニタリングといったガバナンス要因が企業のサステナビリティを高める可能性がある。同様に、株主によるモニタリングが企業経営の効率性を向上させる結果として、サステナビリティが高まる可能性も考えられる。とりわけ、2000年以降のわが国においては海外投資家のプレゼンスが高まっており、経営の規律付け効果によって企業パフォーマンスが高まることを示す研究もみられる（宮島・新田[2011]）。以上の視点を踏まえると、財務要因だけではなく、ガバナンス要因が企業のサステナビリティに与える影響を確かめることは重要である。

図表 1 事由別の上場廃止件数



注：東証と大証における上場廃止件数の合計。
 (出所)東京証券取引所ホームページより NFI 作成

図表 1 は、東京証券取引所または大阪証券取引所における 2002～2013 年までの上場廃止件数を事由別に示したものである。上場廃止の事由は様々であるため、ここでは「再生手続等」、「完全子会社化等」、「その他」の 3 つに分類する。このうち、「完全子会社化等」は、事業再編による非公開化を伴うケースであり、親会社による子会社化や他企業による買収合併などが該当する。「その他」は、事由が

明らかにされないケースが含まれる¹。これに対して、本稿が焦点を当てる企業のサステナビリティと関連するのが、「再生手続等」による上場廃止である。この内訳には、会社更生や民事再生などの手続きに加えて、虚偽記載、監査意見不表明、債務超過、破産などが含まれる。直観的には、①再生手続きと②完全子会社化では、上場廃止の決定要因が異なると考えられる。そこで、再生手続等による上場廃止に対する株主のモニタリングの影響を確かめるために、完全子会社化等による上場廃止のケースと比較して分析を行う。

本稿は以下のように構成される。2章では、定式化の方法および分析データについて説明する。3章では、再生手続等および完全子会社化等による上場廃止の分析結果を示す。4章では、分析結果のまとめと課題について述べる。

2. 分析方法

2.1 検証仮説と定式化の方法

始めに、株主によるモニタリングが企業のサステナビリティに与える仮説について説明する。株主によるモニタリングについては、①役員持株比率、②金融機関持株比率、③海外法人等持株比率、④上位10株主持株比率に注目する。ここで取り上げる株主は、何れも企業に対する支配力を発揮し、企業内部の情報に対してアクセスしやすい立場にあるため、効果的なモニタリングを行うことができると考えられるためである。また、持株比率が高まると、企業をモニターすることによる見返りが大きくなることから、モニタリング・インセンティブが高まることが予想される。効果的なモニタリングが行われる下では、企業のサステナビリティは高まると考えられることから、以下に示す仮説が導かれる。

【仮説】

①役員持株比率、②金融機関持株比率、③海外法人等持株比率、④上位10株主持株比率と企業のサステナビリティとの間には、それぞれ正の相関が観察される。

次に、推定方法について説明する。本稿の推計手法はShumway[2001]に依拠する。Shumway[2001]は、企業倒産を予測するためのモデルとして、離散時間ハザードモデル（離散時間ロジットモデル）を用いたイベント・ヒストリー分析を行っている²。イベント・ヒストリー分析とは、発生時点を特定することができる出来事（イベント）の決定要因を分析するものである³。例えば、結婚、出産、死亡といったイベントの分析に適した手法として知られる。ハザードモデルとはイベント・ヒストリー分析の手法の一つであり、ハザード率（イベントがt時点より前に起こらなかったという条件の下でのt時点にお

¹ 2003年における「その他」の上場廃止社数は、大阪証券取引所の上場廃止が多いことに起因するものである。この背景として、複数市場に上場する企業が減少したことが考えられる。

² 日本企業を対象とした同様の実証研究として、森平・岡崎[2009]を挙げることができる。彼らは、2000～2008年における上場企業について分析を行い、マクロ経済効果がデフォルト確率の推定に与える影響を明らかにしている。

³ 以下で述べる離散時間ロジットモデルに関する説明は、2011年9月5日～9月8日に行われたパネルデータ解析セミナー（慶應義塾大学パネル調査共同研究拠点）で使用されたテキストからの引用である。

けるイベントの条件付発生確率)をモデル化したものである。離散時間ロジットモデルのハザード率 $h(t)$ は、次式で示される。ここで、 x_{it} は説明変数、 β は推計される回帰係数である。また、 $\lambda(t)$ はベースライン・ハザード関数と呼ばれ、 x_{it} とは独立にイベント発生までの継続時間に依存してハザード率に影響を与える部分である。このモデルは、ロジットモデルにより推計することができる。

$$h(t; x_{it}) = \frac{1}{1 + \exp[-(\lambda(t) + x_{it}\beta)]}$$

続いて、定式化の方法について述べる。Shumway[2001]の分析方法では、企業倒産モデルとしてよく知られる Altman[1968]および Zmijewski[1984]の説明変数に加えて、マーケット変数が用いられる⁴。本稿では、これらの変数に加えて、株主によるガバナンスの代理変数として前述の4つの持株比率を説明変数とするモデルを推計する(図表2)。説明変数は、Shumway[2001]にならって1期前の値(ラグ変数)を用いる。

さらに近年のファイナンス領域においては、連続時間におけるイベントを分析するためのCox比例ハザードモデルを用いた実証研究も散見される⁵。そこで、頑健性を確かめるために、離散時間ハザードモデルに加えて、Cox比例ハザードモデルにより推計を行うことにする。

2.2 データ収集の方法

本稿では、東京証券取引所ホームページに掲載される2002~2013年(暦年)までの上場廃止企業1,627社のうち、再生手続等または完全子会社化等の事由により上場廃止となった936社⁶を分析対象とする。これらの企業について、2002~2012年度の決算データが利用可能なサンプルを特定し、金融または公益セクターに属する企業を除くと731社が分析対象となる。さらに、分析期間中に東京証券取引所または大阪証券取引所に上場する企業4,289社を比較対象サンプルとして加える。

決算データは、日経NEEDSから取得し、連結決算を発表する企業については連結決算データを優先して使用する。異常値の影響を避けるために、図表2に示す変数のうちアスタリスクが付与されるものについては、クロスセクションで上下1%を超える場合に上下1%の閾値に置き換えて(winsorization)、分析を行う。また、各投資主体の株式持株比率が100%を超える場合や、社齢がマイナスとなる場合はデータのエラーと考えられるため、分析対象から除外する⁷。分析データの記述統計を図表3に示す。

⁴ Altman[1968]の変数は、運転資本/総資産、内部留保/総資産、EBIT/総資産、株式/負債、売上高/総資産から構成される。Zmijewski[1984]の変数は、当期利益/総資産、負債/総資産、流動資産/流動負債から構成される。マーケット変数は、ln(相対サイズ)、超過リターン、ボラティリティから構成される。

⁵ 技術的な議論を避けるため、Cox比例ハザードモデルの説明は割愛するが、基本的な考え方は離散時間ロジットモデルと同様である。

⁶ 再生手続等による上場廃止は205社、完全子会社化等による上場廃止は731社。

⁷ このほか、図表2に示す変数が欠損値となるオブザベーションは分析対象から除外する。また、分析期間中に再上場するケースや、上場廃止以降の決算年度のオブザベーションについても分析対象から除外する。

図表2 変数定義

変数名	定義
ln(社齢)	(1+社齢)の自然対数
運転資本/総資産	* (受取手形・売掛金+棚卸資産-支払手形・買掛金)/総資産
内部留保/総資産	* 利益剰余金/総資産
EBIT/総資産	* 営業利益/総資産
株式/負債	* 株式時価総額/負債合計
売上高/総資産	* 売上高/総資産
当期利益/総資産	* 当期利益/総資産
負債/総資産	* 負債合計/総資産
流動資産/流動負債	* 流動資産/流動負債
ln(相対サイズ)	* 時価総額/時価総額合計(東証一部)の自然対数
超過リターン	* 対TOPIX超過リターン(決算年度における年次リターンから算出)
ボラティリティ	* ベータ調整後の残差リターンの標準偏差(決算年度における月次リターンから算出)
役員持株比率	役員持株数/発行済株式数
金融機関持株比率	金融機関持株数/発行済株式数
海外法人等持株比率	海外法人等持株数/発行済株式数
上位10株主持株比率	上位10株主持株数/発行済株式数
東証1部ダミー	東証1部上場企業:1、その他上場企業:0

(出所)NFI作成

図表3 記述統計

	観測数	平均	標準偏差	最小	中央値	最大
社齢	15,009	57.4 ***	22.6	0	58	131
	18,121	44.2	21.1	0	46	125
運転資本/総資産	15,009	18.5% *	12.7%	-35.9%	18.5%	80.5%
	18,121	18.8%	14.9%	-33.4%	17.6%	93.3%
内部留保/総資産	15,009	26.3% ***	25.3%	-706.6%	24.6%	122.0%
	18,121	14.9%	134.3%	-15127.3%	20.3%	112.8%
EBIT/総資産	15,009	5.2% ***	5.7%	-143.5%	4.5%	50.8%
	18,121	3.3%	11.7%	-600.0%	3.6%	50.4%
株式/負債	15,009	1.87	3.32	0.01	0.89	89.94
	18,121	1.88	9.23	0.00	0.65	975.60
売上高/総資産	15,009	1.13 ***	0.61	0.01	0.99	6.66
	18,121	1.25	0.76	0.00	1.07	12.89
当期利益/総資産	15,009	2.1% ***	6.5%	-182.5%	2.3%	161.2%
	18,121	-0.4%	25.4%	-2600.0%	1.7%	334.0%
負債/総資産	15,009	51.9% ***	20.8%	1.5%	52.6%	230.4%
	18,121	53.5%	29.3%	0.0%	54.1%	2531.8%
流動資産/流動負債	15,009	1.9% ***	1.8%	0.1%	1.5%	58.5%
	18,121	2.1%	9.3%	0.0%	1.5%	1203.5%
ln(相対サイズ)	15,009	-9.0 ***	1.4	-13.3	-9.2	-3.2
	18,121	-11.3	1.1	-15.9	-11.3	-5.5
超過リターン(%)	15,009	7.8%	36.5%	-67.6%	2.7%	192.3%
	18,121	7.9%	44.2%	-67.6%	1.9%	192.3%
ボラティリティ	15,009	29.1% ***	3.6%	9.0%	28.9%	102.5%
	18,121	29.7%	6.3%	5.3%	28.8%	234.2%
役員持株比率	15,009	4.2% ***	8.6%	0.0%	0.5%	93.0%
	18,121	12.5%	15.2%	0.0%	5.9%	99.7%
金融機関持株比率	15,009	26.4% ***	12.2%	0.2%	25.3%	68.3%
	18,121	10.7%	8.4%	0.0%	9.1%	66.9%
海外法人等持株比率	15,009	12.1% ***	11.5%	0.1%	8.6%	96.7%
	18,121	4.0%	8.7%	0.0%	0.6%	97.6%
上位10株主持株比率	15,009	46.8% ***	14.4%	0.0%	44.2%	99.0%
	18,121	58.2%	15.4%	0.0%	58.6%	99.9%

(注)：超過リターンは上下1%の閾値で置き換えた後の記述統計。

注1：上段は東証1部上場企業、下段はその他上場企業。

注2：アスタリスクは、上段と下段における平均の差の有意性を表す。(***：1%、**：5%)

(出所)NFI作成

分析に先立って、各投資主体の株式持株比率の相関関係を確認する。図表4をみると、相関関係が最も強い場合においても相関係数は-0.50にとどまっており、多重共線性の問題は生じないものと思われる。そこで次節以降では、これらの変数を同時に推計式に加えて、株主によるガバナンスの影響を検討する。

図表4 各投資主体の株式持株比率の相関関係

	役員持株比率	金融機関持株比率	海外法人等持株比率	上位10株主持株比率
役員持株比率	1			
金融機関持株比率	-0.35	1		
海外法人等持株比率	-0.15	0.30	1	
上位10株主持株比率	0.33	-0.50	-0.10	1

(出所)NFI作成

3. 分析結果

3.1 株主によるモニタリングの影響

図表5は、再生手続等による上場廃止をイベントとした場合の分析結果を示したものである。左から順に、離散時間ロジットモデルとCox比例ハザードモデルによる推計結果を示している。モデル①と③はAltman[1968]のモデルを拡張した定式化であり、モデル②と④はZmijewski[1984]のモデルを拡張した定式化である。説明変数の上段の数値は、イベントが起こる確率と起こらない確率の比を表している⁸。この比は、推計方法に応じてオッズ比もしくはハザード比と呼ばれ、1を上回る場合にはイベントの発生確率が高まる一方、1を下回る場合には低下することを意味する。例えば、モデル①の推計結果についてみると、他の条件を一定とする場合、運転資本/総資産が1%上昇すると上場廃止となる確率が1.5%上昇する一方、内部留保/総資産が1%上昇すると2.5%低下すると解釈される。

⁸ 下段の括弧内の数値は標準誤差を表す。

図表5 再生手続等による上場廃止への影響

	離散時間ロジットモデル		Cox比例ハザードモデル	
	モデル①	モデル②	モデル③	モデル④
ln(社齢)	0.747 ** (0.107)	0.753 ** (0.097)		
運転資本／総資産	1.015 ** (0.006)		1.014 ** (0.006)	
内部留保／総資産	0.975 *** (0.003)		0.972 *** (0.003)	
EBIT／総資産	0.991 (0.016)		0.986 (0.015)	
株式／負債	0.909 (0.074)		0.921 (0.076)	
売上高／総資産	0.996 ** (0.002)		0.997 ** (0.002)	
当期利益／総資産		0.965 *** (0.009)		0.958 *** (0.009)
負債／総資産		1.053 *** (0.008)		1.056 *** (0.008)
流動資産／流動負債		1.241 *** (0.088)		1.331 *** (0.096)
ln(相対サイズ)	0.809 (0.111)	0.799 * (0.099)	0.849 (0.119)	0.844 (0.107)
超過リターン	0.987 *** (0.004)	0.987 *** (0.004)	0.989 ** (0.005)	0.989 ** (0.005)
ボラティリティ	1.019 (0.023)	1.025 (0.023)	1.021 (0.023)	1.018 (0.023)
役員持株比率	0.996 (0.008)	0.990 (0.009)	0.997 (0.008)	0.990 (0.009)
金融機関持株比率	0.967 ** (0.014)	0.947 *** (0.014)	0.967 ** (0.015)	0.943 *** (0.015)
海外法人等持株比率	1.014 (0.009)	1.021 ** (0.008)	1.010 (0.008)	1.021 *** (0.008)
上位10株主持株比率	0.997 (0.006)	0.985 *** (0.006)	0.992 (0.006)	0.980 *** (0.006)
東証1部ダミー	1.569 (0.544)	1.290 (0.429)	1.464 (0.519)	1.279 (0.399)
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
業種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	30,023	30,023	33,125	33,125
疑似決定係数	0.31	0.32	0.39	0.39

注1：上段の数値はオッズ比（モデル①,②）およびハザード比（モデル③,④）を表す。

注2：下段の括弧内の数値は、不均一分散および企業内の系列相関に対して頑健な標準誤差を表す。

注3：アスタリスクは、有意性を表す。（***：1%、**：5%、*：10%）

(出所)NFI作成

財務変数についてみると、必ずしも一般的に予想される符号条件は得られていないことがわかる。例えば、企業倒産の要因の一つとして運転資金がショートする可能性が考えられるが、運転資本／総資産や流動資産／流動負債をみると統計的に有意に1を上回る結果となっている。これらの変数については、Shumway[2001]においても有意な傾向が得られていないことから、上場廃止の決定要因が一意に定まらないことを示唆するものと思われる。その一方、内部留保／総資産、売上高／総資産、当期利益／総資産、負債／総資産などは、直観的に予想される符号条件を示している。次に、マーケット変数についてみると、超過リターンについては予想される符号条件が示される一方、ln(相対サイズ)やボラティリティについてみると、有意な傾向は示されない。ただし、Shumway[2001]においても、ln(相対サイズ)および超過リターンの符号条件は有意にマイナスとなるものの、ボラティリティの有意性は棄却されて

いることから、先行研究の知見と大きく異なるものではないと判断される⁹。

株式所有者構造についてみると、金融機関持株比率が1を下回る結果が得られることがわかる。また、一貫した傾向は得られなかったものの、海外法人持株比率は1を上回る一方、上位10株主持株比率が1を下回る傾向がみとれる。金融機関によるモニタリングが企業のサステナビリティを高める効果が顕著にみられる背景には、メインバンクの機能としてよく知られる事後的なモニタリング機能（財務危機に陥った企業に対して改善策を示したり、経営陣の経営責任を迫りとするなどのモニタリング）が奏功したことが考えられる¹⁰。また、機関投資家などに代表される大株主も企業に対する支配力を発揮しやすいと考えられることから、金融機関と同様にモニタリングが機能した可能性がある。その一方、海外法人においては、一般的な知見とは異なり、企業のサステナビリティが低下する傾向が示されたことは興味深い。ただし、この点について更なる解釈を進めるためには、詳細な分析が必要であろう。

3.2 完全子会社化等による上場廃止との比較

本節では、もう一つの上場廃止要因である完全子会社化等のケースを分析することで、前節の結果と比較を行う。従って、定式化の方法は前節と同様とする。

分析結果を図表6に示す。モデル①～④は企業倒産モデルを定式化しているため、財務変数の説明力やモデル自体の当てはまり（疑似決定係数）はやや低下する様子がみとれる。その一方、株式所有者構造をみると、役員持株比率、金融機関持株比率、海外法人等持株比率は有意に1を下回る一方、上位10株主持株比率は1を上回ることが確認できる。この結果は、ガバナンスが機能せずパフォーマンスの低い上場子会社を完全子会社化することで、親会社がグループ全体の事業再編に取り組むケースが多いことを示唆しているように思われる¹¹。前節の結果とは異なり、東証1部上場企業特有の傾向として観察される点が特徴的である。

⁹ Shumway[2001]は、ハザード比ではなく回帰係数の推計値を報告している点に注意。

¹⁰ ただし、このような見方に対して否定的な見解を示す研究もみられる（例えば、堀内・花崎[2004]）。

¹¹ ただし、株式所有者構造とEBIT/総資産の相関係数を確かめたところプラス0.1程度となっており、殆ど相関はみられない。

図表6 完全子会社化等による上場廃止への影響

	離散時間ロジットモデル		Cox比例ハザードモデル	
	モデル①	モデル②	モデル③	モデル④
ln(社齢)	1.178 *	1.157		
	(0.115)	(0.105)		
運転資本/総資産	0.997		0.998	
	(0.004)		(0.004)	
内部留保/総資産	0.998		0.995 **	
	(0.002)		(0.002)	
EBIT/総資産	0.988		0.981 *	
	(0.010)		(0.010)	
株式/負債	0.952 *		0.993	
	(0.024)		(0.024)	
売上高/総資産	1.004 ***		1.005 ***	
	(0.001)		(0.001)	
当期利益/総資産		0.976 ***		0.970 ***
		(0.006)		(0.006)
負債/総資産		1.006 *		1.005
		(0.003)		(0.003)
流動資産/流動負債		0.967		0.992
		(0.046)		(0.050)
ln(相対サイズ)	1.112 **	1.113 **	1.122 **	1.118 **
	(0.057)	(0.053)	(0.058)	(0.055)
超過リターン	1.001	1.001	1.001	1.002
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
ボラティリティ	0.989	0.985	0.990	0.990
	(0.013)	(0.013)	(0.013)	(0.012)
役員持株比率	0.955 ***	0.956 ***	0.957 ***	0.957 ***
	(0.006)	(0.006)	(0.006)	(0.006)
金融機関持株比率	0.963 ***	0.964 ***	0.960 ***	0.960 ***
	(0.007)	(0.007)	(0.007)	(0.007)
海外法人等持株比率	0.986 ***	0.984 ***	0.985 **	0.983 ***
	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.004)
上位10株主持株比率	1.034 ***	1.036 ***	1.032 ***	1.033 ***
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)
東証1部ダミー	1.590 ***	1.608 ***	1.559 ***	1.611 ***
	(0.220)	(0.219)	(0.221)	(0.227)
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
業種ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
観測数	33,130	33,130	33,125	33,125
疑似決定係数	0.10	0.10	0.18	0.17

注1：上段の数値はオッズ比（モデル①,②）およびハザード比（モデル③,④）を表す。

注2：下段の括弧内の数値は、不均一分散および企業内の系列相関に対して頑健な標準誤差を表す。

注3：アスタリスクは、有意性を表す。（***：1%、**：5%、*：10%）

(出所)NFI作成

しかしながら、わが国では上場子会社が完全子会社化されるケースにおいて、少数株主利益の毀損が問題となる側面もある。そのような観点に立脚すれば、図表6で示された結果は株主によるモニタリングの影響というよりも、むしろ親会社など一部の株主が集中保有するケースにおいて上場廃止が生じたと解釈される¹²。本節の結果は、金融機関については前節と整合的であると考えられる一方、その他の株主については異なる傾向を示すものである。ただし、その解釈には二面性がある点に注意が必要である。

¹² その他の解釈として、財務パフォーマンスの悪化した親会社が、優良子会社を完全子会社化するケースも考えられる。その場合においても、株式所有者構造が示す符号条件の解釈は異なるものとなる。本稿のテーマからは逸れるものの、上場子会社の完全子会社化について決定要因を明らかにすることは重要なテーマである。

4. おわりに

本稿では、「再生手続等」による上場廃止イベントに注目することにより、株主によるモニタリングが企業のサステナビリティに与える仮説について分析した。分析の結果、金融機関持株比率と企業のサステナビリティの間には正の相関があることが観察された。この結果は、金融機関によるモニタリングが企業のサステナビリティを高める傾向があることを示唆している。また、この傾向は、推計方法によらず頑健であることが確かめられた。その一方、役員、海外法人、大株主については、このような傾向は確かめられなかった。以上の結果は、企業からみて外部者である株主が企業経営に対して積極的にコミットすることの重要性を示唆しているように思われる。

最後に、分析上の課題について述べる。第一に、本稿ではモニタリングの代理変数として株式所有者構造を用いたが、株主のモニタリングが企業のサステナビリティをどのように高めるかについては確かめていない。株主やメインバンクは、企業の生産性を向上させる上で、必ずしも有効な機能を果たさないことを示す研究（例えば、堀内・花崎[2004]）もみられるため、分析結果の頑健性を高めるためには更なる分析が必要である。また、近年はESG要因が企業のサステナビリティに影響を与えることが一般的な認識となっているため、環境や社会などの要因を考慮することが必要である。第二に、昨今の取締役構成に関する改革にみられるように、企業のサステナビリティに対して内部ガバナンスの果たす役割は大きいと予想される。従って、本稿では株主による外部ガバナンスの影響に注目したが、内部ガバナンスの影響を分析することは重要なテーマである。以上の点は今後の課題である。

参考文献

- 大日方隆[2005], 「倒産分析とゴーイングコンサーン監査－比例ハザードモデルを中心に－」『MMRC Discussion Paper』133.
- 堀内昭義, 花崎正晴[2004], 「日本企業のガバナンス構造－所有構造、メインバンク、市場競争」『経済経営研究』24(1), 1-99.
- 宮島英昭, 新田敬祐[2011], 「株式所有構造の多様化とその帰結：株式持ち合いの解消・「復活」と海外投資家の役割」『RIETI Discussion Paper Series』11-J-11.
- 森平爽一郎, 岡崎貫治[2009], 「マクロ経済効果を考慮したデフォルト確率の期間構造推定」『WIFS Working Paper Series』WIF-09-004.
- 渡辺領介, 泉田成美[2009], 「役員株式保有が企業犯罪に及ぼす影響」『日本経済研究』61, 59-73.
- Altman, E.[1968], "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy," *Journal of Finance* 23(4), 589-609.
- Shumway, T.[2001], "Forecasting Bankruptcy More Accurately: A Simple Hazard Model," *Journal of Business* 74(1), 101-124.
- Zmijewski, M.[1984], "Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models," *Journal of Accounting Research* 22, 59-82.