

金融商品会計基準と 「その他有価証券」の投資行動*

Accounting Standards for Financial Instruments and the Investment Behavior of "Other Securities"

薄 井 彰(早稲田大学 教授)
Akira Usui, Waseda University

要 約

本研究は金融商品会計基準が企業の証券投資行動に及ぼす影響を実証的に調査している。金融商品会計基準は、すべての保有有価証券を(1)売買目的有価証券、(2)満期保有目的債券、(3)子会社株式および関連会社株式、あるいは(4)「その他有価証券」に分類することを要請している。売買目的有価証券と「その他有価証券」は公正価値で評価される。それゆえ、財務諸表は持ち合い株式を含む「その他有価証券」のボラティリティーを反映することになる。本分析の証拠によれば、2000年代前半では、「その他有価証券」の投資は金融機関の株式保有割合とプラスに相関していた。銀行株式保有制限法は金融機関が株式に投資できる総量を制限している。本研究は公正価値会計と銀行株式保有制限法の双方が日本企業の投資行動に直接的に影響していることを示唆している。

Summary

This study empirically examines the effect of accounting standards for financial instruments on investment in securities. Accounting standards for financial instruments require that all holding securities are classified as (1) trading securities, (2) held-to-maturity debt securities, (3) equity securities issued by subsidiaries and affiliates, or (4) "Other securities". Trading securities and "Other securities" are measured at fair value. Therefore, financial statements reflect the volatility of "Other securities", including cross-holding stocks. The analysis provides evidence that in the early 2000s, the amount of investment in "Other securities" was positively related to the shareholding ratio by financial institutions. Act on limitation on shareholding by banks and other financial institutions limits the amount that financial institutions can invest in stocks. The study suggests that both fair value accounting and the Act directly affect the investment behavior of Japanese firms.

1. はじめに

Watts and Zimmerman (1978) は、会計数値を調整して得られる限界収益が限界費用と一致するポイントまで、会計基準の変更に応じて、企業が会計数値を調整することを仮説提示した。Watts and Zimmerman の Positive Accounting Theory はわが国の会計研究に大きな影響を及ぼしている(例えば、岡部(1994)、須田(2000))。

会計基準の新設あるいはその変更は企業の会計行動や投資行動に変更をもたらす可能性がある。しかしながら、会計基準に関する Watts and Zimmerman の仮説を検証する研究はわが国ではほとんど行われていない。例外的な研究としては、経済産業省(2003)が2000年代初頭の会計制度改革が企業行動に及ぼした影響を調査している。

この経済産業省のプロジェクトの一環として、薄井・須田(2004)は、経営者が2000年代初頭

*本論文は須田一幸教授を偲んで執筆されたものである。なお、本論文は公益財団法人日本証券奨学財団の研究助成金を受けた。また、本論文の基礎となる研究は日本学術振興会科学研究費補助金の財政的支援を受けている。

の連結会計への移行、公正価値会計、税効果会計といった会計制度改革を与件として、長期的な株式持ち合い関係を調整し、企業業績を向上させていたことを明らかにした。また、薄井・須田(2004)は、(1)持ち合い株式の放出の理由の一つが銀行等の相手が持ち合い株式を放出した結果によること、(2)経営者が自身のビジネスリスクに応じて持ち合い株式等の資産配分を決定していたことを発見した。

薄井・須田(2004)の重要な発見は持ち合い株式の会計処理基準の変更に応じて企業が資産の投資選択を行うということであった。当時、有価証券の会計処理は、1999年に企業会計審議会が公表した「金融商品に係る会計基準」(以下、金融商品会計基準という。)に従っていた。この金融商品会計基準では、(1)売買目的有価証券は時価で評価し、評価差額は損益計算書上、評価損益として計上する、(2)満期保有目的債券は取得原価により評価する、(3)子会社株式および関連会社株式は取得原価により評価する、(4)その他有価証券は時価で評価し、評価差額は貸借対照表上、資本の部に直接計上することになった。さらに、その他有価証券の時価評価により、税効果会計上の一時差異が生じるので、税金相当額が繰延税金負債または繰延税金資産に計上された。「その他有価証券」の時価評価は2002年3月期から適用されている。持ち合い株式は長期保有の有価証券であり、「その他有価証券」に分類される。持ち合い株式等の「その他有価証券」のボラティリティーが直接的に貸借対照表に反映することになる。

とりわけ、銀行では、「その他有価証券」の公正価値評価が自己資本比率規制(BIS規制)に直接に影響することになった。日本の銀行は保有株式の価格変動がビジネスリスクに関連するようになったのである。2001年11月に「銀行等の株式

等の保有の制限等に関する法律」(以下、「銀行株式保有制限法」という。)が制定され、銀行等は株式保有を自己資本の範囲に制限された。銀行等の株式保有制限条項の施行は当初2004年9月であったが、2006年9月まで延期された。そのため、金融機関は2006年9月までに保有株式が自己資本の範囲に収まるまで売却しなければならなかった。

金融商品会計基準の導入と銀行株式保有制限法の施行を契機として、銀行等は持ち合いの解消あるいは投資先の入れ替えを実施していた。金融商品会計基準の導入は、事業法人の長期保有目的有価証券の投資意思決定にも影響を及ぼしている可能性がある。本論文は薄井・須田(2004)のサンプルを拡大して、金融商品会計基準が「その他有価証券」の投資に及ぼす影響を調査している。

続く第2節では1999年金融商品会計基準の経済的影響に関して、薄井・須田(2004)の調査を概説する。第3節では薄井・須田(2004)を基礎として、金融機関と事業法人の持株割合が企業の投資行動に及ぼす影響に関する仮説を構築する。第4節ではリサーチデザインとサンプルデータ、第5節では実証結果について述べる。第6節では結論を導く。

2. 1999年金融商品会計基準の経済的影響：薄井・須田(2004)調査

薄井・須田(2004)は経営者が会計制度改革を与件として、企業業績を向上するように持ち合い株式の保有量を決定していることを明らかにした。サンプルは日本総合研究所(2002)の「会計基準の変更が企業経営に与えた影響に関する調査」において株式持ち合いに関する質問に有効回答の得られた481社のうち、最終的に変数の推計に必要なデータの得られた363社である。調査期

間は1989年4月期-2000年2月期の会計制度改革以前と、2000年3月期から2002年3月期の会計制度改革の時期である。平均すれば、2001年には企業は持ち合い株式総数の6.1%を放出し、一方、相手企業も7.4%を放出していた。

薄井・須田（2004）はDemsetz and Vilalonga（2001）やCui and Mak（2002）と同様に、2段階最小2乗回帰によって所有構造と企業業績の関係を検証した。

Model A:

$$\begin{aligned} AVEQ_i = & a_0 + a_1 CHRATIO_i + a_2 COE_i + a_3 FinInst_i \\ & + a_4 SIZE_i + a_5 DEBT_i + a_6 ADSALE_i \\ & + a_7 RDSALE_i + a_8 CAPSALE_i \\ & + a_9 GRWSALE_i + e_{1i} \end{aligned}$$

Model B:

$$\begin{aligned} CHRATIO_i = & b_0 + b_1 RESEARCH_i \\ & + b_2 CONSOLIDATION_i + b_3 CASHFLOW_i \\ & + b_4 TAXES_i + b_5 FAIRVALUE_i \\ & + b_6 FOREIGN_i + b_7 IMPAIRMENT_i \\ & + b_8 PENSION_i + b_9 SIZE0_i + b_{10} DEBT0_i \\ & + b_{11} ADSALE0_i + b_{12} GRWSALE0_i \\ & + b_{13} CATRATIO_i + b_{14} AVEQ_i + b_{15} SDROA_i \\ & + a_{16} SDRET0_i + e_{2i} \end{aligned}$$

Model Aでは、平均Tobinのq（AVEQ）は、Model Bによって推計された持ち合い株式放出割合（CHRATIO）、役員持株割合（COE）、金融機関持株割合（FinInst）のガバナンス関連指標、コントロール変数（SIZE、DEBT、ADSALE、RDSALE、CAPSALE、GRWSALE）によって回帰された。

Model Bの持ち合い株式放出割合（CHRATIO）は、会計制度改革の影響度（RESEARCH、CONSOLIDATION、CASHFLOW、TAXES、

FAIRVALUE、FOREIGN、IMPAIRMENT、PENSION）と1989年4月期-2000年2月期の会計制度改革以前のデータから推計されたコントロール変数（SIZE0、DEBT0、ADSALE0、RDSALE0、CAPSALE0、GRWSALE0、AVEQ0）、持ち合い株式が放出された割合（CTRATIO）、ビジネスリスク（SDROA）と株式リスク（SDRET0）によって推計した。Appendixで各変数の定義を説明している。

表1は2段階最小2乗回帰の推計結果である。第1段階のModel Bの推計結果は会計基準の変更（連結会計制度への移行、有価証券・デリバティブの公正価値評価、税効果会計の導入）が企業の持ち合い株式の選択行動に影響を及ぼしたことを示唆している。また、他社から株式持ち合いを解消されるほど持ち合い株式を放出していた。興味深いのは、ビジネスリスク（SDROA）が高い企業ほど、持ち合い株式を放出していたことである。

第2段階のModel Aでは、持ち合い株式放出割合（CHRATIO）は、他の要因をコントロールしてもなお、Tobinのqで測定した企業業績（AVEQ）と統計的に有意なプラスの関係であった（係数 0.007 有意確率=0.011）。

薄井・須田（2004）の結果はWatts and Zimmerman（1978）の予想を裏付けるものであった。経営者は連結会計への移行、公正価値会計、税効果会計といった一連の会計制度改革を与件として、従来の長期的な株式持ち合い関係を調整し、企業業績を向上させていた。そして、銀行等の持ち合いの相手が持ち合い株式を放出に応じて、経営者は、自身のビジネスリスクに応じて持ち合い株式等の資産配分を決定していた。

薄井・須田（2004）において残された問題は、企業と銀行の関係が明示的に分析されていないことであった。持ち合いの主な相手である銀行ほど

のような要因で持ち合い株式を放出していたか。 解明であった。

特に、2001年の銀行株式保有制限法の影響は未

表1 2段階最小2乗回帰の推計結果

Model A		予想される 符号	推計値	有意確率
変数	説明			
従属変数				
AVEQ	(普通株式時価総額+優先株簿価+総負債)/総資産			
変数				
CHRATIO	推計された持ち合い株式放出割合	+	0.007	0.011
COE	役員持株割合 (新会計基準期間の平均)	+	1.085	0.042
FinInst	金融機関持株割合 (新会計基準期間の平均)	+	0.346	0.294
SIZE	連結資産の自然対数 (新会計基準期間の平均)	-	0.011	0.731
DEBT	総負債/総資産 (連結) (新会計基準期間の平均)	+	0.019	0.920
ADSALE	売上高広告宣伝費比率 (単独) (新会計基準期間の平均)	+	1.559	0.405
RDSALE	売上高研究開発費比率 (単独) (新会計基準期間の平均)	+	7.646	0.000
CAPSALE	売上高設備投資比率 (単独) (新会計基準期間の平均)	+	-0.051	0.899
GRWSALE	増収率 (前年比) (連結) (新会計基準期間の平均)	+	4.663	0.000
(定数)			0.602	0.069
	自由度調整済み決定係数		0.292	
	F値		17.620	
	F値の有意確率		0.000	

Model B		予想される 符号	推計値	有意確率
変数	説明			
従属変数				
CHRATIO				
変数				
RESARCH	研究開発費会計基準の新設の影響度	?	-2.224	0.170
CONSOLIDATION	連結会計中心の開示制度の影響度	?	2.793	0.040
CASHFLOW	キャッシュ・フロー計算書導入の影響度	?	0.600	0.602
TAXES	税効果会計導入の影響度	?	-3.027	0.024
FAIRVALUE	有価証券時価評価の影響度	+	1.312	0.007
FOREIGN	外貨建取引等会計処理基準の影響度	?	-2.065	0.359
IMPAIRMENT	販売用不動産減損処理の影響度	?	2.223	0.240
PENSION	退職給付会計導入の影響度	?	0.621	0.482
SIZE0	連結資産の自然対数 (旧会計基準期間の平均)	-	-0.484	0.402
DEBT0	総負債/総資産 (連結) (旧会計基準期間の平均)	+	10.878	0.012
ADSALE0	売上高広告宣伝費比率 (単独) (旧会計基準期間の平均)	+	-25.726	0.462
RDSALE0	売上高研究開発費比率 (単独) (旧会計基準期間の平均)	+	13.796	0.732
CAPSALE0	売上高設備投資比率 (単独) (旧会計基準期間の平均)	+	3.998	0.749
GRWSALE0	増収率 (前年比) (連結) (旧会計基準期間の平均)	+	-7.857	0.373
CTRATIO	持合株式が放出された割合	+	0.684	0.000
AVEQ0	AVEQ (旧会計基準期間の平均)	+	0.196	0.713
SDROA0	ROAの標準偏差 (旧会計基準期間)	+	0.978	0.061
SDRET0	日々株式リターンの標準偏差1 (1989年4月1日から2002年2月29日)	+	0.292	0.805
(定数)			-5.388	0.465
	自由度調整済み決定係数		0.459	
	F値		18.107	
	F値の有意確率		0.000	

(出所) 薄井・須田 (2004)

3. 仮説の構築

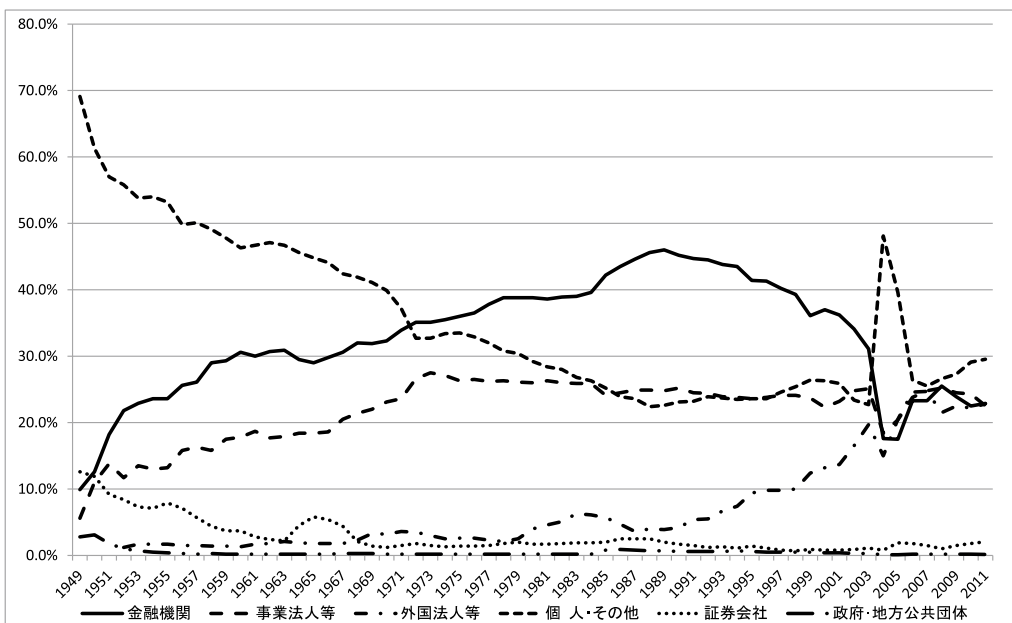
図1は東京証券取引所上場企業の所有者別持株比率の推移である。東京証券取引所が再開された当時、個人が企業の発行済み株式の69.1%（1949年度）を保有していた。これは、財閥解体で放出された株式は、持株整理委員会を通じて、従業員や個人に売却されていったからである。しかし、その後、個人持株比率は一貫して低下し、2011年度には29.5%になった。他方、金融機関と事業法人の持株比率は増加傾向にあった¹⁾。金融機関の持株比率は1949年度の9.9%から1989年度の46%まで上昇し、バブル崩壊後、減少に転じ、2011年度には22.9%にまで低下した。事業法人持株比率は11.0%（1949年度）から22.3%（2011年度）に増加している。また、外国法人等持株比率は

1952年度1.2%から2011年度22.8%に大幅に増加している。

株式持ち合いは年々解消されている。大和総研調査（伊藤（2011））によると、上場企業による株式の持ち合い比率は、1991年度から2009年度までの期間、金額ベースで27.8%から6.5%に、株数ベースで23.7%から4.9%まで大幅に低下している。とりわけ、1999年の金融商品会計基準導入や2001年の銀行株式保有制限法の施行を契機に、銀行は保有株式の再構成を行わなければならなかった。

薄井・須田（2004）では、相手が持ち合い株式を売却するほど企業は持ち合いの解消を進めていた。事業法人や金融機関が「その他有価証券」の保有割合を減少（増加）するほど、企業は「その他有価証券」を売却（購入）すると予想される。

図1 東京証券取引所上場企業の所有者別持株比率の推移



（出所）東京証券取引所「長期統計：所有者別持株比率の推移」

（<http://www.tse.or.jp/market/data/examination/distribute/2010.html>）から作成。

（注）2004年度から2006年度の数値は、ライブドアによる大幅な株式分割の実施等から、2004年度調査から単元数が大幅に増加し、ライブドア1社の単元数が集計対象会社全体の単元数の相当数を占めることとなった影響を受けている。

そこで、以下の2つの仮説を検証する。

仮説1 金融機関の株式保有割合が減少（増加）するほど、企業は「その他有価証券」の保有割合を減少（増加）させる傾向にある。

仮説2 事業法人の株式保有割合が減少（増加）するほど、企業は「その他有価証券」の保有割合を減少（増加）させる傾向にある。

さらに、2001年11月の銀行株式保有制限法の施行から、株式保有制限条項の施行期限の2006年9月までの期間、金融機関は保有株式を再構成する誘因があったと予想される。そこで、次の仮説を検証する。

仮説3 銀行株式保有制限法を契機として金融機関が株式保有割合を減少（増加）するほど、企業はその他有価証券の保有割合を減少（増加）させる傾向にある。

4. リサーチデザインとサンプル

4.1. リサーチデザイン

薄井・須田（2004）によれば、持ち合い株式の売却は双方の合意、あるいは相手が売却するという理由で実行されると推測される。2000年代には、持ち合いの相手である銀行には銀行株式保有制限法やBIS規制のために持ち合い株式を放出する誘因があった。

仮説1と仮説2を検証するため、Model 1を年度ごとに推計する。

Model 1:

$$\Delta OtherSecurities_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta FinInst_{it} + \beta_2 \Delta Corporation_{it}$$

$$+ \gamma_1 \Delta Foreigner_{it} + \gamma_2 \Delta ST_Loans_{it} \\ + \gamma_3 \Delta LT_Loans_{it} + \gamma_4 Momentum_{it} \\ + \sum \mu_j Industry_{it} + e_{it}$$

従属変数 $\Delta OtherSecurities$ は「その他有価証券」取得原価額の増分を期首期末平均総資産で除したものである。 $\Delta Corporation$ は事業法人持株比率の増分である。 $\Delta FinInst$ と $\Delta Corporation$ の係数の符号はプラス、 $\Delta Foreigner$ の係数の符号はマイナスが期待される。

コントロール変数の $\Delta Foreigner$ は外国人株主持株比率の増分、 ΔST_Loans は短期借入金（短期スワップ債務を含む）増分を期首期末平均総資産で除したものの、 ΔLT_Loans は長期借入金（1年内返済の長期借入金、長期スワップ債務を含む）増分を期首期末平均総資産で除したものである。 ΔST_Loans と ΔLT_Loans は資金状況を表すので、その係数の符号はプラスが期待される。 $Momentum$ は決算期間のTOPIX変化率である。 $Industry$ は証券コード協議会の業種別中分類を表すダミー変数である。

仮説3を検証するため、Model 2をプールされたサンプルに対して推計する。

Model 2:

$$\Delta OtherSecurities_{it} = \alpha + \beta_1 \Delta FinInst_{it} + \beta_2 \Delta Corporation_{it} \\ + \beta_3 BankLaw_{it} + \beta_4 \Delta FinInst_{it} \\ \times BankLaw_{it} + \gamma_1 \Delta Foreigner_{it} \\ + \gamma_2 \Delta ST_Loans_{it} + \gamma_3 \Delta LT_Loans_{it} \\ + \gamma_4 Momentum_{it} + \sum \mu_j Industry_{it} + e_{it}$$

$BankLaw$ は、決算期末が銀行株式保有制限法施行された2001年11月から適用期限の2006年9月

までの期間にあるならば1、そうでないならば0の値をとるダミー変数である。*BankLaw*の係数の符号はマイナスが予想される。 $\Delta FinInst$ と*BankLaw*の交差項は銀行株式保有制限法の適用に応じて金融機関が持株数を堂の程度調整するかを表す。この交差項の符号はプラスが期待される。

4.2. サンプル

分析期間は2001年3月から2012年3月の12年間である。サンプルは、日本政策投資銀行・日本経済研究所の「企業財務データバンク」(2012年版、上場1・2部および新興市場企業)から収集された。ただし、銀行、証券、保険、その他金融、およびREITを除く。また、決算月数が1年に満

たない変則決算期も除かれている。

Model 1とModel 2の推計に必要な財務データは、日本政策投資銀行・日本経済研究所の「企業財務データバンク」(2012年版)の連結データと日本経済新聞デジタルメディアの「NEEDS-CD ROM日経財務データ」(DVD版)を利用している。

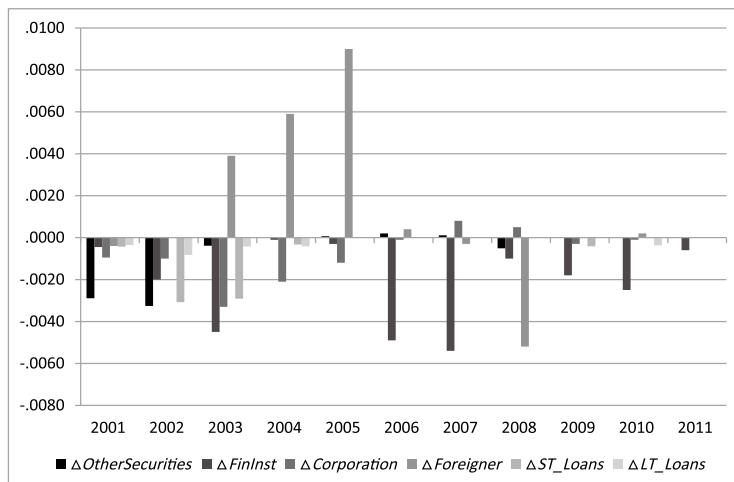
表2はプールされたサンプル(27,582社年)の記述統計量である。金融機関持株比率増分 $\Delta FinInst$ の平均(中央値)は-0.0051(-0.0020)、事業法人持株増分 $\Delta Corporation$ の平均(中央値)は0.0033(0.0004)である。平均的には、金融機関持株比率は微減、事業法人持株比率は微増であった。

図2は主要な変数の年度ごとの中央値推移であ

表2 記述統計量（プールされたサンプル N=27,582社年）

	平均値	標準偏差	25%	中央値	75%
$\Delta OtherSecurities$	0.0001	0.0243	-0.0027	0.0000	0.0013
$\Delta FinInst$	-0.0051	0.0350	-0.0161	-0.0020	0.0065
$\Delta Corporation$	0.0033	0.0558	-0.0045	-0.0004	0.0034
$\Delta Foreigner$	0.0035	0.0396	-0.0056	0.0000	0.0111
ΔST_Loans	-0.0046	0.0610	-0.0160	0.0000	0.0073
ΔLT_Loans	-0.0001	0.0531	-0.0139	0.0000	0.0064
<i>Momentum</i>	0.0012	0.2702	-0.2445	-0.0173	0.2376

図2 主要なモデル変数の中央値の推移



る。「その他有価証券」の取得価額が減少した年度は、2001年度、2002年度、2003年度、および2008年度であった。金融機関持株比率は一貫して減少していた。事業法人持株比率は2007年度と2008年度が微増、2011年度が増減なし、それ以外の年度が減少していた。外国人持株比率は2003年度、2004年度、2005年度では大きく増加していたが、2001年度、2007、2008年度の減少を除き、それら以外の年度では微増あるいは増減なしであった。特に、2008年度では外国人投資家はリーマンショック（2008年9月）以降大きく株式を売却していた。2008年度の短期借入金は2001年度から2004年度までの期間と2009年度に減少していたが、それ以外の年度では増減なしであった。長期借入金も2001年度から2004年度までの期間と2010年度に減少していたが、それ以外の年度では増減なしであった。

5. 実証結果

5.1 年度ごとのサンプルに基づく

「その他有価証券」投資の決定要因

表3はModel 1を年度ごとに推計した結果である。従属変数、 $\Delta OtherSecurities$ 、は、期首期末平均総資産で基準化した「その他有価証券取得原価額の増分」である。説明変数の $\Delta FinInst$ （金融機関持株比率増分）の係数は、2002年度0.0549（1%水準有意）、2003年度0.0201（5%水準有意）、2004年度0.0283（5%水準有意）、2007年度0.0265（10%水準有意）、および2011年度0.0398（10%水準有意）であり、統計的に有意なプラスの値であった。一方、2001年度、2005年度、2006年度、2008年度、2009年度、および2010年度の推計値は統計的に有意ではなかった。これらの結果から、2001年度、2005年度、2006年度、2008年度、2009年度、および2010年度を除き、企業は金融

機関の株式保有割合が減少（増加）するほど、「その他有価証券」の保有割合を減少（増加）させる傾向にあった。とりわけ、2000年代前半では仮説1を強く支持していた。これは宮島・新田（2011）の株式持ち合いデータによる集計結果と整合的である。

サンプル期間では、仮説2については整合的な結果が得られなかった。 $\Delta Corporation$ （事業法人持株比率の増分）については、係数の推計値は2004年度0.0273、2005年度0.0246、および2007年度0.0318、いずれも1%水準で統計的に有意なプラスの値であった。他の年度については、いずれの係数も有意な推計値ではなかった。2001年度から2006年度にかけて事業法持株比率は減少傾向にあった。2004年度と2005年度の期間では、その他株式市場が上昇局面にあったので、事業法人が株式持ち合いを解消することによって株式売却益を実現できたと推測される。2007年度は「その他有価証券」と事業法人持株比率はいずれも微増であったので、一時的に事業法人による株式持ち合いが復活した可能性がある。新田（2009）と宮島・新田（2011）もまた、株式持ち合いの集家データから2000年代半ばから2008年のリーマンショックの期間、持ち合いが一時的に復活していたことを報告している。

コントロール変数 $\Delta Foreigner$ （外国人持株比率の増分）に関しては、2002年度の係数のみが0.0336、5%水準で有意なプラスの推計値であった。サンプル期間では外国人株主持分の増減と「その他有価証券」投資の直接的な関係は確認できなかった。

一方、資金関係のコントロール変数 ΔST_Loans （短期借入金の増分）と ΔLT_Loans （長期借入金の増分）は、「その他有価証券」投資とプラスに相関する傾向にあった。 ΔST_Loans の係数は2011年度を除き、有意なプラスの値であ

った。2000年代前半では企業は短期借入金を返済して財務的なリスクを減らしていた。「その他有価証券」の売却がその原資となっていたと推察される。 ΔLT_Loans の係数は2004年度から2008年度では1%水準あるいは5%水準で有意なプラスの値であった。「その他有価証券」の売却収入が長短借入金の返済原資となってい

た、あるいは長短借入金を資金として「その他有価証券」投資が行われていた可能性が高い。これらの結果は金融商品の公正価値評価が銀行株式保有制限法を介して、金融機関と企業の関係の再構築をもたらした、企業の投資行動に影響を及ぼしたことを示唆している。

表3 Model 1の推計結果（年度ごと）

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
(定数)	-0.0129	0.0009	-0.0077 ***	0.0042 ***	0.0055 **	0.0066 ***
t値	(-0.1896)	(0.2958)	(-5.5293)	(2.8128)	(2.3415)	(4.2122)
$\Delta FinInst$	0.0305	0.0549 ***	0.0201 **	0.0283 **	0.0105	-0.0136
t値	(1.8346)	(4.6754)	(2.5017)	(2.5687)	(0.9792)	(-1.1979)
$\Delta Corporation$	0.0042	0.0103	0.0004	0.0273 ***	0.0246 ***	-0.0024
t値	(0.3544)	(1.2537)	(0.0550)	(3.4650)	(3.1500)	(-0.3394)
$\Delta Foreigner$	-0.0265	0.0336 **	0.0112	0.0134	0.0089	-0.0096
t値	(-1.6440)	(2.4322)	(1.4711)	(1.3845)	(0.8673)	(-0.8503)
ΔST_Loans	0.0228 *	0.0251 ***	0.0196 ***	0.0170 ***	0.0444 ***	0.0265 ***
t値	(2.0834)	(3.7988)	(3.8984)	(3.1436)	(6.2059)	(3.6512)
ΔLT_Loans	0.0169	0.0084	0.0044	0.0451 ***	0.0204 **	0.0179 **
t値	(1.1895)	(1.0504)	(0.7346)	(5.4593)	(2.4058)	(2.5660)
<i>Momentum</i>	-0.0550	0.0207	0.0037	-0.0027	-0.0019	0.0116 **
t値	(-0.1379)	(1.8325)	(1.8173)	(-0.5017)	(-0.4444)	(2.4054)
<i>Industry</i>	有り	有り	有り	有り	有り	有り
<i>Adj. R²</i>	0.0180	0.0231	0.0214	0.0270	0.0462	0.0071
観測値数	1,418	2,461	2,555	2,595	2,625	2,677

	2007	2008	2009	2010	2011
(定数)	0.0038 **	-0.0034	0.0010	0.0114 ***	0.0016
t値	(2.2946)	(-0.6871)	(0.4474)	(5.1258)	(0.8556)
$\Delta FinInst$	0.0265 *	0.0027	-0.0405	-0.0139	0.0398 *
t値	(2.0978)	(0.1479)	(-1.6462)	(-0.5574)	(2.0086)
$\Delta Corporation$	0.0318 ***	0.0047	-0.0136	-0.0099	0.0061
t値	(3.9747)	(0.4464)	(-1.0148)	(-0.8821)	(0.6322)
$\Delta Foreigner$	0.0029	-0.0030	0.0012	-0.0128	0.0124
t値	(0.2770)	(-0.2214)	(0.0570)	(-0.6810)	(0.7169)
ΔST_Loans	0.0169 **	0.0457 ***	0.0529 ***	0.0236 *	0.0061
t値	(2.5786)	(5.1199)	(5.1368)	(2.0851)	(0.5926)
ΔLT_Loans	0.0290 ***	0.0401 ***	0.0147	0.0175	0.0115
t値	(3.8409)	(4.1417)	(1.2665)	(1.5078)	(1.0515)
<i>Momentum</i>	-0.0030	0.0221	0.0205 ***	0.0373 ***	0.0022
t値	(-0.7867)	(1.7963)	(5.3151)	(3.3394)	(0.2429)
<i>Industry</i>	有り	有り	有り	有り	有り
<i>Adj. R²</i>	0.0137	0.0163	0.0238	0.0078	-0.0008
観測値数	2,736	2,741	2,648	2,583	2,543

(注) 観測値の決算期末が200X年4月から翌年3月までの期間にあるならば、その観測値は200X年度に区分される。*Industry*ダミーの係数の推計結果は省略されている。*Adj. R²*は自由度調整済決定係数。***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表す（両側検定）。

5.2 金融機関の株式保有と「その他有価証券」

投資の関係

表4は、仮説3を検証するために、Model 2をプールされたサンプルに対して推計した結果である。従属変数は $\Delta OtherSecurities$ である。 $BankLaw$ （銀行株式保有制限法のダミー変数）の係数は、 -0.0041 （ t 値 -12.5156 ）、1%水準で有意なマイナスの値である。符号は予想された通りマイナスであった。銀行株式保有制限法施行の2001年11月から株式保有制限条項の施行期限の2006年9月までの期間、「その他有価証券」は減少傾向にあった。金融機関持株比率増分と銀行株式保有制限法のダミー変数の交差項、 $\Delta FinInst \times BankLaw$ の係数は、 0.0282 （ t 値 3.3972 ）、1%水準で有意なプラスの値である。符号は期待された通りプラスであった。これらの結果から仮説3は支持される。すなわち、銀行株式保有制限法を契機として金融機関が株式保有割合を減少（増加）するほど、企業はその他有価証券の保有割合を減少（増加）させる傾向にある。

6. 結論

本論文は金融商品会計基準が企業の証券投資行動に及ぼす影響を調査した。2001年度から2011年度にかけて27,582社年という大規模なサンプルに基づいて調査した結果、2001年度、2005年度、2006年度、2008年度、2009年度、および2010年度を除き、金融機関の株式保有割合が減少（増加）するほど、企業は「その他有価証券」の保有割合を減少（増加）させる傾向にあったことが確認された。さらに、2000年代前半では、金融機関が株式保有割合を減少（増加）するほど、企業は「その他有価証券」の保有割合を減少（増加）させる傾向にあったことが明らかになった。銀行株式保有制限法は、2006年9月までに、金融機関が保有株式を自己資本の範囲にすることを強制していた。このため、金融機関には保有株式を売却する誘因があった。さらに金融商品会計基準が「その他有価証券」の公正価値評価を強制したため、銀行株式保有制限法を介して、金融機関と企業の関係の再構築をもたらした。本研究は公正価値会計と銀行株式保有制限法の双方が日本企業の投資行

表4 Model 2の推計結果
(2001年度から2011年度のプールされたサンプル)

	予想される 符号	Model 2	
		係数	t値
(定数)		0.0028	(5.2556) ***
$\Delta FinInst$	+	0.0002	(0.0270)
$\Delta Corporation$	+	0.0087	(3.1084) ***
$BankLaw$	-	-0.0041	(-12.5156) ***
$\Delta FinInst \times BankLaw$	+	0.0282	(3.3972) ***
$\Delta Foreigner$?	0.0081	(2.0814) *
ΔST_Loans	+	0.0290	(12.1306) ***
ΔLT_Loans	+	0.0210	(7.6826) ***
$Momentum$?	0.0113	(18.9687) ***
$Industry$		(有り)	
$Adj. R^2$		0.0240	
観測値数		27,582	

(注) $Industry$ ダミーの係数の推計結果は省略されている。 R^2 は自由度調整済決定係数。
***、**、*はそれぞれ1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表す（両側検定）。

動に直接的に影響していることを示唆している。

《参考文献》

Cui, H., and Y.T. Mak, 2002, The relationship between managerial ownership and firm performance in high R&D firms, *Journal of Corporate Finance* 8, 287-312.
 Demsetz, H., and B. Vilalunga, 2001, Ownership structure and corporate performance, *Journal of Corporate Finance* 7, 209-233.
 伊藤正晴, 2011, 「銀行を中心に, 株式持ち合いの解消が進展～株式持ち合い構造の推計: 2011年版～」『大和総研調査季報』2011年新春号, vol.1, 2-25頁。
 経済産業省, 2003, 「新会計基準の設定が企業経営と経営システムに与えた影響に関する実証分析」(主査須田一幸)。
 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-011, 独立行政法人経済産業研究所。
 新田敬祐, 2009, 「持合復活の構図」『ニッセイ基礎研REPORT』2009年11月号, 10-17頁。
 日本総合研究所, 2002, 「会計基準の変更が企業経営に与えた影響に関する調査」。
 岡部孝好, 1994, 『会計報告の理論—日本の会計の探求』森山書店。
 須田一幸, 2000, 『財務会計の機能—理論と実証』白桃書房。
 薄井彰, 須田一幸, 2004, 「新会計基準の設定と株式持ち合い」, 須田一幸編『会計制度改革の実証分析』同文館出版, 66-88頁。
 Watts, R., Zimmerman, J.L., 1978, Towards a positive theory of the determination of accounting standards, *The Accounting Review* 53, 112-134.

Appendix

薄井・須田 (2004) の持ち合い株式放出モデルで使用した変数リスト

$$AVEQ = \frac{\text{決算期末株式時価総額} + \text{優先株式簿価} + \text{負債合計}}{\text{総資産簿価}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$CHRATIO = \frac{\text{放出した持ち合い株式数}}{\text{放出以前の持ち合い株式数}} \quad (\text{この比率は日本総合研究所 (2002) の調査票から得られた})$$

$$COE = \frac{\text{役員持株数}}{\text{期末発行済株式数}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$FinInst = \frac{\text{金融機関持株数}}{\text{期末発行済株式数}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$SIZE = \text{連結総資産の自然対数} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$DEBT = \frac{\text{連結総負債}}{\text{連結総資産}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$ADSALE = \frac{\text{単独決算ベースの広告宣伝費}}{\text{単独決算売上高}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$RDSALE = \frac{\text{単独決算ベースの研究開発費}}{\text{単独決算売上高}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$CAPSALE = \frac{\text{単独決算ベースの有形固定資産増加額}}{\text{単独決算売上高}} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$GRWSALE = \text{単独ベースの売上高前年比} \quad (\text{2000年3月期}-\text{2002年3月期の年平均})$$

$$CTRATIO = \text{持ち合いの相手が売却した割合}$$

$$SDROA = \text{使用総資本経常利益率の標準偏差} \quad (\text{1989年4月期}-\text{2000年2月期})$$

$$SDRET0 = \text{日次株式収益率の標準偏差} \quad (\text{1989年4月期}-\text{2000年2月期})$$

$$RESEARCH = \text{研究開発費会計基準の新設の影響度}^*$$

CONSOLIDATION = 連結会計中心の開示制度の影響度*

CASHFLOW = キャッシュフロー計算書の導入の影響度*

TAXES = 税効果会計の導入の影響度*

FAIRVALUE = 有価証券・デリバティブの時価評価の影響度*

FOREIGN = 外貨建取引等会計処理基準の影響度*

IMPAIRMENT = 販売用不動産の減損処理の影響度*

PENSION = 退職給付会計の導入の影響度*

SIZE0 = 1989年4月期-2000年2月期の*SIZE*平均

DEBT0 = 1989年4月期-2000年2月期の*DEBT*平均

ADSALE0 = 1989年4月期-2000年2月期の*ADSALE*平均

RDSALE0 = 1989年4月期-2000年2月期の*RDSALE*平均

CAPSALE0 = 1989年4月期-2000年2月期の*CAPSALE*平均

GRWSALE0 = 1989年4月期-2000年2月期の*GRWSALE*平均

AVEQ0 = 1989年4月期-2000年2月期の*AVEQ*平均

*会計制度改革の影響度は日本総合研究所（2002）の調査票から得られた。影響度は1（非常に小さい）から7（甚大である）の値をとる。

（出所）薄井・須田（2004）