



ID	JJF00288
----	----------

論文名	内部資本市場のリーマンショック抵抗力への貢献
	How effective internal capital markets have contributed to the reactions against the worldwide financial crisis caused by the collapse of Lehman Brothers? An analysis on 553 listed Japanese manufacturing firms
著者名	高見茂雄
	Shigeo Takami
ページ	2-22

雑誌名	経営財務研究
	Japan Journal of Finance
発行巻号	第32巻第1.2合併号
	Vol.32 / No. 1.2.
発行年月	2012年2月
	Feb. 2012
発行者	日本経営財務研究学会
	Japan Finance Association
ISSN	2186-3792

## 内部資本市場のリーマンショック抵抗力への貢献\*

高見 茂雄  
(立正大学)

### 要 旨

日本製造業 553 社 11 年度のデータで差分の差回帰分析を行った。その結果、多角化企業はリーマンショック対応において過去の内部資本市場体制の恩恵を受けていたが、その恩恵は直前の景気回復期よりもむしろ事業再編時期の体制固めにもとづくことを確認した。

キーワード：内部資本市場、リーマンショック、ブートストラッピング法、差分の差回帰

### 1 はじめに

内部資本市場ないし多角化経営の効率性には多くの先行研究がある<sup>1</sup>。Lang and Stulz(1994)や Berger and Ofek(1995)は多角化の非効率性とエージェンシーコストの面から、内部資本市場は企業価値を毀損させると主張した。対照的に、Stein(2002)は規模の経済性や担保提供機会増加による資金調達力の向上や投資判断の的確性(目利き)に注目し積極的に評価した。また経営戦略論でも、BCGマトリックスにおいて「金のなる木」部門から「問題児」部門への資金移転に肯定的にとらえている。一方、実証研究においては、Lang and Stulz(1994)、Berger and Ofek(1995)、Rajan et al.(2000)や土村ら(2010)は否定的結論を、Whited(2001)、Billett and Mauer(2003)、Villalonga(2004)、Maksimovic and Phillips(2007)は肯定的結論を導いている。直近では、サブプライムローン問題やリーマンショック後の金融危機を契機として、Kuppuswamy and Villalonga(2010)のように金融危機に対する抵抗力としての内部資本市場の意義が主張されてきている。

実証研究において結論が分かれる理由の一つに、多角化企業内部の事業部成果指標を推定する際、同業専業企業の平均値指標とマッチングさせる手法を用いることが多く、測定誤差が生じやすいとの指摘がある(Maksimovic and Phillips(2007))。また、業種分類の正確性にも問題点が指摘される。多くの

\* 本稿の作成にあたり、編集委員長の翟林瑜先生(大阪市立大学)ならびに匿名レフェリー先生より、有益なアドバイスをいただいた。この段深謝申し上げる。なお、本稿における誤りはすべて筆者の責に帰する。本研究は日本学術振興会科学研究費基盤研究(C)課題番号 22530630 の研究助成を受けている。

1 内部資本市場や多角化の代表的サーベイ論文として、Montgomery(1994)、Martin and Sayrak(2002)、Stein(2003)、Maksimovic and Phillips(2007)、米澤・佐々木(2008)などがある。

米国企業を対象とする研究が用いる 3 桁の SIC コードデータは、業種によってはマッチング対象企業データが得られないことや分類階層でのグルーピングの一貫性に問題点が指摘されている<sup>2</sup>。これら問題点に対して、Billett and Mauer (2003) は、SIC コードデータを用いるものの業界平均値指標とのマッチングを回避し、6 種類の内部資本市場キャッシュフロー額を算出し評価している。第 2 の理由として、データの対象時期の問題がある。多くの内部資本市場の実証研究は、クロスセクション数が年度数より大幅に多いパネルデータを分析対象にしているが、プーリングデータとして年度要因を捨象するか、year ダミー変数を設定するかにとどまっておき、ダイナミクスや時代背景等を特段考慮しない分析が多い。このため、データの対象年度の取り方によって結論は大きく変わりうる。この点に対して、業界特有のデータで分析したイベントスタディーがある。Lamont (1997) は原油価格下落の事態に石油コングロマリット企業はいかに対応したかを、Khanna and Tice (2001) は小売店が Kmart 進出に際しいかに対応したかを、Campello (2002) は金融政策の変更に対し小規模銀行はいかに対応したかを、それぞれ外生的ショックに対する多部門統合企業の対応を分析している。

ところで、2008 年 9 月に起こったリーマンショックは日本製造業の企業行動や成果に大きく影響を及ぼし、単に売上高減退だけではなく、手元流動性の確保や資金調達必要性に迫られた。金融危機対応に関する研究として、Faulkender and Wang (2006) は財務制約下におかれた企業では、手元流動性増加は企業価値向上につながることを、Acharya et al. (2007) は財務制約下において、かつ将来のヘッジニーズが大きい企業は、有利子負債返済よりも手元流動性確保を選ぶことを実証している。これに対し、Denis and Sibilkov (2009) は財務制約がある企業でも手元流動性の少ない企業が見られること、それらはフリーキャッシュフロー創出能力不足に起因することを指摘している。他方、内部資本市場はこれら金融危機対応になんらかの影響を及ぼしていることが考えられ、Duchin (2010) は手元流動性と内部資本市場との関連を主張している。

そこで、本論文では、日本製造業において内部資本市場はリーマンショック対応にどのような貢献をしたかを明らかにすることを研究目的と定めた。用いる手法は Billett and Mauer (2003) に準拠し内部資本市場のキャッシュフローをとらえ、時代区分の意味を踏まえた上での差分の差回帰分析手法をとる。予測する結果は、リーマンショック直近の景気回復期よりもむしろ IT バブル後の事業再編期の内部資本市場の規模と質の方がリーマンショック時期の企業行動と成果に有意な貢献をしたというものである。

本論文の構成は以下の通りである。第 2 節では分析データと加工過程を説明し代表値を概観する。第 3 節はブートストラッピング法にもとづき多角化企業と専門企業の年度別差異を分析する。第 4 節では内部資本市場がリーマンショック後の企業行動と成果に及ぼした影響を差分の差回帰分析を用いて分析する。そして、第 5 節では結論を述べる。

---

2 Martin and Syrak (2002, p.49) 参照。日本のデータでも、NEEDS 日経財務データセグメント情報データがよく用いられているが、土村ら (2010, p.45) は、日本標準産業分類コードの桁数とは不一致があることを指摘している。つまり、データを機械的にあてはめることはできず、グルーピングには分析者の判断が反映される。

## 2 分析データと代表値

### (1) 分析データ

本論文では上場日本製造業 553 社、2000 年 3 月期から 2010 年 3 月期までの 11 年度を分析対象とし、データの欠落のないバランス・パネルデータで分析する。553 社は、社数の多い業種順に、電機機器、機械、化学、輸送用機器、食品、金属、鉄鋼の 7 業種から構成され、11 年間通して一貫して複数事業セグメントからなる多角化企業 369 社と単一事業セグメントからなる専業企業 184 社から構成される。個別企業単位で、データ対象期間内に 2 つの事業セグメントグループ間移動を認めていないのは、前者を処置群、後者を対照群とみなしてグループ間差異を分析するためである。業種ごとの事業セグメント属性社数構成は表 1 のとおりである。社数と内訳にはばらつきはあるが、どの業種でも複数事業セグメント企業数の方が多い<sup>3</sup>。

表 1 業種別事業セグメント属性

業種	複数事業セグメント社数	単一事業セグメント社数	合計	複数事業セグメント企業構成比(%)
電機機器	92	57	149	61.7
機械	72	37	109	66.1
化学	91	16	107	85.0
輸送用機器	40	27	67	59.7
食品	33	21	54	61.1
金属	19	15	34	55.9
鉄鋼	22	11	33	66.7
対象全業種	369	184	553	66.7

本論文の目的は内部資本市場体制がリーマンショック後の対応にどのような影響を及ぼしたかを明ら

- 3 製造業は設備投資と資金調達や成果との対応が比較的とれていると考えられることから、代表的製造業を分析対象とした。次に、2010 年 3 月期決算の上場製造業者数は 1,208 社を数えるが、このうち 50 社以上ある 7 業種 920 社を選択した。製造業のカバー率は 76.2% である。これから (1) 対象期間内に継続し 3 月決算から変更がないこと、(2) 連結財務諸表を継続して提出していること、(3) ドラスティックな M&A がないこと、(4) 対象期間内に企業属性が複数事業セグメントと単一事業セグメント間の移動がないことの条件を課し、553 社にしばった。553 社の上場場所の内訳は、東証 1 部 373 社、東証 2 部 75 社、大証 1 部 5 社、大証 2 部 28 社、名証 1 部 3 社、名証 2 部 7 社、福証 2 社、ジャスダック 60 社 (重複上場企業は主要取引所にカウント) である。2000 年 3 月期から連結を主とする会計報告制度の変更があり、合わせて事業セグメント情報開示が始まったことから、分析対象期間の始期を 2000 年 3 月期とした。終期については、2011 年 3 月期の事業セグメント情報も入手可能ではあるが、2011 年 3 月期からマネジメントアプローチの開示基準に変更され、前年度までの減価償却費や資本的支出などの情報が一律に入手できなくなった (増田ら (2011, p.44))。このため、データ対象期間終期を 2010 年 3 月に定めている。

かにすることである。まず、目的変数として、企業行動変数に投資 ( $Inv_{it}$ ) と負債政策 ( $DebtPolicy_{it}$ ) と企業成果変数に  $ROA_{it}$  と株主資本時価総額上昇率 (以下、時価総額上昇率と略記する)  $SVR_{it}$  を用いる。企業は後述の運用調達恒等式(2)式の枠組みで重要な意思決定を行うが、なかでも実物面の投資とファイナンス面の資金運用・調達が最重要と考え 2 変数を選択した。企業成果評価指標には多くの先行研究が  $ROA$  を用いている。一方、マーケット評価指標は、時価総額上昇率の他にも累積特異リターン (CAR)、業種平均比超過リターンやベータ値などを用いているが、データ比較単位が日足や週足ではなく年度と長いこととデータ入手や加工が容易であることから時価総額上昇率を選択した。次に興味ある説明変数に内部資本市場変数を用いる。これら変数のうち、投資、 $ROA$ 、時価総額上昇率は簡単な加工で算出できるが<sup>4</sup>、他の諸変数は、553 社それぞれの有価証券報告書のうち、連結キャッシュ・フロー計算書と事業の種類別セグメント情報のデータを原データとし、事業セグメント別キャッシュ・フローを求める工程と内部資本市場変数を求める工程を経る。

事業の種類別セグメント情報で利用可能な原データは、売上高、営業利益、資産、減価償却費、資本的支出の金額であり、これらを出発点としてデータ加工を行う。ただし、支払利息、法人税等、増加運転資金のデータは連結財務諸表の数値を事業セグメントごとに、前 2 者は前期末資産で、後者は売上高で按分する。この手法は Billett and Mauer (2003) に準拠するが、法人税を実際納付 (還付) 済の金額にする点と増加運転資金を考慮する点で異なる<sup>5</sup>。

まず、(1)式で  $i$  企業  $t$  期  $k$  セグメントの事業キャッシュフローを算出する<sup>6</sup>。

$$CF_{it}^k = \text{営業利益}_{it}^k + \text{減価償却費}_{it}^k - \left( \text{支払利息}_{it}^k + \text{法人税等}_{it}^k \right) \frac{\text{資産}_{it}^k}{\sum_k \text{資産}_{it-1}^k} - \text{増加運転資金}_{it}^k \frac{\text{売上高}_{it}^k}{\sum_k \text{売上高}_{it}^k} - \text{資本的支出}_{it}^k \quad (1)$$

ここで、 $k$  セグメントで資金補填  $CF_{it}^k \leq 0$  のとき  $Subsidy_{it}^k (= -CF_{it}^k)$ 、資金吸上  $CF_{it}^k \geq 0$  のとき  $Transfer_{it}^k (= CF_{it}^k)$  と正またはゼロの数値に Tobit 変換する。これは Billett and Mauer (2003) に準拠した内部資本市場キャッシュフローを計算する準備のため、ある。

次に、企業単位の指標に移る。 $i$  企業  $t$  期で事業セグメントの  $CF_{it}^k$  を資金補填か吸上別に合計し、資金補填  $Subsidy_{it} (= -CF_{it} \leq 0)$ 、資金吸上  $Transfer_{it} (= CF_{it} \geq 0)$  で定義する。 $i$  企業  $t$  期の資金運用調達

4 投資 ( $Inv_{it}$ ) は複数事業セグメント企業の場合、事業セグメント情報の資本的支出額を、単一事業セグメント企業の場合、連結キャッシュフロー計算書の有形・無形固定資産の増加分を前期末資産で割って求めている。 $ROA = \text{営業利益} / \text{前期末資産}$ 、時価総額上昇率  $= \log(\text{時価総額}_t / \text{時価総額}_{t-1})$ 。なお、時価総額は対象期末時期の株価に発行済株数を乗じて求めている。

5 本論文では、配当額は本社財務部が決定するとの前提を置き、事業セグメント別に按分していない。また、前期と今期の事業セグメント構成が変わる場合、対応する事業セグメントを考察することは避け、代替的に今期末事業セグメント資産で基準化している。NEXT 有報革命<sup>®</sup> データベースから画一的にデータ処理を行う必要があったからである。

6 以下では簡単化のため、たとえば 2010.3 期のことを  $t = 2010$  と表す。それは 2009 年 4 月から 2010 年 3 月までの 2009 年度を表す。

の各変数の関係は(2)式の恒等式で表される。

$$\begin{aligned} &Subsidy_{it} + Payment_{it} + Dividends_{it} + SecInc_{it} + DepoInc_{it} \\ &= Transfer_{it} + Funding_{it} + Assetsales_{it} + DivEarned_{it} + SecDec_{it} + DepoDec_{it} + misc_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

(左辺運用：資金補填，有利子負債返済，配当，証券投資，預金積増，右辺調達：資金吸上，外部資金調達，固定資産売却，受取利子配当，証券投資引揚，預金取崩。両辺の変数は前期末資産で割って基準化しており，残差を除きすべて正またはゼロの値をとる。)

ここで企業行動変数として用いる負債政策を(2)式左辺  $Payment_{it}$  と右辺の  $Funding_{it}$  変数を用い， $DebtPolicy_{it}(= Payment_{it} - Funding_{it})$  で定義する。有利子負債返済  $Payment_{it}$  と外部資金調達  $Funding_{it}$  は相互背反で， $i$  企業  $t$  期でともに正の値をとることはない。ここで，負債政策  $DebtPolicy_{it}$  は(2)式恒等式のシステム内で  $Subsidy_{it}$  と  $Transfer_{it}$  と同時に決定される点で注意を要する。

内部資本市場変数を求める工程は以下のとおりである。Kuppuswamy and Villalonga (2010) が指摘するように，内部資本市場は量 (more money effect) と質 (smarter money effect) の面から評価すべきである。このうち，まず内部資本市場の量的評価を考察する。企業単位の資金過不足は， $\sum_k (Transfer_{it}^k - Subsidy_{it}^k)$  で表されるが，①単一事業セグメント企業，②すべての複数事業セグメントが資金補填あるいは資金吸上的一方しかない企業，③事業セグメント同士で資金補填と吸上が相殺され内部金融が行われている複数事業セグメント企業に分類される。これらのうち③のみ内部資本市場がワークしていると考え，その規模を(3)式で定義する。

$$ICMsize_{it} = \min \left( \sum_k Subsidy_{it}^k, \sum_k Transfer_{it}^k \right) / Assets_{it-1} \quad (3)$$

次に，内部資本市場の質的評価 (効率性) を考察するが，先行研究の評価指標は多様である。Lang and Stulz (1994) はセグメント数を用いている。また，Rajan and Zingales (2000) は專業ベンチマーク企業の ROA と比較することで多角化企業の効率性指標を定義している。ただ，指標化することに意義は認められるものの，ベンチマーク企業指標の取り方によって閾値が変動し，求める効率指標がぶれやすいという欠点がある。この点で，Billett and Mauer (2003) はキャッシュフロー額を用いることは評価できる。ただし，それにも限界があり，本論文では，Billett and Mauer (2003) に準拠するものの，頑健性の点から 3 つの基準で專業企業 ROA と多角化企業事業セグメント ROA を比較する。複数セグメント企業内 ROA，業界專業企業平均 ROA，ROA 符号 (黒字・赤字の分岐点ゼロが閾値) の 3 通りの ROA ベンチマークを用い，ベンチマークを上回る事業セグメントへの補填額を  $ES$  (セグメントからの吸上額は  $IT$ )，ベンチマークを下回る事業セグメントへの補填額を  $IS$  (セグメントからの吸上額は  $ET$ ) と定義する。こうして事業キャッシュフロー変数は ICM 質変数として  $ES$ ， $IS$ ， $ET$ ， $IT$  の 4 通りに分類される<sup>7</sup>。ただし，本論文では財務制約度は別途変数を設けるので，Billett and Mauer (2003) のように  $ES$  と  $IS$  をさらに財務制約度で 2 分類に分けることは行わない。

7 ただし，4 変数は前期末資産で基準化している。ここで，3 通りのベンチマークいずれでも， $ES_{it} + IS_{it} = Subsidy_{it}$ ， $ET_{it} + IT_{it} = Transfer_{it}$  の関係にあり，効率か非効率かの判定は，各基準で変数 1 文字目の  $E$  と  $I$  の割合で反映される。

表 2 内部資本市場質変数計算過程その 1 (単位 百万円)

	事業名	事業セグメント ROA (%)	Subsidy	Transfer
事業 1	重電システム	6.77		98,559
事業 2	産業メカトロニクス	3.55		53,964
事業 3	情報通信システム	3.99		39,514
事業 4	電子デバイス	-6.92	10,588	
事業 5	家庭電器	0.67		20,384
事業 6	その他	1.88		16,158

表 3 内部資本市場質変数計算過程その 2 (単位 百万円)

	企業内ROA基準 閾値 3.65%		業界ROA基準 閾値 1.97%		PL(黒字赤字)基準 閾値 0%	
事業 1	-98,559		-98,559		-98,559	
事業 2	53,964		-53,964		-53,964	
事業 3	-39,514		-39,514		-39,514	
事業 4	-10,588		-10,588		-10,588	
事業 5	20,384		20,384		-20,384	
事業 6	16,158		16,158		-16,158	
ES,ET(実額)	0	90,507	0	36,543	0	0
IS,IT(実額)	10,588	138,073	10,588	192,038	10,588	228,580
ES,ET(基準化)	0	0.02715	0	0.01096	0	0
IS,IT(基準化)	0.00318	0.04141	0.00318	0.05760	0.00318	0.06856
合計	0.00318	0.06856	0.00318	0.06856	0.00318	0.06856

表 2 と 表 3 は事業セグメント数が多く、ベンチマークによって差異の生じる三菱電機 (2010.3 期) の事例を用い、3 種類の内部資本市場質変数計算過程を示している。表 2 では、三菱電機 (2010.3 期) 6 事業セグメントの ROA と補填額 *Subsidy* あるいは吸上額 *Transfer* を表示している。キャッシュフローのうち補填は事業 4 電子デバイスだけで、残りの事業では吸上であり、事業セグメントの ROA は -6.92% から 6.77% の値をとっている。

これらのデータをもとに表 3 では、*Subsidy* あるいは *Transfer* が効率的か非効率的を評価する。まず、企業内 ROA 基準 3.65% を閾値に用いれば、事業 4 の *Subsidy* はこれより低い -6.92% であり、資金を投じることは非効率な補填とみなし、マイナス符号をつけ -10,588 百万円と表示している。*Transfer* では、閾値より低い (高い) ROA を示す事業が効率的 (非効率) なので、事業 2 (3.55%) と 5 (0.67%) と 6 (1.88%) が効率的、事業 1 (6.77%) と 3 (3.99%) が非効率であり、同様に非効率な吸上にマイナス符号をつけている。ところが、業界 ROA 基準閾値 1.97% をとれば、*Subsidy* では変化はないものの、*Transfer* で事業 2 のハードルが下がり、非効率吸上に変化する。さらに、黒字・赤字を閾値と定める PL 基準では、事業 5 と 6 も非効率に転じる。表 3 の下の部分は企業単位の *Subsidy*、*Transfer* ごと効率的・非効率的キャッシュフロー実額と前期末資産で割った基準化変数で表示している。基準化変数で見ると、*Subsidy* はいずれも  $IS = 0.00318$  であるが、*Transfer* ではそれぞれの基準によって、*ET* と *IT* の

内訳が異なっている。ただし、 $ET + IT = Transfer = 0.06856$ であることが確認でき、(3)式を用いれば、内部資本市場規模  $ICMsize = \min(0.00318, 0.06856) = 0.00318$ と算出される。

## (2) 分析データの代表値

表 4 と表 5 は第 2 節(1)の手順で求めた企業行動・成果変数と内部資本市場変数の代表値を事業セグメントグループ別に示している。\*\*は 5%、\*は 10% 有意水準で、グループ間平均値差異の t 検定結果を表している。

表 4 の企業行動・成果変数代表値によれば、事業セグメントグループ間平均値に差異があるのは投資  $Inv$ に限られており、一見多角化効果は顕在化していないように見える。しかし、平均値と中央値が乖離しており 2 標本に正規分布を想定できないこと、成果指標で複数事業セグメントグループの方がレンジは広いこと、標本データを検定したに過ぎないことから、本論文では第 3 節以降で両者の差異をさらに調べる。

表 5 の内部資本市場変数代表値に移る。まず、規模を表す  $ICMsize$  と企業内基準質変数は、単一セグメントをすべて 0 とみなすので、複数事業セグメント標本のみを掲げている。 $ICMsize$  は非負の値をとるが、ここでも平均値と中央値に差異があり中央値が 0 に近いことから、歪んだ分布状態を特徴とする。この傾向は  $ICM$  質変数にもみられ、3 つのどの基準でも  $IT$  でゼロ値が少なく平均値が高いという特徴がある。これは事業セグメントグループによらず平均的に投資機会を逃していることを示唆している。グループ間平均値差異はおおむね観察できるが、多角化企業グループが一貫して優位性を示しているとはいえない。このように表 4 と表 5 を通して、総じて複数事業セグメントグループの効果や優位性は直截に認めることはできない。そこで、3 節以降ではランダムサンプリングとコントロール変数を導入し分析を進める。

## 3 多角化企業と専門企業の差異分析

第 2 節(2)の標本分析データからは、事業セグメントグループ間平均値差異は一定の範囲内で認められたものの限界があった。ただし、これら標本はランダムサンプリングによるものではないこと、グループ間の標本数が異なること、年度ごとの時系列を加味していないことなどの問題点がある。そこで、第

表 4 分析データ代表値(企業行動・成果変数)

	事業セグメント	最小値	平均値	中央値	最大値	標準偏差	標本数
<i>Inv</i>	複数事業セグメント企業	0	0.0429**	0.0352	2.5366	0.0512	4,059
	単一事業セグメント企業	0	0.0473**	0.0358	0.5607	0.0404	2,024
<i>Debt Policy</i>	複数事業セグメント企業	-0.7280	0.0051	0.0062	0.3085	0.0548	4,059
	単一事業セグメント企業	-0.7681	0.0042	0.0022	0.2594	0.0466	2,024
<i>ROA</i>	複数事業セグメント企業	-0.3746	0.0445	0.0400	0.5838	0.0456	4,059
	単一事業セグメント企業	-0.1805	0.0502	0.0449	0.2945	0.0518	2,024
<i>SVR</i>	複数事業セグメント企業	-6.9412	0.0097	-0.0002	6.4334	0.4600	4,059
	単一事業セグメント企業	-1.6503	0.0101	-0.0037	1.9767	0.4473	2,024

\*\*は 5%、\*は 10% 有意水準 t 検定で有意であることを示す

表 5 分析データ代表値(内部資本市場変数)

	事業セグメント	最小値	平均値	中央値	最大値	標準偏差	0値標本数	標本数
<i>ICMsize</i>	複数事業セグメント企業	0	0.0044 **	0.0004	0.1330	0.0085	1,895	4,059
<i>ES</i> (企業内基準)	複数事業セグメント企業	0	0.0054 **	0.0000	5.5760	0.0894	3,201	4,059
<i>IS</i> (企業内基準)	複数事業セグメント企業	0	0.0103 **	0.0009	2.4847	0.0510	1,796	4,059
<i>ET</i> (企業内基準)	複数事業セグメント企業	0	0.0123 **	0.0033	0.6546	0.0250	1,453	4,059
<i>IT</i> (企業内基準)	複数事業セグメント企業	0	0.0354 **	0.0244	6.4135	0.1194	470	4,059
<i>ES</i> (業界平均基準)	複数事業セグメント企業	0	0.0060 *	0.0000	6.1378	0.0984	3,097	4,059
	単一事業セグメント企業	0	0.0020 *	0.0000	0.2747	0.0122	1,900	2,024
<i>IS</i> (業界平均基準)	複数事業セグメント企業	0	0.0097 **	0.0000	2.4847	0.0476	2,047	4,059
	単一事業セグメント企業	0	0.0053 **	0.0000	0.4462	0.0244	1,728	2,024
<i>ET</i> (業界平均基準)	複数事業セグメント企業	0	0.0021 **	0.0000	0.3304	0.0110	2,095	4,059
	単一事業セグメント企業	0	0.0031 **	0.0000	0.1809	0.0141	1,236	2,024
<i>IT</i> (業界平均基準)	複数事業セグメント企業	0	0.0392 **	0.0261	6.6598	0.1252	803	4,059
	単一事業セグメント企業	0	0.0319 **	0.0000	1.0055	0.0557	1,208	2,024
<i>ES</i> (PL基準)	複数事業セグメント企業	0	0.0115 **	0.0000	6.8402	0.1171	2,220	4,059
	単一事業セグメント企業	0	0.0052 **	0.0000	0.2747	0.0191	1,701	2,024
<i>IS</i> (PL基準)	複数事業セグメント企業	0	0.0043 **	0.0000	0.7801	0.0185	2,908	4,059
	単一事業セグメント企業	0	0.0021 **	0.0000	0.4462	0.0169	1,927	2,024
<i>ET</i> (PL基準)	複数事業セグメント企業	0	0.0021 **	0.0000	0.3304	0.0110	3,427	4,059
	単一事業セグメント企業	0	0.0031 **	0.0000	0.1809	0.0141	1,880	2,024
<i>IT</i> (PL基準)	複数事業セグメント企業	0	0.0456	0.0339	6.6598	0.1257	447	4,059
	単一事業セグメント企業	0	0.0487	0.0382	1.0055	0.0584	564	2,024

\*\* は 5%, \* は 10% 有意水準 t 検定で有意であることを示す

3 節では企業行動・成果変数を対象に、ブートストラッピング法を用いて年度別に差異を観察する。一方、内部資本市場変数はこれら企業行動・成果変数に影響を及ぼすものと考え、第 4 節では因果関係を考察するが、コントロール変数を同定し、時代背景を加味した上で差分の差回帰分析を行う。

第 2 節の考察では、553 社の与えられた標本のうち、複数事業セグメントグループに属する企業を処置群、単一事業セグメントグループに属する企業を対照群に分類した。しかし、多角化形態をとることが企業行動・成果に及ぼす効果をバイアスなしに推定するためには、個社がもし違うグループに属していたらという反事実的 (counterfactual) 仮定を考慮に入れなければならない (選択バイアス (selection bias))。すなわち、標本企業はいずれかのグループを self-select してグループ所属が決まったものと考えられる。この選択バイアスを避けるためには、ランダムサンプリングによるコントロール変数 (共変量) を同定して回帰分析を行うなどの手段によらなければならない。そこで、第 3 節ではランダムサンプリングのひとつの方法としてブートストラッピング法を用い、年度ごと企業行動・成果変数のグループ間差異を推定し、第 4 節での差分の差回帰分析で検証する。他のランダムサンプリング方法として、モンテカルロ・シミュレーション法も考えられるが、どの変数も理論分布を想定しにくいことから、標本データを活用するブートストラッピング法を選択した。

以下の分析では目的変数として、表 4 で掲げた企業行動・成果変数 (投資 *Inv*, 負債政策 *DebtPolicy*,

ROA, 時価総額上昇率 *SVR*) を対象にするが<sup>8</sup>, 目的変数を  $y$  として一律に分析手順を説明する。 $i$  企業は  $t$  期に複数事業セグメントを選択した場合に  $y_{1it}$ , 単一事業セグメントを選択した場合に  $y_{0it}$  を取りうると仮定すれば,  $t$  期の多角化企業による効果は(4)式

$$E(y_{1it} - y_{0it}) \quad (4)$$

で与えられる。ところが, 実際の観測値は  $y_{it} = Y_{1it}$  または  $Y_{0it}$  のいずれかであり,  $y_{it} = Y_{1it}$  である場合の  $y_{0it}$  や  $y_{it} = Y_{0it}$  である場合の  $y_{1it}$  などの反事実的欠測値は観測されない。しかし, ランダムサンプリングの前提をおけば, 「無作為割当てならば…欠測値の存在を無視して, 観測された各群の平均値の差 ((5)式) を用いることで因果関係をバイアスなく (不偏) 推定することができる (星野 (2009, p.38))<sup>8</sup>。」

$$ICMeffect_t = \frac{1}{N_1} \sum_{i:Z_i=1} Y_{it} - \frac{1}{N_0} \sum_{i:Z_i=0} Y_{it} \quad (N = N_1 + N_0) \quad (5)$$

すなわち, (5)式にブートストラッピング法を適用する場合,  $t$  期の 553 個の標本から重複を許して,  $N$  個のランダムサンプリングを行うが, 複数事業セグメント標本データを  $N_1$  個, 単一事業セグメント標本データを  $N_0$  個抽出することになる。そして, このサンプリングを  $b=1$  から  $B$  回まで繰り返せば (イタレーション),  $B$  個の異なる標本  $ICMeffect_{bt}$  が得られ, その標本分布と平均(6)式が得られる。第 2 節 (2)では 2 グループ標本平均値の差異を検討したが, ここでは差異の平均を標本として分析を行う。

$$\sum_b ICMeffect_t / B \quad (6)$$

時系列データの場合, ブートストラッピング法では定常性の確認やブロックサンプリングの適用可否など, 議論するポイントが多いが (Chernick (2008)), 本論文では年度を固定してクロスセクションデータで考察するため, **R** の base パッケージにある **sample** 関数で, 特段分布を設定せず最もシンプルな方法を用いて算出した。次に, サンプリング標本数  $N$  個とイタレーション回数  $B$  回を試行錯誤にもとづき定める必要がある。サンプリング数は標本数にもよるが, マーケットデータを研究対象にした Mukherji (2008) では, 960 の標本に対し 1,000 回行っている。しかし, 本論文のデータは処置群標本数 369 に対し, 対照群標本数 184 と偏りがあり, 偏りを是正する意図から重複を含める抽出の機会を多くするため, 標本数の約 10 倍の  $N = 5,000$  個と定めた。イタレーション回数は分布を観察する意図から, 元の標本とほぼ同じ規模の  $B = 500$  回とした<sup>9</sup>。

8 本論文の文意に合うよう引用文献の式表現を変更している。

9 サンプリング数と原標本数との関係には議論があり, 前者 > 後者の場合はブートストラッピング標本が分散減少方向に, 後者 < 前者の場合は増加傾向に働くことが指摘されている (Chernick and LaBuddel (2011, p.140))。本論文では,  $N = 5,000$  個と  $B = 500$  回は表 4 と 5 の範囲や差異が正になる確率データを参照に,  $N = 500$  から 10,000 個,  $B = 500$  から 1,000 回の組み合わせで試行錯誤を経て決定したが, 結果として  $N$  を大きくすると分散減少がみられた。特定のランダムシードで年度ごと 4 つの目的変数を対象に  $B$  個の  $ICMeffect$  標本と代表値を算出するプログラムを作成した。**R ver.2.14.1**, **Windows 7, 64bit** で, 1 回の処理時間は約 10 時間かかり, 5 種のランダムシードを試みた。ランダムシート間の差異はそれぞれの目的変数で小数点 3 位以下である。

表 6 企業行動変数の年度別差異

年 度 (期)	ブートストラップ 推定差異平均		標本平均 値差異		推定差異平均 下限(2.5%)		推定差異平均 上限(97.5%)		正の差異が ある確率	
	<i>Inv</i>	<i>Debt Policy</i>	<i>Inv</i>	<i>Debt Policy</i>	<i>Inv</i>	<i>Debt Policy</i>	<i>Inv</i>	<i>Debt Policy</i>	<i>Inv</i>	<i>Debt Policy</i>
2000.3	-0.0066	0.0001	-0.0066**	0.0003	-0.0090	-0.0041	-0.0043	0.0047	0.000	0.528
2001.3	-0.0085	0.0005	-0.0085**	0.0005	-0.0107	-0.0022	-0.0064	0.0030	0.000	0.644
2002.3	-0.0083	0.0062	-0.0083**	0.0062	-0.0104	0.0036	-0.0062	0.0092	0.000	1.000
2003.3	-0.0053	0.0035	-0.0053*	0.0035	-0.0072	0.0011	-0.0034	0.0058	0.000	1.000
2004.3	-0.0067	0.0062	-0.0067**	0.0063	-0.0086	0.0035	-0.0047	0.0088	0.000	1.000
2005.3	-0.0040	0.0008	-0.0040	0.0009	-0.0062	-0.0016	-0.0020	0.0030	0.000	0.742
2006.3	-0.0041	0.0012	-0.0041	0.0012	-0.0065	-0.0018	-0.0019	0.0041	0.000	0.810
2007.3	-0.0008	0.0035	-0.0006	0.0036	-0.0063	0.0006	0.0046	0.0065	0.382	0.986
2008.3	-0.0040	-0.0020	-0.0040	-0.0020	-0.0063	-0.0042	-0.0020	0.0002	0.000	0.034
2009.3	-0.0012	-0.0039	-0.0011	-0.0038	-0.0034	-0.0066	0.0006	-0.0009	0.154	0.002
2010.3	0.0015	-0.0062	0.0015	-0.0062	-0.0002	-0.0087	0.0029	-0.0038	0.974	0.000

\*\* は 5%, \* は 10%有意水準 t 検定で有意であることを示す

表 7 企業成果変数の年度別差異

年 度 (期)	ブートストラップ 推定差異平均		標本平均 値差異		推定差異平均 下限(2.5%)		推定差異平均 上限(97.5%)		正の差異が ある確率	
	<i>ROA</i>	<i>SVR</i>	<i>ROA</i>	<i>SVR</i>	<i>ROA</i>	<i>SVR</i>	<i>ROA</i>	<i>SVR</i>	<i>ROA</i>	<i>SVR</i>
2000.3	-0.0102	-0.0639	-0.0101**	-0.0642	-0.0131	-0.0940	-0.0075	-0.0740	0.000	0.000
2001.3	-0.0111	0.0411	-0.0110**	0.0409	-0.0141	0.0217	-0.0083	0.0593	0.000	1.000
2002.3	0.0024	0.0181	0.0025**	0.0181	-0.0003	0.0029	0.0048	0.0328	0.964	0.990
2003.3	-0.0071	-0.0323	-0.0070**	-0.0316	-0.0099	-0.0513	-0.0047	-0.0126	0.000	0.000
2004.3	-0.0136	-0.0372	-0.0135**	-0.0375	-0.0162	-0.0579	-0.0112	-0.0174	0.000	0.000
2005.3	-0.0110	-0.0287	-0.0109**	-0.0278	-0.0141	-0.0469	-0.0083	-0.0130	0.000	0.000
2006.3	-0.0083	0.0561	-0.0082**	0.0567	-0.0114	0.0334	-0.0057	0.0776	0.000	1.000
2007.3	-0.0091	-0.0007	-0.0090*	-0.0009	-0.0117	-0.0197	-0.0062	0.0205	0.000	0.462
2008.3	-0.0052	0.0161	-0.0052**	0.0160	-0.0080	0.0002	-0.0028	0.0337	0.000	0.968
2009.3	0.0060	0.0201	0.0061	0.0200	0.0029	-0.0021	0.0089	0.0384	1.000	0.960
2010.3	0.0032	0.0070	0.0033	0.0070	0.0003	-0.0117	0.0060	0.0246	0.972	0.768

\*\* は 5%, \* は 10%有意水準 t 検定で有意であることを示す

表 6 は企業行動変数、表 7 は企業成果変数を対象として、目的変数の差異平均情報を年度ごとに示している。ランダムシード 16 番のブートストラッピング法による推定差異平均、単純標本平均値差異、ブートストラッピング差異平均標本  $B = 500$  回のうち下から 2.5% (= 13 番目) と 97.5% (= 488 番目) の数値、そして正の差異がある確率を示している<sup>10</sup>。

表 6 では、ブートストラッピング法による各年度推定差異平均と第 2 節で観察した標本平均値差異の値は、企業行動変数の投資 *Inv* と負債政策 *DebtPolicy* との違いは高々小数点 4 位である。一方、標本

平均値差異で有意差  $t$  検定を各年度行ったところ、投資  $Inv$  は 2000.3 期から 2004.3 期までの間限定的に有意であるにすぎず、負債政策  $DebtPolicy$  でも対象期間通じて有意な差異はない結果になっている。しかし、ブートストラッピング法による貢献点は推定差異平均のレンジと正の差異がある確率欄にある。別途調べたところ、いずれの変数もデータ標本でもブートストラッピング標本でも各年度正規分布の前提をおくことはできず、 $t$  検定では正確な検定はできない。このため表 6 では、ノンパラメトリック手法を用いブートストラッピング標本を順番に並べ、2.5% の下限と 97.5% の上限を設定しレンジを設けた。このレンジと差異がないという 0 点の位置から有意な差異があるかを判定する。たとえば、2007.3 期の  $Inv$  の下限は  $-0.0063$  で上限は  $0.0046$  と符号が変わっており、差異がないという 0 点をレンジ内に含んでいる。そのため、直観的に 500 回のイタレーションのうち差異がない場合がありそうと判断できる。加えて、推定差異平均絶対値も  $0.0008$  とほかの年度より著しく小さく、正の差異がある確率も  $0.382$  と中途半端な数値を示している。これらブートストラッピング標本代表値の考察から、この場合は有意差はないと判定できる。この手法を用いれば、有意な差異がある年度は平均値差異  $t$  検定の場合より多く散見でき、 $Inv$  では、2000.3 期から 2006.3 期までマイナスの差異が続き、リーマンショック後の 2009.3 期からプラスに転じ、2010.3 期プラスの差異は確定したと観察できる。一方、 $DebtPolicy$  では、2002.3 期から 2007.3 期までプラスの差異が続き、2008.3 期から一変しマイナスの差異に転じている。大まかに解釈すれば、リーマンショック以前に多角化企業は平均的に専業企業に比べ投資を控えめにし、有利子負債の返済に努めていたが、リーマンショック以降は資金調達を増加させても必要な投資に努めたことを示唆している。

同様の考察を表 7 の企業成果変数  $ROA$  と  $SVR$  で行えば、有意な差異のある年度は多く、2001.3 期や 2002.3 期などに例外はあるものの、リーマンショック以前、多角化企業の企業成果は平均的に専業企業より相対的に劣位にあったが、2009.3 期のリーマンショック以降優位に立ったことを示唆している。

このように、企業行動変数も成果変数でも、対象期間 11 年度を通じて多角化企業と専業企業いずれが一貫して優位にあるとはいえず、リーマンショックイベントを境にして一変したといえる。一方、リーマンショック以前の年度でも、単に年度間の相違を想定するだけでなく、企業はどのような経営環境にあり、戦略を実行してきたかの時代背景も考慮すべきと考える。Hovakimian (2011) は年度ごと好況・不況のダミー変数を設けて経営環境を表しているが、機械的な導入で時代の意味付けを十分検討していない点に限界がある。これに対し、高見 (2012) は化学業界に限定しているが、IT バブル崩壊後の景気停滞 (事業再編) 局面 (第 1 期: 2000.3 期 ~ 2003.3 期)、輸出・設備投資主導のゆるやかな景気回復局面 (第 2 期: 2004.3 期 ~ 2008.3 期)、そしてリーマンショック以降の金融危機 (第 3 期: 2009.3 ~ 2010.3 期) の 3 期に分けている。この区分をほかの 6 業種に適用するには、たとえば内需型の食品産業に第 2 期区分の適切性の吟味が必要ではあるが、内閣府発表の景気の谷 (2002 年 11 月) が第 1 期の終期、景気の山 (2008 年 2 月) が第 2 期の終期に該当することから、ある程度妥当な時代区分と考える。そして、日本企業は第 1 期に事業再編に努めスリム化を図り、第 2 期には新興国需要に応え成長

10 年度ごとのブートストラッピング標本は正規分布からかけ離れたものが多く (Jarque Bella,  $p$  値 = 0), 汪・桜井 (2010, p.35) が示すように順位統計量で上限・下限を求めた。正の差異のある確率 = 正值をとる個数 / 500 で求めている。

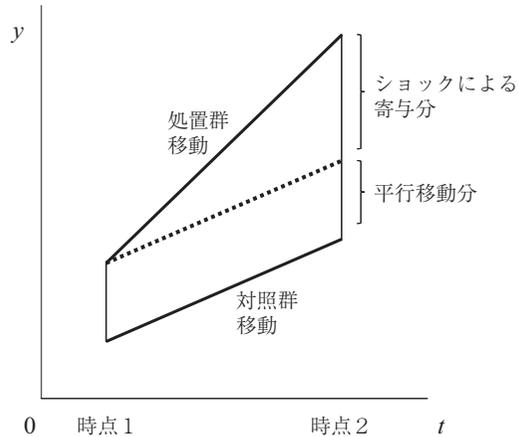


図 1 差分の差回帰説明図

を続けたものの、第 3 期には大幅な需要減退に見舞われたと一般的に理解されている。この文脈から、第 1 期の事業再編期に内部資本市場を量的・質的に改善できた多角化企業は、第 3 期のリーマンショックの抵抗力がついていたとの仮説を提示する。また、第 2 期の回復局面ではエージェンシーコスト要因が増加するなか、事業キャッシュフロー効率性の統制が緩和し、内部資本市場の貢献度が減少したと推量すれば、第 3 期のリーマンショック抵抗力は直近の第 2 期よりも、むしろ第 1 期に構築された内部資本市場体制に依存すると考えられる。第 4 節ではこれら仮説を差分の差回帰分析で検証する。

#### 4 内部資本市場が企業行動・成果に与える影響

第 3 節ではノンパラメトリック手法にもとづき、企業行動・成果変数の差異をある程度認めることができた。なかでも、どの変数ともリーマンショックを分岐点に差異の符号が変わる点が注目される。ただし、第 3 節の分析は因果関係の識別までは及んでいない。そこで、第 4 節では多角化企業における内部資本市場の効果がリーマンショック後の企業行動・成果変数にいかなる影響を与えていたかを分析する。

分析手法には差分の差 (differences-in-differences) 回帰分析を用いる。表 6 と表 7 の差異の時系列変化は認められるが、リーマンショック期に断絶があり、ARIMA モデルのようなパラメトリック手法は適用しにくい。そこで、本論文では Kuppuswamy and Villalonga (2010, p.2) が指摘する通りリーマンショックを外生的ショックとみなし、リーマンショック以前と以後の 2 時点、多角化企業と専業企業の目的変数がどのように変化し、興味ある説明変数がいかに影響を与えているかを表す差分の差回帰分析を行う。

差分の差回帰分析は法律や制度が外生的に変化した際、2 グループ間差異の時間的差異要因の実証研究で用いられている。つまり、もし外生的変化がなかったら両者の差異は 2 時点間で変わらないという反事実的仮定をおいた分析である。図 1 で時点 1 の平常時で処置群と対照群との差異があるとすると、もしショックがなかったとしたら、その差異は時点 2 でも一定で、それぞれの  $y$  値は異なるものの、差異幅は平行に移動する。ところが、現実にはショックによって、図 1 の場合差異が開いたので、ショッ

クによる寄与分は処置群が恩恵を受けた部分ととらえることができる。

差分の差分分析には多くの応用研究がある。Angrist and Pischke (2009, pp.227-241) は労働経済学の事例をいくつか紹介しているが、米国の州単位で最低賃金を上げたとき、ファストフード従業員の賃金に 2 州間の差異が広がるかを考察している。高山・中谷 (2011) は農業経済学の分野で、直払い制度を申請した農家が耕作放棄地放棄率に与える影響を調べている。ファイナンス・金融の分野では、Garvey and Hanka (1999) は米国州単位で反テークオーバー法制度が整備されている州での負債調達に及ぼす影響を、樋口ら (2001) は税制変化の影響を受けるグループが労働力率に与える影響を考察している。

この手法を本論文の研究対象に当てはめることを検討する。リーマンショックは法律や制度の変更ではないが、ビジネスとファイナンス環境は大きく変化した外生的ショックである。また第 3 節の考察から、リーマンショック以前には多角化企業グループと専門企業グループでどの目的変数にも差異が認められている。これらより差分の差回帰分析は適用可能といえる。以下の(7)式では目的変数を  $y$  と一般化して差分の差回帰式を示している。

$$y_{ist} = \alpha + \lambda \text{Lehman}_t + \gamma \text{seg}_s + \delta (\text{Lehman}_t \times \text{seg}_s) + \sum \beta X'_{ist} + \sum \zeta Z'_{ist} + \varepsilon_{ist} \quad (7)$$

(7)式左辺は目的変数、右辺は 1 項目から、定数項、Lehman 項、セグメント項、DD 項(クロス項)、興味ある変数項、コントロール変数(共変量)項、残差を表す。第 2 項の Lehman 項は年度がリーマンショック以降の時期(第 3 期)に属せば 1、それ以外なら 0 をとるダミー変数であり、添え字  $t$  は年度を表す。第 3 項のセグメント項は個社が多角化企業グループに属せば 1、専門企業グループに属せば 0 をとるダミー変数であり、添え字  $s$  は企業グループ属性を表している。第 4 項の DD 項では、差分の差回帰は 2 年度間の比較を対象とするので、リーマンショック以前の年度(第 1 期または第 2 期)と以後の年度(第 3 期)を複数組み合わせ、それぞれ分析する。すなわち、第 3 期として、リーマンショック 2008 年 9 月を年度に含む 2009.3 期を基点として、比較年度は第 1 期と第 2 期の終期と頑健性の観点からその前後の年度を含み、2003×2009、2004×2009、2007×2009、2008×2009 の 4 通りと、1 年経過した 2010.3 期を基点として、2003×2010、2004×2010、2007×2010、2008×2010 の 4 通りの合計 8 通りの分析を行う<sup>11</sup>。セグメント項は 2 グループ差異が年度間平行に移動するとの反事実想定をおく項であるのに対し、第 4 項の DD 項が差分の差を表す。すなわち、多角化企業の場合のみダミー変数が 0 でないので、反事実的差分に上乘せされる効果を表している。第 5 項の興味ある変数項は、第 2 節で用意した ICMsize あるいは ICM 質を適用するが、これら内部資本市場の量的あるいは質的效果を検証することが本論文の目的である。第 6 項のコントロール変数項は、選択バイアスを避けるために欠かせない。コントロール変数の識別が適切なら、第 4 項の DD 項係数推定値はランダムサンプリングによる(5)式の ICMeffect と理論的に一致する(Angrist and Pischke (2009, p.54))。しかし、現実にはコ

11 2004.3 期は厳密には景気回復期の第 2 期の始期に該当するが、第 1 期の終期 2003.3 期の代替時期を 2002.3 期と定めた場合、平均値を求める際 3 年と少なくなることから 2004.3 期を第 1 期の終期とみなした。

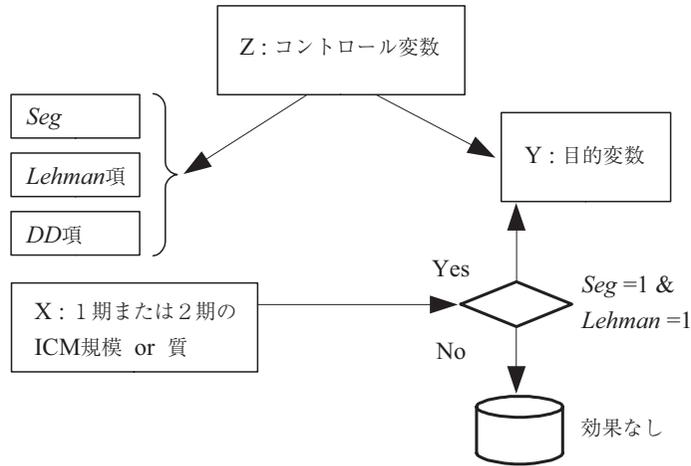


図2 因果関係モデル説明図

ントロール変数を完璧に識別することは不可能で、種々の議論はあるが<sup>3</sup>、定石通り先行研究で用いられているコントロール変数を検討する(星野(2009, p.126))。

図2は以上の変数相互の関係を示している。(7)式第2項から4項に該当する図2の左上の3変数が差分の差回帰に該当する。ただし、個社のセグメントの選択は第6項コントロール変数Zの影響を受ける。本論文の関心は第5項の内部資本市場の効果である。それを示す左下の変数は、1期または2期の内部資本市場体制が多角化企業であり、かつリーマンショック後にのみ影響を及ぼすとの考えにもとづき、条件分岐で示している。ここで、過去の内部資本市場体制をとらえる計量として、*ICMsize*と*ICM*質ともに比較年度までの期の平均値を用いている。つまり、多角化企業のみがリーマンショック時点で、過去の内部資本市場体制の恩恵を受けたと考え、(7)式第5項はクロス項( $Lehman_i \times seg_i \times [ICMsize$  または  $ICM$  質平均値 $_{it}]$ )を適用する。ここでの平均値とは、比較対象年が2003年の場合2000年から2003年、2004年の場合2000年から2004年、2007年の場合2004年から2007年、2008年の場合2004年から2008年の平均値で求めている。

以下8通りの2年度標本のすべてにわたり、まずOLS回帰で得られた残差を説明変数で回帰し、係数が有意でないことを確認した(内生性の検定Wooldridge(2006, p.186))。いずれも内生性を示す結果は出現されなかった。次に、OLS残差の2乗を説明変数で回帰し、Breusch-Pagan-Godfrey不均一分散検定を行った。そこで棄却されなかった組合せでは、cross sectionで重みをつけるWLS回帰で補正した。Invを除く分析ではWLS回帰を適用したものが多。WLS回帰補正の効果では、平均平方誤差=分散+(バイアス)<sup>2</sup>の関係が成り立つことから、一般的に回帰係数の分散は低下するがバイアスは増加すると考えられる。そのため、有意性の判定は寛大になる傾向がある。

### (1) 企業行動変数

第1期または第2期の内部資本市場の規模は以後の資金繰りに影響し、リーマンショック以後の投資行動や負債政策行動に影響を及ぼすと想定できる。これに対し、内部資本市場の質も時間においてキャッシュフロー創出に影響し、将来の企業行動に影響を及ぼすことも考えられるものの、因果関係

表 8 企業行動変数の差分の差回帰結果

	2003 ×2009	2004 ×2009	2007 ×2009	2008 ×2009	2003 ×2010	2004 ×2010	2007 ×2010	2008 ×2010
<i>Inv</i>								
<i>Lehman</i> 項	0.0099**	0.0091	0.0018	0.0055	-0.0022**	-0.0031**	0.0016*	-0.0017**
セグメント項	-0.0095**	-0.0072**	-0.0063	-0.0082**	-0.0001**	-0.0017**	0.0015	0.0003**
DD項	0.0020	0.0011	-0.0023	-0.0013	0.0051**	0.0065**	0.0032	0.0033
#16平均DD	0.0041	0.0055	-0.0004	0.0029	0.0068	0.0082	0.0022	0.0055
<i>ICM</i> 規模項	-0.7984	-0.2529	0.6930	0.7760**	-0.2032	0.2760	0.1947	0.3625
<i>Debt Policy</i>								
<i>Lehman</i> 項	0.0042**	0.0044**	0.0135**	0.0085**	-0.0216**	-0.0217**	-0.0097**	-0.0168**
セグメント項	-0.0019**	0.0025**	-0.0013	-0.0037**	0.0026**	0.0031**	0.0041**	-0.0024**
DD項	-0.0087**	-0.0091**	-0.0106**	-0.0057**	-0.0155**	-0.0139**	-0.0072*	0.0014
#16平均DD	-0.0074	-0.0100	-0.0074	-0.0018	-0.0097	-0.0124	-0.0097	-0.0042
<i>ICM</i> 規模項	-0.1657	-0.8069**	0.2614**	0.0436	1.1073**	1.0675**	-0.3538**	-0.4103**

\*\* は 5%, \* は 10% 有意水準 t 検定で有意であることを示す

は迂遠で不確かである。そこで、投資行動や負債政策に関しては、興味ある変数 *ICMsize* のみを検討する。ただし、投資 *Inv* においては計算過程(1)式で資本的支出を含み内生性の問題に注意を要するが、異時点間の平均した量であり問題なしと判断した。コントロール変数については、財務制約度を強調する Fazzari et al. (1988) や Kaplan and Zingale (1997) をはじめ多くの先行研究が *q*, 財務制約度, エージェンシーコストとキャッシュフローを上げている。このうちキャッシュフローについては Rauh (2006) により同時性バイアスが指摘されているので、本論文では避け、データ入手性や有意性などを検討し、前期末 *q*, 配当性向 (配当 / キャッシュフロー)<sup>12</sup>,  $\log$  (売上高), 外国人持株比率を用いた。加えて、次の負債政策 *DebtPolicy* でも同様に 7 - 1 = 6 個の業種ダミー変数を設けた。

負債政策 *DebtPolicy* のコントロール変数については、Acharya et al. (2007) が主張するように、企業は将来の資金需要のために *Debt Capacity* を残しておきたいと考えられる。そのため、有利子負債額が大きければ返済方向に向かうと考えられ、加えて資金調達の高難易を表す財務制約度もコントロール変数として組み入れた。本論文では前期末有利子負債 / 総資産と配当性向を用いた。表 8 は目的変数投資 *Inv* と負債政策 *DebtPolicy* で、それぞれ 8 通りの差分の差回帰結果のうち、(7)式の第 2 項から第 5 項までの推定回帰係数と p 値判定結果を示している。

まず *Inv* における *Lehman* 項では、有意な 2003×2009, 2003/4/8×2010 の 4 組は、*Lehman*=1:2009

12 Fazzari et al. (1988) 以来、財務制約度の代理変数として配当性向が用いられてきたが、会計上の配当性向 (配当 / 当期純利益) を用いている研究が多く、定義についてはあまり議論されていない。しかし、当期純利益は会計上の判断が含まれ、キャッシュフローの方がより企業の実力 (稼得力) を示すと考えられること、分子と分母ともキャッシュベース数値に統一した方が整合性がとれることなどの理由から、本論文では配当 / キャッシュフローで配当性向を定義し計算している。

プラス符号から *Lehman=1:2010* マイナス符号に転じており、リーマンショックによる投資抑制は時間をおいて出現したことを示唆している。セグメント項は有意なマイナス符号を示すものが多く、平常時では多角化企業は専業企業より投資抑制的であったことを示している。DD 項(クロス項)が本論文の焦点である差分の差推定値を表すが、次の #16 平均 DD と比較してその回帰の精度を判断できる。この #16 平均 DD とはブートストラッピング法で得られたランダムシード 16 番の推定差異平均の年度間差異のことである(たとえば、*Inv 2003×2009* の場合は  $-0.0012 - (-0.0053) = 0.0041$  と計算)。DD 項が有意である場合、第 3 節で行ったランダムサンプリングによる方法と近い数値をとる(事例の場合は 0.0020 と 0.0041 で 10% 有意)。コントロール変数の識別が適切なら両者の数値は近くなるはずであるが、*Inv* の場合は有意な 2003/4×2010 の 2 組で、平常時の投資抑制の蓄積がショック時に専業企業に比べ必要な投資レベルを保てたことを示唆している。

一方、負債政策 *DebtPolicy* でも、*Lehman* 項では、*Lehman=1:2009* プラス符号から *Lehman=1:2010* マイナス符号に転じている。ここでもリーマンショックの有利子負債返済抑制が時間をおいて現れたことを示している。セグメント項の符号は不安定で厳密性には欠くが、有意な DD 項はすべてマイナス符号であり、多角化企業は専業企業より緊急時の資金調達能力をもつと解釈できる。最後に、*ICM* 規模変数で有意なものは、2003/4 との比較において、*Lehman* 項と符号が逆向きになっているが、2007/8 との比較では同符号である。これは多くの企業はリーマンショック直後の 2009.3 期には有利子負債返済を進めていたが、多角化企業で内部資本市場規模の恩恵を受けた企業は反対の資金調達方向に進み、2010.3 期には返済方向の行動を行ったことを示唆している。加えて第 1 期の係数感応度は 1 を超えて高い。このことは、第 3 節の最後で掲げた仮説「リーマンショック抵抗力は直近の第 2 期よりも、むしろ第 1 期の内部資本市場体制に依存する」のひとつの根拠になると考えられる。

## (2) 企業成果変数

企業行動は企業成果に影響を及ぼすと考えるのが自然である。ただし、第 4 節(2)で目的変数と扱った企業行動変数(投資または負債政策)をここでコントロール変数として用いるかについては検討を要する。投資または負債政策は時間をおいて効果が現れると考えられること、一般的に因果関係はそれら変数を経由する間接効果ではなく、総合効果で考えるべきであることから(星野(2009, p.8))、コントロールから除外する。*ROA* 回帰のコントロール変数は、前期末有利子負債/総資産、 $\log$ (売上高)、外国人持株比率と業種ダミー変数を、*SVR* 回帰では、配当性向、外国人持株比率と 7 種の産業別 *TOPIX* 上昇率( $\log(TOPIX_t / TOPIX_{t-1})$ )を用いている<sup>13</sup>。内部資本市場規模を興味ある変数とした回帰分析結果は表 9 で示している。加えて、企業成果変数回帰分析では内部資本市場規模とともに質の影響も検討す

13 *ROA* 回帰のコントロール変数として、先行研究で散見されるものは、レバレッジ、企業規模、ガバナンス、業種であり、本論文ではデータ入手性と有意性の観点からそれらの代理変数を選択した。*SVR* 回帰では企業が所属する業種の産業別 *TOPIX* 上昇率が最も影響力が大きい。しかし、この他に個別企業の時価総額上昇要因として、配当アナウンスメントとガバナンスを考慮に入れ、代理変数としてそれぞれ配当性向と外国人持株比率を含めた。

表 9 企業成果変数の差分の差回帰結果

	2003 ×2009	2004 ×2009	2007 ×2009	2008 ×2009	2003 ×2010	2004 ×2010	2007 ×2010	2008 ×2010
<i>ROA</i>								
<i>Lehman</i> 項	-0.0303**	-0.0432**	-0.0483**	-0.0458**	-0.0215**	-0.0316**	-0.0451**	-0.0397**
セグメント項	-0.0089**	-0.0140**	-0.0108**	-0.0101**	-0.0110**	-0.0156**	-0.0141**	-0.0122**
DD項	0.0118**	0.0169**	0.0156**	0.0161**	0.0071**	0.0111**	0.0145**	0.0109**
#16平均DD	0.0131	0.0196	0.0151	0.0112	0.0103	0.0168	0.0123	0.0084
<i>ICM</i> 規模項	0.6429**	0.4092*	-0.3735**	-0.3268	0.5358**	0.3740**	0.1250	0.1437
<i>SVR</i>								
<i>Lehman</i> 項	-0.1988**	-0.3532**	-0.0076	0.0296**	-0.0210	-0.2225**	0.2237**	0.3076**
セグメント項	-0.0524**	-0.0526**	0.0130**	0.0192**	-0.0655**	-0.0870**	-0.0229**	0.0032
DD項	0.0681**	0.0982**	-0.0199*	-0.0255	0.0331**	0.0735**	0.0094	-0.0077
#16平均DD	0.0523	0.0572	0.0208	0.0040	0.0393	0.0442	0.0078	-0.0090
<i>ICM</i> 規模項	-12.0027**	-9.5702**	-4.1818**	-3.2052**	3.1245**	2.5935**	-0.2303	-0.6909

\*\* は 5%, \* は 10% 有意水準 t 検定で有意であることを示す

るので、*ICM* 質変数の貢献度合いは表 10 で示す。

表 9 は企業成果変数 (*ROA* と *SVR*) の差分の差回帰結果で、興味ある変数として内部資本市場規模 (*ICMsize*) を採用している。まず、*Lehman* 項の符号はおおむねマイナスで、企業成果がリーマンショック後低下したことを示唆しており妥当である。ただし、比較年度を第 2 期終期にとった時価総額上昇率ではプラス符号になっている。第 1 期または第 2 期のグループ間セグメント項もおおむねマイナスであることは表 7 の観察結果と符合する。有意な DD 項は 2007×2009 の *SVR* を除きすべてプラスであり、内部資本市場のある多角化グループがリーマンショック後成果上の恩恵を受けたことを示唆している。最後に内部資本市場規模の効果はマイナス符号の箇所や有意でない箇所が散見され複雑ではあるが、比較対象年を第 1 期 2003/4 にとった場合、*ROA* ではすべてで、*SVR* でも *Lehman*=1:2010 で有意なプラスの効果を示している。このことも、「リーマンショック抵抗力は直近の第 2 期よりも、むしろ第 1 期の内部資本市場体制に依存する」のひとつの根拠になる。

次に、表 10 は *ICM* 質変数を用いた差分の差回帰結果のうち *ROA* のみを示している。*SVR* は *ICM* 質変数で有意でない箇所が多かったが、結論は *ROA* と同様である。

表 10 では *Lehman* 年を横軸に比較対象年を縦軸にした差分の差回帰結果の係数と有意性を示している。それぞれの *Lehman* 年で、第 2 節の表 2 と表 3 で説明したように、*ES*, *IS*, *ET*, *IT* 値の閾値の基準で 3 通りの場合分けがある。*Lehman* 項から DD 項までは、同一 *Lehman* 年 × 比較対象年であれば 3 通りの *ICM* 質とも対応する数値はほぼ一致し、表 9 の *ROA* の場合ともほぼ一致する。ところが、*ICM* 質変数の組合せは大きく変動している。ここで、内部資本市場の効率性が *ROA* に貢献しているといえるのは効率的キャッシュフロー *ES*, *ET* がプラス符号、非効率なキャッシュフロー *IS*, *IT* がマイナス符号で有意であるか、少なくとも  $ES > IS$  が成立しなくてはならない<sup>14</sup>。この組合せは比較対象年が 2003/4 年の第 1 期で、なかでも *Lehman* 年のうち業界 *ROA* 基準 *Ind* か黒字赤字 *PL* 基準に集中している (たとえば 2003×2010 の *Ind* 基準を見ると、 $ES = 0.3528$ ,  $IS = -0.2959$ ,  $ET = 0.1202$ ,  $IT = -0.1911$  であり、交互にプラスマイナス符号が続いている)。このことも第 1 期の内部資本市場体制が質の面でリー

表10 ROAの差分の差回帰結果(ICM質変数)

	2009.3 期			2010.3 期		
	<i>Intra</i>	<i>Ind</i>	<i>PL</i>	<i>Intra</i>	<i>Ind</i>	<i>PL</i>
×2003						
<i>Lehman</i> 項	-0.0304 **	-0.0300 **	-0.0302 **	-0.0211 **	-0.0209 **	-0.0212 **
セグメント項	-0.0090 **	-0.0091 **	-0.0090 **	-0.0104 **	-0.0110 **	-0.0106 **
<i>DD</i> 項	0.0067 **	0.0076 **	0.0078 **	0.0014	0.0044 *	0.0001
<i>ES</i> 項	0.1615	0.6829 **	-0.0162	0.0548	0.3528 **	0.4119 **
<i>IS</i> 項	0.3674 *	0.2707 **	1.0385 **	-0.2058 **	-0.2959 **	-0.3673 **
<i>ET</i> 項	-0.1079	0.1043	1.0620 **	-0.0863	0.1202 *	0.8114 **
<i>IT</i> 項	-0.2459 **	-0.2360 **	-0.2056 **	-0.2482 **	-0.1911 **	-0.2298 **
×2004						
<i>Lehman</i> 項	-0.0432 **	-0.0433 **	-0.0433 **	-0.0276 **	-0.0277 **	-0.0284 **
セグメント項	-0.0149 **	-0.0151 **	-0.0149 **	-0.0144 **	-0.0142 **	-0.0146 **
<i>DD</i> 項	0.0083 **	0.0093 **	0.0082 **	0.0111 **	0.0108 **	0.0101 **
<i>ES</i> 項	-0.1094	1.0685 **	0.2693	0.1206	0.1124	0.1989 **
<i>IS</i> 項	1.0115 **	0.6023 **	1.2832 **	-0.3496 **	-0.2401 **	-0.4110 **
<i>ET</i> 項	-0.2079	0.1332	1.0119 **	0.1023 *	0.1464 **	0.9992 **
<i>IT</i> 項	-0.3670 **	-0.3728 **	-0.3736 **	-0.1827 **	-0.1374 **	0.1306 **
×2007						
<i>Lehman</i> 項	-0.0477 **	-0.0483 **	-0.0480 **	-0.0453 **	-0.0454 **	-0.0455 **
セグメント項	-0.0116 **	-0.0118 **	-0.0116 **	-0.0153 **	-0.0147 **	-0.0143 **
<i>DD</i> 項	0.0009	0.0017	0.0027	0.0085 **	0.0075 **	0.0124 **
<i>ES</i> 項	0.7928 **	1.1535 **	-0.1370	0.3652 **	0.3709 **	0.0178
<i>IS</i> 項	-0.2377 *	-0.2667 **	0.0435	-0.0318	-0.0578	-0.7161 **
<i>ET</i> 項	-0.6993 **	-0.6732 **	-2.6573 **	-0.3975 **	-0.3757 **	-0.4551 **
<i>IT</i> 項	-0.6526 **	-0.6100 **	-0.5949 **	-0.0690 *	-0.1264 **	0.1116 **
×2008						
<i>Lehman</i> 項	-0.0455 **	-0.0456 **	-0.0457 **	-0.0394 **	-0.0398 **	-0.0397 **
セグメント項	-0.0096 **	-0.0090 **	-0.0093 **	-0.0112 **	-0.0112 **	-0.0119 **
<i>DD</i> 項	-0.0044 *	-0.0031	-0.0017	-0.0007	0.0009	0.0049 **
<i>ES</i> 項	0.4018 **	0.8989 **	0.0118	0.4640 **	0.5136 **	0.0437
<i>IS</i> 項	-0.0553	-0.1658 **	-0.1410	-0.0372	-0.0948	-0.7474 **
<i>ET</i> 項	-0.3711 **	-0.2714 **	-0.2284	-0.3945 **	-0.3099 **	-0.8621
<i>IT</i> 項	-0.4500 **	-0.3924 **	-0.3919 **	-0.1842 **	-0.1827 **	0.1973 **

\*\* は5%, \* は10%有意水準 t 検定で有意であることを示す

マンショック後の成果に貢献していることを示している。加えて、閾値基準のうち、企業内平均 ROA 評価より業界 ROA 評価や赤字黒字評価で評価した結果の方が係数符号の違いが検知できている。つまり、内部資本市場の質は企業内ベンチマークよりも業界ベンチマークあるいは PL 基準ベンチマークで評価した方が成果とのリンクがはっきりしているといえる。

## 5 結 論

本論文で設定した仮説は、内部資本市場の規模と質はリーマンショック時期の企業行動と成果に有意な貢献をしたこと、なかでもリーマンショック直近の景気回復期よりもむしろ IT バブル後の内部資本市場の規模と質が貢献したことである。本論文の目的はこの仮説を検証することである。第 2 節ではデータ対象と加工過程ならびに代表値を概観した。代表値の  $t$  検定結果からは、企業行動と成果において、多角化企業と専門企業との間に有意な差異はほとんど認められなかった。これに対し、第 3 節ではランダム性を確保するためブートストラッピング手法を用い、年度ごと両者間の有意な差異を観察できた。続いて、第 4 節では内部資本市場がリーマンショック後の企業行動と成果に及ぼした影響を差分の差回帰を用いて分析した。分析結果は、有意でない側面や逆説的な側面も散見されたものの、第 1 期の事業再編時期の内部資本市場の体制の方が第 2 期の景気拡張時期より、リーマンショック後の企業行動・成果に肯定的な影響を及ぼしていることを確認した。

本論文では、データ上の制約や分析結果の頑健性に問題を残しているものの、内部資本市場が肯定的あるいは否定的に働くかは時代背景に依存し、一概にどちらかとはいえないと主張する。ただし、本論文の考察対象は日本製造業の 2000 年 3 月期から 2010 年 3 月期と限定的な場面にすぎない。イベントスタディーには、1987 年のブラックマンデーや 1997 年のロシア・アジア危機など様々な対象があり研究も進んでいる。本論文の研究を出発点にして、「失われた 20 年」の日本の企業金融はどのように変質していったか、今後はテーマを拡張して研究を続けて行く所存である。

---

14 第 2 節では ICM 質 4 変数とも非負値で定義したが、回帰分析に当たり、ROA との方向を合わせるため、*Transfer* を表す *ET* と *IT* はマイナス符号に変えて説明変数として用いている。

## 【参考文献】

- [1] Acharya, V. V., H. Almeida and M. Campello (2007), "Is Cash Negative Debt? A Hedging Perspective on Corporate Financial Policies," *Journal of Financial Intermediation*, Vol.16, pp.515-554.
- [2] Angrist, J. D. and J. Pischke (2009), *Mostly Harmless Econometrics*, Princeton.
- [3] Berger, P. and P. Ofek (1995), "Diversification's Effect on Firm Value," *Journal of Financial Economics*, Vol.71, pp.485-516.
- [4] Billett, M. and D. Mauer (2003), "Cross-Subsidies, External Financing Constraints, and the Contribution of the Internal Capital Market to Firm Value," *Review of Financial Studies*, Vol.16, pp.1167-1201.
- [5] Campello, M. (2002), "Internal Capital Markets in Financial Conglomerates: Evidence from Small Bank Responses to Monetary Policy," *Journal of Finance*, No.6, Vol.57, pp.2773-2804.
- [6] Chava, S. and A. Purnanandam (2011), "The Effect of Banking Crisis on Bank-dependent Borrowers," *Journal of Financial Economics*, Vol.99, No.1, pp.116-135.
- [7] Chernick, M. R. (2008), *Bootstrap Method: A Guide for Practitioners and Researcher*, Second ed., Wiley.
- [8] Chernick, M. R. and R. Labudde (2011), *An Introduction to Bootstrap Methods with Applications to R*, Wiley.
- [9] Denis, D. J. and V. Sibilkov (2009), "Financial Constraints, Investment, and the Value of Cash Holdings," *Review of Financial Studies*, Vol.23, No.1, pp.247-269.
- [10] Duchin, R. (2010), "Cash Holdings and Corporate Diversification," *Journal of Finance*, Vol.68, No.3, pp.955-992.
- [11] Faulkender, M. and R. Wang (2006), "Corporate Financial Policy and the Value of Cash," *Journal of Finance*, Vol.61, No.4, pp.1957-1990.
- [12] Fazzari, S. M., R. Hubbard and B. Peterson (1988), "Financing Constraints and Corporate Investment," *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol.1, pp.141-195.
- [13] Garvey, G. T. and G. Hanka (1999), "Capital Structure and Corporate Control: The Effect of Anti-takeover Statutes on Firm Leverage," *Journal of Finance*, Vol.54, No.2, pp.519-546.
- [14] Hahn, J. and H. Lee (2009), "Financial Constraints, Debt Capacity, and the Cross Section of Stock Returns," *Journal of Finance*, Vol.65, No.2, pp.891-921.
- [15] 樋口美雄・西崎文平・川崎暁・辻健彦 (2001), 「配偶者控除・配偶者特別控除制度に関する一考察」, 『景気判断・政策分析ディスカッションペーパー DP/01-4』, 内閣府。
- [16] 星野崇宏 (2009), 『調査観察データの統計科学』 岩波書店。
- [17] Hovakimian, G. (2011), "Financial Constraints and Investment Efficiency: Internal capital Allocation across the Business Cycle," *Journal of Financial Intermediation*, Vol.20, pp.264-283.
- [18] Kaplan, S. N. and L. Zingale (1997), "Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.112, pp.169-215.
- [19] Khanna, N. and S. Tice (2001), "The Bright Side of Internal Capital Market," *Journal of Finance*, Vol.56, No.4, pp.1489-1528.
- [20] Kuppaswamy, V. and B. Villalonga (2010), "Does Diversification Create Value in the Presence of External Financing Constraint? Evidence from 2008-2009 Financial Crisis," *SSRN Working Paper*.

- [21] Lamont, O. (1997), "Cash Flow and Investment: Evidence from Internal Capital Markets," *Journal of Finance*, Vol.52, No.1, pp.83-109.
- [22] Lang, L. and R. Stulz (1994), "Tobin's q, Corporate Diversification, and Firm Performance," *Journal of Political Economy*, Vol.102, pp.1248-1280.
- [23] Maksimovic, V. and G. Phillips (2007), "Conglomerate Firms and Internal Capital Markets," in *Handbook of Corporate Finance I*, edited by B. Eckbo, Elsevier.
- [24] Martin, J. D. and A. Sayrak (2002), "Corporate Diversification and Shareholder Value: A Survey of Recent Literature," *Journal of Corporate Finance*, Vol.9, pp.37-57.
- [25] 増田直・織田裕美・太田純江 (2011), 「平成 23 年 3 月期有価証券報告書にみるセグメント情報に関する開示事例」, 『経理情報』, 2011.11.10 号, 42-47 頁。
- [26] 松浦克己・コリンマッケンジー (2005), 『Eviews による計量経済学入門』, 東洋経済新報社。
- [27] Montgomery, C. A. (1994), "Corporate Diversification," *Journal of Economic Perspective*, Vol.8, No.3, pp.163-178.
- [28] Mukherji, S. (2008), "A Study of Time Diversification with Block Bootstraps and Downside Risk," *Business Review*, Cambridge, pp.55-60.
- [29] 汪金芳・桜井裕仁 (2011), 『ブートストラッピング法入門』, 共立出版。
- [30] 中野誠・久保直也・吉村行充 (2004), 「多角化企業の財務構造とバリュエーション」, 『証券アナリストジャーナル』, 2002 年 12 月号, 76-91 頁。
- [31] Rajan R., H. Servaes, and L. Zingales (2000), "The Cost of Diversity: the Diversification Discount and Inefficient Investment," *Journal of Finance*, Vol.55, No.1, pp.35-80.
- [32] Rauh, J. D. (2006), "Investment and Financing Constraints: Evidence from the Funding of Corporate Pension Plans," *Journal of Finance*, Vol.61, No.1, pp.33-71.
- [33] Stein, J. (2003), "Agency, Information and Corporate Investment," in *Handbook of the Economics of Finance*, edited by G. M. Constantinides, M. Harris and R. Stultz, Elsevier, pp.111-165.
- [34] 高見茂雄 (2012), 「有利子負債返済とセグメント間資金融通との関連—大手化学メーカーの事例—」, 『原価計算研究』, Vol.36, No.2, 68-81 頁。
- [35] 高山太輔・中谷朋昭 (2011), 「中山間地域等直接支払制度による耕作放棄地の抑制効果—北海道の水田・畑作地帯を対象として—」, 『農業情報研究』, 20 巻 1 号, 19-25 頁。
- [36] 土村宣明・杉浦康之・佐々木隆文・米澤康博 (2010), 「日本企業の事業多角化と内部資本市場の役割」, 『現代ファイナンス』, Vol.27, 41-57 頁。
- [37] Whited, T. (2001), "Is It Efficient Investment that Causes the Diversification Discount?" *Journal of Finance*, Vol.56, No.5, pp.1667-1691.
- [38] Villalonga, B. (2004), "Diversification Discount or Premium?, New Evidence from the Business Information Tracking Series," *Journal of Finance*, Vol.59, No.2, pp.479-506.
- [39] Wooldridge, J. M. (2006), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 3rd ed., Thomson, South-Western.
- [40] Wooldridge, J. M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd ed., MIT Press.
- [41] 米澤康博・佐々木隆文 (2008), 「コングロマリット不経済と内部資本市場」, 『証券アナリストジャーナル』, 2008 年 7 月号, 96-102 頁。