

資本蓄積の要因と景気循環・経済成長の国際比較
「一橋大学審査博士学位論文」

「平成 27 年 2 月」
一橋大学大学院 経済学研究科
経済理論・経済統計専攻
外木 好美

目次

謝辞	1
序章 本論文の構成と概要	3
第 1 部 景気循環	
第 1 章 刈り込み処理と景気動向指数	9
—「刈り込み DI」を用いた外れ値の把握—	
1. はじめに	9
2. 景気の計測方法	9
3. 日本の景気動向指数	11
3.1 日本における景気動向指数の開発経緯	11
3.2 CI の作成方法とその変遷	11
3.3 刈り込み処理とは	13
4. 指標「刈り込み DI」による刈り込み処理の妥当性の検証	14
5. 景気変動をみる上での「刈り込み DI」の有用性	16
6. 結語	18
第 2 章 アジア諸国の景気と日本の景気	23
—景気動向指数と貿易統計による連動性の検証—	
1. はじめに	23
2. GDP で見たアジア諸国の景気の連動性	24
2.1 アジア諸国間の連動性	24
2.2 アジア諸国と日本・アメリカとの連動性	26
2.3 連動性の高まりの背景	26
2.4 本章のアプローチ	28
3. CI で見たアジアと日本の景気の連動性	29
3.1 CI の作成について	29

3.2	CIと対アジアの輸出入の伸び率のデータ	30
3.3	CIと対アジア輸出入との連動性	31
3.4	CI採用系列と対アジア輸出入の時差相互相関	32
4.	CIと対アジアの財別輸入との連動性	34
5.	結語	35

第2部 資本蓄積

第3章 日本における無形資産投資 54

—計測と成長会計—

1.	はじめに	54
1.1	無形資産を計測する意義	54
1.2	生産性の伸びの日米格差と無形資産	55
1.3	本章の分析目的	56
2.	無形資産の定義・理論モデル・計測方法	57
2.1	無形資産の定義	57
2.2	二部門モデルに基づく無形資産を考慮した成長会計	58
2.3	名目・実質無形資産投資とストック化	61
2.3.1	名目無形資産投資系列の計測	61
2.3.2	実質投資系列を求めるためのデフレーター	62
2.3.3	恒久棚卸法による資本ストックの計測に用いる資本減耗率	63
3.	日本における無形資産投資の計測	64
3.1	情報化資産	64
3.2	革新的資産	65
3.3	経済的競争力	65
3.4	日本における無形資産投資の計測結果	66
3.5	産業別の無形資産投資	67
4.	成長会計	68

5. 感応性分析	70
6. 結語	71
第4章 過剰有形資本の解消過程における投資行動の考察	90
—Multiple q による投資関数の推計—	
1. はじめに	90
2. 先行研究と本章の分析アプローチ	92
2.1 Multiple q による投資関数の位置づけと本章の狙い	93
2.2 異なる設備投資データの作成方法を併用するアプローチ	96
2.2.1 比例方式	97
2.2.2 簿価方式	98
2.2.3 ゼロ方式	98
2.2.4 3つの方式の比較	98
3. Multiple q 理論の離散型モデルへの展開	100
3.1 期首モデル	100
(投資が期首に実施され当期の生産にフルに寄与するケース)	
3.2 期末モデル	105
(投資が期末に実施され来期から生産に寄与するケース)	
3.3 期首モデルと期末モデルの実証分析への適用	108
4. データの概観	109
4.1 資本ストックおよび設備投資	110
4.2 Total q データの観察	111
5. Multiple q による投資関数の推定	113
5.1 推計期間	113
5.2 推計式および検証すべき仮説	114
5.3 データ処理および推計方法	115
5.4 OLS 推計の結果	116

5.5	System GMM の結果	118
5.6	1990 年代半ば以降の過剰設備の解消過程	119
6.	結語	120
7.	補論: データ構築方法について	122
7.1	データソース	122
7.2	決算期の取り扱い	122
7.3	設備投資および資本ストックデータの構築	122
7.4	キャッシュ・フローおよび有利子負債の定義	123
 第 5 章 有形資本ストックの多様性・異質性		146
—Tobin の Multiple q の投資関数による検証—		
1.	はじめに	146
2.	Multiple q の枠組みによる投資関数	149
2.1	凸型の調整費用関数と推計式	149
2.2	Total q と Partial q	152
3.	データ	153
3.1	データの作成方法	153
3.2	実質資本ストックの資本財別構成比	154
4.	Multiple q による投資関数の推計と資本ストックの異質性の検証	155
4.1	推計期間	155
4.2	資本ストックの異質性の検証	155
5.	異質性・多様性の検証結果	157
5.1	異質な資本財の抽出検定	157
5.2	任意の資本財の組み合わせによる検定	159
5.3	異質性・多様性の総合評価	160
5.4	固定効果モデルとランダム効果モデル	160
6.	非線形調整費用関数	161

6.1	非線形調整費用の特定化	161
6.2	推計結果	163
7.	Partial q の試算	165
7.1	制約なしの Partial q	166
7.2	非線形型調整費用の下での Partial q	166
8.	結語	167

第3部 外国人投資家

第6章	外国人投資家の株式所有と企業価値の因果関係	181
	—分散不均一性による同時方程式の識別—	
1.	はじめに	181
1.1	コーポレート・ガバナンスとは	181
1.2	日本のコーポレート・ガバナンスとメインバンク・システム	182
1.3	1990年代以降の日本のコーポレート・ガバナンスの変容	185
1.4	日本における企業価値と外国人投資家の関係	185
1.5	本章の分析目的	187
2.	関連する先行研究の展望	189
3.	推計方法	191
4.	実証分析	196
4.1	推計式とデータ	196
4.2	実証結果	198
5.	結語	200
6.	補論: データ	201
6.1	2つの Tobin の q	201
6.2	企業価値	202
	参考文献	214

謝辞

本論文の作成にあたって、多くの先生方にご指導いただいた。取り分け浅子和美先生（一橋大学）には、指導教授として修士課程の頃からお世話になったことに加えて、博士課程在籍中に共同研究者として様々な論文を執筆する機会を頂いた。本論文の第 2, 4, 5 章は、浅子先生との共同研究の成果である。浅子先生が研究代表者を努められた 2002-05 年度科学研究費基盤研究 (A)、2006-10 年度科学研究費基盤研究(S)から、データやパソコン等の利用、海外での学会発表の渡航費等の様々な支援が受けられたことには感謝したい。また、浅子先生のご紹介で、一橋大学でのリサーチ・アシスタントやティーチング・アシスタント、独立行政法人・経済産業研究所 (RIETI)でのリサーチ・アシスタント、政策投資銀行・設備投資研究所の非常勤研究員（嘱託）、内閣府経済社会総合研究所景気統計部の事務官として経験を積む機会にも恵まれた。

本論文の第 1, 2 章は景気循環に関する内容であるが、内閣府の事務官として実際に景気を計測する現場を経験したからこそ、得られた問題意識である。折しも「100 年に 1 度」と言われたリーマン・ショックを経験し、公統計の大きな変動とその計測の重要性を肌で実感した。

第 4, 5 章の執筆ができたのは、政策投資銀行で中村純一氏と出会えたことが大きく影響している。私が嘱託として在籍した期間、中村氏も研究員として設備投資研究所に在籍されており、企業の財務データを利用した投資関数に関する私の荒削りな分析に、学問上だけでなく、実務上から来る丁寧なコメントやアドバイスをいただけたことで、現在の形にまで仕上がった。第 4 章は中村氏と浅子先生との共同研究として執筆したものであり、これを踏襲して、浅子先生との共同研究である第 5 章への執筆に至った。現在も、中村氏と浅子先生との共同研究が続いている。

また、浅子先生が主催された「景気基準日付研究会」のカンファレンスを通じて宮川努先生（学習院大学）にも巡り会うことができた。このご縁で、深尾京司先生（一橋大学）がプログラムリーダーを努められている RIETI の「産業・企業生産性向上」プログラムにおいて、リサーチ・アシスタントとして研究に従事させていただいた。ここでは、国際的に第一線で議論されるような論文の執筆に共同研究者として携わることができた。第 3 章の論文は、宮川先生と深尾先生との共同研究の成果である。この論文がパブリッシュされるまでの過程では、突然に母が余命 3 ヶ月との末期がんの宣告を受け、母の看病のために大学がある東京と実家の新潟との往復する生活となり、私の

作業に支障が出始め、多大なるご迷惑をお掛けした。その際、私の穴を浅子ゼミの同期である滝澤美帆先生(東洋大学)に埋めていただいた。

第 6 章は、岩壺健太郎先生(神戸大学)との共同研究の成果である。私自身にとって初めての公表論文であり、初歩的なところからご指導いただいた。第 4 章の論文を進めている際にリサーチ・アシスタントとして声をかけていただき、設備投資の分析のためだけに準備していたデータセットを、外国人投資家による株式所有という異なる分析へ利用することを提案してくださった。

上記の論文を進めていくにあたって、阿部修人先生(一橋大学)のゼミに参加する機会を得たことは、非常に有益であった。阿部ゼミでは、試行錯誤する段階から論文に率直なコメントをいただくことができ、またマクロ経済学や数値計算に関する勉強会に参加することで論文に使用した分析手法の基礎を学ぶことができた。

最後に、修士課程 2 年の冬、修士論文の発表に浅子ゼミ合宿で出会った夫・外木暁幸(一橋大学)は、博士課程に進学する時から現在まで、私の大きな心の支えとなってくれた。博士課程在籍中には、ガンの闘病の末の母の死、第1子となる息子の誕生があった。研究との両立に苦慮していた私に、親身にアドバイスをくれ、いつも暖かく見守ってくれた。

本論文の博士審査を担当していただいた浅子和美先生、阿部修人先生、加納隆先生、塩路悦朗先生、深尾京司先生に深く感謝を申し上げたい。

2015 年 2 月

外木 好美

序章: 本論文の構成と概要

本論文は、1990 年代における日本経済の資本蓄積の要因と景気循環・経済成長の国際比較について、分析を行ったものである。序章を含め全 7 章で構成され、これらは大きく 3 部に分けられる。

「**景気循環**」の部では、日本の景気動向指数と、それを使った東アジア諸国と日本の景気の連動性の検証を行う。1990 年代において日本経済は、アジア諸国の経済発展と共にグローバル化を加速させた。円高と貿易摩擦から日本の輸出は 1985 年にピークに達した後、低下基調となり、安い生産コストを求めての日本企業によるアジア諸国への直接投資は増加した。そこにアジア諸国の経済発展も伴って、日本の純輸出の比率は急速に低下することとなった。しかし、日本の貿易額（輸出と輸入の総額）で見れば、1990 年代以降、堅調に増加し続け、2005 年には 1985 年のピークを超えるまでに至っている。1990 年代以降は、むしろアジア諸国間での産業内垂直貿易による資源配分の効率化が求められるようになっている。リーマン・ショック以降の世界同時不況のなかで深刻な景気後退を経験したが、ともにアメリカへの輸出に依存しているのが大きいとはいえ、日本とアジア諸国との間の貿易の減少が景気後退を増幅している面は見逃せない。この時、景気を測る指標として速報性が高い景気動向指数はその動きを捉えてはいたもの、実務・アカデミックの両者からその落ち込みが過小評価されているのではないかという指摘がなされた。第 1 章では、第 9 次改訂の CI 指数(コンポジット・インデックスがバブル期やリーマン・ショック時のような景気の過熱と急減退を過小評価する問題について取り扱う。第 2 章では、貿易統計と景気動向指数・CI を使った日本とアジア諸国との間の景気循環の連動性の検証を行う。

つづく「**資本蓄積**」の部では、日本の無形・有形の資本蓄積について分析を行う。1990 年代に入ってから日本の労働生産性は停滞し、「失われた 10」ないし「20 年」と呼ばれた。労働生産性停滞の主要因は TFP 上昇の停滞であり、TFP 上昇を伴わない資本蓄積主導の労働生産性上昇が、資本過剰と投資低迷を生み出している可能性が指摘されてきた。1990 年代以降、TFP の上昇を主要因として労働生産性を大きく上昇させたアメリカとは対照的な姿である。第 3 章では、日本のマクロレベルでの無形資産投資の計測を行い、無形資産投資の経済成長への貢献について明らかにし、こうした日米の差が無形資産によるものなのかを検証する。第 4, 5 章では、資本の多様

性・異質性を考慮した有形固定資産に関する設備投資関数を上場企業の財務データから推計し、90年代以降の日本の過剰資本の解消過程についての分析を行い、異質な資本財の検出や非線形の投資関数への展開を試みている。

「外国人投資家」の部では、日本企業のコーポレート・ガバナンスにおいてプレゼンスを高めている外国人投資家に焦点を当てる。1990年代に入ってから、それまでメインバンク関係や系列によって特徴づけられた株式所有構造は、規制緩和・金融の自由化により国際的な金融市場が形成されていくに伴い多様化してきた。金融機関と企業との株式持ち合い、および事業会社同士の持ち合いが解消されるに代わって日本企業の株式保有を増やしたのが、外国人投資家である。国内投資家に比べて株主意識の高い外国人株主が増加するに伴い、経営に対する監視の目が一層厳しくなり、経営者は外国人株主を意識した経営を迫られているとの指摘は多い。第6章では、外国人投資家の株式所有構造と企業価値の因果関係について分析し、分散不均一を利用した同時方程式の識別を行う。

第1部：景気循環

第1章「刈り込み処理と景気動向指数—「刈り込みDI」を用いた外れ値の把握—」では「刈り込みDI」という指標を作成し、刈り込み処理によりCIが景気を過小評価していないか検証を行う。景気動向指数は、長らく景気の波及度合を示すDI(ディフュージョン・インデックス)中心の公表形態で行われてきたが、2008年4月分から景気の量感を表すCI中心へと転換した。しかし、転換後まもなく発生したリーマン・ショック時に、景気の量感をCIできちんと捉えきれていないのではとの疑問が呈された。景気動向指数は、景気の山や谷を公式決定する「景気動向指数研究会」において何度か見直されてきたが、第9次改訂において導入されたのが「刈り込み」処理である。これは、各個別系列で過去から現在に至る長期的な傾向から極端に外れた上昇や下降が観測された場合、それを「外れ値」とみなし、ある上限や下限の値に置き換えることでデータを刈り込んでから、CIを合成するという手法である。しかし、リーマン・ショックのような景気が急減退する場面においては、景気動向指数を構成する個別指標が同時に急減退することになり、不規則変動だけではなく、景気の情報を含んだデータを「刈り込み処理」する可能性が高い。つまり、景気変動を過小評価してしまうかもしれないのである。分析した結果、リーマン・ショック時だけでなく、バブル期におい

でもCIが景気を過小評価していることがわかった¹。

第2章「日本の景気とアジア諸国の景気—CIと貿易統計による連動性の検証—」では、1990年代以降のアジア諸国との貿易と日本の景気循環と関連性について分析を行う²。1990年代において日本経済は、アジア諸国の経済発展と共にグローバル化を加速させた。Yeats (2001) や Ito and Fukao (2005) において、輸出に最終財が占める割合がもはや低下し、中間財が大きな割合を占めるに至ったことが示されているが、これは、日本企業が海外展開するに伴い、アジア諸国間での機械類部品の産業内垂直貿易の比重が高まったことによる。平川 (2010) はこうしたグローバル化の進展を、『かつての「日本—NIES—アメリカの三角貿易」の発展構造が東アジアに空間的に拡大化しかつ高度化したもの』と評している。こうした産業構造の変化は、貿易を通じてアジア諸国と日本の景気循環の連動性にも変化をもたらしたであろうと考えられる。

第2章では、なにかしらの理論モデルを想定したカリブレーションは行わず、データの計量分析により、ファクト・ファインディングを行うことを目的とする。月次データとしての景気指標であるCIと、財務省の貿易統計のアジアの総輸出・輸入のデータから、アジアと日本の景気の連動性の検討を行った。CIは、景気に敏感に反応する経済の各経済部門から代表的な指標を選びだし、それを統合したものであるから、貿易とCIとの連動性を見出した場合に、そのバックグラウンドを探ることが可能となる。第2章の対アジア総輸出・総輸入を対象とした分析からは一定の連動性が認められ、輸入について財別に詳しく見ると、アジア諸国との景気の連動性が高まった背景に、各国間での工程間分業を中心とした「生産の分業体制」が出来上がってきたことが大きいことがわかった。

第2部：資本蓄積

1990年代の日本経済は「失われた10年」ないし「20年」とも言われ、生産性上昇が停滞した時代でもあった。Hayashi and Prescott (2002) においてTFP上昇の停滞がその主要因であると分析されたのに端を発して、生産性に関する研究が多岐にわたって行われた。深尾 (2011) によると、

¹ 過小評価問題を受け、2011年10月に景気動向指数・CIの算出方法が改められるに至った。

² 前章で検証を行なっているが、第2章の分析に利用している第9次改訂のCIには、景気の過熱・急減退を過小評価する問題がある。バブル期やリーマン・ショック以降は分析対象外としている。また、リーマン・ショックで経験した景気の急減退と貿易の関係について、国際経済学の分野で「Great Trade Collapse」研究として扱われている。この点は、今後の研究課題としたい。

日本の労働生産性は、1970－90年平均の年率3.5%から1990－2006年の1.3%へと2.2%ポイント下落したが、このうち半分はTFP上昇の減速による。そして、TFP上昇率が低い非製造業のシェア拡大はマクロ経済全体のTFP上昇率の下落に寄与したが、その効果は小さく、大部分は各産業の内部で起きていたという。その一方でアメリカでは、1990年以降の労働生産性上昇は、主にTFPの上昇によりもたらされた。特に、情報通信技術(ICT)生産産業だけでなく、ICT投入産業でも1995年以降TFPが加速したアメリカの姿は、1995年以降、ICT生産産業でかなり高いTFPを実現していたにも関わらず、ICT投入産業においてTFP上昇が下落した日本の姿とは対照的である。

第3章「日本における無形資産投資—計測と成長会計—」では、マクロレベルで無形資産を計測し、これを新たな生産要素として加味した成長会計を行う。そして、ICT革命により高いTFP上昇を実現したアメリカと、ICT投入産業でTFPが停滞した日本との差が、無形資産の蓄積の違いによるものなのかを検証する。無形資産投資を計測した結果、Corrado, Hulten and Sichel(2005)のアメリカのケースと比較すると、日本において企業に固有の資源への投資(具体的には、組織改編への支出や労働者をオフ・ザ・トレイニングするための支出)が特に少なかった。また、アメリカの成長会計の結果では、1995－2003年の非農業市場経済の労働生産性の上昇は年率3.09%であり、そのうち無形資産サービス投入による寄与は0.84%と大きい一方で、日本の成長会計の結果では、1995－2005年のマクロ経済全体の労働生産性上昇は年率1.95%であり、そのうち無形資産サービス投入の寄与は0.42%に過ぎなかった。その背景に、企業組織の改編や労働者の訓練により企業側がソフトウェアに適応したアメリカに対し、日本ではソフトウェア導入が組織の合理化や労働者の技術形成をもたらさなかったことが考えられる。

第4章「過剰有形資本の解消過程における投資行動—TobinのMultiple q による投資関数の推計—」と**第5章「有形資本ストックの多様性・異質性—TobinのMultiple q による投資関数による検証—」**では、Tobinの q 理論に着目した分析を行う。90年代の投資の低迷についてTobinの q 理論に基づいて分析した代表的なものとして堀・齋藤・安藤(2004)があるが、彼らの分析で投資率の低迷はTobinの q の低迷によることが示された。第4・5章の分析では、彼らとは異なり、資本財の多様性・異質性を考慮した投資関数を推定する。同じ過剰資本の調整といっても、キャピタル・ゲインも期待して取得した土地・建物と、純粹に本業のために取得した機械設備とでは、自

ずと調整法も異なったものと考えられるからである。加えて、先行研究では、設備投資は資本財の新規取得額のデータは得られるものの、売却・除却設備については観測可能なデータが存在しないことから、その評価を巡って 3 通りの異なる方法が提案されてきた。第 4・5 章の分析では、この点を積極的に利用することで、設備の新規取得行動と売却・除却行動の違いを浮き彫りにする。

第 4 章では、まず、資本財を単一として集計した Single q の枠組みよりも、資本財の多様性を考慮した Multiple q の枠組みによる投資関数の方が望ましいかどうかを検証し、その上で 90 年代以降の設備投資の低迷の背景、とりわけ除却・売却といった過剰資本の解消過程に着目した分析を行う。分析の結果、Multiple q の枠組みの投資関数の方が望ましいことが確認され、1980 年以降の各期間で、建物・構築物と工具器具備品の新規取得行動は時期を問わずスムーズな凸型の調整コストと整合的に行われたことがわかった。しかし、機械装置など他の資本財の新規取得行動や売却・除却全般については、一貫した形で有意な結果を得ることはできなかった。ドラスティックな資本ストックの調整が行われたと目される金融危機が顕在化した 98 年以降においてでさえも、スムーズな凸型調整コストの枠組みで説明できる資本財があるということは注目に値しよう。

第 5 章では、資本ストックごとの多様性・異質性について、①任意の資本財が残りの単純集計した資本財の合計と同質か否か、②任意の 2 つの資本財の間で両者が同質であるかの 2 つの帰無仮説から検証を行う。その結果、設備の売却・除却行動の想定の違いや時期によって異なる検定結果が得られ、物理的特性というよりも企業を取り巻く経済環境に依存することがわかった。加えて、固定費用部分を含む非線型の投資の調整費用関数についても推計したところ、資本財の多様性・異質性は想定する調整費用関数の形状にも依存することがわかった。全体としての Tobin の q (Total q) に占めるそれぞれの資本ストックの貢献部分 (Partial q) を計測すると、投資の調整費用関数に非線型性を導入した結果として、変動域が大幅に縮小し、リーズナブルな値が得られた。

第 3 部：外国人投資家

1990 年代以降、経済のグローバル化に伴って海外投資家の国際分散投資が伸展し、海外機関投資家の日本市場への投資が徐々に増加してきたが、これまでメインバンク制や株式の持ち合

いにより株主からの規律付けを免れてきた日本の経営者は、外国人投資家の持株比率の上昇によって株主価値の向上を強く意識するように変わったのであろうか。第6章「外国人投資家の株式所有と企業価値の因果関係—分散不均一性による同時方程式の識別—」では、外国人投資家による株式所有が企業価値を上昇させる効果があったのかを分析する。

Rigobon (2003) の分散不均一性による同時方程式の識別法を利用し³、外国人投資家の株式所有構造と企業価値の因果関係について分析した結果、外資比率の推計式において企業価値の代理変数であるTobinの q 係数は負、 q の推計式において外資比率の係数が正という結果が得られた。これは、企業価値が低くなると外資比率が上昇する一方で、外資比率が高くなるとその企業は企業価値が高まるということを表している。外国人投資家の投資能力の高さを示す証左であると同時に、外国人投資家によって株式を多くの保有された企業の企業価値が上昇するという経営向上効果を表している。さらに、外資比率の上昇が企業価値に与える影響は、内生性を考慮しない場合よりもはるかに高く、両者の内生性を考慮することの重要性が確認された。

³ 同時方程式の識別に利用した企業の分散不均一性は、宮島 (2011) で示された 90 年代における日本企業の多様化とその格差の拡大によって生み出されたと解釈できる。

第 1 部

第1章: 刈り込み処理と景気動向指数 —「刈り込みDI」を用いた外れ値の把握—¹

1. はじめに

内閣府・経済社会総合研究所が公表する景気動向指数には、景気の大きさやテンポ(量感)を測定することを目的とするCI(コンポジット・インデックス)と、景気の各部門への波及度合いを測定することを目的とするDI(ディフュージョン・インデックス)がある。2008年4月分から、景気動向指数はCI(コンポジット・インデックス)を中心とする形態での公表を開始し、基調判断もCIに基づいて行われるようになった。

CIをメインにして公表を開始してから、輸出に牽引された戦後最長の景気拡張期が終了し、リーマン・ショックによる急激な景気の落ち込みを経験した。その際、CIは現行統計でさかのぼれる1980年1月以降で最も急激な落ち込みを見せたものの、当時用いられていた第9次改定のCIでは極端な指標の変化を「外れ値」として刈り込む処理がおこなわれており、この景気の落ち込みを過小評価していると疑問が呈されるようになった。CIが景気の量感の測定を目的とする指標であることから、刈り込み処理されたデータ部分に本来の景気変動の情報が含まれているのならば、留意が必要であろう。本章では、新たに「刈り込みDI」を作成することによって、刈り込まれた部分に本来の景気変動を表す情報が含まれている可能性がないかを検証する。

2. 景気の計測方法²

森(1997)は、Mitchell(1927)を引用しつつ、景気サイクルの研究の出発点は「景気と深いつながりのある、ないしは大きな影響をあたえる主要な変数についてのサイクルを見つけ³、その中の

¹ 本章は、外木(2009)「刈り込み処理による景気動向指数・CI(コンポジット・インデックス)への影響-指標『刈り込みDI』による把握-」ESRI Research Note No.7と、それをリバイズした外木(2010)「刈り込み処理と景気動向指数-『刈り込みDI』を用いた外れ値の把握-」『世界同時不況と景気循環分析』(編著者:浅子和美, 飯塚信夫, 宮川努, 東京大学出版)に、本論文の構成に合うよう筆者による若干の修正が加わったものである。

² ここでの説明は、主に森(1997)と加納・小巻(2003)に従って、景気指標の動向をまとめたものである。詳しくは、両論文を参照されたい。

³ 過去の景気の高や谷と同じ歩調のサイクルを描き、景気の上昇局面や下降局面の途中で、できるだけ余分なサイクルを持たない有用なサイクルを見出す。

共通性と緊密性を分析する」ことだと述べている。同論文では、個々の主要な変数のサイクルから直接景気分析を行うには相当の熟練と経済についての深い洞察力が必要されるが、何らかの方法で合成して景気指標を作成できれば、この指標だけから景気分析が比較的容易にできるようになると、景気指標を作成する意義が示されている。

主要な変数を合成する方法は、これまで、様々なものが開発されてきた。まず、1950-55 年にDIが開発された。この指標の最大の特徴は、量感の計測を放棄し、景気の方向性の計測だけに集中したことにある。主要な変数の変化の方向性だけを集約する指標⁴であり、景気の拡張局面にいるのか、後退局面にいるかの判断しかできない指標であるが、非常にシンプルな指標であり、誰にでも理解しやすいという利点があった。次に、1968年に開発されたCIである。GDP成長率がマクロ経済を測る景気に一番近い指標として定着するようになり、景気の局面(と転換点)しか判断できないDIよりも、量感が測れるCIが好まれるようになった。GDP統計は、マクロの景気変動を包括的に把握できる指標ではあるが、計測の頻度が高くて4半期であり、その公表時期も遅い。それに対し、CIは、その速報性により景気の迅速な判断に資する指標である。

1970 年代に入ると、厳密な数学モデルを提示して、景気を計測する手法が開発されてきた。Neftci(1982)は、景気の拡張期と後退期が異なるレジームにあると考え、景気の転換点をベイズの定理に基づいて確率的に推定する方法を提示した。Stock and Watson(1989)は、主要な一致指標を共通して説明できる既存統計にはない潜在変数(latent variable)を景気指標として、Kalman Filter によって推定する方法を提示した。また、先行指標の選択には、推定した景気指標の6ヶ月前の値を統計的に最も良く説明するものを選択する方法を提示した。Kim and Nelson(2001)は、景気の変動は拡張期と後退期で非対称的であると考え、Stock and Watson 型のモデルに、レジーム・スイッチを結合させたモデルによる景気指標の作成を試みている。このレジーム・スイッチは、Hamilton(1989)が一変数の時系列モデルにより景気変動を表現し、そのレジーム間のスイッチをマルコフ過程で記述したものである。

これらの数学モデルから景気を計測する手法は、その厳密性という点で有用性がある指標であるが、一方で新たに主要指標のデータが公表される度に複雑なモデルを推計し直すことになり、

⁴ 例えば、日本の景気動向指数は、大まかに言うと、過去3ヶ月前と比較して拡張した系列を調べ、全系列数に対する割合を計測している。

その度に過去の景気指標の値も更新されてしまうというデメリットもある。現在日本において CI が景気動向指数の主要指標として公表されているが、速報性、推計の容易さ、値の確定性に対して有効性を発揮している。

3. 日本の景気動向指数

3.1 日本における景気動向指数の開発経緯

内閣府の経済社会総合研究所で公表されている景気動向指数は、生産、雇用など様々な経済活動において重要かつ景気に敏感な指標の動きを統合することによって、景気の現状把握及び将来予測に資するために作成された統合的な景気指標である。旧・経済企画庁は1960年8月からDIの公表を開始し、景気動向指数の公表においてDIをメインの指標として扱ってきた。DIは採用系列の変化方向(符号)を合成した指標であるため、景気の局面や景気転換点の判断には資するが、景気変動の大きさやテンポといった量的側面を把握することができない。このため、景気指標の変化の大きさを合成することにより、景気変動の大きさを示そうとしたCIの研究が1960年代NBERのG. H. Moore やJ. Siskin らを中心として進められてきた。旧・経済企画庁でも、NBERの作成方法を参考にして、1984年1月よりDI一致系列を用いたCI一致指数の試算が行われ、84年8月からは、DIによる景気判断を補強するため、参考として先行、一致、遅行の3系列のCIを公表している。第6次改訂(1987年7月)の際に、計算手法が米国商務省の手法から独自の手法に変更され、第9次改訂(2004年11月)においては、外れ値に対応するため刈り込み平均が新たに導入された。2008年4月分からは、CIを中心とする形態での公表を開始し、基調判断もCIに基づいて行われるようになった。

CIは各経済部門を代表する個別系列の平均的な動きとしてとらえた指標であるため、個別系列に含まれる不規則な変動や、他と大きくかけ離れた「外れ値」が含まれることになる。そこで、経済総合研究所における美添他(2003)の研究において、頑健統計学に基づく景気指標の作成方法が提案された。景気の測定が外れ値に影響されないよう、各個別系列の外れ値を刈り込んだ上で平均をとる手法である。第9次改訂において、新しいCIの計算手法として導入された。

3.2 CIの作成方法とその変遷

幅広い各経済部門⁵を代表する指標を収集し、景気循環との対応度や景気の山谷との関係を満たす指標を選択する⁶。CI中心の公表形態に移行した当時、第9次改定時に選択された29指標が、景気動向指数の計測に用いられていた。CIは、これら経済指標の平均的な動きを、以下の計算に基づき計測したものである。第1章にもCIの計算方法についてまとめているが、ここではCIの計算方法の過去の変遷に焦点をあてている。

① 採用系列の前月と比べた伸び率を求める

0 又は負の値を取る系列、内容が比率を表す系列については差を取り、その他の系列では対称変化率⁷を求める。逆サイクル⁸の系列については、符号を逆転させる。

② 列間で見た平均的な伸び率を求める

個別系列によって、伸び率の振幅やトレンドが異なるため、調整する。具体的には、各個別系列の振幅を四分位範囲によって求める。次に、伸び率が絶対値で極端に大きい値を取る場合は、ある上限の値に置き換える(刈り込み処理)⁹。トレンドは伸び率の過去60ヶ月移動平均により求め、トレンド部分を除いた伸び率を四分位範囲で割る(四分位範囲基準化変化率)ことにより、調整を行う。

先行、一致、遅行のそれぞれで、トレンドの系列間平均に、四分位範囲基準化変化率と四分位範囲の系列間平均を掛け合わせたものを足すことで、系列間での平均的な伸び率を計測する(合成変化率)。ただし、先行CIと遅行CIを計測する際には、一致CIのトレンドに合わせるという観点から、一致CIのトレンドの系列間平均を代わりに用いる。

過去のCIの計算方法の改訂について振り返ると、系列間での平均的な変化率の求め方が変

⁵ 第9次改定においては、①生産、②在庫、③投資、④雇用、⑤消費、⑥企業経営、⑦金融、⑧物価、⑨サービスの9部門から、それぞれ代表的な指標が選ばれている。

⁶ CI中心の公表形態に以降したもの、第9次改定の際に選択されたDIの計測に望ましい指標によりCIが計測されている。選択基準は、①経済的重要性、②統計の継続性・信頼性、③景気循環の回数との対応度、④景気の山谷との時差の安定性、⑤データの平滑度、⑥統計の速報性の6つ。このように、景気動向指数は全ての経済指標を総合的に勘案したものではなく、景気に敏感に反応する一部の指標を合成した単一の指標により、景気を把握しようというものである。DIとCIで同じ指標が用いられている。

⁷ 通常の変化率は分母に前月の値を用いるが、対称変化率は前月値と今月の値の平均値を用いる。例えば、指標が90から100に上昇した場合と100から90に下降した場合とで、絶対値で同じ変化率が計算され、CIの計算に用いられることになる。

⁸ 景気の動きと反対に動く指標のことを言う。例えば、景気が回復すれば、失業率は下がる。符号を逆転させることにより、失業率の下降はCIの上昇に寄与することになる。

⁹ 刈り込み処理は、頑健統計学に基づき、第9次改訂に導入された。詳しくは、3.3節を見よ。

更されてきた。振幅の調整において、CIの計測が開始された当初、各個別系列のCI作成期間全体での絶対値平均を振幅の目安として用いていたが、第6次改定において、経済構造の変化を踏まえ過去5年間の伸び率の標準偏差を用いることとなった。第9次改定において、異常値に左右されないよう頑健統計学のに基づき、過去5年の伸び率の四分位範囲を求める方法に改められた。

またトレンドについては、CIの計測が開始された当初、個別系列毎にトレンドを計測して分離せず、一端CIとして合成した後に、先行CIと遅行CIのトレンドが一致CIのトレンドに合うよう、調整を行っていた¹⁰。第6次改定時において、振幅の目安の改定と同時に、その調整方法について一貫した処理を行う観点から、経済構造の変化を踏まえ、個別系列毎に過去5年間の伸び率の平均を計算する方法に改められた。

さらに、CIの計測が開始された当初、上記の計算方法に加え、先行・一致・遅行の各CIの振幅が合うよう、先行・遅行の合成変化率を求める際、CI作成期間全体での絶対値平均が一致のものと等しくなるように割引因子で割っていた。第6次改訂で廃止された。

③ 指数化する

合成変化率を累積し、基準年次を100とするCIを作成する。その際、合成変化率が個別系列の対称変化率から計算されていることから、合成変化率がCI指数の対称変化率となるような形で累積を行う。

3.3 刈りこみ処理とは

景気動向指数は景気に敏感な各経済部門を代表する経済指標を合成して作成されており、景気をいち早くそして簡単に計測するのに優れているが、景気動向指数に採用された一部の経済時系列データによって景気の上昇(又は下降)のテンポが計測されている。そして、景気動向指数の変動は採用個別系列の不規則変動にも左右される。美添他(2003)では、景気動向指数を『ここで、 r_i を「景気」を平均して変動する多くの指標からの標本と見なすと、(中略)景気動向指数の作成はその平均を計算して景気を推定する問題と考えることができる。』と捉え、『それぞれの r_i には不規則な変動や、他の値とかけ離れた「外れ値」が含まれるのが普通である。(中略)頑健統計学では、質のいいデータの時はできるだけ精度が高く、外れ値があっても安定性が高い手法を利

¹⁰ 先行・一致・遅行の各CIの101項移動平均をトレンドとした。

用する。¹¹』とし、頑健統計学の観点から、安定性の高い景気動向指数の作成を試みている。ここでは、景気動向指数を、多くの指標(母集団)の中から一部指標(標本)を選び、その平均的な動きから「景気」を測定したものとする。もしも選ばれた指標(標本)の一部に「外れ値」があれば、平均を取る指標の数が少なければ少ないほど、景気動向指数は「外れ値」に引っ張られた動きを示すことになる¹²。美添他(2003)では、このような「外れ値」からの影響を受けにくい景気動向指数の作成方法について検討を行っている。

景気動向指数の変動から景気の足下の変化とその変化が定着して変わる景気局面を読み取って、毎月の基調判断を行うためには、景気動向指数の安定性は必要である。CI に基づく基調判断の公表は、CI 中心の公表形態に移行した2008年4月分から開始したが、ある程度の不規則変動ならば移動平均をとることでならすことができ、基調としてのCIの動きとそのテンポを読み取ることが可能になる。そこで、基調判断は足下の基調を3ヶ月移動平均の前月差の大きさと変化方向によって、その変化が定着し景気の局面が変化したのかを7ヶ月移動平均の前月差の大きさと変化方向によって、あらかじめ数量的な基準を設けた上で判断することとなった。しかし、極端な不規則変動になると、移動平均ではならしきれなくなり、基調も判断しにくい。各個別系列が極端に上昇(下降)した場合に、ある上限(下限)値に置き換えることでデータを刈り込んでからCIを作成すれば、極端な不規則変動が取り除かれたCIが作成され、移動平均である程度ならすことができる不規則変動のみがCIに含まれることになり、不規則変動に対して主観的に判断することなく、一定の判断基準に基づいた透明性の高い基調判断が可能となる。

4. 指標「刈り込み DI」による刈り込み処理の妥当性の検証

第9次改定で新たに導入されたCIの算出方法においては、「外れ値」の影響を受けないよう、各個別系列が大きく上昇した場合や下降した場合は、ある上限や下限の値に置き換えることでデータを刈り込み、こうした処理が行われたデータが合成されている。具体的には、個別系列ごとに、

¹¹ 「1.1 伝統的な指標と頑健性」pp.18より。

¹² 例えば、消費税率が高くなるでしょう。そして、消費税が高くなる前の月に駆け込み需要で消費が大きく伸び、税率が上昇した月に、その反動で消費が大きく落ち込んだとする。この動きを捉えた消費の系列を景気動向指数の計測に用いた場合、景気の変動ではなく、制度の変更を反映した消費の動きの影響を受け、景気動向指数は、消費税率が高くなる前の月の大きく伸び、税率が上昇した月に減少するだろう。平均を取る指標の数が多くなれば、こうした「外れ値」の動きも十分にならされていく。

景気動向指数を計測している 1980 年から直近までで最も大きく上昇又は下降した各月伸び率（全期間の約 5%に相当するデータ）について、上限値又は下限値で置き換えて刈り込んでいる¹³。つまり、各個別系列で、1980 年から直近に至る長期的な傾向から極端に外れた上昇や下降が観測された場合、それを「外れ値」とみなすのである。しかしながら、景気が過熱（又は急減退）し、同時に幾つかの系列が大きく上昇（又は下降）している場合、「外れ値」として刈り込んだ部分に、本来の景気変動を表す情報が含まれている可能性も考えられる。もしも刈り込み処理された数字が、不規則変動ではなく景気変動の実体をあらわしているのならば、CIは景気のテンポを表すことを目的とする指標であることから、留意する必要がある。

以下で提案する指標「刈り込みDI」¹⁴は、刈り込み処理されたCIではとらえきれないような極端な変動が各経済部門で発生していないか、そして刈り込み処理された部分には本来の景気変動部分が含まれていないかを把握することに有用な指標である。この指標は

$$\text{刈り込み DI} = (\text{上限刈り込み系列数} - \text{下限刈り込み系列数}) / \text{採用系列数} \times 100$$

(%ポイント)

で表され、上側に刈り込みが行われた個別系列の割合から、下側に刈り込みが行われた個別系列の割合を引いて求める。データが大きく上昇して刈り込まれた場合はプラスの値、逆にデータが大きく下降して刈り込まれた場合はマイナスの値として観測され、同時点で同方向の刈り込み処理がされた系列数が多いほど、刈り込み DI の絶対値は大きくなる。図 2-1 は、刈り込み DI の推移を描いたものである。

刈り込みDIを累積させた（以下では、「累積刈り込みDI」と呼ぶ。）時、もしも刈り込み処理が本来の景気変動とは無関係にランダムに発生した「外れ値」のみになされているのであれば、「累積刈り込みDI」は上昇と下降をランダムに繰り返し、景気に関係なく、常に一定の値の周りを上下することになる。一方、「累積刈り込みDI」が景気に相関して上昇と下降するならば、刈り込み処理によって刈り込まれた部分に本来の景気変動が含まれている可能性がある。図 2-2 の一致指数をみると、第 10 循環や第 12 循環の拡張期、第 13 循環の拡張期、第 14 循環の拡張期では累積刈り

¹³一致指数に採用されている個別系列の外れ値が約 5%になるよう、各個別系列の四分位範囲にある閾値を掛けた値を上限（符号を反転させたものを下限）として、刈り込んでいる。四分位範囲を計算するデータの期間と閾値は、毎年 3 月分速報時点で見直しを行っており、1 年間のデータを追加して、CI を算出する 1980 年 1 月から直近の 12 月までのデータで計算しなおしている。

¹⁴以下の分析では、2010 年 6 月分改定の景気動向指数（内閣府）のデータを用いている。

込みDIの値はある一定の値の周りで上下しているものの、その他では景気に連動して推移していることがわかる。つまり、第 11 循環の拡張期及び後退期や第 12 循環の後退期、第 13 循環の後退期、第 14 循環の後退期では、刈り込み処理された部分に本来の景気変動が含まれており、第 9 次改定の CIが景気の過熱や急減退を過小評価している可能性がある。特に、リーマン・ショックによる景気の急減退とその後の改善¹⁵を反映して、「累積刈り込みDI」も第 14 循環の後退期で大きく下方に振れた後、後退期終了後は逆方向に大きく振れている¹⁶。

5. 景気変動をみる上での「刈り込み DI」の有用性

「刈り込みDI」は、1980 年から直近までの長期的な傾向から極端に外れた上昇や下降を示す系列の割合から求められる指標であり、こうした急激な上昇や下降が各経済部門にどの程度波及していたかを表す指標となる。刈り込み処理を施さないCI¹⁷が公表ベースのCIから乖離した場合、急激な変化のテンポを刈り込みなしCIの変化から測ることはできるが、それが一部の系列の極端な不規則変動を反映したものなのか、それとも多くの部門で同時に急激な変化が起きるような異常な景気変動を反映したものなのかを識別することは難しい。景気動向指数において景気の量感をCIで測り、波及度合いをDIで測っているが、同様に、刈り込みなしCIで急激な変化のテンポを測り、その波及度合いを「刈り込みDI」によって測ることが可能となる。

図 2-1 でリーマン・ショック後(2008 年の後半以降)の「刈り込み DI」の推移をみると、景気の落ち込みに合わせてそのマイナス幅は大きく、逆に景気が底をうった後はそのプラス幅が大きい。それまで「刈り込み DI」が大きく振れることは稀であり、同時に多くの系列が 1980 年から直近までの長期的な傾向から外れ、急激に下降した後、上昇するという異常な景気であったことがわかる。

¹⁵政府の正式な景気判断は様々な指標から総合的に判断される「月例経済報告」において行われており、景気動向指数はその参考指標の 1 つに過ぎない。したがって、景気動向指数と月例経済報告とで、基調判断が異なる場合がある。

¹⁶ここでの第 14 循環における景気の山と谷は、本章で用いている 2010 年 6 月分改定の景気動向指数(内閣府)のデータを用いて判断された、暫定設定のものである。景気動向指数は景気が一巡するごとに見直されている。2011 年 10 月の景気動向指数研究会において、景気動向指数の見直しが行われると同時に、第 14 循環の山と谷も確定された。

¹⁷刈り込み処理のみを施さず、CI を計測した場合。幸村千佳良特任教授(成蹊大学)により、刈り込みなし CI は、毎月公表されている。(URL: <http://sun.econ.seikei.ac.jp/~komura/keikidoukou.htm>)

このように、「刈り込み DI」は、刈り込み処理された CI ではとらえきれない、各部門を代表する経済指標が同時に大きく上昇、下降するといった異常な経済状況を把握することに優れている。

「刈り込み DI」の値は、「累積刈り込み DI」の推移傾向と共に用いることが重要だと考える。「累積刈り込み DI」が断続的に上昇(下降)するということは、「刈り込み DI」が正(負)の値で同方向に振れ続けていることを指し示し、1980 年から直近までの長期的な傾向から外れるような急速な景気拡張(後退)が続いているという一つのシグナルとなる。図 2-1 でバブル景気(1986 年 11 月(谷)～1993 年 10 月(谷))における「刈り込み DI(一致指数)」の推移をみると、各時点では絶対値で大きな値を示してはいないものの、拡張期ではプラスに、後退期ではマイナスに、断続的に振れている。それに対応して、図 2-2 で「累積刈り込み DI」の推移をみると、拡張期では断続的に上昇し、後退期では断続的に下落している。したがって、バブル景気における各個別指標の急激な上昇と下降は、不規則変動というよりも、景気の過熱と急減退を示唆している。このように、「累積刈り込み DI」の推移をみることで、CI の刈り込み処理された部分がランダムに発生した異常値なのか、それとも景気変動部分も含んだものであり、「刈り込み DI」の変動が景気の過熱や急減退を警告するシグナルとなっているのかを判断することに有用と考えられる。

第 9 次改定の刈り込み処理をした CI と刈り込み処理をせずに計算した CI を比較したものが、図 2-3 である。「累積刈り込み DI」の結果が示すとおり、第 11 循環のバブル景気や今循環における後退局面では、「累積刈り込み DI」の上昇と下降の程度に合わせ、刈り込み処理済みの CI と刈り込みなしの CI が大きく乖離している。特に、リーマン・ショックによる景気の急減退を反映して、第 14 循環の後退期において公表ベースの CI と刈り込みなし CI がこれまでになく大きく乖離したことは、特筆すべきである。「刈り込み DI」が絶対値で大きくなるということは、実際の上昇率(下降率)と上限値(下限値)とで乖離する系列数が増加することを意味し、第 9 次改定の刈りこみ処理をした CI の前月差に比べて、刈り込みなし CI の前月差の方がより大きく(小さく)なる。そして、「累積刈り込み DI」が上昇(下降)していくということは、こうした乖離が連続して発生していることを意味している。

景気変動をみる上での「刈り込み DI」の使い方を簡単にまとめると、以下のようになる。

- 「刈り込み DI」が 0 の時は、急激な上昇(又は下降)した経済指標がなく、極端な景気変動が起きている可能性が低いことを指し示す。

- 「刈り込み DI」が絶対値で非常に大きく振れた時は、各部門を代表する経済指標が同時に大きく上昇又は下降するといった異常な経済状況を指し示す。
- 「刈り込み DI」が 0, 又は絶対値で小さい値でプラスとマイナスの値をランダムに繰り返し、「累積刈り込み DI」がある一定の値の周りを上下している時は、各系列に急激な変化がない景気局面であることを指し示す。
- 「刈り込み DI」が断続的に正(負)の値で同方向に振れ続け、「累積刈り込み DI」が断続的に上昇(下降)している場合、景気の過熱や急減退の可能性を指し示す。

6. 結語

第9次改訂により、CIが「外れ値」の影響を受けないよう、景気動向指数を計測している1980年から直近に至る長期の傾向から外れ、大きく上昇した場合や下降した個別系列のデータを、ある上限や下限の値に置き換えることで刈り込み、こうした処理が行われたデータを合成することで作成されることとなった。刈り込み処理によって極端な不規則変動が除かれることから、移動平均によってある程度ならすことができる不規則変動だけがCIに含まれ、不規則変動に対する主観的な判断をすることなく、一定の判断基準に基づいた、透明性の高い基調判断を行うことが可能となった。

しかし、景気が過熱(又は急減退)し、同時に幾つかの系列が刈り込まれた場合、刈り込み処理した部分に本来の景気変動を表す情報も含まれている可能性がある。各個別系列が大きく上昇した場合にある上限値に置き換えられた個別系列の割合から、各個別系列が大きく下降した場合にある下限値に置き換えられた個別系列の割合を引いて求めた指標「刈り込み DI」を作成し、それを累積された指標「累積刈り込み DI」の推移をみることで、刈り込み処理の妥当性を検証した。もしも刈り込み処理がランダムに発生した「外れ値」に施されているならば、「累積刈り込み DI」はある一定の水準の周りをランダムに上下するはずである。しかし、第11循環の拡張期及び後退期や第12循環の後退期、第13循環の後退期、第14循環の後退期では景気の局面と同方向に断続的に変動しており、第9次改定のCIが景気の過熱や急減退を過小評価している可能性がある。

一方で、「刈り込み DI」は景気の判断において有用な情報となる。「刈り込み DI」は、第9次改

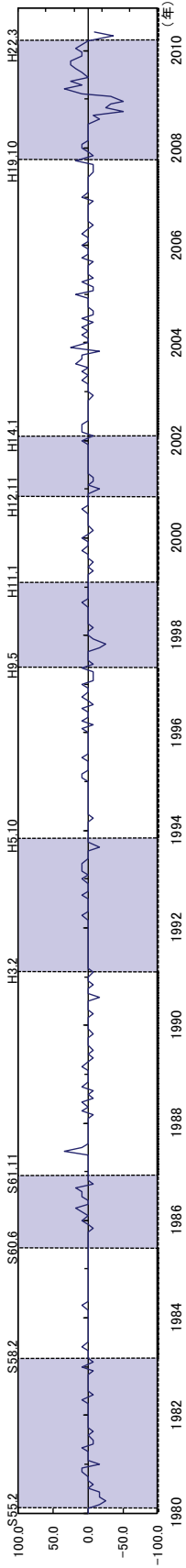
定の刈り込み処理された CI ではとらえきれない、各部門を代表する経済指標が同時に 1980 年から直近までの長期的な傾向から外れ、大きく上昇、下降するような異常な経済状況を把握することに優れており、共に「累積刈り込み DI」の推移もみれば、CI の刈り込み処理されたデータがランダムに発生した異常値なのか、それとも景気変動部分も含んだもので、「刈り込み DI」の変動が景気の過熱や急減退を警告するシグナルなのかどうかを判断することができる。「刈り込み DI」がプラス（マイナス）に振れれば、第 9 次改定の刈り込み済みの CI に比べ刈り込みなし CI の前月差の上昇（下降）幅が大きく、「累積刈り込み DI」が上昇（下降）していくならば、こうした乖離が連続して発生していることを意味する。

本章において、現行の刈り込み処理に景気の変動部分が含まれている可能性があることを指摘したが、本章の元となった外木(2009)を発端として、実務・アカデミックの両者から景気の過小評価問題が取り上げられるようになり、平成 23 年 10 月 19 日の景気動向指数研究会において、各系列の変動を、体型全体に発現する「共通循環変動」と当該系列のみに発現する「系列固有変動」に分解し、「外れ値」の処理の対象を「系列固有変動」に限定する方法が導入されるに至った。

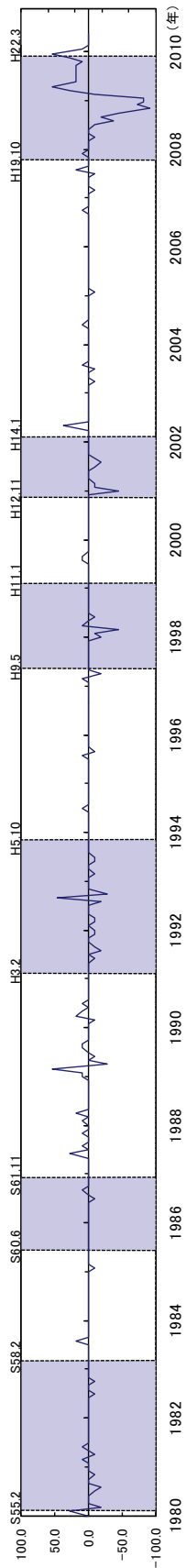
本章では、「刈り込み DI」を景気の過熱・急減退に対する警告指標として用いる際にはどのような上限値と下限値を設定すべきかについては、議論していない。これらは、残された研究課題である。

表 2-1：刈り込み DI

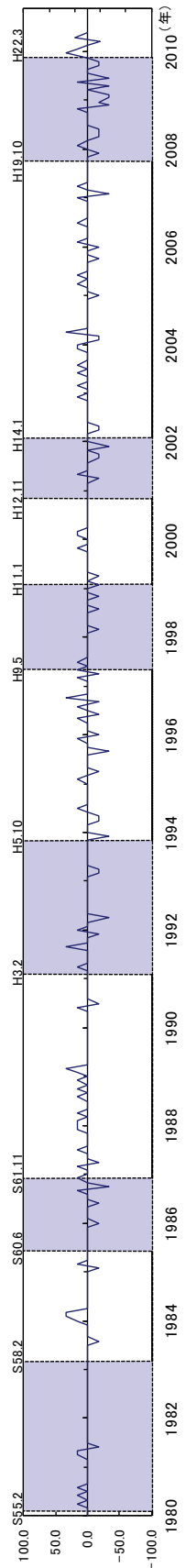
(a) 先行指数



(b) 一致指数



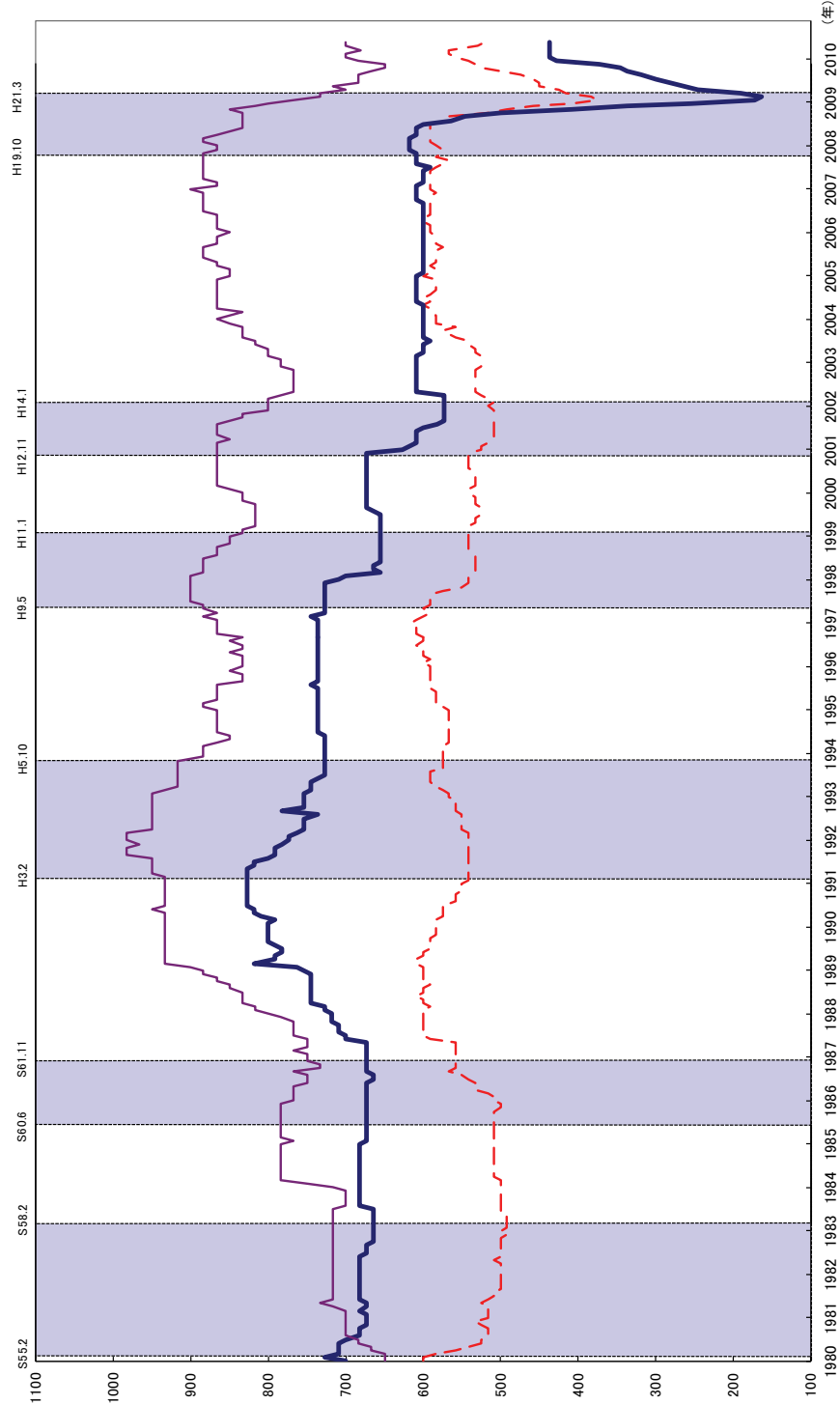
(c) 遅行指数



(出所) 内閣府公表の『景気動向指数(2010年6月分改定)』のデータを基に、筆者推計。

(注) シャド一部分は景気後退期を示す。ただし、平成19年10月以降については暫定。

表 2-2: 累積 χ り込み DI

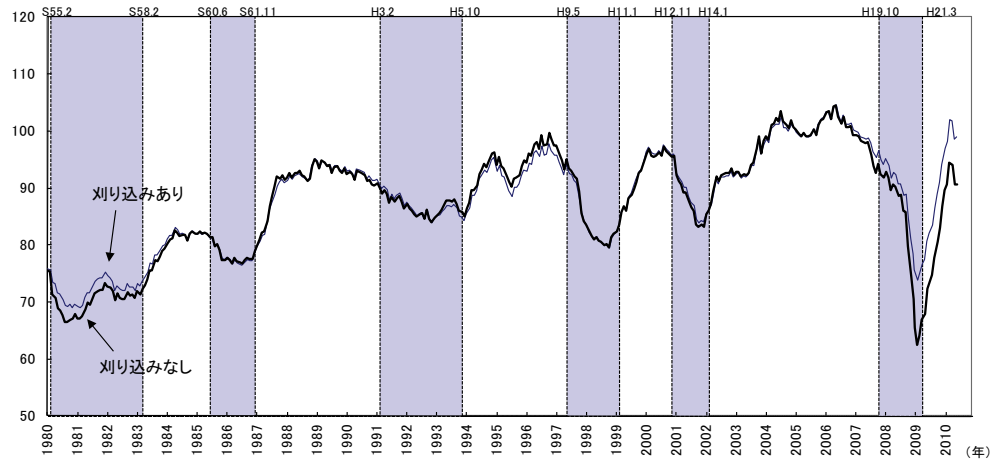


(出所) 内閣府公表の『景気動向指数(2010年6月分改定)』のデータを基に、筆者推計。

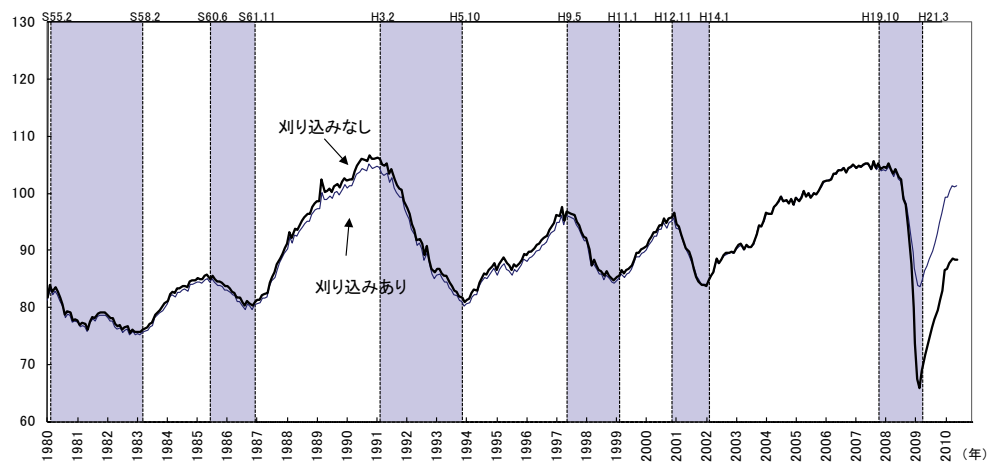
(注) 1970年1月値を500として、累積 χ り込み $DI(t) = \chi$ り込み $DI(t) +$ 累積 χ り込み $DI(t-1)$ より計算。

表 2-3: 刈り込みなし CI (2005 年=100)

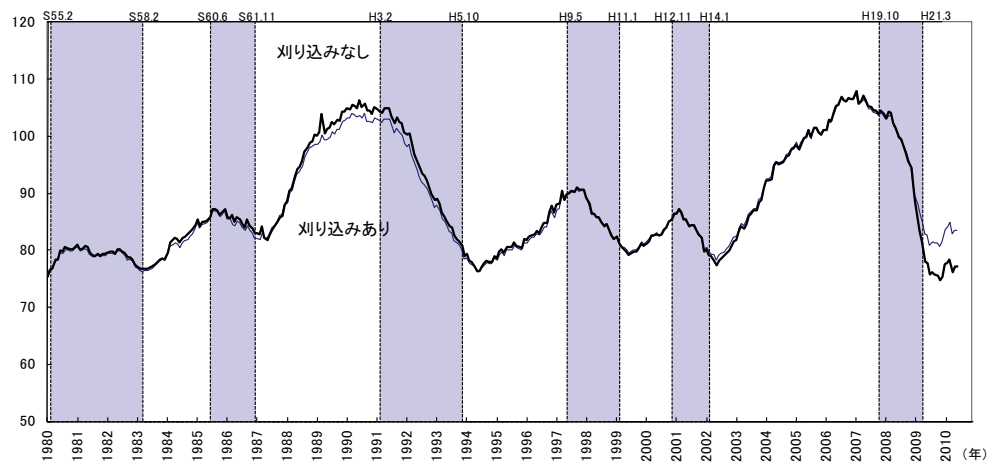
(a) 先行指数



(b) 一致指数



(c) 遅行指数



(出所) 刈り込みあり CI は、内閣府公表の『景気動向指数(2010 年 6 月分改定)』。刈り込みなし CI は、同統計より筆者推計。

第2章:アジア諸国の景気と日本の景気 —景気動向指数と貿易統計による連動性の検証—¹

1. はじめに

近年、日本とアジア諸国の景気の連動性が高まっているといわれる。韓国、台湾、香港、シンガポールといったアジアNIEsを始めとして、中国やマレーシア、タイ、ベトナム、インドネシア等のASEAN諸国の台頭もあり、これらの国・地域がめざましい経済成長をとげる中で日本との経済的関わりも変化したとの認識である。例えば、対中貿易の伸びの統計から始まり、折りに触れて目に入ってくる中国からの生鮮食料品や冷凍食品の輸入がここまで及んでいるのか、中国の古紙やペットボトル、くず鉄などの需要の高まりが日本国内でのリサイクル活動にどのような影響を及ぼしているか、中国に長期滞在する在留邦人が約140,000人²、といったテレビニュースなどからも、日本と中国との経済活動の連動性の高まりが伝わってくる。もちろん、こうした事情は中国に限らず、他のアジア諸国との関係も大同小異のものであろう。

平川(2010)は、「東アジアは、輸出主導政策を通じて沿岸部を中心に発展してきた。その結果、今日、日本・NIEs-ASEAN・中国－欧米とのより高度なトライアングル貿易構造が生まれると同時に、東アジアの域内貿易を確実に拡大させ、生産だけでなく経済の統合と市場化が進んでいる」と述べている。その背景には、中間財貿易比率の高まりが挙げられる。平川・河合(2010)は、2007年の経済産業省『経済白書』の一文を取り上げ、東アジアの域内貿易が中間財の割合が多い特徴を持ち、域内貿易での最終財の占める割合の多いNAFTAやEUとは異なることを指摘している。こうした経済構造の変化を受けて、アジア諸国と日本の間の景気の連動性も高まっているであろうことが予想される。

第2章では、こうしたアジア諸国との実感的景気の連動性の高まりが、実際にデータによって検証されるのか、またもし連動性が高まっているとして、アジア諸国で観察される何らかの景気指標

¹ 本章は、外木・落合・浅子(2008)「アジア諸国の景気と日本の景気:CIと貿易統計による連動性の検証」『フィナンシャルレビュー』2008年第3号(通巻第90号)と、これに基いて書かれたTonogi, Ochiai and Asako(2010)「Business Cycles in Japan and in Asian Countries: Test of Comovements between CI and Trade Statistics」『Public Policy Review』vol.6, no.2を、本論文の構成に合うよう、筆者による若干の修正が付け加わったものである。その際、この2本の論文に基づき書かれたAsako(2012)『Studies on the Japanese Business Cycle』Chapter12を参照した。

² 『海外在留邦人数統計』(財務省)平成24年速報版

の動きが日本の景気の現況把握や将来の景気予測にとって役立つのか、といった問題意識をもつものである。もっとも、現状ではアジア諸国の景気関連統計の整備が遅れているのは明白であり、頻度が高い月次レベルで利用できるデータとしては、『日本から見た貿易統計』（財務省）が現実味のある選択となる。また、本来もっとも関心のある中国との間などそれぞれ個別の国との連動性については、時系列データの利用可能性等の面から、分析の対象外とせざるを得ない制約もある。

以下本章の構成は次の通りである。まず第2節では、四半期GDPを用いて、アジア諸国の景気の連動性を検証し、1997年のアジア通貨危機を境に前半期と後半期に分けた場合、後半期にはアジア諸国間及びアジア諸国と日本の連動性が高まっていることが確認される。第3節と第4節では、月次データの景気指標であるコンポジット・インデックス(CI)と、財務省の貿易統計の対アジアの輸出入のデータから、アジア諸国と日本の景気の連動性の検討を行う。第3節は対アジア総輸出・総輸入、第4節は財別の輸出・輸入を対象とする。第5節は結語部分である。

2. GDP で見たアジア諸国の景気の連動性

本節では、代表的なアジアの国・地域を取り上げ、1997年のアジア通貨危機前後でのアジア諸国間及びアジア諸国と日本の景気の連動性について、四半期GDPにより検証を行う。ただし、中国が四半期ベースでの実質GDPを公表しているのが2005年以降のため、ここでの分析の対象外となる³。

2.1 アジア諸国間の連動性

表1-1と表1-2は、それぞれ四半期ベースでの実質GDP(季節調整済み)のレベルと対前年成長率について、対応する国・地域同士の相関係数を計算したものである。上段が前半期(1993Q1-1997Q4)、下段が後半期(1999Q1-2007Q1)である。竹内(2006)に従い、アジア通貨危機という特殊要因の影響が深刻化した1998年を除き、その前後で相関度にどの程度の変化があるかを確認するためにサンプル分割した。

³ 公表ベースではGDPはないが、中国産業生産性データベース(CIP)プロジェクトにより、一般的な生産関数の枠組みでの分析ができるような一貫性のある産業関連データの構築と、生産と生産性に関する国際比較を目的とした中国産業生産性データベース(CIP)が作成されている。対象期間は1987～2008年である。詳しくは、次のURLを参照のこと。
<http://www.rieti.go.jp/jp/database/CIP2011/index.html>

表 1-1 を見ると、さすがにレベル同士の相関係数は、どの国・地域同士の組み合わせでも前半期においても後半期においても非常に高いものがある。最も低い相関係数でも 0.87 であり、前半期における日本とタイで記録されたが、これとて後半期には 0.96 まで上昇している。ただし、よく指摘されるように、時系列データのレベル同士の相関は、互いがトレンドにそった動きをした「見せかけ」の相関による場合があり、成長率同士の相関表はそれを裏付けている。

すなわち、表 1-2 では相関係数はかなり小さくなる。両側 5% 有意水準で「相関係数が 0 である」との帰無仮説の検定（帰無仮説が有意に棄却される場合が太字表記）を行うと、前半期（棄却域は絶対値で 0.34 以上）と比べると後半期（同 0.41 以上）で連動性が高まる組合せが増えているのを見て取れる。とはいえ、その傾向は必ずしも普遍的なものとして確立しているわけではない。

この点に新たな視野を切り開いたのが竹内(2006)であり、一人当たり実質 GDP の対前年成長率同士での相関を調べ、前半期に比べ、後半期においてアジア諸国間の連動性が目立って高まっていることを見出した。これに対して、当初、一人当たり GDP 成長率という経済規模で調整したことによる影響が大きいとの見方もあったが、それよりも対前年同期比をとっていることの影響が大きい。すなわち、竹内(2006)が四半期ベースの GDP 統計に対して年次ベースの人口統計のデータをマッチングして利用したことから、必然的に四半期の対前期成長率に変わって対前年成長率に注目したと思われるが、この統計処理が各国のデータに時系列の意味で自己相関を導入することになり、結果的に、各国のデータ間の相関度を高めたと考えられる。

この章では竹内(2006)よりも後半期を 5 四半期分アップデートして相関表を算出したが、実質 GDP の対前年成長率同士での表 1-3 と対前期成長率同士での表 1-2 とを対比して見ると、確かに表 1-3 の方が、全体的に前半期に比べて後半期の連動性が高く認められる。ちなみに、本章でも、年次データの人口を線形補間によって四半期データ化して求めた四半期データとしての一人当たり GDP 成長率についてもただの GDP 成長率についての表 1-3 と表 1-2 の違いがほぼそのまま妥当することが確認された。アジア諸国間での人口成長率にかなり高い相関が見られることから、一般論としては、一人当たり GDP に基準化することによって、連動性は高まって計算される傾向がある。

しかしいづれにしても、得られた基本的なメッセージは竹内(2006)と同じであり、表 1-2 であれば表 1-3 であれば、アジア諸国間での組み合わせからは、アジア通貨危機で直接痛手を受けた韓国、

タイ、インドネシアを一部の例外として、前半期に比べて後半期においてかなり普遍的な形でアジア諸国の景気連動性の高まりが認められるのである。

2.2 アジア諸国と日本・アメリカとの連動性

表 1-1 から表 1-3 の対象国には、アジア諸国に加えて日本とアメリカも含めてあり、アジア諸国と日本やアメリカとの連動性についても、議論することができる。まず、表 1-1 の GDP のレベル同士からは、アジア諸国と日本やアメリカとの相関が非常に高いものであることが分かるが、これも見せかけの関係と解釈される。

表 1-2 と表 1-3 からは、実質 GDP 成長率をめぐっても、アジア諸国と日本との連動性はアジア諸国間の連動性と同様に前半期に比べて後半期に高まっていることが見て取れるが、興味深いのは、ただの実質 GDP 成長率と一人当たり実質 GDP 成長率とで、前半期も後半期も大きな差が認められないことである。これは、この間の日本の人口成長率の変動が安定していたために、一人当たり実質 GDP 成長率の相関係数にほとんど影響を与えなかったからと考えられる。この点については、次項で多少詳しく考察する。

なお、アジア諸国とアメリカの連動性については、表 1-2 の実質 GDP 成長率で見る限りは前半期と後半期で違いはなく、表 1-3 の対前年同期比の GDP 成長率同士では、むしろかなり連動性が高まったと判断されよう。

表 1-2 の観測が正しいとするならば、後半期のアジア諸国間の連動性の高まりに対しては、必要条件として(しかし、必ずしも十分条件としてではなく)日本との連動性の高まりが何らかの貢献をしている可能性が指摘されよう。しかし、表 1-3 の観測に基づくならば、日本だけが消去法による必要条件としてアジア諸国の連動性の高まりに貢献しているとは断定できない。

もっとも、竹内(2006)の相関表では、アジア諸国とアメリカとの間の連動性も後半期に高まっており、日本だけが消去法による必要条件としてアジア諸国の連動性の高まりに貢献しているとは断定できない。

2.3 連動性の高まりの背景

後半期において景気の連動性が高まってきている原因として、竹内(2006)は 1990 年代末から日本、アメリカ、アジア諸国の間で急速に立ち上がった「生産の分業体制」が関与している可能性を指摘している。より具体的には、「先進諸国から直接投資を受け入れたアジア各国が、投資国

から資本財や中間財などを輸入して最終工程を担当する工程間分業(fragmentation)は、各国が比較優位を持つ異なる最終製品をやり取りする伝統的な貿易のあり方に比べると、需要や技術の波及効果を強めることが想定される」との仮説を立て、資本財の取引を明示的に組み込んだ動学的一般均衡モデルのカリブレーションによって、成功裏に自らの仮説の検証を試みている。

一方、宮川・今村(2003)は Canova and Dellas(1993)に倣って、2 国間の貿易取引の緊密性と景気循環の相関性についてアジア諸国を対象に検討した。具体的には、国連による各国別の相手先別輸出・輸入(FOB ベース)の統計を用いて、1970 年から 2000 年にかけての貿易全体に占める相手国のウェイトの変動と GDP の変動との相関関係を計測し、変動相場制以降先進国間では貿易の緊密性が重要な要素になっているとの Canova and Dellas(1993)の指摘が、アジア諸国には妥当しない結果となることを報告している。宮川・今村(2003)は、その要因として、貿易額が金額ベースで計られていることと、アジア諸国間の発展には直接投資の寄与が大きいために、貿易と景気循環との関係は比較的希薄だという 2 つの可能性をあげている。

宮川・今村(2003)の分析が、竹内(2006)の分析と比べて最近年のデータの蓄積に欠けることが第 3 の可能性にあげられるが、第 1 の貿易額が金額ベースである点に関連しては、棕(2003)や大野・福田(2003)によると、対アジア貿易において価格を通じる効果が定量的に小さいことが示唆されている。すなわち、棕(2003)は世界の地域別の輸出入数量関数を推計し、輸出入数量の所得弾力性と価格弾力性を求めた結果、対アジアについては、所得弾力性は輸出入とも有意であるが、価格弾力性は輸出に関しては有意に推定されず、輸入に関しては有意に推定されたもののその値は小さい、としている。具体的には、輸入の価格弾力性の推定値は絶対値で 0.2 から 0.3 程度であり、大野・福田(2003)で計測されたアジア各国の対日本円日次為替レートの変化率のボラティリティもかなり小さいことを鑑みると、全体として、価格を通じる数量への効果は小さいものと判断されるのである。換言するならば、金額ベースの貿易額の変動の大宗は所得効果から生じているものと解釈可能であるが、価格弾力性が小さいということは、いったん価格が変化するとそれがそのまま金額ベースに比例して反映されるということでもあり、貿易額の変動の上での価格効果の解釈には留意すべきであろう。この点は、本章の最後の部分で再度言及する。

次に、宮川・今村(2003)が指摘するように、直接投資が重要なのはその通りであろうが、それは必ずしも貿易を通じる景気の連動性を下げる方向に働くとは限らない。清田(2003)が指摘するに

は、それぞれの地域における直接投資は、短期における貿易面での循環的なインパクトだけでなく中長期的なトレンド面での影響も及ぼし、対アジアの直接投資では後者の中長期的な影響が大きい。この原因として、清田(2003)は、直接投資を通じて移転された生産拠点が日本から部品を輸入し、現地で組み立て、第三国に輸出するケースが考えられ、しかも生産拠点が本格的に稼働し始め、輸出が本格化するまでに数年程度要するとして、直接投資の中長期面での貿易への影響を説明している。伊藤(2003)でも、産业内貿易の進展によりアジアへの直接投資が増加したことが検証されている。

2.4 本章のアプローチ

本章では、竹内(2006)とは異なり、カリブレーションでなくデータからの計量分析によって、アジア諸国と日本の景気変動の連動性を検証する。カリブレーションは想定する経済モデルの下での理論メカニズムの検証などにおいて有用な分析手法であるが、どのような環境設定をしようとも、カリブレーションには一定の恣意性が入り込む余地があることから、データに基づく計量分析が可能ならば、ファクトファインディング的に得られる知見があると考えられるからである。

具体的には、1990年代以降の日本の景気指標の循環成分とアジア諸国の貿易指標との連動性を検証する。景気指標としてGDP成長率を用いることが考えられるが、もっともフリークエンシーが高いもので四半期ベースである。すると、計量分析に必要なデータの長さを十分に確保できない。そこで、月次データとして利用可能な景気動向指数・CI 指数に注目する。そして、貿易データについては、地域別や産業別の月次データが利用可能な「貿易統計」(財務省)を用いる。

この際、2.3 節で概観した先行研究を踏まえ、短期の循環面に焦点を当てた景気の連動性を検証する。次節で詳述するが、CI はそうした循環成分を抽出した景気指標であるが、貿易についても(CI に符合させる意味もあって)中長期的な影響を取り除くデータの加工を施すものとする。この意味を視覚的に理解するために、財務省の貿易統計から、比較対照の意味で対アジアと対北米地域の輸出入の中長期的な伸びを、CI の計算方法に準じて試算してみた(図 1-1)。

同図では、輸出入の伸び率のトレンド部分に相当する動きを取りだしたことになるが、対北米地域の輸出入は 1990 年代前半や 2000 年代初頭において落ち込みを見せ、伸び率の絶対水準も低いのに対して、対アジア地域の輸出入は中長期的に高率で伸び続けていることが理解されるであろう。既述のように、宮川・今村(2003)では、日本と対アジア諸国との貿易の連動性が見出せ

なかった原因の一つとして、金額ベースでの貿易統計を利用した点を挙げている。しかし、そもそもデータが金額ベースにしる数量ベースにしる、こうした長期のトレンド要因が短期の循環要因と分離されていない可能性も考えられ、実際、本章の以下の分析からは、長短要因の分離の重要性が確認されることになる。

3. CI で見たアジアと日本の景気の連動性

本節では、内閣府経済社会総合研究所から公表されているコンポジット・インデックス(CI)⁴と、財務省の貿易統計のアジアの総輸出入のデータから、アジアと日本の景気の連動性の検証を行う。

景気の現況判断や景気予測の目的にとっては月次データとして利用可能な景気指標が望ましい。これまで内閣府では CI は参考指標として位置付け、主にディフュージョン・インデックス(DI)に基づいて景気判断を行ってきたが、2008 年 4 月分から CI 中心の景気動向指数の公表に変えることになった。CI は DI では捉えきれない景気変動の大きさやテンポといった量的側面を示すことを目的としており、その山谷が景気の子谷の目安となるだけでなく、その伸び率が景気判断に有用な情報となる。

そこで、CI の伸び率とアジアからの輸出入の伸び率との時差相互相関等を見ることで、アジアと日本の景気の連動性を検証する。財務省の貿易統計は月次データとして利用可能であり、本章の目的にとってもっとも合致する統計であるといえる。第 2 節で行ったような個別の国・地域毎の分析も可能であるが、本章の目的は日本の景気指標との連動性にあることから、個別の国・地域に偏ることなく連動性が高まったアジア諸国を一体として合算したデータに注目する。以下では、まず必要な範囲でデータについて概説する。

3.1 CI の作成について

まず CI の作成方法について説明しておく。先行・一致・遅行 CI はそれぞれ、以下のような手順で作成される景気指標である。

⁴ 本章で使用している CI は、第 9 次改定のものである。前章において検証しているが、第 9 次改定の CI には、景気の急減退・急上昇を過小評価する問題が潜んでいる。本章の分析期間には、過小評価問題があるバブル期やリーマン・ショック時は含んでいないため、第 9 次改定の CI を用いても問題は生じない。

- ① 個別系列の対称変化率(変化率の分子は通常の変化後から変化前の値を引いた差分であるが、分母は変化前と変化後の平均値をとる)を求める。ただし、構成指標が0または負の値を取る場合、または内容が比率になっている場合には単純差分を取る。また、逆サイクルの系列については、対称変化率の符号を入れ替える。
- ② 外れ値を処理するために、ある定数 k を置くことで各個別系列の閾値を設定する。この閾値 k はすべての系列で共通の値であり、5%の外れ値を検出する閾値として毎年内閣府が設定する。より具体的には、各個別系列の第3四分位範囲と第1四分位範囲との差に k を掛けた値(閾値)を各個別系列の値の絶対値が超えた場合、閾値として定められた値に元の系列の符号を掛けた値と置き換えることで外れ値を処理する(刈り込み処理)。
- ③ 個別系列のトレンド(合成変化率)を、後方60か月移動刈り込み平均として計算し、外れ値補正後対称変化率から引いたものを、四分位範囲(第3四分位範囲と第1四分位範囲との差)で割ることで基準化し、四分位範囲基準化変化率を求める。
- ④ 個別系列トレンドの系列間の平均から、全系列の合成トレンドを計算する。個別系列の四分位範囲基準化変化率の系列間の平均を、全系列のトレンドからの乖離である循環成分であるとし、合成四分位範囲基準化変化率を計算する。個別系列の四分位範囲の系列間平均から、合成四分位範囲を計算する。
- ⑤トレンドとサイクルの程度が一致するように、基準化変化率を掛けたものに合成トレンドを足し合わせて、合成変化率を求める。
- ⑥ 合成変化率を累積して基準年のCIの平均値で割ると、CIが計算される。

先行・一致・遅行CIの伸び率は、合成変化率となる。しかし、景気判断ではなく景気循環を分析する場合は、トレンド成分である合成トレンドは除き、循環成分である合成四分位範囲の動きに注目するのが適切といえる。アジアの輸出入についても、同様である。トレンド成分を除かなければ見せかけの相関が生じ、アジア諸国と日本の景気の連動性の分析にはミスリーディングなものになる。

3.2 CIと対アジア輸出入の伸び率のデータ

そこで、本章では先行・一致・遅行CIそれぞれの合成四分位範囲基準化変化率をCIの伸び率とし、また対アジア輸出入(総額、輸入財別)の四分位範囲基準化変化率を対アジアの伸び率と

して分析を進める⁵。

具体的には、先行・一致・遅行 CI の伸び率として、2007 年 11 月分速報時のデータを採用し、1980 年 1 月から合成四分位範囲基準化変化率を計算した。対アジアの輸出額、輸入額のデータについては、財務省の貿易統計データを NEEDS-FinancialQUEST から月次で採り、X12-ARIMA による季節調整を行った後、外れ値補正後四分位範囲基準化対称変化率を求め、これを対アジア輸出入の伸び率とした。なお、財別輸入については、採用されている 35 系列の輸入財のデータを用いた。なお、対象とした輸入財については表 1-8 を参照されたい。

財別の貿易統計は 1988 年 1 月から利用可能であり、60 か月移動平均値を計算したため、対アジア輸出入の伸び率は 1993 年 1 月から存在することになる。最終的には、本章の分析期間としては、1993 年 1 月から 2007 年 6 月までのデータを対象とした。

3.3 CI と対アジア輸出入との連動性

はじめに、先行・一致・遅行 CI の合成四分位範囲基準化変化率と対アジアの輸出総額、輸入総額の四分位範囲基準化変化率との時差相互相関を求めた(表 1-4)。同表のそれぞれの個別表では、1 行目の変数との時差相互相関を求めており、1 行目は自己相関を求めていることになる。一方、2 行目・3 行目は 1 行目の変数との時差相互相関を求めており、ラグがマイナスで時差相互相関が高ければ、その変数に先行性があることを示している。

対アジア輸出は先行・一致・遅行 CI と、同時点相関が高くなっている一方、対アジア輸入は先行・一致 CI とのみ同時点相関が高い。なかでも、先行 CI と輸入の同時点相関が最も高い。表 1-4 を更に詳しく見ると、対アジア輸出は先行・一致 CI に対しては 2 ヶ月の、遅行 CI に対して 6～8 ヶ月の先行性が見られた。同様に、対アジア輸入について見ると、先行 CI とは有意な先行性は見られないが、一致・遅行 CI に対しては 6～9 ヶ月の先行性が見られた。全期間だけでなく、アジア通貨危機前と後に分けて時差相互相関を求めても、時差相互相関はアジア通貨危機後の方が若干強めであったが大きな差は無く、同様の結果が得られた。

時差相互相関から、変数間の異時点間の相互依存関係の有無を調べる事が可能であるが、どちらの変数に外生性があるのかまでは評価できない。そこで、先行・一致・遅行 CI の合成四分

⁵ 貿易統計では、輸出については FOB 価格(本船渡し価格)、輸入については CIF 価格(保険料・運賃込み価格)で計上されている。本章では、異なる価格で記録されている貿易統計をそのまま利用している。

位範囲基準化変化率と対アジアの輸出総額、輸入総額の四分位範囲基準化変化率との間の Granger 因果性を調べた。表 1-5 にまとめられた各個別表では、記載してある変数で VAR モデルを推定し、AR の次数を AIC 基準によって選定した。その上で、Granger 因果性検定を行った。表は、縦軸の変数から横軸の変数への Granger 因果性を検定した結果を掲載しており、一番下の行は横軸に並んでいる変数を、縦軸で並んでいる各変数で説明する AR モデルの自由度修正済み決定係数を示している。

まずアジア輸出に関する結果を見ると、輸出は先行 CI と相互に因果性のあるフィード・バック関係がある。また、輸出には一致・遅行 CI への一方的因果関係が見られる。一方、輸入に関しては、先行 CI から輸入への一方的因果関係があり、一致 CI とはフィード・バックの関係、そして輸入から遅行 CI への一方的因果関係が見られる。

なお、全期間についてだけでなく、アジア通貨危機前と後にサンプル分割して Granger 因果性テストを行ったが、データを分割することで決定係数が下がり、CI と輸出入の 2 変数での Granger 因果性を分析してもお互いに因果性が見出せないケースが多く出現した。この結果は、データに含まれている通貨危機前後で共通の連動性に関する情報が、分割することで不十分なものとなったことを示唆する。言い換えれば、通貨危機という大きな変化もトレンド成分として(正しく)除去済みの可能性を示唆するものである。ここではデータ数を確保する意味でも、期間を分割せずに分析した結果を採用した。

3.4 CI 採用系列と対アジア輸出入の時差相互相関

以上から、対アジア輸出は先行 CI と相互に関連を持った後、一致、遅行 CI へ影響を与えており、一方、対アジア輸入は先行 CI から影響を受け、一致 CI とは相互に関連を持った後、遅行 CI へと影響を与えるとといった違いを見せる。このような関連がなぜ生じているかを確認するために、先行・一致・遅行 CI の各採用系列の四分位範囲基準化変化率と対アジア輸出入の四分位範囲基準化変化率との時差相互相関を求めたものが表 1-6(輸出)と表 1-7(輸入)である。なお、データ期間をアジア通貨危機の前後で分けると、危機後の方が高めの相関が出ているが、大きな違いは見られなかった。

先行 CI を見ると、採用系列のうち最終需要財在庫率指数(逆サイクル)及び鉱工業生産財在庫率指数(逆サイクル)、実質機械受注(船舶・電力を除く民需)と対アジアの輸出・輸入との間の

同時点相関(正の相関)が高く、詳しく見ると対アジア輸出よりも対アジア輸入の方が高い相関となっている。これらの系列とは、数ヶ月の先行性(正の相関)も見られる。加えて、対アジア輸入は耐久消費財出荷指数(前年同月比)と同時点で高い相関と先行性が見られ、対アジア輸出は新規求人数(除学卒)や新設住宅着工床面積と高い同時点の相関が見られた。

一方、一致 CI を見ると、対アジア輸入は商業販売額指数(卸売、前年同月比)と最も高い同時点相関(正の相関)を示し、一致系列の多くに対して2ヶ月の先行性(正の相関)が見られた。加えて、対アジア輸出は中小企業売上高(製造業)と最も高い同時点相関を示し、一致系列の多くに対して2~4期の先行性(正の相関)が見られた。最後に、遅行 CI を見ると、完全失業率(逆サイクル)が対アジア輸出と同時点相関が見られたが、他に同時点相関(正の相関)を持つものは無かった。

以上のGranger因果性と時差相互相関の結果から、対アジアへの輸出が増加するときは、最終財や生産財の出荷が増え、在庫率が下がり、新規求人も増加する。そして、中小企業の売上高を増加させた後、2~4期後に一致系列の生産や雇用関係を中心とした各系列が増加する。最後に、家計の最終消費支出が増加し、失業率も下がるという経路をたどる。他方、対アジアからの輸入が増加するときは、最終財や生産財出荷が増え、在庫率が下がり、実質機械受注が増加し、耐久消費財の出荷も増加する。そして、生産と消費をつなぐ卸売業の販売額が増加した後、2期後に一致系列の生産や雇用関係を中心とした各系列も増加するという経路をたどることが理解される⁶。

Granger 因果性や時差相互相関などの分析結果をまとめると、日本の景気は、先行・一致 CI の生産関連の系列を通じて対アジアの輸出入と高い連動性があることがわかる。しかし、遅行 CI については、対アジア輸出との間には連動性が見られるものの、対アジア輸入との間にはあまり連動性がないことがわかった。

このような結果は、アジアからの外需に応えた輸出のための生産や、国内需要に応えた日本国

⁶ 輸入の2期後に生産や雇用関係を中心とした系列が増加しており、輸入と国内生産活動の間にタイムラグがあることが予想される。その背景として、生産と消費をつなぐ卸売業の卸売額は同時相関が高いことから、国内における卸売業から生産に至る間でのラグであると考えられる。一方、輸出される財は輸出前に生産が行われるため、輸出に対し生産関連指標が先行して動くことが予想されるが、実際には2~4期後に生産や雇用関係の指標が動いている。輸出と同時相関が高い指標が出荷や在庫率であることから、輸出の際はまず在庫を出荷し、その後に本格的な生産が始まっていると考えられる。

内での生産において、日本とアジア諸国との間で垂直貿易が進展した結果、アジアから原材料や中間財を輸入している可能性や、アジアから食料品や衣料などを輸入し、日本国内で消費していることにより、アジア諸国と日本の景気との連動性が高まっている可能性を示唆していると考えられる。

4. CI と対アジアの財別輸入との連動性

本節では、日本とアジアの景気の連動性を確認するため、アジアからの財別の輸入と各 CI との関係性を、第 3 節と同様に時差相互相関を求めることにより分析する。対象とする財は、日経 NEEDS-Financial QUEST がカバーする 35 種類である。なお、時差相互相関の両側 10% 意水準の目安は、サンプル数が 174 なので絶対値で 0.15 である。ラグが短い場合は自由度が高まり境界の値は若干小さくなる。表 1-8 から表 1-10 には有意な相関があったものだけを掲載し、また、これら表にあるアジア輸入総額については表 1-4 とまったく同じであるものの参考として掲載している。

まず、えび、肉類、原油及び粗油、揮発油、液化石油ガス、原動機、航空機類の 7 財については、まったく相関がない、相関があっても低いものや負の値を示しているが、その他の財については次のような傾向が示された。

- ① 先行・一致 CI と正の高い同時相関がある。
- ② 遅行 CI と正の同時相関がない。
- ③ 各財の輸入は先行 CI に対して 3 ヶ月先行し、一致・遅行 CI に対して 6～9 ヶ月先行する。
- ④ 先行 CI は各財の輸入に対して 3 ヶ月の、一致 CI に対して 2 ヶ月の先行性がある。

以下では、えび、肉類、原油及び粗油、揮発油、液化石油ガス、原動機、航空機類の 7 財については、景気との連動性が低い又は全くないとみなし、残りの 28 財の結果について言及する。

表 1-8 より先行 CI との正の時差相互相関を詳しく見ると、多くの財で何らかの有意な同時相関又は/かつ時差相互相関があった。ただし、鉄鉱石、大豆、石炭、自動車には見られなかった。加えて、食料品、魚介類、木材、鉱物性燃料、石油製品、液化天然ガス、化学製品、有機化合物、木製品等、半導体電子部品、音響映像機器、科学光学機器の 12 財には 1～3 期の先行性が見られた。また、鉄鉱石、科学光学機器の 2 種類には 6 期の先行性が見られた。

表 1-9 の一致 CI との正の時差相互相関を見ると、多くの輸入財との間で何らかの相関を確認できる。すなわち、原料品、木材、化学製品、医薬品、鉄鋼、非金属鉱物製品、半導体等電子品、電気計測器、科学光学機器の 9 種類と同時点相関が認められた。加えて、鉱物燃料、石油製品、液化天然ガス、自動車の 4 種類には 1 期の先行性、食料品、有機化合物、非金属鉱物製品、半導体電子部品、科学光学機器の 5 種類には 3～4 期の先行性が、また原料品、非鉄金属鉱、石油製品 3 種類には 6～7 期の先行性が見られた。

表 1-10 より遅行 CI との正の時差相互相関を見ると、表 1-8 や表 1-9 と比べて同時点相関が見られる財の数は減少し、唯一、鉄鋼のみに同時点相関があった。むしろ、6 期先行した時の時差相互相関が見られる輸入材が多い。食料品、野菜、鉱物性燃料、石油製品、液化天然ガス、化学製品、鉄鋼、音響映像機器、電気計測機器、科学光学機器の 10 種類である。

以上をまとめるならば、多くの輸入財が日本の景気と連動性を持っており、アジアからの輸入財の情報が国内景気に先行していることが理解される。また、消費財よりも中間財に用いられる輸入の方が先行している傾向があり、これら中間財が輸入される背景を踏まえてアジア諸国での生産状況を把握することは、日本の景気の先行きを予測する上で重要な情報となろう。

5. 結語

本章では、アジア諸国の景気と日本の景気の連動性について検証してきた。第 2 節で見たように、四半期データとしての GDP データを用いてアジア諸国の景気の連動性を検証すると、1997 年のアジア通貨危機を境に前半期と後半期に分けた場合に、確かに後半期にはアジア諸国間及びアジア諸国と日本との連動性が高まっていることが確認される。そこで、第 3 節と第 4 節では、月次データとしての景気指標であるコンポジット・インデックス(CI)と、財務省の貿易統計のアジアの総輸出入のデータから、アジアと日本の景気の連動性の検討を行ったが、第 3 節の対アジア総輸出・総輸入、および第 4 節の財別の輸入を対象とした分析からも、一定の連動性が認められた。

アジア諸国との景気の連動性が高まった背景には、竹内(2006)や伊藤(2003)が主張するような各国間での工程間分業を中心とした「生産の分業体制」が出来上がってきたことが大きいといえよう。伝統的には、「輸出が景気の牽引役」といった景気循環における輸出の役割がルーティー

ン化し、景気の現況判断や景気予測に際しての先入観として定着している感があるが、生産の分業体制の枠組みでは、資本財や中間財の輸入を通じた景気の連動性がよりクローズアップされることになるかもしれない。本章の検証結果からも、財別の輸出入で見た場合には、中間財となる財の輸入が日本の景気に先行する傾向が認められ、もしそうならば今後の景気予測にとっても重要な情報となるであろう。

なお、本章では輸出入総額といった価格面でのデータを用いた分析を行った。アジアの輸出入では価格効果が小さいとの棕(2003)等の実証分析があるものの、数量ベースでの分析を考慮する必要も存在する。また、より細かく国別の財別の輸入データを用い分析を精緻化することで、各国との関係をより正確に捉えることも必要である。これらの点については今後の課題としたい。

表 1-1: アジア諸国の実質 GDP(レベル)の相関係数

(a) 1993Q1-1997Q4

	韓国	台湾	マレーシア	シンガポール	インドネシア	タイ	フィリピン	アメリカ	日本
韓国	1.00								
台湾	0.99								
マレーシア	0.99	1.00							
シンガポール	0.98	0.98	1.00						
インドネシア	0.99	0.99	0.99	1.00					
タイ	0.95	0.91	0.92	0.92	0.94	1.00			
フィリピン	0.99	0.99	0.99	0.97	0.99	0.90	1.00		
アメリカ	0.99	1.00	0.99	0.98	0.99	0.90	1.00	1.00	
日本	0.95	0.95	0.96	0.92	0.96	0.87	0.97	0.95	1.00

(b) 1999Q1-2007Q1

	韓国	台湾	マレーシア	シンガポール	インドネシア	タイ	フィリピン	アメリカ	日本
韓国	1.00								
台湾	0.97	1.00							
マレーシア	0.98	0.99	1.00						
シンガポール	0.91	0.96	0.96	1.00					
インドネシア	0.98	0.98	0.99	0.94	1.00				
タイ	0.98	0.98	0.99	0.93	0.99	1.00			
フィリピン	0.98	0.99	1.00	0.95	1.00	1.00	1.00		
アメリカ	0.98	0.99	1.00	0.95	1.00	0.99	1.00	1.00	
日本	0.96	0.99	0.99	0.97	0.98	0.97	0.98	0.98	1.00

(出所) 日本は内閣府『国民経済計算』, アメリカは経済分析局, アジア諸国は『CEIC』データベース, により筆者作成.

(注) 両側 10%有意水準で, 「 H_0 : 相関係数 = 0」を棄却するものは太字で表記.

表 1-2: アジア諸国の実質 GDP 成長率(前期比)の相関係数

(a) 1993Q2-1997Q4

	韓国	台湾	マレーシア	シンガポール	インドネシア	タイ	フィリピン	アメリカ	日本
韓国	1.00								
台湾	0.25	1.00							
マレーシア	0.27	0.07	1.00						
シンガポール	0.18	0.11	0.09	1.00					
インドネシア	0.23	-0.02	-0.09	0.06	1.00				
タイ	0.67	0.29	0.16	0.15	0.36	1.00			
フィリピン	0.32	0.14	-0.25	-0.32	-0.17	0.09	1.00		
アメリカ	0.09	0.33	-0.32	0.07	0.00	-0.01	0.34	1.00	
日本	-0.07	-0.14	0.05	-0.22	-0.03	-0.21	0.10	0.01	1.00

(b) 1999Q2-2007Q1

	韓国	台湾	マレーシア	シンガポール	インドネシア	タイ	フィリピン	アメリカ	日本
韓国	1.00								
台湾	0.50	1.00							
マレーシア	0.50	0.67	1.00						
シンガポール	0.13	0.48	0.37	1.00					
インドネシア	-0.19	0.03	0.12	-0.02	1.00				
タイ	-0.02	-0.06	0.13	0.23	0.25	1.00			
フィリピン	0.24	0.45	0.37	0.35	0.06	0.03	1.00		
アメリカ	0.09	0.38	0.38	0.06	0.16	0.05	0.18	1.00	
日本	0.30	0.44	0.47	0.12	0.36	0.04	0.29	0.23	1.00

(出所) 日本は内閣府『国民経済計算』, アメリカは経済分析局, アジア諸国は『CEIC』データベース, により筆者作成.

(注) 両側 10%有意水準で, 「 H_0 : 相関係数 = 0」を棄却するものは太字で表記.

表 1-3: アジア諸国の実質 GDP 成長率(前年比)の相関係数

(a) 1993Q2-1997Q4

	韓国	台湾	マレーシア	シンガポール	インドネシア	タイ	フィリピン	アメリカ	日本
韓国	1.00								
台湾	0.26	1.00							
マレーシア	0.63	0.14	1.00						
シンガポール	0.47	0.28	0.15	1.00					
インドネシア	0.42	-0.05	0.09	0.07	1.00				
タイ	0.90	0.27	0.56	0.38	0.57	1.00			
フィリピン	-0.28	-0.25	-0.05	-0.58	-0.14	-0.32	1.00		
アメリカ	-0.42	0.54	-0.31	-0.03	-0.15	-0.35	0.20	1.00	
日本	0.08	-0.36	0.37	-0.36	0.23	-0.01	0.48	-0.11	1.00

(b) 1999Q2-2007Q1

	韓国	台湾	マレーシア	シンガポール	インドネシア	タイ	フィリピン	アメリカ	日本
韓国	1.00								
台湾	0.52	1.00							
マレーシア	0.52	0.86	1.00						
シンガポール	0.37	0.76	0.84	1.00					
インドネシア	-0.22	0.27	0.39	0.60	1.00				
タイ	0.16	0.61	0.58	0.31	0.08	1.00			
フィリピン	0.31	0.82	0.80	0.75	0.40	0.57	1.00		
アメリカ	0.17	0.64	0.73	0.72	0.54	0.42	0.67	1.00	
日本	0.21	0.68	0.76	0.83	0.54	0.35	0.66	0.69	1.00

(出所) 人口は、日本は総務省統計局、米国は経済分析局、アジア諸国は『CEIC』および各国統計、により著者作成。

(注) 両側 10%有意水準で、「 H_0 : 相関係数 = 0」を棄却するものは太字で表記。

表 1-4: 先行・一致・遅行 CI と対アジアの総輸出・総輸入の伸び率の時差相互相関

(a) 先行 CI				(b) 一致 CI				(c) 遅行 CI			
ラグ	先行 CI	輸出	輸入	ラグ	一致 CI	輸出	輸入	ラグ	遅行 CI	輸出	輸入
-12		-0.21		-12				-12			
-11				-11				-11	0.20	0.20	
-10			-0.23	-10				-10			
-9				-9			0.16	-9	0.15		0.19
-8				-8	0.16			-8	0.24	0.24	
-7		-0.17	-0.19	-7				-7			
-6	0.21		0.17	-6	0.18	0.16		-6	0.27	0.17	0.24
-5				-5				-5	0.30		
-4	0.17		-0.14	-4	0.37			-4	0.20		
-3	0.41		0.20	-3	0.23			-3	0.36		
-2	0.25	0.28		-2	0.43	0.25		-2	0.30		
-1	0.19	-0.14		-1	0.18			-1	0.13		
0	1.00	0.33	0.36	0	1.00	0.29	0.21	0	1.00	0.24	
1	0.19			1	0.18			1			
2	0.25			2	0.43		0.26	2	0.30		
3	0.41	0.18	0.23	3	0.23			3	0.37		
4	0.17			4	0.37			4	0.20		
5				5				5	0.30		
6				6	0.18			6	0.27	0.16	
7			-0.16	7				7			
8				8	0.16			8	0.24		
9				9				9			
10				10		-0.18		10		-0.16	
11				11				11	0.20		
12		0.17		12				12			

(出所) 財務省『貿易統計』と内閣府『景気動向指数』より、筆者推計。

(注) 両側 10%有意水準で、「 H_0 : 相関係数 = 0」を棄却するものを掲載。

表 1-5: 先行・一致・遅行 CI と対アジアの総輸出入の伸び率の Granger 因果性

(a) 先行 CI

ラグ:3	先行CI	アジア輸出
先行CI	9.99 ***	2.18 *
アジア輸出	4.79 ***	17.71 ***
自由度修正済み決定係数	0.24	0.24

(b) 一致 CI

ラグ:4	一致CI	アジア輸出
一致CI	5.65 ***	1.80
アジア輸出	4.43 ***	12.14 ***
自由度修正済み決定係数	0.28	0.24

(c) 遅行 CI

ラグ:6	遅行CI	アジア輸出
遅行CI	4.99 ***	1.62
アジア輸出	3.12 ***	8.02 ***
自由度修正済み決定係数	0.25	0.26

(出所) 財務省『貿易統計』と内閣府『景気動向指数』より、筆者作成。

(注) AIC 基準により次数を決定した 2 変数の VAR モデルによる Granger 因果性の検証を行なっている。各表の 2～3 行目は、横軸変数から縦軸変数への Granger 因果性検定の F 値とその有意水準を示す。***は 1%有意水準、**は 5%有意水準、*は 10%有意水準を表す。4 行目は、横軸で並んでいる変数を縦軸で並んでいる変数で説明する AR モデルの自由度修正済み決定係数である。

ラグ:3	先行CI	アジア輸入
先行CI	11.85 ***	2.89 **
アジア輸入	1.65	37.75 ***
自由度修正済み決定係数	0.19	0.45

ラグ:4	一致CI	アジア輸入
一致CI	9.33 ***	3.56 ***
アジア輸入	2.83 **	29.65 ***
自由度修正済み決定係数	0.25	0.46

ラグ:4	遅行CI	アジア輸入
遅行CI	8.05 ***	0.90
アジア輸入	2.65 **	32.80 ***
自由度修正済み決定係数	0.22	0.43

(a) 先行 CI

(b) 一致 CI

ラ	ア	生	鋳
グ	ジ	産	工
	ア	指	業
	輸	数	生
	出	(	産
		鋳	財
		工	出
		業	荷
		)	指
			数
-12			
-11			
-10		-0.21	-0.22
-9			
-8			
-7			
-6	0.23		
-5			
-4			
-3	0.28		
-2			
-1	-0.40		
0	1.00		0.23
1	-0.40		
2		0.22	0.22
3	0.28		
4			
5			
6	0.22		
7			-0.18
8			
9			
10			
11			
12			

(注2) アジア輸出の列は時差自己相関を示している。

・遅行 CI の各系列の伸び率の時差相互相関

(c) 遅行 CI

大口電力使用量	稼働率指数（製造業）	所定外労働時間指数（製造業）	投資財出荷指数（除輸送機械）	商業販売額指数（前年同月比）	商業販売額指数（前年同月比）	営業利益（全産業）	中小企業売上高（製造業）	有効求人倍率（除学卒）
	-0.20		0.16	0.19	0.26	-0.22		
		-0.19	-0.19	-0.19				
	0.17			0.25		-0.27		
				0.16				
				-0.17				
0.15	0.18	0.24	0.17	0.18	0.31	0.17		
	0.22	0.21		0.19	0.18		0.21	
		0.21			0.15			
			0.20					
0.22								
-0.17	-0.16			0.22			0.15	0.21
				-0.22				
				0.28				
				-0.31				

ラゲ	アジア輸出	第三次産業活動指数	常用雇用指数（前年同月比）	実質法人企業設備投資（全産業）	家計消費支出（全国勤労者世帯）	法人税収入	完全失業率（逆サイクル）
-12					-0.21		
-11							
-10							
-9							
-8						0.24	
-7		0.15				-0.28	
-6	0.23					0.25	
-5							
-4							
-3	0.28						0.20
-2							
-1	-0.40						
0	1.00						0.21
1	-0.40						
2				0.19			
3	0.28						0.17
4						-0.17	
5		-0.15				0.15	0.20
6	0.22		0.18				
7		-0.16		0.16			
8		0.21					0.21
9							
10						-0.16	
11			0.16			0.26	
12							

表 1-7: 対アジアの総輸入の伸び率と先行・一致

(a) 先行 CI

ラ	ア	（最	（逆	（逆	新	（実	新	（耐	消	（日	長	東	投	（中
ゲ	ジ	終	需	サ	規	船	設	久	費	経	短	証	資	小
	ア	逆	要	要	求	質	住	前	者	商	金	株	環	企
	輸	サ	財	財	人	・	宅	年	態	品	利	価	境	業
	入	イ	在	在	数	機	着	費	度	指	差	数	指	上
		ク	庫	庫	（	械	工	同	指	（		（	（	げ
		率	率	率	除	除	床	財	数	4		前	製	業
		指	指	指	学	く	面	出	数	2		年	造	通
		数	数	数	卒	需	積	荷		種		同	業	し
		（	（	（	）	）	）	比		）		月	（	D
		）	）	）	）	注	）	指		）		比	）	I
-12					0.18			0.20						
-11	0.24	0.16	0.29											
-10	-0.34	-0.22				-0.19		-0.20			0.16			
-9	0.24							0.22						
-8		0.18	0.25			0.20								
-7	-0.23	-0.18	-0.24			-0.20		-0.17						
-6	0.23							0.26						
-5		0.21				0.22								
-4	-0.31	-0.21				-0.24								
-3	0.43	0.18	0.18			0.17		0.22						
-2								-0.16		0.18				
-1	-0.50	-0.34				-0.32								
0	1.00	0.26	0.49			0.41		0.32						
1	-0.49	-0.21				-0.15		-0.21					0.15	0.17
2		-0.17												
3	0.42	0.20	0.39			0.25		0.22					-0.18	
4	-0.27	-0.22						-0.24					0.19	
5														
6	0.20	0.22	0.24			0.21								
7	-0.20	-0.19	-0.24			-0.21								
8					0.16									
9	0.21	0.15	0.29				0.19							
10	-0.29	-0.27				-0.17		-0.24						
11	0.20							0.24					-0.16	
12		0.25												

(b) 一致 CI

ラ	ア	生	鋳
ゲ	ジ	産	工
	ア	指	業
	輸	数	生
	入	（	産
		鋳	財
		工	出
		業	荷
		）	指
			数
-12			
-11	0.24		
-10	-0.34		
-9	0.24		
-8			0.16
-7	-0.23		
-6	0.23		
-5			0.17
-4	-0.31		
-3	0.43		
-2		0.28	0.29
-1	-0.50	-0.18	-0.15
0	1.00		
1	-0.49		
2			
3	0.42		
4	-0.27		
5			
6	0.20		
7	-0.20		
8			
9	0.21	0.16	
10	-0.29	-0.16	
11	0.20		
12		0.15	

(出所) 財務省『貿易統計』と内閣府『景気動向指数』より, 筆者推計.

(注 1) 両側 10%有意水準で, 「 H_0 : 相関係数 = 0」を棄却するもののみを記載.

(注 2) アジア輸出の列は時差自己相関を示している.

・遅行 CI の各系列の伸び率の時差相互相関

(c) 遅行指数

大口電力使用量	稼働率指数（製造業）	所定外労働時間指数（製造業）	投資財出荷指数（除輸送機械）	商業販売額指数（前年同月比）	商業販売額指数（前年同月比）	営業利益（全産業）	中小企業売上高（製造業）	有効求人倍率（除学卒）
				0.26			-0.18	
				0.16				
				0.22				
				-0.17				
		0.17						
0.23	0.27	0.21		0.29			0.23	
	-0.19			-0.17				
				0.49				
		0.15		-0.32				
				0.25				
0.16			0.16	-0.21				
				-0.21				
		0.18					0.21	
				-0.17			-0.18	
				0.19			0.23	
				-0.16				

ラゲ	アジア輸入	第三次産業活動指数（対事業所サービズ）	常用雇用指数（製造業）（前年同月比）	実質法人企業設備投資（全産業）	家計消費支出（全国勤労者世帯）（前年同月比）	法人税収入	完全失業率（逆サイクル）
-12							
-11	0.24						
-10	-0.34	0.18					
-9	0.24						
-8							
-7	-0.23						
-6	0.23						
-5							
-4	-0.31					-0.17	
-3	0.43						
-2							
-1	-0.50						
0	1.00				-0.16		
1	-0.49	-0.16			0.16		
2					-0.23		
3	0.42				0.23		
4	-0.27				0.22		
5							
6	0.20					0.16	
7	-0.20						
8							
9	0.21						0.21
10	-0.29				0.15		
11	0.20						
12		-0.16					

表 1-8: 先行 CI とアジア輸入財別

ラ グ	先 行 C I	ア ジ ア 輸 入 総 額	食 料 品 類	魚 介 類	え 肉 類	野 菜	果 実	原 料 品 材	木 材	非 鉄 金 属 鉱 石	鉄 鉱 石	大 豆	鉱 物 性 燃 料	原 油 及 び 粗 油	石 油 製 品	揮 発 油	液 化 天 然 ガ ス	液 化 石 油 ガ ス
-12																		
-11										-0.18								
-10		-0.23											-0.23		-0.24	-0.22	-0.20	
-9			0.17															
-8																		
-7		-0.19						-0.21										
-6	0.21	0.17								0.18								
-5																		
-4	0.17						-0.22											
-3	0.41	0.20	0.18	0.16	0.18				0.16				0.21		0.20		0.20	
-2	0.25																	
-1	0.19						-0.17	-0.16		-0.18								
0	1.00	0.36	0.26	0.24		0.21	0.31	0.27	0.23	0.17			0.24		0.21		0.23	
1	0.19		-0.18															-0.15
2	0.25										0.16				0.17			
3	0.41	0.23		0.16		0.17	0.19	0.16	0.28				0.18	0.18				
4	0.17		-0.20			-0.18					-0.16							
5													0.22			0.17	0.20	
6	0.21														0.17			
7		-0.16	-0.21			-0.18												
8		0.19	0.16															
9																		
10			-0.17				-0.25	-0.16					0.17					
11																		
12																		

(出所) 財務省『貿易統計』と内閣府『景気動向指数』より, 筆者推計.

(注 1) 両側 10%有意水準で, 「 H_0 : 相関係数 = 0」を棄却するもののみを記載.

(注 2) アジア輸出の列は時差自己相関を示している.

輸入額の伸び率の時差相互相関

石炭	化学製品	有機化合物	医薬品	鉄鋼	非金属鉱物製品	(除家具等)	木製品	原動機	半導体等電子品	(音響映像機器)	通信機器	電気計測機器	自動車	航空機類	科学光学機器	衣類・同付属品	家具	バッグ類	ラゲ
																			-12
																			-11
																			-10
																			-9
																			-8
																			-7
																			-6
																			-5
																			-4
																			-3
																			-2
																			-1
																			0
																			1
																			2
																			3
																			4
																			5
																			6
																			7
																			8
																			9
																			10
																			11
																			12

表 1-9: 一致 CI とアジア輸入財別

ラ	一	ア	食	魚	え	肉	野	果	原	木	非	鉄	大	鉱	原	石	揮	液	液
ゲ	致	ジ	料	介	び	類	菜	実	品	材	鉄	鉱	豆	物	油	油	発	化	化
	CI	ア	品	類				材			属	石		性	及	製	油	天	石
		ジア	類								金	豆		燃	粗	品	油	然	油
		輸入									属			料	油			ガ	ガ
		総額									鉱			料	油			ス	ス
-12								0.19			0.22			-0.16					
-11																			
-10																	-0.16		
-9		0.18			0.16	0.17								0.18	0.18		0.21		
-8																			
-7											-0.16			0.16	0.18				
-6	0.18							0.17			0.20								
-5																			
-4																			
-3		0.16																	
-2	0.43	-0.16																	
-1														0.22	0.16		0.16		
0	1.00	0.21						0.16	0.15										
1		-0.24			-0.19	-0.18	-0.18												
2		0.26						0.22	0.16		0.21			0.25	0.23		0.16	0.20	
3					-0.19														
4																			
5																			
6																0.18			
7																			
8																			
9																			
10	-0.07																		
11																			
12														-0.18			-0.19		

(出所) 財務省『貿易統計』と内閣府『景気動向指数』より, 筆者推計.

(注 1) 両側 10%有意水準で, 「 H_0 : 相関係数 = 0」を棄却するもののみを記載.

(注 2) アジア輸出の列は時差自己相関を示している.

輸入額の伸び率の時差相互相関

石炭	化学製品	有機化合物	医薬品	鉄鋼	非金属鉱物製品	(木製品等除家具)	原動機	半導体等電子品	(音響映像機器等含部品)	通信機器	電気計測機器	自動車	航空機類	科学光学機器	衣類・同付属品	家具	バッグ類	ラゲ
																		-12
																		-11
					-0.23													-10
					0.16				0.19									-9
					-0.16													-8
																		-7
-0.17																		-6
					-0.16			0.19						0.18				-5
					0.22													-4
		0.21																-3
												0.16						-2
												-0.22		0.25				-1
	0.20		0.16	0.27	0.23			0.18		0.16								0
-0.17			-0.23		-0.21				-0.17					-0.15	-0.20	-0.19	-0.16	1
	0.27		0.20	0.28	0.21			0.16	0.21	0.20				0.20	0.15	0.17		2
																		3
																		4
	0.19	0.17		0.21														5
																		6
				0.17								0.17						7
				0.16														8
		0.18																9
							0.20											10
																		11
																		12

表 1-10: 遅行 CI とアジア輸入財別

ラ ゲ	遅 行 C I	ア ジ ア 輸 入 総 額	食 料 品 類	魚 介 類	え 肉 野 菜 類	果 原 木 実 品 材	非 鉄 金 属 鉱 石 豆	鉄 鉱 石	大 豆	鉱 物 性 燃 料	原 油 及 び 粗 油	石 油 製 品	揮 発 油	液 化 天 然 ガ ス	液 化 石 油 ガ ス
-12 -11 -10	0.20														
-9 -8 -7	0.24	0.19	0.17											0.23	
-6 -5 -4	0.27 0.30 0.20	0.24		-0.17	-0.19	0.18				0.19		0.18		0.17	
-3 -2 -1	0.36 0.30													0.17	
0	1.00														
1 2 3	0.30 0.37													0.20	0.22
4 5 6	0.20 0.30 0.27		0.19			0.15									
7 8 9	0.24				0.16	0.18									
10 11 12	0.20										-0.19			-0.15	
										-0.18					

(出所) 財務省『貿易統計』と内閣府『景気動向指数』より, 筆者推計.

(注 1) 両側 10%有意水準で, 「 H_0 : 相関係数 = 0」を棄却するもののみを記載.

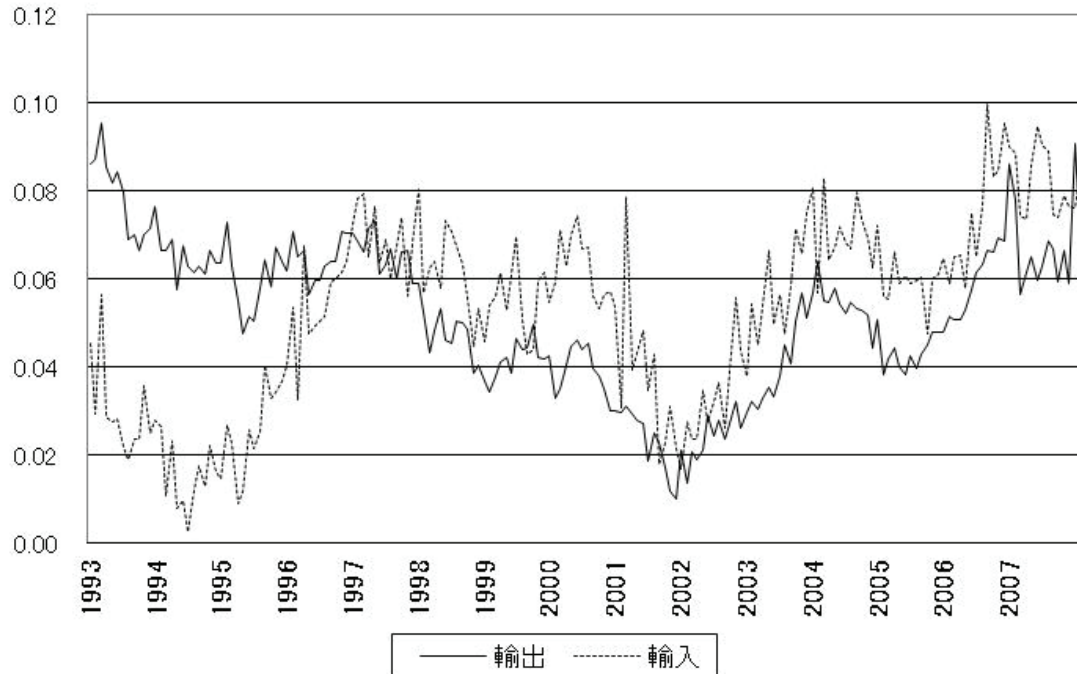
(注 2) アジア輸出の列は時差自己相関を示している.

輸入額の伸び率の時差相互相関

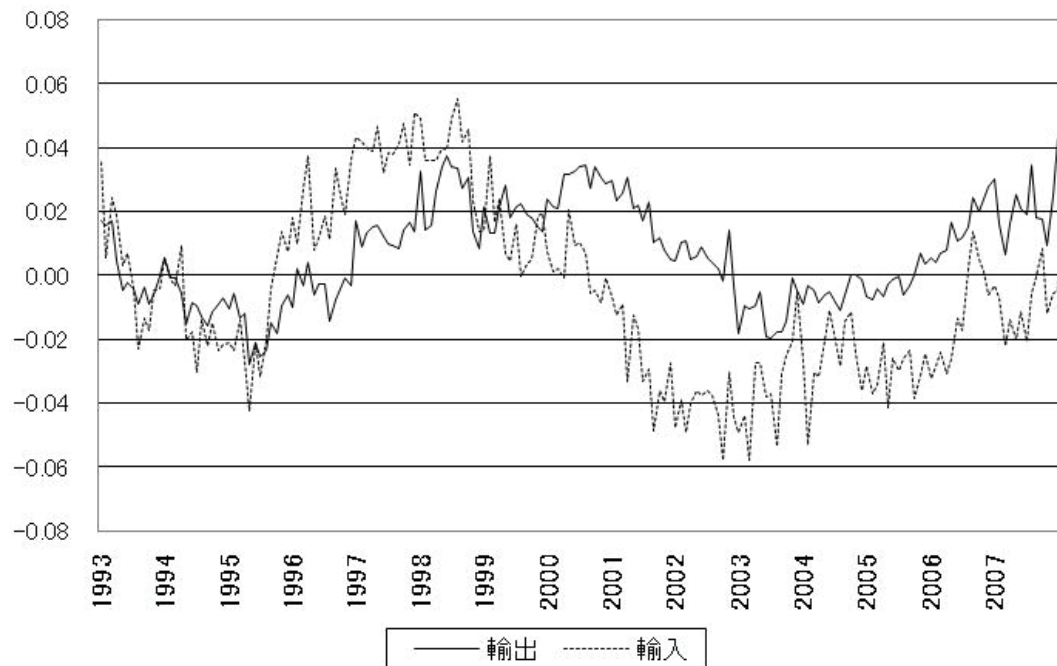
[illegible]

図 1-1: アジア諸国の実質 GDP 成長率(前期比)の相関係数

(a) 対アジア



(b) 対北米



(出所) 財務省『貿易統計』より, 筆者作成.

(注) 対称変化率の後方 60 ヶ月移動平均値を四分位範囲で基準化してからグラフに掲載.

第2部

第3章: 日本における無形資産投資¹ —計測と日本経済への寄与—

1. はじめに

1.1 無形資産を計測する意義

知識創造への投資には、教育訓練の形での人的資本、民間の科学調査、製品調査・開発へのビジネス支出、市場調査、組織運営効率へのビジネス支出も含む。無形資産は、長期的な成長のための戦略的な投資であるが、企業の財務諸表や国民経済計算等では、無形資産は企業価値や経済成長へ貢献するものというより控除して扱われてきた。Corrad, Goodridge and Haskel(2011)において、賃金が高い国(EU,US 等)の経済成長は、知識創造への投資に起因していることが指摘されている。無形資産の計測を行うことは、日本の経済成長の源泉を知る上で非常に重要である。

生産経済の活動単位は企業・事業所である。日本経済の成長の源泉として、無形資産が重要ならば、企業単位での無形資産の計測も重要となろう。Kanodia, Sapra and Venugopalan(2004)²は、測定誤差を含む会計報告³において、無形資産投資を費用化するか資本化するのかの選択が、企業の最適投資量の選択にどう影響を与えるのかを分析した。任意の測定誤差の水準⁴を所与とすると、企業の資本投資における無形資産投資の割合が十分に大きければ、資本化の方が費用

¹ 本章は、Fukao, Miyagawa, Mukai, Shinoda and Tonogi(2008)「Intangible Investment in Japan: New Estimates and Contribution to Economic Growth,” Economic Research Bureau」CAO Discussion Paper 08-03 と、これをリバイズした Fukao, Miyagawa, Mukai, Shinoda and Tonogi(2009)「Intangible Investment in Japan: Measurement and Contribution to Economic Growth」『the Review of Income and Wealth』vol.55(3)に掲載されたものについて、本論文の構成に合うよう筆者による若干の修正が加えられたものである。

² 企業の会計報告において、無形資産の測定方法の違い(費用化か、資本化か)が、実物経済にどう影響を与えるのかリアル・エフェクトを研究している。ここでは、企業家と資本化の間で情報の非対称性がないケースをファースト・ベストとし、費用化レジームと資本化レジームの結果を比較検討している。

³ 次のような測定誤差の原因が想定されている:[1]無形資産に関する支出において無形資産投資となる生産的な部分と非生産的な支出で終わる部分の識別が困難である,[2]営業支出と無形資産支出の境界が曖昧である。

⁴ 不正確な会計報告の値は正確な値から乖離することになるが、その乖離を平均ゼロの正規分布として捉える。ここでいう「測定誤差の水準」とは、分布の分散の大きさのことを指す。

化よりも好ましいことを示した⁵。CAPM (Capital Asset Pricing Model)のような純粋交換取引の資産価格決定モデル⁶を想定して直感的に考えると、会計報告における無形資産投資項目の測定誤差は情報内容を減少させるため有害となり、可能な限り測定誤差を除去すべきであると考えられよう。しかし、彼らの分析は、無形資産の完全な測定が困難(又は企業の会計操作の余地あり)だったとしても、無形資産投資の計測に意義があることを示唆している。

以上のように、無形資産の計測はマクロ・ミクロの両立場で重要な研究課題である。本章では、マクロ的な視点に立ち、日本の無形資産を計測し、成長会計により日本の経済成長に対する貢献について明らかにすることである。

1.2 生産性の伸びの日米格差と無形資産

1990年代、アメリカの生産性は急速な成長を見せた。それに最も貢献した要素はICT (Information and Communication Technology, 情報通信技術)における変革である。アメリカの急速な生産性の上昇レベルに追いつくよう、イギリス、ドイツ、フランス、オランダ、日本といった先進国政府はICT投資を促進させた。日本のICT投資は、1995年から2005年に掛けて年平均で8.6%の成長率で徐々に伸び続け、総投資の18%を占めるまでに至った。しかし、これは生産性上昇のアメリカとのギャップを埋めるほどではなかった⁷。

生産性ギャップが生じた背景を探ると、表3-1が示すように、主な原因は、商業・運輸業や金融、対事業所サービスといったICTを利用するサービス業でのMFP(Multi-Factor Productivity, 全要素生産性)の低さにある。これは、EU各国においても同様である。

Van Ark (2004)はEU各国での生産性の低い伸びについて分析を行い、ICT資産に補完的な役割をする無形資産の蓄積の違いにより、アメリカとの経済成長の差が説明可能であると主張した。無形資産の役割について言及した先行研究には、1990年代アメリカにおける底堅い経済成長を説明するのにマクロレベルで無形資産を扱ったMcGrattan and Prescott (2005)や、アメリカの無形資産投資を計測し、無形資産投資がアメリカの経済成長に対し重要な貢献をしていることを

⁵ 逆に企業の資本ストックにおける無形資産投資の割合を所与とすると、無形資産投資の測定に関わるノイズが十分に小さければ、資本化が費用化よりも好ましい。ただし、その他のケースでは、無形資産投資の費用化が資本化よりも好ましい。

⁶ 将来の資産価値の外生的な分布に関する情報や、外生的な清算分配金についての情報を提供することが会計であるとみなすようなモデル。

⁷ アメリカにおける近年の生産性の伸びとICT投資の役割についての議論は、Corrado *et al.*(2007), Stiroh and Botsch (2007), Oliner *et al.*(2007)で行われている。

示した Corrado, Hulten, and Sichel (2005, 2006)などがある。

1.3 本章の分析目的

本章の目的は、日本における無形資産投資を計測し、経済成長への貢献について明らかにすることである。ここで無形資産の計測に注目する狙いは、2 つある。ひとつは、1990 年代のアメリカと日本の間の生産性ギャップを、無形資産投資の傾向により説明が可能か検証を行うことである。もうひとつは、日本の無形資産について検証された先行研究がこれまでにないことである。日本政府は、経済政策の礎として経済成長の加速を取り上げてきており、アメリカと経済成長のギャップが生じた背景を探ることは、非常に重要である。無形資産は潜在的に重要な要素の一つであり、本当にそうなのか、そしてそれはなぜかを理解することは、政策策定の上で大きな貢献になる。

本章の構成は以下の通りである。次節では、無形資産の定義と、無形資産を生産要素として新たに考慮した場合、従来の成長会計をどう修正していけば良いのかを整理する。第 3 節では、Corrado, Hulten, and Sichel (2005, 2006) (以下 CHS)で導入された方法に従って、無形資産投資を時系列で計測する。その結果、日本における無形資産の対有形資産比率は、アメリカに比べて低いことがわかった。同様に、産業別に無形資産の計測を行うと、非製造業での無形資産投資の対付加価値比率は、製造業に比べ低いことがわかった。また、第 4 節において、無形資産投資系列から無形資産ストックを計測し、無形資産ストックを考慮した成長会計を行うと、無形資産ストックの総資本ストックに対するシェアが相対的に小さいため、経済成長に対する無形資産の貢献も小さくなることがわかった。しかしながら、この結果は、日本の経済成長に対する無形資産の潜在的な役割について、その重要性を否定するものではない。もしも日本の経済成長に対する無形資産の貢献がアメリカの場合と同率とするならば、日本の労働生産性は実際よりも 0.3%ポイント上昇することになる。第 5 節では、企業固有資産投資の推計に用いたパラメータに注目し、感応性分析 (Sensitivity Analysis)を行う。企業固有資産投資は大きく人的資源への投資と組織への投資に分けられるが、これらを考慮に入れた場合、無形資産投資/GDP 比率が基本ケースに比べ高くなる一方、人的資源への投資の成長が基本ケースに比べて低くなるため、無形資産の資本深化 (Capital Deepening) の効果も基本ケースに比べ小さくなることがわかった。最後の節では、結果のまとめとポリシー・インプリケーション、残された課題について述べる。

2. 無形資産の定義・理論モデル・計測方法

2.1 無形資産の定義

経済学的に、将来の消費を増やすために現在の消費を減らして利用された資源を設備投資という。Weitzman(1976)や Hulten(1979)の最適成長理論で厳密に基礎づけされている。生産面から言えば、将来の生産を増やすための支出が無形資産となる。この考えは、有形資産への投資だけでなく、R&D やソフトウェア、広告宣伝費といった無形のものに対しても適用される。

知識資産は、大きく、①基礎知識、②無形資産、③人的資本の3つに分けられる⁸。まず、基礎知識が他の2つと異なるのは、その投資の非排除性と非競合性の性質ゆえに自由に利用できることにある。例えば、基礎研究となるような公的機関での R&Dは、非排除性と非競合性を持つ公共財となり、どの企業も個人も自由に利用できる。一方、民間企業で造られたデザインは、そのコピーを様々な生産活動に無制限に利用できるため非競合的ではあるが、知的財産権により守られ排除可能な財となる。ただし、この排除性は部分的である。なぜなら、デザインを利用した財の生産は知識財産権で守られており、デザインの所有者の承諾が必要となるため排除性が成立するが、別なデザイナーはこのデザインから自由に学習して新たなデザインを作成できるため非排除的となるためである。こうした、非競合的で部分的に非排除性を持つ知識投資が、無形資産である⁹。一方、人的資本は、労働者がある活動をしている時には他の活動はできないことから競合的となる(もちろん排除的でもある)。

無形資産と人的資本の違いは非競合的か競合的かどうかであったが、この違いは知識資産の「所有者」の違いとして解釈することもできる。教育訓練を例に上げると、もしもその訓練内容が他企業でも通用するものであり、そのリターンが労働者のものであるとすると、この教育訓練は人的資本を形成したことになる。一方、企業特殊的な人的資本を形成しており、他企業では通用せず、そのリターンを企業が得るならば、この教育訓練は無形資産投資となる¹⁰。労働者が持つ人的資本は彼が死亡すると同時に失われる競合的な財であるが、企業特殊的な人的資本は他の労働者によって企業内で保持することができる非競合的な財なのである。

⁸ 競合性と排除性による知識資産の分類定義は、Romer(1990)にしたがっている。ただし、基礎知識(basic knowledge)、無形資産、人的資本という名称については、Corrad, Goodridge and Haskel(2011)の二部門モデルでの表記にしたがった。

⁹ 基礎知識と無形資産の非競合的な性質が、知識のスピルオーバーを生んでいる。

¹⁰ Corrad *et al.*(2012)。本章の感応性分析では、教育訓練の企業特殊性を考慮している。

2.2 二部門モデルに基づく無形資産を考慮した成長会計

以下で、無形資産を考慮した成長会計と考慮しないこれまでの成長会計とを比較するため、知識財生産セクターと知識使用セクターがある二部門モデルを展開する。そこでは、知識財生産セクターは基礎研究の成果といった基礎知識¹¹を自由に利用し、デザインやブループリントといった最終知識を生産する一方、最終財生産セクターは、知識財生産セクターから最終知識をレンタルし、消費や有形の設備投資に利用される最終財を生産する。知識財生産セクターの企業は、部分的な排除可能性を持つ無形資産からリターンを得ており、生産した最終知識を無形資産として蓄積していくことになる。

CHSの貢献は、この経済的視点に基づき、幅広い範囲の無形資産の資本ストック化について、一定の形を提示したことにある。本章では、CHSに従った無形資産の計測を行っている。CHSは3セクターモデルを展開しているが、ここでは同じ含意が得られるCorrad, Goodridge and Haskel(2011)の二部門モデルで説明する¹²。ただし、2.3.1 節の表記との整合性を得るため、Corrad, Goodridge and Haskel(2011)のモデルに中間財を導入している。

この経済には、知識財生産セクターと最終財生産セクターの2つのセクターが存在すると仮定する。 N_t, Y_t はそれぞれ知識財生産セクターと最終財生産セクターの生産量を表し、 $L_t^x, K_t^x (x = N, Y)$ は各セクターの生産に利用する労働量と資本ストックを表す。そして、 R_t^Y は知識生産部門において N_t を蓄積した知識ストックであり、最終財生産セクターにレンタルされ、最終財の生産に用いられる。ただし、資本減耗率は δ^R である。また、最終財生産セクターで生産した最終財 Y_t は、消費 C_t 、投資 I_t 、知識財生産セクターに利用される中間財 M_t^N として需要される。そして、 $P_t^x (x = N, Y, L, K, R, M)$ は、それぞれ添字にある量変数の競争価格(又はレンタル価格)である。

知識財生産セクターは、ただで基礎知識となるコンセプトやアイデアを利用して、完成したアイデア又は商業知識を生産し、独占価格にて販売している¹³ため、 μ_t^N のマークアップがなされる。ただし、Romer(1990)の独占的競争の長期的な条件である異時点間のゼロ収益制約の下では、

¹¹ ただし、基礎知識のストックは公的部門で蓄積されており、モデルの外で決定される外生とする。

¹² R&Dの貿易が重要な位置を占めている国もあるが、本章のモデルでは、貿易を考慮していない。

¹³ Romer(1990). 非競争性の性質を持つ財の投入がある場合、分権経済の均衡では持続的な経済成長が実現できない(Dasgupta and Stiglitz, 1988)。そこで、Romer(1990)は競争市場に代わってマーケット・パワーを導入した。

$\mu_t^N = 1$ となる。そして、生産した知識をストックとして蓄積し、最終財生産セクターに貸し出す。よって、以下のように表される。

$$\begin{aligned} N_t &= F^N(L_t^N, K_t^N, R_t^N, t) \\ P_t^N N_t &= \mu_t^N (P_t^L L_t^N + P_t^K K_t^N + P_t^M M_t^N) \quad \dots(3-1) \\ R_t^Y &= N_t + (1 - \delta^R) R_{t-1}^Y \end{aligned}$$

一方、最終財生産セクターでは、知識財生産セクターで生産された知識資産をレンタルして、最終財を生産している。最終財は、消費財と有形固定資産への投資、知識財生産セクターへの中間財へ需要される。よって、以下のように表される。ただし、最終財市場は競争的であるとする。

$$\begin{aligned} Y_t &= F^Y(L_t^Y, K_t^Y, R_t^Y, t) \\ P_t^Y Y_t &= P_t^L L_t^Y + P_t^K K_t^Y + P_t^R R_t^Y \quad \dots(3-2) \\ P_t^Y Y_t &= P_t^C C_t + P_t^I I_t + P_t^M M_t^N \end{aligned}$$

二部門モデルにおいて、総付加価値の名目値(水準)と実質成長率は以下ようになる。

$$\begin{aligned} P_t^Q Q_t &= P_t^Y Y_t + (P_t^N N_t - P_t^M M_t^N) = P_t^C C_t + P_t^I I_t + P_t^N N_t \\ d \ln Q_t &= \frac{P_t^Y Y_t}{P_t^Q Q_t} d \ln Y_t + \left(\frac{P_t^N N_t}{P_t^Q Q_t} d \ln N_t - \frac{P_t^M M_t^N}{P_t^Q Q_t} d \ln M_t^N \right) \quad \dots(3-3) \end{aligned}$$

知識財を考慮することにより、総付加価値は知識財生産セクターの付加価値分だけ増加することになる。

成長会計では、経済成長(実質)を、労働投入、有形資本投入、無形資本投入、MFP(全要素生産性)の寄与へと分解する。ここで、市場全体の各生産要素の投入量を $X^A = X^N + X^Y$ ($X = L, K$), $R^A = R^Y$ と表すとする(ただし、時間を表す添え字 t は省略)。知識財の生産を考慮して成長会計を行う場合、

$$d \ln Q = s_A^L d \ln L^A + s_A^K d \ln K^A + s_A^R d \ln R^A + d \ln MFP^A \quad \dots(3-4)$$

となる。一方、知識財セクターを考慮せず、知識ストックも生産要素として考慮しない、従来の成長会計では、

$$d \ln Y = s_B^L d \ln L^A + s_B^K d \ln K^A + d \ln MFP^B \quad \dots(3-5)$$

となる。ただし、 $s_x^L, s_x^K, s_x^R (x = A, B)$ は各要素のコスト・シェアである。(3-4)式と(3-5)式を比較すると、産出に対する無形資産投資のシェアが大きいと、常にそうとは限らないが、無形資産を考慮した場合の MFP の成長率の方が小さく計測される傾向にあることがわかる。

もしも従来の成長会計の時のように Y を使って生産性を測るが、知識ストックを生産要素のひとつとして加えたい場合は、

$$d \ln Y = s_Y^L d \ln L^Y + s_Y^K d \ln K^Y + s_Y^R d \ln R^Y + d \ln MFP^C \quad \dots(3-6)$$

によって成長会計を行うことになる。これは、(3-2)式の最終財生産セクターをそのまま利用したのと同じである。この時、労働投入と有形資産の資本投入指数を計測する際、誤って知識生産部門の生産に携わったものも含めて求めてしまうと、Schankerman(1981)が指摘した「二重計算¹⁴」バイアスがある計測結果を導くことになる。

本章の成長会計は知識財生産セクターが生産した知識財も含んで生産性を測り、かつ生産要素として知識ストックも含めた(3-4)式で成長会計を行う¹⁵。

¹⁴ 知識生産に用いた L^N や K^N は R^Y に体化されており、労働投入指数と有形の資本投入指数の計測の際に L^N と K^N を含む場合、二重に計算することになる。

¹⁵ 本章の二部門モデルにおいて、最終生産財セクターが無形資産ストックを生産要素として含まず $P^Q Q = P^Y Y + P^N N = P^L L^Y + P^K K^Y + P^N N$ となるケースで、第3項目 $P^N N$ をR&Dによるストックと考えると、生産性を $P^Q Q$ で計測したとしても、Schankerman(1981)の二重計算問題が生じる。しかし、生産された全ての知識が1年しか使えないケースに相当し、Peakes and Schankerman(1984)が指摘した過去の知識が現在の生産を上昇させる効果を持つこととは相反する想定である。

2.3 名目・実質無形資産投資とストック化

次に、無形資産投資系列とストックの計測方法に言及する。ここでは、本章で実際に採用した計測方法について具体例を上げながら、2.2 節の理論と対比して、計測方法の説明を行う。ただし、包括的な実際の計測方法の説明は第3節にて行う。

2.3.1 名目無形資産投資系列の計測

無形資産投資の推計の一般表現¹⁶は、以下の通りになる。

$$\begin{aligned}
 P^N N &= \sum_j \mu_j (P^L L_j + P^K K_j + P^M M_j) \\
 &= \sum_j \mu_j (P^L L_j + P^K K_j + P^M M_j)^{own-account} + P_j^N N_j^{purchased} \\
 &\cong \sum_j \sum_s (\mu_{s,j} (P^L L_{s,j} + P^K K_{s,j} + P^M M_{s,j})^{own-account} + P_{s,j}^N N_{s,j}^{purchased}) \\
 &= \sum_j \sum_s (\mu_{s,j} \lambda_{s,j} OwnCost_{s,j}^{Indicator} + \gamma_{s,j} Purchased_{s,j}^{Indicator})
 \end{aligned} \tag{3-7}$$

ただし、 j は資産の種類を表す。本章の計測において、どのような資産があるかは表 3-2 にリストアップしてある。以下では、その他の添字や表記に関して説明を加える。

知識財生産セクターの生産財が市場を通じて売買される場合はその売上高から名目無形資産投資量を計測することができるが、企業内生産した場合はできない。その場合は、その企業が知識資産の企業内生産のための支出額から計測することになる。等号 2 行目では、企業内生産部分のown-accountと市場を通じた部分のpurchasedに分解している。注意すべきは、市場価格 P_j^N には既に独占価格が反映されている一方、自社生産については自社生産の場合はマークアップする必要があることである¹⁷。本章の計測においては、情報化資産の中の自社開発ソフトウェアや革新的資産の科学的研究開発と資源開発権が、own-accountによる計測になっており、本来なら

¹⁶ 一般表現については、Corrado, Haskel, Jona-Lasinio, Iommi (2012)にしたがっている。

¹⁷ Hulten(2009)より、マークアップの重要性が指摘されている。

マークアップを考慮する必要がある。Romer(1990)の長期制約からも導きだされるが、計測の困難からも、本章では $\mu_j = 1$ と仮定して計測している。

等号 3 行目に出てくる s は、サブセットとしてセクター別に計測した場合のセクターを表す。本章では、製造業とサービス産業の 2 つのセクターに分けた成長会計も行っている。表 3-2 の各項目に、サブセクターである製造業とサービス業をどのように計測したか、記載している。

最後に、等号 4 行目の λ, γ は実際に計測される時系列データに対し無形資産としてどの程度を計測するかを示したキャピタライズ・ファクターを表している。例えば、革新的資産の他の製品開発、デザインの非科学的研究開発においては、多くを経済産業省『特定サービス産業実態調査』の系列を基礎データとして利用しているが、この調査の調査対象は全企業を対象としていないため、総務省『事業所・企業統計調査』の企業数を使って膨らます作業を行っている。この時の膨らます程度を示すことになる。同様の作業は、情報化資産の自社開発ソフトウェアやデータベースにも用いられている¹⁸。また、第 5 節では感応性分析として、企業が支出した Off-JT 支出の全てを企業固有の人的資本としないケースについて分析している。どの程度を人的資本とするかは慶応義塾大学・パネル調査共同研究拠点『日本家計パネル調査』から計測された値を用いているが、これもキャピタライズ・ファクターとなる。

2.3.2 実質投資系列を求めるためのデフレータ

実質投資系列は、各名目投資系列を、それぞれのデフレータで割ることで求められる。本章では、各無形資産の生産と関連する産業の算出価格をデフレータとして用いている。表 3-7 に、デフレータの出所をまとめている。本章のように知識財生産セクターの算出価格が利用できる場合はそれをデフレータとしてそのまま利用すれば良いが、できない場合には 2 つのアプローチがある¹⁹。(3-1)式と(3-2)式の対数差分を取ると、それぞれから、価格に関する 2 つの式が導出される(添字 t は省略)。

$$\begin{aligned} d \ln P^N &= s_N^K d \ln P^K + s_N^L d \ln P^L + s_N^M d \ln P^M - d \ln MFP^N \\ d \ln P^Y &= s_Y^K d \ln P^K + s_Y^L d \ln P^L + s_Y^R d \ln P^R - d \ln MFP^Y \end{aligned} \quad \dots(3-8)$$

¹⁸ 詳しくは、表 3-2 を参照のこと。

¹⁹ ここでの説明は、Corrad, Goodridge and Haskel(2011)に従っている。

ただし, $s_z^x (z = N, Y, x = K, L, R, M)$ は各セクターにおける各生産要素のコスト・シェアである。

1つめのアプローチは, (3-8)式の 1 本目で $d \ln MFP^N = 0$ とし, すなわち全要素生産性が一定と仮定し, 投入コストの加重平均から無形資産価格を計測する方法である。もう 1 つの手法は, 次の方法である。まず, (3-8)式の 2 本目を書き換え,

$$d \ln P^R = \left(\frac{d \ln P^Y - s_Y^K d \ln P^K - s_Y^L d \ln P^L + d \ln MFP^Y}{s_Y^R} \right) \quad \dots(3-9)$$

と無形資産のレンタル価格を求める式が得られる。右辺の第 2 項以降が相殺されて 0 となると仮定すると, GDP価格のような産出価格から無形資産のレンタル価格が計測されることになる²⁰。さらに, ρ^R, δ^R が一定と仮定すれば $d \ln P^N$ と $d \ln P^R$ が一致することから, 無形資産投資の価格も計測することができる。BEAのR&Dサテライト勘定の価格指数が算出価格から推計されている。

2.3.3 恒久棚卸法による資本ストックの計測に用いる資本減耗率

資本ストックは, 恒久棚卸法により実質無形資産投資系列を積み上げれば, 算出できる。しかし, そのためには資本減耗率が必要となる。

資本減耗は, 2つの異なる過程—discardsとeconomic decay—を捉えたものである。ある資産が次の期まで生き残る確率は, 生存関数(survival function)としてまとめられる。資産の生存を条件として, 年の経過に伴って資産の生産性がどう推移するかは decay function によって捉えられる。Hulten and Wyckoff(1981)は, discard と decay を組み合わせて, 恒久棚卸法の幾何的資本減耗率として捉えることを示した。

CHS に従った本章の計測では, 無形資産の資本減耗率は, 有形固定資産に比べて相対的に高い値になっている。それは, 例え decay することが殆ど無くとも, discards の率が高いからである。このような考えの下, CHS では, 特に経済的競争力について, 高い資本減耗率が設定されている。

²⁰ 生産性についても考慮した推計を試みているのが, Corrad, Goodridge and Haskel(2011)である。

3. 日本における無形資産投資の計測

本節では、日本における無形資産投資の主な傾向を見ていく。その際、CHSのアプローチに従って、無形資産を計測する。彼らは、無形資産を大きく3タイプに分類している：①情報化資産、②革新的資産、③経済的競争力。情報化資産は、ソフトウェアやデータベースで構成される。科学的研究開発を含む革新的資産は、後に言及するが、資源開発権や著作権及びライセンス、他の製品開発、デザイン、非科学的研究開発で構成される。最後に、経済的競争力はブランド資産や企業固有の人的資源、組織構造で構成される。以下では、日本における無形資産投資の具体的な計測方法について述べるが、さらに詳しい計測方法については表3-2にまとめている。

3.1 情報化資産

受注ソフトウェアのデータは、JIPデータベース 2008 から得た²¹。JIPデータベースは、最新版をJIP2011として、1970年から2008年までの108産業の産出や中間投入、労働や資本投入に関するデータを提供したものである。JIPデータベースでは受注ソフトウェアとパッケージ・ソフトウェアへの投資が推計されており、これらは93SNAの『固定資本マトリックス』を利用可能な年はこの値をベンチマークとして推計され、データが利用できない年については経済産業省『特定サービス産業実態調査報告書・情報サービス業編』の売上高のデータと経済産業省『産業連関表』のデータから推計されている。『特定サービス実態調査報告書』は、情報サービス産業を含むサービス産業の約7,000社の売上高や従業員数、資産、営業コスト、設立年などの統計がとられている。

自社開発ソフトウェア投資については、経済産業省『情報処理実態調査』と総務省統計局『国勢調査』により推計した。『情報処理実態調査』は、ICT機器を多く利用する企業や組織に関して、人件費や他の支出、プログラマーやシステム・エンジニア、ネットワーク管理者といった職種別の従業員数といった統計が含まれている。しかし、『情報処理実態調査』は日本における自社開発ソフトウェアの作成に携わっている全労働者をカバーした統計ではないため、次のような手順で推計を行うこととした。まず、『情報処理実態調査』から自社開発ソフトウェアの作成に専従している労働者と一時的に従事している労働者の2種類の人件費を部門別に計測する。次に、この値を

²¹ JIPデータベースについては、Fukao *et al.* (2007)を参照。データベースはRIETIのwebページに掲載。最新版は<http://www.rieti.go.jp/jp/database/JIP2014/index.html> へ。

使って、エンジニアとプログラマー別に自社開発ソフトウェアの費用を求める。そして、『国勢調査』にある総エンジニア数と総プログラマー数を掛け合わせることで、市場経済における自社開発ソフトウェア投資を推計した。上記の自社開発ソフトウェア投資の推計方法は、Nomura (2005)で得られている方法と総じて同じである。最後に、データベースについては、『特定サービス実態調査報告・情報サービス業編』の売上高と総務省統計局『事業所統計』のデータを使って推計した。

3.2 革新的資産

科学的研究開発投資については、文部科学省『科学技術研究調査』を用いて計測する。『科学技術調査』では、約 19,000 社の企業、大学、非営利団体・公共機関の研究機関の person 費、原材料費、有形固定資産減価償却費といったカテゴリー別に研究開発費について調査が行われている。自然科学分野における person 費と原材料の合計を、科学的研究開発投資とする。資源開発権については、経済産業調査会『鉱物便覧』及び石油鉱業連盟『石油・天然ガス開発資料』から得た鉱物探査費と探鉱投資額データを用いて計測した。次に、著作権及びライセンスについては、JIPデータベース 2008 より、JIP産業分類 92 出版・新聞業 (ISIC コード 2211, 2212 及び 2213 に対応)と 93 その他の映像・音声・文字情報制作業 (ISIC コード 9211 に対応)の名目産出量を用いる²²。JIPデータベースの名目産出量は、経済産業省『産業連関表』を基に作成されている。『産業連関表』の方が信頼性が高いが、これは総務省をはじめとする 10 府省庁の共同作業による 5 年毎の公表となる。Fukao *et al.*(2007)によると、JIPデータベースにおける年次の名目産出量のデータは、総務省『接続産業連関表』と経済産業省『簡易延長産業連関表』、内閣府『SNA産業連関表』により推計されている。

3.3 経済的競争力

ブランド資産に関しては、CHS(2005)に従って、JIP2008 産業分類 85 広告業 (ISIC コード 7430 に対応)の名目生産量のうち他産業によって購入された分の 60%を計上した。

企業固有の人的資源については、On-JT と Off-JT に分けて計測する。ただし、本章では CHS(2005)にならい、Off-JT の費用のみを企業固有の人的資源とし、次の 2 種類の費用から計測した: ①企業が直接、雇用者の Off-JT に支出する費用、②機会費用 (Off-JT を受けている間の賃

²² JIP データベースの産業分類と ISIC コードの対応表は、Fukao *et al.*(2008)の appendix に掲載されている。

金). これを基本ケースとし, 第 4 節の感応性分析(Sensitivity Analysis)において, On-JT についても企業固有の人的資源とするケースと比較する.

前者の企業が直接支出する費用については, 厚生労働省『就労条件総合調査』の教育訓練費のデータを用いる. この調査は, 主要産業における企業の賃金制度, 労働時間制度, 労働費用, 福祉施設・制度, 退職給付制度, 定年制等について統計的に把握することを目的としており, Off-JT で教育を行う者や Off-JT の過程をサポートする雇用者の賃金などを含む教育訓練費について日本企業約 5,000 社をカバーした調査となっている.

後者の機会費用については, 大木(2003)で得られた結果を利用する. 日本労働研究機構『業績主義時代の人事整理と教育訓練投資に関する調査』のマイクロデータを用いて, 大木(2003)では, 企業が直接支出する Off-JT の費用に対する機会費用の比率について, 1998 年の全産業平均を計測(1.51)した. この値を基に機会費用に関する無形資産を推計した.

CHS (2005)は, 組織構造に対する投資は, マネージメントに関するコンサルタント料といった組織又は構造に関する外部支出と, 役員給与・報酬によって計測できる内部支出で構成されると主張した.

前者について, CHS (2005)や Marrano and Haskel (2006), Marrano, Haskel and Wallis (2007)では, コンサルティング業の売上高を用いて計測しているが, 日本のコンサルティング産業に関する適切なデータは見当たらなかった. 後者の内部支出については, 財務省『法人企業年報』を用いる. この調査では, 2 兆円以上の資本金の企業の財務データを収集している. CHS (2005)に従い, 役員給与と役員報酬の 20%を無形資産として推計した.

3.4 日本における無形資産投資の計測結果

表 3-3 は計測結果である. 計測した結果, 日本における 2000 年から 2005 年の無形資産投資の平均は 53 兆円であった. 同時期の無形資産投資の対 GDP 比率は, 11.1%であり, CHS (2006)によるアメリカの推計値と近く, Marrano and Haskel (2006)のイギリスの推計値よりも大きい値である. ただし, 表中の CHS(2006)の数値は 1998 年から 2000 年の値であり, 比較年がずれていることに注意が必要である. CHS(2009)の推計によると, 2000-03 年のアメリカ(非農業部門)では 13.8%と計測されており, この数字と比較すると, 日本はアメリカに比べると低い比率となっている. 情報化資産と革新的資産への投資の対 GDP 比率を見ると, 日本はアメリカやイギリスに比べて高いが,

企業固有の人的資本と組織構造への投資の対 GDP 比率が小さく、そのために経済的競争力への投資の対 GDP 比率がアメリカやイギリスと比べて非常に小さくなっている。ただし、その他の製品開発、デザイン、非科学的研究開発、企業固有の人的資本、組織構造への投資を計測する確なマクロデータがないため、日本における無形資産投資が過小推計される傾向がある点に注意が必要である。

さらに、日本とアメリカでの無形資産投資の対有形資産投資比率を比較すると、顕著な違いがある。CHS (2006)によるアメリカの推計値では1.2倍である一方、本章の日本の推計値は0.6倍に過ぎなかった。

日本とアメリカの無形資産投資の対 GDP 比率に近い値であることをかんがみれば、日本において無形資産投資の対有形資産投資比率が低いのは、無形資産投資が少ないというよりも、むしろ有形資産投資がかなり多いことを示唆している。図 3-1 は、日本とアメリカにおける有形資産投資と無形資産投資の対 GDP 比率の推移を描いたものである。日本について見ると、無形資産投資比率の方が有形資産投資比率に比べてはるかに低い。一方、アメリカについて見ると、2000 年まで無形資産投資比率の方が有形資産投資比率を上回っている。この投資行動の差が生まれる要因は、日米の金融システムの違いにあると考えている。日本では、銀行等の金融機関が企業の資金調達において重要な役割を担っており、多くのケースで担保となる有形資産を必要とする。その結果、日本企業は担保となる有形資産を多く蓄積しようとする。さらに、中小企業の場合、借入を増加するための必要な有形資産が不十分となるケースが多く、資金調達が足かせとなってその成長が阻害されることになる。こうしたメカニズムが、日本での無形資産投資の対有形資産投資比率を低める主たる原因になっていると考えている。

表 3-4 は、無形資産のタイプ別シェアである。日本の無形資産投資の中で、革新的資産が最もシェアが高く、2000 年代前半で 54%近くを占めている。情報化資産は、この 20 年間でシェアを伸ばしてきている。表 3-5 は、カテゴリー別に見た無形資産投資の対 GDP 比率である。全てのカテゴリーで、対 GDP 比率が伸びている。

3.5 産業別の無形資産投資

3.1～3.3 節で見たように、無形資産投資の計測は主にJIP2008 に依拠している。JIP2008 は 108 産業別に産出、中間投入、労働投入、資本サービスに関するデータが含まれており、産業別での

無形資産投資の計測が可能である。表 3-6 は、製造業とサービス業での計測結果である²³。

表 3-6 の無形資産の投資額を見ると、サービス産業の方が製造業に比べて大きくなっている。しかし、対付加価値比率を見ると、科学研究開発投資の対付加価値比率がサービス業に比べて製造業の方で高くなっており、そのために製造業の無形資産投資の対付加価値比率もサービス業を上回る結果となっている。無形資産投資の対付加価値比率を 2000 年代前半のアメリカと比較すると、日本の製造業での比率がアメリカの全産業での比率を上回ることから、日本経済全体での無形資産の対付加価値比率がアメリカ経済全体の比率を下回る要因は、サービス業にあることは明らかであろう。日本のサービス産業で無形資産より有形資産を蓄積してしまうのは、サービス業の企業が負債に依存した資金調達を行なっているためだと考えている。

4. 成長会計

前節の無形資産投資のデータから、日本の経済成長に対する無形資産の寄与について検討する。まず、表 3-7 に掲載しているデフレータを利用して実質無形資産を求める。Fukao *et al.* (2007)によると、JIP2008 のソフトウェアの投資のデフレータとして日本銀行『企業向けサービス価格指数』の情報通信業の価格指数が利用されている。ただし、JIP2008 のソフトウェア投資のデフレータがカバーしているのは受注ソフトウェアのみであるため、パッケージ・ソフトウェアや自社開発ソフトウェアについては受注ソフトウェアの補完財であると仮定し、全てのソフトウェア投資のデフレータとして利用した。データベースについても、適当なデフレータが見当たらないことから、ソフトウェアと同じデフレータで実質化した。その他の無形資産投資については、JIP2008 の産出デフレータを用いた。Fukao *et al.* (2007)によると、日本銀行『企業物価指数』と『企業向けサービス価格指数』により作成された SNA のデフレータから、JIP データベースの算出デフレータが作成されている。

次に、恒久棚卸法により、無形資産ストックを推計する。その際に利用する資本減耗率については CHS(2006)の値を用いた(表 3-8)。2000 年価格での無形資産投資のデータを 1973 年から得られることから、分析に用いる無形資産ストックのデータは 1980 年以降とする。

²³ 経済は、製造業とサービス業に加え、農林漁業や鉱業、建設業、公的部門を含む他の産業で構成されている。

表 3-9 は、日本の無形資産ストックの値と成長率である。2005 年の日本における実質無形資産ストックは 203 兆円であった。無形資産ストックの成長率は 1980 年代後半の 10.1%から 2000 年代の 1.9%に劇的に低下しているが、これは 1990 年からの長期不況下のリストラで日本企業が広告宣伝費や人的資本を蓄積する教育訓練費の削減を進めたことが影響している。1980 年代の急成長と 1990 年代と 2000 年代の低成長というパターンは、1990 年代の中ごろに無形資産ストックの蓄積を加速させたアメリカとは対照的な姿である。

以下では、成長会計により日本の経済成長に対する無形資産ストックの寄与を検討する。次のようなコブ・ダグラス型の生産関数を仮定する：

$$Y_t = A_t (K_t^T)^\alpha (K_t^I)^\beta L_t^{1-\alpha-\beta} \quad \dots(3-10)$$

ただし、 Y_t は GDP、 A_t は全要素生産性（MFP）、 K_t^T は有形固定資産ストック、 K_t^I は無形資産ストックを表す。(3-10)式より、

$$\Delta y = \Delta a + \alpha \Delta k^T + \beta \Delta k^I + \Delta l \quad \dots(3-11)$$

が得られる。ただし、 $\Delta x = \frac{\partial \ln X_t}{\partial t}$ 、 $x = \ln X_t$ ($x = y, k, l$) であり、 k^T と k^I は労働時間あたり

資本ストックの対数である。

無形資産ストックと全要素生産性以外のデータは、JIP2008 データベースから得た。生産要素のシェアは、コストベースで計測した。労働のシェアは、労働コストを名目総コストで割ることで求め、資本ストックのシェアは 1 から労働のシェアを引くことで求めた。有形資産と無形資産のシェアについては、それぞれの資本ストックのシェアから求めた²⁴。

表 3-10 は、(3-11)式に基づく成長会計の結果である。ここでは、無形資産を考慮した成長会計と、無形資産を考慮しない成長会計の結果を比較した。日本の経済成長に対する無形資産ストックの寄与は、1980 年代後半の 0.9%ポイントから 1990 年代の 0.5%ポイントに低下している。無形資産ストックの資本進化の効果は、無形資産投資が 2002 年から停滞したために、2000 年代前半において低下し続け、結果、トータルの資本深化の効果は、無形資産を考慮した方が高まった。それとは反対に、全要素生産性については、1990 年代後半を除いて、無形資産を考慮しない方が若干小さかった。

²⁴ 労働投入と資本投入について、同等に扱っている。

日本とアメリカの成長会計を比較すると、2000 年代前半の日本の労働生産性の成長に対する無形資産ストックの寄与は負であったが、CHS (2006)によるアメリカの結果では、1990 年代後半に無形資産投資は増加しており、労働生産性の成長のうち 27%は無形資産によるものであった。もしも日本における労働生産性の成長への無形資産ストックの寄与がアメリカと同じだったならば、2000 年代前半の日本の労働生産性の成長は、実際よりも 0.3%ポイント上昇していたであろう。

5. 感応性分析

第 3 節では、CHS (2005)に従って無形資産投資を計測した。しかし、企業固有の資源は各国の慣習に依存している。そのため、3 節での無形資産投資に関する結果は、3.3 節の企業固有の資源の関する投資の計測に用いたパラメータの仮定に依存している可能性がある。そこで、パラメータについて以下のような 2 ケースについて感応性分析を行う。

はじめに、CHS(2006)で仮定され、上記の分析でも使用していた企業固有の資源に対する資本減耗率 40%(表 3-8)の代わりに、20%とした場合を考える。

次に、企業固有の人的資源と組織構造に関して、次のような仮定を考える。

【仮定 1】インフォーマルな教育訓練費を考慮する。CHS(2005)で企業固有の資源に含まれていなかったが、日本企業ではこの蓄積に OJT がよく用いられており、無形固定資産投資の重要な要素である可能性が考えられる。OJT に関する定期的な公式調査は行われていないことから、内閣府で 2007 年に実施された『企業の新しい成長戦略に関するアンケート』の調査結果を用いる。この調査では、上場 979 社にアンケートを行い、内 818 社が回答した。それによると、日本の労働者は労働時間の 9.9%を OJT に費やしていた。そこで、労働費用の 9.9%を OJT の費用と考えた。

【仮定 2】3 節では、Off-JT の全ての活動が企業固有の人的資源の蓄積に寄与していると仮定していた。しかし、慶應義塾大学・パネル調査共同研究拠点による『日本家計パネル調査』によると、雇用者が実施した Off-JT で得たスキルについて、転職した際にも有益だったと回答した労働者が 63%であった。第 3 節までの分析では、企業固有の人的資源への投資として教育訓練費のうち企業固有部分のみを考慮していたが、Off-JT の全てを企業固有の人的資本として扱ってはならないことを慶応大学の調査結果が示唆している。しかし、教育訓練のどの程度

が企業固有のものかは不明である。そこで、感応性分析では、フォーマルな教育訓練費 37% だけを企業固有の人的資源の投資とする仮定を置く。

【仮定 3】 第 4 節までの分析では、CHS(2005)に従い、役員が労働時間の 20%を組織変革に費やしているとの仮定に基づいて計測していた。しかし、日本の CEO について調査を行った Robinson and Shimizu (2006)によると、CEO は労働時間の 9%のみを戦略開発、新規ビジネス開拓、そして組織改編に費やしている。そこで、第 3 節までは役員報酬・給与の 20%を組織構造への投資としていたが、感応性分析では 9%と仮定をした分析を行う。

表 3-11 は、上の 3 つ仮定に関する感応性分析の結果である。基本ケースは、3 節での計測による結果である。ケース 1 は企業固有の資源の資本減耗率を変更した場合、ケース 2 はインフォーマルな教育訓練と企業固有の人的資源と組織変革に関する日本のデータを用いた場合である。ケース 1 と基本ケースの結果には、大きな違いは見られず、企業固有の資産の資本減耗率の変更は、成長会計の結果に影響を与えなかった²⁵。

ケース 2 では On-JT の費用を考慮したことから、無形資産投資の対 GDP 比率(2000 年代前半で 13.8%)は基本ケースよりも高い。ケース 2 の成長会計の結果を見ると、1990 年代後半以降の労働生産性と資本深化の効果は基本ケースよりも低い。労働生産性の低下が資本深化の効果の低下で相殺されるため、1990 年代後半以降の全要素生産性は基本ケースと近い値となった。感応性分析を行った結果、On-JT と日本の CEO が割く組織変革への労働時間を考慮に入れることで、日本における無形資産投資対 GDP 比率はアメリカやイギリスと比べて高くなることがわかった。また、ケース 2 の成長会計の結果を見ると、1990 年代後半以降の労働生産性と資本深化の効果が基本ケースに比べて低下しているが、基本ケースと同様、1990 年代後半から 2000 年代前半にかけて全要素生産性の改善が見られた。

6. 結語

本章では、日本における無形資産を計測し、無形資産ストックの構築とその日本の経済成長への寄与の検証を行った。本章の結果をまとめると、以下の通りである。

第 1 に、日本における無形資産投資は 2000 年まで急激な伸びを見せ、GDP に対する無形資

²⁵ 他の要素についても資本減耗率を変更してみたが、ケース 1 と同様の結果が得られた。

産投資比率も、この間、伸び続けていた。しかし、Corrado *et al.*(2009)で推計された2000年代前半のアメリカにおける比率と比較すると、低い水準となっている。日本の企業金融が有形資産を担保とする金融機関からの借入に依存しており、この差の原因のひとつとして金融システムの違いが考えられる。

第2に、本章では産業別の無形資産の計測を行った。その結果、サービス産業で無形資産投資/付加価値比率が低いために、日本経済全体でも無形資産投資/GDP比率が低くなることがわかった²⁶。

第3に、1980年代後半から2000年代前半にかけて、日本の無形資産ストックの成長率が鈍化していた。これは、無形資産ストックの高い成長率を実現した1990年代アメリカとは対照的な結果である。

第4に、2000年代前半の日本において、無形資産ストックの蓄積が鈍化したことから、経済成長への無形資産の寄与も鈍化した。日本における労働生産性への無形資産ストックの寄与は、アメリカと比較してかなり小さい。もしも日本における労働生産性への無形資産ストックの寄与がアメリカと同じであるとする、2000年代前半の日本の労働生産性は、実際よりも0.2%ポイント上昇することになる。

第5に、On-JTの費用と企業固有の資源に関する日本のデータを考慮した場合について感応性分析を行うと、日本の無形資産投資/GDP比率は、アメリカやイギリスよりも高くなった。しかし、1990年代後半における経済成長への無形資産の資本深化の寄与の鈍化と全要素生産性の改善という結果が、基本ケースと同様に得られた。

本章の結果は、まさに日本の経済成長の鈍化をもたらすサービス業の低生産性をどう克服するのかという議論と関連している。サービス業が製造業に比べて無形資産集約的になってきたとはいえ、これまで日本の経済成長を牽引してきたのは有形資産主役的な製造業であった。しかし、中国、インド、韓国などのアジア経済の台頭により、日本の製造業は厳しい競争にさらされており、これからの経済成長を生み出す源泉として製造業だけに依存することはできない。それゆえ、2%

²⁶ 近年における日本のサービス産業での生産性の成長がリストラによってもたらされたことが、Fukao and Miyagawa (2008) と Kwon, Kim, and Fukao (2008)で指摘されている。世界経済で競争し、安定的な経済成長を実現するためには、サービス業において無形資産をさらに蓄積させる必要があると述べている。

経済成長を実現するには、サービス業の成長を促進させるしかない。そのような経済構造の変化をもたらすためには、会計システムや金融システムの変革が必要である。3 節でも述べたように、有形資産をあまり持たないサービス業は、外部資金がなかなかえられないがために、成長の機会が制限される。ここで無形資産の価値を評価する会計システムを導入することができるならば、銀行や保険会社に無形資産を担保として認識させる道を開くことになるだろう。それゆえ、企業の無形資産の評価を補助する手法を開発することは、有益だと考えられる。加えて、銀行が企業金融を支配する現行の金融システムから、中小企業でも資本市場にアクセスできる新しい金融システムに変更する努力が望まれる。

本章の分析では、企業固有の人的資本や組織変革に関する適切なデータがないために、過少推計の可能性がある。より正確に計測するためには、企業単位での活動を分析することで、企業固有の人的資本や組織変革についてデータを収集する必要があるだろう²⁷。これらは残された課題である。

今後、これら課題を解決し、サービス業での生産性をより高めることで、日本の経済成長を促進させるという無形資産の役割について、理解を深めていきたい。

²⁷ ひとつの方向性として、企業の管理職に対する組織変革についてインタビューを行い、組織変革のデータについて分析した Bloom and Van Reenen (2007)の研究がある。

表 3-1:MFP 成長と全労働時間に対するシェア:産業別・主要先進国別 1995-2005 年(%)

	MFP 成長					全労働時間に対するシェア						
	日本	アメリカ	フランス	ドイツ	イタリ	イギリス	日本	アメリカ	フランス	ドイツ	イタリ	イギリス
市場経済	0.5	1.7	0.8	0.4	-0.7	0.9	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
電気機器・郵便・通信	5.4	8.7	5.9	4.7	2.7	3.7	5.0	4.3	4.5	5.1	3.7	4.9
電気機器以外の製造業	-0.7	2.2	1.8	1.3	-1.2	0.8	19.4	15.7	18.3	23.4	22.4	18.0
その他の製造業・建設業・電気・ガス・水道	0.0	-0.3	0.7	1.4	-0.1	0.1	20.0	14.3	19.2	15.6	16.6	13.9
商業・運輸業	0.9	2.1	0.4	1.5	-0.9	1.1	26.2	27.1	24.2	25.8	26.2	26.7
金融・対事業所サービス	-0.1	0.4	-0.8	-3.3	-0.4	1.1	12.8	21.2	21.1	17.3	13.7	23.0
対個人サービス	-0.1	0.0	0.9	-0.7	-2.0	-0.7	16.6	17.4	12.8	12.7	17.4	13.5

(出所) EU KLEMS データベース March 2008.

表 3-2: 無形資産投資

情報化資産	作成方法
受注ソフトウェア	JIP2008の資産別投資系列、受注ソフトウェア(No.38)のデータを用いた。作成方法は以下の通りである。 『固定資本マトリックス』等のベンチマークが存在しない年の補完としては、『特定サービス実態調査報告書・情報サービス業編』を使用する。この調査では、1973年以降の業態種類別年間売上高を取ることができ、「ソフトウェア開発・プログラム作成(受注ソフトウェア)」の売上高を暦年変換したものをソフトウェア投資とする。 また、「ソフトウェア開発・プログラム作成」のうち受注ソフトウェアとソフトウェアプロダクトの内訳については1983年以降しか解らないため1982年以前は1983年の割合を使用して遡及推計する。
パッケージ・ソフトウェア	パッケージソフトウェアの推計方法は、経済研究170号『産業別生産性と経済成長1970－98年』の第4章「IT資本ストック系列の作成」に基づく。 パッケージソフトウェアのベンチマークとしては、『1985－90－95年接続産業連関業』『ソフトウェア業』の内生部門(列コード9099-00)を使用する。ただし、内生部門計にはパッケージソフトウェア以外に情報処理やデータベースサービス、各種調査等も含まれる可能性があるため経済産業省『特定サービス実態調査報告書』の「業務種類別売上高」「契約先産業別年間売上高」を使用して企業向けパッケージソフトウェアの割合を計算し、ベンチマークとした。また、電子計算機本体、電子計算機付属装置で中間需要されている金額はパソコンにプレインストールされたものと考え、ここでは除いている。 ベンチマークが存在しない年の補完としては、『特定サービス実態調査報告書』で把握可能である。この調査では、1973年以降の業態種類別年間売上高を取ることができ、「ソフトウェア開発・プログラム作成(ソフトウェアプロダクト)」の売上高を投資額とし、ベンチマークに対応させる形で推計を行った。
自社開発ソフトウェア	経済産業省『情報処理実態調査』の「情報処理諸経費」のうち「ソフトウェア作成委託料」「外部要因人件費」「情報システム部門等の社員要因(人件費)」を使用する。このうち「外部要因人件費」「情報システム部門等の社員要因(人件費)」にSEプログラマーの割合を掛けたものを自社開発ソフトウェア投資額と仮定する。情報処理実態調査は調査企業数が一定でないため、金額はそのまま使用せずに自社開発比率を求める(ただし、ソフトウェア業と情報処理サービス業の人件費には受注ソフトウェア開発に費やされた人件費も含まれる。よって、2重計上をさけるためソフトウェア業と情報サービス業は除いている)。 この自社開発比率を暦年変更したものを使用して『特定サービス実態調査報告』の「ソフトウェア開発・プログラム作成(受注ソフトウェア)」の値を膨らませる。 『国勢調査』の「情報処理技術者」と『情報処理実態調査』の「情報処理要員の状況」(情報システム部門の専従者＋外部要因の派遣要因)のうちSEプログラマー数)を比較して、情報処理児童調査のカバー率を求める。ただし、『国勢調査』は5年おきに実施されているため、間の年については、『事業所・企業統計調査』の企業数と『情報処理実態調査』の集計企業数等を比較してカバー率を推計した。このカバー率を使用して、「外部要因人件費」「情報システム部門等の社内要因(人件費)」にSE、プログラマーの割合を掛けて求めた投資額(ただし、ここではソフトウェア業、情報サービス業に加え調査広告業も除く)をさらに膨らませ、全体の投資額を推計する。
データベース	経済産業省『特定サービス産業実態調査』は1972年から2006年に調査が行われ、情報処理・提供サービスの業務種類別年間売上高のデータが公表されている。業部のひとつであるデータベースサービスの売上高を暦年変換したものを、無形資産投資とする。ただし、特定サービス実態調査は全企業を対象とした調査ではないことから、特定サービス実態調査の企業数に対する、全企業対象の『事業所統計』の情報サービス業の企業数の比率を求め、これを掛けることで膨らます。ただし、『事業所統計』は毎年調査が行われておらず、1972、75、78、81、86、91、96、99、2001、2004年において調査が行われていることから、調査が行われた各年の特定サービス実態調査の企業数に対する、全企業対象の事業所統計の情報サービス業の企業数の比率を求め、線形補完することで各年の比率を求めた。
革新資産	
科学的研究開発 企業等	文部科学省『科学技術研究調査』では、日本の企業等の研究開発費の内訳として、人件費、原材料費、有形固定資産減価償却費、有形固定資産購入費、リース料、その他の経費が公表されている。有形固定資産購入費は有形固定資産の資本ストックとダブルカウントとなるため、またリース料は長期のリースであることから、人件費、原材料費、その他経費の合計を無形資産投資とする。ただし、科学技術研究調査は年度調査であるため、暦年変換している。
大学等	文部科学省『科学技術研究調査』において、大学等の研究開発費と、分野別(人文社会科学、自然科学、教育学・その他)の研究開発費が公表されている。大学等の自然科学に対する研究開発費の内訳として、人件費、原材料費、有形固定資産減価償却費、有形固定資産購入費、リース料、その他の経費が研究開発費のデータが公開されているが、有形固定資産購入費は有形固定資産の資本ストックとダブルカウントとなるため、またリース料は長期のリースとなることから、人件費、原材料費、その他経費の合計を無形資産投資とする。ただし、科学技術研究調査は年度調査であるため、暦年変換している。
非営利団体・公的機関	文部科学省『科学技術研究調査』において、非営利団体・公的機関等の研究開発費と、分野別(人文社会科学、自然科学、教育学・その他)の研究開発費が公表されている。研究開発費の内訳として、人件費、原材料費、有形固定資産減価償却費、有形固定資産購入費、リース料、その他の経費が研究開発費のデータが公開されているが、有形固定資産購入費は有形固定資産の資本ストックとダブルカウントとなるため、またリース料は長期のリースのため、人件費、原材料費、その他経費の合計を研究開発に関する無形資産投資とする。ただし、科学技術研究調査は年度調査であるため、暦年変換している。

投資の計測方法

産業別推計方法など	使用したデータベース
JIP2008の投資マトリックスより、製造業(JIP産業分類No.8～59)、サービス業(JIP産業分類No.65～97)の受注ソフトウェア(No.38)への投資を、それぞれ単純合計したものを、本稿における製造業とサービス業の無形資産投資とした。	JIP2008
経済産業省『情報処理実態調査』の産業別売上高のうち、製造業比率とサービス業比率を求め、全産業のパッケージソフトウェアへの投資にこの比率を掛けることで、各産業のパッケージソフトウェアへの投資を推計する。製造業比率を求める際、1997年以前の調査で報告されている製造業・鉱業への売上高を、JIP2008の情報サービス業(インターネット付随サービス業)(JIP産業分類No.91)の名目生産量のうち、鉱業(JIP産業分類No.7)と製造業(JIP産業分類No.8～59)が購入した比率を使って按分して製造業に対する売上高を推計した上で、情報処理実態調査の産業別売上高における製造業比率を求めた。サービス業比率を求める際は、情報処理実態調査の産業別売上高合計値から、製造業(または製造業・鉱業)、建設・不動産業、公務、同業者、農林水産業、一般消費者、本社・支社からの同一企業内取引での売上高を引いた値の比率を、情報処理実態調査の産業別売上高におけるサービス業比率とした。	『接続産業連関表』 『特定サービス実態調査報告書』 JIP2008
経済産業省『情報処理実態調査』の産業別売上高のうち、製造業比率とサービス業比率を求め、全産業の自社開発ソフトウェアへの投資にこの比率を掛けることで、各産業の自社開発ソフトウェアへの投資を推計する。製造業比率を求める際、1997年以前の調査で報告されている製造業・鉱業への売上高を、JIP2008の情報サービス業(インターネット付随サービス業)(JIP産業分類No.91)の名目生産量のうち、鉱業(JIP産業分類No.7)と製造業(JIP産業分類No.8～59)が購入した比率を使って按分して製造業に対する売上高を推計した上で、情報処理実態調査の産業別売上高における製造業比率を求めた。サービス業比率を求める際は、情報処理実態調査の産業別売上高合計値から、製造業(または製造業・鉱業)、建設・不動産業、公務、同業者、農林水産業、一般消費者、本社・支社からの同一企業内取引での売上高を引いた値の比率を、情報処理実態調査の産業別売上高におけるサービス業比率とした。	経済産業省『情報処理実態調査』 総務省・統計局『接続産業連関表』 経済産業省『特定サービス実態調査報告書』 JIP2008
経済産業省『情報処理実態調査』は、1973年から2005年までの各年で調査が行われ、契約産業別売上高のデータが公表されている。1973年調査から、製造業・鉱業、卸売・小売・飲食店業、建設・不動産業、金融・保険・運輸・通信・電気・ガス・水道、サービス業、公務、同業者、農林水産業、その他、一般消費者、本社・支社からの同一企業内取引という産業分類であったが、1997年の調査より製造業・鉱業が製造業のみに、卸売・小売・飲食店業から卸売・小売業のみへ業種分類が変更され、農林水産業と本社・支社からの同一企業内取引がなくなった。さらに1998年の調査より金融・保険・運輸・通信・電気・ガス・水道業が、金融・保険業と情報通信業(同業者除く)と電気・ガス・水道業に分割され、一般消費者がなくなった。情報処理実態調査の産業別売上高のうち、製造業比率とサービス業比率を求め、全産業のデータベースへの投資にこの比率を掛けることで、各産業のデータベースへの投資を推計する。製造業比率を求める際、1997年以前の調査で報告されている製造業・鉱業への売上高を、JIP2008の情報サービス業(インターネット付随サービス業)(JIP産業分類No.91)の名目生産量のうち、鉱業(JIP産業分類No.7)と製造業(JIP産業分類No.8～59)が購入した比率を使って按分して製造業に対する売上高を推計した上で、情報処理実態調査の産業別売上高における製造業比率を求めた。サービス業比率を求める際は、情報処理実態調査の産業別売上高合計値から、製造業(または製造業・鉱業)、建設・不動産業、公務、同業者、農林水産業、一般消費者、本社・支社からの同一企業内取引での売上高を引いた値の比率を、情報処理実態調査の産業別売上高におけるサービス業比率とした。	経済産業省『情報処理実態調査』 総務省・統計局『国勢調査』 総務省・統計局『事業所・企業統計調査』 JIP2008
文部科学省『科学技術研究調査』において、日本の企業等の研究開発費を産業別に分類して公表している(農林水産業、鉱業、建設業、製造業、運輸・通信・公益業、ソフトウェア業、電気・ガス・熱供給・水道業、情報通信業、ソフトウェア・情報処理業、通信業、放送業、新聞・出版・その他の情報、運輸業、卸売業、金融・保険業、サービス業、専門サービス業、その他の事業サービス業、学術研究機関)。本稿の製造業での無形資産投資として科学技術研究調査における製造業の人件費、原材料費、その他経費の合計値を用い、本稿のサービス業での無形資産投資として科学技術研究調査の企業等の人件費、原材料費、その他経費の合計値から、製造業、農業、鉱業、建設業の人件費、原材料費、その他経費の合計値を除くことによって求めた。	文部科学省『科学技術研究調査』

表 3-2: 無形資産投資

	作成方法
資源開発権	経済産業調査会『鉱物便覧』において、鉱物探査費(広域地質構造調査費、精密地質構造調査費、国内石油天然ガス基礎調査費の合計)が毎年、公表されている。『石油・天然ガス開発資料』では、探鉱投資額(陸域海域合計、企業と国の合計)が毎年、公表されている。鉱物探査費と探鉱投資額の合計値を無形資産投資とする。
著作権及びライセンス	JIP2008のJIP産業分類No.1～71、73～107の産業が購入した、JIP2008の出版・新聞業(JIP産業分類No.92)やその他の映像・音声・文字情報制作業(JIP産業分類No.93)の名目産出を、無形資産投資とする。
他の製品開発、デザイン、非科学的研究開発 デザイン	経済産業省『特定サービス実態調査』のデザイン業(調査業種06)における売上高のデータを使って、デザインへの無形資産投資を推計する。『特定サービス産業実態調査』におけるデザイン業の調査は、1973年、1974年、1979年、1982年、1985年、1990年、1992年、1995年、1998年、2000年、2003年に行われている。調査が行われた各年で、JIP2008のその他対事業所サービス産業(JIP産業分類No.88)の名目産出に対する、『特定サービス産業実態調査』のデザイン業における売上げ高の比率を求めた後、調査が行われていない年の比率を線形補完により補う。2003年以降の比率には、2003年の比率をそのまま用いている。線形補完後の比率を、再度、JIP2008の対事業所サービス産業の名目産出量に掛けることで、各年の売上高を推計した。 特定サービス産業実態調査の調査が全企業を対象にしていないことから、全企業を対象とした総務省『事業所・企業統計調査』の企業数を使って、推計した売上高を膨らませる。『特定サービス産業実態調査』のデザイン業の調査が行われた各年の企業数を線形補完することで、各年の企業数を推計する。ただし、2003年以降は2000年～2003年までの伸びがそのまま継続すると仮定して、延長した。『事業所・企業統計調査』は1978年と、1981年の調査の後2001年まで5年ごとに調査が行われ、2004年の調査が最新の調査となる。『事業所・企業統計調査』の調査が行われた各年のデザイン業の企業数を線形補完することで、毎年の企業数を推計する。ただし、2004年以降の値は2001年～2004年までの伸びがそのまま継続すると仮定して、延長した。2004年推計した毎年の『特定サービス産業実態調査』のデザイン業の企業数に対する、推定した事業所統計のデザイン業の企業数の比率を求め、推計した『特定サービス産業実態調査』のデザイン業の売上高に掛けた値を、デザインへの無形資産投資とする。
ディスプレイ	経済産業省『特定サービス産業実態調査』のディスプレイ業(調査業種14)における売上高のデータを使って、ディスプレイへの無形資産投資を推計する。『特定サービス産業実態調査』におけるディスプレイ業の調査は、1981年、1986年、1991年、1994年、1997年、2000年、2003年に行われている。調査が行われた各年で、JIP2008のその他対事業所サービス産業(JIP産業分類No.88)の名目産出に対する、『特定サービス産業実態調査』のディスプレイ業における売上げ高の比率を求めた後、調査が行われていない年の比率を線形補完して補う。1981年以前と2003年以降の比率には、2003年の比率をそのまま用いている。線形補完後の比率を、再度、JIP2008の対事業所サービス産業の名目産出量に掛けることで、各年の売上高を推計した。 『特定サービス産業実態調査』の調査が全企業を対象にしていないことから、全企業を対象とした総務省『事業所・企業統計調査』の企業数を使って、推計した売上高を膨らませる。『特定サービス産業実態調査』ではディスプレイ業の調査が行われた各年の企業数を線形補完することで、毎年の企業数を推計する。ただし、2003年以降は2000年～2003年の伸びがそのまま継続すると仮定して、延長した。『事業所・企業統計調査』においてディスプレイ業の調査が行われていないため、2004年の『特定サービス産業実態調査』のデザイン業に対する『事業所・企業統計調査』のデザイン業の企業数の比率が、2004年のディスプレイ業に対しても当てはまると仮定し、また事業所統計のデザイン業の企業数の伸び率がディスプレイ業でも等しく実現したと仮定する。そして、2004年の特定サービス産業実態調査に対する『事業所・企業統計調査』のデザイン業の企業数の比率を基準として、『事業所・企業統計調査』におけるデザイン業の企業数の伸び率で割り、特定サービス実態調査のディスプレイ業の企業数の伸び率を掛けることで、2004年以外の各年の比率をバックワードに推計した。そして、この比率を特定サービス産業実態調査のディスプレイ業の売上高に掛けることで、無形資産投資を推計した。
機械設計	経済産業省『特定サービス産業実態調査』の機械設計業(調査業種15)における売上高のデータを使って、機械設計への無形資産投資を推計する。特定サービス産業実態調査における機械設計業の調査は、1983年、1990年、1993年、1996年、1999年、2000年、2003年に行われている。調査が行われた各年で、JIP2008のその他対事業所サービス産業(JIP産業分類No.88)の名目産出に対する、特定サービス実態調査の機械設計業における売上げ高の比率を求めた後、調査が行われていない年の比率を線形補完により補う。1983年以前と2003年以降の比率には、2003年の比率をそのまま用いている。線形補完後の比率を、再度、JIP2008の対事業所サービス産業の名目産出量に掛けることで、毎年の機械設計産業への売上高を推計した。 特定サービス産業実態調査の調査が全企業を対象にしていないことから、全企業を対象とした事業所統計の企業数を使って、推計した売上高を膨らませる。特定サービス実態調査では機械設計業の調査が行われた各年の企業数を線形補完することで、毎年の企業数を推計する。ただし、2003年以降は2000年～2003年の伸びがそのまま継続すると仮定して、延長した。事業所統計において機械設計業の調査が行われていないため、2004年の特定サービス産業実態調査のデザイン業に対する事業所統計のデザイン業の企業数の比率が、2004年の機械設計業に対しても当てはまると仮定し、また事業所統計のデザイン業の企業数の伸び率が機械設計業でも等しく実現したと仮定する。そして、2004年の特定サービス産業実態調査に対する事業所統計のデザイン業の企業数の比率を基準として、事業所統計におけるデザイン業の企業数の伸び率で割り、特定サービス実態調査の機械設計業の企業数の伸び率を掛けることで、2004年以前の各年の比率をバックワードに推計した。2004年以降は、逆にフォーワードに比率を推計した。この比率を特定サービス産業実態調査の機械設計業の売上高に掛けることで、無形資産投資を推計した。
建物サービス	JIP2008のその他対事業所サービス業(No.88)は、産業連関表のニュース供給業・興信所、建物サービス業や法務・財務サービス、土木建築サービス、労働派遣サービス、その他対事業所サービスと対応している。そこで、5年毎に、産業連関表のニュース供給業・興信所、建物サービス業や法務・財務・会計サービス、土木建築サービス、労働派遣サービス、その他対事業所サービスの名目産出量のうち中間投入として全産業から購入された分に対する、建物サービスの名目産出量のうち中間投入として全産業から購入された分の比率を計算し、線形補完によって毎年の比率を推計する。ただし、2005年の産業連関表はまだ公表されていないことから、2000年と同じ比率が2001～2005年の間も成立していると仮定している。この比率に、JIP2008のその他対事業所サービス業の名目産出量のうち全産業の中間投入として購入された分を掛け合わせることで、毎年の建物サービスへの無形資産投資を推計した。

の計測方法(つづき 1)

産業別推計方法など	使用したデータベース
サービス業が全て資源開発権への投資を行っているとする。	経済産業調査会『鉱物便覧』 石油鉱業連盟『石油・天然ガス開発資料』
製造業(JIP産業分類No.8～59)、サービス業(JIP産業分類No.65～97)が、出版・新聞業(JIP産業分類No.92)やその他の映像・音声・文字情報制作業(JIP産業分類No.93)から購入した名目産出を、それぞれ、本稿における製造業の無形資産投資、サービス業の無形資産投資とする。	JIP2008
特定サービス実態調査の製造業・鉱業または製造業への売上高を、本論文の製造業の無形資産投資を推計する。1998年以降は特定サービス実態調査の製造業の売上高を無形資産投資とする(ただし、事業所統計の事業所数を用いて、売上高を膨らませている)。特定サービス実態調査において、1998年以前は鉱業・製造業という業種での売上高データが公表されているため、この期間の製造業のみに対する売上高を推計しする必要がある。特定サービス実態調査のデザイン業は、JIP2008においてその他対事業所サービス産業(JIP産業分類No.88)に含まれている。JIP2008の対事業所サービスの名目産出のうち、製造業(JIP産業分類No.8～59)が購入した分と鉱業(JIP産業分類No.7)が購入した分との比率を計算し、この比率が特定サービス実態調査の売上高にも成立すると仮定し、按分した。	経済産業省『特定サービス実態調査』 総務省・統計局『事業所・企業統計調査』
特定サービス実態調査の製造業・鉱業または製造業への売上高を、本論文の製造業の無形資産投資を推計する。1998年以降は特定サービス実態調査の製造業の売上高を無形資産投資とする(ただし、事業所統計の事業所数を用いて、売上高を膨らませている)。特定サービス実態調査において、1998年以前は鉱業・製造業という業種での売上高データが公表されているため、この期間の製造業のみに対する売上高を推計しする必要がある。デザイン業は、JIP2008ではその他対事業所サービス(JIP産業分類No.88)に含まれる。JIP2008の対事業所サービスの名目産出のうち、製造業(JIP産業分類No.8～59)が購入した分と鉱業(JIP産業分類No.7)が購入した分との比率を計算し、この比率が特定サービス実態調査の売上高にも成立すると仮定し、按分した。	
特定サービス実態調査の製造業・鉱業または製造業への売上高を、本論文の製造業の無形資産投資を推計する。2003年以降は特定サービス実態調査の製造業の売上高を無形資産投資とする(ただし、事業所統計の事業所数を用いて、売上高を膨らませている)。特定サービス実態調査において、2003年以前は鉱業・製造業という業種での売上高データが公表されているため、この期間の製造業のみに対する売上高を推計しする必要がある。デザイン業は、JIP2008ではその他対事業所サービス(JIP産業分類No.88)に含まれる。JIP2008の対事業所サービスの名目産出のうち、製造業(JIP産業分類No.8～59)が購入した分と鉱業(JIP産業分類No.7)が購入した分との比率を計算し、この比率が特定サービス実態調査の売上高にも成立すると仮定し、按分した。	
JIP2008の他対事業所サービス産業(JIP産業分類No.88)の名目産出量のうち、全産業(IP産業分類No.1～72、73～107)が購入した分、製造業(JIP産業分類No.8～59)が購入した分、サービス業(JIP産業分類No.65～97)が購入した分を求める。次に、全産業に対する製造業の購入分の比率、全産業に対するサービス業の購入分の比率を求める。全産業の建物サービスに対する無形資産投資にこらら比率を掛けることで、本稿における製造業とサービス業における無形資産投資を推計した。	総務省・統計局『産業連関表』 JIP2008

表 3-2: 無形資産投資

	作成方法
金融業における商品開発	CHSIにしたがって、JIP2008の金融業(JIP産業分類No.69)、保険業(JIP産業分類No.70)の名目中間投入の合計の20%とする。
大学等	文部科学省『科学技術研究調査』において、大学等の研究開発費と、分野別(人文社会科学、自然科学、教育学・その他)の研究開発費がある。人文社会科学、教育学・その他に対する研究開発費の内訳として、人件費、原材料費、有形固定資産減価償却費、有形固定資産購入費、リース料、その他の経費が研究開発費のデータが公開されているが、有形固定資産購入費は有形固定資産の資本ストックとダブルカウントとなるため、またリース料は長期のリースのため、人件費、原材料費、その他経費の合計を研究開発に関する無形資産投資とする。ただし、科学技術研究調査は年度調査であるため、暦年変換している。
非営利団体・公的機関	文部科学省『科学技術研究調査』において、非営利団体・公的機関等の研究開発費と、分野別(人文社会科学、自然科学、教育学・その他)の研究開発費がある。人文社会科学、教育学・その他に対する研究開発費の内訳として、人件費、原材料費、有形固定資産減価償却費、有形固定資産購入費、リース料、その他の経費が研究開発費のデータが公開されているが、有形固定資産購入費は有形固定資産の資本ストックとダブルカウントとなるため、またリース料は長期のリースのため、人件費、原材料費、その他経費の合計を研究開発に関する無形資産投資とする。ただし、科学技術研究調査は年度調査であるため、暦年変換している。
経済的競争力 ブランド資産	CHSIにしたがって、全産業で中間投入として用いられたJIP2008の広告業(JIP産業分類No.85)の名目産出の60%とする。
企業固有の人的資源 OFF-JT 教育訓練費	厚生労働省『就労条件総合調査』(旧・賃金労働時間制度総合調査、旧・労働者福祉施設制度等調査報告)において、全産業とその内訳として鉱業、建設、製造業、卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、運輸通信業、電気・ガス・水道・熱供給業、サービス業の常用労働者1人1ヶ月平均教育訓練費の調査が行われている。就労条件実態調査は毎年調査結果が公表されているが、教育訓練費の調査は1972～85年、88年、91年、95年、98年、2002年に行われている。調査が行われていない期間は、その期間をを挟んだ調査があった年の教育訓練費で伸び率(年率)を計算し、この伸び率がこの期間で毎年等しく続いたと仮定して補完した。また、2002年以降の期間は、1998年から2002年での伸び率(年率)がそのまま持続するとして補完している。 次に、就労条件総合調査の教育訓練費を1年換算し(12倍し)、JIP2008の対応する産業の労働者数を掛けて、各産業の各年の教育訓練費を推計する。各産業の教育訓練費を合計することで、全産業の教育訓練費とした。ただし、就労条件実態調査の各業種は、次のようにJIP2008の業種分類と対応させた。鉱業(JIP産業分類No.7)、建設(JIP産業分類No.60.61)、製造業(JIP産業分類No.8～59)、卸売・小売業(JIP産業分類No.67.68)、金融・保険業(JIP産業分類No.69.70)、不動産業(JIP産業分類No.71)、運輸通信業(JIP産業分類No.73～79)、電気・ガス・水道・熱供給業(JIP産業分類No.62～66)、サービス業(JIP産業分類No.80～97)。
労働時間内のOFF-JTの機会費用	大木(2003)において、日本労働研究機構『業績主義の人事管理と教育訓練投資に関する調査』の個別データを用いて、1998年における直接的な教育訓練費に対する機会費用の比率について市場全体での平均を1.51と推計された。この値を用いた。
ONN-JT	内閣府『企業の新しい成長戦略に関するアンケート』の調査で、全産業・全職種平均で労働時間の9.9%をon-JTに費やすとの結果が得られた。そこで、労働費用の9.9%をon-JTに関する無形資産投資として推計した。
組織構造 役員報酬	財務省『法人企業年報』で毎年公表されている、全産業、全規模の役員給与と役員報酬の値を暦年変換し、CHSIにしたがってその内の20%を無形資産投資とする。

の計測方法（つづき 2）

産業別推計方法など	使用したデータベース
サービス業が全ての投資を行っているとする。	JIP2008
サービス業が全ての投資を行っているとする。	文部科学省『科学技術研究調査』
サービス業が全ての投資を行っているとする。	
広告業（JIP産業分類No.85）の名目産出のうち、JIP産業分類No.8～59が購入した分の60%を本論文の製造業における無形資産投資とし、JIP2008のJIP産業分類No.65～97が購入した分の60%を本論文のサービス業における無形資産投資とする。	JIP2008
就労条件総合調査の製造業に対応する教育訓練費を本論文における製造業での無形資産投資とする。一方、就労条件総合調査の卸売・小売業、金融・保険業、不動産業、運輸通信業、電気・ガス・水道・熱供給業、サービス業の教育訓練費の合計を、本論文におけるサービス業での無形資産投資とする。	厚生労働省『就労条件総合調査』
機会費用の比率が、製造業、サービス業でも同じであると仮定して推計した。	大木（2003）
労働時間に占めるon-JTの時間の割合が、製造業、サービス業でも同じであると仮定して推計した。	内閣府『企業の新しい成長戦略に関するアンケート』
財務省『法人企業年報』で毎年公表されている、産業別の役員給与と役員報酬の値を暦年変換し、CHSIにしたがってその内の20%を無形資産投資とする。	財務相『法人統計年報』 JIP2008 内閣府『企業の新しい成長戦略に関するアンケート』

表 3-3: カテゴリー別無形資産投資: 日本, アメリカ, イギリスの比較

	日本 2000-2005 (10億円)	アメリカ CHS (2006) 1998-2000 (10億米ドル)	イギリス MH (2006) 2004 (10億ポンド)
情報化資産	10,803	154	19.8
受注ソフトウェア	6,584		7.5
パッケージソフトウェア	848	151	
自社開発ソフトウェア	2,332		12.4
データベース	1,039	3	
革新的資産	28,629	425	37.6
科学的研究開発	13,690	184	12.4
資源開発権	16	18	0.4
著作権及びライセンス	5,161	75	2.4
他の製品開発, デザイン, 非科学的研究開発	9,761	149	22.4
経済的競争力	13,764	505	58.8
ブランド資産	5,534	140	11.1
企業固有の人的資源	2,241	365	28.5
組織構造	5,988		19.2
合計	53,197	1085	116.2
無形資産投資/付加価値 (%)	11.1	11.7 (13.8)	10.0
無形資産投資/有形資産投資	0.6	1.2 (1.1)	1.1

(出所) 日本については筆者推計. アメリカは Corrado, Hulten and Sichel (2006)より, イギリスは Marrano and Haskel (2006)より抜粋.

(注) カッコ内の数字は, 2000 年から 2003 年の推計値.

表 3-4: カテゴリー別対無形資産投資総額比率(%)

	日本							アメリカ		イギリス
	1980-89			1990-1999				CHS		MH
	1980-84	1985-89		1990-94	1995-99	2000-2005	1998-2000	2004		
情報化資産										
受注ソフトウェア	10.4	8.1	12.7	16.9	15.7	18.1	20.4	14.2	17.0	
パッケージ・ソフトウェア	5.2	4.0	6.5	8.7	7.7	9.8	12.4		6.5	
自社開発ソフトウェア	0.5	0.4	0.6	0.8	0.8	0.8	1.6	13.9		
データベース	3.6	2.8	4.5	5.9	5.9	6.0	4.5		10.7	
データベース	1.0	0.9	1.1	1.5	1.3	1.6	1.9	0.3		
革新的資産										
科学的研究開発	56.5	56.5	56.6	53.8	54.6	53.1	53.7	39.2	32.4	
資源開発権	25.3	25.3	25.2	25.1	24.8	25.4	25.5	17.0	10.7	
著作権及びライセンス	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.0	1.7	0.3	
他の製品開発, デザイン, 非科学的研究開発	10.7	10.7	10.6	10.4	10.5	10.2	9.8	6.9	2.1	
他の製品開発, デザイン, 非科学的研究開発	20.5	20.2	20.7	18.3	19.1	17.5	18.4	13.7	19.3	
経済的競争力										
ブランド資産	33.0	35.4	30.7	29.2	29.7	28.8	26.0	46.5	50.6	
企業固有の人的資源	9.8	10.7	8.9	9.7	9.2	10.2	10.3	12.9	9.6	
組織構造	8.3	8.3	8.3	6.5	7.2	5.7	4.3	33.6	24.5	
組織構造	14.9	16.4	13.5	13.1	13.4	12.8	11.3		16.5	
合計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	

(出所) 日本は筆者推計, アメリカは Corrado, Hulten and Sichel (2006)より抜粋, イギリスは Marrano and Haskel (2006)より抜粋.

表 3-5: 無形資産の対 GDP 比率: カテゴリー別, 期間別 (%)

	日本						アメリカ		イギリス		
	1980-89		1990-1999		2000-2005		CHS		MH		
	1980-84	1985-89	1990-94	1995-99	2000-2005	1998-2000	1998-2000	1998-2000	2004	2004	2004
情報化資産											
受注ソフトウェア	0.8	0.6	1.1	1.6	1.4	1.7	1.7	1.7	1.7	1.7	1.7
パッケージ・ソフトウェア	0.4	0.3	0.5	0.8	0.7	1.4	1.6	1.6	0.6	0.6	0.6
自社開発ソフトウェア	0.0	0.0	0.1	0.1	0.1	0.2	0.5	0.5	1.1	1.1	1.1
データベース	0.3	0.2	0.4	0.6	0.5	0.5	0.0	0.0			
データベース	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.2	0.0	0.0			
革新的資産											
科学的研究開発	4.3	3.9	4.7	5.1	5.0	6.0	4.6	4.6	3.2	3.2	3.2
資源開発権	1.9	1.8	2.1	2.4	2.3	2.8	2.0	2.0	1.1	1.1	1.1
著作権及びライセンス	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.2	0.2	0.0	0.0	0.0
他の製品開発、デザイン、非科学的研	0.8	0.7	0.9	1.0	1.0	1.1	0.8	0.8	0.2	0.2	0.2
究開発	1.6	1.4	1.7	1.7	1.8	2.0	1.6	1.6	1.9	1.9	1.9
経済的競争力											
ブランド資産	2.5	2.4	2.6	2.8	2.7	2.9	5.4	5.4	5.0	5.0	5.0
企業固有の人的資源	0.7	0.7	0.7	0.9	0.8	1.2	1.5	1.5	1.0	1.0	1.0
組織構造	0.6	0.6	0.7	0.6	0.7	0.5	3.9	3.9	2.4	2.4	2.4
組織構造	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	1.6	1.6	1.6
合計	7.6	6.9	8.3	9.6	9.2	11.1	11.7	11.7	10.0	10.0	10.0

(出所) 日本は筆者推計, アメリカは: Corrado, Hulten and Sichel (2006)より抜粋, イギリスは Marrano and Haskel (2006)より抜粋.

表 3-6: カテゴリー別無形資産投資: 製造業とサービス業

	製造業		サービス業	
	2000-2005 (10億円)	対付加価値比 率 (%)	2000-2005 (10億円)	対付加価値比 率 (%)
情報化資産	2,447	(2.10)	6,125	(2.37)
受注ソフトウェア	1,526	(1.31)	4,197	(1.62)
パッケージ・ソフトウェア	184	(0.16)	388	(0.15)
自社開発ソフトウェア	510	(0.44)	1,065	(0.41)
データベース	226	(0.19)	475	(0.18)
革新的資産	13,316	(11.46)	9,161	(3.54)
科学的研究開発	9,312	(8.01)	1,052	(0.41)
資源開発権	0	(0.00)	16	(0.01)
著作権及びライセンス	472	(0.41)	4,152	(1.61)
他の製品開発、デザイン、非科学的研究開発	3,531	(3.04)	3,940	(1.52)
経済的競争力	3,579	(3.08)	8,364	(3.23)
ブランド資産	1,876	(1.61)	3,477	(1.34)
企業固有の人的資産	584	(0.50)	1,334	(0.52)
組織構造	1,120	(0.00)	3,553	(0.00)
総額	19,342	(16.64)	23,650	(9.15)
無資産投資/有形資産投資 (%)	16.6		8.9	

(出所) 筆者推計

表 3-7: 無形資産投資のデフレーター

データの出所	
情報化資産	
受注ソフトウェア	JIPのソフトウェア投資のデフレーター
パッケージ・ソフトウェア	JIPのソフトウェア投資のデフレーター
自社開発ソフトウェア	JIPのソフトウェア投資のデフレーター
データベース	JIPのソフトウェア投資のデフレーター
革新的資産	
科学的研究開発	JIPデータベースにおける研究開発部門(JIP産業分類99及び106)の産出デフレーター
資源開発権	JIPデータベースにおける投資デフレーター
著作権及びライセンス	JIPデータベースにおける出版・新聞業及びその他の映像・音声・文字情報制作業(JIP産業分類92及び93)の産出デフレーター
他の製品開発、デザイン、非科学的研究開発	JIPデータベースにおける金融・保険業及びその他対事業所サービス(JIP産業分類69, 70及び88)の産出デフレーター
経済的競争力	
ブランド資産	JIPデータベースにおける広告業(JIP産業分類85)の産出デフレーター
企業固有の人的資源	JIPデータベースにおける教育部門(JIP産業分類80)の産出デフレーター
組織構造	JIPデータベースにおけるその他対事業所サービス(JIP産業分類88)の産出デフレーター

表 3-8: 無形資産ストックの資本減耗率(%)

カテゴリー	資本減耗率(%)
情報化資産	33
革新的資産	20
ブランド資産	60
企業固有の人的資源	40

(出所) Corrado et al. (2006).

表 3-9: 無形資産ストックの推移

	実質値	成長率			
	(10億円) 2005	1985-90	1990-95	1995-2000	2000-05
情報化資産					
受注ソフトウェア	33,877	12.83	6.66	7.99	2.37
パッケージ・ソフトウェア	20,798	14.32	6.30	10.01	4.71
自社開発ソフトウェア	2,709	12.46	1.60	10.76	12.83
データベース	6,896	13.33	7.04	5.49	-6.73
	3,474	4.06	10.25	4.51	7.96
革新的資産					
科学的研究開発	138,638	11.53	4.90	2.95	2.38
資源開発権	66,593	9.63	4.05	3.71	2.44
著作権及びライセンス	104	-5.73	-1.61	5.30	-7.43
他の製品開発、デザイン、非科学的研	25,245	12.43	5.26	1.94	0.91
究開発	46,696	14.36	5.93	2.47	3.18
経済的競争力					
ブランド資産	30,812	5.27	2.23	1.08	-0.43
企業固有の人的資源	9,646	4.85	2.04	4.10	1.06
組織構造	5,556	9.02	-1.61	-0.88	-4.43
	15,610	3.39	4.56	0.39	0.33
合計	203,327	10.14	4.57	3.33	1.92

表 3-10: 成長会計と無形資産の影響(%)-全産業-

(a) 標準的な成長会計

	1985-90	1990-95	1995-2000	2000-2005
GDP成長率	4.66	1.10	0.98	1.53
労働投入の伸び	0.93	-0.11	-0.52	-0.61
労働生産性の伸び	3.73	1.20	1.50	2.14
資本進化の寄与	2.14	1.47	1.13	1.12
全要素生産性の寄与	1.59	-0.27	0.37	1.02

(b) 無形資産を考慮した成長会計

	1985-90	1990-95	1995-2000	2000-05
GDP成長率	4.89	1.05	1.24	1.50
労働投入の伸び	0.93	-0.11	-0.52	-0.61
労働生産性の伸び	3.96	1.16	1.76	2.11
資本進化の寄与	2.66	1.75	1.33	1.16
(うち有形資産)	1.77	1.25	0.86	0.83
(うち無形資産)	0.89	0.49	0.47	0.33
全要素生産性の寄与	1.30	-0.59	0.43	0.95

表 3-11: 感応性分析

	無形資産投資対GDPシェア(%, 名目)			
	1985-89	1990-94	1995-99	2000-2005
基本ケース	8.33	9.21	9.91	11.06
ケース1	8.33	9.21	9.91	11.06
ケース2	11.52	12.21	12.96	13.75

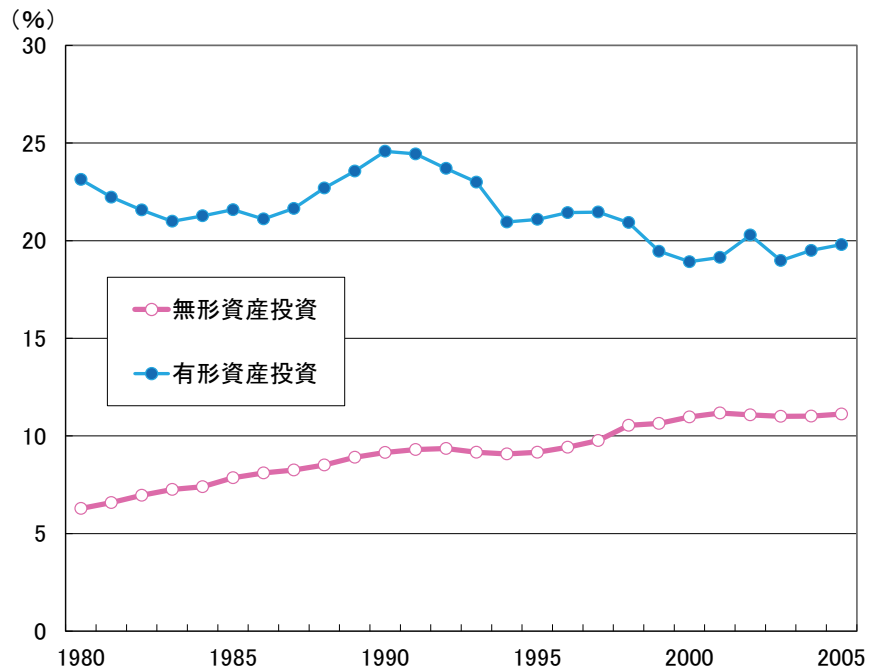
	資本進化の寄与率(無形資産)			
	1985-90	1990-95	1995-2000	2000-2005
基本ケース	0.89	0.49	0.47	0.33
ケース1	0.89	0.52	0.47	0.33
ケース2	0.95	0.54	0.44	0.29

	全要素生産性成長率			
	1985-90	1990-95	1995-2000	2000-2005
基本ケース	1.30	-0.59	0.43	0.95
ケース1	1.30	-0.62	0.43	0.95
ケース2	1.20	-0.59	0.41	0.92

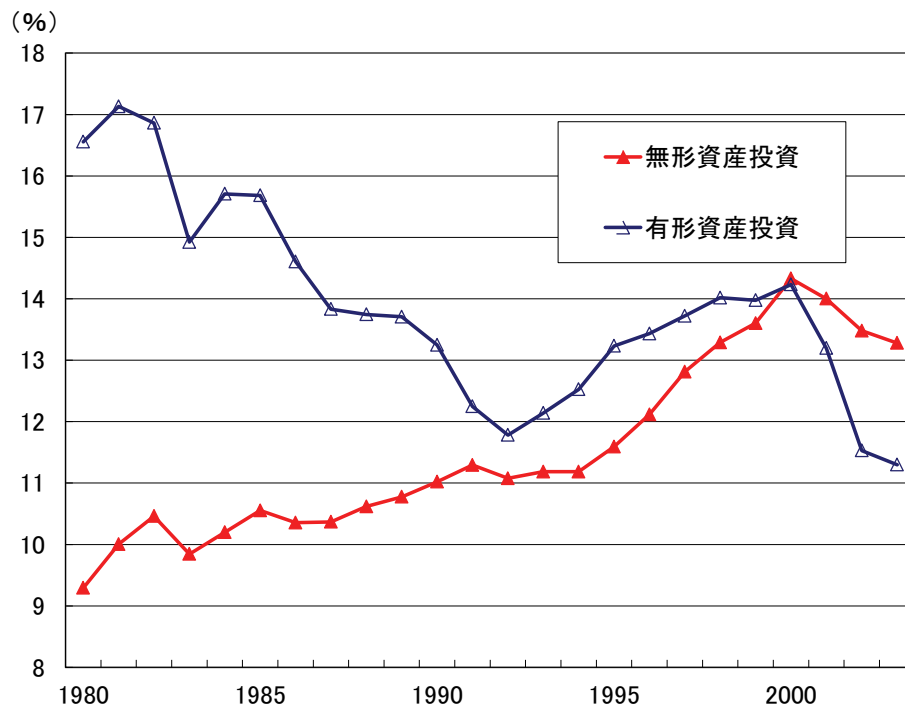
	労働生産性			
	1985-90	1990-95	1995-2000	2000-2005
基本ケース	3.96	1.16	1.76	2.11
ケース1	3.96	1.16	1.76	2.11
ケース2	3.90	1.20	1.72	2.03

図 3-1:有形・無形資産投資の対 GDP 比率(%)

(a) 日本



(b) アメリカ



第4章：過剰有形資本の解消過程における 投資行動の考察 — Multiple q による投資関数の推計 —¹

1. はじめに

1990年代初頭から半ばにかけて以降の「失われた10年 (lost decade)」ないし時として20年にも達するとされる長期低迷期の日本企業は、バブル経済下の楽観的な将来見通しに基づいて行った設備投資が過剰設備として経営上の負担となり、その解消に長い年月を要した。国民経済計算によれば、名目国内総生産に対する民間企業設備投資の割合は、90年度の20.5%をピークに急速に低下し、93年度以降15%台以下の水準で低迷を続け、2002年度の13.3%をボトムに漸く緩やかな回復に転じた。この時期における過剰設備を抱えた企業の対応は、設備の新規取得の抑制を通じた漸進的な調整が中心であったが、ときおり大規模な設備の売却や除却（廃棄）も見られた。こうした企業の対応は、環境の変化に対応した合理的なものだったであろうか。

表層的な観察のみからは、単純に需要見通しの下方屈折に対応した結果なのか（換言するならば、以前と同じ投資関数の枠組みで説明できるものなのか）、あるいは新規取得の抑制と設備の売却や除却は同じ枠組みで説明できるものなのか、といった点は明らかでない。また、同じ過剰設備の調整といっても、キャピタル・ゲインも期待して取得した土地・建物と、純粹に本業の拡大のために取得した機械装置とでは、自から調整法が異なったものとなろう。大規模な過剰設備の発生と解消は、どの国民経済においても今後も起こりうる現象であり、日本の事例の検証は有意義な研究課題である。また、設備投資の実証分析手法の発展という観点からも、この時期の日本企業の投資行動は貴重なデータを提供するはずである。

設備投資の実証分析において、標準的な地位を占めるのは Tobin の q 理論であるが、投資の調整費用を伴う新古典派投資理論としての堅固さに比べ、現実のデータに適用した際の実証分析のパフォーマンスが必ずしも良好とはいえないことが知られている。このため、計測誤差の問題や理論前提の妥当性の再検討、さらには代替的な理論モデルの提示など、未だに研究対象として

¹ 本章は、外木好美・中村純一・浅子和美「TobinのMultiple q による投資関数—データ構築と調整費用の推計—」『経済経営研究』2010年7月に掲載されたものについて、本論文の構成に合うよう筆者による若干の修正が行われたものである。

多くの議論が展開されている。なかでも、Multiple q の枠組みによる投資関数の推計は、通常の Tobin の q 理論である Single q 理論が捨象する資本財の多様性・異質性を明示的に取り扱うことによって、説明力の向上を図る試みといえる。

以上のような目的意識に基づき、本章では、日本の上場企業の財務データを用いて Multiple q の枠組みに従った投資関数を推計し、資本財別の投資行動、特に1990年代半ば以降の過剰設備の解消過程がスムーズな凸型の調整費用関数に従ったものであるか、すなわち投資規模による調整費用逓増を織り込んだものであったのか否かを検証する。とりわけ、資本財による投資行動の違いが予想される過剰設備の解消過程は、この Multiple q の枠組みによる投資関数を推計する上で格好の材料を提供するであろう。

本章の分析が、従来の Multiple q の枠組みによる投資関数の推計と異なるのは、設備投資データの作成にあたり、Single q の枠組みによる先行研究にみられる3通りのデータ構築法を併用し、それらの推計結果を比較することにより分析上の含意を導こうとしている点である。よりくわしくは、設備投資額は資本財の新規取得額から売却・除却設備の残存価値を差し引いたものとして定義されるが、売却・除却設備の残存価値については観察可能なデータが存在しない。そこで、その評価を巡って、先行研究では3通りの異なる方法が提案されてきた（本章では、それらを比例方式、簿価方式、ゼロ方式と呼ぶが、くわしくは第2節以降で議論する）。この点を積極的に利用することにより、設備の新規取得行動と売却・除却行動の違いを浮き彫りにするのが、本章のもともとの目的意識である。

本章で得られた結果をあらかじめ概説するならば、おおよそ以下の通りとなる。すなわち、1982～2004年度の22年間の4つのサブサンプルの推計期間に分割し、3つのデータ構築方法それぞれについて Multiple q の枠組みによる投資関数を推計した結果、新規取得行動のみに着目したデータ構築方法（ゼロ方式）によっては、資本財を5種類に分類したとして、建物・構築物と工具器具備品については調整費用関数のパラメータが安定的に有意に推計された。一方、売却・除却行動も含めた2つのデータ構築方法（比例方式と簿価方式）では、すべての推計期間において2つの方法が一致して有意になった資本財はなく、とりわけ1990年代末以降ではすべての資本財についていずれの方法でも有意な結果が得られなかった。以上の結果を1990年代半ば以降の過剰設備の解消過程に即して解釈すれば、建物・構築物と工具器具備品の新規取得抑制は連続でスムーズな

凸型の調整費用関数と整合的な緩やかな形で行われたが、機械装置など他の資本財の新規取得抑制や売却・除却行動全般については、スムーズな凸型の調整費用関数では説明できないものであったといえよう。

また、調整費用関数のパラメータが有意に推計されたケースにおいて、各資本財の調整費用関数のパラメータがすべて等しいという帰無仮説は棄却され、Single q の枠組みよりもMultiple q の枠組みによる投資関数が望ましいことがわかった。ただし、Multiple q による投資関数においても、キャッシュ・フロー比率や有利子負債比率といった、理論的には十分統計量(sufficient statistics)となる Tobin の q を踏まえた場合には本来 redundant となる変数が説明力を持っており、Tobin の q 理論に基づく投資関数の推計上の問題が、資本財の多様性・異質性にとどまらない可能性が改めて確認された。

以下、本章の構成は次の通りである。まず、第2節では、Tobin の q 理論に基づく投資関数の推計について、本章の問題意識に関連した先行研究を簡単にサーベイするとともに、設備投資データの構築方法の違いに着目した分析アプローチを提示する。第3節では、離散型の動学的最適化モデルからMultiple q の枠組みによる投資関数を展開し、財務データとの対応関係について検討する。続いて、第4節で投資率や Tobin の q の推移などデータの特徴を概観した後、第5節でMultiple q の枠組みによる投資関数の推計および結果の解釈を行う。第6節では、本章の分析から得られた結論と今後の課題について結語を述べる。

2. 先行研究と本章の分析アプローチ

Tobin (1969) によって提案され爾来 Tobin の q 理論と呼ばれるようになった投資理論は、企業価値と企業が保有する資本ストックの再調達価額との比率を q と定義して、 $q > 1$ ならば設備投資が行われるというものである。しかし周知のように、この命題は株式所有よりも実物投資が有利であることを主張しているにすぎず、フローの投資量を決定するものではない。また、Tobin (1969) 自らは意識していなかったが、この比率は実際にデータが観察可能な値であり、厳密には「平均 q 」になる。しかしながら、企業のミクロ的基礎を踏まえるならば、フローの投資量を決定するのは、投資1単位の実施に伴う企業価値の限界的な増分と限界的な投資コストの比率である「限界 q 」であるべきである。

これとは別の流れとして、この限界 q は投資に調整費用がかかる場合の資本の帰属価格に等しくなり、投資の総限界費用（投資を限界的に増やす際に必要となる投資財の調達費用と投資の調整費用の和）が資本の帰属価格に等しくなる水準でフローの投資量を決定するのが、企業にとっての最適行動になることが Lucas (1967), Gould (1968), Uzawa (1969) などの研究で知られていた。この延長上で、投資の調整費用を考慮し、企業の動学的最適化行動の結果として投資関数を展開した初期の文献に、Lucas and Prescott (1971), Mussa (1977), Nickell (1978), Abel (1980) 等がある。さらに、Yoshikawa (1980) や Hayashi (1982) によって、平均 q と限界 q が一致する条件が示され、投資関数の推定の際、直接観測が困難な限界 q の代わりに平均 q を使用する理論的基礎が与えられた。

以上の理論的展開を踏まえると、一定の条件が満たされれば、平均 q は限界 q と同じく投資量に対する十分統計量となり、投資関数において q 以外の変数は redundant となり追加的な説明力をもたない、という結論が得られる。しかしながら、Tobin の q 理論に基づく投資関数の推計は、現実のデータに対して理論から期待されるようなパフォーマンスをあげていないことが、かねてより指摘されていた²。浅子・國則 (1989) は、そうした当時の現状に対して、以下のような問題点を指摘している。

- (1) Tobinの q の説明力はさほど高くない。
- (2) 現在の q だけでなく、過去の q が説明力をもつ。
- (3) q 以外の変数を加えると、 q 以外の変数が有意な説明力を持ち、 q の説明力が低下する場合がある。

2.1 Multiple q による投資関数の位置付けと本章の狙い

以上のような Tobinの q 理論をめぐる“経験則”に対して、Erickson and Whited (2000) は、実証上の問題が生じてしまう考えられる理由としては、次の3つのいずれかであると指摘している。

- (1) 経営者の将来利潤に対する期待のみが投資を決める、という q 理論のアイデアそのものが誤っている（現実の投資行動と整合的でない）。
- (2) 平均 q による線形の投資関数を導く計量経済学的な前提が誤っている（限界 q の内生

²日本における Tobin の q 理論に基づく投資関数の実証分析ないし当分野の展望としては、本章中で直接言及するものの他にも、Hoshi and Kashyap (1990), 宮川(1997), 小川・北坂(1998), 今川(1999), などがある。

性, 非線形回帰の必要性など).

(3) 限界 q の代理変数としての平均 q の計測誤差に問題がある.

確かに, Erickson and Whited (2000) の指摘は包括的であるが, 本章が対象とするのは, これらでは考慮されていない第4の可能性である. 具体的には, 調整費用に関する資本財の多様性・異質性に注目する. もちろん, この問題を敢えて Erickson and Whited (2000) の整理に従って括れば, (2) の計量経済学的な問題ないしは (3) の計測誤差の問題として分類できないわけではないが, 彼らのもともとの問題意識では資本ストックを(集計された)単一の財として扱う, 通常のTobinの q 理論の枠組みでの議論となっている.

そもそも, Tobinの q 理論が対象とする抽象的な資本ストック(固定的な生産要素)という概念が, 現実に企業が保有する資産のうち, どの部分までを対象とすべきかについては, 必ずしも自明ではない. 例えば, 近年では生産性との関連で無形資産の役割が注目されだし, とりわけIT(情報通信)革命を支えるソフトウェアは, バランスシートの上では無形固定資産として取り扱われる. 最も狭義と考えられる償却可能固定資産に限ってみても, 建物・構築物, 機械装置, 船舶・車両運搬具, など複数の資本財が含まれる(無形固定資産も償却対象に含まれる). また, それらに対する投資の変動が各々異なる周期の変動パターンを示すことは, 経験則としてよく知られているところでもある³. さらに, 土地も上の意味での「資本ストック」に該当する場合, 償却可能固定資産と土地との間にも明確な投資パターンの違いが見られるであろう. こうした資本財の多様性・異質性が資本の固定性の観点から看過できないとすれば, 単一の財(あるいは集計可能な多数財)であることを前提として得られた投資とTobinの q との関係は, いくばくかの修正を必要とするであろう.

Tobinの q 理論を多数財のケースに拡張したのが, Wildasin (1984) や浅子・國則・井上・村瀬 (1989) である. すなわち, Wildasin (1984) は, 多数財モデルではもはや集計された投資量と平均 q との間に単調な1対1の関係が一般的には成立しないが, 平均 q を各資本財への投資量ベクトルの関数として一意に定めることは可能であることを示した. 浅子・國則・井上・村瀬 (1989) は, Wildasin (1984) の多数財モデルを「Multiple q の理論」, 集計された単一の資本財を想定した通

³景気循環論では, 建設循環(クズネッツの波)と設備循環(ジュグラの波)などが有名である. 日本の過剰設備の調整過程をマクロ統計から見ても, 建設投資は1990年頃のピークから2002年頃のボトムまではほぼ一貫して減少を続けたのに対し, 機械投資は1996年頃や2000年頃にも小さいピークがある, といった違いがある.

常の q 理論を「Single q の理論」と呼び、製造業に属する日本の上場企業の財務データを利用して、土地と償却可能固定資産の2つの資本財から成るMultiple q による投資関数の実証分析を行った。この際後にみるように、Wildasin (1984) の平均 q は、浅子・國則・井上・村瀬 (1989)では複数資本財すべてを対象とした「Total q 」と呼んだ。

浅子・國則・井上・村瀬 (1989) と、その続編として1994年までを分析対象とした浅子・國則・井上・村瀬 (1997)では、企業が保有する全国の土地の時価評価データを詳細に集め、土地とそれ以外の有形固定資産の2つの資本財からなるMultiple q の投資関数を推計した。その後、Multiple q の枠組みによる投資関数の実証分析を行った例はほとんど見受けられない。本章では、企業の土地保有のデータの精度は追い求めず、むしろ土地以外の有形固定資産を建物・構築物、機械装置、工具器具備品、船舶・車両運搬具に分けて、Multiple q の投資関数を推計する。そして、バブル期に蓄積された過剰設備の調整が本格化した1990年代後半期以降の資本財別の投資行動を考察する。この時期の日本経済の実態解明や設備投資の実証分析手法の発展のいずれの観点からも、興味深い結果をもたらすことが期待される。

本章では、土地に加えて、償却可能固定資産についても建物・構築物、機械装置、船舶・車両運搬具、工具器具備品に細分化し、合計5種類の資本財から成るMultiple q の枠組みの下で投資関数を推計する。推計の狙いは、大別して2つある。第1に、資本財の多様性・異質性を可能な限り細かく考慮することによって、連続的な凸型の調整費用関数を想定した投資関数の、説明力の意味での限界を確認することである。Multiple q の枠組みによる投資関数の推計において「各資本財の調整費用関数のパラメータがすべて等しい」との帰無仮説が棄却されれば、Single q の枠組みによる投資関数には定式化の誤りが存在することになる。一方、Wildasin (1984) が示したように、Multiple q の理論においては、平均 q は各資本財への投資量ベクトルによって説明しつくされる（換言するならば、加重平均となる1次結合として表される）ことになる。そこで、Multiple q の枠組みによる投資関数に、キャッシュ・フロー比率や有利子負債比率といった本来 redundant な説明変数を追加して、それらの変数が有意に推計されるかどうかを検証すれば、Single q の枠組みによる投資関数の実証分析上の問題が、資本財の多様性・異質性を考慮していないことにのみ帰着できるのか、あるいは redundant な説明変数が Tobinの q 理論が想定していない何らかの役割を果たしていることによるのかが確認できることになる。

第2の狙いは、日本企業の投資行動が時期や資本財の種類によって、あるいは新規取得時と売却・除却時とで、どのように異なっていたのかを検証することである。本章では、特定の産業の企業に絞ることなくすべての産業を網羅的に分析対象としており、また土地の評価なども全国一律の簡便法によっているために、あくまで第一次接近としてのファクト・ファインディングと位置付けるべきであるが、特に1990年代後半期以降の過剰設備の解消過程の一端を明らかにする点には意義があろう。そこで次項では、過剰設備の解消過程において注目される新規取得時と売却・除却時の行動の違いを明らかにするための分析アイデアについて述べる。

2.2 異なる設備投資データの作成方法を併用するアプローチ

設備投資や資本ストックの概念には統計上、建設仮勘定として資産計上した時点で投資とみなす「進捗ベース」と、生産能力として稼働を開始した時点で投資とみなす「取付ベース」の2種類があるが、Tobinの q 理論と整合的なのは「取付ベース」の概念である。そこで、本章での設備投資額は「資本財の新規取得額」から「売却・除却設備の残存時価」を差し引いたものとして定義する。しかしながら、控除する「売却・除却設備の残存時価」の部分については観察可能なデータが存在せず、しかも推計に利用可能なデータも限られることから、先行研究においては3通りの方式が採用されてきた。

第1は、会計上の恒等式から逆算した売却・除却額の簿価に「時価簿価比率」を乗じた値を用いる方法（以下「比例方式」と呼ぶ）であり、第2は会計上の恒等式から逆算した売却・除却額の簿価をそのまま使用する方法（以下「簿価方式」と呼ぶ）である。第3は、データの制約から正確な計算は不可能であると達観し、投資額全体に占める割合も比較的小さいために、一律ゼロとする方法（以下「ゼロ方式」と呼ぶ）である。ゼロ方式の別の解釈としては、売却・除却額は既存の設備の一定割合として、減価償却に含めて考えることであろう。もちろんこの解釈では、非定期的だったり大規模な売却・除却は追跡できていないことになる。

このような3通りの異なった方式による「売却・除却設備の残存時価」の設定によっては、当然ながら、結果的に設備投資額と資本ストックの時系列データが異なったものになる。3通りの方式を相互に比較対照するならば、ゼロ方式による設備投資データを用いて投資関数を推計した場合には、推計結果は設備の新規取得行動のみを反映したものとなるのに対し、他の2つの方式によるデータを用いた場合は、設備の売却・除却行動も一体として分析することになる。この点を積極的に利

用することにより、設備の新規取得行動と売却・除却行動の違いを浮き彫りにするのが、本章の分析アプローチの特徴でもある。

以下、3つの方式の概要について説明するが、基になる先行研究は浅子・國則・井上・村瀬(1989, 1997)を除くと、いずれも資本財別の設備投資額や資本ストックデータ(固定的生産要素として土地やその他の資産を含める場合は別途算出)を一定の方法で集計し、Single q の枠組みによる投資関数を推計した研究である。以下でくわしく比較・検討するのは償却可能固定資産に係る資本財別設備投資データの作成方法のみであり⁴、本章における土地の設備投資額や資本ストックデータの作成方法については、末尾の補論を参照されたい。

2.2.1 比例方式

比例方式は、一定の条件の下では、売却・除却資産の簿価に、恒久棚卸法により算出した名目資本ストックと会計上の有形固定資産簿価の比(時価簿価比率)を乗じた値が、売却・除却設備の残存時価に等しくなる、という関係を利用するものであり、浅子・國則・井上・村瀬(1989)や Hayashi and Inoue (1991)などで採用されている。このとき、

$$\begin{aligned} & \text{当期名目設備投資額} \\ &= \text{当期有形固定資産増加額} \qquad \qquad \qquad \dots(4-1) \\ & \quad - (\text{当期に売却・除却した有形固定資産の残存簿価} \times \text{時価簿価比率}) \end{aligned}$$

となる。

なお、売却・除却資産の簿価は、財務諸表には直接対応するデータが存在しないために、会計上の恒等式より、

$$\text{当期有形固定資産増加額} = \text{有形固定資産簿価の期首期末差額} + \text{当期減価償却額}$$

によって間接的に求めることになる。

⁴いずれも、日本政策投資銀行(旧日本開発銀行)の「企業財務データバンク」の利用を前提としており、他の上場企業データベースに収録されていない項目を含む。

2.2.2 簿価方式

簿価方式は、売却・除却資産の残存時価として簿価をそのまま用いる方法であり、鈴木（2001）で採用されている。鈴木（2001）は、簿価方式を採用する理由として、比例方式が売却・除却資産の残存時価を過大評価してしまう可能性を指摘している。なお、比例方式と同様、売却・除却資産の残存簿価は、会計上の恒等式より、間接的に求められる。すなわち、簿価方式では、当期名目設備投資額は

当期名目設備投資額

$$= \text{当期有形固定資産増加額} - \text{当期に売却・除却した有形固定資産の残存簿価} \cdots(4-2)$$

として評価される。

2.2.3 ゼロ方式

ゼロ方式は、売却・除却資産の残存時価をゼロと見なす（事実上捨象する）方法であり、堀・齊藤・安藤（2004）などで採用されている。堀・齊藤・安藤（2004）は、ゼロ方式を採用する理由として、売却・除却資産の残存時価を適切に推定することはデータの制約上困難であること、名目設備投資額の中に売却・除却額が占める割合は小さいこと、を指摘している。なお、ゼロ方式では、定義により、各期の名目設備投資額が負の値をとることはなく、減耗以外の理由で実質資本ストックが減少することはない。

式の上では、ゼロ方式による当期名目設備投資額は、(4-1, 2)式の右辺第2項を除去して

$$\text{当期名目設備投資額} = \text{当期有形固定資産増加額} \cdots(4-3)$$

と求められる。

2.2.4 3つの方式の比較

財務諸表から得られる情報を最大限利用しようとした比例方式に対し、簿価方式やゼロ方式が提案された理由の1つには、売却・除却関連データの観測誤差の問題が挙げられる。有形固定資産明細表レベルの数値には、重要性の原則による非開示（欠損値）や勘定科目間の振替などによる

経済学的には意味のない変動が見られ、異常値となって表れやすい。実際、当期有形固定資産増加額－有形固定資産簿価の期首期末差額＋当期減価償却額、によって間接的に求めた「当期に売却・除却した有形固定資産の残存簿価」が負の値をとることもある。本章では、このような場合ゼロに置き換えて名目設備投資額を計算した。

3つの方式は、それぞれ分析目的も Tobinの q 理論の分析対象とする資本財の範囲も異なるなかで、先行研究の著者達が最善と考える方法を採用した結果であり一概に得失を論じることはできないが、一般論としては、情報の利用度と投資関数の推計上の安定性の間にトレード・オフ関係があると考えられよう。本章では、3つの方式を補完的に利用することにより、売却・除却行動も含めた投資行動の全体像にロバストな形で接近することを目指す。各方式による設備投資データを用いた投資関数の推計結果(具体的には、投資の調整関数のパラメータ)が有意になるか有意でないかによって、投資行動に対しての含意は、次のように整理される。

3つの方式それぞれが有意か有意でないかの2通りの可能性があるが、原理的には比例方式と簿価方式はどちらも売却・除却行動を前提としたものであり、形式的には同じ扱いとなる。したがって、すべての可能性である $2 \times 2 \times 2 = 8$ 通りの組合せから、整理表にあるように、4通りの組合せが候補となる。

- (1) 3つの方式すべてが有意な場合には、新規取得行動も売却・除却行動も、Tobinの q 理論の枠組みで説明可能となる。比例方式と簿価方式の優劣は一概にはいえない。
- (2) 比例方式と簿価方式がともに有意であるか、あるいはどちらかが有意であるのに対し、ゼロ方式が有意でない場合には、新規取得行動と売却・除却行動を一体として捉えることによって始めて、Tobinの q 理論の枠組みで説明可能になる。比例方式と簿価方式の優劣は有意な方が勝るが、ともに有意な場合には一概にはいえない。
- (3) 比例方式と簿価方式のどちらも有意でないのに対し、ゼロ方式が有意である場合には、新規取得行動は Tobinの q 理論の枠組みで説明可能であるが、売却・除却行動は Tobinの q 理論の枠組みとは整合的でない。
- (4) 3つの方式すべてが有意でない場合には、新規取得行動も売却・除却行動も、Tobinの q 理論の枠組みでは説明できない。

3. Multiple q 理論の離散型モデルへの展開

Wildasin (1984) は、連続時間モデルを使って Multiple q の理論を展開したが、本章では、実証分析で利用する企業財務データとの対応関係を明確化するために、離散時間モデルを使って展開する。モデルを扱いやすいものにするためには、設備投資はまとめて期首に行われるか、もしくは期末に行われる、と考える必要がある。以下では、それぞれについてモデルを展開した後、実証分析上の留意点について検討する。

3.1 期首モデル(投資が期首に実施され当期の生産にフルに寄与するケース)

Chirinko (1993) や Hubbard (1998) といった設備投資に関する代表的なサーベイ論文では、期首に投資の意思決定を行うと同時に投資を実行し、新しい設備が当期中の生産にフルに寄与し、期末には1期分減耗する、と想定して Single q のモデルを展開している。本章では、この想定を「期首モデル」と呼び、以下では資本財が n 個ある場合に拡張する。

前期末の資本ストックを $(1-\delta_j)K_j$ ($j=1,2,\dots,n$, 以下同様)、当期首の投資後の資本ストックを K_j' 、当期末の資本ストックを $(1-\delta_j)K_j'$ とすると、期首モデルの想定は図4-1のように表される。なお、 $\delta_j(j=1,\dots,n)$ は各資本財の物理的減耗率であり、設備投資は $I_j = K_j' - (1-\delta_j)K_j$ である(図4-1)。

企業の所有者兼経営者(owner-manager)は每期、期首の経営環境(生産性ショック z)を観測したうえで、企業価値を最大化するよう動学的最適化問題を解いて投資の意思決定を行う。生産関数は n 個の資本ストックについて1次同次であるものとし、しかもここではコブ=ダグラス型の生産関数を仮定する。この仮定はもっぱら記述上の便宜のためであり、以下の理論上の展開は生産関数が K_j' ($j=1,2,\dots,n$) に関して1次同次であればそのまま成立する。また、 n 個の資本ストックのうちの1つ(ないはいくつかを)資本ストックとは別の異質的な労働と解釈することも可能であり、これも以下の分析に本質的な影響を及ぼさない。

さて、生産関数はコブ=ダグラス型と仮定したので

$$F(K_1', \dots, K_n', z) = zK_1'^{\alpha_1} \dots K_n'^{\alpha_n} \quad \left(\sum_{j=1}^n \alpha_j = 1 \right) \quad \dots(4-4)$$

と書ける。投資の調整費用関数は資本財ごとに分離可能で、投資率の2次関数

$$C(K_1'-(1-\delta_1)K_1, \dots, K_n'-(1-\delta_n)K_n, K_1', \dots, K_n') \\ = \sum_{j=1}^n \frac{\gamma_j}{2} \left(\frac{K_j'-(1-\delta_j)K_j}{(1-\delta_j)K_j'} - a_j \right)^2 (1-\delta_j)K_j' \quad \dots(4-5)$$

で表されるものとする。ただし、 $\gamma_j > 0$ は投資の調整費用の大小を左右する重要なパラメータであり、以下で明らかになるように Tobin の q 理論による投資関数を特徴付ける上で重要な役割を果たす。 a_j は、調整費用が最小値をとる投資率に対応するパラメータであり、投資率が a_j から乖離するほど調整費用の増加率も大きくなる。投資率と同様に、理論的には a_j はマイナス値を含めて $a_j \leq 1/(1-\delta_j)$ の範囲を取りうる。期首モデルの投資率は (4-5) 式の右辺の数式表現のうち、2乗項の底にあたる中括弧内の表現の第1項であり、その上限は前期末の資本ストックがゼロ、 $K_j = 0$ 、のときの $1/(1-\delta_j)$ になるのに対し、下限は存在せずいくらでも低く成り得るからからである。

本章では a_j は線形回帰によって推計することになるが、推計結果を評価する際、プラクティカルな観点からは次の2つのベンチマークを考えることができる。第1に、投資を何も行わない状態が最も調整費用が小さいというケースであり、このとき $a_j = 0$ となる。第2に、実質資本ストックの水準を一定に保つよう物理的な減耗率に見合った更新投資のみを行う状態が最も調整費用が小さいというケースであり、このとき $a_j = \delta_j / (1-\delta_j)$ となる。

以上の前提の下での、各期の企業価値 V に関する最大化問題のベルマン方程式は、 β を割引ファクター、 E を期待値オペレータとして、

$$V(K_1, \dots, K_n, z) = \max_{K_j'} \left[F(K_1', \dots, K_n', z) - C(K_1'-(1-\delta_1)K_1, \dots, K_n'-(1-\delta_n)K_n, K_1', \dots, K_n') \right. \\ \left. - \sum_{j=1}^n p_j (K_j'-(1-\delta_j)K_j) + \beta E \{ V(K_1', \dots, K_n', z') \} \right] \quad \dots(4-6)$$

と表される。ただし、 p_j は生産物価格をニューメールとした資本財 j の価格を表し、(4-6)式では

$$K_j' = I_j + (1-\delta_j)K_j$$

の関係を用いている.

Benveniste and Scheinkman の定理 (包絡線の定理) により, (4-6)式において $K_j (j = 1, \dots, n)$ について微分して整理すると, 企業価値の最大化条件

$$\frac{\partial V(K_1, \dots, K_n, z)}{\partial K_j} = (1 - \delta_j) \gamma_j \left(\frac{K_j' - (1 - \delta_j) K_j}{(1 - \delta_j) K_j'} - a_j \right) + (1 - \delta_j) p_j \quad \dots(4-7)$$

を得る.

ここで資本財がもし1種類の Single q の枠組みならば, Hayashi (1982) より $V(K, z)$ が K に関して1次同次となることから,

$$\frac{\partial V(K, z)}{\partial K} = \frac{V(K, z)}{K}$$

である. したがって, (4-7)式を整理すると

$$\frac{I}{(1 - \delta) K'} = a + \frac{1}{\gamma} (q - 1) p \quad \dots(4-8)$$

ただし,

$$q = \frac{V(K, z)}{p(1 - \delta) K}$$

と, Single q による投資関数が導出される.

以上を資本財が n 種類のケースに拡張する. 企業価値は $K_j (j = 1, \dots, n)$ に関して1次同次となることから, オイラーの定理により

$$\sum_{j=1}^n \frac{1}{(1 - \delta_j)} \frac{\partial V(K_1, \dots, K_n, z)}{\partial K_j} (1 - \delta_j) K_j = V(K_1, \dots, K_n, z) \quad \dots(4-9)$$

が成立する. したがって, (4-7)式の右辺を(4-9)式に従って集計して整理すると,

$$(q-1)P = \sum_{j=1}^n \gamma_j \left(\frac{I_j}{(1-\delta_j)K_j} s_j \right) - \sum_{j=1}^n \gamma_j a_j s_j \quad \dots(4-10)$$

ただし,

$$\left\{ \begin{array}{l} q = \frac{V}{\sum_{j=1}^n p_j (1-\delta_j) K_j} \\ P = \frac{\sum_{j=1}^n p_j (1-\delta_j) K_j}{\sum_{j=1}^n (1-\delta_j) K_j} \\ s_j = \frac{(1-\delta_j) K_j}{\sum_{j=1}^n (1-\delta_j) K_j} \end{array} \right. \quad \dots(4-11)$$

と, Multiple q の枠組みによる投資関数が導出される. ここで, q は n 種類の資本財を集計した際の, 加重平均した資本財による「平均 q 」, P は集計された資本ストックのインプリシット・デフレーターである. また, s_j は集計された資本ストックに占める各資本財の構成比であり, かつ資本財別の投資率を集計する際の加重ウェイトでもある.

一般に, Multiple q の枠組みによる投資関数の推計には変数の定義も含めた(4-10)式の体系を用いる. すなわち, (4-10)式においてはすべて観察可能なデータ同士となるが, まず $(q-1)P$ を被説明変数, $\left(\frac{I_j}{(1-\delta_j)K_j} s_j \right)$ と s_j ($j=1, \dots, n$) を説明変数として線形回帰し, 調整費用関数の係数パラメータである γ_j と $\gamma_j a_j$ の推計値を得る. その後, それぞれの資本財別に γ_j と a_j のパラメータを識別するのである⁵.

⁵ 後述するように, 本章では, Single q による投資関数の実証分析上の問題が, 資本財の多様性・異質性を考慮していないことのみに帰着できるのか否かを検証するために, キャッシュ・フロー比率や有利子負債比率といった, Multiple q 理論の枠組みでは本来redundantな変数も説明変数に加えて推計することもある.

なお、調整費用関数の2つのパラメータ γ_j と $\gamma_j a_j$ がどの資本財についても等しい、すなわち $\gamma_j = \gamma, a_j = a (j=1, \dots, n)$ と仮定すると、(4-10)式は

$$\frac{\tilde{I}}{(1-\delta)K'} = a + \frac{1}{\gamma}(q-1)P \quad \dots(4-12)$$

ただし、

$$\left\{ \begin{array}{l} \tilde{I} = \sum_{j=1}^n \tilde{I}_j \quad \text{where} \quad \tilde{I}_j = I_j \times \frac{K_j}{K_j'} \\ q = \frac{V}{\sum_{j=1}^n p_j (1-\delta_j) K_j} \\ P = \frac{\sum_{j=1}^n p_j (1-\delta_j) K_j}{\sum_{j=1}^n (1-\delta_j) K_j} \end{array} \right.$$

となる。一方、Single q の枠組みによる投資関数の実証研究においては、通常、資本財別の原データを1種類の資本に集計する際、次のような集計方法をとる⁶。

すなわち、

$$\frac{I}{(1-\delta)K'} = a + \frac{1}{\gamma}(q-1)P \quad \dots(4-13)$$

ただし、

$$\left\{ \begin{array}{l} I = \sum_{j=1}^n I_j \\ (1-\delta)K = \sum_{j=1}^n (1-\delta_j) K_j \\ P = \frac{\sum_{j=1}^n p_j (1-\delta_j) K_j}{\sum_{j=1}^n (1-\delta_j) K_j} \end{array} \right.$$

とする。(4-12)式の $\tilde{I}$ と(4-13)式の I とでは投資の定義が違うものの、Single q の枠組みによる

⁶他に、devisia index を用いて集計したHayashi and Inoue (1991) の方法などがある。

投資関数の推計は、基本的には Multiple q モデルで各資本財の調整費用関数のパラメータが等しいという制約を置いたケースに帰着できる。そこで、本章では、(4-10)式を推定した後、

- 仮説 H_{A0} すべての γ_j が等しい。
- 仮説 H_{B0} すべての γ_j が等しく、かつすべての a_j が等しい。

の2つの帰無仮説の検定を行い、Multiple q の枠組みによる投資関数がSingle q モデルの枠組みよりも望ましいか否か、検証を行う。

3.2 期末モデル(投資が期末に実施され来期から生産に寄与するケース)

次に、期首に投資の意思決定を行うが、その投資が実行されるのは期末で、当該資本が生産に寄与し減耗するのは次期の期首からというモデルを考える。本章では、これを「期末モデル」と呼ぶ。期首モデルにおいては、(4-6)式のように、最大化を図るのは当期首の投資後の資本ストックについてであったが、期末モデルでは、数式の上では期末に行われる設備投資について最大化を図ることになる。

当期首の資本ストックを K_j ($j=1,2,\dots,n$, 以下同様)、当期末の投資後の資本ストックを $(1-\delta_j)K_j$ 、来期首の(当期末の投資後の)資本ストックを K_j' とすると、期末モデルの想定は図4-2のように表される。なお、期首モデル同様 δ_j ($j=1,\dots,n$) は各資本財の物理的減耗率であり、設備投資は $I_j = K_j' - (1-\delta_j)K_j$ となる(図4-2)。

期首モデル同様、生産関数をコブ・ダグラス型

$$F(K_1, \dots, K_n, z) = zK_1^{\alpha_1} \dots K_n^{\alpha_n} \quad \left(\sum_{j=1}^n \alpha_j = 1 \right) \quad \dots(4-14)$$

とし、投資の調整費用関数を資本財ごとに分離可能で、投資の2次関数

$$C(I_1, \dots, I_n, K_1', \dots, K_n') = \sum_{j=1}^n \frac{\gamma_j}{2} \left(\frac{I_j}{K_j} - a_j \right)^2 K_j \quad \dots(4-15)$$

であるとする。ただし、 $\gamma_j > 0$ と a_j の解釈も期首モデルと同様であるが、 a_j の取りうる範囲には理論的制約はない。前期末の資本ストックがゼロ、 $K_j = 0$ 、のときの投資率にも期首モデルのような上限がなく、いくらでも高くなり得るからである。

資本財が n 個ある場合を想定すると、期首の経営環境(生産性ショック z)を所与として、各期の企業価値 V に関する最大化問題のベルマン方程式は、 β を割引ファクター、 E を期待値オ

ペレータとして,

$$\begin{aligned}
 V(K_1, \dots, K_n, z) = \max_{I_j} & \left[F(K_1, \dots, K_n, z) - C(I_1, \dots, I_n, K_1, \dots, K_n) \right. \\
 & \left. - \sum_{j=1}^n p_j I_j + \beta E \{ V(K_1', \dots, K_n', z') \} \right] \quad \dots(4-16) \\
 s.t. \quad & K_j' = I_j + (1 - \delta_j) K_j \quad (j = 1, \dots, n)
 \end{aligned}$$

と表される. 既述のように, (4-16)式の最大化問題は期首時点で計画されるが, 実行されるのは期末時点であるところの設備投資に関して最適化する形で解かれることになる. 実際に

$I_j (j = 1, \dots, n)$ に関する最適化の1階の条件を求めると

$$\frac{\partial V(K_1, \dots, K_n, z)}{\partial I_j} = -\gamma_j \left(\frac{I_j}{K_j} - a_j \right) - p_j + \beta E_{z|z} \left[\frac{\partial V(K_1', \dots, K_n', z')}{\partial K_j'} \right] = 0 \quad \dots(4-17)$$

となる. ただし, ここでの期待値は, 期首時点で生産性ショック z を観察した後に期末時点での生産性ショック z' を予想するものである.

ここで資本財がもし1種類なら, 期首モデル同様 $V(K, z)$ が K に 関して1次同次となることから,

$$E_{z'|z} \left[\frac{\partial V(K', z')}{\partial K'} \right] = E_{z'|z} \left[\frac{V(K', z')}{K'} \right]$$

が成立する. したがって, (4-17)式を整理すると

$$\frac{I}{K} = a + \frac{1}{\gamma} E_{z'|z} [(q-1)p] \quad \dots(4-18)$$

ただし

$$q = \frac{\beta V(K', z')}{pK'}$$

と, Single q の枠組みによる投資関数が導出される.

これを資本財が n 種類のケースに拡張する. 企業価値は $K_j (j=1, \dots, n)$ に関して1次同次であるから, オイラーの定理により

$$\sum_{j=1}^n \frac{\partial V(K_1', \dots, K_n', z')}{\partial K_j'} K_j' = V(K_1', \dots, K_n', z') \quad \dots(4-19)$$

が成立し, (4-17)式の右辺を(4-19)式に従って集計して整理すると,

$$E_{z'|z}[(q-1)P] = \sum_{j=1}^n \gamma_j \left(\frac{I_j}{K_j} s_j \right) - \sum_{j=1}^n \gamma_j a_j s_j \quad \dots(4-20)$$

ただし,

$$\left\{ \begin{array}{l} q = \beta \frac{V'}{\sum_{j=1}^n p_j K_j'} \\ P = \frac{\sum_{j=1}^n p_j K_j'}{\sum_{j=1}^n K_j'} \\ s_j = \frac{K_j'}{\sum_{j=1}^n K_j'} \end{array} \right.$$

となり, Multiple q の枠組みによる投資関数が導出される. ここでの q は, 来期首の市場価値を当期首時点に割り引いている点が期首モデルと異なるが, n 種類の資本財を集計した Total q ないし Wildasin (1984) の意味での平均 q , P は集計された資本ストックのインプリシット・デフレー

タである。また、 s_j は集計された資本ストックに占める各資本財の構成比であり、かつ資本財別の投資率を集計する際のウェイトでもある。

期末モデルとしての (4-20) 式を推定する際には、期首モデルの (4-10) 式と異なり、左辺の被説明変数の部分が条件付期待変数であることから、回帰分析を行う際には、それを観察可能な変数で代理する必要がある。すなわち、ここで何らかの期待形成仮説を導入する必要があるが、合理的期待形成仮説ないし完全予見の想定によって、事後的に観察されたデータを用いることが第1候補になるであろう。

なお、調整費用関数のパラメータ γ_j と $\gamma_j a_j$ が各資本財について等しい、すなわち $\gamma_j = \gamma, a_j = a (j=1, \dots, n)$ と仮定すると、(4-20) 式は

$$\frac{\tilde{I}}{K} = a + \frac{1}{\gamma} E_{z'|z} [(q-1)P] \quad \dots(4-21)$$

ただし、

$$\left\{ \begin{array}{l} \tilde{I} = \sum_{j=1}^n \tilde{I}_j \quad \text{where} \quad \tilde{I}_j = I_j \times \frac{K_j'}{K_j} \\ q = \frac{\beta V'}{\sum_{j=1}^n p_j K_j'} \\ P = \frac{\sum_{j=1}^n p_j K_j'}{\sum_{j=1}^n K_j'} \end{array} \right.$$

となり、Single q のケースに還元される。

3.3 期首モデルと期末モデルの実証分析への適用

現実の企業の設備投資は、期首モデルとも期末モデルとも異なり、期中を通じて五月雨式に発生するものである。期中になされた設備投資が、ただちに生産能力を発揮するわけでもない。その意味では、いずれのモデルを採用しても現実との乖離は残る。先行研究では期首モデルに基づいて実証分析を行っている例がほとんどであるが、本章では、先験的に決めることはせずに、どちら

の想定が現実のデータにとってMultiple q の枠組みとより整合的かで判断した。その結果、推計上のパフォーマンスの総合評価として、結果的には先行研究と同じく期首モデルを採用することとした。本章では不採用となった期末モデルの推計結果を取り立てて報告するわけではないが、この際、期首モデルと期末モデルの違いが極端に表れる2つのケースの比較もポイントとなった。

第1のケースは、期初の資本ストックがゼロのときである。期末モデルの投資率の分母は、投資前の資本ストックの値である。このため、期初の資本ストックがゼロであると、当期中に投資が行われても投資率が計算できず欠損値となる（期首モデルであれば投資率の上限は $1/(1-\delta_j)$ となる）。Single q の枠組みでは資本ストックがゼロという上場企業は極めて稀であると考えられるが、Multiple q の枠組みでは資本財の種類によっては珍しくないケースである。第2のケースは、マイナスの投資により投資後の資本ストックがゼロとなるときである。期首モデルの投資率の分母は投資後の資本ストックの値であるため、資産売却やリースへの切り替えなどでマイナスの投資を行い、資本ストックをゼロとした場合、投資率が定義できず欠損値となる。これも、Single q の枠組みでは考えにくい、Multiple q の枠組みでは十分ありうるケースといえる。

これら2つのケースは、ともに投資率が欠損値となるという意味では同じであるが、投資関数の推計結果に与える影響という観点からは、第1のケースの分母がゼロに近く投資率の絶対値が極端に大きい値をとるケースがより重要であった。期末モデルのパフォーマンスが期首モデルに比べて相対的に劣った原因の一端も、この点にあったといっても過言ではない。なお、期末モデルでは、プラス方向に外れ値が出やすいため、第2節で整理した3種類のデータ構築方式のすべてが影響を受けるのに対し、期首モデルでは、マイナス方向に外れ値が出やすいため、新規取得のみを考慮するゼロ方式は相対的に安定した結果を得やすい、という傾向を指摘することができる。次節以降の推計結果の解釈にあたっては、この点にも留意する必要がある。

4. データの概観

本章の分析に使用した企業財務データは、日本政策投資銀行『企業財務データバンク』に収録された東証・大証・名証の各証券取引所一部・二部上場全企業の個別決算データである。企業によって決算期末が異なるため、当年4月から翌年3月までに決算期末が到来した決算を当該年度のデータとして取り扱う。上場廃止企業や新規上場企業もデータの存在する期間は分析対象とす

る非バランス型パネルデータであり、各企業の資本ストックデータは、1977年度以前から存在する企業については1977年度を、それ以降に上場した企業については『企業財務データバンク』にデータが初めて収録された年度をベンチマーク・イヤーとする恒久棚卸法により作成している。

1977年度を始期としたのは、本章の主たる関心が90年代後半以降の投資行動であることに加え、76年度以前はデータの制約（資本財別の減価償却費や減価償却累計額の開示義務がなかったことから、それらの推計作業が必要）から何らかの断層が生じることを避けられないためである。ベンチマーク・イヤーの評価額には、簿価をそのまま時価とみなして用いる場合と簿価にマクロデータから得られる時価簿価比率を掛ける場合とが考えられるが、本章では前者の方法を採用する。その他、データソースやデータ構築方法の詳細については、補論を参照されたい。

4.1 資本ストックおよび設備投資

資本ストックおよび設備投資データは、建物・構築物、機械装置、船舶・車両運搬具、工具器具備品、土地の各資本財について⁷、第2節で詳述した3通りの方式ごとに算出する。以下では、各方式の1978年度～2004年度の推移を、民営化企業の勘定科目間の振替や事業会社の持株会社化による資本ストックの異常な減少の影響を取り除くため、各年度の上位下位0.5%に属するデータを除いた平均値で比較する。

まず、土地も含めた全資本財合計の実質資本ストックの推移を見ると(図4-3)、比例方式は1998年度、簿価方式は2000年度をピークに減少に転じているのに対し、ゼロ方式では90年代後半以降も趨勢的には増加を続けている。また、比例方式と簿価方式を比べると、時系列的な推移は概ね似ているが、水準は常に簿価方式の方が大きい。これらは、設備の売却・除却額に関する想定の違いに起因するものである。なお、会計上の有形固定資産・簿価の推移(図4-4)は、比例方式や簿価方式による実質資本ストックと似ているが、その水準は両方式よりさらに小さい。

一方、実質資本ストックの資本財別の構成を見ると、ゼロ方式も含め3つの方式の違いによる差異はあまり大きくなく、会計上の有形固定資産・簿価の資本財別構成との差異が際だっている。土地に関しては、地価高騰期に取得した土地の影響などで名目値である簿価の方が大きいのに対し、

⁷「企業財務データバンク」の有形固定資産明細データに収録されている償却可能固定資産の種類は、分析対象外とした「貸貸用固定資産」と「その他のその他の償却資産」を除くと、「建物」、「構築物」、「機械装置」、「船舶(航空機を含む)」、「車両運搬具」、「工具器具備品」の6分類であるが、このうち「建物」と「構築物」は投資率の相関が高いため、また「船舶」と「車両運搬具」は「船舶」を所有していない企業が多いため、それぞれ1つのまとまった資本財として扱うこととした。

償却可能固定資産に関しては、会計上の償却率と物理的減耗率の差異や、機械装置を中心とする近年の価格低下を反映して、簿価の方が大幅に小さい。バブル崩壊後は、いわゆる「益出し」による実質的な評価替えの影響もあり、実質資本ストックの土地は後入先出法を仮定しているため、その差はより大きなものとなる。

次に、資本財別の投資率を見ると(図4-5)、概ねどの資本財も投資率の水準については、

比例方式 < 簿価方式 < ゼロ方式

という関係が観察されるが、建物・構築物や工具器具備品においてはその乖離幅が比較的小さく、また時系列的な推移も似通っている。逆に土地と船舶・車両運搬具においては乖離幅が大きく、時系列的な推移にも明白な違いがある。機械装置はその中間的位置付けである。

さらに詳細に見ていくと、土地の投資率においては、比例方式と簿価方式は水準・推移ともに比較的似ており、2001年度以降マイナスとなっている。土地の売却・除却額に関しては、比例方式と簿価方式はいずれも先行研究と同様、後入先出法を想定する(補論の3参照)。他方、ゼロ方式を採用した先行研究である堀・齊藤・安藤(2004)はもともと土地を分析対象としていない。本章では、ゼロ方式の下では土地の売却・除却額も他の償却可能固定資産と同様にゼロと想定する。一方、船舶・車両運搬具の投資率は、簿価方式とゼロ方式は比較的似ており、比例方式のみが1997年度以降マイナスとなっている。

なお、どの資本財についても、投資率の平均値ではなく中央値をとると、その推移はゼロ方式と似たものとなり、上記のような乖離は(マイナスの)外れ値によって生まれていることが確認される。

4.2 Total q データの観察

本章では、浅子・國則・井上・村瀬(1989, 1997)などの Multiple q の枠組みによる先行研究にならって、土地も投資に固有の調整費用がかかる資本財の1つと考えて投資関数の推計を行う。逆に、償却可能固定資産と土地以外の資産には、固有の調整費用を想定しない⁸。したがって、(4-13)式で示した Multiple q による投資関数と整合的な Total q は、

⁸ かかる想定が日本において現実妥当性をもつことの説明は、浅子・國則・井上・村瀬(1989)の pp.10-11を参照。

企業価値－資本ストック以外の保有資産時価
資本ストックの再調達価額

と表される。ただし、本章では期首モデルを採用しているため、これらの数値はすべて期首時点で計測される。

以下では、企業価値は企業に対する請求権(株式・負債)の時価が正しく評価されており、かつ負債および資本ストック以外の保有資産の時価は簿価に等しいと仮定し、

株価×発行済株式数＋負債簿価－資本ストック以外の保有資産簿価
資本ストックの再調達価額

により算出した Total q (土地を資本財として含む平均 q) の推移を見よう(図4-6, 7)⁹。設備投資の定義の違いにより分母の値が異なるため、Total q も3通りの数値が算出される。

まず、各年度の上位下位0.5%のデータを除いた平均値の推移を見ると、設備投資の定義の違いによる差異はほとんど見られず、Total q は基本的に分子、とりわけ株価の変動に左右されていることが窺われる。いずれの方式で見ても、Total q の水準がかなり高めであることを除けば、概ね1998年度頃までは投資率ともある程度整合的な推移を示している。しかし、それ以降は激しいアップダウンを示し、ピーク時の水準はバブル期を上回るなどボラティリティが大きくなり、投資率の動きとの乖離が目立つ。

一方、中央値で見た Total q の推移は、1998年度頃までは平均値とよく似ているが、それ以降も低い水準にとどまっており、上方の外れ値が平均値を大きく引き上げていることがわかる。実際、個別企業の Total q の数値を見ると、ソフトウェア業や電算機関連情報サービス業といった IT (情報技術) 関連産業に属する企業を中心に、90年代末以降、100を超える例が目立つようになり、中には1000を超えるようなケースもある。

⁹ 既に述べたように、Total q を定義する際、現実には企業が保有する資産のうち、どの部分が理論上の「資本ストック」に対応すると考えるべきかは、必ずしも自明ではない。比例方式を採用した Hayashi and Inoue (1991) は、土地、償却可能固定資産に在庫を含めたものを資本ストックと捉えている。また、ゼロ方式を採用した堀・齊藤・安藤 (2004) は、土地と賃貸用固定資産を除く全保有資産を資本ストックと捉えている。さらに最近では、企業のバランスシートに表れない無形資産の価値を考慮しようとする研究も見られる。

その理由としては、第1に、2000年前後のいわゆる「IT バブル」の時期に株価がファンダメンタルズから乖離して上昇していた可能性が指摘できる。しかし、それだけでは04年度に至っても異常に高い $Total\ q$ が出現する状況を説明することは難しい。そこで第2に考えられるのは、企業価値の源泉の違いである。IT 関連ビジネスでは、有形固定資産をほとんど必要とせず、画期的なビジネスモデルや顧客ネットワークなどの無形資産を企業価値の源泉とする企業も多い。こうした無形資産は財務諸表にも載らないことが多く、通常の方法で $Total\ q$ を計算すれば、分母はゼロに近く、分子には無形資産の価値が残るため、非常に大きい数値が得られる。

いずれの理由にしても、このようなケースにおいては、 $Total\ q$ が設備投資のインセンティブを表す指標として本来の意味をもたないものであるから、分析対象から除外すべきであるといえる。以下の実証分析では、1998～2004年度の全データをプールし、 $Total\ q$ の上位下位0.5% (=両側合せて1%) のデータをサンプルから除外する処理を行うこととする。当該処理後の $Total\ q$ の平均値の推移は、中央値とよく似たものとなっている。

5. Multiple q による投資関数の推計

本節では、Multiple q の枠組みによる投資関数の推計を通して、Multiple q の枠組みや Tobin の q 理論そのものの有効性を検証する。推計は、最小自乗法(ランダム効果モデルと固定効果モデル)と操作変数法(System GMM)を試みる。

5.1 推計期間

本章では、資本ストック・データを構築した1978年度～2004年度のうち、多くの企業でベンチマーク・イヤーの影響が強く残る1981年度以前は分析対象外とし、82年度以降を以下の4期間に分割して、Multiple q の枠組みによる投資関数の推計を行う。

- (1) 第1期 1982～1986年度 (前バブル期)
- (2) 第2期 1987～1991年度 (バブル期)
- (3) 第3期 1992～1997年度 (バブル崩壊後)
- (4) 第4期 1998～2004年度 (金融危機および回復期)

経済情勢の変化を踏まえて期間分割したため、各サブサンプル期間の長さは完全に均一ではない。各期の特徴は、 $Total\ q$ の中央値の推移に顕著に表れている。本章が考察対象とするバブ

ル経済崩壊後、とりわけ1990年代半ば以降の過剰設備の解消過程は、第3期と第4期の推計結果に表れることになる。

5.2. 推計式および検証すべき仮説

推計式は、第3節で展開した離散型の Multiple q の枠組みによる投資関数のうち、期首モデルとして得られた

$$(q-1)P = \sum_{j=1}^n \gamma_j \left(\frac{I_j}{(1-\delta_j)K_j} s_j \right) - \sum_{j=1}^n \gamma_j a_j s_j \quad \dots(4-22)$$

を基本形とする。ただし、

$$\left\{ \begin{array}{l} q = \frac{V}{\sum_{j=1}^n p_j (1-\delta_j) K_j} \\ P = \frac{\sum_{j=1}^n p_j (1-\delta_j) K_j}{\sum_{j=1}^n (1-\delta_j) K_j} \\ s_j = \frac{(1-\delta_j) K_j}{\sum_{j=1}^n (1-\delta_j) K_j} \end{array} \right.$$

である。さらに、(4-22)式の基本形に、Tobin の q 理論において本来 redundant な変数であるキャッシュ・フロー比率および有利子負債比率、ならびに『企業財務データバンク』における産業中分類ベースの業種ダミーと年次ダミーを説明変数に加えた推計式も試みる。キャッシュ・フローや有利子負債の定義は、堀・齊藤・安藤（2004）に従っている。ただし、総資産を分母とした原論文と異なり、本章では当期末資本ストックでそれぞれを除いた値を「キャッシュ・フロー比率」、「有利子負債比率」として推計に用いた。

推計した結果、調整費用関数のパラメータである γ_j がプラスで有意に推定されれば、資本財 j に関する投資行動は、期首モデルの(4-5)式のスムーズな凸型の調整費用関数と整合的な緩やかな調整過程に従っているといえる。調整費用が最低となる投資率である a_j は理論的には正

値、ゼロ、負値のいずれの値も取りうることから、 γ_j がプラスで有意に推定されている限り、説明変数の1つとなる資本財 j のシェアである s_j に対応する推計パラメータ $\gamma_j a_j$ については、どのような推計結果もスムーズな凸型の調整費用関数の想定と矛盾はしない。ただし、比例式、簿価式、ゼロ式の3通りの方式で作成した設備投資・資本ストック系列のいずれかで有意でない場合があれば、データの実現値によっては、部分的にスムーズな凸型の調整費用関数と整合的でない投資行動があるということになる(各方式の結果と対応する解釈については表4-1を参照)。

調整費用関数のパラメータが有意に推定された場合、次に検証すべき仮説は2つある。第1に、Single q の枠組みによる投資関数に比べて Multiple q の枠組みによる投資関数が望ましいか否かであり、

- 仮説 H_{A0} すべての γ_j が等しい。
- 仮説 H_{B0} すべての γ_j が等しく、かつすべての a_j が等しい。

という2つの帰無仮説の検定を行う。これらの帰無仮説が棄却されれば、Multiple q の枠組みによる投資関数が望ましいということになる。

第2に、Multiple q の枠組みによる投資関数が望ましい場合に、Single q の枠組みによる投資関数の実証分析上の問題が、資本財の多様性・異質性を考慮していないことのみに帰着できるのか否かである。この点は、 γ_j の有意性だけでは検証できず、キャッシュ・フロー比率や有利子負債比率といった、Tobin の q 理論の諸前提が正しければ本來說明力を有しないはずの redundant な変数の有意性を確かめる必要がある。つまり、これらが有意であるという帰無仮説が棄却されれば、Single q の枠組みによる投資関数の実証分析上の問題は、資本財の多様性・異質性を考慮したことによって解決できたと結論付け可能である(厳密には、キャッシュ・フロー比率や有利子負債比率以外の候補もチェックする必要があり、redundant な変数が有意でない場合の解釈は単純ではない)。

5.3 データ処理および推計方法

既述のように、以下では、異常値処理を施した上で実証分析を行う。すなわち、1998年度～2004年度の全データをプールし、Total q については上位下位0.5%(=両側合せて1%)のデータをサンプルから除外する処理を行う(第4.2節参照)。さらに、有利子負債比率の上位1%のサンプル、総資産簿価の前期比が 1.5 超もしくは 0.5 未満の数値を示したサンプルを除外する。有利

子負債比率の分母は資本ストックであり、上方の外れ値は総資産に占める有形固定資産の割合が著しく小さいことを示す。このような場合は、Total q の上方の外れ値と同様、本章で定義する Tobin の q が、本来的に投資インセンティブとしてのシグナル機能を有していないと考えられるのである。

投資率については、期首モデルの特性上下方に外れ値がみられるが、異常値処理は行わなかった。過剰設備の解消過程に注目する本章の分析では、大規模な disinvestment は重要な情報であり、一律に「異常値」として扱うことにより、そうした情報が失われてしまうと考えられるからである。しかし一方、特に第4期(1998～04)においては、分社化、持株会社化といった会社運営形態の変更により、計算上大きなマイナスの投資率が生じた事例も多い。こうした場合、事業そのものは実質的に従来と変わることなく継続されていることから、過剰設備の解消と同列に扱うのは明らかにミスマッチングである。そこで、有形固定資産以外も含む総資産規模の前期比が 0.5 未満もしくは 1.5 を超えるサンプルについては、ゴーイングコンサーンとして分析するのが不適切であると見なし、異常値として除外した。

推計方法は、最小自乗法(OLS)推計(ランダム効果モデルと固定効果モデル)に加え、投資率、キャッシュ・フロー比率および有利子負債比率が被説明変数の Total q と同時決定である点を考慮し、操作変数法による推計(System GMM)も行う。その際の操作変数には、被説明変数の Total q と説明変数である「投資率×ウェイト: $(I_j/(1-\delta_j)K_j') \times s_j$ 」および「ウェイト: s_j 」のそれぞれについて、レベルの3期前以前と階差の2期前以前のデータを用いた。

推計に用いたデータの各推計期間の基本統計量は、3つの方式について表4-2(a)(b)(c)の通りである。ただし、工具器具備品の「投資率×ウェイト: $(I_j/(1-\delta_j)K_j') \times s_j$ 」と「ウェイト: s_j 」との間に強い相関があったために、工具器具備品のウェイト s_j は説明変数から除外している。このため、工具器具備品においては調整費用関数のパラメータ γ_j と $\gamma_j a_j$ を識別することはできず、「投資率×ウェイト: $(I_j/(1-\delta_j)K_j') \times s_j$ 」の係数は、他の資本財の場合と異なる意味をもつことに注意する必要がある。

5.4 OLS推計の結果

ランダム効果モデルと固定効果モデルの推計結果は、表4-3に示す通りである。ランダム効果モデルか固定効果モデルかのモデル特定化について Hausman 検定を行うと、すべてのケースに

において固定効果モデルが適切であるとの結果が得られた。したがって、以下では固定効果モデルの推計結果を中心に議論するが、もともと両者の推計結果に大きな違いはなく、その面ではロバストな結果になっている。

まず、(a)比例方式では、調整費用関数のパラメータ γ_j が、4つの期間すべてを通じてプラスで有意に推計された資本財は存在しなかった。しかし、建物・構築物については第2期(1987-91)、機械装置については第3期(1992-97)、土地については第4期(1998-04)を除く大多数の期間でプラスで有意な推計値が得られた。 γ_j のパラメータ推計値の大きさは、

機械装置<建物・構築物<土地

の関係にあるが、土地については特にバブル期である第2期(1987-91)に極めて大きい値をとっている。第4期(1998-04)には、建物・構築物、機械装置ともに他の期間よりかなり小さい値となっている。なお、 γ_j がプラスで有意に推計されたケースについて、 $-\gamma_j a_j$ の推計結果(工具器具備品を除く)を見ると、第1期(1982-86)の建物・構築物と土地、第2期(1987-91)の土地を除き、マイナスで有意に推計されており、 a_j がプラスの値であることを示唆している。

仮説検定に関しては、調整費用関数のパラメータが各資本財で等しいとする帰無仮説は、すべてのサンプル期間で有意に棄却され、Multiple q の枠組みによる投資関数が Single q の枠組みより望ましいことを示している。しかし、キャッシュ・フロー比率と有利子負債比率の係数は、ほぼすべてのサブサンプル期間で有意に推計されており、資本財の多様性・異質性を考慮してもなお、Tobin の q 理論の枠組みでは説明尽くせない要因が存在することを示している。

次に、(b)簿価方式では、建物・構築物の γ_j が4つの期間すべてを通じてプラスで有意に推計され、工具器具備品と土地の γ_j も第4期(1998-04)を除くすべての期間でプラスで有意に推計されている。一方、機械装置や船舶・車両運搬具は、すべての期間において有意でないか、もしくはマイナスの推計値が得られている。 γ_j の推計値の大きさは、やはりバブル期である第2期(1987-91)の土地が極めて大きい値をとっている。工具器具備品の γ_j の欄にも大きい数字が並ぶが、既述のように工具器具備品のみ s_j を説明変数から落としているため、他の資本財の γ_j と単純に数値を比較することはできない。ただし「投資率×ウェイト: $(I_j / (1 - \delta_j) K_j) \times s_j$ 」と「ウェイト: s_j 」

の相関が高いということは、投資率の変動が相対的に小さいことを意味しており、もし識別可能ならば、 γ_j は大きな値をとっている可能性が高いと推測される。

パラメータの γ_j がプラスで有意に推計されたケースについて、 $-\gamma_j a_j$ の推計結果(工具器具備品を除く)をみると、比例方式と同様、第1期(1982-86)の建物・構築物と土地、第2期(1987-91)の土地を除き、負の値で有意に推計されており、 a_j が正の値であることを示している。キャッシュ・フロー比率と有利子負債比率の係数は、ほぼすべてのサンプル期間で有意に推計されており、仮説検定の結果は比例方式と同様である。

以上より、新規取得行動と売却・除却行動を一体としてとらえた2つの方式(比例方式と簿価方式)を通じてある程度ロバストな結果としてまとめられるのは、建物・構築物と金融危機後の第4期(1998-04)を除く土地については、スムーズな凸型の調整費用関数の枠組みで説明可能であること、Multiple q の枠組みによる投資関数が Single q の枠組みより望ましいが、それでも Tobin の q 理論の枠組みでは説明できない要因があること、である。

一方、新規取得行動のみをとらえた(c)ゼロ方式では、比例方式や簿価方式に比べて γ_j が正の値で有意に推計されるケースが増え、建物・構築物、工具器具備品および土地については4つのサンプル期間すべてが該当する。しかし、機械装置については第1期(1982-86)のみ、船舶・車両運搬具については第2期(1987-91)と第3期(1992-97)のみプラスで有意であり、その他の期間においては有意でないか、もしくはマイナスの推計値が得られている。 γ_j の推計値の大きさは、土地では第2期(1987-91)の値が大きく第4期(1998-04)の値が小さいが、建物・構築物は第4期(1998-04)の値が大きい。 γ_j がプラスで有意に推計されたケースについて、 $-\gamma_j a_j$ の推計結果(工具器具備品を除く)を見ると、比例方式や簿価方式と異なるのは、第2期(1987-91)の船舶・車両運搬具と土地、第3期(1992-97)の建物・構築物と船舶・車両運搬具について、プラスの値で有意に推計されていることである。つまり、これらのケースでは a_j がマイナスの値をとっていることが示唆される。キャッシュ・フロー比率と有利子負債比率の係数についての仮説検定の結果は、比例方式および簿価方式と同様である。

5.5 System GMM推計の結果

投資率をはじめとしてキャッシュ・フロー比率および有利子負債比率も Tobin の q と同時決定であるため、前項の OLS 推計の結果には推計上のバイアスが生じている可能性がある。そこで、

次に System GMM による推計結果を報告する(表4-4)。なお、前バブル期の第1期(1982-86)の推計では、Arellano and Bond (1991) の系列相関検定において2次の系列相関の存在が疑われる。これは、ベンチマークの影響がまだ残る時期であるため、推計に採用した操作変数が weak instruments になっているためと考えられるが、第2期(1987-91)以降については推計上の問題は特にない。

まず、(a)比例方式では、調整費用関数のパラメータ γ_j がプラスで有意に推計されたケースが、第1期(1982-86)と第2期(1987-91)の土地のみになってしまったことが特記される。(b)簿価方式では、プラスで有意なケースがある程度増えるものの、第3期以降では第3期(1992-97)の工具器具備品のみであり、かつ推計値の水準もかなり不安定なものとなっており、比例方式と合わせて考えると、新規取得行動と売却・除却行動を一体としてとらえた場合、ロバストにスムーズな凸型の調整費用関数の枠組みと整合的と結論付けられるケースは存在しない。

一方、(c)ゼロ方式では、建物・構築物、工具器具備品のパラメータ γ_j が4つの期間すべてを通じてプラスで有意に推計されている。建物・構築物の γ_j の推計値の大きさは、投資率の推移と似ており、第2期(1987-91)の値が最も大きく第4期(1998-04)の値が最も小さい。また、建物・構築物の $-\gamma_j a_j$ は第3期(1992-97)を除いてプラスで有意に推計されており、 a_j がマイナスの値をとっていることが示唆される。

仮説検定に関しては、調整費用関数のパラメータが各資本財で等しいとする帰無仮説は、すべての期間で有意に棄却され、Multiple q の枠組みによる投資関数が Single q の枠組みより望ましいことを示している。しかし、キャッシュ・フロー比率と有利子負債比率の係数は、4つの期間を通じて少なくともいずれか一方は有意に推計されており、資本財の多様性・異質性を考慮しただけのシンプルな Multiple q 理論の枠組みでは、なお説明できない要因が残されていることを示している¹⁰。

5.6 1990年代半ば以降の過剰設備の解消過程

¹⁰ 推計した γ_j と $-\gamma_j a_j$ の値から逆算される a_j の値を見ると、推計期間によってパラメータが大きく変動する。本章では(4-5)式のような凸型の調整費用を想定しているが、それだけでは捉えきれない投資変動がある可能性を示唆しており、次章の注に示したCooper and Haltiwanger (2006)のモデルのような包括的な調整費用への拡張が望まれる。次章で述べるように、資本財の多様性・異質性を考慮した上での包括的な調整費用の構造モデルの推定には、「次元の呪い」の問題が伴う。次章では、凸型調整費用から少し拡張をした投資関数の推計を行っている。

System GMM による推計結果を、1990年代半ば以降の過剰設備の解消過程を明らかにするという観点から再度整理すると、まず、ゼロ方式における調整費用関数のパラメータ γ_j の推計パフォーマンスは、バブル崩壊後の第3期(1992-97)が最も良好であり、船舶・車両運搬具を除くすべての資本財がプラスの値で有意に推計されていることが注目される。言い換えれば、ゼロ方式で捉えられる設備の新規取得行動に関して、この時期がスムーズな凸型の調整費用関数の枠組みと最も整合的であったということになる。第3期(1992-97)は、バブル期に積み上げた過剰設備の調整はあったものの、金融危機はまだ顕在化しておらず、新規投資の増額には慎重である一方、抑制も漸進的なものであったことが、推計結果に表れたと考えることができよう。しかし同時に、この時期は過剰設備の解消方法として設備の売却・除却にまで至る例はまだ少なかったともいえる。それにもかかわらず、比例方式や簿価方式のように売却・除却も一体として取り扱った場合、スムーズな凸型の調整費用関数の枠組みではうまく説明できないという限界も明らかになった。

一方、金融危機が顕在化して以降の第4期(1998-04)は、ドラスティックな新規投資の抑制や売却・除却行動が見られるとともに、IT(情報技術)関連ビジネスなど従来にないタイプの上場企業の増加もあり、連続な凸型の調整費用関数の枠組みの説明力が低下すること自体には、さほど意外感はない。逆に、そうした中でゼロ方式における建物・構築物と工具器具備品がロバストな結果を維持したことは注目に値しよう。

6. 結語

本章は、1980年代以降の日本の上場企業の財務データを用いて、Multiple q の枠組みによる投資関数の推計を行い、資本財別の投資行動、とりわけ90年代半ば以降の過剰設備の解消過程がスムーズな凸型の調整費用関数に従ったものか否かを検証しようとしたものである。Multiple q の枠組みによる投資関数の推計に使用する資本財別の設備投資および資本ストックのデータ作成にあたっては、観察可能なデータが存在しない売却・除却設備の時価について、簿価に時価簿価比率を乗じた値を用いる「比例方式」、簿価をそのまま用いる「簿価方式」、一律にゼロと見なす「ゼロ方式」、という先行研究で採用された3種類の方法を併用し、その違いを分析に利用することで、新規取得行動と売却・除却行動の違いを明らかにした。

その結果、Multiple q の枠組みによる投資関数の推計結果からは、以下の諸点が明らかになっ

た. まず第1に, スムーズな凸型の調整費用関数を前提とする限りにおいては, Single q よりも Multiple q の枠組みによる投資関数が望ましい. しかし, Multiple q の枠組みによる投資関数も, 当てはまりは必ずしも良好とはいえず, 特に設備の新規取得行動と売却・除却行動を一体とした推計においては, Multiple q の枠組みによる投資関数の説明力は必ずしも高くない.

第2に, 相対的に説明力の高い, 設備の新規取得行動のみを対象とした推計においても, キャッシュ・フロー比率や有利子負債比率といった本来の Tobin の q 理論の枠組みでは理論的には redundant な変数が有意に推定されており, 資本財の多様性・異質性を考慮しただけのシンプルな Multiple q 理論の枠組みでは, なお説明できない要因が残されていることが確認された. Tobin の q 理論にとって暗黙の前提となる MM理論の枠組み (Modigliani and Miller, 1958) から離れ, 浅子・國則・井上・村瀬 (1991) や宮川 (2005) など考察された企業が直面する流動性制約や非対称性情報下のエイジェンシー・コスト問題の現実妥当性を再認識する必要があるだろう. 関連して, Abel and Eberly (1994) や田中 (2004) などが強調する, さまざまな不確実性の影響も取り入れた実証分析も望まれる.

第3に, 資本財別の投資行動の違いをみると, 建物・構築物と工具器具備品の新規取得行動は時期を問わずスムーズな凸型の調整費用関数と整合的な形で行われたが, 機械装置など他の資本財の新規取得行動や売却・除却行動全般については, 一貫した形で有意な結果を得ることはできなかった. 時期別に見ると, バブル崩壊後の1990年代中葉 (1992–97) における新規取得行動に関し, 最も多くの資本財で調整費用関数のパラメータが有意に推計された.

最後に, 残された今後の課題について述べる. まず, 1990年代半ば以降の過剰設備の解消過程においても, 建物・構築物と工具器具備品の新規取得行動はスムーズな凸型の調整費用関数の枠組みで説明可能なことが理解されたが, 一方, 建物・構築物と並んで資本ストックや設備投資に占める構成比の大きい機械装置の新規取得行動は, 本章の枠組みであまり説明できていない. その理由について, あるいは機械装置の投資行動の建物・構築物などとの違いについて明らかにするには, さらに詳細な分析が必要とされる.

また, 売却・除却行動も含めた投資行動についても, すべての資本財で安定的に有意な推計結果は得られなかった. このように, スムーズな凸型の調整費用関数の枠組みで説明できなかった部分に関しては, 調整費用に固定的な部分があるケース (投資の限界収益が一定の閾値を超えると,

まとまった投資が実施される、いわゆる lumpy investment のモデル)や、正の投資と負の投資で非対称な調整費用がかかるケースなどを検討する必要がある。この方向では、Bertola and Caballero (1990) , 嶋(2005), 宮川(2005)などの先行研究があるが、これをMultiple q の枠組みに拡張することが望まれる。

さらに、本章では、固有な調整費用のかかる固定的な生産要素としての資本ストック概念を伝統的な有形固定資産の概念に限定して分析したが、その結果として、近年では財務諸表に表れない無形資産を企業価値の源泉とする IT 関連ビジネスなど、異常値として分析対象外にせざるを得ないケースが増えていることが理解された。2000年代以降を分析対象とするならば、こうした新しい状況にも対応するための資本ストック概念の吟味や産業別の分析が求められる。この方向でも、金・宮川(2008)などの研究がある。

7. 補論: データ構築方法について

7.1 データソース

企業財務データは、日本政策投資銀行の『企業財務データバンク』収録の個別決算データである。企業財務データ以外では、株価は『日経 NEEDS-Financial QUEST』の月次株価データ、生産物価格は当該企業が属する産業に対応した企業物価指数の月次データ、土地を含む資本財価格は各資本財に対応する企業物価指数の月次データおよび六大都市・市街地価格指数(日本不動産研究所)の半期データ、金利は日本銀行の短期名目利子率の月次データ、をそれぞれ使用している。

7.2 決算期の取り扱い

企業財務データは、決算期末の属する年度(4月～翌年3月)のデータとして取り扱う。決算期の変更があると、同一年度に複数の決算期末が属することになるが、このような場合は『企業財務データバンク』の正規化データに基づき、決算期間が長い方の財務データを12ヶ月換算して使用している。

7.3 設備投資および資本ストックデータの構築

資本財の種類を、[1] 建物、[2] 構築物、[3] 機械装置、[4] 船舶、[5] 車両運搬具、[6] 工具器具備品、[7] 土地の7つに分け、財ごとに設備投資および実質資本ストックデータを作成した。

ただし、最終的に[1]と[2]は「建物・構築物」として、また[4]と[5]は「船舶・車両運搬具」として、それぞれ合算した上で分析に使用している。

設備投資データについては、第2節で説明した3つの方式(比例方式、簿価方式、ゼロ方式)ごとに資本財別の名目設備投資額の系列を作成し、これを各財に対応した期首のデフレータによって実質化する。資本財別デフレータは、償却可能固定資産については対応する品目の企業物価指数から算出する。建物・構築物は建設用材料、船舶・車両運搬具は輸送用機器の指数をそのまま用いる。機械装置および工具器具備品は、1975年度の固定資本マトリックス(JIP データベースで公表されているもの)より、当該企業が属する産業(日本政策投資銀行産業分類の中分類ベース)に対応するウェイトを用いた合成指数をそれぞれ算出する。土地のデフレータには六大都市・市街地価格指数(日本不動産研究所)の半期データを、月次に補間して利用する。

資本ストックデータのうち、償却可能固定資産については1977年度(財務データの収録初年度が78年度以降の企業については収録初年度)をベンチマーク・イヤーとする恒久棚卸法により算出する。すなわち、期の実質設備投資額、実質資本ストック額をそれぞれ、物理的減耗率をとすると、によって順次計算する。ベンチマーク・イヤーの名目資本ストック額は簿価に等しいと見なし、物理的減耗率には、Hayashi and Inoue (1991) が Hulten and Wykoff (1979,1981) に基づいて推計した値 [1] 建物:0.047, [2] 構築物:0.0564, [3] 機械装置 0.09489, [4] 船舶:0.1470, [5] 車両運搬具:0.1470, [6] 工具器具備品:0.08838 を用いる。

土地ストックに関しては、先行研究と同様、後入先出法(LIFO)により算出する。すなわち、

$$\begin{aligned} P_t K_{t+1} &= BI_t (P_t / P_{t+1}) + P_t K_t \text{ if } BI_t \geq 0 \\ P_t K_{t+1} &= BI_t + P_t K_t \text{ if } BI_t < 0 \end{aligned}$$

ただし、 BI_t は土地投資額(簿価)である。

7.4 キャッシュ・フローおよび有利子負債の定義

キャッシュ・フローおよび有利子負債の定義は、堀・齊藤・安藤(2004)に従い、

キャッシュ・フロー＝税引後当期純損益＋有形固定資産当期償却額－配当金－役員賞与金

有利子負債＝短期借入金計＋社債計＋長期借入金計＋1年以内償還社債
＋1年以内返済長期借入金＋コマーシャルペーパー

により、それぞれ算出する(項目の名称はすべて『企業財務データベース』による)。

表4-1： 3つの方式の整理表

売却・除却含む		新規購入のみ		投資行動に関する含意
比例方式	簿価方式	ゼロ方式		
(1)	○	○	○	新規取得行動も売却・除却行動もq理論の枠組みで説明できる。
(2)	×	×	×	新規取得行動と売却・除却行動を一体とすればq理論の枠組みで説明できる。
(3)	×	×	○	新規取得行動はq理論の枠組みで説明できるが、売却・除却行動は必ずしも説明できない。
(4)	×	×	×	新規取得行動も売却・除却行動もq理論の枠組みでは必ずしも説明できない。

(注) ○は有意に推計される場合、×は有意に推計されない場合を示す。

表4-2: (a) 基本統計

(1) 1982—86年度

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数
(Tobin's $q-1$) × インフレーション・デフレーター		1.824	4.431	-4.072	85.683	7833
投資率 × ウェイト	建物・構築物	0.030	0.123	-5.515	0.741	7833
	機械装置	0.040	0.387	-25.029	0.490	7833
	船舶・車両運搬具	0.003	0.058	-2.043	0.766	7833
	工具器具備品	0.006	0.963	-84.846	0.357	7833
	土地	0.008	0.045	-1.174	0.483	7833
ウェイト	建物・構築物	0.361	0.152	0	0.982	7833
	機械装置	0.280	0.201	0	0.825	7833
	船舶・車両運搬具	0.036	0.121	0	0.999	7833
	工具器具備品	0.098	0.109	0	0.817	7833
	土地	0.225	0.151	0	0.953	7833
キャッシュフロー比率		0.172	0.303	-10.933	11.092	7833
有利子負債比率		1.693	3.365	0	45.420	7833

(2) 1987—91年度

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数	
(Tobin's $q-1$)×インフレーション・デフレーター	4.786	6.940	-1.921	86.630	8762	
投資率 × ウェイト	建物・構築物	0.019	2.642	-246.368	0.569	8762
	機械装置	0.048	0.164	-9.675	0.469	8762
	船舶・車両運搬具	-0.048	4.423	-413.902	0.783	8762
	工具器具備品	0.001	1.137	-98.697	0.393	8762
	土地	0.010	0.032	-0.693	0.541	8762
ウェイト	建物・構築物	0.373	0.166	0	0.967	8762
	機械装置	0.282	0.214	0	0.864	8762
	船舶・車両運搬具	0.029	0.106	0	0.991	8762
	工具器具備品	0.109	0.116	0	0.912	8762
	土地	0.208	0.150	0	0.963	8762
キャッシュフロー比率	0.212	0.343	-4.466	10.628	8762	
有利子負債比率	1.717	3.364	0	44.900	8762	

量-比例方式-

(3) 1992—1997年度

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数
(Tobin's $q-1$) × インフレーション・デフレーター		1.946	5.329	-4.222	89.441	12497
投資率 × ウェイト	建物・構築物	0.030	0.269	-21.723	0.784	12497
	機械装置	0.010	1.238	-116.723	0.531	12497
	船舶・車両運搬具	-0.001	0.165	-16.602	0.683	12497
	工具器具備品	0.008	0.287	-29.053	0.574	12497
	土地	0.006	0.070	-6.291	0.541	12497
ウェイト	建物・構築物	0.422	0.179	0	0.973	12497
	機械装置	0.262	0.219	0	0.928	12497
	船舶・車両運搬具	0.021	0.087	0	0.981	12497
	工具器具備品	0.105	0.115	0	0.953	12497
	土地	0.190	0.139	0	0.964	12497
キャッシュフロー比率		0.141	0.397	-12.258	14.458	12497
有利子負債比率		1.551	3.126	0	44.870	12497

(4) 1998—2004年度

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数
(Tobin's $q-1$) × インフレーション・デフレーター		1.106	6.573	-4.253	89.510	15733
投資率 × ウェイト	建物・構築物	-0.088	7.286	-780.989	0.777	15733
	機械装置	-0.225	18.119	-2053.302	0.508	15733
	船舶・車両運搬具	-0.043	3.160	-379.012	0.511	15733
	工具器具備品	-0.008	0.679	-56.040	0.628	15733
	土地	-0.132	12.207	-1518.407	0.558	15733
ウェイト	建物・構築物	0.419	0.177	0	0.992	15733
	機械装置	0.225	0.212	0	0.960	15733
	船舶・車両運搬具	0.014	0.071	0	0.962	15733
	工具器具備品	0.112	0.131	0	1.000	15733
	土地	0.230	0.167	0	0.964	15733
キャッシュフロー比率		0.160	1.153	-13.614	88.228	15733
有利子負債比率		1.194	2.649	0	44.431	15733

表 4-2: (b) 基本統計

(1) 1982—86年度

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数
(Tobin's $q-1$)×インフレーション・デフレーター		1.629	3.812	-3.793	70.276	7825
投資率 ×ウェイト	建物・構築物	0.034	0.056	-0.661	0.732	7825
	機械装置	0.049	0.219	-18.530	0.483	7825
	船舶・車両運搬具	0.005	0.057	-3.042	0.755	7825
	工具器具備品	0.022	0.032	-0.706	0.279	7825
	土地	0.008	0.043	-1.079	0.439	7825
ウェイト	建物・構築物	0.364	0.152	0	0.982	7825
	機械装置	0.282	0.200	0	0.825	7825
	船舶・車両運搬具	0.038	0.122	0	0.999	7825
	工具器具備品	0.103	0.113	0	0.835	7825
	土地	0.213	0.145	0	0.897	7825
キャッシュフロー比率		0.161	0.246	-8.603	4.418	7825
有利子負債比率		1.539	2.805	0	36.657	7825

(2) 1987—91年度

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数
(Tobin's $q-1$)×インフリシット・デフレーター		4.374	6.270	-1.921	71.623	8763
投資率 × ウェイト	建物・構築物	0.050	0.067	-1.392	0.579	8763
	機械装置	0.054	0.059	-0.925	0.466	8763
	船舶・車両運搬具	0.002	0.089	-5.401	0.782	8763
	工具器具備品	0.023	0.028	-0.364	0.366	8763
	土地	0.010	0.030	-0.695	0.508	8763
ウェイト	建物・構築物	0.372	0.166	0	0.967	8763
	機械装置	0.284	0.213	0	0.864	8763
	船舶・車両運搬具	0.030	0.103	0	0.990	8763
	工具器具備品	0.118	0.123	0	0.918	8763
	土地	0.195	0.141	0	0.906	8763
キャッシュフロー比率		0.198	0.295	-5.881	7.376	8763
有利子負債比率		1.572	2.989	0	37.951	8763

量-簿価方式-

(3) 1992-1997年度

変数名	平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数	
(Tobin's $q-1$) $\times$ インフレーション・デフレーター	1.726	4.700	-3.877	71.731	12495	
投資率 $\times$ ウェイト	建物・構築物	0.036	0.075	-4.034	0.778	12495
	機械装置	0.032	0.201	-21.809	0.475	12495
	船舶・車両運搬具	0.000	0.232	-25.648	0.746	12495
	工具器具備品	0.016	0.026	-0.678	0.566	12495
	土地	0.005	0.060	-5.277	0.393	12495
ウェイト	建物・構築物	0.420	0.179	0	0.972	12495
	機械装置	0.265	0.218	0	0.927	12495
	船舶・車両運搬具	0.022	0.084	0	0.976	12495
	工具器具備品	0.115	0.123	0	0.952	12495
	土地	0.179	0.132	0	0.948	12495
キャッシュフロー比率	0.130	0.341	-8.907	11.685	12495	
有利子負債比率	1.425	2.746	0	37.025	12495	

(4) 1998-2004年度

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数
(Tobin's $q-1$) $\times$ インフリシット・デフレーター		0.883	5.685	-3.937	75.061	15736
投資率 $\times$ ウェイト	建物・構築物	0.016	0.305	-32.874	0.775	15736
	機械装置	0.021	0.058	-3.402	0.607	15736
	船舶・車両運搬具	-10.523	1320.211	-165611.500	0.523	15736
	工具器具備品	0.013	0.219	-26.875	0.591	15736
	土地	-0.127	11.994	-1493.245	0.545	15736
ウェイト	建物・構築物	0.413	0.177	0	0.992	15736
	機械装置	0.232	0.213	0	0.961	15736
	船舶・車両運搬具	0.016	0.069	0	0.960	15736
	工具器具備品	0.124	0.138	0	1.000	15736
	土地	0.214	0.159	0	0.946	15736
キャッシュフロー比率		0.134	0.564	-11.283	24.719	15736
有利子負債比率		1.081	2.344	0	37.948	15736

表 4-2: (c) 基本統計

(1) 1982—86年度

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数
(Tobin's $q-1$) × インフレーション・デフレータ		1.332	3.448	-2.541	56.597	7828
投資率 × ウェイト	建物・構築物	0.038	0.047	0	0.704	7828
	機械装置	0.053	0.053	0	0.551	7828
	船舶・車両運搬具	0.007	0.028	0	0.756	7828
	工具器具備品	0.022	0.029	0	0.277	7828
	土地	0.013	0.030	0	0.445	7828
ウェイト	建物・構築物	0.361	0.150	0	0.978	7828
	機械装置	0.278	0.197	0	0.863	7828
	船舶・車両運搬具	0.039	0.123	0	0.997	7828
	工具器具備品	0.099	0.109	0	0.733	7828
	土地	0.223	0.146	0	0.897	7828
キャッシュフロー比率		0.143	0.194	-4.959	3.863	7828
有利子負債比率		1.250	1.912	0	21.574	7828

(2) 1987—91年度

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数
(Tobin's $q-1$) × インフレーション・デフレータ		3.535	4.883	-1.921	60.655	8749
投資率 × ウェイト	建物・構築物	0.051	0.060	0	0.582	8749
	機械装置	0.054	0.055	0	0.459	8749
	船舶・車両運搬具	0.005	0.023	0	0.763	8749
	工具器具備品	0.023	0.028	0	0.408	8749
	土地	0.010	0.026	0	0.457	8749
ウェイト	建物・構築物	0.369	0.164	0	0.963	8749
	機械装置	0.281	0.211	0	0.864	8749
	船舶・車両運搬具	0.032	0.108	0	0.989	8749
	工具器具備品	0.114	0.121	0	0.887	8749
	土地	0.204	0.144	0	0.904	8749
キャッシュフロー比率		0.172	0.211	-2.244	5.812	8749
有利子負債比率		1.251	1.991	0	21.696	8749

量-ゼロ方式-

(3) 1992-1997年度

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数
(Tobin's $q-1$) $\times$ インフレーション・デフレータ		1.350	3.937	-3.469	60.007	12505
投資率 $\times$ ウェイト	建物・構築物	0.039	0.058	0	0.778	12505
	機械装置	0.034	0.043	0	0.643	12505
	船舶・車両運搬具	0.004	0.018	0	0.548	12505
	工具器具備品	0.017	0.025	0	0.558	12505
	土地	0.008	0.023	0	0.459	12505
ウェイト	建物・構築物	0.414	0.177	0	0.971	12505
	機械装置	0.263	0.216	0	0.927	12505
	船舶・車両運搬具	0.024	0.092	0	0.969	12505
	工具器具備品	0.113	0.122	0	0.944	12505
	土地	0.187	0.134	0	0.917	12505
キャッシュフロー比率		0.121	0.296	-6.079	13.307	12505
有利子負債比率		1.170	1.913	0	21.686	12505

(4) 1998-2004年度

変数名		平均値	標準偏差	最小値	最大値	観察数
(Tobin's $q-1$) $\times$ インフレーション・デフレータ		0.592	4.732	-3.499	59.527	15745
投資率 $\times$ ウェイト	建物・構築物	0.029	0.050	0	0.708	15745
	機械装置	0.025	0.038	0	0.680	15745
	船舶・車両運搬具	0.002	0.012	0	0.418	15745
	工具器具備品	0.016	0.030	0	0.600	15745
	土地	0.009	0.027	0	0.396	15745
ウェイト	建物・構築物	0.406	0.173	0	0.992	15745
	機械装置	0.232	0.212	0	0.961	15745
	船舶・車両運搬具	0.017	0.075	0	0.958	15745
	工具器具備品	0.120	0.134	0	1.000	15745
	土地	0.226	0.160	0	0.959	15745
キャッシュフロー比率		0.119	0.443	-5.119	23.350	15745
有利子負債比率		0.831	1.478	0	21.169	15745

表4-3: Multiple q による

(1) 1982—86年度

	(a) 比例方式		(b) 簿価方式		(c) ゼロ方式		
	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	
γ	建物・構築物	1.331 (4.98)***	1.736 (6.58)***	4.558 (7.95)***	5.491 (10.10)***	3.337 (4.77)***	4.620 (7.23)***
	機械装置	0.401 (4.20)***	0.416 (4.56)***	-0.212 (1.39)	-0.317 (2.34)**	1.882 (2.31)**	0.618 (0.82)
	船舶・車両運搬具	0.491 (0.84)	0.689 (1.21)	0.699 (1.32)	0.677 (1.32)	1.748 (1.47)	2.005 (1.73)*
	工具器具備品	0.012 (0.37)	0.025 (0.76)	12.051 (7.98)***	14.974 (10.37)***	24.074 (10.00)***	32.383 (14.65)***
	土地	3.906 (5.26)***	3.532 (4.86)***	2.358 (3.40)***	1.994 (3.00)***	5.042 (5.11)***	5.336 (5.70)***
$-\gamma * a$	建物・構築物	-1.443 (0.93)	-6.097 (6.12)***	-0.461 (0.31)	-0.806 (0.94)	1.251 (0.83)	4.442 (5.37)***
	機械装置	-3.528 (2.06)**	-9.003 (8.94)***	-3.037 (1.81)*	-4.027 (4.72)***	1.660 (1.00)	1.899 (2.28)**
	船舶・車両運搬具	2.260 (0.83)	-0.441 (0.25)	-0.222 (0.09)	2.045 (1.35)	3.010 (1.01)	6.020 (4.45)***
	土地	1.130 (0.70)	-6.476 (6.40)***	0.289 (0.18)	-2.339 (2.67)***	1.758 (1.13)	2.651 (3.19)***
	キャッシュフロー比率	1.207 (8.22)***	1.895 (13.53)***	1.470 (9.21)***	2.267 (15.13)***	1.999 (9.71)***	3.119 (17.12)***
有利子負債比率	0.334 (10.81)***	0.333 (15.13)***	0.368 (11.72)***	0.310 (13.97)***	0.480 (11.18)***	0.325 (11.57)***	
観察数	7833	7833	7825	7825	7828	7828	
企業数	1672	1672	1670	1670	1668	1668	
決定係数: within	0.10	0.10	0.13	0.12	0.13	0.12	
決定係数: between	0.13	0.27	0.17	0.29	0.22	0.39	
決定係数: overall	0.07	0.18	0.12	0.21	0.16	0.27	
H_{A0} : all $\gamma_j = \gamma$	18.05 ***	88.19 ***	42.35 ***	271.46 ***	18.76 ***	176.16 ***	
H_{B0} : all $\gamma_j = \gamma$ & $a_j = a$	12.71 ***	122.88 ***	25.26 ***	298.80 ***	10.94 ***	217.93 ***	
Hausman Test	687.99 ***		577.48 ***		349.43 ***		

(2) 1987—91年度

		(a) 比例方式		(b) 簿価方式		(c) ゼロ方式	
		固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果
γ	建物・構築物	-0.020 (1.31)	-0.004 (0.26)	4.586 (6.49)***	6.059 (8.95)***	4.783 (7.25)***	7.023 (11.33)***
	機械装置	0.626 (2.51)**	0.786 (3.11)***	0.427 (0.44)	0.276 (0.29)	0.085 (0.09)	-0.140 (0.16)
	船舶・車両運搬具	-0.019 (2.08)**	-0.035 (3.75)***	-1.890 (4.19)***	-2.466 (5.52)***	10.900 (6.36)***	10.184 (6.03)***
	工具器具備品	0.614 (14.38)***	0.399 (9.64)***	30.363 (9.61)***	32.174 (10.67)***	22.958 (8.19)***	26.357 (10.16)***
	土地	21.604 (15.56)***	20.884 (15.05)***	17.247 (12.38)***	16.040 (11.66)***	13.788 (10.22)***	13.652 (10.45)***
$-\gamma^*a$	建物・構築物	-8.944 (4.55)***	-9.080 (7.67)***	-6.183 (3.00)***	0.106 (0.09)	-0.255 (0.15)	3.182 (3.37)***
	機械装置	-10.701 (4.72)***	-12.092 (9.60)***	-7.876 (3.31)***	-3.544 (2.93)***	-1.816 (0.96)	-0.893 (0.90)
	船舶・車両運搬具	-13.338 (4.02)***	-3.677 (1.64)	-38.882 (13.19)***	-17.604 (9.14)***	11.149 (3.28)***	6.606 (3.54)***
	土地	4.429 (2.00)**	-2.835 (2.21)**	2.722 (1.18)	4.679 (3.74)***	4.827 (2.58)***	2.790 (2.75)***
	キャッシュフロー比率	1.939 (9.03)***	3.657 (18.67)***	2.746 (12.48)***	4.432 (22.23)***	3.975 (14.95)***	5.628 (24.37)***
有利子負債比率		0.15 (3.84)***	0.29 (10.38)***	0.35 (9.20)***	0.33 (11.54)***	0.23 (4.94)***	0.24 (6.96)***
観察数		8762	8762	8763	8763	8749	8749
企業数		1913	1913	1908	1908	1905	1905
決定係数: within		0.17	0.15	0.20	0.18	0.17	0.16
決定係数: between		0.10	0.30	0.06	0.33	0.17	0.37
決定係数: overall		0.12	0.25	0.06	0.26	0.15	0.30
$H_{A0}: all \ \gamma_j = \gamma$		117.02 ***	349.56 ***	85.06 ***	409.00 ***	28.65 ***	140.54 ***
$H_{B0}: all \ \gamma_j = \gamma \ \& \ a_i = a$		83.92 ***	447.52 ***	98.61 ***	638.11 ***	20.33 ***	223.68 ***
Hausman Test		1257.89 ***		668.58 ***		199.67 ***	

(注) * 10%水準で有意, ** 5%水準で有意, *** 1%水準で有意. ()内は t 値の絶対値.

投資関数の推計結果-OLS-

(3) 1992-1997年度

	(a) 比例方式		(b) 簿価方式		(c) ゼロ方式	
	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果
γ						
建物・構築物	0.392 (3.52)***	0.459 (4.15)***	1.243 (3.06)***	1.574 (4.05)***	3.322 (6.82)***	3.565 (7.90)***
機械装置	-0.020 (0.79)	-0.026 (1.05)	0.045 (0.34)	-0.012 (0.09)	0.233 (0.31)	-0.285 (0.40)
船舶・車両運搬具	0.173 (0.98)	0.137 (0.78)	-0.045 (0.41)	-0.047 (0.43)	5.386 (3.82)***	4.940 (3.53)***
工具器具備品	0.144 (1.39)	0.140 (1.37)	17.840 (9.67)***	23.925 (13.65)***	25.794 (13.39)***	34.791 (19.55)***
土地	0.772 (1.82)*	1.052 (2.49)**	0.725 (1.67)*	0.902 (2.09)**	5.978 (5.38)***	6.314 (5.97)***
$-\gamma^*a$						
建物・構築物	-11.006 (8.60)***	-9.791 (11.92)***	-6.964 (5.66)***	-3.506 (4.58)***	3.192 (2.82)***	2.650 (4.02)***
機械装置	-14.866 (9.52)***	-12.943 (14.41)***	-8.271 (5.50)***	-5.975 (7.25)***	0.872 (0.65)	0.231 (0.33)
船舶・車両運搬具	28.116 (9.01)***	8.063 (4.11)***	-15.025 (6.98)***	-8.575 (5.77)***	23.132 (9.77)***	11.218 (7.80)***
土地	-11.510 (8.45)***	-10.220 (11.63)***	-7.083 (5.39)***	-3.760 (4.52)***	1.750 (1.46)	1.014 (1.43)
キャッシュフロー比率	1.778 (15.44)***	2.169 (20.78)***	2.291 (17.48)***	2.551 (22.03)***	2.993 (21.06)***	3.212 (27.78)***
有利子負債比率	0.199 (6.65)***	0.228 (10.05)***	0.266 (8.16)***	0.275 (11.60)***	0.200 (5.05)***	0.162 (5.82)***
観察数	12497	12497	12495	12495	12505	12505
企業数	2278	2278	2278	2278	2279	2279
決定係数: within	0.10	0.09	0.10	0.10	0.14	0.13
決定係数: between	0.06	0.21	0.14	0.25	0.11	0.33
決定係数: overall	0.04	0.17	0.11	0.20	0.09	0.28
$H_{AO}: all \gamma_j = \gamma$	4.82 ***	27.44 ***	28.69 ***	222.77 ***	36.97 ***	317.53 ***
$H_{BO}: all \gamma_j = \gamma \ \& \ a_j = a$	33.90 ***	162.04 ***	19.64 ***	256.57 ***	37.84 ***	414.94 ***
Hausman Test	351.35 ***		246.03 ***		255.5 ***	

(4) 1998-2004年度

	(a) 比例方式		(b) 簿価方式		(c) ゼロ方式	
	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果
γ						
建物・構築物	0.038 (5.23)***	0.065 (9.36)***	0.216 (2.19)**	0.251 (2.56)**	6.629 (9.65)***	7.133 (11.04)***
機械装置	0.004 (2.04)**	0.004 (2.20)**	0.455 (0.78)	0.745 (1.30)	-3.680 (3.64)***	-2.969 (3.10)***
船舶・車両運搬具	0.001 (0.05)	-0.001 (0.13)	0.000 (2.19)**	0.000 (4.01)***	-0.437 (0.16)	-0.137 (0.05)
工具器具備品	0.470 (7.53)***	0.491 (7.96)***	0.215 (1.59)	0.281 (2.08)**	28.971 (18.73)***	35.514 (25.06)***
土地	0.001 (0.30)	0.002 (0.86)	0.002 (0.75)	0.004 (1.58)	1.694 (1.65)*	1.918 (1.96)*
$-\gamma^*a$						
建物・構築物	-15.876 (13.53)***	-15.140 (19.74)***	-11.894 (9.80)***	-11.194 (15.80)***	-2.049 (1.73)*	-1.975 (3.15)***
機械装置	-20.739 (14.54)***	-17.998 (21.25)***	-15.544 (10.24)***	-13.403 (17.26)***	-6.346 (4.56)***	-3.576 (5.40)***
船舶・車両運搬具	12.148 (3.07)***	-6.343 (2.80)***	-7.470 (1.87)*	-11.371 (5.49)***	-5.811 (1.61)	-4.312 (2.52)**
土地	-17.375 (15.88)***	-16.171 (22.44)***	-12.217 (10.99)***	-11.458 (17.43)***	-3.857 (3.51)***	-3.062 (5.17)***
キャッシュフロー比率	0.634 (12.65)***	0.941 (20.36)***	1.014 (10.53)***	1.653 (21.07)***	1.157 (10.14)***	2.144 (26.10)***
有利子負債比率	0.000 0.00	0.102 (4.03)***	0.140 (3.72)***	0.176 (6.52)***	0.171 (3.75)***	0.221 (6.67)***
観察数	15733	15733	15736	15736	15745	15745
企業数	2529	2529	2528	2528	2527	2527
決定係数: within	0.06	0.05	0.04	0.04	0.08	0.07
決定係数: between	0.18	0.38	0.27	0.39	0.43	0.54
決定係数: overall	0.09	0.22	0.14	0.23	0.23	0.33
$H_{AO}: all \gamma_j = \gamma$	29.34 ***	214.27 ***	2.27 ***	16.21 ***	78.20 ***	516.84 ***
$H_{BO}: all \gamma_j = \gamma \ \& \ a_j = a$	29.22 ***	257.53 ***	3.40 ***	30.17 ***	46.59 ***	544.07 ***
Hausman Test	1788.38 ***		266.57 ***		262.54 ***	

表 4-4: Multiple q による投資

	(1) 1982-86年度			(2) 1987-91年度		
	(a) 比例方式	(b) 簿価方式	(c) ゼロ方式	(a) 比例方式	(b) 簿価方式	(c) ゼロ方式
γ						
建物・構築物	8.369 (1.42)	10.450 (1.70)*	30.068 (3.55)***	2.513 (0.63)	99.927 (2.31)**	49.432 (2.47)**
機械装置	-0.517 (0.12)	14.549 (3.70)***	3.882 (0.63)	-1.356 (0.32)	-27.210 (0.58)	-20.199 (2.11)**
船舶・車両運搬具	-1.693 (0.26)	-0.079 (0.09)	0.641 (0.32)	-0.380 (1.53)	11.594 (1.91)*	30.894 (1.69)*
工具器具備品	-0.552 (0.13)	7.288 (1.65)*	36.281 (2.53)**	-0.166 (0.35)	175.702 (1.74)*	111.922 (2.81)***
土地	33.436 (2.15)**	1.567 (0.24)	2.966 (0.28)	63.988 (2.02)**	29.168 (0.64)	23.578 (0.52)
$-\gamma * a$						
建物・構築物	-5.588 (1.75)*	4.250 (1.45)	7.696 (2.45)**	-9.846 (2.13)**	13.251 (0.53)	17.053 (2.53)**
機械装置	-5.861 (1.74)*	-9.887 (2.96)***	5.904 (1.66)*	-8.797 (1.68)*	28.155 (1.39)	23.381 (3.28)***
船舶・車両運搬具	-5.746 (1.74)*	-3.898 (1.58)	7.369 (2.50)**	5.224 (0.68)	36.353 (2.18)**	19.963 (1.82)*
土地	-0.423 (0.11)	-11.876 (2.72)***	4.050 (1.25)	-14.106 (1.63)	15.450 (0.70)	13.834 (1.40)
キャッシュフロー比率	11.973 (2.28)**	7.296 (3.39)***	10.924 (5.16)***	14.859 (4.20)***	-7.278 (0.61)	4.481 (1.52)
有利子負債比率	0.370 (1.59)	0.306 (1.72)*	0.656 (2.61)***	1.455 (3.52)***	1.532 (1.99)**	1.211 (2.25)**
観察数	7833	7825	7828	8762	8763	8749
企業数	1672	1670	1668	1913	1908	1905
Allerano Bond AR(2) test	-1.91 *	-2.03 **	-2.55 **	0.33	1.53	1.44
p-values of Sagan test	0.374	0.013	0.411	0.079	0.112	0.111
$H_{A0}: \text{all } \gamma_j = \gamma$	6.25	30.13 ***	31.63 ***	6.09	17.13 **	25.49 ***
$H_{B0}: \text{all } \gamma_j = \gamma \ \& \ a_j = a$	13.25 *	49.61 ***	38.58 ***	12.00	25.89 *	31.53 ***

(注) * 10%水準で有意, ** 5%水準で有意, *** 1%水準で有意. ()内は t 値の絶対値.

関数の推計結果-System GMM-

(3) 1992-97年度			(4) 1998-2004年度		
(a) 比例方式	(b) 簿価方式	(c) ゼロ方式	(a) 比例方式	(b) 簿価方式	(c) ゼロ方式
-3.581	14.887	24.574	0.910	0.596	19.838
(0.43)	(0.88)	(2.35)**	(0.69)	(0.30)	(3.44)***
-0.295	0.463	54.517	-0.123	0.295	-6.481
(0.25)	(0.06)	(2.56)**	(0.91)	(0.07)	(0.93)
-4.281	0.651	-18.649	-0.179	0.001	-4.421
(0.21)	(0.19)	(0.73)	(0.68)	(0.29)	(0.87)
-0.258	93.196	55.886	2.022	0.762	61.981
(0.02)	(2.15)**	(2.18)**	(1.09)	(0.26)	(3.38)***
21.046	21.409	59.186	0.169	0.011	2.744
(0.66)	(0.65)	(2.04)**	(0.22)	(0.12)	(0.44)
-26.175	10.615	4.978	-17.212	-5.858	5.362
(2.99)***	(1.31)	(1.52)	(2.49)**	(2.41)**	(1.75)*
-27.715	13.931	-1.655	-17.172	-7.473	6.406
(3.15)***	(1.84)*	(0.37)	(2.55)**	(2.77)***	(1.99)**
-25.083	11.118	7.732	-0.972	-6.896	6.038
(2.91)***	(1.48)	(2.02)**	(0.12)	(2.94)***	(2.08)**
-17.145	3.443	-1.084	-17.926	-8.190	5.300
(1.80)*	(0.34)	(0.24)	(2.67)***	(3.01)***	(1.85)*
-1.070	27.084	3.791	1.743	2.258	2.020
(0.37)	(4.86)***	(1.56)	(3.28)***	(1.61)	(2.92)***
-0.006	1.339	0.612	0.557	0.199	0.212
(0.04)	(2.07)**	(2.00)**	(2.29)**	(0.95)	(1.01)
12497	12495	12505	15733	15736	15745
2278	2278	2279	2529	2528	2527
0.29	-0.89	0.7	0.83	0.94	-0.91
0.469	0.99	0.484	0.251	0.201	0.941
0.84	7.50	7.83	2.77	0.32	26.67
7.29	8.65	19.04	4.42	3.99	31.40
		***			***

図 4-1: 期首モデルの資本ストック

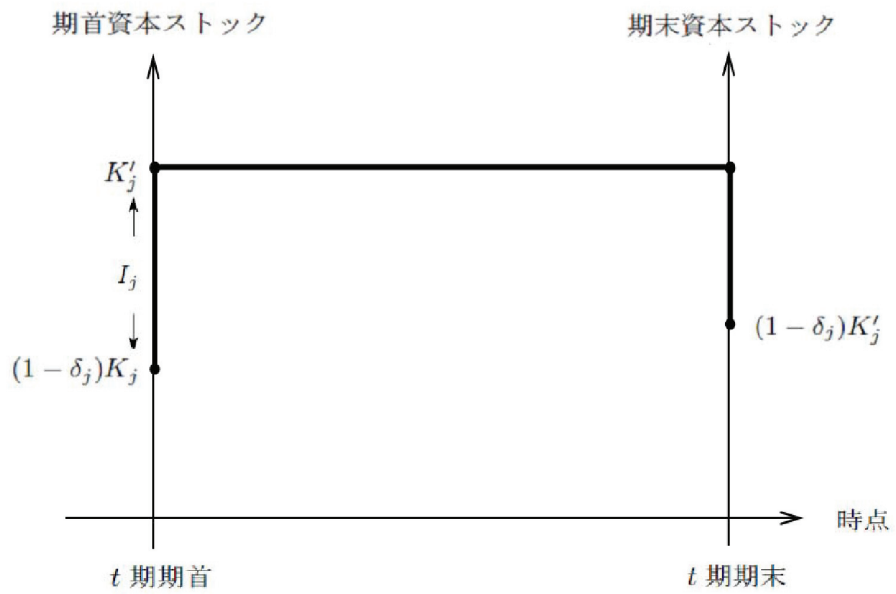


図 4-2: 期末モデルの資本ストック

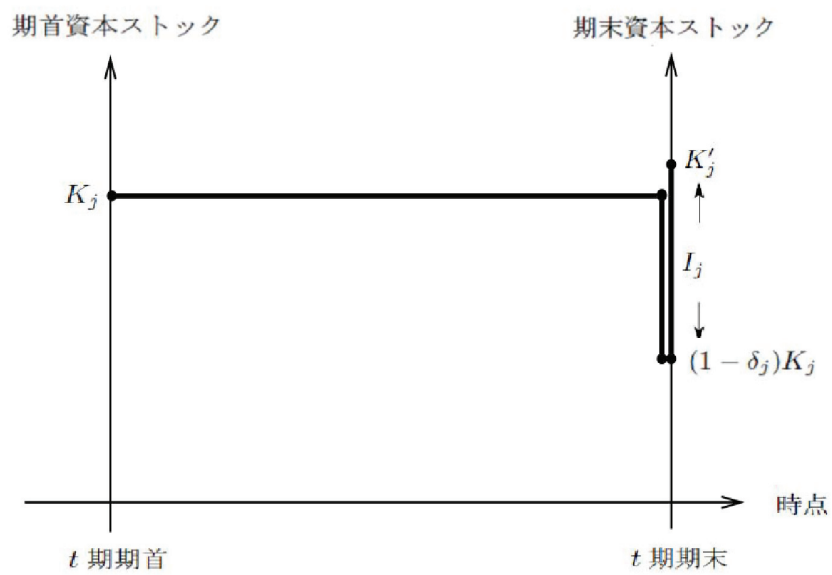
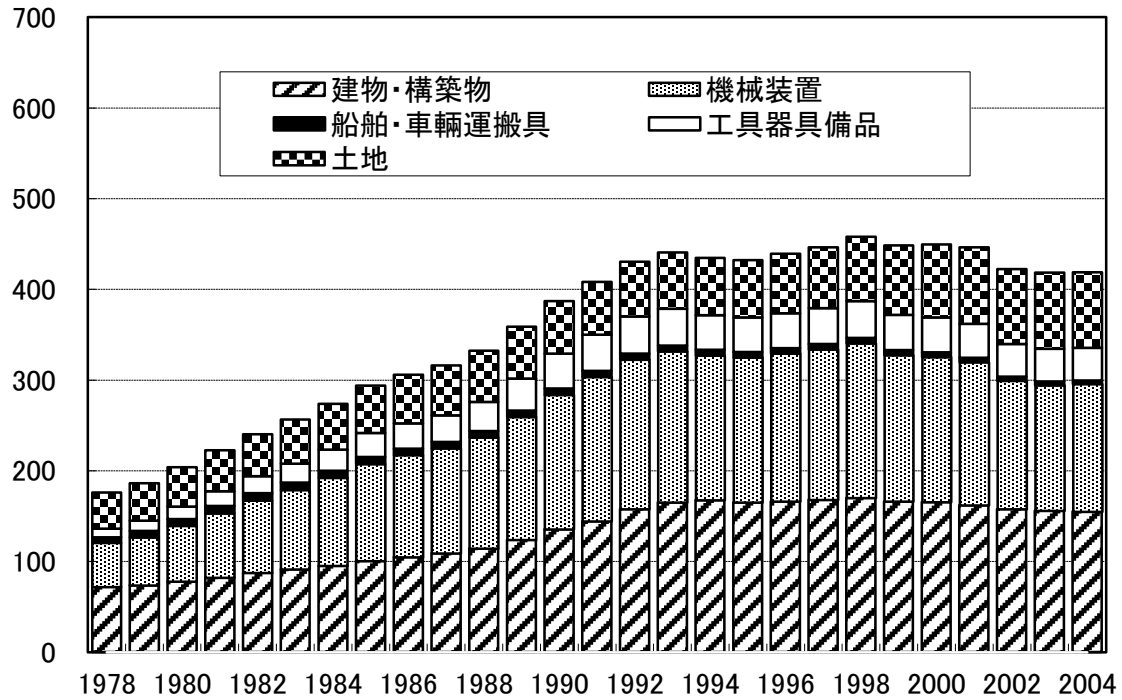
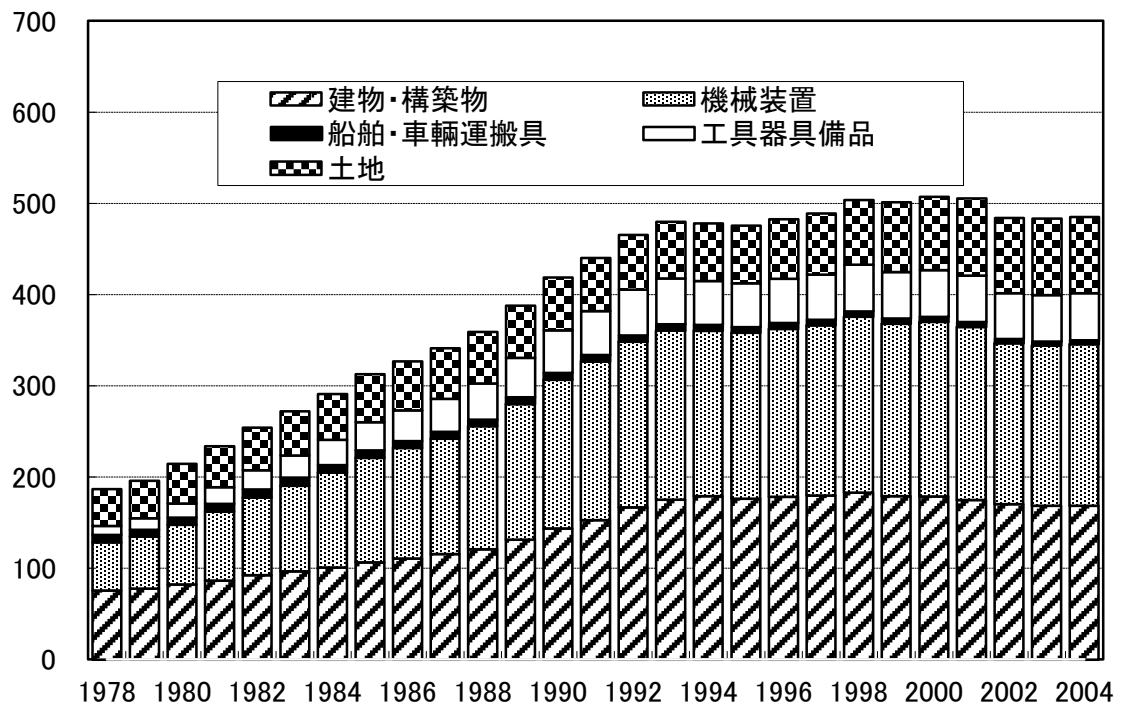


図4-3:実質資本ストック

(a) 比例方式



(b) 簿価方式



の推移(平均値, 億円)

(c) ゼロ方式

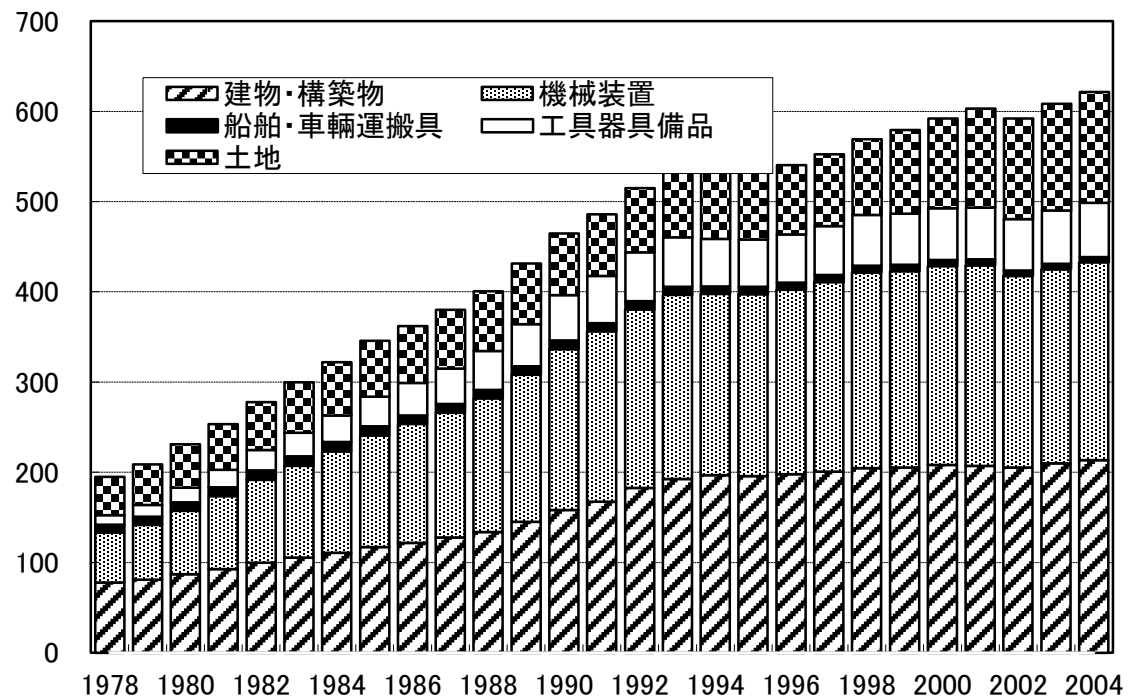


図4-4:有形固定資産・簿価の推移(平均値, 億円)

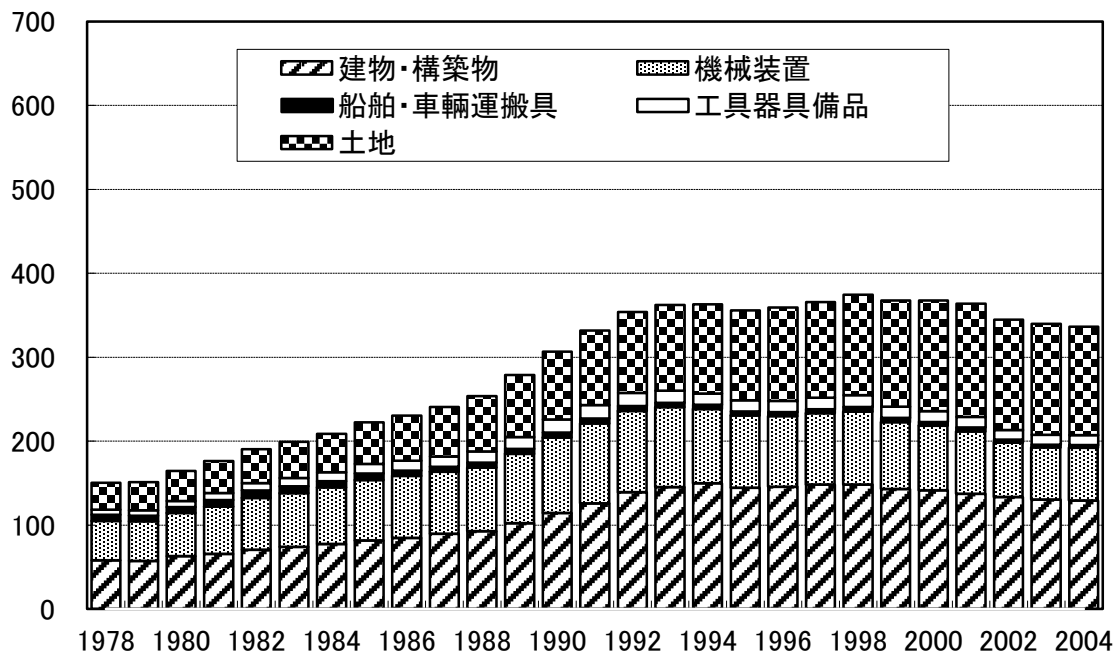
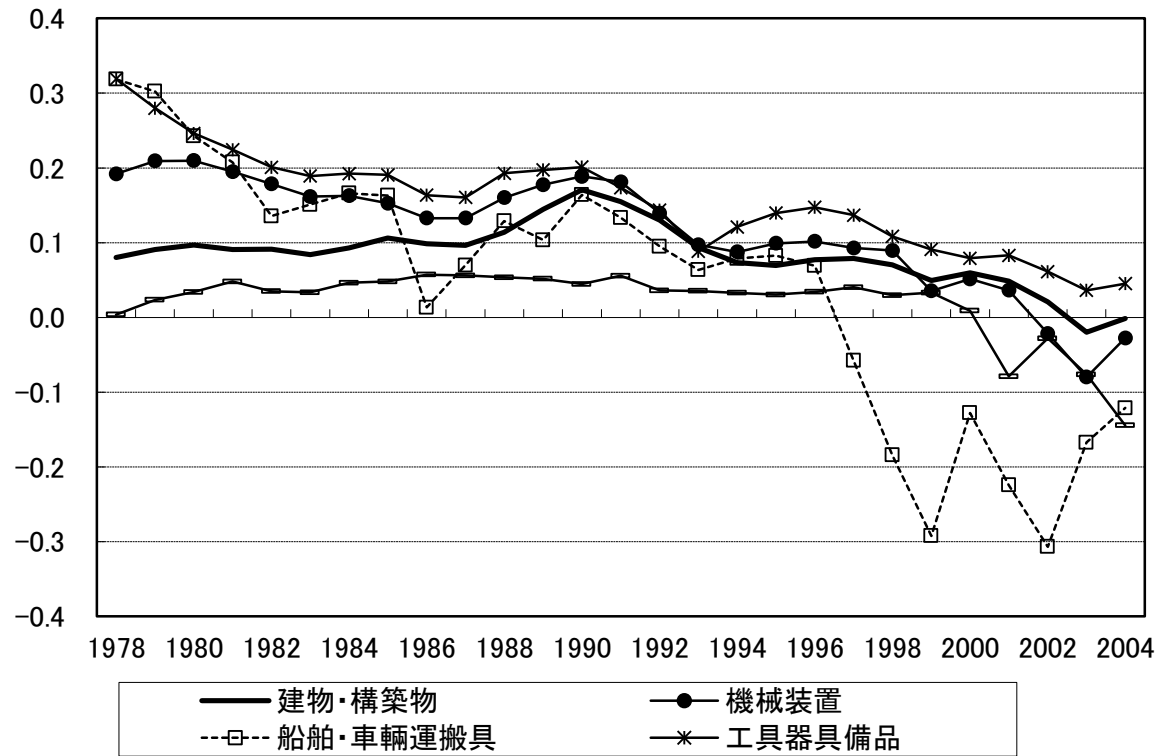
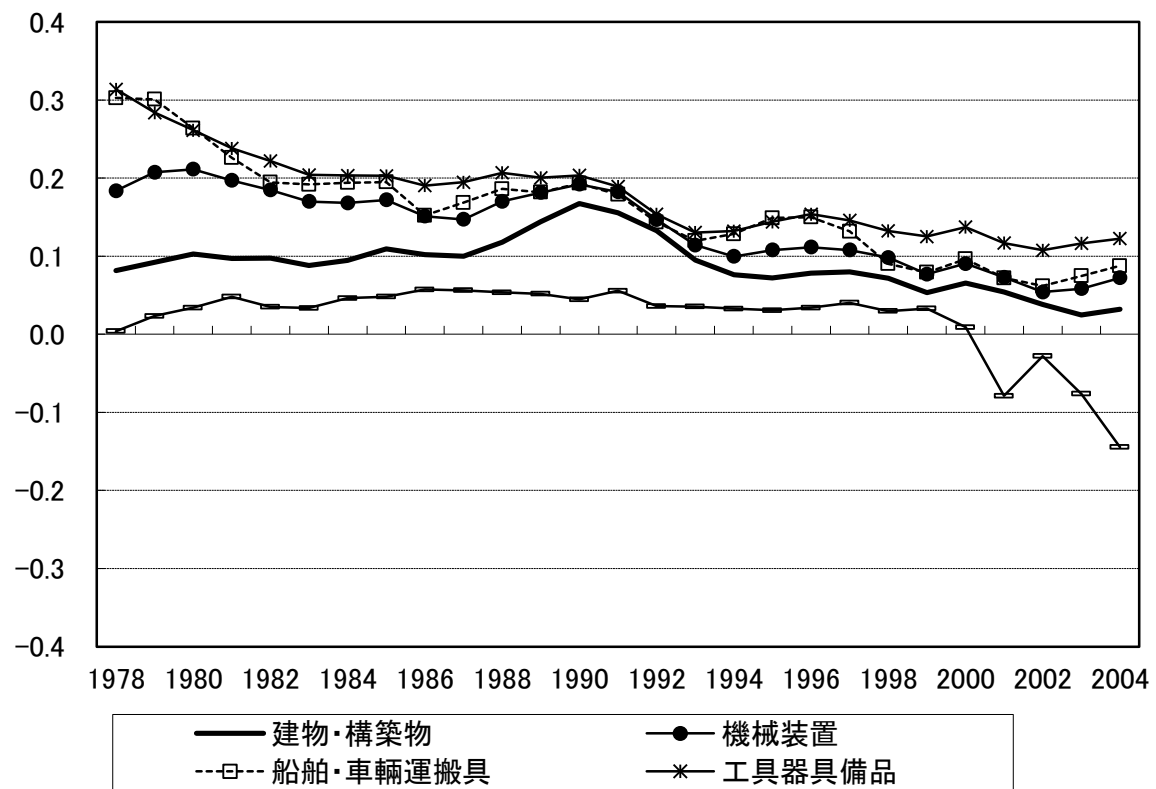


図 4-5: 各資本財の投

(a) 比例方式



(b) 簿価方式



資率の推移(平均値)

(c) ゼロ方式

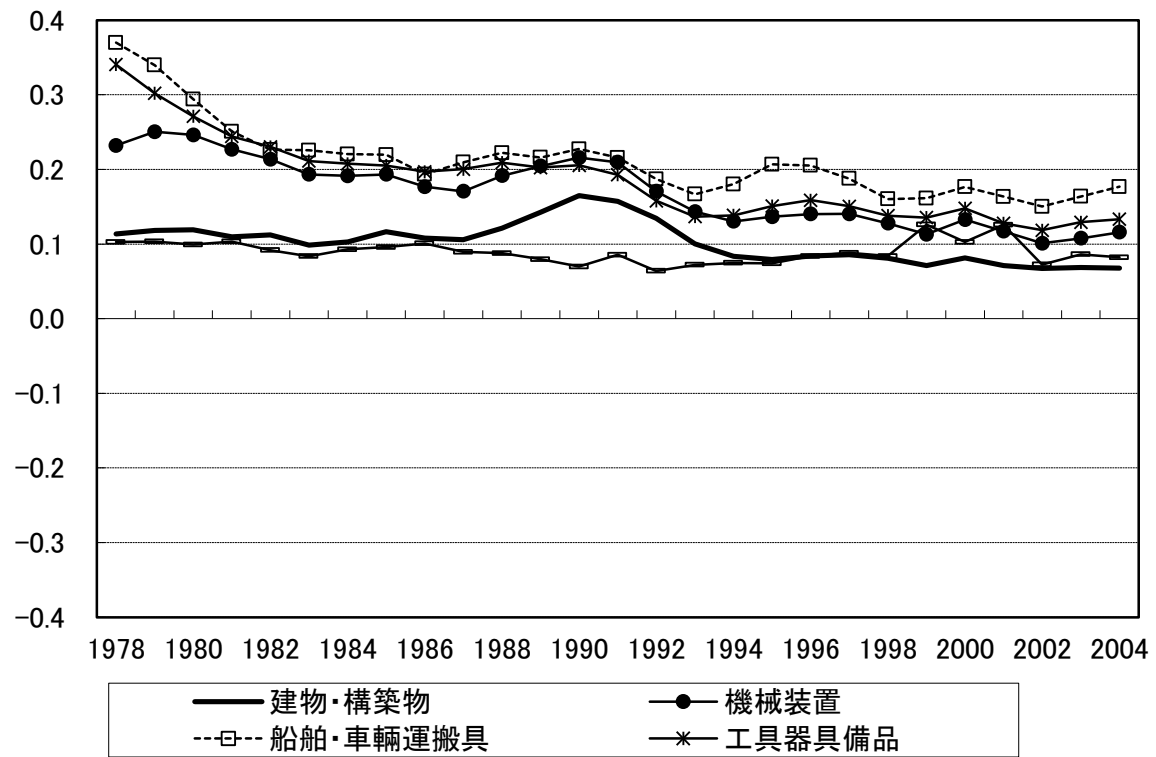
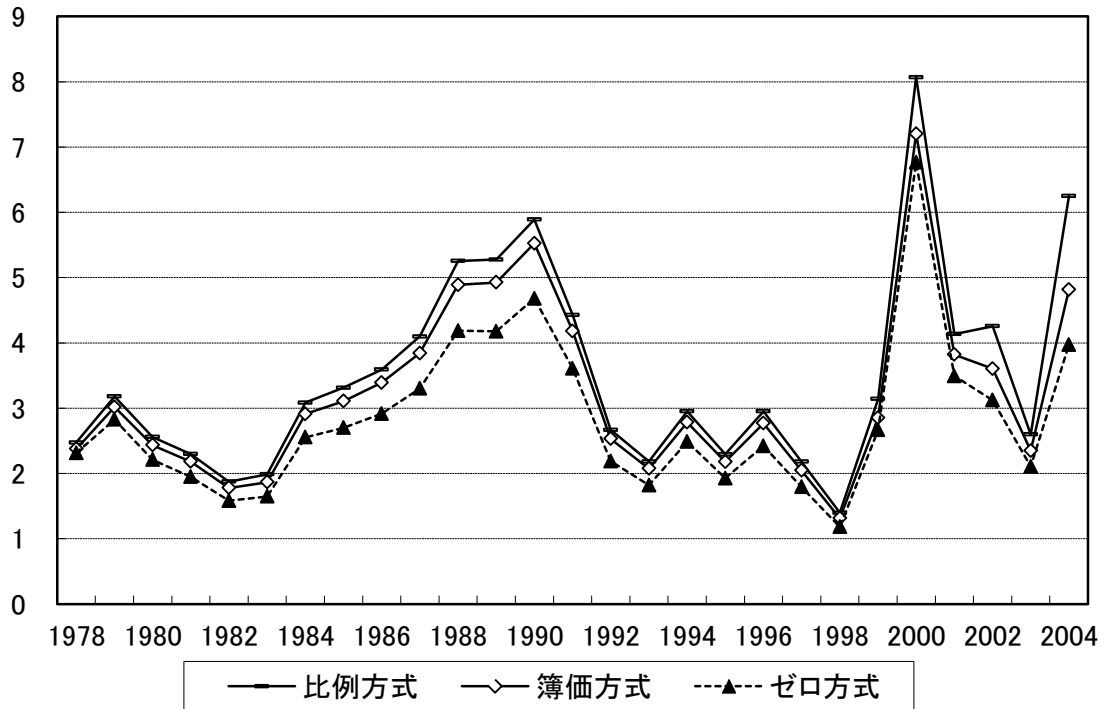
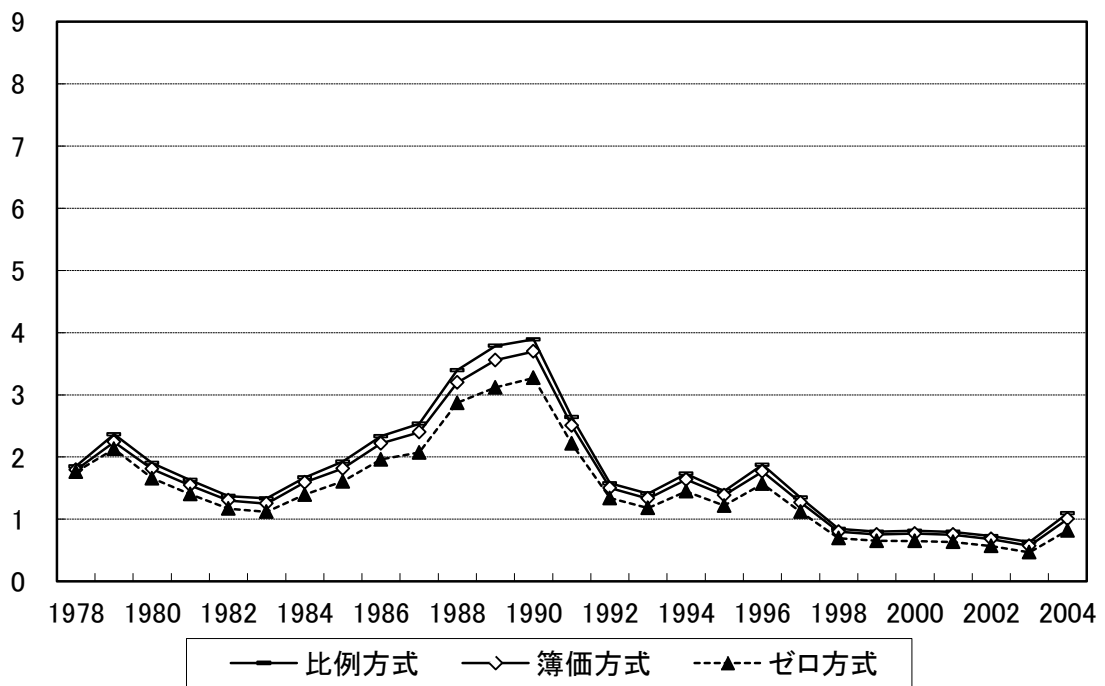


図4-6: Total q (平均値)の推移図4-7: Total q (中央値)の推移

第5章：有形資本ストックの多様性・異質性 —TobinのMultiple q の投資関数による検証—¹

1. はじめに

資本理論(capital theory)や投資理論(investment theory)は経済学においてもその体系の草創期以来最も注目を浴びてきた分野の1つであり、K. マルクスの『資本論』やベーム＝バヴェルクに代表されるオーストリア学派を始めとして、1960年代に展開されたCambridge-Cambridge論争を通じて、当代を牽引する経済学者の多くが率先してチャレンジしてきた問題といえる。その際、資本の固定性や多様性・異質性は、生産要素としての労働と対比した場合に、最も重要な特性と整理することができる。本章では、その資本の固定性・異質性をめぐる実証分析を行う。

本章の問題意識も、浅子・國則・井上・村瀬(1989, 1997)や前章に準じて、複数種類の資本ストックを異質なものとする枠組みに基づいた投資関数を推計することにあるが、本章では、とりわけ資本ストックの中でもどれとどれが異質で単純に集計できないかに注目する。すなわち、浅子・國則・井上・村瀬(1989, 1997)では、生産要素として建物・構築物や機械装置などの通常の資本ストックと土地とを異質な資本財と前提して、全体としてのTobinの q (Total q)に占めるそれぞれの資本ストックの貢献部分(Partial q)の計測を直接の目的とし、前章ではバブル経済崩壊後の過剰設備の解消過程での資本財別投資行動の解明を目指したのであって、必ずしも複数の資本ストックが同質か否かの検証を主要な目的としたものではない。

前章の2節でまとめたように、Erickson and Whited (2000)は、 q 理論に実証分析上の問題が生じる理由は、次の3つのいずれかであると指摘している。すなわち、第1に、経営者の将来利潤に対する期待のみが投資を決めるという q 理論のアイデアそのものが、現実の投資行動と整合的でない。第2に、限界 q の内生性や非線形回帰の必要性など、平均 q による線形の投資関数を導く計量経済学的な諸前提が誤っている。そして第3の理由は、限界 q の代理変数としての平均 q の計測誤差に問題がある、というものである。そこで、前章では、第4の可能性として、調整費用に関する資本財の多様性・異質性の存在に注目した。

¹ 本章は、浅子・外木(2010)「資本ストックの異質性とMultiple q 」『経済研究』Vol.61, No.4に掲載されたものについて、本論文の構成に合うよう筆者による若干の修正が行われたものである。

q 理論の限界を克服しようとする新たな理論的枠組みが提案されたことや事業所個票データの利用が可能になったことから、1980年代後半から2000年代前半にかけての設備投資研究は理論・実証両面で大いに前進した²。こうした進展を総括する意味で、Cooper and Haltiwanger (2006)は、 q 理論に加え、 q 理論のオルタナティブとして登場した新たな枠組みをすべて特殊ケースとして包含する一般的な調整費用関数を提示し、そのパラメータを推定することによって各理論的枠組みの相互比較を試みている³。すなわち、凸型の調整費用に加えて、固定的費用、投資の非対称性、非可逆性等の要素を織り込んだ調整費用モデルとデータとの妥当性を、SMM (Simulated Method of Moment) によって検証したところ、結果的に様々なタイプのモデルを組み合わせることで、ようやく現実のデータに対する相応の説明力を確保できたと報告した。この帰結に対して、Cooper and Haltiwanger (2006)は、異なるタイプの資本には異なる調整過程が対応していると考えられ、資本財ごとのデータが入手できない限り、ハイブリッドタイプのモデルが有効になると総括した。このロジックを敷衍すると、資本財ごとのデータが利用可能ならば、資本財別に包括的な調整費用を想定した構造モデルによる推計が望まれることになる。

しかし、Cooper and Haltiwanger (2006)流のハイブリッドモデルを構造推計には、次元の呪い (Curse of Dimension) の問題が伴う。日本の上場企業財務データは資本ストックに関し豊富な情

² 詳しいサーベイは、浅子・外木・中村(2014)を参照。

³ 推計された包括的な調整費用の形状は、以下の通りである。

$$\begin{aligned}
 V(A, K) &= \max\{V^b(A, K), V^s(A, K), V^i(A, K)\} \\
 \text{where } V^b(A, K) &= \max_{K'} [\mu AK^\alpha - FK - \frac{\gamma}{2} \left(\frac{K' - (1 - \delta)K}{K} \right)^2 K - p_b(K' - (1 - \delta)K) \\
 &\quad + \beta E_{A'|A} \{V(A', K')\}], \\
 V^s(A, K) &= \max_{K'} [\mu AK^\alpha - FK - \frac{\gamma}{2} \left(\frac{K' - (1 - \delta)K}{K} \right)^2 K - p_s(K' - (1 - \delta)K) \\
 &\quad + \beta E_{A'|A} \{V(A', K')\}], \quad \text{and} \\
 V^i(A, K) &= AK^\alpha + \beta E_{A'|A} \{V(A', (1 - \delta)K)\} \\
 &\quad \text{with } 0 \leq \mu \leq 1, \quad F \geq 0, \quad p_s/p_b \leq 1.
 \end{aligned}$$

報を開示しており、主要な償却資産だけでも、建物、構築物、機械装置、船舶、車両運搬具、工具器具備品があり、土地を加えると 7 種類になる。このため各資本財について、凸型調整費用に加えて固定費用や資本の非対称性等の様々なパラメータを導入していくと、推計しなければならないパラメータの数が数十となり、たとえ近年のコンピュータの計算能力の増進があるとはいっても、計算負荷が大き過ぎる。

前章では、日本の上場企業の財務データを用いて Multiple q の枠組みに従った投資関数を推計し、資本財別の投資行動の考察を通じて、1990 年代半ば以降の過剰設備の解消過程がスムーズな凸型の調整費用関数に従ったものであるかを検証しているが、本章では、資本ストックごとの多様性・異質性を検証し、あわせて非線型の調整費用関数に拡張した分析も行う。ただし、その拡張では、次元の呪いの問題から、いきなり包括的な調整費用を導入するのではなく、凸型調整費用を出発点にした分析を進める。前章の推計結果から、Single q よりも Multiple q による投資関数が望ましいという結果が得られ、幾つかの財で凸型調整費用のパラメータが有意に推定されていることから、今後の研究課題として最終的には包括的な調整費用の構造推計を目的としつつも、それに至る 1 つの方向性として有力な拡張の方向性であると考えられる⁴。

総投資に関する非線形投資関数を推計した Barnett and Sakellaris(1998)や Honda and Suzuki(2000)といった多くの実証研究では、 q の分布の両端で q に対し非感応的な部分を持ち、 q の分布の内側では投資率と線形関係を持つロジスティック曲線に似た S 字型の投資関数を観測している⁵。本章では、同様の S 字型投資関数が、資本財の多様性を考慮しても得られるのかを分析することになる。

加えて本章では、同じ凸型の調整費用のパラメータ値で説明できる投資財の組み合わせはどれか、また凸型調整費用で説明可能な投資範囲はどこかを探ることで、Multiple q からの拡張を行っていく。なお、前章では、各資本財の設備投資データの作成にあたり、売却・除却設備の残存価値の評価を巡って 3 通りのデータ構築法を併用し、それらの推計結果を比較することにより資本財の新規取得行動と売却・除却行動の間に見られる非対称性に注目しているが、本章でも

⁴ Tonogi, Nakamura and Asako(2013)では、本章とは別なアプローチを取り、理論的なモデル構造は仮定せずに、データの統計的処理としての因子分析によって、投資率が同じ共通因子に同時に反応する資本財の組合せを探っている。

⁵ 非線形投資関数についてのサーベイは、浅子・外木・中村(2014)の第 3 節を参照されたい。

これを踏襲する。

以下本章の構成は次の通りである。第2節では、本章の分析の基本形となるスムーズで凸型の調整費用関数を前提とした投資関数の導出と、Total q と Partial q との関係式について導出する。第3節ではデータの作成方法の概要と資本ストックの資本財別構成比の動きについて述べる。第4節において資本ストックの多様性・異質性の検証方法を考察し、第5節において資本ストックの多様性・異質性に関する検証結果を整理する。第6節では、非線型の調整費用関数を考察し、基本形であるスムーズで凸型の調整費用関数との結果を比較する。第7節では、第5節と第6節の推計結果を用いて、Multiple q の枠組みでの各資本ストックの Partial q を試算する。第8節は、本章の結語部分である。

2. Multiple q の枠組みによる投資関数

本章の分析の目的は、生産要素として建物・構築物や機械装置などの通常の資本ストックと土地を考え、資本ストックの中でどれとどれが異質で単純に集計できないか仮説検定を行い、検出した異質性を考慮した上で、全体としての Tobin の q (Total q) に占めるそれぞれの資本ストックの貢献部分 (Partial q) を計測することにある。本節では、Multiple q の枠組みによる投資関数の理論を展開し、本章の分析の基本形となる投資の調整費用関数に対応する投資関数の推計式、各資本財の Partial q の定義式、そして Total q と Partial q との関係式について導出する。

2.1 凸型の調整費用関数と推計式

前章では、理論モデルとしての「期首モデル」と「期末モデル」の相違を指摘しつつ、最終的に実証分析の結果も踏まえて、「期首モデル」の定式化を採用している。以下本章でも、その結果を踏襲し、「期首モデル」に絞って考察する。すなわち、企業は期首に投資の意思決定を行うと同時に投資を実行し、新しい設備が当期中の生産にフルに寄与し、期末にはそっくり1期分減耗すると想定する。

資本ストックには n 種類あるとして、第 j 番目 ($j = 1, 2, \dots, n$) の資本財の前期末の資本ストックを $(1 - \delta_j)K_j$ ，当期首の投資後の資本ストックを K_j' ，当期末の資本ストックを $(1 - \delta_j)K_j'$ とする。 $\delta_j (j = 1, \dots, n)$ は各資本財の物理的減耗率であり、設備投資は

$$I_j = K_j' - (1 - \delta_j)K_j$$

で表される。

企業は每期、期首の経営環境(生産性ショック A)を観測したうえで、企業価値を最大化するよう投資の意思決定を行う。生産関数は n 個の資本ストックについて1次同次であると仮定する。投資の調整費用関数は資本財ごとに分離可能であり、各資本財については、まずは基本形としては、期末の資本ストックを基準とした投資率の2次関数として表される部分と期末資本ストックの規模との積として表現できるものと仮定する。すなわち、

$$\begin{aligned} C(K_1' - (1 - \delta_1)K_1, \dots, K_n' - (1 - \delta_n)K_n, K_1', \dots, K_n') \\ = \sum_{j=1}^n \frac{\gamma_j}{2} \left(\frac{K_j' - (1 - \delta_j)K_j}{(1 - \delta_j)K_j'} - a_j \right)^2 (1 - \delta_j)K_j' \quad \dots(5-1) \end{aligned}$$

とする。ただし、 $\gamma_j > 0$ は投資の調整費用の大小を左右するパラメータであり、以下で明らかにするように Tobin の q 理論による投資関数を特徴付ける上で重要な役割を果たす。 a_j は、調整費用が最小値をとる投資率に対応するパラメータであり、投資率が a_j から乖離するほど調整費用が増加する。

以上の前提の下での、各期の企業価値 V に関する最大化問題のベルマン方程式は、 β を割引ファクター、 E を期待値オペレータとして、

$$\begin{aligned} V(K_1, \dots, K_n, A) \\ = \max_{K_j'} \left[F(K_1', \dots, K_n', A) - C(K_1' - (1 - \delta_1)K_1, \dots, K_n' - (1 - \delta_n)K_n, K_1', \dots, K_n') \right. \\ \left. - \sum_{j=1}^n p_j (K_j' - (1 - \delta_j)K_j) + \beta E \{ V(K_1', \dots, K_n', A') \} \right] \quad \dots(5-2) \end{aligned}$$

と表される。ただし、 p_j は生産物価格をニューメールとした資本財 j の価格を表す。

包絡線の定理により、(5-2) 式において $K_j (j=1, \dots, n)$ について微分して整理すると、企業

価値の最大化条件

$$\frac{\partial V(K_1, \dots, K_n, A)}{\partial K_j} = (1 - \delta_j) \gamma_j \left(\frac{K_j' - (1 - \delta_j) K_j}{(1 - \delta_j) K_j'} - a_j \right) + (1 - \delta_j) p_j \quad \dots(5-3)$$

を得る. そして, 同次関数についてのオイラーの定理により

$$\sum_{j=1}^n \frac{1}{(1 - \delta_j)} \frac{\partial V(K_1, \dots, K_n, A)}{\partial K_j} (1 - \delta_j) K_j = V(K_1, \dots, K_n, A) \quad \dots(5-4)$$

が成立する. したがって, (5-3)式の右边を(5-4)式に従って集計して整理すると,

$$(q - 1)P = \sum_{j=1}^n \gamma_j \left(\frac{I_j}{(1 - \delta_j) K_j'} s_j \right) - \sum_{j=1}^n \gamma_j a_j s_j \quad \dots(5-5)$$

ただし,

$$\left\{ \begin{array}{l} q = \frac{V}{\sum_{j=1}^n p_j (1 - \delta_j) K_j} \\ P = \frac{\sum_{j=1}^n p_j (1 - \delta_j) K_j}{\sum_{j=1}^n (1 - \delta_j) K_j} = \sum_{j=1}^n p_j s_j \\ s_j = \frac{(1 - \delta_j) K_j}{\sum_{j=1}^n (1 - \delta_j) K_j} \end{array} \right. \quad \dots(5-6)$$

と, Multiple q の枠組みによる投資関数が導出される. ここで, q は n 種類の資本財を集計した資本ストックによる「平均 q 」, P は集計された資本ストックのインプリシット・デフレーターである. また,

s_j は集計された資本ストックに占める各資本財の構成比であり、かつ資本ストック別の投資率を集計する際の加重ウェイトでもある。

一般に、Multiple q の枠組みによる投資関数の推計には変数の定義も含めた(5-5)式の体系を用いる。 $q, P, \frac{I_j}{(1-\delta_j)K_j}, s_j$ が観測可能であることから、(5-5)式を推計することで、各資本財の調整コストのパラメータである $\gamma_j, -a_j \cdot \gamma_j$ を推計することができる。

2.2 Total q と Partial q

ここで、(5-3)、(5-4)、(5-5)式を用いて整理すると、若干の計算の後に

$$(q-1)P = \sum_{j=1}^n \left\{ \frac{1}{(1-\delta_j)} \frac{\partial V(K_1, \dots, K_n, A)}{\partial K_j} - p_j \right\} s_j \quad \dots(5-7)$$

が導かれる。つまり、 $(q-1)P$ は、各資本財の限界収益力から単位当たりの再調達価格(資本財価格)を差し引いた値である「資本の限界収益」ないし「資本の限界効率」を、集計された資本ストックに占める各資本財の構成比 s_j をウェイトとして加重平均した値と等しい。各資本財の限界収益力を資本財価格で除した

$$\frac{\partial V(K_1, \dots, K_n, A) / \partial K_j}{(1-\delta_j)p_j} \quad \dots(5-8)$$

は、浅子・國則・井上・村瀬(1989, 1997)において、各資本財の限界 q に相当する「Partial q 」と呼ばれた概念に対応するものである。資本財が複数あるなかで、1 つの資本財を取り出してその貢献部分を帰属させるものであり、資本財ごとの「偏 q 」ないし「周辺 q 」を示すものである。(5-8)式の表現で分母に資本減耗率が登場するのは、浅子・國則・井上・村瀬(1989, 1997)の理論分析が連続モデルの中で行われているのに対し、本章では期間分析の「期首モデル」に則っているからである。以下では、(5-8)式の表現で示される資本財 j の Partial q を q_j で表すものとする。

このとき、(5-7)式は

$$(q-1)P = \sum_{j=1}^n (q_j - 1)p_j s_j$$

または

$$q = \sum_{j=1}^n q_j \left(\frac{p_j s_j}{P} \right) \quad \dots(5-9)$$

と表せる。本章での平均 q は、すべての資本財を対象とした Tobin の q という意味で、浅子・國則・井上・村瀬(1989, 1997)では「Total q 」と呼ばれた。すなわち、この命名法によると、Multiple q の枠組みにおいては、Total q は各資本財の Partial q を各資本財の価格とインプリシット・デフレーター⁶の相対価格を踏まえた上で、各資本財のウェイト s_j で加重平均した値と等しい。(5-9)式に集約される理論的な関係は、資本財の多様性・異質性の程度を理解する上できわめて有用な関係である。

(5-5)式の投資関数を推計し、各資本財の調整コストのパラメータである γ_j や α_j の推計値が得られれば、(5-3)式を用いて、全体としての Tobin の q (Total q) に占めるそれぞれの資本ストックの貢献部分(Partial q)をである(5-8)式を計測することができる。

3. データ

3.1 データの作成方法

本章で利用するデータはすべて前章を踏襲している⁶。分析に使用する企業財務データは、日本政策投資銀行『企業財務データバンク』に収録された東証・大証・名証の各証券取引所一部・二部上場全企業の個別決算データである。上場廃止企業や新規上場企業もデータの存在する期間は分析対象とする非バランス型パネルデータであり、各企業の資本ストックデータは、1977年度以前から存在する企業については77年度を、それ以降に上場した企業については『企業財務データバンク』にデータが初めて収録された年度をベンチマーク・イヤーとする恒久棚卸法によ

⁶ 本節で言及しない決算期の扱い、土地を含む資本財別デフレーターや資本ストックの物理的減耗率、および各データソースの出典などの詳細については、そちらを参照されたい。同様に、基本統計量と時系列的な動きについても、前章を参照されたい。

り作成している。

「企業財務データバンク」の有形固定資産明細データに収録されている償却可能固定資産の種類は、分析対象外とした賃貸用固定資産とその他の償却資産を除くと、建物、構築物、機械装置、船舶（航空機を含む）、車両運搬具、工具器具備品の6分類であるが、このうち建物と構築物は投資率の相関が高いため、また船舶と車両運搬具については船舶を所有していない企業が多いため、それぞれ1つのまとまった資本財として扱うこととした。その結果、資本ストックおよび設備投資データは、「建物・構築物」、「機械装置」、「船舶・車両運搬具」、「工具器具備品」、そして「土地」の5種類の資本財について、前項で詳述した3通りの方式ごとに算出する。

3.2 実質資本ストックの資本財別構成比

以下では、各方式の1978年度～2004年度の推移を、民営化企業の勘定科目間の振替や事業会社の持株会社化による資本ストックの異常な減少の影響を取り除くため、各年度の上位下位0.5%に属するデータを除いた平均値で比較する。

実質資本ストックの資本財別の構成比を見ると、ゼロ方式も含め3つの方式の違いによる差異はあまり大きくないが、時系列でみた場合の構成比の変動は決して小さくない(図 5-1)⁷。どの方式でも構成比が一貫して4%を上回らず、しかも下降トレンドのある「船舶・車両運搬具」を除いた上位4つの資本ストックの特徴をまとめるならば以下のようなよう。

まず第1に、「建物・構築物」は40%前後のシェアを占め、一貫して最も高いが、図 5-5-2 のサンプル期間の25年間ほどの間に明らかに1つのサイクルを示している。1980年代に平均を下回り、90年代以降に平均を上回るサイクルは、長期の景気循環の波であるクズネッツ・サイクルに対応したものである可能性が高い。第2に、ごく一時期を除いて基本的に2番目のシェアを占める「機械装置」も、約25年のサンプル期間中に上昇して下降する1つのサイクルを示しており、建物・構築物とはほぼ逆の局面展開となっている。

第3に、基本的に3番目のシェアを占める「土地」も同様のサイクルを示しているが、周期のタイミングは建物・構築物や機械装置とは大幅にずれたものになっている。1980年代の後半期から90年代初頭にかけてのバブル期は、土地のシェアの下降期になっているが、もちろん地価が下落し

⁷ 各方式の1978年度～2004年度の推移を、民営化企業の勘定科目間の振替や事業会社の持株会社化による資本ストックの異常な減少の影響を取り除くため、各年度の上位下位0.5%に属するデータを除いた平均値で比較する。

たからというわけではない。原因としては、各企業の土地投資の平均は相殺され、マクロレベルでの土地投資同様限りがあることに加えて、図 5-1 は実質資本ストック・ベースでの比較であることが指摘できよう。土地の簿価や評価額は上昇したものの、そのスピードは機械装置や工具器具備品の上昇スピードも加味すると、結果としてシェアの面では低下傾向を示すものであったことになる。第 4 に、その「工具器具備品」は、サイクル的な変動も示していないわけではないが、サンプル期間中に 5% から 12-13% までほぼ一貫してシェアを高めている。

次節において、資本ストックの異質性の検証を行うが、ここで見たトレンド的な動きや循環的な動きが、その結果に重要な役割を演じていることが確認される。

4. Multiple q による投資関数の推計と資本ストックの異質性の検証

本節では、Multiple q の枠組みによる投資関数の推計を通して、Multiple q の枠組みや Tobin の q 理論そのものの有効性を検証する。推計は、最小自乗法(ランダム効果モデルと固定効果モデル)による。前章では、投資率や追加的な説明変数としてのキャッシュ・フロー比率や有利子負債比率の内生性を考慮した操作変数法(System GMM)も試みているが、本章では省略する。

4.1 推計期間

本章では、前章同様、資本ストック・データを構築した 1978 年度～2004 年度のうち、多くの企業でベンチマーク・イヤーの影響が強く残る 1981 年度以前は分析対象外とし、82 年度以降を以下の 4 期間に分割して、Multiple q の枠組みによる投資関数の推計を行う。

- (1) 第 1 期 1982～1986 年度 (前バブル期)
- (2) 第 2 期 1987～1991 年度 (バブル期)
- (3) 第 3 期 1992～1997 年度 (バブル崩壊後)
- (4) 第 4 期 1998～2004 年度 (金融危機および回復期)

経済情勢の変化を踏まえて期間分割したため、各サブサンプル期間の長さは完全に均一ではない⁸。

4.2 資本ストックの異質性の検証

浅子・國則・井上・村瀬(1989, 1997)では、生産要素として建物・構築物や機械装置などの通常

⁸ 各サブサンプル期間の基本統計量とその特徴については、前章を参照のこと。

の資本ストックと土地とを異質な資本財と前提としていたが、前章では、土地に加えて、償却可能固定資産についても建物・構築物、機械装置、船舶・車両運搬具、工具器具備品に細分化し、合計5種類の資本財からなるMultiple q の枠組みの下で投資関数を推計した。本章の(5-5)式体系で表される推計式は、前章における資本ストックの多様性・異質性を検証する際の推計式とまったく同じである。前章で、それらの資本財が「すべて同質的」であるとの帰無仮説として、「調整コストのパラメータがすべての資本財に関して等しい」を立てて検証を行った結果、資本ストックの3通りの構築法(比例式、簿価式、ゼロ式)や対象とするサンプル期間によらずに通常の検定水準において有意に棄却された。よって「どれかの」資本ストックは他と異質であることが統計的に確かめられたが、前章の分析だけでは、具体的にどれとどれの資本財が同質でないかまでは判明できていない。

本章では、帰無仮説としては2通り考える。まず1つは、資本財を j とそれ以外の資本財 $(n-j)$ の2つのグループに分け、 $(n-j)$ を構成する資本財はすべて同質的とみなした上で、2つの資本財のグループが同質的とみなせるかを検証する。すなわち、この場合は、

- 仮説 H_{C0} : 対応する γ_j と γ_{n-j} が等しい。
- 仮説 H_{D0} : 対応する γ_j と γ_{n-j} が等しく、かつ a_j と a_{n-j} も等しい。

の2段階の帰無仮説の検定を行い、資本財 j が他と異質とみなせるかを判断する。いわば、他と異質な資本財を絞り込む検定である。

もう1つの検証法は、任意の2つの資本財 j と i の間で、両者が同質的であるとして、

- 仮説 H_{E0} : 対応する γ_j と γ_i が等しい。
- 仮説 H_{F0} : 対応する γ_j と γ_i が等しく、かつ a_j と a_i も等しい。

の2段階の帰無仮説の検定を行い、資本財 j と i が同質的とみなせるか否かをすべての組合せで判断する。

なお、以上の検証にあたっては、(5-5)式の基本形に、Tobin の q 理論において本来 redundant な変数であるキャッシュ・フロー比率および有利子負債比率、ならびに『企業財務データバンク』における産業中分類ベースの業種ダミーと年次ダミーを説明変数に加えた推計式も試みる。キャッシュ・フローや有利子負債の定義は、堀・齊藤・安藤(2004)に従っているが、総資産を分母とした原論文と異なり、当期末資本ストックでそれぞれを除いた値を「キャッシュ・フロー比

率」,「有利子負債比率」として推計に用いる。

5. 異質性・多様性の検証結果

本節では, 前節で提起した資本ストックの多様性・異質性に関する帰無仮説の検証結果について報告する。前章では, 調整費用関数のパラメータが有意に推計されたケースにおいて, 各資本財の調整費用関数のパラメータがすべて等しいという帰無仮説(H_{A0} と H_{B0})は棄却されたが, 具体的にどれとどれの資本財が同質でないかまでは判明できていない。

5.1 異質な資本財の抽出検定

資本財の多様性・異質性の第 1 の検定法として, 資本財を j とそれ以外の資本財 ($n - j$) の 2 つのグループに分け, ($n - j$) を構成する資本財はすべて同質的とみなした上で, 2 つの資本財のグループが最終的に同質的とみなせるかを検証する。すなわち, 資本財 j が他の単純集計した資本財の合計と異質なものの可否かを検証し, 結果として異質な資本財を絞り込む検定である。

表 5-1 の 3 つのパネル (a), (b), (c) に帰無仮説 H_{C0} と H_{D0} の検定結果が示されている。これらの検定は, 帰無仮説の制約条件付と制約条件がない場合の残差平方和に基づく χ^2 検定となる。同表では投資の調整費用関数のパラメータ推定値や, Tobin の q 理論にとって本来 redundant なキャッシュ・フロー比率や有利子負債比率の推定値, およびサンプル期間ごとの観察数(サンプル数)や企業数も示されている(その他にも固定効果モデルのダミー変数が有意に推計されているが, これらは省略)。なお, 以下は固定効果モデルによる推計結果のみに基づき, ランダム効果モデルによる結果は後に言及する。表 5-1 から見出されるいくつかの特徴を記すならば, 以下のようなになる。

まず第 1 に, 帰無仮説 H_{C0} とより強い係数間制約を課す帰無仮説 H_{D0} とでは, 一般論としてのナイーブな観点からは, もし資本財の同質性が棄却されるならば前者よりも後者の方がより有意性が高いことが予想されるが, 検定統計量となる χ^2 分布の自由度の違いや, 組合せ対象となる当該説明変数以外の説明変数との相関関係等の綾があり, 必ずしもそうした順位関係は普遍的なものではない(このことから, 以下では, 少なくとも H_{C0} か H_{D0} の一方で有意水準 1% で強く棄却されるならば, その組合せでの同質性は棄却されたものと解釈する)。第 2 に, 資本ストックデータの構築方式やサンプル期間によっては, 同質性の帰無仮説が棄却される場合も棄却され

ない(受容される)場合もあり、この面からも検定結果は普遍的なものではない。

第3に、推計された投資の調整費用関数のパラメータをみると、資本財 j の推定値は有意でなかったり負であったりする場合があるが、単純集計された資本財 $(n-j)$ のパラメータは、資本ストックの構築法やサンプル期間に関わらず、すべてのケースにおいて正で有意に推計されていることが特筆される。また、有意に推定された資本財 j のパラメータ推定値は、前章に報告されている何らの係数制約も課さない場合のパラメータ推定値と、一部の例外を除いて大筋において整合的な値となっている。逆に、前章において正で有意に推定されていない資本財 j のパラメータは、表5-1でも、一部の例外を除いて定性的に同様の結果が得られている。

第4に、浅子・國則・井上・村瀬(1989, 1997)が強調した資本ストックとしての土地の異質性を確認するならば、表5-1からは、むしろ同質性が棄却されないケースもいくつか確認されるのが注目される。すなわち、(a) 比例方式の前バブル期の第1期(1982-86)および(c) ゼロ方式の第1期(1982-86)とバブル崩壊後の第3期(1992-97)である。(b) 簿価方式では認められず、時期によらず、他との資本財と一貫して異質であったことになる。

第5に、土地以外の資本財が、単純に集計された他の資本財との間で同質的であるとの帰無仮説が棄却されないのは次のケースとなる。すなわち、(a) 比例方式ではバブル期である第2期(1987-91)の工具器具備品、第4期(1998-04)の建物・構築物、(b) 簿価方式では第1期(1982-86)の建物・構築物と第4期の機械装置、そして(c) ゼロ方式では、第1期の建物・構築物、機械装置、船舶・車両運搬具、工具器具備品、第4期の船舶・車両運搬具と工具器具備品であり、有意性が5%水準の第2期(1987-91)と第3期(1992-97)の建物・構築物が続く。

以上の特徴をまとめるならば、次のようになろう。すなわち、基本的には、各資本ストックは異質な財と解釈すべきであるが、サンプル期間によっては、投資の調整費用が限界的にcomparableなものとなり、資本財として集計が可能になると考えることができよう。図5-1や前章の図4-5⁹でみたように、各資本ストックのシェアや投資率にはトレンド的な動きと同時に循環的な変動があり、その局面のタイミングが集計可能性にとって重要な役割を演じると考えられる。ただし、資本ストックの系列によって異なった結論が得られていることから、各資本ストックのシェアに加えて、新規投資だけでなく設備の売却・除却動向も大いに関与していることが読み取れる。

⁹ 投資率の動きについては、第4章4.1節を参照のこと。

5.2 任意の資本財の組合せによる検定

資本財の多様性・異質性の第2の検定法として、任意の2つの資本財 i と j の間で両者が同質的であるとしたのが、 H_{E0} と H_{F0} の帰無仮説であり、それぞれに対する検定結果を、資本ストックの3つのデータ系列と4つのサンプル期間についてまとめたのが表5-2の3つのパネルである。各パネルは各データ構築法式ごとに2つのマトリクスから構成され、上のマトリクスで第1期と第2期、下のマトリクスで第3期と第4期と、合わせて4通りのサンプル期間の結果が示されている。各マトリクスでは対角線に対してマトリクスの右上半分がサンプル期間の早い時期、左下半分が遅い時期の検定結果になっている。推計を行う際の設定については、固定効果モデルであること、キャッシュ・フロー比率や有利子比率も追加的な説明変数として含まれること、観察数(サンプル数)や企業数など、基本的な設定は前章や表5-1と同様である。

各マトリクスでは、5行5列で示される資本ストックの $10(= {}_5C_2)$ の組合せのセルについて、上段は帰無仮説 H_{E0} 、下段は帰無仮説 H_{F0} に対する検定統計値を示したものである。これらの検定も、帰無仮説の制約条件付と制約条件がない場合の残差平方和に基づく χ^2 検定であり、表5-1と同じ基準による有意性の星印が付されている。

表5-2の検定結果は、一瞥すると、どの資本ストックの構築方式についても、またどのサンプル期間に関しても、それなりの星印が一定程度目立ったものであり、帰無仮説が棄却され資本ストックが同質的でないことが示されている。しかしながら、より詳細にみると、いくつかの特徴が読み取れる。

まず第1に、表5-1の帰無仮説 H_{C0} と H_{D0} のとの相対関係と同じく、表5-2の帰無仮説 H_{E0} と H_{F0} の下でも、有意性に関して普遍的な順位関係は認められず、少なくとも H_{E0} と H_{F0} の一方で有意水準1%で強く棄却されるならば、その組合せでの同質性は棄却されたものと解釈する。第2に、検定結果が資本ストックデータの構築方式やサンプル期間によって異なったものになるのも、表5-1の検定結果と同様であり、資本ストックの異質性・多様性が普遍的なものではないことが確認される。

第3に、表5-1同様、資本ストックとしての土地の同質性に注目すると、表5-2からも、それが棄却されないケースもいくつか確認される。すなわち、(a) 比例方式ではバブル崩壊後の第3期(1992-97)の建物・構築物と工具器具備品との間があり、機械装置との間が続く。(b) 簿価方式で

は、やはり第3期(1992-97)の建物・構築物、機械装置との間、および第4期(1998-04)には他の資本財全般との間、が指摘される。(c) ゼロ方式では、第3期の土地の同質性は全般にどの資本ストックとの間でも棄却されるが、代りに前バブル期である第1期(1982-86)の建物・構築物との間が棄却されず、機械装置との間が続く。また、船舶・車両運搬具との間は、全期間を通じて同質性が棄却されない傾向にある。以上からは、浅子・國則・井上・村瀬(1989)が主要な検証対象としたバブル期の、他の資本ストック全般との対比での土地の異質性は頑健に確認されるものの、それ以外のサンプル期間では土地の異質的な役割は相対的に低下すると判断されよう。

第4に、土地以外の資本財でウェイトの高い建物・構築物と機械装置との間の同質性について注目すると、これが棄却されないのは、(b) 簿価方式の第4期および(c) ゼロ方式の第1期のみであり、それ以外のケースは異質と判断される。すなわち、通常疑問も無く単純集計する資本財同士でも、それがミスリーディングとなる可能性を強く示唆する結果となっている。

5.3 異質性・多様性の総合評価

前章における帰無仮説 H_{A0} と H_{B0} のの棄却、表 5-1 の帰無仮説 H_{C0} と H_{D0} の検証結果、および表 5-2 の帰無仮説 H_{E0} と H_{F0} の検証結果からは、5種類の資本財を単純に集計することが如何に不適切かが確認されたといえる。ただし、どの資本財が異質なのかは普遍的なものではなく、サンプル期間によって異なり、また資本ストックの系列をどのように構築するかにも依存する。後者は、もともと設備の売却・除却に関わる評価方式によるものであり、前者の時期的な問題も合わせて、必ずしも資本財の物理的特性だけから生じるとはいいい切れない側面をもっている。

このような特性は、資本の異質性を投資の調整費用関数の形状、とりわけ限界的調整費用を特徴付けるパラメータの大小で判断する、本章のもともとの問題意識に由来するものである。例えば、機械・設備と土地は明らかに物理的特性は異なるが、もしそれらの投資の調整費用のパラメータが等しいならば、経済的特性としては同質的と判断される。物理的特性は経済環境には影響されないとしても、経済的特性は定義によって経済環境に影響されることから、本章での検証結果が導かれたのも驚くには値しないと総括されよう。

5.4 固定効果モデルとランダム効果モデル

以上の検定結果は固定効果モデルの推計結果に基づく。固定効果モデルとランダム効果モデルの間でのモデル特定化について Hausman 検定を行うと、前章の表 4-3 で報告されている計

数間制約のまったくない推計式でも、帰無仮説 H_{C0} と H_{D0} の を検定する表 5-1 の推計式においても、(Hausman 検定の前提が満たされない)ごく一部の例外的なケースを除いて固定効果モデルが選ばれた。したがって、本章でも基本的に固定効果モデルを採用しているが、パラメータの推計値や有意性など推計結果としては、ランダム効果モデルでもそれほど違いが顕著にみられるわけではない。

その限りでは、本章では、ランダム効果モデルの推計結果は、特記すべき場合を除き省略する。

6. 非線型調整費用関数

本章では、資本ストックの多様性・異質性に焦点を当てたために、Multiple q の枠組みでの設備投資行動そのものは十分に考察してこなかった。前章で総括したように、1990 年代半ば以降の過剰設備の解消過程においても、建物・構築物と工具器具備品の新規取得行動はスムーズな凸型の調整費用関数の枠組みで説明可能なことが理解されたが、機械装置の新規取得行動はその枠組みでは説明力が弱く、また売却・除却行動も含めた投資行動については、すべての資本財で安定的に有意な推計結果は得られなかった。前節の分析からは、このような側面が資本財ごとの多様性・異質性の検定結果に反映された可能性が高い。

前章では、別の可能性として、スムーズな凸型の調整費用関数の枠組みを超えて、頻度は稀ながらまとまって大規模に行われる、いわゆる lumpy investment の態様を説明するモデルを考察する必要性を指摘したが、本節ではこれを試みる。一定の投資率の範囲では投資の調整費用が固定されており、その範囲では投資の限界収益が一定の閾値を超えることによって、はじめてまとまった大型投資が起こるのが結果として lumpy investment になると理解するのである。逆に、マイナスの投資を考える局面では、投資の限界収益が一定の閾値を下回ることによって、一斉に既存設備の売却・除却が実施される可能性もあろう。

6.1 非線型調整費用の特定化

以上のような固定費用部分を含む投資の調整費用関数として、連続で凸型の(5-1)式を修正して、

$$C(K_1'-(1-\delta_1)K_1, \dots, K_n'-(1-\delta_n)K_n, K_1', \dots, K_n')$$

$$= \begin{cases} \sum_{j=1}^n \frac{\gamma_j}{2} (Z_j - a_j)^2 (1-\delta_j) K_j' & \text{if } |Z_j| \geq m_j \\ \psi_j & \text{otherwise} \end{cases} \quad \dots(5-10)$$

と定式化する. ただし,

$$Z_j = \frac{K_j' - (1-\delta_j)K_j}{(1-\delta_j)K_j'} = \frac{I_j}{(1-\delta_j)K_j'}$$

は期首モデルでの投資率であり, ψ_j は投資の調整費用のうちの固定費用部分で, 理論上は

$$\psi_j = \frac{\gamma_j}{2} (m_j - a_j)^2 (1-\delta_j) K_j' \quad \dots(5-11)$$

として求められる. その際, 固定費用部分の閾値となる m_j は推計で求める.

具体的な m_j の推計法を記す前に 2 点コメントしておく. 1 つは, (5-11)式の固定費用部分は資本ストック K_j' に比例することから, (5-11)式全体で与えられる投資の調整費用の K_j' ($j=1,2,\dots,n$) に関しての 1 次同次性は維持され, 固定費用の導入が直ちに Multiple q の枠組みから逸脱する訳ではないことに注意する必要がある. もう 1 つは, (5-11)式の定式化では固定費用部分は投資率が絶対値で小さい範囲で起こると考えているが, まったく逆に, 固定費用部分が投資率の絶対値が大きい範囲で起こる定式化も検証に値すると考えることである. 以下では, (5-11)の定式化を「内固定外凸型」, その逆を「内凸外固定型」と命名する.

ただし, 固定費用がかかる投資率の範囲では, 各資本財の投資の調整費用関数が「下に凸な関数」としての凸関数の要件を満たさず, 企業価値と投資率との線形関係を導出する Tobin の q 理論の枠組みからは逸脱してしまう. 固定費用がかかる投資率の範囲では, 企業価値最大化行動の結果として, Tobin の q 理論とは異なる投資行動が観測されるはずであり, 例えば内凸外固定型の場合では, いわゆる lumpy investment や lumpy disinvestment の可能性が考えられる.

しかしながら、本節では固定費用部分の投資行動についてまでは追求はしない。

本節の推計では、固定費用がかかる投資率の範囲において投資率と Tobin の q の間の線形関係が崩れることに注目し、投資率を 0 と置き換えて(5-5)式を推計する。具体的な m_j の推計であるが、まず投資率の分布において、固定費用部分が 3 つの 20% 刻みの両側パーセンタイル (0%, 20%, 40%) のどの場合が推計式の当てはまり具合が最も高いかを、5 つの資本財それぞれで同時に確認する。結果として最適なパーセンタイルが求められれば、特定の確率分布関数の下での、そのパーセンタイルに対応する閾値を m_j の推計値とする。より具体的には、例えば投資率が正規分布に従っていると仮定し、標準化した正規分布から逆算することによって、 m_j の推計値とすることが考えられる。

投資率の分布の刻みが 20% と荒いものになっているが、本章では、投資の調整費用関数に固定費用部分があるか否かの検証が主な関心事であることから m_j の推計値そのものは目指さない。もしそれを目的とするならば、投資率の分布が正規分布に従うのか否かなどの検証も必要となろう。より精緻な推計値を求めるには、より細かな刻みでのパーセンタイルの比較が望まれるが、将来に残された課題とする。

6.2 推計結果

実際の推計に際しては、3 つの 20% 刻みの両側パーセンタイルを考慮するだけでも、 $35=243$ 通りの回帰式を推計することになり、しかもこれを資本ストック系列の構築法の 3 方式、および 4 通りのサンプル期間でおこなう必要がある。推計は表 5-1 のスムーズで凸な調整費用関数の場合と同様、最小自乗法により固定効果モデルとランダム効果モデルの両方を行ったが、Hausman 検定の結果は、表 5-1 と同様固定効果モデルの選択がより適切であるとしており、ここではランダム効果モデルの推計結果の報告は省略する。ただし、表 5-1 の推計式同様、結果の相違はむしろ小さいことが特記される。

表 5-3 では、内固定外凸型と内凸外固定型のそれぞれの定式化の場合に選択された推計式の固定費用部分のパーセンタイルと、その際の推計式の決定係数(固定効果モデルの overall 決定係数)を示してある。計測結果からは、どちらの定式化においても、ほぼどの資本財についても、またどの資本ストック系列の構築法やサンプル期間においても、投資の調整費用関数の一部に固定費用部分が含まれている定式化が、それがまったくないという定式化 ($m_j=0$) より推定式

の適合度が高いことが窺われる。実際、前章に報告されている何らの係数制約も課さないスムーズな凸型調整関数の下での基本的な推計式(同論文の表 5-3)と比べると、固定効果モデルの overall 決定係数は一律改善する。

内固定外凸型と内凸外固定型のどちらがより推計式の適合度が高くなるかに関しては、絶対的な優越関係は認められない。ただし、相対的には内凸外固定型が優勢であり、内固定外凸型の推計式の決定係数の方が大きくなるのは、簿価方式の第2期(1987-91)とゼロ方式の第2期と第4期(1998-04)の3ケースのみであり、残りの9ケースでは内凸外固定型が望ましく推計されている。とりわけ、比例方式ではすべてのサンプル期間で、あるいは第1期(1982-86)と第3期(1992-97)には3つの方式すべてにおいて、内凸外固定型が選択される。

もしプラスで大型の lumpy investment を説明可能な投資の調整費用関数として内凸外固定型を考えるならば、それは対称的にマイナスの lumpy disinvestment も許容する性質のものである。実際、内固定外凸型の調整費用の定式化が選択された2ケースは実質的に設備の売却・除却が観察されないゼロ方式であることから、簿価方式の第2期を唯一の例外として、内凸外固定型の定式化が選択されるにあたっては、マイナスの lumpy disinvestment が大きく貢献していたと考えることができる。ただし、ゼロ方式の第1期と第3期にみられるように、マイナスの lumpy disinvestment が観察されなくても内凸外固定型の定式化が選択されることがあるように、必要条件ではない(もちろん、例外があることから十分条件でもない)。

投資率は前章の3.3節で記述した通り、プラスの投資率には上限が存在するのに対して、マイナスの投資率には下限はない。そのこともあって、比例方式や簿価方式でみられる lumpy disinvestment は時に大きなマイナスの値をとるものの、ヒストグラム(度数分布)上はそれほど頻繁に観察されるものではない。外れ値としての lumpy disinvestment はスムーズで凸型の調整費用関数の下では過度の逦増的な調整費用を要求するが、それを有限の水準で抑える内凸外固定型の定式化が、異時点間の資源配分を伴う Tobin の q 理論とより整合的な結果となったと考えられる。ゼロ方式の第1期と第3期が内凸外固定型の定式化になったのには、外れ値としての lumpy disinvestment は存在しないものの、プラスの lumpy investment が同様に貢献した結果である。

次に、表 5-3 で選択される固定効果モデルの決定係数(overall)が相対的に最も大きい推計式

の、パラメータ推計値等の推計結果をみよう。前章では、1990 年代半ば以降の過剰設備の解消過程においても、建物・構築物と工具器具備品の新規取得行動はスムーズな凸型の調整費用関数の枠組みで説明可能なことが理解されたが、機械装置の新規取得行動はその枠組みでは説明力が弱く、また売却・除却行動も含めた投資行動については、すべての資本財で安定的に有意な推計結果は得られなかった。これらの点について改善がみられるであろうか。

紙幅の制約から具体的な推計結果は示さないが、表 5-3 で選択された方の非線型調整費用関数の定式化での推計結果のみをフォローする限りでは、残念ながら、必ずしも顕著な改善はみられない。すなわち、機械装置の新規取得行動や売却・除却行動も含めた安定的な投資メカニズムの解明には成功していない。表 5-3 からは、一般に投資の調整費用関数として、固定費用部分を含む非線形性の導入が有用であることが示唆されたが、それは方向性が示唆されただけであって、必ずしもデータとの適合度の意味でのベストなパーセンタイルを選択したわけではなく、したがって対応する推計式も必ずしもベストなものではない。換言し敷衍するならば、精緻な分析によって到達するベストな推計式では、内固定外凸型と内凸外固定型の逆転もあり得ないわけではない。その限りでは、スムーズな凸型の調整費用関数の枠組みとの比較を云々するには、現段階では情報量が不足状態にあり、今後に残された課題になっている。

7. Partial q の試算

第 2 節で展開した Multiple q の枠組みに従った上で、(5-8)式の Partial q を 2 通りの推計式に基づいて計算したのが図 5-5 と図 5-6 である。図 5-5 は、前章に報告されている係数パラメータに何らの制約も課さない基本推計式のパラメータ値に基づいたものであり、図 5-6 は(5-11)式の非線型の調整費用関数を前提した場合の推計式に基づく。この際、(5-3)式、(5-8)、(5-10)式を踏まえるならば、資本財 j の Partial q は

$$q_j = \frac{\partial V(K_1, \dots, K_n, z) / \partial K_j}{(1 - \delta_j) p_j} = \begin{cases} \gamma_j (Z_j - a_j) / p_j + 1 & \text{if } |Z_j| \geq m_j \\ 1 & \text{otherwise} \end{cases} \quad \dots(5-12)$$

と表される。いうまでもなく、(5-12)式の上半分の式をすべての投資率に適用するのが、図 5-5 の場合である。

7.1. 制約なしの Partial q

図 5-5 の Partial q の試算値からは、次の諸特徴が窺われる。まず第 1 は、Partial q が負になっているケースが見られるが、設備の売却・除却が進行した時期が中心になっていることから自然な結果ではあるが、売却・除却にとって必然的なものではない。なぜならば、Partial q が負になるには(5-12)式で q が負になっていることが必要条件ではあるが、十分条件ではなく、ましてや投資率 q が負になっていることは必要条件でも十分条件でもないからである。第 2 に、3 つの資本ストックの構築方式による相違は小さくはなく、ともに設備の売却・除却を考慮した比例方式と簿価方式の間の違いも顕著な場合もあり、むしろ簿価方式とゼロ方式に近い値になっている場合も窺われる。第 3 に、多くの資本ストックの Partial q のサンプル期間による相違も小さくはなく(縦軸のスケールが異なることに注意)、しかも 3 通りの資本ストックの系列による相違も看過できない水準にある。

第 4 に、資本ストック別の Partial q の動向としては、調整費用関数のパラメータが有意に推定され、その意味で Partial q の精度も高いと目されるのは、建物・構築物と工具器具・備品であり、とりわけゼロ方式の下での新規の取得行動の背景として理解可能である。機械装置と船舶・車両運搬具についての Partial q は相対的に変動幅が大きく、特に比例方式の下での機械装置が一貫して大きな負の値をとり続けているのが特筆に値する。土地の Partial q は 3 つの方式の間での相違は小さいが、比例方式と簿価方式でバブル期である第 2 期で負値を示しているのは直観とは合わない。

7.2 非線型調整費用の下での Partial q

非線型調整費用の下での Partial q の試算値をプロットしたのが図 5-6 である。表 5-3 で選択されたように、簿価方式の第 2 期(1987-91)とゼロ方式の第 2 期と第 4 期(1998-04)が内固定外凸型、残りが内凸外固定型の推計結果に基づいて計算されたものである。既述のように、これらの推計結果では、スムーズで凸の調整費用関数の場合と比して必ずしも顕著な改善がみられる訳ではないが、いくつか指摘すべき点もある。

まず第 1 に、図 5-6 の縦軸のスケールが、どのサンプル期間に対しても大幅に狭まったことがあ

げられる。すなわち、試算された Partial q の変動域として、プラス・マイナス両方向ともに極端な値が相当数減少したことを示している。このことはまた、資本ストック系列の3つの方式の違いも縮小したことを意味する。第2に、とはいえ、図5-5と図5-6の目の子算的な比較では、キーとなる調整費用のパラメータである γ_j が正で有意に推定された件数(=資本財の種類×3方式×サンプル期間)の上では、図5-6ではむしろ減少しており、推計式の改善が単純ではないことが改めて理解される。

もともと Partial q の試算には多くの要因が関与しており、調整費用のパラメータである γ_j の有意性の面では問題が残るとしても、投資の調整費用関数に非線型性を導入した結果として、変動域が大幅に縮小した点は試算値の信頼性の面からは評価できよう。既に指摘した点でもあるが、非線型調整費用関数の定式化の下で、将来的により精緻なベストの推計式が得られた場合には、Partial q の動向に対してもより直観的な理解も可能になると期待される。

8. 結語

本章では、前章を受けて、資本ストックの多様性・異質性を統計的に検証した。検証は2通りの方法で行った。1つ目では、任意の資本財が残りの単純集計した資本財の合計と同質か否かを検証し、2つ目としては、任意の2つの資本財の間で両者が同質であるかの帰無仮説を検定した。その結果、いずれの方法によっても、5種類の資本財が同質的であるとの帰無仮説は棄却され、資本財ごとの多様性・異質性について一定の知見が得られた。本章の後半では、固定費用部分を含む非線型の投資の調整費用関数を考察し、基本形であるスムーズで凸型の調整費用関数との結果を比較対照した。最後に、Multiple q の枠組みでの各資本ストックの Partial q を試算し、その含意を考察した。

本章全体が、前章と相互補完的な役割を担ったものであり、両者に共通の課題もいくつか抱えている。1つは、資本財別同質性・異質性を、投資財ごとの調整関数のパラメータの値が同じか否かで判断するために、結論は物理的特性よりも企業を取り巻く経済環境に依存することになることである。そのために、設備の売却・除却行動の想定の違いや時期によって異なった結論が得られ、また想定する調整費用関数の形状にも依存するのである。もう1つは、両論文でのどの投資関数の推計式においても、本来の Tobin の q 理論においては redundant な変数であるキャ

キャッシュ・フロー比率や有利子負債比率を説明変数として追加しており, しかもそれらは頑健に有意に推計されていることである. その説明は本章の射程外であるが, 浅子・國則・井上・村瀬(1991)を始め既に多くの先行研究でも指摘されてきた問題であり, 資本財の多様性・異質性を超えて, Tobin の q 理論にとっての最大のチャレンジであろう.

表 5-1: 異質な資本財の

(1) 1982-86 年度

	建物・構築物 固定効果	機械装置 ランダム効果	船舶・車両運搬具 ランダム効果	工具器具備品 ランダム効果	土地 ランダム効果
当該資本	0.572	0.809	0.235	0.246	0.413
γ	(1.85)*	(2.62)***	(2.36)**	(0.64)	(0.95)
それ以外	3.217	3.860	3.595	4.523	2.947
	(9.42)***	(11.40)***	(11.68)***	(14.82)***	(11.96)***
当該資本	-3.522	-3.423	-5.835	-7.582	1.525
$-\gamma^*a$	(3.44)***	(3.52)***	(4.70)***	(6.58)***	(0.51)
それ以外	-3.819	-4.029	-3.610	-4.482	-0.456
	(3.48)***	(3.92)***	(2.79)***	(3.84)***	(0.15)
キャッシュフロー比率	1.151	1.863	1.306	2.051	1.172
	(8.35)***	(14.08)***	(8.98)***	(14.74)***	(8.55)***
有利子負債比率	0.342	0.353	0.354	0.356	0.351
	(11.16)***	(15.96)***	(11.55)***	(16.33)***	(11.42)***
観察数	7833	7833	7833	7833	7833
企業数	1672	1672	1672	1672	1672
決定係数: within	0.10	0.10	0.11	0.11	0.10
決定係数: between	0.17	0.24	0.19	0.27	0.18
決定係数: overall	0.10	0.16	0.11	0.19	0.10
$H_{\text{co}}: \gamma_j = \gamma_{(r-j)}$	24.57	32.81	97.14	159.45	12.50
	***	***	***	***	***
$H_{\text{co}}: \gamma_j = \gamma_{(r-j)} \text{ \& } a_j = a_{(r-j)}$	12.30	32.84	50.28	188.43	6.48
	***	***	***	***	***
Hausman Test	702.83 ***		997.25 ***	430.85 ***	370.98 ***

(2) 1987-91 年度

	建物・構築物 固定効果	機械装置 ランダム効果	船舶・車両運搬具 ランダム効果	工具器具備品 ランダム効果	土地 ランダム効果
当該資本	0.013	0.017	0.815	0.904	0.038
γ	(0.830)	(1.090)	(2.90)***	(3.21)***	(3.04)***
それ以外	0.695	0.394	0.079	0.069	0.066
	(5.25)***	(2.96)***	(3.04)***	(2.66)***	(2.56)**
当該資本	-7.229	-5.814	-4.732	-5.495	13.700
$-\gamma^*a$	(6.91)***	(5.98)***	(3.02)***	(3.88)***	(3.74)***
それ以外	-2.311	-4.620	-0.011	1.070	29.139
	(2.28)**	(4.83)***	(0.010)	(0.75)	(7.22)***
キャッシュフロー比率	1.744	3.665	2.004	3.694	2.215
	(7.88)***	(18.41)***	(9.32)***	(19.11)***	(10.00)***
有利子負債比率	0.173	0.319	0.161	0.299	0.148
	(4.27)***	(11.08)***	(3.97)***	(10.43)***	(3.67)***
観察数	8762	8762	8762	8762	8762
企業数	1913	1913	1913	1913	1913
決定係数: within	0.10	0.09	0.10	0.09	0.10
決定係数: between	0.10	0.31	0.25	0.33	0.06
決定係数: overall	0.09	0.24	0.19	0.26	0.06
$H_{\text{co}}: \gamma_j = \gamma_{(r-j)}$	25.98	7.83	6.79	8.67	0.95
	***	***	***	***	*
$H_{\text{co}}: \gamma_j = \gamma_{(r-j)} \text{ \& } a_j = a_{(r-j)}$	23.68	10.31	7.70	67.95	13.08
	***	***	***	***	***
Hausman Test	263.03 ***		261.44 ***	377.74 ***	987.73 ***

(注 1) * は 10%水準で有意, ** は 5%水準で有意, *** は 1%水準で有意を示す。()

(注 2) ※部分は, 統計量がマイナスとなったことを示す. ハウスマン検定の仮定が満たされてい

抽出検定 (a) 比例方式

(3) 1992-97 年度

	建物・構築物 固定効果	機械装置 ランダム効果 固定効果	船舶・車両運搬具 ランダム効果 固定効果	工具器具備品 ランダム効果 固定効果	土地 ランダム効果 固定効果
当該資本	0.319 (2.73)***	0.340 (2.92)***	-0.047 (1.84)*	-0.057 (2.28)**	0.475 (2.65)***
γ それ以外	1.673 (7.40)***	1.860 (8.33)***	1.591 (10.07)***	1.765 (11.28)***	1.212 (8.76)***
当該資本	-3.002 (3.87)***	-2.383 (3.27)***	-7.132 (5.88)***	-7.462 (6.79)***	52.223 (16.30)***
$-\gamma * a$ それ以外	-0.981 (1.15)	-1.467 (1.91)*	-3.761 (3.08)***	-3.502 (3.17)**	21.754 (7.50)***
キャッシュフロー比率	1.797 (15.45)***	2.239 (21.32)***	1.780 (15.30)***	2.226 (21.24)***	1.759 (15.34)***
有利子負債比率	0.267 (8.81)***	0.271 (11.78)***	0.264 (8.75)***	0.259 (11.34)***	0.258 (8.66)***
観察数	12497	12497	12497	12497	12497
企業数	2278	2278	2278	2278	2278
決定係数: within	0.07	0.07	0.08	0.08	0.10
決定係数: between	0.11	0.19	0.16	0.21	0.03
決定係数: overall	0.09	0.16	0.13	0.17	0.03
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(rj)}$	25.02 ***	32.17 ***	102.08 ***	128.68 ***	10.49 ***
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(rj)} \text{ \& } a_j = a_{(rj)}$	16.37 ***	36.47 ***	55.26 ***	176.34 ***	54.13 ***
Hausman Test	136.32 ***		179.74 ***		227.19 ***

(4) 1998-2004 年度

	建物・構築物 固定効果	機械装置 ランダム効果 固定効果	船舶・車両運搬具 ランダム効果 固定効果	工具器具備品 ランダム効果 固定効果	土地 ランダム効果 固定効果
当該資本	0.035 (3.54)***	0.050 (5.06)***	0.005 (2.73)***	0.005 (2.59)***	0.002 (0.17)
γ それ以外	0.022 (4.26)***	0.033 (6.50)***	0.031 (10.13)***	0.046 (15.78)***	0.022 (9.92)***
当該資本	0.500 (0.62)	-0.032 (0.04)	-2.674 (2.30)**	-3.065 (2.81)***	34.112 (7.44)***
$-\gamma * a$ それ以外	1.485 (1.83)*	1.991 (2.60)***	0.476 (0.410)	0.590 (0.54)	0.476 (0.13)
キャッシュフロー比率	0.761 (14.29)***	1.126 (23.09)***	0.733 (13.92)***	1.096 (22.67)***	0.715 (13.62)***
有利子負債比率	0.008 (0.25)	0.100 (3.88)***	0.004 (0.12)	0.092 (3.59)***	0.005 (0.14)
観察数	15733	15733	15733	15733	15733
企業数	2529	2529	2529	2529	2529
決定係数: within	0.03	0.03	0.03	0.03	0.04
決定係数: between	0.22	0.32	0.21	0.32	0.02
決定係数: overall	0.09	0.18	0.10	0.18	0.01
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(rj)}$	0.90	1.50	49.08 *	134.29 ***	3.00 ***
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(rj)} \text{ \& } a_j = a_{(rj)}$	1.24	14.96 ***	29.04 ***	169.86 ***	39.10 ***
Hausman Test	1641.69 ***		7385.21 ***		200.48 ***

内は t 値の絶対値.

ない可能性がある.

表 5-1: 異質な資本財の

(1) 1982-86 年度

	建物・構築物		機械装置		船舶・車両運搬具		工具器具備品		土地	
	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果
γ										
当該資本	3.702	4.910	-0.187	-0.254	0.503	0.357	12.812	14.972	1.097	1.160
	(4.53)***	(6.08)***	(1.260)	(1.75)*	(0.81)	(0.58)	(8.19)***	(9.72)***	(1.27)	(1.35)
それ以外	3.053	3.031	3.903	4.489	3.675	4.123	2.505	2.841	3.834	4.222
	(6.70)***	(6.75)***	(12.74)***	(14.87)***	(13.37)***	(15.24)***	(9.41)***	(10.98)***	(10.78)***	(12.05)***
$-\gamma^*a$										
当該資本	-1.173	0.324	-5.436	-6.256	-0.829	1.404			-1.614	-3.281
	(0.99)	(0.29)	(4.50)***	(5.62)***	(0.26)	(0.47)			(1.33)	(2.91)***
それ以外	-1.207	-0.675	-4.289	-3.557	-1.828	-3.026	4.326	-1.617	-3.751	-3.263
	(0.94)	(0.55)	(3.44)***	(3.16)***	(0.57)	(0.99)	(2.69)***	(1.90)*	(3.01)***	(2.75)***
キャッシュフロー比率	1.440	2.240	1.390	2.184	1.462	2.248	1.446	2.196	1.388	2.160
	(9.05)***	(14.96)***	(8.72)***	(14.58)***	(9.19)***	(15.02)***	(9.13)***	(14.74)***	(8.73)***	(14.43)***
有利子負債比率	0.378	0.324	0.375	0.315	0.376	0.321	0.377	0.316	0.373	0.318
	(12.09)***	(14.33)***	(11.97)***	(14.01)***	(12.03)***	(14.23)***	(12.06)***	(14.08)***	(11.92)***	(14.02)***
観察数	7825	8763	7825	7825	7825	7825	7825	7825	7825	7825
企業数	1670	1670	1670	1670	1670	1670	1670	1670	1670	1670
決定係数: within	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.12	0.13	0.12	0.12	0.12
決定係数: between	0.14	0.24	0.15	0.26	0.15	0.25	0.12	0.27	0.12	0.24
決定係数: overall	0.10	0.18	0.11	0.20	0.11	0.19	0.09	0.20	0.09	0.18
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)}$	0.32	2.72	138.75	192.41	19.91	28.85	39.25	56.27	6.45	8.23
		*	*	***	***	***	***	***	***	***
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)} \& a_j = a_{(n-j)}$	0.16	6.98	69.45	222.03	9.99	36.88			5.26	8.37
		**	***	***	***	***			*	**
Hausman Test	365.72 ***		426.96 ***		※		322.42 ***		339.07 ***	

(2) 1987-91 年度

	建物・構築物		機械装置		船舶・車両運搬具		工具器具備品		土地	
	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果
γ										
当該資本	9.350	10.388	0.590	0.838	0.118	-1.129	36.470	41.265	17.547	17.712
	(9.46)***	(10.69)***	(0.500)	(0.71)	(0.22)	(2.14)**	(10.30)***	(12.39)***	(10.66)***	(10.82)***
それ以外	2.272	1.934	5.360	5.539	6.417	6.825	3.341	3.253	2.681	3.104
	(4.31)***	(3.72)***	(13.11)***	(13.82)***	(17.20)***	(18.31)***	(9.39)***	(9.45)***	(5.90)***	(6.93)***
$-\gamma^*a$										
当該資本	1.634	3.447	-7.273	-8.602	-16.209	-4.274			12.228	6.687
	(1.15)	(2.60)***	(3.89)***	(5.06)***	(4.45)***	(1.18)			(7.21)***	(4.20)***
それ以外	3.975	2.696	-5.332	-3.364	28.720	18.421	2.551	3.836	-3.956	-0.730
	(2.67)***	(1.88)*	(2.74)***	(1.83)*	(7.28)***	(4.76)***	(1.07)	(3.10)***	(2.14)**	(0.42)
キャッシュフロー比率	2.283	4.319	2.241	4.200	2.928	4.545	2.215	4.078	2.412	4.295
	(10.00)***	(21.21)***	(9.88)***	(20.76)***	(13.23)***	(22.66)***	(9.77)***	(20.13)***	(10.79)***	(21.30)***
有利子負債比率	0.448	0.381	0.464	0.371	0.357	0.342	0.472	0.398	0.390	0.347
	(11.35)***	(13.33)***	(11.76)***	(13.01)***	(9.32)***	(12.09)***	(12.03)***	(14.00)***	(9.91)***	(12.03)***
観察数	8763	8763	8763	8763	8763	8763	8763	8763	8763	8763
企業数	1908	1908	1908	1908	1908	1908	1908	1908	1908	1908
決定係数: within	0.13	0.12	0.13	0.12	0.18	0.16	0.14	0.13	0.15	0.14
決定係数: between	0.17	0.33	0.21	0.35	0.01	0.30	0.20	0.34	0.12	0.31
決定係数: overall	0.16	0.26	0.19	0.27	0.02	0.24	0.18	0.26	0.12	0.25
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)}$	29.15	42.84	11.93	11.78	84.66	136.47	81.41	121.14	62.03	60.74
	***	***	***	***	***	***	***	***	***	***
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)} \& a_j = a_{(n-j)}$	15.83	49.54	7.35	82.40	266.09	363.69			117.81	165.70
	***	***	**	***	***	***			***	***
Hausman Test	386.55 ***		381.37 ***		639.27 ***		360.66 ***		623.61 ***	

(注 1) * は 10%水準で有意, ** は 5%水準で有意, *** は 1%水準で有意を示す。()

(注 2) ※部分は, 統計量がマイナスとなったことを示す. ハウスマン検定の仮定が満たされてい

抽出検定 (b) 簿価方式

(3) 1992-97 年度

	建物・構築物		機械装置		船舶・車両運搬具		工具器具備品		土地		
	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	
γ	当該資本	-0.380 (0.760)	-0.104 (0.210)	-0.279 (2.05)**	-0.373 (2.74)***	-0.470 (3.56)***	-0.437 (3.52)***	14.910 (7.64)***	21.408 (11.55)***	-0.049 (0.11)	-0.128 (0.28)
	それ以外	5.406 (12.94)***	5.985 (14.50)***	4.533 (16.12)***	5.209 (18.81)***	3.284 (13.49)***	3.753 (15.67)***	2.840 (11.61)***	2.977 (12.48)***	3.970 (13.65)***	4.522 (15.78)***
	当該資本	-3.813 (4.41)***	-3.260 (3.95)***	-7.457 (5.93)***	-9.366 (8.09)***	-12.278 (6.70)***	-13.214 (7.64)***			-3.892 (4.26)***	-4.384 (5.15)***
$-\gamma * a$	それ以外	-3.705 (3.79)***	-3.927 (4.34)***	-7.529 (5.82)***	-6.830 (5.80)***	-14.129 (5.98)***	-13.557 (6.84)***	-3.224 (2.31)**	-3.268 (4.17)***	-2.673 (2.81)***	-4.160 (4.72)***
	キャッシュフロー比率	2.444 (18.48)***	2.698 (23.10)***	2.356 (18.38)***	2.630 (23.17)***	2.342 (18.22)***	2.623 (22.91)***	2.302 (17.89)***	2.531 (22.28)***	2.374 (18.49)***	2.647 (23.18)***
有利子負債比率	0.317 (9.75)***	0.310 (12.95)***	0.342 (10.53)***	0.315 (13.30)***	0.312 (9.61)***	0.307 (12.86)***	0.312 (9.58)***	0.305 (12.93)***	0.315 (9.71)***	0.310 (12.97)***	
観察数	12495	12495	12495	12495	12495	12495	12495	12495	12495	12495	
企業数	2278	2278	2278	2278	2278	2278	2278	2278	2278	2278	
決定係数: within	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	0.10	
決定係数: between	0.14	0.20	0.17	0.23	0.15	0.21	0.19	0.25	0.14	0.21	
決定係数: overall	0.13	0.18	0.14	0.19	0.13	0.18	0.16	0.20	0.13	0.18	
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)}$	54.79 ***	62.24 ***	209.26 ***	288.39 ***	174.20 ***	229.14 ***	35.34 ***	91.47 ***	45.78 ***	61.94 ***	
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)} \& a_j = a_{(n-j)}$	28.01 ***	62.26 ***	104.63 ***	322.19 ***	89.92 ***	234.68 ***			24.20 ***	62.72 ***	
Hausman Test	199.07 ***		441.35 ***		198.92 ***		207.97 ***		228.79 ***		

(4) 1998-2004 年度

	建物・構築物		機械装置		船舶・車両運搬具		工具器具備品		土地		
	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	
γ	当該資本	0.027 (0.240)	0.036 (0.320)	0.040 (0.060)	0.030 (0.05)	0.000 (2.40)**	0.000 (3.87)***	0.209 (1.54)	0.266 (1.97)**	0.001 (0.54)	0.004 (1.49)
	それ以外	0.972 (4.98)***	1.093 (5.75)***	0.878 (6.66)***	0.981 (7.61)***	0.722 (6.05)***	0.783 (6.69)***	0.734 (6.09)***	0.857 (7.38)***	1.871 (9.05)***	2.315 (11.53)***
$-\gamma * a$	当該資本	-1.815 (2.19)**	-2.570 (3.26)***	-3.536 (2.73)***	-4.177 (3.39)***	9.085 (1.81)*	3.339 (0.74)			-2.099 (3.46)***	-2.232 (3.80)***
	それ以外	-1.579 (1.85)*	-1.389 (1.72)*	-1.161 (0.860)	-0.980 (0.77)	3.750 (0.81)	3.987 (0.91)	-6.024 (5.48)***	-9.777 (15.58)***	-0.866 (1.38)	-0.310 (0.52)
キャッシュフロー比率	1.001 (10.61)***	1.725 (22.22)***	0.990 (10.51)***	1.712 (22.11)***	1.028 (10.66)***	1.768 (22.41)***	0.948 (10.00)***	1.572 (20.25)***	1.043 (11.08)***	1.743 (22.50)***	
有利子負債比率	0.168 (4.53)***	0.188 (6.84)***	0.181 (4.92)***	0.192 (7.05)***	0.183 (4.83)***	0.206 (7.41)***	0.144 (3.92)***	0.168 (6.28)***	0.190 (5.15)***	0.214 (7.89)***	
観察数	15736	15736	15736	15736	15736	15736	15736	15736	15736	15736	
企業数	2528	2528	2528	2528	2528	2528	2528	2528	2528	2528	
決定係数: within	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.03	0.04	0.03
決定係数: between	0.22	0.34	0.22	0.35	0.18	0.34	0.31	0.39	0.25	0.36	
決定係数: overall	0.11	0.20	0.11	0.20	0.09	0.20	0.16	0.23	0.13	0.21	
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)}$	12.99 ***	16.85 ***	1.61 ***	2.11 ***	36.60 ***	44.76 ***	8.25 ***	10.86 ***	81.78 ***	132.33 ***	
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)} \ \& \ a_j = a_{(n-j)}$	6.63 ***	23.67 ***	3.69 ***	37.09 ***	19.19 ***	44.88 ***			44.45 ***	155.20 ***	
Hausman Test	312.66 ***		300.52 ***		311.38 ***		415.94 ***		341.43 ***		

内は t 値の絶対値.

ない可能性がある.

表 5-1: 異質な資本財の

(1) 1982-86 年度

	建物・構築物		機械装置		船舶・車両運搬具		工具器具備品		土地		
	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	
γ	当該資本	3.728 (3.68)***	4.307 (4.35)***	1.785 (1.68)*	1.054 (1.01)	2.423 (1.79)*	3.035 (2.25)**	26.938 (10.38)***	35.530 (14.44)***	4.487 (3.57)***	4.586 (3.72)***
	それ以外	3.875 (6.82)***	4.683 (8.42)***	4.377 (10.79)***	5.588 (14.10)***	3.765 (13.02)***	4.342 (15.36)***	2.283 (7.47)***	2.379 (8.05)***	3.853 (9.42)***	4.590 (11.40)***
$-\gamma*a$	当該資本	-1.843 (1.46)	-0.604 (0.51)	-2.303 (1.60)	-4.238 (3.11)***	2.346 (0.61)	4.666 (1.32)			-1.770 (1.45)	-3.284 (2.90)***
	それ以外	-1.017 (0.73)	-2.226 (1.68)*	-3.271 (1.95)*	-2.161 (1.41)	1.339 (0.35)	2.389 (0.65)	4.867 (2.89)***	4.002 (4.66)***	-2.178 (1.62)	-3.079 (2.47)**
キャッシュフロー比率		2.047 (9.90)***	3.246 (17.63)***	2.052 (9.93)***	3.294 (17.96)***	2.058 (9.95)***	3.246 (17.62)***	2.017 (9.82)***	3.136 (17.19)***	2.038 (9.86)***	3.232 (17.54)***
	有利子負債比率	0.478 (11.09)***	0.332 (11.54)***	0.481 (11.16)***	0.316 (11.14)***	0.479 (11.10)***	0.326 (11.35)***	0.480 (11.21)***	0.325 (11.55)***	0.478 (11.07)***	0.329 (11.38)***
観察数	7828	7828	7828	7828	7828	7828	7828	7828	7828	7828	7828
企業数	1668	1668	1668	1668	1668	1668	1668	1668	1668	1668	1668
決定係数: within	0.12	0.11	0.12	0.11	0.12	0.11	0.13	0.12	0.12	0.12	0.11
決定係数: between	0.15	0.33	0.16	0.35	0.16	0.33	0.21	0.37	0.15	0.32	0.32
決定係数: overall	0.12	0.23	0.13	0.25	0.13	0.23	0.16	0.26	0.12	0.22	0.22
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)}$	0.01	0.07	3.86	12.33	0.89	0.85	81.59	163.91	0.18	0.00	
				*	**			*	***		
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)} \& a_j = a_{(n-j)}$	0.41	10.20	2.00	56.04	0.50	3.94				0.20	0.16
		***		***							
Hausman Test	341.97 ***		463.43 ***		321.24 ***		324.96 ***		413.65 ***		

(2) 1987-91 年度

		建物・構築物		機械装置		船舶・車両運搬具		工具器具備品		土地	
		固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果
γ	当該資本	4.699 (4.60)***	6.371 (6.38)***	-3.747 (3.17)***	-4.304 (3.70)***	12.169 (6.80)***	11.883 (6.72)***	24.297 (7.73)***	29.495 (10.08)***	12.564 (7.68)***	12.615 (7.86)***
	それ以外	6.624 (9.75)***	6.906 (10.37)***	8.451 (18.83)***	9.537 (21.82)***	5.025 (15.09)***	5.767 (17.73)***	4.608 (12.96)***	4.947 (14.41)***	4.992 (10.28)***	6.051 (12.81)***
$-\gamma*a$	当該資本	-4.173 (3.22)***	-0.402 (0.33)	-10.789 (6.66)***	-13.292 (9.02)***	17.503 (4.32)***	15.693 (4.13)***			1.378 (0.88)	-2.419 (1.67)*
	それ以外	-1.437 (1.00)	-2.919 (2.11)**	-10.528 (6.08)***	-10.607 (6.49)***	13.551 (3.05)***	14.179 (3.47)***	1.819 (0.97)	3.030 (2.93)***	-3.760 (2.20)**	-4.077 (2.55)**
キャッシュフロー比率		4.030 (15.05)***	5.788 (24.91)***	4.176 (15.75)***	5.796 (25.27)***	4.106 (15.43)***	5.738 (24.76)***	4.070 (15.27)***	5.615 (24.18)***	4.105 (15.44)***	5.759 (24.85)***
有利子負債比率		0.243 (5.12)***	0.261 (7.68)***	0.267 (5.67)***	0.233 (6.92)***	0.241 (5.08)***	0.242 (7.09)***	0.279 (5.89)***	0.266 (7.85)***	0.241 (5.07)***	0.237 (6.88)***
観察数		8749	8749	8749	8749	8749	8749	8749	8749	8749	8749
企業数		1905	1905	1905	1905	1905	1905	1905	1905	1905	1905
決定係数: within		0.15	0.15	0.16	0.16	0.16	0.15	0.16	0.15	0.16	0.15
決定係数: between		0.18	0.36	0.32	0.38	0.24	0.34	0.29	0.35	0.23	0.34
決定係数: overall		0.15	0.28	0.26	0.31	0.20	0.27	0.23	0.28	0.20	0.28
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)}$		1.57	0.13	70.36	94.14	14.80	11.16	35.67	63.88	15.54	12.17
				*	***	***	***	***	***	***	***
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)} \ \& \ a_j = a_{(n-j)}$		6.48	18.03	36.85	178.43	8.79	13.57			19.80	22.99
		**	***	***	***	**	***			***	***
Hausman Test		236.00 ***		151.94 ***		139.08 ***		63.20 ***		179.8 ***	

(注) * は 10%水準で有意, ** は 5%水準で有意, *** は 1%水準で有意を示す。()内

抽出検定 (c) ゼロ方式

(3) 1992-97 年度

	建物・構築物		機械装置		船舶・車両運搬具		工具器具備品		土地	
	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果
当該資本	3.053	3.517	-1.605	-2.112	7.872	8.145	27.301	35.257	2.508	1.803
γ それ以外	(4.68)***	(5.51)***	(1.84)*	(2.45)**	(5.45)***	(5.66)***	(12.82)***	(18.20)***	(1.86)*	(1.37)
	(9.67)***	(11.70)***	(18.13)***	(21.33)***	(14.09)***	(16.91)***	(10.10)***	(10.85)***	(14.60)***	(17.38)***
当該資本	-1.482	-0.842	-7.319	-8.535	32.903	27.328			-6.287	-7.286
$-\gamma^*a$ それ以外	(1.68)*	(1.01)	(5.92)***	(7.39)***	(12.32)***	(11.19)***			(6.67)***	(8.31)***
	-1.868	-1.914	-6.481	-6.824	19.346	21.442	4.092	1.904	-5.169	-6.721
	(1.85)*	(2.04)**	(4.74)***	(5.47)***	(7.69)***	(8.86)***	(3.10)***	(2.75)***	(5.05)***	(7.03)***
キャッシュフロー比率	3.115	3.403	3.165	3.436	3.131	3.406	3.067	3.280	3.121	3.402
	(21.72)***	(29.03)***	(22.17)***	(29.53)***	(22.03)***	(29.16)***	(21.47)***	(28.33)***	(21.82)***	(29.04)***
有利子負債比率	0.221	0.173	0.239	0.167	0.215	0.172	0.219	0.168	0.216	0.170
	(5.54)***	(6.09)***	(6.03)***	(5.92)***	(5.43)***	(6.05)***	(5.52)***	(6.03)***	(5.42)***	(5.95)***
観察数	12505	12505	12505	12505	12505	12505	12505	12505	12505	12505
企業数	2279	2279	2279	2279	2279	2279	2279	2279	2279	2279
決定係数: within	0.12	0.11	0.12	0.12	0.13	0.13	0.13	0.13	0.12	0.12
決定係数: between	0.19	0.26	0.22	0.28	0.10	0.25	0.24	0.32	0.18	0.26
決定係数: overall	0.19	0.24	0.21	0.26	0.09	0.24	0.22	0.28	0.18	0.24
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)}$	3.85	6.07	47.55	69.11	9.08	7.87	121.21	254.99	2.29	6.50
	**	**	**	***	***	***	***	***		*
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)} \text{ \& } a_j = a_{(n-j)}$	1.96	9.53	25.61	113.59	26.31	31.64			2.39	9.23
		***	***	***	***	***				***
Hausman Test	171.92 ***		198.17 ***		213.66 ***		178.31 ***		172.55 ***	

(4) 1998-2004 年度

	建物・構築物		機械装置		船舶・車両運搬具		工具器具備品		土地	
	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果	固定効果	ランダム効果
当該資本	9.348	9.045	-3.641	-4.605	0.388	-1.561	32.172	38.573	-6.985	-8.500
γ それ以外	(10.73)***	(10.73)***	(3.16)***	(4.10)***	(0.13)	(0.52)	(20.13)***	(25.94)***	(5.31)***	(6.55)***
	2.220	4.610	6.710	8.548	4.811	6.163	2.274	2.889	7.369	9.387
	(3.53)***	(7.56)***	(18.37)***	(24.16)***	(16.52)***	(21.66)***	(7.21)***	(9.43)***	(17.73)***	(23.30)***
当該資本	3.530	0.886	-8.320	-10.183	-1.549	-7.825			-9.235	-11.380
$-\gamma^*a$ それ以外	(3.11)***	(0.82)	(6.46)***	(8.32)***	(0.30)	(1.66)*			(10.93)***	(13.93)***
	4.115	1.764	-5.422	-8.660	0.893	-6.539	5.970	-0.292	-11.055	-11.463
	(3.31)***	(1.49)	(3.87)***	(6.57)***	(0.18)	(1.36)	(5.04)***	(0.49)	(12.02)***	(13.02)***
キャッシュフロー比率	1.191	2.390	1.202	2.383	1.191	2.394	1.184	2.187	1.191	2.365
	(10.34)***	(28.54)***	(10.45)***	(28.67)***	(10.32)***	(28.58)***	(10.37)***	(26.52)***	(10.36)***	(28.28)***
有利子負債比率	0.191	0.243	0.213	0.242	0.196	0.247	0.197	0.225	0.194	0.238
	(4.14)***	(7.09)***	(4.62)***	(7.12)***	(4.24)***	(7.20)***	(4.30)***	(6.77)***	(4.21)***	(6.99)***
観察数	15745	15745	15745	15745	15745	15745	15745	15745	15745	15745
企業数	2527	2527	2527	2527	2527	2527	2527	2527	2527	2527
決定係数: within	0.06	0.05	0.06	0.05	0.05	0.05	0.07	0.07	0.06	0.05
決定係数: between	0.38	0.46	0.33	0.48	0.40	0.47	0.43	0.54	0.40	0.48
決定係数: overall	0.20	0.28	0.17	0.30	0.20	0.28	0.22	0.34	0.20	0.29
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)}$	26.88	11.16	60.52	103.34	2.05	6.44	302.53	493.91	85.56	137.71
	***	***	***	***		*	**	***	***	***
$H_{00}: \gamma_j = \gamma_{(n-j)} \text{ \& } a_j = a_{(n-j)}$	13.45	12.22	38.84	153.46	1.33	8.24			45.51	141.18
	***	***	***	***		**			***	***
Hausman Test	602.35 ***		563.96 ***		569.42 ***		375.00 ***		540.66 ***	

は t 値の絶対値.

表 5-2: 任意の資本財の

(a) 比例方式

(1) 1982-86 年度(右上) / (2) 1987-91 年度(左下)

	帰無仮説	建物・構築物	機械装置	船舶・車両運搬具	工具器具備品	土地
建物・構築物	H_{E0}		10.49 ***	1.70	23.87 ***	9.94 ***
	H_{F0}		6.04 **	2.69		6.58 **
機械装置	H_{E0}	6.66 ***		0.02	14.67 ***	21.87 ***
	H_{F0}	4.80 *		2.57		15.44 ***
船舶・車両運搬具	H_{E0}	0.00	6.66 ***		0.67	12.92 ***
	H_{F0}	1.33	3.56			7.25 **
工具器具備品	H_{E0}	193.71 ***	0.00	211.82 ***		
	H_{F0}					
土地	H_{E0}	241.91 ***	220.13 ***	242.49 ***	228.07 ***	
	H_{F0}	169.65 ***	140.59 ***	134.15 ***		

(3) 1992-97 年度(右上) / (4) 1998-2004 年度(左下)

	帰無仮説	建物・構築物	機械装置	船舶・車両運搬具	工具器具備品	土地
建物・構築物	H_{E0}		12.77 ***	1.10	2.62	0.72
	H_{F0}		12.37 ***	99.91 ***		0.61
機械装置	H_{E0}	20.49 ***		1.17	2.36	3.45 *
	H_{F0}	20.47 ***		107.74 ***		5.57 *
船舶・車両運搬具	H_{E0}	8.11 ***	0.10		0.02	1.70
	H_{F0}	32.86 ***	37.06 ***			99.36 ***
工具器具備品	H_{E0}	43.84 ***	55.66 ***	54.90 ***		2.08
	H_{F0}					
土地	H_{E0}	23.16 ***	0.83	0.00	56.44 ***	
	H_{F0}	14.12 ***	7.67 **	31.47 ***		

(b) 簿価方式

(1) 1982-86 年度(右上) / (2) 1987-91 年度(左下)

	帰無仮説	建物・構築物	機械装置	船舶・車両運搬具	工具器具備品	土地
建物・構築物	H_{E0}		63.23 ***	24.39 ***	19.75 ***	4.86 **
	H_{F0}		31.71 ***	13.06 ***		3.92
機械装置	H_{E0}	10.23 ***		2.72 *	65.23 ***	13.17 ***
	H_{F0}	5.27 *		1.63		8.55 **
船舶・車両運搬具	H_{E0}	59.13 ***	4.68 **		50.29 ***	3.56 *
	H_{F0}	130.87 ***	77.60 ***			1.80
工具器具備品	H_{E0}	58.95 ***	77.13 ***	102.25 ***		33.21 ***
	H_{F0}					
土地	H_{E0}	56.47 ***	97.15 ***	170.57 ***	14.06 ***	
	H_{F0}	43.03 ***	58.99 ***	249.19 ***		

(3) 1992-97 年度(右上) / (4) 1998-2004 年度(左下)

	帰無仮説	建物・構築物	機械装置	船舶・車両運搬具	工具器具備品	土地
建物・構築物	H_{E0}		7.69 ***	9.37 ***	73.51 ***	0.65
	H_{F0}		4.12	14.33 ***		0.32
機械装置	H_{E0}	0.15		0.27	92.31 ***	2.22
	H_{F0}	5.83 *		6.00 **		1.46
船舶・車両運搬具	H_{E0}	4.78 **	0.60		93.72 ***	2.96 *
	H_{F0}	3.08	2.47			11.45 ***
工具器具備品	H_{E0}	0.00	0.16	2.52		81.39 ***
	H_{F0}					
土地	H_{E0}	4.70 **	0.60	0.53	2.48	
	H_{F0}	2.44	6.90 **	1.05		

(注) * は 10%水準で有意, **は 5%水準で有意, *** は 1%水準で有意となることを示す。

組み合わせによる検定

(c) ゼロ方式

(1) 1982-86 年度(右上) / (2) 1987-91 年度(左下)

	帰無仮説	建物・構築物	機械装置	船舶・車両運搬具	工具器具備品	土地
建物・構築物	H_{E0} H_{F0}		1.40 0.94	1.31 1.07	63.34 ***	1.61 0.81
機械装置	H_{E0} H_{F0}	13.51 *** 7.05 **		0.01 0.13	69.19 ***	6.03 ** 3.12
船舶・車両運搬具	H_{E0} H_{F0}	10.91 *** 12.46 ***	30.41 *** 22.84 ***		67.17 ***	4.45 ** 2.64
工具器具備品	H_{E0} H_{F0}	36.66 ***	56.57 ***	13.37 ***		51.66 ***
土地	H_{E0} H_{F0}	32.33 *** 22.43 ***	67.21 *** 38.66 ***	1.73 3.10	8.31 ***	

(3) 1992-97 年度(右上) / (4) 1998-2004 年度(左下)

	帰無仮説	建物・構築物	機械装置	船舶・車両運搬具	工具器具備品	土地
建物・構築物	H_{E0} H_{F0}		10.08 *** 6.83 **	1.91 49.59 ***	117.93 ***	4.01 ** 5.74 *
機械装置	H_{E0} H_{F0}	58.38 *** 34.83 ***		10.45 *** 57.49 ***	143.25 ***	18.12 *** 9.06 **
船舶・車両運搬具	H_{E0} H_{F0}	6.53 ** 3.62	1.29 0.65		71.64 ***	0.11 52.92 ***
工具器具備品	H_{E0} H_{F0}	149.02 ***	287.77 ***	90.57 ***		76.98 ***
土地	H_{E0} H_{F0}	12.59 *** 7.91 **	13.89 *** 9.83 ***	0.55 0.40	216.58 ***	

表 5-3: 選択されたパーセンタイル(内固定外凸型と内凸外固定型)

(a) 内固定外凸型

	建物・構築物	機械装置	船舶・車両運搬具	工具器具備品	土地	決定係数
1982-86	10 ~ 90	10 ~ 90	10 ~ 90	0 ~ 100	10 ~ 90	0.094
1987-91	20 ~ 80	0 ~ 100	20 ~ 80	20 ~ 80	10 ~ 90	0.178
1992-97	10 ~ 90	0 ~ 100	10 ~ 90	20 ~ 80	0 ~ 100	0.120
1998-04	0 ~ 100	0 ~ 100	10 ~ 90	20 ~ 80	0 ~ 100	0.114
1982-86	0 ~ 100	10 ~ 90	10 ~ 90	0 ~ 100	10 ~ 90	0.135
1987-91	10 ~ 90	0 ~ 100	10 ~ 90	20 ~ 80	10 ~ 90	0.225
1992-97	10 ~ 90	0 ~ 100	10 ~ 90	0 ~ 100	0 ~ 100	0.177
1998-04	0 ~ 100	0 ~ 100	0 ~ 100	20 ~ 80	0 ~ 100	0.136
1982-86	20 ~ 80	10 ~ 90	10 ~ 90	0 ~ 100	10 ~ 90	0.173
1987-91	20 ~ 80	0 ~ 100	10 ~ 90	20 ~ 80	10 ~ 90	0.256
1992-97	0 ~ 100	10 ~ 90	20 ~ 80	0 ~ 100	20 ~ 80	0.239
1998-04	10 ~ 90	10 ~ 90	10 ~ 90	0 ~ 100	20 ~ 80	0.293

(b) 内凸外固定型

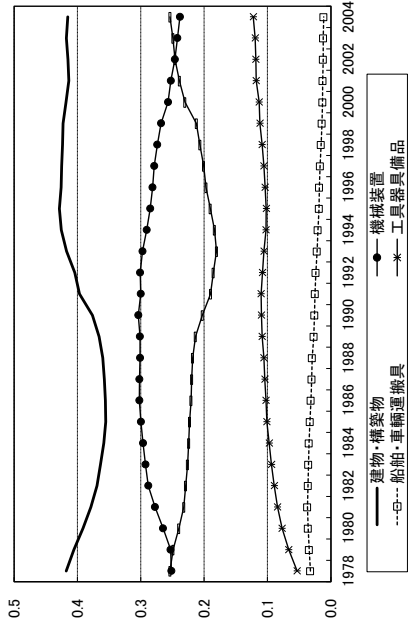
	建物・構築物	機械装置	船舶・車両運搬具	工具器具備品	土地	決定係数
1982-86	—	~ 10	~ 90	~ 10	~ 10	0.096
1987-91	~ 20 ~ 80	—	~ 20 ~ 80	~ 20 ~ 80	~ 20 ~ 80	0.202
1992-97	~ 10 ~ 90	—	~ 10 ~ 90	~ 10 ~ 90	—	0.124
1998-04	—	—	~ 20 ~ 80	~ 10 ~ 90	~ 10 ~ 90	0.123
1982-86	—	~ 10 ~ 90	~ 10 ~ 90	—	~ 10 ~ 90	0.139
1987-91	—	—	~ 10 ~ 90	~ 20 ~ 80	~ 20 ~ 80	0.203
1992-97	~ 10 ~ 90	—	~ 20 ~ 80	—	—	0.178
1998-04	~ 10 ~ 90	—	~ 20 ~ 80	~ 10 ~ 90	~ 10 ~ 90	0.144
1982-86	—	~ 20 ~ 80	~ 20 ~ 80	—	~ 10 ~ 90	0.179
1987-91	~ 10 ~ 90	—	~ 20 ~ 80	~ 20 ~ 80	~ 10 ~ 90	~ 0.226
1992-97	—	—	~ 20 ~ 80	—	~ 20 ~ 80	0.241
1998-04	—	~ 20 ~ 80	~ 20 ~ 80	—	~ 10 ~ 90	0.288

(注) — は、全データ(0~100%)が凸型調整コストとなったケース。

決定係数は、固定効果モデルのオーバーオール決定係数、太字のものは、同じデータ方式・推計期間と比較し、決定係数が大きいもの。

図 5-1: 資本ストックの構成比
(c) ゼロ方式

(a) 比例方式



(b) 簿価方式

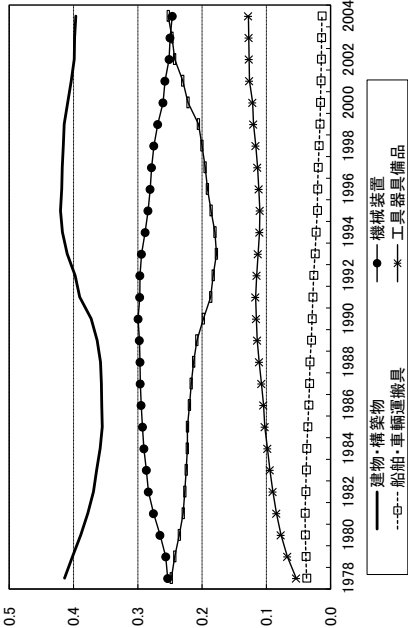
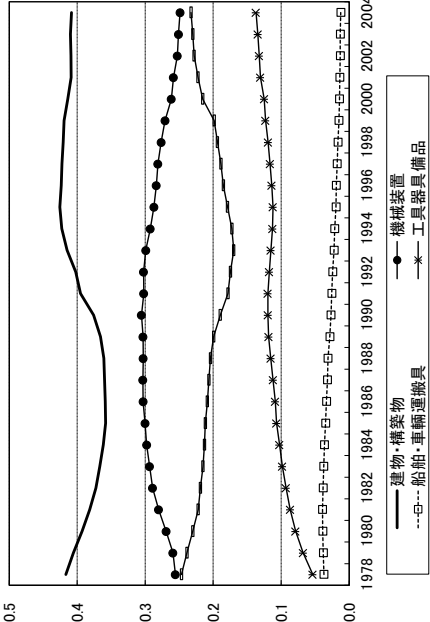
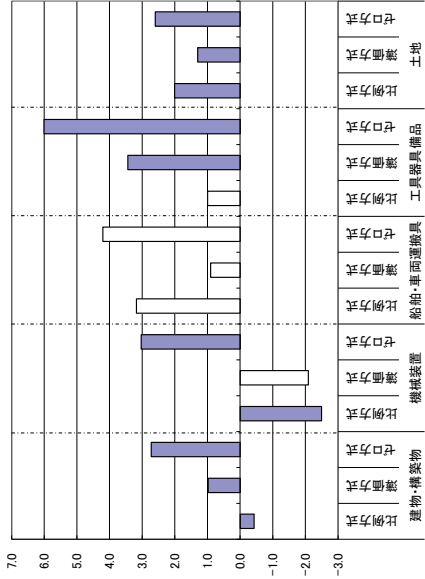
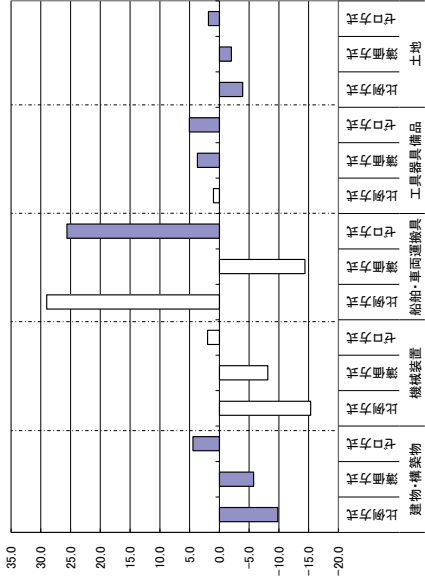


図 5-5: 制約なしの Partial q

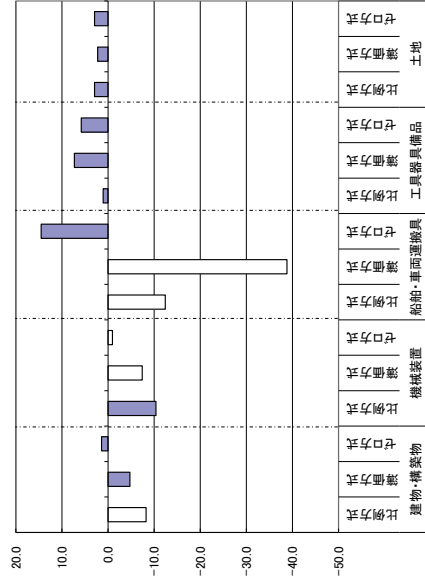
(a) 1982-86 年度



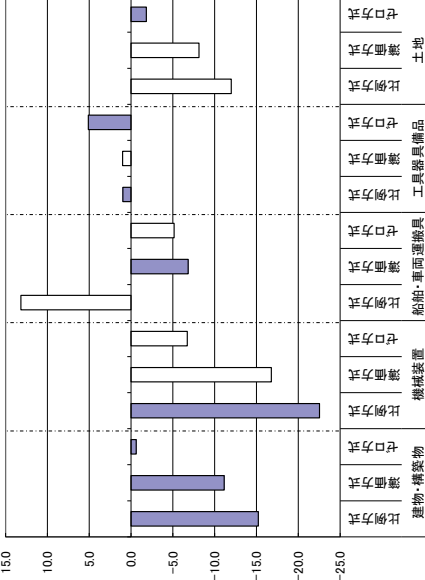
(c) 1992-97 年度



(b) 1987-91 年度



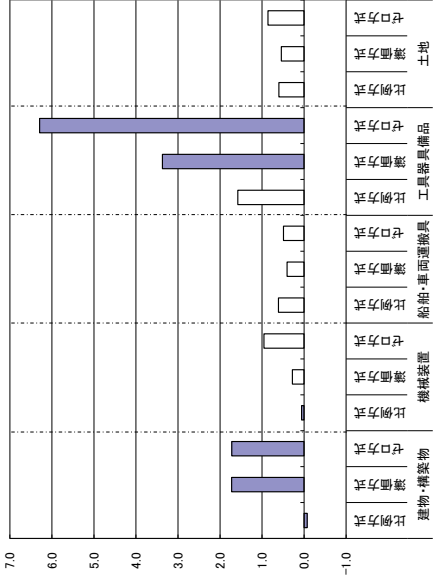
(d) 1998-04 年度



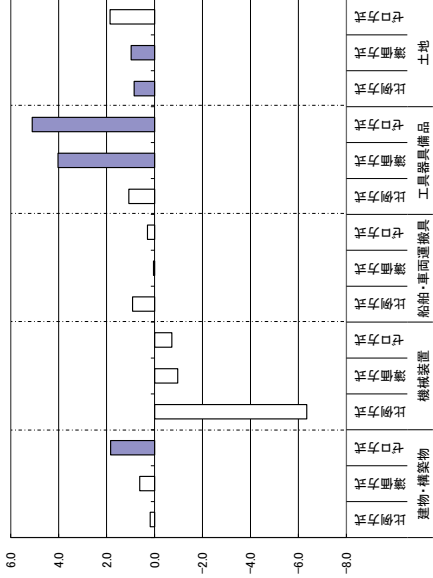
(注) 白抜きの棒グラフで描かれている投資財は、調整コストパラメーター γ が正の値で有意に推計されなかったもの。

図 5-6: 非線型調整費用の下での Partial q

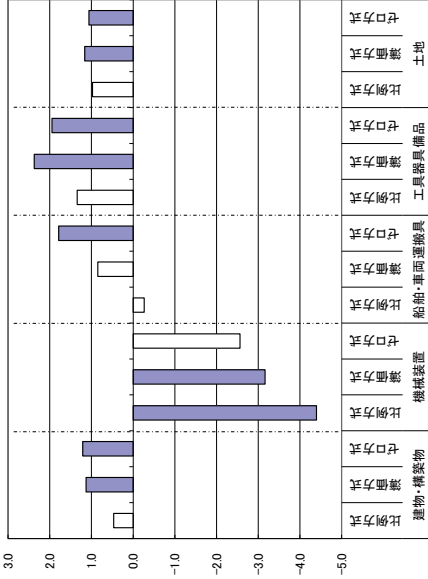
(a) 1982-86 年度



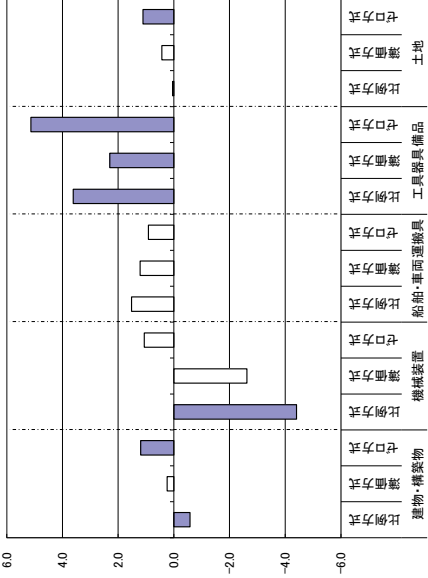
(c) 1992-97 年度



(b) 1987-91 年度



(d) 1998-04 年度



(注) 白抜きの棒グラフで描かれている投資財は、調整コストパラメーターが正の値で有意に推計されなかったもの。

第 3 部

第 6 章:外国人投資家の株式所有と 企業価値の因果関係 —分散不均一性による同時方程式の識別—¹

1. はじめに

1.1 コーポレート・ガバナンスとは

コーポレート・ガバナンス(企業統治)は、一般的に企業経営者の規律付けと考えられている。Berle and Means(1932)が近代的な大企業への発展過程で所有と経営の分離が進んでいったことを指摘して以来、いかにして経営者に所有者の利益に沿う行動をとらせるかという企業経営者の規律付が意識されるようになった。株主である所有者との間に情報の非対称性が発生すると、経営者には所有者の利益ではなく自己の利益を追求する(モラルハザード)余地が与えられ、所有者をプリンシパルとし経営者をエージェントとするエージェンシー問題が発生する。

企業は、株主以外の経済主体—ステイクホルダー—によっても構成されている。企業とステイクホルダーの利害を調整し、それらの経済主体の経済厚生を引き上げるようにコーポレート・ガバナンスの目的を設定すべきとの考え方もある。青木・関口(1996)は、日本の株式市場が取引関係者間の株式持ち合いのために、コーポレート・コントロールの市場²としての機能を十分に果たしているとはいえないことを指摘している。また、花崎(2008)でも、伝統的な日本企業では株主がサイレントな存在であると述べており、日本におけるコーポレート・ガバナンスの問題を株主利益最大化の観点のみで分析することの限界を指摘している。他にも、日本企業は労働者が管理している(労働者管理企業)という考えに基づいた小宮(1993)や、株主と従業員の間のバーゲニング(双対的コントロール)を考えた青木・奥野・関口(1996)といった理論分析もある。

コーポレート・ガバナンスの方法は、大きく、内部コントロールと外部コントロールに分けられる³。内部コントロールとは、経営に対するコントロール権の配分が与えられたものとした上で、企業内

¹ 本章は、岩壺・外木(2007)「外国人投資家の株式所有と企業価値の因果関係—分散不均一性による同時方程式の識別—」『経済研究』Vol.58, No.1 に掲載されたものについて、本論文の構成に合うよう筆者による若干の修正が行われたものである。

² Manne(1965)が株式市場に企業経営を制御しうるメカニズムが内在している点に着目して、名付けた概念。

³ 外部コントロールと内部コントロールの大別は、小佐野(2001)の pp.21 に従っている。

部のメカニズムにより経営者を規律付ける方法である。例えば、アメリカの企業統治では、企業の経営と所有の分離を考え、株主(所有者)の利益を代表する取締役会が、具体的な業務執行を行う執行役員を任命・監督する形をとっている。日本においても、2003年4月施行の商法特例法改定により、商法特例法上の大会社は「委員会設置会社」の選択が可能となり、2006年5月施行の会社法において、委員会設置会社に名称を変更し、大会社以外も採用できる制度として継承した⁴。ここでは、社外取締役がモニター役として機能することで、株主(所有者)と経営者と間の情報の非対称性が解消されることが期待される。一方、外部コントロールとは、コントロール権の配分を与えたものとしなくて、コントロール権自体を外部の投資家に配分することにより経営者を規律付ける方法である。例えば、もしも取締役会がモニターとして機能していないならば、企業が保有する資源を有効に活用できていないことになり、株価が低下する。すると、敵対的買収の標的となり得る。取締役会が敵対的買収を恐れることで、モニターを十分に行うインセンティブが働くことになる。

本章では、日本企業に対する外部コントロールとして外国人投資家の役割に分析の焦点を当てる。続く1.2～1.5節では、国家間での外部の投資家の分布違いと、それによるコーポレート・ガバナンスのあり方の違いに触れつつ、日本企業の所有構造の特徴と本章の分析の意義について述べる。

1.2 日本のコーポレート・ガバナンスとメインバンク・システム

花崎(2008)は、アメリカ、イギリス、日本、ドイツの企業の所有主体を比較したProwse(1995)の表を取り上げ、株式の所有構造の国による違いを説明している。そこでは、日本やドイツでは金融機関が自己勘定で株式を保有する一方、アメリカとイギリスでは一般投資家から資金を集めて株式投資として運用する金融機関が主流であると述べた。そして、ドイツと日本では非金融法人企業の持ち株ウェイトが高いことも述べている⁵。La Porta, Lopez-De-Silanes, and Shleifer(1999)は、比較対象となる国の範囲を広げ、27の国及び地域の株式公開済みの大企業の株式所有構造に関するデータを集めて、各国の株式所有構造の特徴を分析した。その結果、一般に、アングロ・

⁴ 2014年8月に開催された「マイクロデータを用いた設備投資の促進・阻害要因の解明と投資促進政策への応用」第1回プロジェクト会議において、中村純一氏(政策投資銀行・設備投資研究所)より、1990年以降の日本の会社制度の変更についてお教えいただく機会を得た。

⁵ 花崎(2008)pp.42より。

サクソン諸国は株式の所有状況が分散している一方、大陸ヨーロッパ諸国では金融機関や政府による所有形態がかなりの比重を占めることを指摘した⁶。

La Porta *et al.*(2008)やShleifer and Vishny(1997)は、この違いを投資家に対する法的な保護の違いという制度的要因に求めた(法起源論)。強力な証券市場が発展し、会社のパフォーマンスの向上が実現するには、会社法が重要な意味を持つと論じた。一方、Roe(2006)やRajan and Zingales(2003)は、会社法より基本的な制度が重要であり、財産権の保護のような基本的な制度がいったん制定さえすれば、証券市場やコーポレート・ガバナンスの生成という面で国の政治が決定的な意味を持つようになることとみなした⁷。会社法と政治のどちらが起源にしろ、これらは株式会社(及び証券市場)への一方的な因果関係を論じている。

それに対し、両方向の因果関係を考慮した分析を行ったものもある。青木(2011)は、ルールないし制度を社会ゲーム⁸のプレイの反復状態(いわば既存の社会秩序)における際立ったパターンとして表現するもの(内生的に求める均衡)として、ガバナンスの5つの基本様式を提示し、特定の型は適切な社会規範や政治的ガバナンスとの間に相互関連性を持つとした。Aoki(1994)は、ナッシュ交渉解に従って、チーム生産の性格を持つ企業内部組織が円滑に機能するための方策として状態依存ガバナンスを挙げ、日本企業のコーポレート・ガバナンスの構造がメインバンクをモニターとする状態依存ガバナンスになっていると主張した。最大の貸出シェアを持つ銀行を通常メインバンクとし⁹、企業の経営が順調な時は企業経営をモニターするのみで、企業が財務危機に陥った時に企業経営に関与するという条件付きコントロールを行うというものである¹⁰。青木(2011)は、この日本のメインバンク・システムがガバナンスの5つの基本様式のひとつに対応する

⁶ 日本では企業集団による株式持ち合いを通じた所有が無視できないにしても、大陸ヨーロッパ諸国よりは分散所有型に近い状況にあることも指摘している

⁷ 青木(2011)pp.82 より。

⁸ ある人口の内部で繰り返しプレイされるゲームは「社会ゲーム」と呼ばれる。

⁹ Aoki, Patrick and Sheard(1994)は、伝統的な学問的な定義では、メインバンク関係をある企業とその企業に対して最大の貸出シェアを持つ特定の銀行との長期的取引関係とするが、メインバンク・システムは3つの関係の束として理解されるべきと主張している:[1] 企業・銀行間での金融・情報・経営における多元的な関係、[2] 都市銀行間の相互関係、[3] 規制当局(大蔵省と日本銀行)と銀行産業との関係。

¹⁰ Hoshi and Kashyap(2001)では、系列には2種類の異なる企業集団が含まれると説明している:[1] 垂直的系列(1つの主要企業とその下請企業群)、[2] 水平的系列(大企業同士の集団。単に企業集団とも呼ばれることもある)。そして、企業集団は系列内の銀行に大きく依存したとある。Aoki, Patrick and Sheard(1994)は、企業集団が結合する1側面として共通したメインバンク関係を挙げている。花崎(2008)は、上記2つの加えて、メインバンク関係を金融系列として挙げている。

としている。

分散所有型株式所有構造をとる場合、テイクオーバーによる経営者の置き換えやアクティビストと呼ばれる機関投資家のモニタリングによる経営介入によって、コーポレート・コントロールの市場が機能することが期待される¹¹。青木・堀(1996)は、企業に対するモニタリング活動を概念的に事前・中間・事後の3つ¹²に整理した上で、メインバンクが持つモニタリング機能を理論的に示した。広い範囲の資本市場の参加者に分散されていっつも、コーポレート・コントロール市場が大きな役割を果たしているアメリカ¹³に対し、日本では企業間で株式持ち合いが行われているためにコーポレート・コントロール市場が不完全にしか形成されず、代わりにメインバンクが3つのモニタリングの機能を果たしていると述べた。特に、状態依存ガバナンスは事後的モニタリングの機能を担っていると主張した。

このような流れを受けて、1990年代までの日本企業のコーポレート・ガバナンスに関する実証分析は、メインバンク・システムが企業の経営に対しどのような影響を与えたのかを検証するものが主体であった。また、1950年代～1970年代までの高度成長を支えたシステムとして、経営者の規律付け以外の多様な側面からの検証も進められてきた。Hoshi and Kashyap(2001)は、理論と実証研究の両者の結果を交えながら、メインバンクの長所を包括的に整理している¹⁴。経営者と所有者の間に情報の非対称性がある場合、モラルハザードを生み出すだけでなく、一見有利なように見える高金利の貸出が、結局は、収益力の低い借り手だけを選択してしまう逆選択を生む可能性がある。しかし、メインバンクのシステムには、それら情報の非対称性の問題を緩和する機能が備わっていると述べている。さらに、外部投資家の中の債権者と株主の利害の不一致の緩

¹¹ ただし、ホワイト・ナイトやポイズン・ピルといった経営者によるテイクオーバーへの対抗処置、少数株主のフリーライダー問題(Shleifer and Vishny(1986))等により、コーポレート・コントロール市場の機能について疑問も呈されている。

¹² [1] 投資プロジェクトの評価や信用分析を行う事前モニタリング、[2] 経営活動のモニタリングを行う中間モニタリング、[3] 財務状況の識別や状況に応じた懲罰的・匡正的活動の適用を行う事後モニタリングの3つ。

¹³ Aoki(1994a)では、3つのモニタリングの担い手の具体的例があげられている。アメリカでは商業銀行が株式の保有を含む株取引を自己勘定で行うことが禁じられており、また公平な劣後の原則と相まって、コーポレート・ガバナンスの究極的な支配権は、コーポレート・コントロール市場といわれる株式市場にあると指摘している。

¹⁴ Hoshi and Kashyap(2001)は、メインバンク・システムの短所も挙げている。規制による歪み、非効率な救済活動、大企業の資金調達コストの高まり、過剰債務、リスク回避である。加えて、メインバンク・システムは企業の収益性を低くすると指摘し、これは企業集団内で利益配分される保険機能を提供しているためとしている。

和(特に、財務危機時)や、外部投資家間でのモニタリングの重複の回避といった機能も持ち合わせていると述べている。

1.3 1990 年代以降の日本のコーポレート・ガバナンスの変容

1980 年以前は、有担保原則や適債基準により発行条件が厳しく、企業が負債で資金調達をする場合には、銀行借入以外の選択肢が事実上なかった。しかし、1980 年代に入ると徐々に適債基準が緩和され、1993 年には適債基準のうち数値基準が廃止、1996 年には格付け基準も撤廃されて、社債発行は完全に自由化された。このように 1980 年代から 90 年代にかけて日本の金融資本市場で自由化が進展した結果、銀行部門に発生していたレントが消失し、メインバンクのモニタリング機能も衰退してきたことが指摘された¹⁵。

宮島(2011)は、金融自由化に伴う株式所有構造の変化について、次のようにまとめている。企業規模・財務健全性・利益などの適債基準を満たした企業の間では、成長可能性が高く、リスクの低い企業が社債を選択するという明確な傾向があり、このため、メインバンク関係のワーク領域が縮小するばかりではなく、銀行の顧客プールはリスクの高い企業に偏ることになった。すでに外国人保有比率が高く、資本市場へのアクセスが容易な企業が保有銀行株の売却を選択する一方で、銀行部門も流動化が容易な株式市場の評価の高い保有株を売却した。このようにして、株式持ち合いの解消が進んだ。そのため、メインバンク関係によって特徴付けられた企業・銀行関係が 1990 年前半から変容し始め、1990 年代初頭からの外国人投資家の増加も相まって、1990 代半ばまでには企業・銀行関係、所有構造において多様化が進んだ。

ほとんどの日本企業が 1980 年代まで採用してきたメインバンク・システムが、1990 年代以降どのようなシステムへ変容をとげ、進化していくかについては、現在も多くの研究者の分析対象となっている。こうした変化の時代において、メインバンクに代わって台頭してきた外国人投資家の日本企業のコーポレート・ガバナンスへの役割を分析することは、重要であると考えられる。本章では、1990 年代の外国人投資家の増加が、日本経営者に株主価値向上を強く意識させ、企業価値の増加へつながったのか検証を行う。

1.4 日本における企業価値と外国人投資家の関係

1.3 節で説明したように、1960 年代から 1970 年代にかけて形成された金融機関と企業との

¹⁵ Aoki(1994a), Hoshi and Kashyap(2001)

株式持ち合い、および事業会社同士の持ち合いは、1990 年代に入って解消され、それに代わって外国人投資家が日本企業の株式保有を増やしてきた¹⁶(図 6-1)。

1989 年度末に 4.2 %であった外国人投資家による持株比率(金額ベース)は、2005 年度末に 26.7 %にまで上昇しており、外国人投資家は事業法人の 21.1 %、個人投資家の 19.1 %を超えて、金融機関の 31.6 %に次ぐ第二の投資部門となっている。外国人投資家の保有株式が比較的大型株に偏っているため、持株数ベースの持株比率は金額ベースよりも低い 22.2 % (ライブドアを含まない統計では 24.1%) であるが、これも長期的にみて増加している。1990 年以前にも外国人投資家による日本株投資ブームは少なくとも 5 回あった(安田, 1995)。第一次ブームは 1960 年代初めにソニーやホンダが ADR(American Depositary Receipts = アメリカ預託証券)をニューヨーク株式市場で発行したことに始まる。第二次ブームは 1967 年に対外資本規制の本格的自由化がきっかけだった。第三次ブームは 1971 年の円切り上げで始まり、1972 年の「外人投資純増禁止措置」で終わりを告げる。1970 年代末から 1980 年代初めにかけては原油価格上昇でオイルマネーによる第四次ブームが起きた。1982 年～1983 年には世界的なディスインフレや株高を背景とした第五次ブームがあった。

1990 年以降の外国人投資家による株式保有の堅調な上昇は、一時的なブームというよりはむしろ持続的な傾向といえよう。外国人投資による日本株投資はこれまで、ハイテクや自動車などの世界的に事業を展開し、知名度の高い企業が主体であったが、日本経済が回復基調をたどるにつれて、国内に主な事業基盤をもつ内需型企業にも及んでいる。一般的に外資による日本企業の株式所有は、経営権の取得や経営への参加を目的とした「直接投資」と資産運用を目的とする「間接投資(ポートフォリオ投資)」に大別される。本章で分析対象とする間接投資は投資先企業の経営に直接、参画しないものの、投資収益を高めるために経営者に対して議決権の行使(Voice)と株式の売却(Exit)の両面で経営を規律付けることができる。国内投資家に比べて株主意識の高い外国人株主が増加するに伴い、経営に対する監視の目が一層厳しくなり、経営者は外国人株主を意識した経営を迫られているとの指摘は多い(日経新聞, 2006 年 5 月 9 日号)。

¹⁶ 東京証券取引所によって外国人投資家と定義されるのは、外国為替および外国貿易法第 6 条第 1 項第 6 号に規定される非居住者と外国証券会社が国内に設ける支店である。外国人投資家とはいえ、外資系金融機関に勤める日本人が運用していることも少なくないが、彼らの運用哲学や運用方法は外資流であることが多いため、外国人投資家の範疇に含めて議論することに大きな問題は生じない。

たとえば、外国人投資家のうちのほとんどを占める海外の機関投資家は、投資先企業の株主価値の向上に積極的であり、資本の効率改善や利益配分に関する要求が株主総会などを通じてなされることが多くなった。「株主総会白書」によると、2002 年の株主総会で議案に対して「否」の意思表示をした外国人投資家がいた企業の比率は 29.7 %であったが、2004 年には 54.9 %と大幅に増加し、2005 年には 55.7 %にまで増えている¹⁷(表 6-1)。近年、日本人、外国人を問わず議案に対する反対は増加傾向にあり、「モノ言う株主」が外国人投資家に特有の特徴とはいえなくなってきたのはあるものの、外国人投資家の増加が経営者に緊張感をもたらしていることは確かであろう。外資比率の高い大企業の中では、外国人株主との接触を増やすために欧米機関投資家を訪問する海外IR(投資家向け広報)活動を活発化させている企業も多い。

また、株式流通市場においては、外国人投資家の売買代金比率が 1990 年代に急拡大しており、外国人投資家は個人投資家や金融機関、事業法人を差し置いてメインプレーヤーになりつつある(図 6-2)¹⁸。また、外国人投資家の売買回転率は個人投資家や国内の投資信託よりもはるかに高く、外国人投資家は活発に売買している(図 6-3)¹⁹。売買回転率が1より高いことは、年初に保有していた株式が(平均的にみて)年末にはすべて売却されていることを意味する。売買回転率の高い外国人投資家の行動は株価への影響が大きいため、企業経営者は株価を高く維持するために外国人投資家からの評価を気にするようになった。

1.5 本章の分析目的

本章の目的は、このような外国人投資家による株式所有の拡大が日本企業の企業価値にどのような影響を与えているかを実証分析することである。近年、国際分散投資の活発化に伴って、エマージング市場における外国人投資家の持株比率が上昇している。世界中で外国人の持株比率が高い国はハンガリー(72.6 %)、フィンランド(55.7 %)、メキシコ(46.4 %)、韓国(40.1%)であり(いずれも 2003 年末時点、韓国は 2004 年末時点)、日本における外国人投資家の持株比率がとりわけ高いわけではない。しかし、外国人投資家と国内投資家の投資行動や経営監視行

¹⁷ 反対した件数が多かったのは定款変更と監査役の選任である。なかでも、株主の利益を損ないかねない買収防衛策に批判が強く、防衛を意識した株式発行可能枠の拡大に関して多くの反対が集まった。

¹⁸ 売買代金比率とは、各投資部門による 1 年間の株式の購入と売却の和が全体の購入と売却の和に占める割合を指す。

¹⁹ 各投資部門の 1 年間の株式の購入と売却の平均をその投資部門の前年度末の株式保有代金と今年度末の株式保有代金の平均で割ったものを投資部門別売買回転率と定義している。

動の違いがこれほど明確である国はめずらしく、これまで株式の持ち合いにより株主からの規律付けを免れてきた日本の経営者が外国人投資家の持株比率の上昇によって株主価値の向上を強く意識するようになったのかは実証的に興味深い問題である。

既存研究によると、外資比率の上昇は日本企業のパフォーマンスに貢献するという結果が多く報告されている。しかし、その一方で、外国人投資家の株式所有を外生とするこれらの実証結果は、外国人投資家に高パフォーマンス企業の株式を保有する傾向があることを示しているに過ぎないという逆の因果関係を強調する見方もある。したがって、株式所有と企業のパフォーマンスの因果関係を明らかにするためには両者の内生性を考慮する必要がある。内生性を考慮することの重要性はたびたび指摘されてきたものの、これまでのコーポレート・ガバナンスの研究ではその困難さにより十分に説得的な推計方法が採られていなかった。たとえば、内生性を考慮する方法として操作変数法を利用した同時方程式の推定(二段階推定法など)が頻繁に利用されるが、適切な操作変数を見つけるのは概して難しい。企業のパフォーマンスはいかなる変数にも影響を受ける可能性があるからである。また、仮に見つかったとしても、weak instruments(弱い操作変数)などの問題に直面することが少なくない。

そこで、本章では、このような内生性の問題を克服するために、Rigobon(2003)の分散不均一性による同時方程式の識別法を利用し、外資比率と企業価値の因果関係の解明を試みる。分散不均一性による識別法は操作変数による識別法と似たように考えることができる。操作変数法による識別の場合、たとえば、需要関数を変化させるが供給関数には影響を与えない操作変数の変化は需要関数だけを平行移動させるのでそれによって供給関数の傾きが計測可能となる。一方、分散不均一性による識別については、たとえば、需要関数の誤差項の分散が大きいサンプルと小さいサンプルに分かれる場合、仮に、供給関数の誤差項の分散は2つのサンプルで変化がないならば、需要ショックの分散の変化で供給関数の傾きが推定可能になる。図6-4が示すように、需要ショックの分散が増加すると実現値は供給関数に沿って大きく変動するからである。

推計の結果、外国人投資家は企業価値が低くなると所有株式を増やす一方で、外資比率の上昇は企業価値の上昇をもたらすことが分かった。また、外国人投資家の企業価値向上効果は内生性を考慮しない場合よりも高く、外資比率と企業価値の関係を分析するには両者の内生性を考慮することの重要性が確認された。

本章の構成は以下の通りである。2 節ではコーポレート・ガバナンスとホーム・バイアスの文献を簡単に紹介し、いずれの研究においても内生性の問題が十分に解決されていないことを示す。3 節では、Rigobon (2003) の分散不均一性による同時方程式の識別法を解説する。4 節では、サンプルの特徴や推計式を詳述し、分析結果を示す。5 節では結論と本章で考察されていない問題について述べる。

2. 関連する先行研究の展望

企業価値と外国人投資家の関係について関連する研究分野として、コーポレート・ガバナンス研究とホーム・バイアス研究が挙げられる。株式所有構造が企業の市場評価や成長性に対してどのような影響を与えるかはコーポレート・ガバナンスの主要な研究テーマであり、これまでに多くの理論・実証研究の蓄積がある。特に、欧米の研究者が注目していたのは、経営者や大株主による株式所有問題であり、株主の分布状況が分散型がいいのか、それとも集中型がいいのかという問題や、経営者が株式を所有するときのインセンティブ問題に多くの関心が寄せられた。このような実証研究の中で最も頻繁に引用されている Morck, Shleifer and Vishny (1988) の研究では、内部経営者の所有する株式保有割合が 5 %になるまでは、内部経営者が所有する株式保有割合が大きくなるにつれて Tobin ので表された企業価値も上昇するが、内部経営者が所有する株式保有割合が 5 %から 25 %の間では、所有する株式保有割合が大きくなると企業価値はかえって低下するという結果が示されている。さらに、彼らは内部経営者が所有する株式保有割合が 25 %以上になると、企業価値は再び若干上昇する傾向があることを見出している。

日本の企業データを用いた研究では、Lichtenberg and Puchner (1994) が株式所有構造と全要素生産性(MFP)、資産収益率(ROA)の関係を分析し、金融機関の株式保有割合が有意に正の影響、株式持ち合いが有意に負の影響を与えることを示した。米澤・宮崎(1996)は日本企業を統治する主体が株主なのか、それとも労働者なのかを検討するなかで、株式所有構造が全要素生産性に対して与える影響を分析し、金融機関、外国法人、役員の株式保有比率、及び上位 10 大株主保有比率がいずれも正で有意であるとの結果を得ている。また、堀内・花崎(2000)は、メインバンク制の有効性を検討する文脈で株主所有構造と全要素生産性の変化率の関係を分析し、機関投資家が規律付け効果を持つ可能性を示している。本章と同じように、株式所有構造と企業

価値(Tobin の q)の関係を分析した佐々木・米澤(2000)や西崎・倉澤(2003)では、株主価値に対して外国人保有比率が正の、個人投資家の保有比率は負の、大株主の保有比率は正の影響を与えているとの結果が示されている。既存研究を見渡す限り、外国人による日本企業の株式保有は全要素生産性(MFP)、資産収益率(ROA)、企業価値(Tobin の q)のいずれに対しても正の影響を与えたとの推計結果が支配的である。

しかし、これらの研究はいずれも株式所有構造を所与とした推計結果であり、株式所有構造と企業のパフォーマンス因果関係はそれほど明白ではない。すなわち、海外の投資家がモニタリング活動等を通じて経営者の規律付けに役立っているのか、それとも彼らが企業価値や生産性の高い企業の株式を保有する傾向にあるからなのかは、株式所有構造を所与とした推計では解決できないのである。

一方、外国人投資家がどのような企業の株式を保有するのかについては、ホーム・バイアスの研究を中心に行われてきた。ホーム・バイアスとは理論的に導出される株式ポートフォリオの海外投資比率に比べて、実際の比率がはるかに低い現象を指し、それを指摘した French and Potarba (1991) 以来、株式投資の国内バイアスの原因について多くの研究者が関心を示してきた。Kang and Stulz (1997) は、それまでのマクロ・データに偏っていたこの分野の研究において、マイクロ・データを使用することの重要性を知らしめた。彼らは日本の企業データを使って、外国人投資家は製造業、規模の大きな企業、負債比率の低い企業、そして会計上の業績の良い企業の株式を保有する傾向があると報告している。その後、スウェーデン、韓国、台湾の企業データを使用した研究でも同様の結果が得られているとの報告がある(Dahlquist and Robertsson, 2001; Ko, Kim and Cho, 2006; Lin and Shiu, 2003)。

しかし、これらの研究は投資先企業の特性を外生として外国人投資家の投資選好を推計しているため、両者の因果関係については明らかではない。本章では、問題の多い操作変数法以外の推計方法で、外国人投資家の株式保有と企業価値の因果関係を検討を行う。

ただし、一口に「投資家」といっても、成長株に投資をするグロース投資家と割安株に投資をするバリューストック投資家とがあり、投資態度が異なることが指摘されている。杉浦(2011)²⁰によると、バリューストック投資家はアクティビストとして行動する傾向があり、グロース投資も行うようになってくるとパッシブ

²⁰ 杉浦(2011)・図表 2「日本株投資家の特性別分類」より。

づ運用を行う傾向が高まるという。Holstrom and Tirole(1993)は、保有の集中と流動性の間には負の相関があり、流動性とモニタリングの間にはトレード・オフの関係があると主張した。それに対し、Kahn and Winton(1998)は必ずしもそうではないと主張した。宇野・神山(2009)は、これらを受けて、日本企業のデータから日本市場における株式保有構造が流動性と企業価値へ与える影響を実証分析した²¹。そこでは、株主所有構造がそのまま流動性を表すわけではなく、同じ投資主体が同じ所有比率を示していたとしても、その投資ホライズンが異なると、企業価値に与える影響も異なると考えた。彼らは、実証結果から、株式持合いの拡大が流動性の低下を通じてのみ企業価値へ影響を与えるだけでなく、直接的に企業価値の毀損へとつながっていると述べた。加えて、外国人の保有比率拡大は流動性を悪化させておらず、外国人投資家によりなんらかのガバナンス改善が期待できると市場が判断していると述べた。本章では、外国人投資家と企業価値の関係を検証するが、本章で利用するデータベースからは外国人投資家の間にある運用態度(すなわち流動性)の違いを識別できないため、分析では考慮していない²²。

3. 推計方法

以下のような標準的な同時方程式の推定方法を考察する。

$$q_t = \alpha p_t + \mu_t \quad \cdots(6-1)$$

$$p_t = \beta q_t + \varepsilon_t \quad \cdots(6-2)$$

ここで、(6-1)式は供給関数、(6-2)式は需要関数を表しており、 q_t と p_t は観測されたある財の価格とその量である。また、 μ_t と ε_t は独立同一分布(i.i.d)に従う攪乱項であり、平均は 0、分散は

²¹ 宇野・神山(2009)では、『Kahn and Winton (1998) が指摘する「モニタリングによる利益は集められる情報の精度に左右される」という点は、株式保有主体の投資ホライズンの長短を理解する手掛かりを与えている。すなわち、情報の精度が高ければ、情報トレーダーとして投資行動から大きな利益を獲得できる可能性がある』として、本章の元になった岩壺・外木(2007)の推計結果と整合的であることを述べている。

²² 外国人投資家の間の運用態度は識別できないにしても、総じてみた外国人投資家が企業価値を短期的に上昇させるだけなのか、長期的にも上昇させるかという視点で分析することは可能である。外木(2010)は本章と同様の識別方法を利用して、外国人投資家と企業価値のパネル構造 VBR の推計を試みたものである。この方向での分析については、今後の研究課題としたい。

σ_μ^2 , σ_ε^2 仮定する. また, μ_t と ε_t の相関 $\sigma_{\mu\varepsilon}$ は 0 と仮定する. q_t , p_t をそれぞれ解くと

$$q_t = \frac{1}{1-\alpha\beta}(\mu_t + \alpha\varepsilon_t) \quad \dots(6-3)$$

$$p_t = \frac{1}{1-\alpha\beta}(\beta\mu_t + \varepsilon_t) \quad \dots(6-4)$$

となる. q_t と p_t とが相関を持つことから, (6-1)式の α の OLS 推定量

$$\hat{\alpha}_{OLS} = (p_t' p_t)^{-1} p_t' q_t = \alpha + \beta(1-\alpha\beta) \frac{\sigma_\mu^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \beta^2 \sigma_\mu^2}$$

にはバイアスがある. 本章では, Rigobon (2003) で示された攪乱項の不均一分散を利用して同時方程式を識別する方法を利用する.

攪乱項の分散が均一な場合, q_t , p_t に関する誘導型の分散共分散行列は

$$\hat{\Omega} = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \alpha^2 \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2 & \alpha \sigma_\varepsilon^2 + \beta \sigma_\mu^2 \\ \cdot & \sigma_\varepsilon^2 + \beta^2 \sigma_\mu^2 \end{bmatrix} \quad \dots(6-5)$$

と推定できる. 左辺はデータから推定されるもので, 右辺は理論的に導出されるモーメントである. 同時方程式が識別不可能な原因は, 未知のパラメータが α , β , σ_ε^2 , σ_μ^2 の 4 つであるにもかかわらず, (6-5)式からは 3 つのモーメントしか得ることができないことにある. そこで, 誤差項の分散が不均一でデータが 2 つのサブ・サンプルに分けられるようなケースを考えてみよう. サブ・サンプルごとの分散共分散行列は

$$\hat{\Omega}_1 = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \alpha^2 \sigma_{\varepsilon,1}^2 + \sigma_{\mu,1}^2 & \alpha \sigma_{\varepsilon,1}^2 + \beta \sigma_{\mu,1}^2 \\ \cdot & \sigma_{\varepsilon,1}^2 + \beta^2 \sigma_{\mu,1}^2 \end{bmatrix} \quad \dots(6-6)$$

$$\hat{\Omega}_2 = \frac{1}{(1-\alpha\beta)^2} \begin{bmatrix} \alpha^2 \sigma_{\varepsilon,2}^2 + \sigma_{\mu,2}^2 & \alpha \sigma_{\varepsilon,2}^2 + \beta \sigma_{\mu,2}^2 \\ \cdot & \sigma_{\varepsilon,2}^2 + \beta^2 \sigma_{\mu,2}^2 \end{bmatrix} \quad \dots(6-7)$$

と推定される。未知のパラメータは α , β , $\sigma_{\varepsilon,1}^2$, $\sigma_{\mu,2}^2$, $\sigma_{\varepsilon,2}^2$, $\sigma_{\mu,2}^2$ の 6 つとなり、モーメント条件が 6 つあることから、各パラメータの推定が可能となる。これは同時方程式の識別のための次数条件 (order condition) である。

Rigobon(2003) で示されているように、識別のための階数条件 (rank condition) は 6 つのモーメント条件を表す方程式が以下のように線形独立になっていることである。

$$\frac{\sigma_{\varepsilon,1}^2}{\sigma_{\mu,1}^2} \neq \frac{\sigma_{\varepsilon,2}^2}{\sigma_{\mu,2}^2} \quad \dots(6-8)$$

仮に、サブ・サンプルを 4 つに増加させると、未知のパラメータは 10 個となり、モーメント条件は 12 個となる。このように、サブ・サンプルを増加させていくと過剰識別になり、過剰識別制約検定をすることによって推計モデルの妥当性を検討することができる。本章では、外資比率の分散が大きい小さいか、そして Tobin の q の分散が大きい小さいかにより 4 つのサブ・サンプルに分け、サブ・サンプルごとに分散共分散行列を計算してモーメント条件を作成し、GMM でパラメータを推定している。

需要関数と供給関数を識別する方法として、符号制約 (sign restriction) を用いる。Leontief (1929) や Leamer (1981) の方法を適用すると、OLS 推定によって α , β の値の許容範囲を絞ることができる。

たとえば、真のモデルは(6-1)式と(6-2)式の同時方程式であるにもかかわらず、

$$q_t = \alpha p_t + \mu_t \quad \dots(6-9)$$

のように p_t を外生変数とみなして推計したとしよう。この場合、 α は

$$\hat{\alpha}_{OLS} = \alpha + \beta(1 - \alpha\beta) \frac{\sigma_{\mu}^2}{\sigma_{\varepsilon}^2 + \beta^2 \sigma_{\mu}^2}$$

とバイアスをもって推定されてしまう。もしも α , β が異なる符号ならば, (6-9)式の OLS 推定値は, 絶対値の意味で真の値よりも小さくなるはずである ($|\hat{\alpha}_{OLS}| < |\alpha|$)。

次に, (6-9)式を p_t について解くと,

$$p_t = \frac{1}{\alpha} q_t + \tilde{\mu}_t \quad \cdots(6-10)$$

$$= b q_t + \tilde{\mu}_t \quad \cdots(6-11)$$

とかける。(6-11)式について OLS 推定すると

$$\begin{aligned} \hat{b}_{OLS} &= (q_t' q_t)^{-1} q_t' p_t \\ &= \beta + \alpha(1 - \alpha\beta) \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\alpha^2 \sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\mu}^2} \\ &= \frac{1}{\alpha} - \frac{1}{\alpha} (1 - \alpha\beta) \frac{\sigma_{\varepsilon}^2}{\alpha^2 \sigma_{\varepsilon}^2 + \sigma_{\mu}^2} \end{aligned}$$

となる。 α , β が異なる符号の場合, (6-11)式の OLS 推定値も 0 の方にバイア

スを持つものになる ($|\hat{b}_{OLS}| < \left| \frac{1}{\alpha} \right|$)。したがって,

$$|\hat{\alpha}_{OLS}| < |\alpha| < \left| \frac{1}{\hat{b}_{OLS}} \right|$$

と, 真の値 α の許容範囲を絞ることができる。次に, α , β が同じ符号の場合を考えてみよう。 α , β の両者が正の符号なら, OLS 推定値は真のものより大きくなるだろう。 α , β の両者が負の符号なら, OLS 推定値は真のものより小さくなるだろう。よって α , β が同じ符号の場合は,

$$|\alpha| < \min \left(|\hat{\alpha}_{OLS}|, \left| \frac{1}{\hat{b}_{OLS}} \right| \right)$$

と、真の値 α の許容範囲を絞ることができる。 β についても同様に、OLS 推定によって許容範囲を絞ることができる。本章では、GMM によって同時方程式の内生変数のパラメータを推計し、この方法にしたがって α , β を識別している。

以上では、供給関数や需要関数の説明変数として外生変数がなく、また固定効果やランダム効果を扱わないケースを見てきた。以下では、外生変数がある場合やパネルデータを分析する場合に合わせて推計モデルを拡張する。複数ある財(i) について t 時点の価格とその量を p_{it} , q_{it} と表すとしよう。また、需要関数と供給関数の左辺に外生変数 x_{it} が加わったとする。すると(6-1)式や(6-2)式で表される同時方程式は、

$$\begin{pmatrix} 1 & -\alpha \\ -\beta & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} q_{it} \\ p_{it} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} u_i \\ v_i \end{pmatrix} + Bx_{it} + \begin{pmatrix} \mu_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{pmatrix}$$

とあらされる。ただし、 u_i , v_i は財ごとの固定効果・ランダム効果を表す項であり、特に $u_i = \bar{u}$,

$v_i = \bar{v}$ と一定の場合は Pool 推定の定数項となる。 $A = \begin{pmatrix} 1 & -\alpha \\ -\beta & 1 \end{pmatrix}$ と定義すると、誘導型は、

$$\begin{pmatrix} q_{it} \\ p_{it} \end{pmatrix} = A^{-1} \begin{pmatrix} u_i \\ v_i \end{pmatrix} + A^{-1} Bx_{it} + A^{-1} \begin{pmatrix} \mu_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{pmatrix}$$

と表される。誘導型による推計の重要な点は、Pool 推定や、固定効果・ランダム効果推定を行ったとき $A^{-1}B$ の一致推定量が得られることである。仮に、 A の値をあらかじめ知っているのなら、誘導型によるパラメータの推計値から構造型のパラメータの推計値を得ることは簡単である。では、 A の推定はどうすればいいのだろうか。実は、 A の推定は外生変数がなく、固定効果やランダム

効果を考慮しない場合と同じ方法を適用することができる。なぜなら、誘導型の誤差項 $A^{-1} \begin{pmatrix} \mu_{it} \\ \varepsilon_{it} \end{pmatrix}$ の分散共分散行列は、(6-6)式や(6-7)式と同じサブ・サンプルで分けられているなら、(6-6)式や(6-7)式と同じ構造だからである。したがって、外生変数や固定効果・ランダム効果がある場合でも、誘導型の推計を行って誘導型の誤差項を求め、作成された分散共分散行列から内生変数のパラメータ A を推計すればよい。

本章では、まず誘導型によるプーリング推定 (OLS)、固定効果推定、ランダム効果推定を行い、それぞれで誤差項を求め、サブ・サンプルごとの分散共分散行列を作成する。そして、サブ・サンプルごとの分散共分散行列からモーメント条件を作成し、GMM の 2 段階 (two-step) 推計によって内生変数のパラメータを推計している。ここでは、4 つのサブ・サンプルに分けて過剰識別とした上で、過剰識別制約検定を行って推計モデルの妥当性を検討する。最後に、GMM によって得られた内生変数のパラメータとサブ・サンプルごとの構造型の分散共分散行列をもとに、GLS により外生変数のパラメータを推計する。

4. 実証分析

4.1 推計式とデータ

本章では、東京証券取引所 (1 部・2 部) に上場している製造業企業を対象とし、外資比率と Tobin の q で表される企業価値との間の因果関係を分析する²³。分析に使用するデータは、第 4 章のものを踏襲している²⁴。

直接投資は投資先企業の経営に直接関与し、自らの持つ経営資源 (技術知識ストック、販売ノウハウ、優れた経営能力など) と投資先の経営資源から最大の利益を得ようとするものであるため、経営を間接的にしかコントロールできない間接投資とは企業価値に与える影響の度合いが異なると考えられる (深尾・天野, 2004)。そこで、本章が分析対象とする間接投資にサンプルを絞るため、

²³ 企業のパフォーマンスを表す変数として、Tobin の q の他に会計上のパフォーマンスを表す ROA や ROE、全要素生産性 (TFP) などがある。株主は株主価値、つまり企業価値を最大化することに関心があるので、その代理変数である Tobin の q を本稿の分析対象とする。

²⁴ 分析目的の違いから、Tobin の q の作成方法について若干異なる方法を採用している。第 4 章との差異について、詳しくは補論を参照されたい。

外資比率が 33.4 % 超のものを直接投資と仮定してサンプルから除外した²⁵。また、過去にM&Aを行った企業を松尾・山本(2006)を参考にサンプルから取り除いた。Tobinの q は極端に大きな値(100 以上)をとるサンプルを除外するために上位下位 0.5% を外れ値とした。標本期間は1990年度～2004 年度である。

両者の因果関係を調べるために、被説明変数を外資比率と Tobin の q とする同時方程式を推計する。外生変数は除外制約を課す必要がないという推計方法の特徴を生かし、外資比率と Tobin の q のどちらか一方の説明変数になりえるものはいずれの推計式においても説明変数とする。具体的には、企業規模(株式時価総額の対数値)、流動比率(流動資産/流動負債)、負債比率、輸出ダミー、輸出比率、有形固定資産・売上高比率、R&D ダミー、R&D 比率を両方程式の説明変数とした。これらはいずれも Tobin の q を被説明変数にしたコーポレート・ガバナンスの研究で見られる推計式や外国人投資比率を被説明変数にしたホーム・バイアスの研究で見られる推計式でよく使われる説明変数である。

表 6-2 にデータの基本統計量をまとめた。まず、注目すべきは外資比率の平均が 4.6% であることだ。図 6-1 でみたように市場全体では外国人の持株比率(金額ベース)が 26.7% にまで増加しているものの、外国人が投資する企業には偏りがあり、一企業平均の外資比率はとても小さい。図 6-5 に示されているように、外資比率は平均が中央値を大きく上回っており、分布が右に歪んでいる。このことは Tobin の q についても当てはまる。図6-6 と図 6-7 では、これらの分布の時系列的な歪みの変化を示した。外資比率は年を追うごとに右への歪みが増しており、Tobin の q は 2000 年度や 2004 年度といった景気のいい年に右への歪みが大きくなっている。

これらの分布の歪みは、Rigobon(2003) の識別法において重要な仮定である不均一分散と関連している。平均的に上昇傾向が見られる外資比率には、その上昇スピードとレベルには企業間でばらつきがあり、これが分布の歪みを作り出していると同時に、分散不均一を生んでいる。図 6-8 は外資比率と Tobin の q の誘導型推計の誤差項の分散を時系列的にみたものである。分布の歪みと同様に、外資比率は 2000 年以降、年を経るほどに分散のばらつきが上昇しており、Tobin の q は 1990 年代前半と 2000 年以降の比較的景気がいいときに分散のばらつきが上昇している。

²⁵ 外国人・企業の出資比率が 3 分の 1 を超える場合を直接投資とみなす理由は、総会特別決議に対して拒否権を行使できるからである。

前節で説明した分散不均一を利用した識別を行うためには分散が不均一になるようにサンプルを分類する必要がある。この分類の仕方はいく通りも考えられるが、たとえ分類の仕方に多少の特定化の誤りがあるとしても、階数条件が満たされているならば、構造パラメータの一致性が確保されることが証明されている(Rigobon,2003; pp.783)。以下では、過剰識別制約検定によってモデルの妥当性を検討し、識別に妥当な分類であるか否かを判断する。

サンプルを分類するにあたって二つの方法を採用。一つは外資比率と q の企業ごとの(時間を通じた)分散を計算して、企業に関して平均を境に大小に分類した場合と、中央値を境に大小で分類する方法である。もう一つの分類方法は、時間ごとの(企業をまたいだ)分散を計算して、年に関して平均を境に大小に分類した場合と、中央値を境に大小で分類する方法である。企業に関する固定効果・ランダム効果推定を行う際には、誘導型の誤差項には企業固有の効果が取り除かれているので、時間ごとの(企業をまたいだ)分散をもとにした分類を用いる。一方、時間に関する固定効果・ランダム効果推定を行う際には、誘導型の誤差項には時間固有の効果が取り除かれているので、企業ごとの(時間を通じた)分散をもとにした分類を用いる。

4.2 実証結果

まず、内生性を考慮しない場合の推計結果を表 6-3 に示した。ここでは、外資比率と Tobin の q を被説明変数とする推計式を同時ではなく各推計式ごとに推定されており、説明変数はすべて外生とみなしている。プーリング推定(OLS)の推計結果をみると、外資比率の推計式における q の係数と、 q の推計式における外資比率の係数はマイナスでともに有意ではない。一方、企業に関する固定効果・ランダム効果の推計結果によると、外資比率の推計式における q の係数はマイナスで有意、 q の推計式における外資比率の係数はマイナスで有意となっている。Hausman 検定をしたところ、固定効果とランダム効果の推定値には統計的に有意な差がみられるため、固定効果推定がモデルとして選ばれた。プーリング推定(OLS)と固定効果推定の結果の違いは、固定効果推定が時間に関して不変の観察されない変数を考慮した結果と解釈されるが、いずれの推定値も内生性を考慮していないことによる同時方程式バイアスが影響している可能性がある。

次に、内生性を考慮した推計結果をみていく。表 6-4 では、平均基準で分類したものと中央値基準で分類したもののプーリング推定値(GMM)をそれぞれ示した。外資比率の推計式における

q の係数は $-0.0119 \sim -0.0178$ で有意となり、 q の推計式における外資比率の係数は $1.35 \sim 2.86$ で有意となった。 q と外資比率の分布は共に右に歪んでおり、平均値が中央値よりも大きくなっていることを考慮すると、平均値でサンプルを分類する方が不均一分散をより適切に捉えているといえる。したがって、 q に与える外資比率の影響は中央値基準で分類した推計結果よりも平均基準で分類した推計結果が適切である可能性が高い。ただし、平均基準と中央値基準のいずれも分類でも過剰識別制約検定で帰無仮説は棄却されておらず、定式化の誤りは見られない。

表 6-5 は企業に関する固定効果推定、表 6-6 では企業に関するランダム効果推定の結果が示されている。表 6-5 と表 6-6 を比べてみると、固定効果推定・ランダム効果推定の外資比率と q の推定値が安定しており、結果の違いはむしろサンプルの分類の仕方であることが分かる。平均基準の分類では外資比率の推計式における q の係数はおよそ -0.03 、 q の推計式における外資比率の係数は $6 \sim 7$ で有意となる一方、中央値基準の分類では外資比率の推計式における q の係数はおよそ -0.015 、 q の推計式における外資比率の係数はおよそ 4 で有意となった。ここでも、中央値基準で分類した推計結果よりも平均基準で分類した推計結果が大きな値をとっている。これら固定効果推定・ランダム効果推定の結果と表 6-4 で示したプーリング推定の結果を比べてみると、 q に与える外資比率の影響は企業の異質性を考慮した固定効果推定・ランダム効果推定の方が大きくなっている。

企業に関する固定効果推定およびランダム効果推定では、誘導型の誤差項には企業固有の効果が取り除かれているので、サンプルの分類については時間ごとの(企業をまたいだ)分散をもとに分類を行った。次に、企業ごとの(時間を通じた)分散をもとにサンプルを分類して、時間に関する固定効果・ランダム効果推定を行った。しかし、識別に欠かせない分類ごとの分散の中有意に推定されないものがあり、GMM 推定の際の収束が不安定であった。また、過剰識別検定も棄却された。その原因としては、企業間の不均一分散の程度が低いことが考えられる。別の見方をすると、データの時間を通じた変動(time-series variation)が企業をまたいだ変動(cross-sectional variation)よりもデータの変動に大きな役割を果たしていることが推察される。

以上の推計結果がどのように解釈されるのか考えよう。まず、外資比率を被説明変数とする推計式は、(国内投資家に比べて)どのような企業に投資するかという外国人投資家の相対的な選

好を表している。一方、 q を被説明変数とする推計式は、どのような特性を持った企業（および経営者）の市場評価が高いかを示している。外資比率の推計式において q の係数は負、 q の推計式において外資比率の係数が正という結果は、（他の条件を一定として）企業価値が低くなると外資比率が上昇する一方で、外資比率が高くなるとその企業は企業価値が高まるということを表している。これは外国人投資家の投資能力の高さを示す証左であると同時に、外国人投資家によって株式を多くの保有された企業の企業価値が上昇するという経営向上効果を表している。外資比率が 1 % 上昇すると、Tobin の q はおよそ 0.06～0.07 上昇することになる。さらに、外資比率の上昇が企業価値に与える影響は、内生性を考慮しない場合よりもはるかに高く、外資比率と企業価値の関係を分析する際には両者の内生性を考慮することの重要性が確認された。

他の外生変数の係数は、概して予想された符号をとっている。たとえば、外国人投資家は企業規模の大きい企業、輸出比率の高い企業、R&D が盛んな企業に積極的に投資をする傾向がみられた。これは、Kang and Stulz (1997)の推計結果と一致している。また、Tobin の q を被説明変数とする推計式では、流動比率や負債比率の高い企業、積極的に R&D を行っている企業が高い企業価値を持っていることが確認された。

5. 結語

本章では、外国人投資家の株式所有が企業価値にどのような影響を与えているのかを両者の内生性を考慮しながら分析した。内生性の問題を克服するために、Rigobon (2003) の分散不均一性による同時方程式の識別法を利用している。この識別法の特徴は外資比率と Tobin の q の分布が右への歪みをもっていることから生じる分散不均一性を推計に利用できることと、説明変数に除外制約を課す必要がないためにいずれの推計式にも同じ説明変数を入れることができることである。推計の結果、外国人投資家は企業価値が低くなると株式保有を増やし、その一方で外資比率が高まると企業価値が高まることが明らかになった。しかも、外資の企業価値向上効果は内生性を考慮しないときよりもはるかに大きい。近年の外国人投資家による日本企業の株式所有の上昇傾向は、日本企業の経営者が株主価値の向上を強く意識するような経営に変化していることを示しており、注目に値する。

本章に残された課題として、外国人投資家による株式所有がどのように企業価値の上昇に貢

献するののかについて検討することが挙げられよう。間接投資を行う外国人投資家は議決権の行使 (Voice) と株式の売却 (Exit) の両面で経営を規律付けることができる可能性があるものの、どちらがどのように機能しているのかは不明のままである。また、これら規律付けを通じて、企業価値を短期的に上昇させるにとどまるのか、それとも長期的に上昇させるかも不明である。これを解明することは興味深い課題である。

6. 補論: データ

本章のデータは、基本、第 4 章を踏襲している。ただし、有形固定資産の投資行動を分析する第 4 章と証券投資を分析する第 6 章とで分析目的が異なるため、以下で見るように、本章の Tobin の q の定義は第 4 章のものと若干異なっている。また、第 4 章の分析では期首における Tobin の q の値を用いていたが、第 6 章では期末時点での値を分析に用いるため、以下のように、時点の調整を加えている。

6.1 2つの Tobin の q

通常、投資関数の推定に用いられる Tobin の q は、

$$q_1 = \text{有形固定資産による将来収益の割引現在価値} / \text{有形固定資産の再評価額}$$

としている (例えば Hayashi and Inoue, 1991)。有形固定資産が直接生産活動に用いられることから、有形固定資産のみを実物資産として考えたためである。このとき、有形固定資産による将来収益の割引現在価値とは、企業の市場価値から実物資産以外の資産の市場価値 (無形固定資産や流動性資産など) を引いたものとなる。本章では Tobin の q を

$$q_2 = \text{企業の市場価値} / \text{総資産の再評価額}$$

と定義する (例えば若杉・紺谷, 1980)。有形固定資産以外の資産も (例えば、関連会社の株を持つことによって、売上の促進や費用の節約を図るなど) 将来収益の増加に寄与していると考えられるため、有形固定資産を含めた総資産を実物資産としている。本章のように証券投資を議論す

る場合、有形固定資産による将来の収益性より総資産による将来の収益性を重視すると考え、 q_2 を採用した。

6.2 企業価値

企業価値は、「株式価値+負債総額」によって計算する。株式価値は、「(期首株価*期首発行済み株式数)(1+利子率)」によって計算する。配当が期末に支払われることを考慮すると、期末の株式価値は配当落ちした後の値である。そこで、期首の株式価値に(1+利子率)を掛けることで期末の配当落ち前の株式価値とする。このとき使用する利子率は各企業の会計期間の期首の利子率である。負債総額は時価と簿価に差がないと仮定し、簿価を用いている。

表 6-1: 株式総会の議案に対して「否」等の意思表示をした外国人投資家がいた企業の比率

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
全体	11.5%	17.5%	19.2%	21.2%	22.9%	29.7%	43.7%	54.9%	55.7%
企業の資産別									
300－500億円	22.7%	39.6%	44.0%	46.9%	48.7%	49.2%	73.3%	84.1%	89.0%
500－1000億円	26.7%	52.3%	61.7%	61.3%	73.8%	77.2%	86.0%	93.1%	84.1%
1000億円超	55.3%	66.7%	73.2%	79.1%	73.8%	77.2%	82.9%	82.2%	89.4%

(出所)『旬刊 商事法務』

表 6-2: 基本統計量

	平均	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値
外資比率	0.046	0.062	0.000	0.005	0.019	0.064	0.332
<i>q</i>	1.282	0.934	0.336	0.886	1.099	1.420	59.852
企業規模	16.960	1.446	8.027	15.976	16.877	17.890	24.095
流動比率	0.698	0.373	0.043	0.449	0.654	0.875	8.864
負債比率	1.952	3.798	0.029	0.645	1.136	2.081	91.094
輸出ダミー	0.326	0.469	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
輸出比率	0.063	0.135	0.000	0.000	0.000	0.066	1.000
K/S	0.512	0.607	0.000	0.266	0.399	0.608	28.622
R&Dダミー	0.379	0.485	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
R&D/K	0.044	0.127	0.000	0.000	0.000	0.038	3.933

(注) 1990 年度～2004 年度までの東証上場の製造業 1,062 社、観測数は 13,903。S は売上高, K は有形固定資産を示す。企業規模は株式価総額(千円)の対数値, 流動比率は流動資産/流動負債, 輸出比率は輸出額/売上高を示す。

表 6-3: 内生性を考慮しない推計

被説明変数 説明変数	OLS		固定効果推定		ランダム効果推定	
	外資比率	q	外資比率	q	外資比率	q
説明変数 q	-0.0003 (0.0005)		-0.0027 *** (0.0005)		-0.0029 *** (0.0004)	
外資比率		-0.0917 (0.1492)		-1.0002 *** (0.1694)		-1.1145 *** (0.1663)
企業規模	0.0234 *** (0.0003)	0.1821 *** (0.0066)	0.0168 *** (0.0007)	0.6688 *** (0.0116)	0.0195 *** (0.0006)	0.5592 *** (0.0106)
流動比率	-0.0141 *** (0.0013)	-0.0275 (0.0235)	-0.0015 (0.0015)	0.2117 *** (0.0297)	-0.0032 ** (0.0015)	0.1625 *** (0.0288)
負債比率	-0.0002 (0.0001)	0.0081 *** (0.0022)	-0.0001 (0.0001)	0.0031 (0.0021)	-0.0001 (0.0001)	0.0034 (0.0021)
輸出ダミー	-0.0118 *** (0.0014)	-0.0572 ** (0.0241)	-0.0078 *** (0.0014)	-0.0498 * (0.0264)	-0.0085 *** (0.0013)	-0.0422 (0.0262)
輸出比率	0.0476 *** (0.0043)	-0.1143 (0.0765)	0.0050 (0.0046)	-0.0068 (0.0884)	0.0125 *** (0.0044)	-0.0957 (0.0867)
K/S	0.0041 *** (0.0007)	0.0223 * (0.0126)	0.0001 (0.0007)	-0.0377 *** (0.0130)	0.0007 (0.0006)	-0.0413 *** (0.0127)
R&Dダミー	0.0215 *** (0.0011)	-0.3151 *** (0.0199)	0.0156 *** (0.0010)	0.0728 *** (0.0193)	0.0180 *** (0.0010)	-0.0114 (0.0190)
R&D/K	0.0267 *** (0.0039)	0.4893 *** (0.0683)	0.0376 *** (0.0037)	-0.2697 *** (0.0710)	0.0344 *** (0.0034)	-0.1290 * (0.0681)
定数項	-0.3515 *** (0.0078)	-1.8489 *** (0.1456)	-0.2388 *** (0.0114)	-10.1477 *** (0.2044)	-0.3032 *** (0.0294)	-8.3037 *** (0.6599)
産業ダミー	Yes	Yes	-	-	Yes	Yes
Hausman検定					317.61 ***	584.86 ***
adj. R ²	0.3475	0.1239	0.0998	0.2625	0.0987	0.2607
n. of obs.	13903	13903	13903	13903	13903	13903

(注)()内は標準誤差. *, **, ***は 10%, 5%, 1%有意水準で棄却されることを示す. S は売上高, K は有形固定資産を示す. Hausman 検定での帰無仮説の棄却は, 固定効果推定が好ましいことを示す.

表 6-4: プールされたデータでの GMM 推定

被説明変数 説明変数	平均を基準として分類		中央値を基準として分類	
	外資比率	q	外資比率	q
q	-0.0178 *** (0.0026)		-0.0119 (0.0038) ***	
外資比率		2.8649 *** (0.5053)		1.3503 *** (0.4244)
企業規模	0.0257 *** (0.0003)	0.1028 *** (0.0035)	0.0239 *** (0.0003)	0.1192 *** (0.0041)
流動比率	-0.0156 *** (0.0014)	0.0266 * (0.0143)	-0.0155 *** (0.0015)	0.0265 (0.0171)
負債比率	0.0000 (0.0001)	0.0084 *** (0.0014)	-0.0001 (0.0001)	0.0078 *** (0.0015)
輸出ダミー	-0.0118 *** (0.0013)	-0.0076 (0.0168)	-0.0112 *** (0.0013)	-0.0536 *** (0.0163)
輸出比率	0.0460 *** (0.0041)	-0.1394 *** (0.0537)	0.0477 *** (0.0042)	-0.1697 *** (0.0503)
K/S	0.0048 *** (0.0008)	0.0110 (0.0070)	0.0047 *** (0.0008)	0.0280 *** (0.0101)
R&Dダミー	0.0163 *** (0.0012)	-0.3031 *** (0.0120)	0.0188 *** (0.0013)	-0.3289 *** (0.0153)
R&D/K	0.0371 *** (0.0044)	0.4955 *** (0.0374)	0.0359 *** (0.0049)	0.3626 *** (0.0585)
定数項	-0.3653 *** (0.0061)	-0.5314 *** (0.0652)	-0.3436 *** (0.0064)	-0.7739 *** (0.0767)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
過剰識別制約検定		3.0316 [0.2196]		0.2111 [0.8998]
n. of obs.		13903		13903

(注) ()内は標準誤差. *, **, ***は 10%, 5%, 1%有意水準で棄却されることを示す. []内は J 統計量の P 値を表している. S は売上高, K は有形固定資産を示す.

表 6-5: GMM 推定(固定効果)

被説明変数 説明変数	平均を基準として分類		中央値を基準として分類	
	外資比率	q	外資比率	q
q	-0.0314 *** (0.0081)		-0.0172 ** (0.0076)	
外資比率		7.2600 *** (2.4756)		3.6625 ** (1.6378)
企業規模	0.0275 *** (0.0002)	-0.0101 *** (0.0033)	0.0254 *** (0.0002)	0.0720 *** (0.0028)
流動比率	-0.0184 *** (0.0010)	0.0451 *** (0.0135)	-0.0166 *** (0.0009)	0.0295 *** (0.0110)
負債比率	0.0002 ** (0.0001)	0.0086 *** (0.0013)	0.0001 (0.0001)	0.0086 *** (0.0011)
輸出ダミー	-0.0112 *** (0.0009)	0.0384 *** (0.0137)	-0.0112 *** (0.0009)	0.0170 (0.0121)
輸出比率	0.0551 *** (0.0029)	-0.3507 *** (0.0434)	0.0548 *** (0.0028)	-0.1300 *** (0.0382)
K/S	0.0054 *** (0.0006)	-0.0020 (0.0077)	0.0048 *** (0.0005)	-0.0014 (0.0061)
R&Dダミー	0.0117 *** (0.0009)	-0.4180 *** (0.0118)	0.0159 *** (0.0008)	-0.3026 *** (0.0096)
R&D/K	0.0493 *** (0.0033)	0.3821 *** (0.0425)	0.0409 *** (0.0029)	0.5463 *** (0.0329)
過剰識別制約検定	2.6762 [0.2623]		3.3715 [0.1853]	
n. of obs.	13903		13903	

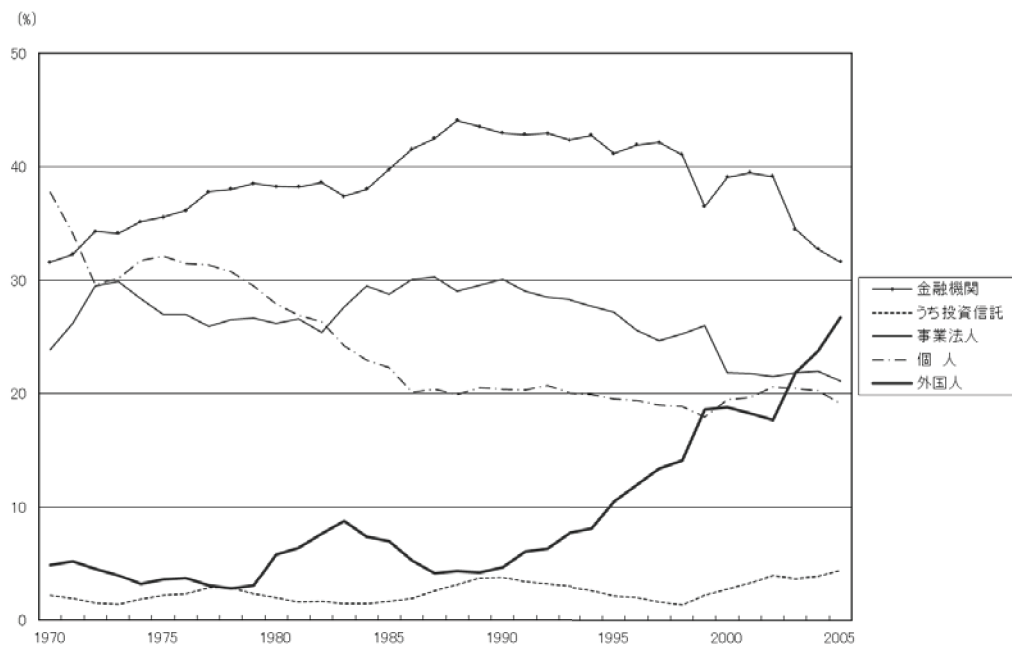
(注) ()内は標準誤差. *, **, ***は10%, 5%, 1%有意水準で棄却されることを示す. []内は J 統計量の P 値を表している. S は売上高, K は有形固定資産を示す.

表 6-6: GMM 推定(ランダム効果)

被説明変数 説明変数	平均を基準として分類		中央値を基準として分類	
	外資比率	q	外資比率	q
q	-0.0258 *** (0.0053)		-0.0135 ** (0.0054)	
外資比率		5.9578 *** (1.6526)		2.8038 ** (1.1145)
企業規模	0.0272 *** (0.0002)	0.0195 *** (0.0032)	0.0207 *** (0.0002)	0.0951 *** (0.0024)
流動比率	-0.0166 *** (0.0010)	0.0813 *** (0.0131)	-0.0152 *** (0.0009)	0.0719 *** (0.0099)
負債比率	0.0001 (0.0001)	0.0081 *** (0.0012)	-0.0002 *** (0.0001)	0.0080 *** (0.0010)
輸出ダミー	-0.0129 *** (0.0009)	0.0090 (0.0136)	-0.0108 *** (0.0009)	0.0054 (0.0118)
輸出比率	0.0489 *** (0.0029)	-0.3971 *** (0.0428)	0.0538 *** (0.0028)	-0.1710 *** (0.0374)
K/S	0.0058 *** (0.0006)	0.0066 (0.0073)	0.0046 *** (0.0005)	0.0042 (0.0052)
R&Dダミー	0.0129 *** (0.0009)	-0.3998 *** (0.0112)	0.0251 *** (0.0008)	-0.2724 *** (0.0085)
R&D/K	0.0411 *** (0.0033)	0.3282 *** (0.0402)	0.0223 *** (0.0030)	0.4877 *** (0.0277)
定数項	-0.3818 *** (0.0055)	0.7336 *** (0.0811)	-0.3285 *** (0.0052)	-0.5034 *** (0.0693)
産業ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes
過剰識別制約検定		2.2556 [0.3237]		3.4937 [0.1743]
n. of obs.		13903		13903

(注) ()内は標準誤差. *, **, ***は 10%, 5%, 1%有意水準で棄却されることを示す. []内は J 統計量の P 値を表している. S は売上高, K は有形固定資産を示す.

図 6-1: 投資部門別持株比率(金額ベース)



(出所) 全国証券取引所『株式分布状況調査』

図 6-2: 投資部門別売買代金比率



(出所) 全国証券取引所『投資部門別株式売買状況』

図 6-3: 投資部門別売買回転率



(出所) 全国証券取引所『投資部門別株式売買状況』, 『株式分布状況調査』

図 6-4: 分散不均一性による識別法

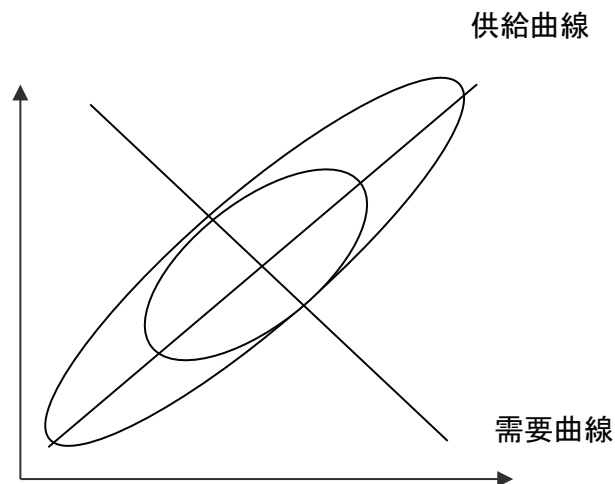
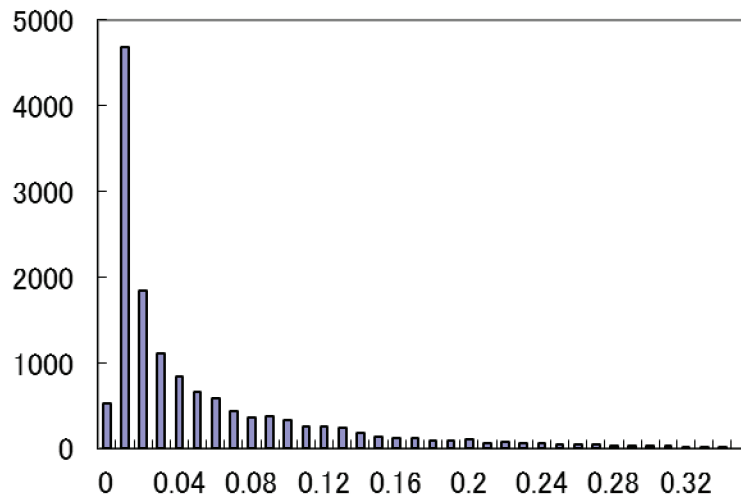
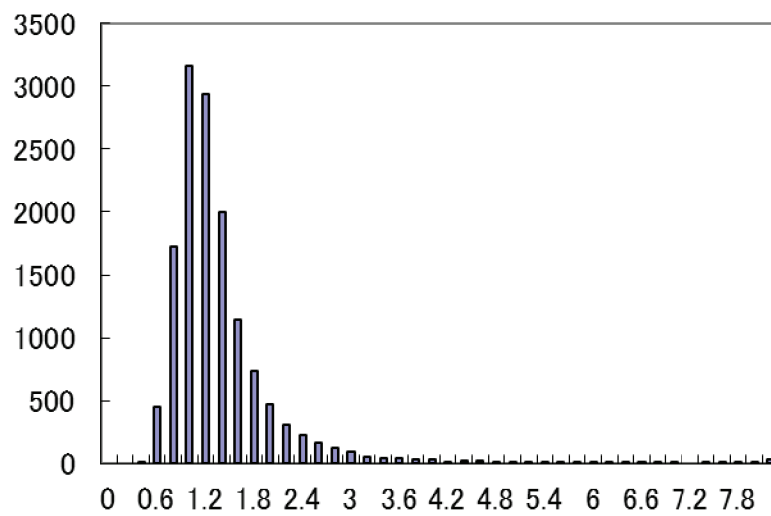


図 6-5: 外資比率と Tobin の q のヒストグラム

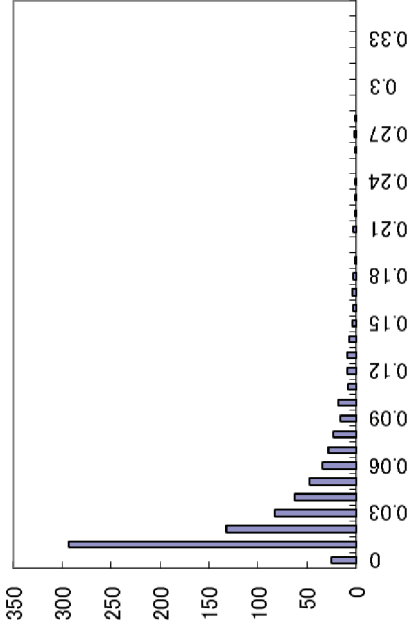
(a) 外資比率

(b) Tobin の q 

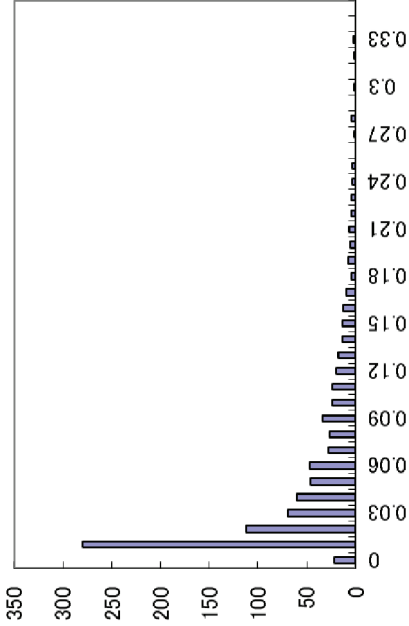
(出所) 日経 Financial Quest より筆者推計.

図 6-6: 外資比率の分布の変化

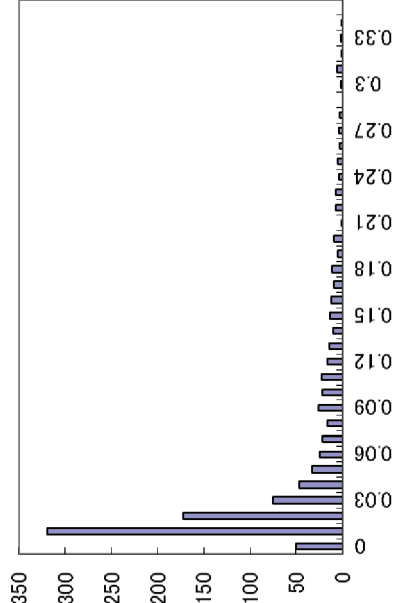
(a) 1990 年度



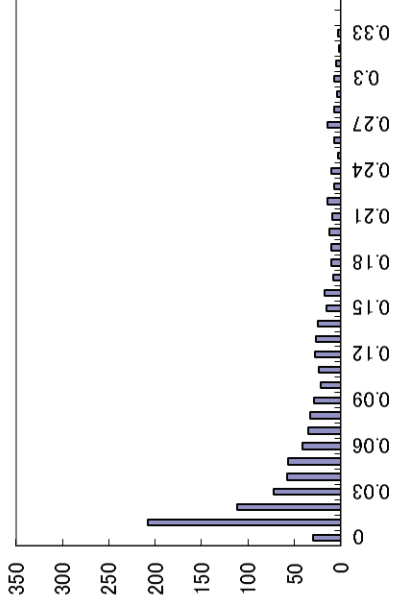
(b) 1995 年度



(c) 2000 年度



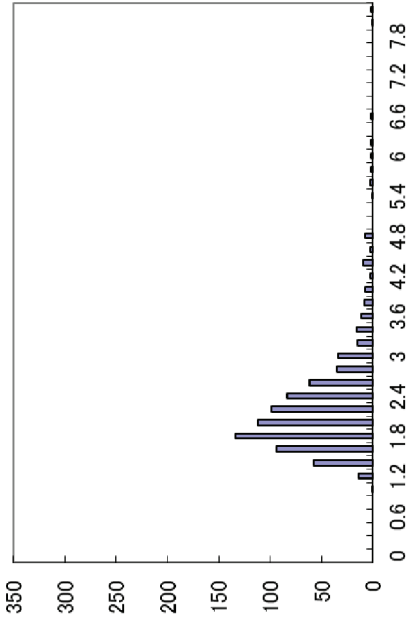
(d) 2004 年度



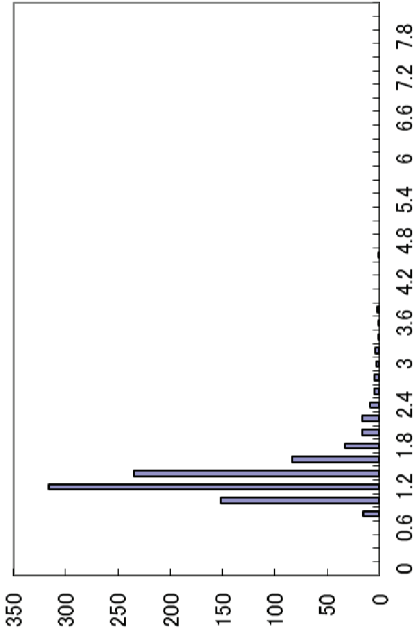
(出所) 日経 Financial Quest より筆者推計.

図 6-7: Tobin の q の分布の変化

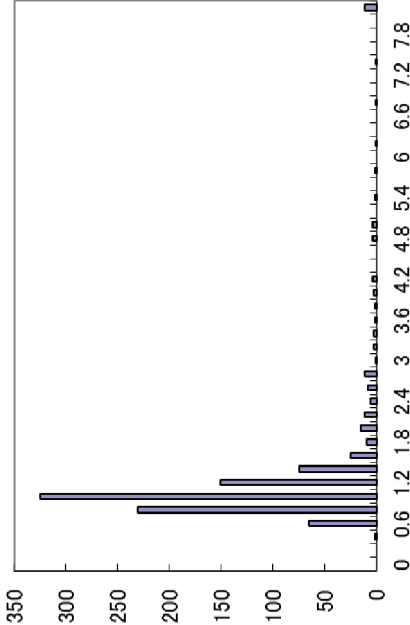
(a) 1990 年度



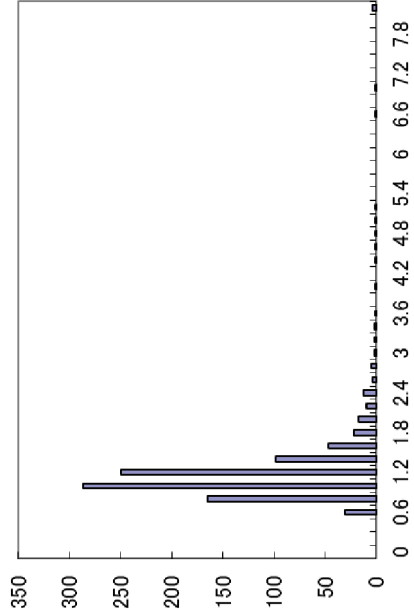
(b) 1995 年度



(c) 2000 年度



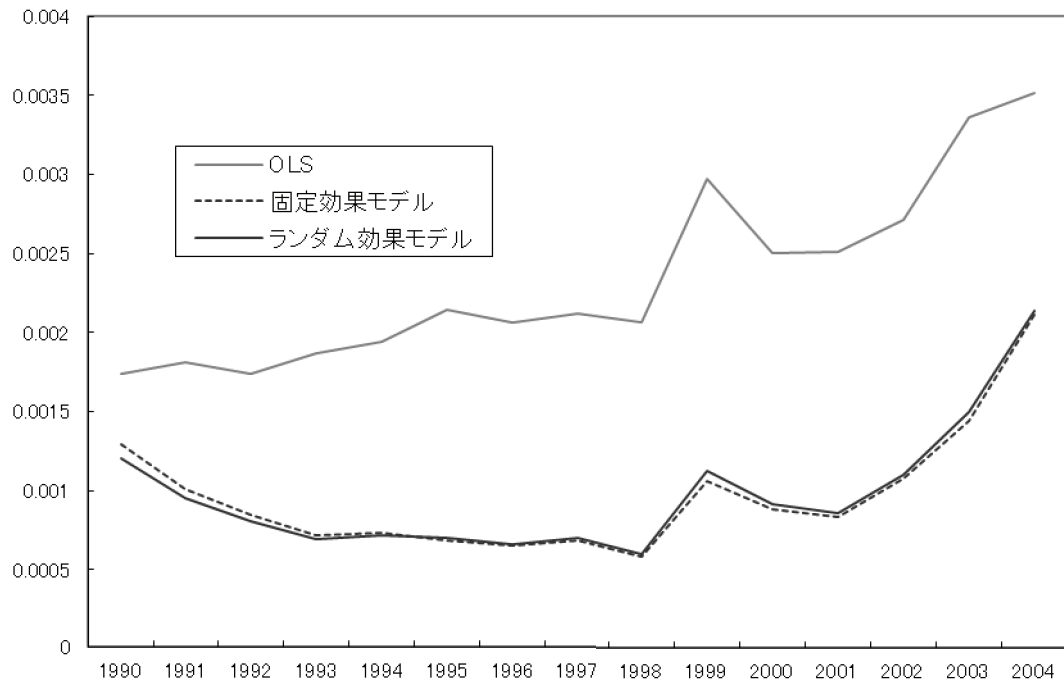
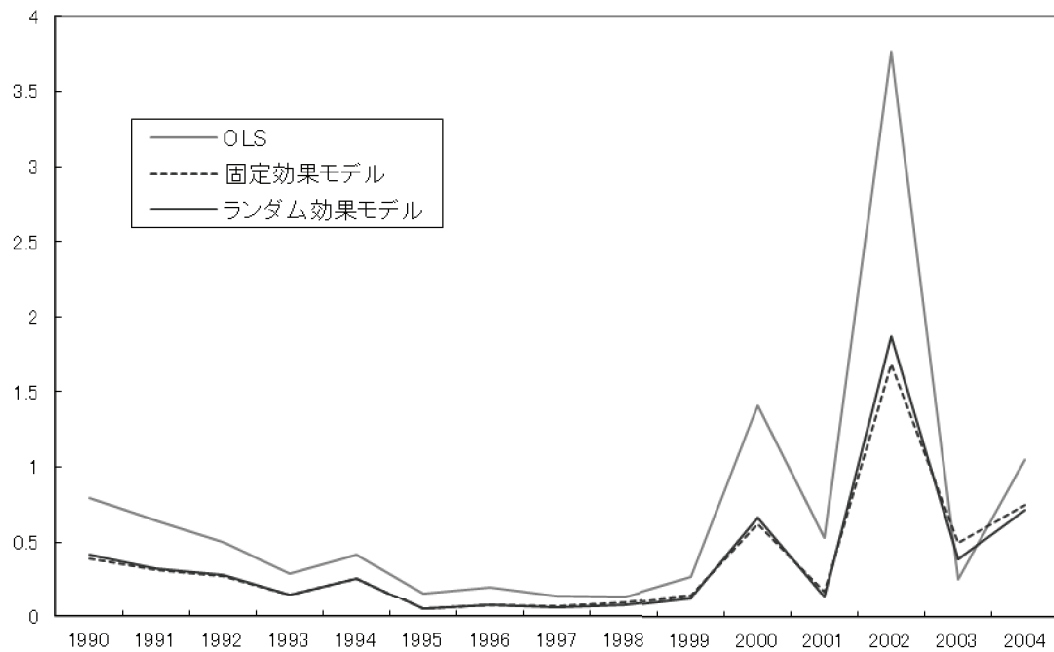
(d) 2004 年度



(出所) 日経 Financial Quest より筆者推計.

図 6-8: 外資比率と Tobin の q の散らばり

(a) 外資比率を被説明変数とする誘導型の誤差項の分散の推移

(b) q を被説明変数とする誘導型の誤差項の分散の推移

参考文献

- [1] Abel, A. B.(1980), “Empirical investment equations: An integrative framework,” in: K.Brunner and A.H. Meltzer, eds., On the state of macroeconomics, Vol.12 of the Carnegie-Rochester Conference Series, pp.39-91.
- [2] Abel, A. B. and J.C. Eberly (1994), “A Unified Model of Investment Under Uncertainty,” American Economic Review, 84, pp.1369-1384.
- [3] Arellano, M. and Bond, S. (1991), “Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations,” Review of Economic Studies, 58, pp.277-297.
- [4] Aoki, M. (1994a), “Monitoring Characteristics of the Main Bank System: An Analytical and Developmental View,” in Masahiko Aoki and Hugh Patrick eds., The Japanese Main Bank System: Its Relevance for Developing and Transforming Economies, Oxford University Press, pp. 109-141.
- [5] -----(1994b), “The contingent governance of teams: analysis of institutional complementarity,” International Economic Review, 35, pp. 657-676.
- [6] Aoki, M., H. Patrick and P. Sheard (1994), “The Japanese Main Bank System: An Introductory Overview,” in Masahiko Aoki and Hugh Patrick eds., The Japanese Main Bank System: Its Relevance for Developing and Transforming Economies, Oxford University Press, pp. 3-50.
- [7] Asako, Kazumi(2012), “Business Cycle Comovements between Japanese CI and Trade with Asia,” Studies on the Japanese Business Cycle, Maruzen Publishing Co., Ltd., pp.345-372.
- [8] van Ark, Bart(2004), “The Measurement of Productivity: What Do the Numbers Mean?” in George. M. M. Gelauff, Luuk Klomp, Stephan Raes, Theo Roelandt, eds., Fostering Productivity, 29-62, Elsevier Science.
- [9] Berle, Adolf Augustus. and Gardiner Means (1932), “Modern Corporation and Private Property,” Transaction Publishers.

- [10] Bertola, G. and R. J. Caballero(1990), “Kinked Adjustment Costs and Aggregate Dynamics,” in: O.Blanchard and S.Ficher, eds., NBER Macroeconomics Annual 1990, pp.237-295.
- [11] Bloom, Nicholas and John Van Reenen(2007), “Measuring and Explaining Management Practices across Firms and Countries,” Quarterly Journal of Economics, 122(4), pp.1351-1408.
- [12] Ricardo J. Caballero, Takeo Hoshi and Anil K. Kashyap(2008), “Zombie Lending and Depressed Restructuring in Japan,” American Economic Review, American Economic Association, vol. 98(5), pp.1943-77, December.
- [13] Canova, Fabio and Harris Dellas(1993), “Sources and Propagation of International Output Cycle: Common Shocks and Transmission”, Journal of International Economics, 46, pp.133-166.
- [14] Chirinko, R. (1993), “Business Fixed Investment Spending : Modeling Strategies, Empirical Results, Policy Implications,” Journal of Economic Literature, 31, pp.1875-1911.
- [15] Cho, M-H.(1998), “Ownership structure, investment, and the corporate value: an empirical analysis,” Journal of Financial Economics, 47, pp.103-121.
- [16] Corrado, Carol A., Peter Goodridge and Jonathan Haskel (2011), “Constructing a Price Deflator for R&D: Calculating the Price of Knowledge Investments as a Residual,” Economics Program Working Paper Series, EPWP #11 - 03, The Conference Board, Economics Program.
- [17] Corrado, Carol A., Charles R. Hulten, and Daniel E. Sichel(2005), “Measuring Capital and Technology: An Extended Framework,” in Carol Corrado, John C. Haltiwanger, Daniel E. Sichel, eds., Measuring Capital in the New Economy, pp.11-46, The University of Chicago Press.
- [18] —————(2006), “Intangible Capital and Economic Growth,” NBER Working Paper 11948, NBER.
- [19] ————— (2009), “Intangible Capital and Economic Growth,” Review of Income and Wealth, Volume 55, Issue 3, pages 661-685,

September 2009.

- [20] Corrado, Carol., Jonathan Haskel, Cecilia Jona-Lasinio, Massimiliano Iommi (2012), “Intangible Capital and Growth in Advanced Economies: Measurement Methods and Comparative Results,” IZA Discussion Papers 6733, Institute for the Study of Labor (IZA).
- [21] Corrado, Carol A., Paul Lengermann, Eric J. Bartelsman, and J. Joseph Beaulieu(2007), “Sectoral Productivity in the United States: Recent Developments and the Role of IT,” *German Economic Review*, 8(2), pp.188-210.
- [22] Dahlquist, M., Rovertsson, G.(2001), “Direct foreign ownership, institutional investors, and firm characteristics,” *Journal of Financial Economics*, 59, pp.413-440.
- [23] Dasgupta, Partha and Joseph E Stiglitz (1988), “Learning-by-Doing, Market Structure and Industrial and Trade Policies,” *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press, vol. 40(2), pages 246-68, June.
- [24] Demsetz, H., Villalonga, B.(2001), “Ownership structure and corporate performance,” *Journal of Corporate Finance*, 7, pp.209-233.
- [25] Erickson, T. and T. Whited.(2000), “Measurement error and the relationship between investment and Q,” *Journal of Political Economy*, 108, pp.1027-1057.
- [26] Ernst, Dieter(2005), “Searching for a New Role in East Asian Regionalization – Japanese Production Networks in the Electronics Industry”, Chapter 7, in: Peter J. Katzenstein and Takashi Shiraishi, eds., *Beyond Japan: The Dynamics of East Asian Regionalism*, Cornell University Press Paperbacks.
- [27] French, K., Potarba, J.(1991), “Investor diversification and international equity markets,” *American Economic Review, Papers and Proceedings*, pp.222-226.
- [28] Fukao, Kyoji, Sumio Hamagata, Tomohiko Inui, Keiko Ito, Hyeog Ug Kwon, Tatsuji Makino, Tsutomu Miyagawa, Yasuo Nakanishi, and Joji Tokui(2007), “Estimation Procedure and TFP Analysis of the JIP Database 2006 (revised),” RIETI Discussion Paper No. 07-E-003, the Research Institute of Economy, Trade and Industry(RIETI).
- [29] Fukao, Kyoji and Tsutomu Miyagawa(2008), “Is Japan’s TFP Growth Reviving?: New

Estimates Based on the JIP Database 2008” (in Japanese), presentation at Brown Bag Lunch Seminar, No.508, the Research Institute of Economy, Trade and Industry(RIETI), (<http://www.rieti.go.jp/jp/events/bbl/08041801.pdf>).

- [30] Fukao, Kyoji, Tsutomu Miyagawa, Kentaro Mukai, Yuki Shinoda, and Konomi. Tonogi(2008), “Intangible Investment in Japan: New Estimates and Contribution to Economic Growth,” Economic Research Bureau, CAO Discussion Paper 08-03, Cabinet Office.
- [31] -----(2009), “Intangible Investment in Japan: Measurement and Contribution to Economic Growth,” the Review of Income and Wealth, vol.55(3), pp.717-736.
- [32] Gould, J. P. (1968), “Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm,” Review of Economic Studies, 35, pp.47-56.
- [33] Hayashi, Fumio.(1982), “Tobin’s Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation,” Econometrica, 50, pp.213-224.
- [34] Hayashi, F., and T. Inoue (1991), “The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods: Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms,” Econometrica, 59, pp.731-753.
- [35] Hayashi, Fumio. and Edward C. Prescott(2002) , “The 1990s in Japan: A Lost Decade,” Review of Economic Dynamics, Elsevier for the Society for Economic Dynamics, vol. 5(1), pages 206-235, January.
- [36] Helpman, Elhanan.(2006), “Trade, FDI, and the Organization of Firms,” Journal of Economic Literature, American Economic Association, vol.44(3), pp.589-630, September.
- [37] Hellmann, T F., Murdock, K C. and Stiglitz, J E.(2000), “Liberalization, moral hazard in banking, and prudential regulation: Are capital requirements enough?” American economic review, 90(1), pp. 147-165.
- [38] Himmerlberg, C. P., Hubbard, G., and Palia, D.(1999), “Understanding the determinants of managerial ownership and the link between ownership and performance,” Journal of Financial Economics 53, 353-384.

- [39] Holmstrom and Tirole (1993), "Market Liquidity and Performance Monitoring," *Journal of Political Economy*, Volume 101, Issue 4, pp.678-709.
- [40] Takeo Hoshi and Anil K Kashyap (2001), *Corporate Financing and Governance in Japan: The Road to the Future*, MIT Press.
- [41] Hamilton J. D. (1989), "A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle", *Econometrica*, vol. 57, no.2, pp. 357-384.
- [42] Hori, Keiichi., Makoto Saito and Koichi Ando(2006), "What Caused Fixed Investment To Stagnate During The 1990s In Japan? Evidence From Panel Data Of Listed Companies," *The Japanese Economic Review*, Japanese Economic Association, vol. 57(2), pp.283-306.
- [43] Hoshi, T., and A. K. Kashyap(1990), "Evidence on q and Investment for Japanese Firms," *Journal of the Japanese and International Economies*, 4, pp.371-400.
- [44] Hubbard, R. G. (1998), "Capital-market Imperfections and Investment," *Journal of Economic Literature*, 36, pp.193-225.
- [45] Hulten, Charles R (1978), "Growth Accounting with Intermediate Inputs," *The Review of Economic Studies*, Vol. 45, No. 3 (Oct., 1978), pp. 511-518.
- [46] ----- (1979), "On the "Importance" of Productivity Change," *American Economic Review*, 69, 1(March), pp. 126-36.
- [47] ----- (2009), "Growth Accounting," NBER Working Paper Series, 15341.
- [48] Hulten, C., and F. Wykoff (1977), "Economic depreciation of the US capital stock," Report submitted to US Department of Treasury, Office of Tax Analysis, Washington D.C.
- [49] ----- (1981), "The measurement of economic depreciation," in: Hulten, C., (ed.) *Depreciation Inflation and the Taxation of Income from Capital*, Urban Institute.
- [50] Haskel J, Goodridge P, Corrado C (2011), "Constructing a price deflator for R&D: calculating the price of knowledge investments as a residual," *The Conference Board Economics Program Working Paper*, EPWP #11-03, The Conference Board.
- [51] Hoshi, Takeo and Anil Kashao (2001), *Corporate Financing and Governance in Japan*, MIT

Press.

- [53] Ito, B., E. Tomiura, and R. Wakasugi (2007), “Dissecting Offshore Outsourcing and R&D: A Survey of Japanese Manufacturing Firms,” RIETI Discussion Paper 07-E-060.
- [54] Ito, K. and Fukao, K.(2005), “Foreign Direct Investment and Trade in Japan: An Empirical Analysis Based on the Establishment and Enterprise Census for 1996,” the Journal of the Japanese and International Economies, 19(3), September 2005, pp. 415–455.
- [55] Ito Keiko and Lechevalier Se’bastien(2009), “The evolution of the productivity dispersion of firms: a reevaluation of its determinants in the case of Japan,” Review of World Economics, Springer, vol. 145(3), pp.405–429, October.
- [56] Inui Tomohiko, Richard Kneller, Matsuura Toshiyuki, and Danny McGwan(2009), “Globalization, Productivity and Plant Exit – Evidence from Japan –,” Discussion papers 09048, Research Institute of Economy, Trade and Industry (RIETI).
- [57] Jackson, G. and H. Miyajima (2007), “Introduction: The Diversity and Change of Corporate Governance in Japan,” in Aoki, Jackson and Miyajima, eds., pp. 1–47.
- [58] Jorgenson, Dale W., Barbara M. Fraumeni, and Frank M. Gollop(1987), Productivity and U. S. Economic Growth, Harvard University Press.
- [59] Kang, J. K., Stulz, R.(1997), “Why is there a home bias? an analysis of foreign portfolio equity ownership in Japan,” Journal of Financial Economics, 46, pp.3–28.
- [60] Kanodia, C. , H Sapra, and R Venugopalan(2004), “Should Intangibles Be Measured: What Are the Economic Trade-Offs?,” Journal of Accounting Research 42 (1), pp.89–120.
- [61] Khanna, T., Palepu, K.(1999), “Emerging market business groups, foreign investors and corporate governance,” NBER Working Paper, No.6955.
- [62] Kahn. C., and A. Winton (1998), “Ownership Structure, Speculation, and Shareholder Intervention,” Journal of Finance, Volume 53, Issue 1, pages 99–129.
- [63] Kim, Chang-Jin & Nelson, Charles R (2001), “A Bayesian Approach to Testing for Markov-Switching in Univariate and Dynamic Factor Models,” International Economic Review, Department of Economics, University of Pennsylvania and Osaka University

Institute of Social and Economic Research Association, vol. 42(4), pages 989–1013, November.

- [64] Ko, K., Kim, K., Cho, S.(2006), “Characteristics and performance of institutional and foreign investors in Japanese and Korean stock markets,” *Journal of Japanese and International Economies*, vol. 21, issue 2, pp.195–213.
- [65] La Porta, Rafael., Florencio Lopez - de - Silanes, Andrei Shleifer (1999), “Corporate Ownership around the World,” *The journal of finance*, 54, pp. 471–517.
- [66] La Porta, Rafael., Florencio Lopez-de-Silanes, Andrei Shleifer, and Robert W Vishny (2008), “The Economic Consequences of Legal Origins,” *Journal of Economic Literature*, 2008, Vol.46, No.2, pp. 285–332.
- [67] Leamer, E.(1981), “Is it a demand curve, or is it a supply curve? Partial identification through inequality constraints,” *Review of Economics and Statistics*, 63, 3, pp.319–327.
- [68] Lee, H. Y., Ricci, L. A., Rigobon, R.(2004), “Once again, is openness good for growth?” *Journal of Development Economics*, 75, pp.451–472.
- [69] Leontief, W.(1929), “Ein versuch zur statistischen analyse von anbot und nachfrage,” *Weltwirtschaftliches Archiv*, 30 (Heft 1), pp.1–53.
- [70] Lichtenberg, F., Puchner, G.(1994), “Ownership structure and corporate performance in Japan,” *Japan and the World Economy*, 6, pp.239–261.
- [71] Lin, C. H., Shiu, C. Y.(2003), “Foreign ownership in the Taiwan stock market– an empirical analysis,” *Journal of Multinational Financial Management*, 13, pp.19–41.
- [72] Lucas, R. E. (1967), “Adjustment Costs and the Theory of Supply,” *Journal of Political Economy*, 75, pp.321–334.
- [73] Lucas, R.E. and E. Prescott (1971), “Investment under Uncertainty,” *Econometrica*, 39, pp.659–682.
- [74] McGrattan, Ellen R., and Edward C. Prescott(2005), “Expensed and Sweat Equity,” Federal Reserve Bank of Minneapolis, Working Paper No. 636, Federal Reserve Bank of Minneapolis Research Department.

- [75] Manne, H. G. (1965), "Mergers and the Market for Corporate Control," *The Journal of Political Economy*, vol. 73, No. 2, pp. 110–120.
- [76] Marc J. Melitz (2003), "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity," *Econometrica*, vol. 71(6), pp. 1695–1725, November.
- [77] Marc J. Melitz and Giancarlo I. P. Ottaviano (2008), "Market Size, Trade, and Productivity," *Review of Economic Studies*, vol. 75(1), pp. 295–316.
- [78] Marrano, Mauro Giorgio, and Jonathan Haskel (2006), "How Much Does the UK Invest in Intangible Assets?" Department of Economics Queen Mary University of London Working Paper No. 578, Queen Mary University of London.
- [79] Marrano, Mauro Giorgio, and Jonathan Haskel, and Gavin Wallis (2007), "What Happened to the Knowledge Economy? ICT, Intangible Investment and Britain's Productivity Record Revisited," Department of Economics Queen Mary University of London Working Paper No. 603, Queen Mary University of London.
- [80] Miyajima, H. and F. Kuroki (2007), "The Unwinding of Cross-Shareholding in Japan: Causes, Effects, and Implications," in Aoki, Jackson and Miyajima, eds., 2007, pp. 79–124.
- [81] Modigliani, F. and M. Miller (1958), "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment," *American Economic Review*, 48, pp. 261–297.
- [82] Morck, R., Shleifer, A., Vishny, R. (1988), "Management ownership and market valuation: An empirical analysis," *Journal of Financial Economics*, 20, pp. 293–315.
- [83] Mussa, M. (1977), "External and Internal Adjustment Costs and the Theory of Aggregate and Firm Investment," *Economica*, 44, pp. 163–178.
- [84] Neftci S. (1982), "Optimal predictions of cyclical downturns", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 4, pp. 307–327.
- [85] Nickell, S. (1978), *The Investment Decisions of Firms*, Cambridge University Press.
- [86] Nishimura, Kiyohiko G., Takanobu Nakajima, and Kozo Kiyota. (2005), "Does the Natural Selection Mechanism Still Work in Severe Recessions? – Examination of the Japanese Economy in the 1990s," *Journal of Economic Behavior and Organization*, 58(1), pp. 53–78.

- [87] Nomura, Koji (2005), "Turn the Tables! Reframing the Measurement of Capital in Japanese National Accounts," paper presented at the Conference on the Next Steps for the Japanese SNA.
- [88] Oliner, Stephen D., and Daniel E. Sichel, and Kevin J. Stiroh (2007), "Explaining a Productive Decade," *Brookings Papers on Economic Activity*, *Brookings Papers on Economic Activity*, 38(2007-1), 81-152, Economic Studies Program, the Brookings Institution.
- [89] Oulton, Nicholas. And Sylaja Srinivasan (2003), "Capital stocks, capital services, and depreciation: an integrated framework," Bank of England working papers 192, Bank of England.
- [90] Pakes, Ariel and Schankerman, Mark (1984), "The Rate of Obsolescence of Knowledge, Research Gestation Lags, and the Private Rate of Return to Research Resources," *R&D Patents & Productivity*, edited by Zvi Griliches, Chicago: University of Chicago Press.
- [91] Prowse, Stephen (1995), "A Survey of Corporate Control Mechanisms among Large Firms in the U.S., U.K., Japan and Germany," *Financial Markets, Institutions and Instruments*, 4(1), pp.1-63.
- [92] Rajan, Raghuram and Luigi Zingales (2003), "The Emergence of Strong Property Rights: Speculation from history," NBER Working Papers 9478, National Bureau of Economic Research, Inc.
- [93] Robinson, Patricia and Norihiko Shimizu(2006), "Japanese Corporate Restructuring: CEO Priorities as a Window on Environmental and Organizational Change," *The Academy of Management Perspectives*, 20(3), pp.44-75.
- [94] Rigobon, R.(2003), "Identification through heteroskedasticity," *Review of Economics and Statistics*, 85, 4, pp.777-792.
- [95] Roe, M. J. (2006), "Legal Origins, Politics, and Modern Stock Markets," *Harvard Law Review*, Vol.120, No.2, pp. 460-527.
- [96] Romer, Paul M.(1990), "Endogenous Technological Change," *Journal of Political Economy*,

98, 5, pp.2.

- [97] Schankerman, Mark.(1981), “The Effects of Double-Counting and Expensing on the Measured Returns to R&D,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 63, No. 3 (Aug., 1981), pp. 454-458.
- [98] Shleifer, A. and R. W. Vishny (1997), “A Survey of Corporate Governance ,” *The journal of finance*, Vol.52, No.2, pp.737-783.
- [99] Stiroh, Kevin and Matthew Botsch(2007), “Information Technology and Productivity Growth in the 2000s,” *German Economic Review*, 8(2), pp.255-280.
- [100] Stock, James H. and Mark W. Watson (1989), “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators,” *NBER Chapters*, in: *NBER Macroeconomics Annual 1989*, Volume 4, pages 351-409 National Bureau of Economic Research, Inc.
- [101] Tonogi, Konomi., Jun-ichi Nakamura, and Kazumi Asako (2014), “Heterogeneity of Capital Stocks in Japan: Classification by Factor Analysis,” *Journal of Knowledge Management, Economics and Information Technology*, Volume IV, Issue 2.
- [102] Tonogi, Konomi., K., Ochiai, K. and Asako, K.(2010), “Business Cycles in Japan and in Asian Countries: Test of Comovements between CI and Trade Statistics,” *Public Policy Review* vol.6 no.2, Policy Research Institute, Ministry of Finance, Japan.
- [103] Uzawa, H. (1969), “Time Preference and the Penrose Effect in a Two-Class Model of Economic Growth,” *Journal of Political Economy*, 77, pp.628-652.
- [104] Weitzman M. (1976), “On the Welfare Significance of National Product in a Dynamic Economy,” *Quarterly Journal of Economics*, 90, 1(February), pp156-62.
- [105] Wildasin, D. E. (1984), “The q Theory of Investment with Many Capital Goods,” *American Economic Review*, 74, pp.203-210.
- [106] Yoshikawa, H. (1980), “On the “ q ” Theory of Investment,” *American Economic Review*, 70, pp.739-7.
- [107] Yearts, A.(2001), “Just How Big Is Global Production Sharing?” In: Arndt, A., Kerzowski, H. Eds. *Fragmentation: New production Patterns in the World Economy*,

Oxford University Press, pp.108-143.

- [108] 青木 昌彦(著), 谷口 和弘(翻訳)(2011),『コーポレーションの進化多様性 ―集合
認知・ガバナンス・制度 (叢書 制度を考える)』, エヌティティ出版
- [109] 青木昌彦・奥野正寛・関口格(1996),「コーポレート・ガバナンス: 双対的コントロール下
の企業行動」, 青木昌彦・奥野正寛(編),『経済システムの比較制度分析』, 東京大学出版
会, 第2版, 第7章, 183-202頁.
- [110] 青木昌彦・関口格(1996),「状態依存ガバナンス」, 青木昌彦・奥野正寛(1996),『経
済システムの比較制度分析』, 東京大学出版会, 第2版, 第8章, 203-220頁.
- [111] 青木昌彦・堀宣昭(1996),「メインバンク・システムと金融規制」, 青木昌彦・奥野正寛
(1996),『経済システムの比較制度分析』, 東京大学出版会, 第2版, 第9章, 221-246頁.
- [112] A.A.バーリ(著), G.C.ミーンズ(著), 森 杲(翻訳) (2014),『現代株式会社と私有財産』,
北海道大学出版会.
- [113] 浅子和美・國則守生(1989),「土地設備投資理論とわが国の実証研究」, 宇沢弘文編
『日本経済: 蓄積と成長の軌跡』, 東京大学出版会, 151-182頁.
- [114] 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰(1989),「土地評価とトービンの q /Multiple q
の計測」, 経済経営研究, Vol.10-3, 日本開発銀行設備投資研究所.
- [115] 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰(1991),「設備投資と資金調達一連立方程式
モデルによる推計」, 経済経営研究, Vol.11-4, 日本開発銀行設備投資研究所.
- [116] 浅子和美・國則守生・井上徹・村瀬英彰(1997),「設備投資と土地投資: 1977-1994」,
浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』, 東京大学出版会, 323-349頁.
- [117] 浅子和美・外木好美(2010),「資本ストックの異質性と Multiple q 」, Discussion Paper
Series No a541, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.
- [118] ----- (2010),「資本ストックの異質性と Multiple q 」, 経済研究, 第61巻
第4号, 325-341頁, 一橋大学経済研究所.
- [119] 浅子和美・外木好美・中村純一(2013),「設備投資研究の展開と Multiple q 」, 一橋大学
経済研究所ディスカッションペーパー, A.584.
- [120] ----- (2014),「設備投資研究のフロンティア―「異質性」の

- 解明と Multiple q モデル」, 堀内昭義・花崎正晴・中村純一編『日本経済—変革期の金融と企業行動』第 4 章, 東京大学出版会, 153-208 頁.
- [121] 伊丹敬之 (編) (1993), 「企業とは何か」, 伊丹敬之・加護野忠男・伊藤元重(編) (1993) 『リーディングス 日本の企業システム1 企業とは何か』, 序章, 1-18 頁, 有斐閣.
- [122] 伊藤景子(2003), 「東アジアにおける貿易パターンと直接投資: 日本製造業への影響」, 松本和幸編『経済成長と国際収支』, 日本評論社, 163-202 頁.
- [123] 伊藤・松浦 (2011), 「政府統計ミクロ・データによる生産性分析」, 藤田昌久・長岡貞男編『生産性とイノベーションシステム』経済政策分析のフロンティア第 2 巻, 日本評論社, 47-108 頁.
- [124] 今川健(1999), 「トービンの q 理論による日本の投資関数: サーベイと試行例」, 経済學論纂, 第 39 巻第 3・4 合併号, 55-96 頁, 中央大学経済学研究会.
- [125] 岩壺健太郎・外木好美(2007), 「外国人投資家の株式所有と企業価値の因果関係—分散不均一性による同時方程式の識別—」, 経済研究, 第 58 巻第 1 号, 47-60 頁, 一橋大学経済研究所.
- [126] 宇野 淳・神山直樹(2009), 「株主保有構造と流動性コスト: 投資ホライズンの影響」, Waseda University Institute Financial Studies Working Paper Series, WIF-09-002.
- [127] エルハナン・ヘルプマン(2009), 大住圭介・池下研一郎・野田英雄・伊々崎大理訳『経済成長のミステリー』, 九州大学出版会.
- [128] 大木栄一(2003), 「企業の教育訓練投資行動の特質と規定要因」, 日本労働研究雑誌, No.514.
- [129] 大野早苗・福田慎一(2003), 「東アジアの相互関係と通貨制度～通貨危機後の東アジア経済圏における為替政策の波及効果～」, ESRI Discussion Paper Series No.82.
- [130] 小川一夫・北坂真一(1998), 『資産市場と景気変動—現代日本経済の実証分析』, 日本経済新聞社.
- [131] 小佐野広(2001), 『コーポレート・ガバナンスの経済学』, 日本経済新聞社.
- [132] 加納悟・小巻泰之(2003), 「景気動向のモデル分析—バブル崩壊後の景気変動」, 浅子和美・福田慎一編『景気循環と景気変動』, 東京大学出版会.

- [133] 金榮慤・深尾京司・牧野達治(2010),『失われた20年』の構造的原因, 経済研究, 第61巻第3号, 237-260頁, 一橋大学経済研究所.
- [134] 金榮慤・宮川努(2008),「組織資本の定量的評価」, 深尾京司・宮川努編『生産性と日本の経済成長』, 東京大学出版会, 183-202頁.
- [135] 清田幸三 (2003),「直接投資に及ぼす影響」, 松本和幸編『経済成長と国際収支』, 日本評論社, 133-161頁.
- [136] 『景気動向指数—昭和59年6月分—』 経済企画庁調査局 昭和59年8月.
- [137] 『景気動向指数—昭和62年12月分—』 経済企画庁調査局 昭和62年8月.
- [138] 『景気動向指数—平成22年6月分(速報)—』 内閣府経済社会総合研究所景気統計部 平成22年8月.
- [139] 幸村千佳良(2010),「『経済教室』:景気動向指数に課題／『実態』と乖離(かいり), 見直し急げ」, 日本経済新聞, 2010年5月31日(月), 19頁.
- [140] 小宮隆太郎(1993),「日本企業の構造的・行動的特徴」, 伊丹敬之・加護野忠男・伊藤元重(編)(1993),『リーディングス 日本の企業システム1 企業とは何か』, 第10章, 277-318頁.
- [141] 権赫旭・金榮慤・深尾京司(2008),「日本の TFP 上昇率はなぜ回復したのか:『企業活動基本調査』に基づく実証分析」, RIETI Discussion Paper No. 08-J-050, the Research Institute of Economy, Trade and Industry(RIETI).
- [142] 佐々木隆文・米澤康博(2000),「コーポレート・ガバナンスと株主価値」, 証券アナリストジャーナル, 9月号, 28-46頁.
- [143] 塩路悦朗・内野泰助(2011),「外的ショックと日本の景気変動:自動車産業における“Great Trade Collapse”の実証分析」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ2011年1月.
- [144] 嶋恵一(2005),「設備投資の断続性—工具器具有形固定資産によるハザード分析」, 電力経済研究, 54, 1-17頁.
- [145] 杉浦秀徳(2011),「金融・資本市場の発展に向けたガバナンスの役割」, 神田秀樹・小野傑・石田晋也編『コーポレート・ガバナンスの展望』, 第7章, 中央経済社.
- [146] 鈴木和志(2001),『設備投資と金融市場』, 東京大学出版会.

- [147] 竹内文英(2006),「アジア景気との連動性はなぜ高まっているのかー動学一般均衡モデルによる分析ー」, 未定稿.
- [148] 田中賢治(2004),「設備投資と不確実性ー不可逆性・市場競争・資金制約下の投資行動ー」, 経済経営研究, Vol.10-3, 日本政策投資銀行設備投資研究所.
- [149] 外木好美(2009),「刈り込み処理による景気動向指数・CI(コンポジット・インデックス)への影響ー指標『刈り込み DI』による把握ー」, ESRI Research Note No.7 June 2009.
- [150] -----(2010),「刈り込み処理と景気動向指数ー刈り込み DI』を用いた外れ値の把握ー」, 編著者:浅子和美, 飯塚信夫, 宮川努『世界同時不況と景気循環分析』, 東京大学出版会, 31-44 頁.
- [151] -----(2010),「外国人投資家の株式所有と企業価値」, 第27回応用経済時系列研究会報告集, SAETA Vol.27, 47-64 頁.
- [152] 外木好美・落合勝昭・浅子和美(2008),「アジア諸国の景気と日本の景気:CIと貿易統計による連動性の検証」, フィナンシャル・レビュー, 平成20年第3号(通巻第90号), 55-72 頁, 財務省財務総合政策研究所.
- [153] -----(2009),「アジア諸国と日本の景気連動性ー貿易統計による景気予測ー」, 日経研月報, 370号, (財)日本経済研究所.
- [154] 外木好美・中村純一・浅子和美(2010),「Multiple q による投資関数の推計ー過剰設備の解消過程における資本財別投資行動の考察ー」, 経済経営研究, Vol. 31, No. 2, 日本政策投資銀行設備投資研究所.
- [155] 富浦英一(2011),「日本企業の海外アウトソーシングーマイクロ・データによる分析ー」, 藤田昌久・若杉隆平編著『グローバル化と国際戦略』経済政策分析のフロンティア第3巻, 日本評論社, 47-76 頁.
- [156] 西崎健司・倉澤資成(2003)「株式保有構成と企業価値ーコーポレート・ガバナンスに関するー考察ー」, 金融研究, 6月号, 161-199 頁.
- [157] 林文夫(2003),「構造改革なくして成長なし」, 岩田規久男・宮川努編『失われた10年の真因は何か』, 東洋経済新報社, 1-16 頁.
- [158] 平川均(2010),「東アジア経済の構造変動と新産業集積」, 平川 均・多和田眞・奥村

- 隆平・家森信善・徐 正解 編著『東アジアの産業集積—地域発展と競争・共生—』, 序章, 学術出版会, 13-48 頁.
- [159] 平川均・河合伸(2010), 「東アジアにおける自動車産業の発展と国際分業の変容—対とフィリピンを中心に—」, 平川 均・多和田眞・奥村隆平・家森信善・徐 正解 編著『東アジアの産業集積—地域発展と競争・共生—』, 第 20 章, 学術出版会, 509-537 頁.
- [160] 深尾京司(2011), 「日本の産業レベルでの TFP 上昇率 JIP データベースによる分析」, 藤田昌久・長岡貞男 編『生産性とイノベーションシステム』第 2 巻, 日本評論社, 25-46 頁.
- [161] 深尾京司・天野倫文(2004), 『対日直接投資と日本経済』, 日本経済新聞社.
- [162] 堀敬一・斉藤誠・安藤浩一(2004), 「1990 年代の設備投資低迷の背景について—財務データを用いたパネル分析—」, 経済経営研究, Vol.25-4, 日本政策投資銀行設備投資研究所.
- [163] 堀内昭義・花崎正晴(2000), 「メインバンク関係は企業経営の効率化に貢献したか—製造業に関する実証分析—」, 経済経営研究, Vol.21-1, 日本政策投資銀行設備投資研究所.
- [164] 松尾浩之・山本健(2006), 「日本の M&A —イベント・スタディによる実証研究—」, 経済経営研究, Vol.26-6, 日本政策投資銀行設備投資研究所.
- [165] 宮川努(1997), 「設備投資理論の進展と実証分析の多様化」, 浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』, 東京大学出版会, 283-322 頁.
- [166] 宮川努(2005), 『長期停滞の経済学』, 東京大学出版会.
- [167] 宮川努・今村有里子(2003), 「景気循環の国際的波及—アジア・太平洋諸国における実証分析—」, 浅子和美・福田慎一編『景気循環と景気予測』, 東京大学出版会, 237-370 頁.
- [168] 宮島英昭(2011), 「日本の企業統治の進化をいかにとらえるか—危機後の再設計に向けて—」, 宮島英昭編著『日本の企業統治—その再設計と競争力の回復に向けて』, 東洋経済新報社, 序章, 1-70 頁.
- [169] 棕寛(2003), 「日本の地域別輸出入関数の推計」, 松本和幸(編)『経済成長と国際収支』, 日本評論社, 63-85 頁.

- [170] 森一夫(1997),『日本の景気サイクル』, 東洋経済新報社.
- [171] 安田圭司(1995)『外国人投資家』日本経済新聞社.
- [172] 美添泰人・大平純彦・塩路悦朗・勝浦正樹・元山斉・大西俊郎・沢田章・木村順治・児玉泰明(2003),「景気指標の新しい動向」,『経済分析』第 166 号, 内閣府経済社会総合研究所.
- [173] 米澤康博・宮崎政治(1996),「日本企業のコーポレート・ガバナンスと生産性」, 橋本俊詔・筒井義郎編『日本の資本市場』, 日本評論社, 222-246 頁.
- [174] 若杉敬明・紺谷典子(1980),「資本収益率とトービンの“q”」, テクニカル・ペーパー, Vol.52, 日本証券経済研究所.