

# メディア・コンテンツ産業での競争の実態調査

公正取引委員会  
競争政策研究センター

2007年 7月

## メディア・コンテンツ産業での競争の実態調査

### 【執筆者】

田中辰雄

慶應義塾大学経済学部准教授

(公正取引委員会競争政策研究センター客員研究員)

tatsuo at econ.keio.ac.jp

村上礼子

近畿大学経済学部専任講師

reimurakami at kindai.ac.jp

矢崎敬人

工学院大学グローバルエンジニアリング学部専任講師

(公正取引委員会競争政策研究センター客員研究員)

yasaki at cc.kogakuin.ac.jp

船越誠

三菱UFJリサーチ&コンサルティング株式会社

(元公正取引委員会競争政策研究センター研究員)

funa at murc.jp

砂田充

公正取引委員会競争政策研究センター研究員

sunada\_mitsuru at jftc.go.jp

### 【この共同研究における役割分担と位置づけについて】

- 1 この共同研究報告書は、田中(第1章、第3章5及び6節及び第5章)、村上(第2章1、2及び4節)、矢崎(第2章1、3及び4節)、船越(第4章)及び砂田(第3章1節~4節)の分担執筆による。
- 2 2006年5月、12月及び2007年4月の競争政策研究センター・ワークショップにおいて、鈴木興太郎所長をはじめ参加者各位から御示唆を得た。また、本報告書の実証分析における「通信関連業実態調査：放送番組制作業調査票」、「通信産業基本調査：放送事業用

調査票」及び「特性サービス産業実態調査：情報サービス産業調査票，映画館調査票及び映画制作・映画配給，ビデオ発売業調査票」の使用について，総務省及び経済産業省に御承認を頂いた。これらの方々及び関係省庁に心より感謝の意を表したい。

- 3 本稿の内容は執筆者たちが所属する組織の見解を表すものではなく，記述中に残る誤りは筆者たちのみの責任に帰する。
- 4 メールアドレス中の at は@を表す。

## メディア・コンテンツ産業における競争の実態調査（目次）

1. はじめに .....	1
2. テレビ .....	7
2.1 イントロダクション .....	7
2.2 テレビ局における競争と生産性の分析 .....	12
2.3 テレビ番組制作業における競争と生産性の分析 .....	24
2.4 まとめ .....	32
3. 映画 .....	34
3.1 イントロダクション .....	34
3.2 日本の映画産業 .....	35
3.3 先行研究 .....	42
3.4 映画館 .....	43
3.5 映画制作業 .....	56
3.6 まとめ .....	65
4. ゲーム .....	67
4.1 イントロダクション .....	67
4.2 日本のゲーム産業 .....	67
4.3 先行研究 .....	69
4.4 実証分析に用いるデータ及び変数 .....	73
4.5 実証分析 .....	82
4.6 結論と今後の課題 .....	97
5. おわりに .....	101
参考文献 .....	105

## 1. はじめに

コンテンツ産業は近年注目を浴びることが多くなった産業である。政府の発表するコンテンツ産業関係の報告書の数も近年増えてきており、委託元をみても内閣府知財本部、経済産業省、総務省などが並んでおり、さらには外務省や文部科学省までもに及んでいる。民間からの提言も多い。このようなコンテンツ産業への期待感の高まりはさまざまな要因に支えられている。それは、例えば従来の製造業の中国などへの移転に伴う国内での新たな産業の育成の必要性であり、情報化の牽引役としての期待であり、あるいは 21 世紀の外交力の源の 1 つであることである。

しかし、日本のコンテンツ産業の効率は、決して高いとはいえない。コンテンツ産業の例としては、書籍から音楽、映画、テレビ番組、ゲームなどがあるが、これらの産業規模を GDP 比でみると、日本の比率はアメリカなど先進国と比較して高い水準ではない。表 1-1 はコンテンツ産業の市場規模をアメリカと比較したものであり、アメリカが GDP 比で 5% 以上あるのに対して、日本は 2.2% であり市場規模は小さい。国際競争力についてもアメリカではコンテンツ売上額の約 17% を海外で稼ぎ出すのに対して、日本の海外売上げ比率は 2.8% にとどまり、その差は大きい。実際の貿易収支をみても、輸出超過になっているのはテレビゲームくらいであり、他のコンテンツは輸入超過である。特に映画やテレビ番組での輸入超過は著しく、国内市場に何らかの非効率性があるのではないかという疑いを抱かせる。

表 1-1 コンテンツ産業の市場規模

	コンテンツ産業の市場規模	GDP	コンテンツ産業/GDP	海外への販売額	海外への販売額比率
	100 万ドル	100 万ドル	%	100 万ドル	%
日本	1,091	4.9	2.2	31	2.8
アメリカ	5,068	9.8	5.2	855	16.9
世界	10,000	30.9	3.2		

出典：経済産業省（2005）

この非効率性の理由としてしばしば指摘されるのは、コンテンツの制作に十分な誘引が与えられていないという点である。すなわち、日本ではコンテンツの売上収入のうち、コンテンツを伝えるメディア（映画配給会社・テレビ局など）に配分される部分が多く、制作会社に配分される部分が少ない。これが作品づくりの誘引をそいでいるという説である。言い換えると、良い作品を作っても、制作会社が大きな儲けをあげられず、ゆえに、才能あるクリエイターが制作会社を目指そうとしないという説明である。

映画配給会社、テレビ放送局などのコンテンツ流通部門が寡占的傾向にある中で、コンテンツの制作事業者は製作資金調達、マーケティング等において流通事業者に大きく依存せざるを得ない状況にある。このため、コンテンツ産業では付加価値の多くを流通事業者が取得する構造にあり、コンテンツ自体の価値を創造する生産部門が必ずしも成果に応じたりターンを得られていない状況にある（経済産業省（2004）、pp. 82）

上記引用はある省庁の報告書にある文言であるが、類似した見解は映画・テレビ業界に関する多くの著書にみることができる。また、実際に業界関係者にヒアリング調査をするとこのような説明に出会うことが多い。映画・テレビ業界では半ば常識化した説明にすらなっている。

この説明の中には2つの非効率性がある。1つは報酬配分が平均的にメディア側に厚くコンテンツ制作に薄いので、コンテンツ制作に十分な資金と優秀な人材が配分されないという配分上の非効率である。もう1つは、制作されたコンテンツが良くても悪くても制作会社が受け取る報酬にあまり差が無いために、優れたコンテンツを制作しようという意欲がわからないという誘引上の非効率である。どちらも優れたコンテンツ制作を阻害するという意味で非効率性が生じ得る。

経済学的にみた場合、この現象の原因として考えられるのは、制作会社から作品を購入するメディア（映画配給会社・テレビ局など）の間に競争が十分に働いていないという仮説である。もし、メディア間に競争が働いているならば、良い作品があれば、複数のメディア会社がその買い付けに向かうのでその作品の価格が上昇し、制作会社の収益が増加する。制作会社には良い作品を作ろうという誘引が生まれ、良い作品を作れない制作会社は市場から撤退して、産業全体として生産性が上昇していく。逆にメディアが寡占的になり、暗黙の協調が生じるなどして競争が停滞すれば、このようなメカニズムが働かず、よい作品を作ろうという誘引が働かなくなり、生産性は低下する。この仮説が正しければ、これらメディア市場に競争を導入すべきであるということになるから、競争政策上の課題としてとらえられる。

この仮説 すなわちメディア間の競争がコンテンツ産業の生産性を上昇させる を支える状況証拠は、他にもいくつか見出すことができる。例えば日本のコンテンツ産業として例外的に輸出超過であるテレビゲーム産業では、メディアであるゲームハード機間の競争が激しい。ゲームのハード機にはほぼ5年おきに世代交代があり、そのときに激しい競争が行われる。近年ではマイクロソフト社、昔はソニーやセガなど新規参入も頻繁に起きており、シェアの変動も激しい。これに対して、コンテンツの競争力が低いと考えられている映画とテレビでは、メディアである配給・興行とテレビ放送での市場競争は活発ではない。映画の配給・興行は戦後、長い間、大手の映画会社のシェアが高く、新規参入が難しかったし、テレビ放送も東京12チャンネル以外、地上波ではキー局の参入が起きておら

ず、シェアの変動も乏しい。

なお、近年、日本の映画産業はアニメとホラーで競争力を取り戻し、洋画に対する邦画のシェアが増えているが、これは映画館市場でシネコンが登場し、大手映画館チェーンのシェアが低くなった影響があると思われる。これもメディア市場での競争の進展が、コンテンツの生産性を上昇させることの証拠とみることができる。

しかしながら、このような指摘はあるものの、この仮説が実証されたわけではない。上記のメディア寡占仮説に対してはいくつかの反論が可能である。考えられる反論を2つ述べる

第1の反論は理論的なもので、ここで取り上げた現象は理論的にはメディア寡占説以外の説明が可能というものである。すなわち、コンテンツ制作に携わるものの賃金が低いこと、並びに制作会社の報酬が成果によらず一定であることは、メディアの寡占という要因を使わなくても説明し得る。例えば、アニメ制作会社の従業員の賃金が低いのは、低賃金でもアニメ業界で働きたいという人が数多くいる すなわち労働市場の過剰供給の問題としても説明できる。実際、アニメ業界の低賃金はよく知られた事実であるにもかかわらず、アニメの専門学校に通う若者は絶えない。これは若者が賃金以外の要因（例えばその仕事が好きだから）で職業を選択していることを意味し、もしそれで彼らが満足しているならば低賃金自体に経済学の観点からみて問題はないことになる。また、制作会社の報酬が作品の成果によらず一定であるのは、小規模な制作会社はリスクを負えないので、比較的大企業であるメディア側がリスクを負担しているためかもしれない。コンテンツがヒットした場合に多くの報酬をもらえない代わりに、コンテンツがヒットしない時でも報酬を保証してもらうことは、小規模な制作会社にとって有利である。いわば小企業と大企業の間で適切なリスクシェアリングが行われたという解釈であり、この解釈が正しければ、成果によらない報酬には一定の合理性があることになり、効率上の問題は発生しない。このように、理論的には、制作会社の低賃金も成果によらない報酬も、合理的な説明が不可能ではない。ゆえにここで取り上げた「メディア寡占のために報酬が低くかつ一定となってコンテンツ産業の効率性が低下する」という仮説は、実証的にテストされなければならない。

第2の反論は実態面からのもので、そもそもメディアやコンテンツのような文化にかかわるものについては、市場競争が効率性をもたらすとは限らないという反論が考えられる。新聞やテレビなどメディア関係者の間にはこの考え方が根強く、競争原理のメディア・コンテンツ産業への適用は無分別として批判される。実証分析としては、競争が激化すると、メディアの買収が行われて集中度が上昇し、その結果としてコンテンツの多様性が失われるという報告がいくつかなされている。例えば、Chambers（2003）は、アメリカの地方のメディア市場で、規制緩和の結果、メディアが少数の企業に所有され、所有の多様性が失われたことを報告している。また、Sarrina Li and Chiang（2001）は、台湾での規制緩和でケーブルテレビが地上波テレビの競争相手として登場して以降、番組の多様性が低下し、各局とも似たような番組を放送するようになったことを実証した。もし、多様性の確保を

価値あることと考えるならば、競争を抑えるため多少の規制を加えた方が良いという示唆が得られる。

また、メディア寡占がコンテンツ制作の効率性を低下させることへの対策として、メディアとコンテンツを構造分離する案が提案されることがあるが、その評価はまだ定まっていない。アメリカにおいて、映画ではパラマウント裁定、テレビではフィンシンルールによって、コンテンツ制作とメディアは分離された。その後のアメリカの映画とテレビ番組が世界的な競争力をもったことからこの構造分離政策の有効性を評価する声がある一方、最近の研究では構造分離政策の効果に疑問をさしはさむものも多い<sup>1</sup>。なお、テレビの場合、フィンシンルールは1995年に解除されている。

これらの事例にみるように、メディア・コンテンツ産業での競争の促進の是非は、実証的にも論争的なテーマである。ゆえに、「メディア寡占による競争の低下が非効率性を生む」というわけわかれの仮説は決して自明ではなく、実証的にテストされなければならない。

我々の研究の特徴は、次の3点にある。第1に、我々の研究は生産性に焦点を当てる。メディアの研究では多様性に焦点を当て、多様性があることが望ましいとすることが多い。しかし、視聴者の立場からみたとき、多様性が高いことが常に望ましいとは限らない。例えば、2つのテレビ局があって、一方がスポーツと娯楽に特化し、他方が教養とニュースに特化している状態と、両方ともスポーツ、娯楽、教養、そしてニュースを同じ比率で扱っている状態を比べたとき、どちらが視聴者の効用を増加させるかはわからない。多様性の点では前者の方が多様であるが、後者の方が、テレビ局同士が正面から衝突して競い合っているため、より良い番組が放送されているかもしれない。実際、先に述べた Sarrina Li and Chiang (2001) は、台湾では、ケーブルテレビへの規制緩和による競争激化で番組の多様性は低下したが、顧客に満足度を直接尋ねてみると、満足度は上昇したと報告している (Sarrina (2004))。多様性は経済厚生判定基準としては不十分である。

我々は、多様性ではなく個々の企業の生産性を比較する方法をとった。すなわち、メディアとコンテンツの各企業に単純な生産関数を仮定し、これの全要素生産性に当たる部分に競争指標が影響を及ぼしているか否かを調べた。同じ資本と労働を使いながら、より優れた作品を作り出していれば、付加価値が高まり、生産性に反映されると考えられるからである。

第2に、我々はコンテンツ産業とメディア産業の関係に焦点を当てた。メディア産業の研究ではメディアの競争がメディア自身の多様性や生産性にどう影響を与えているかを問うことが多い。しかし、メディア産業の競争はコンテンツ産業に影響を及ぼし得る。我々の問題意識は正にこれであり、メディア産業の競争の低下がコンテンツ産業の生産性を阻害しているというのが検証すべき仮説の柱である。これまでの研究としては、パラマウント裁定とフィンシンルールの評価のようにメディアとコンテンツの構造分離に関連した研究が多く、メディア間競争の程度とコンテンツ制作の生産性を直接関連付けたものは

---

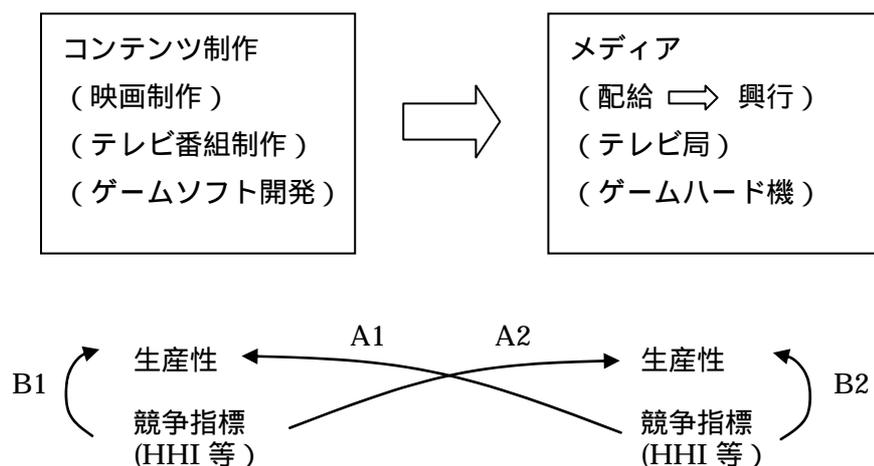
<sup>1</sup> 例えば、Gil (2006b) 及び De Vany (2004)。

少ない。

第3に、映画、テレビ、ゲームの3つの異なるコンテンツに対して同じアプローチで分析を行った。従来の実証分析では、映画のみ、テレビのみ、あるいは新聞のみというように1つのメディア・コンテンツに対する研究が多く、分析のアプローチがバラバラになっている。このようにアプローチが変わると、メディア・コンテンツの特殊事情を反映させられるという利点がある反面、結果の比較が難しくなり、メディア・コンテンツに共通の主張を出しにくくなる。我々は、最も単純化した生産関数をやや「強引に」当てはめることで、比較可能な結果を導き出す戦略をとった。

まとめて図示すると以下の図1-1のようになる。コンテンツの制作市場があり、その川下にコンテンツを流通させるためのメディア市場がある。ここで、2つの市場の競争指標をとったとき、その2つの競争指標で競争が進展した場合に、生産性は向上するのだろうか。これが問いである。

図1-1 分析の概要



ここで、メディア市場の競争の促進が、コンテンツ市場の生産性を高めるという経路は、図1-1のA1の経路である。しかし、もちろんコンテンツ産業自体の市場での競争指標の効果、すなわち図のB1も考えられる。さらにメディアについても同様の分析が可能であり、コンテンツ制作業での競争指標がメディアの生産性に及ぼす影響A2と、メディアの競争指標が生産性に及ぼす影響B2も考察の対象になる。ここでのA1、A2、B1及びB2の経路における競争の促進が、生産性を高めるかどうかを検証することが、本報告の狙いとなる。

対象とする産業は、映画とテレビとゲームである。これらを取り上げるひとつの理由は、データの利用可能性である。もうひとつはそれぞれの産業の特徴に注目したためである。映画とテレビは、国際的な競争力を持っておらず、日本のコンテンツ産業の中で生産性が低い産業の代表であるとみられている。映画とテレビの違いは、テレビの場合は、メディ

アであるテレビ局の産業構造に変化がないのに対し、映画では映画館にシネコンの普及など構造的な変化がおき、また、アニメやホラー映画など一部の作品の生産性が高まりつつある点にある。ゲームは日本企業が国際競争力を持っているコンテンツの例である。これから 3 つの産業について、個票データを用いて、競争指標が効率性に影響を与えるかどうかを探り、メディア産業での競争政策のあり方を考察する。

本稿の構成は、以下のとおり。第 2 章では、総務省実施の「通信産業基本調査」及び「通信関連業実態調査」の個票データを使って、テレビ業界における競争の実態を分析した。第 3 章では、経済産業省実施の「特性サービス産業実態調査」の「映画館」及び「映画制作・配給、ビデオ発売業」の個票データを用い、映画業界における競争の実態調査を行った。第 4 章では、同じく「特定サービス産業実態調査」の「情報サービス業」の個票データを使い、ゲーム産業の競争の実態を分析した。第 5 章はまとめである。

## 2. テレビ

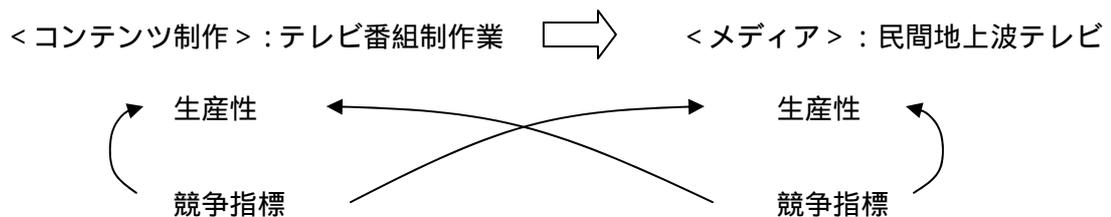
### 2.1 インドロダクション

現在の日本においては、我々個人は、1日当たり平均して3時間40分余り（NHKと民間放送の合計）もテレビを視聴している（NHK放送文化研究所「2005年6月全国個人視聴率調査」）。そのように、テレビ番組は我々個人にとって極めて身近な財であり、より質の高い多くのテレビ番組が生み出されることによって、我々の生活はより豊かなものなる。

したがって、テレビ番組の制作・配信の担い手である放送業あるいはテレビ番組制作業において、どのような競争が行われ、どのようなパフォーマンスが実現しているのかという点について検証することは重要なことである。しかし、それらの業界には特殊な取引慣行が多いことなどから不透明な部分が多く、また分析に必要なデータの入手が限定的であるといったことから、その競争の実態についての調査・実証分析はこれまで十分には行われてこなかった。

本章では、放送業界の代表的なメディアである民間地上波テレビ、コンテンツ制作業であるテレビ番組制作業を対象とし、それぞれの市場の競争や互いの市場の競争がそれぞれの生産性に与える影響について実証的に分析することを目的とする。放送業については総務省「通信産業基本調査」の企業個票、テレビ番組制作業については総務省「通信関連業実態調査」の企業個票を主として用いて統計的手法による分析を行った。

図2-1 調査対象と分析のイメージ



本節の残りで日本の放送産業全体を概観する。第2節でテレビ局における競争と生産性の分析モデル及びデータの説明、結果についての説明・考察を行う。第3節でテレビ番組制作業について同様のことを行った上で、第4節で本章の内容を取りまとめる。

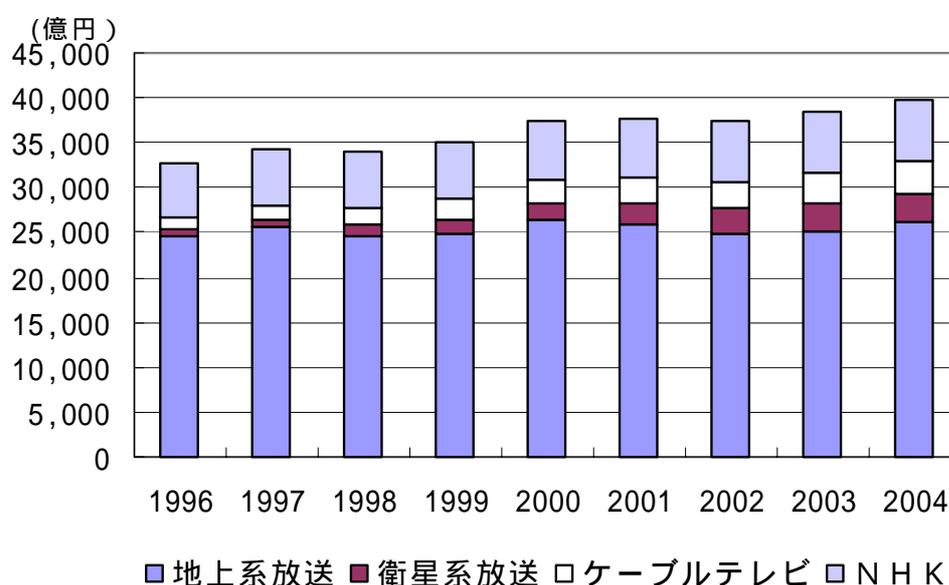
#### 2.1.1 我が国の放送産業

現在の我が国の放送事業としては、地上波（NHK並びに民放のテレビ・ラジオ及びコミュニティ放送）に加えて、BS（放送衛星）、CS（通信衛星）といった衛星放送、また電波ではなく有線によって番組を提供するケーブルテレビなどの経路を使った放送事業も存在

している。2004年度の売上高でみると地上波放送は全体の6割以上を占めているが、衛星とケーブルテレビの割合が近年徐々に上昇している（図2-2）。また、事業者数でみると、2005年度時点で、地上波事業者386社、衛星放送事業者136社、ケーブルテレビ事業者（自主放送を行う事業者）530社並びにNHK及びその他18社となっており、半数をケーブルテレビ事業者が占めている（平成18年度情報通信白書）。

また近年、ADSLやFTTHなどのブロードバンド通信回線を利用した放送事業も登場していることや、地上波・衛星・ケーブルテレビのいずれにおいてもデジタル放送への移行が進められているなど、通信と放送の融合が進んでいる。

図2-2：放送産業の動向



出所：平成18年度情報通信白書

日本においては、放送産業は、国民生活に与える影響が大きいとの判断から、その健全な発展を目的として様々な規制が行われている。テレビ局を開設するためには、電波法に基づき総務省からの免許交付が必要とされる。放送設備を所有・運用し、かつ番組制作・調達・編成を継続的に行う能力がある事業者に対して放送免許が交付される。さらに、放送法によって、番組の編成・広告の放送・有料の放送・技術に関する事柄などが規制されている。

### 2.1.2 民間地上波放送業及びテレビ番組制作業の概要

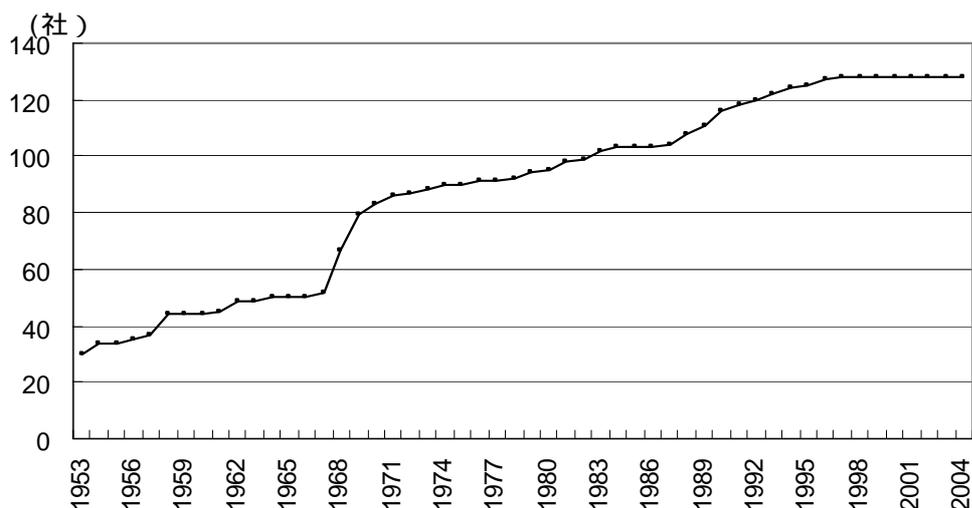
本稿では、放送事業者のうち地上波の民間テレビ局を分析の対象としている。地上波の民間テレビ局の現在の開局数は127社である。1953年の公共放送・民間放送の開始以降、

政策的な観点からの 1950 年代後半及び 60 年代後半の免許大量交付，さらに 80 年代の 1 県 4 局政策などを経て（半澤（2007）），1997 年のとちぎテレビ開局以降，127 社のまま推移している（図 2-3）。

NHK は単独で全国放送であるが，民間放送は原則として県域放送となっている。東京に立地する 5 局（日本テレビ放送網，東京放送，フジテレビジョン，テレビ朝日及びテレビ東京）はキー局と呼ばれ，それらを中心とした全国ネットワークが形成されている（日テレ系列 30 局，TBS 系列 28 局，フジテレビ系列 28 局，テレビ朝日系列 26 局及びテレビ東京系列 6 局）<sup>2</sup>一方，大都市圏には，系列には属していない独立系のテレビ局が 13 局<sup>3</sup>ある。

大都市圏と地方の間の視聴可能チャンネル数の格差を解消することを目的とした政策の結果，7 割以上の都道府県では 4 局以上が視聴可能となっているが，1 局あるいは 2 局といった県も存在しており，各都道府県で競合企業数は異なっている。都道府県ごとのテレビ局数は表 2-1 のとおりである。

図 2-3 地上波民間テレビ局数の推移



出所：総務省「通信産業基本調査」により作成

<sup>2</sup> ただし、複数の系列に属するクロスネット局が 3 局ある（福井放送、テレビ大分及びテレビ宮崎）。

<sup>3</sup> 東京メトロポリタンテレビジョン、群馬テレビ、とちぎテレビ、テレビ埼玉、千葉テレビ放送、テレビ神奈川、京都放送、奈良テレビ放送、サンテレビジョン、テレビ和歌山、岐阜放送、三重テレビ放送及びびわこ放送。

表 2 - 1 都道府県別テレビ局数

局数	都道府県数	県名
4局以上	35	
3局	9	青森・秋田・富山・福井・鳥取・島根・山口・高知・沖縄
2局	1	山梨
1局	2	徳島・佐賀

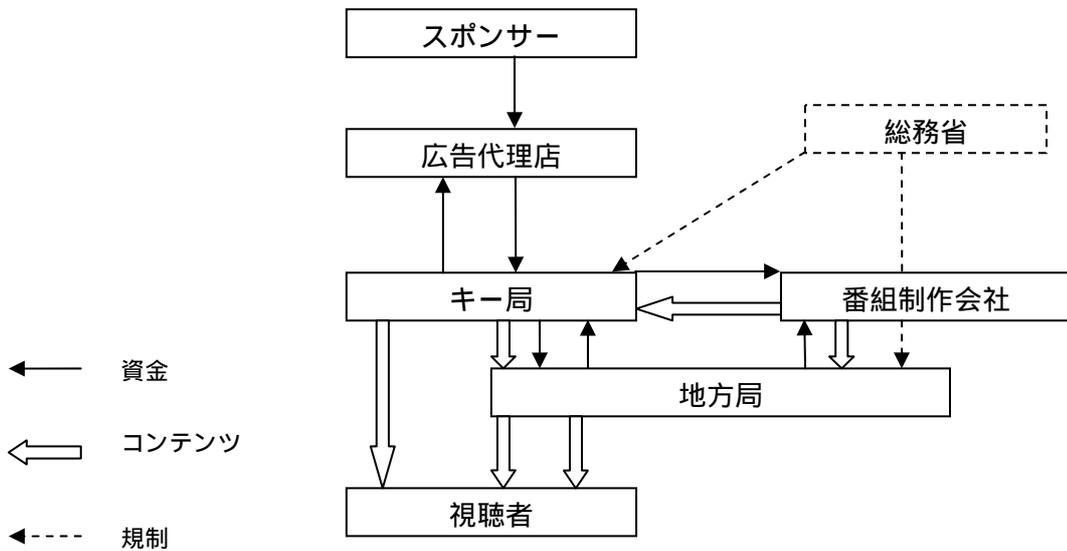
出所：「日本民間放送年鑑」より作成  
 注：クロスネット局は1系列1局として数える

NHK が受信料収入によって事業を営むのに対し、民間テレビ局はスポンサー企業からの広告収入が主たる事業収入である。スポンサー企業は広告代理店を通じてテレビ局から CM 枠を購入する。それにより、テレビ局は広告収入を、広告代理店は仲介の手数料を得ることになる。

地方局では、キー局からのネット番組を受け入れることによって番組編成の大部分が占められることが通常である。地方局も自社による番組制作を行っているものの、自社制作番組が自社の番組編成全体に占める割合は大半が 20%以下である。キー局が全国番組をスポンサーにセールスする場合には全国ひとまとめでセールスするケースが多く、その場合、スポンサーから入ってくる広告料から広告代理店手数料と番組制作費を差し引いた残りは一定の比率で系列の各地方局へ配分される。地方局は、キー局から番組を受け入れることによって収入（ネットワーク配分金）を得ることができる（湯淺他（2006））。

独立局の場合には、地域性の高い自社制作番組と旧作の購入番組などで番組編成され、独自に営業することによってスポンサー企業から広告収入を得ている。

図 2 - 4 地上波放送・テレビ番組制作業界の構造



出所：湯淺他（2006）p.28 を参考に筆者作成

テレビ番組は、局内部の制作スタッフによって制作されるものだけでなく、実際には、番組制作会社へ番組制作の全部又は一部が委託されている。全部委託の場合には、テレビ局は手を加えることなく放送が可能であり、そのような状態で取引される番組は完全パッケージ（完パケ）と呼ばれる。キー局においては、ゴールデンタイム（19時～22時）の約7割は外部の番組制作会社が関与しているといわれる（湯浅他（2006））。

1953年のテレビ放送開始当時は、番組はテレビ局内部で制作されていたが、1950年代後半から60年代にかけての放送時間の延長やテレビ局の急増等により外注のニーズが生まれ、番組制作会社が誕生したといわれる。現在の番組制作会社の数は正確に把握されてはいないものの、全国で千数百社程度あると思われ、そのうち半数程度は東京に集中している。あらゆるジャンルに対応できる総合的な制作会社は少なく、ドラマ、ドキュメンタリー、バラエティ、報道、アニメなどの特定のジャンルに特化している場合が多い。また、売上高10億円未満、従業員数50人未満の事業者が7割以上を占めるなど、中小零細企業が多い点が特徴である（総務省平成17年度「通信関連業実態調査」）。

近年では、番組制作会社がテレビ局との関係において不利な立場に置かれているという点が指摘されている。例えば公取委（2004）では、発注の形式、交付時期、記載事項、著作権の取り扱い、代金の決定など多くの点で番組制作会社が不利な立場に立たされている実態が明らかにされており、下請法上問題になるケースもあることが報告されている。また最近では、関西テレビの番組の内容に捏造があったことが問題になったが、この背景には、制作を請け負った番組制作会社に対して、テレビ局が制作費の削減や接待などのその他の要求を強いたことがあるといわれている。

## 2.2 テレビ局における競争と生産性の分析

### 2.2.1 競争と生産性

ここでは、テレビ局間の競争やテレビ番組制作業における競争がテレビ局の生産性にどのような影響を与えるのかということについての考え方を整理する。

まず、テレビ局間の競争がテレビ局の生産性に与える影響については、競争圧力が強まることによって事業者内部の非効率（X非効率）が解消に向かい、その結果として生産性が改善するという考え方がある。つまり、テレビ局同士の競争が活発化すれば、テレビ局の生産性が向上するという関係がみられることが期待される。また、そもそも、テレビ局各社がX非効率を抱えるかという点については、民間放送業の市場構造は県ごとに異なるものの、全体として、参入が規制された安定的な高度寡占となっており、また、公取委(2005)では我が国の広告取引について競争が十分に働いていない可能性が指摘されているなど、業界全体としてX非効率を抱える体質であることが疑われる。

また、長期で考えると、テレビ局同士の競争が活発化すれば各社のイノベーション活動が促され、それが生産性の向上に結びつくという見方も可能である。ただし、データの制約もあり、その点について本調査では考慮していない。

一方、既に述べたように、テレビ局は外部の番組制作会社との間で番組制作の取引を行う。番組制作会社間の競争が激しくなるほど、より良い番組がより安く生み出されることが期待される。テレビ局が番組制作会社から購入する番組は、テレビ局側からみればインプットであり、より良いインプットがより安く調達できることは、テレビ局の生産性の上昇につながる。したがって、番組制作業における競争が激しくなると、テレビ局の生産性が向上するという関係がみられることが期待される。

また、テレビ局の特徴として、番組制作（川上）と配信（川下）を垂直統合しているという点がある。垂直統合という企業戦略は、各市場の競争のあり方や生産性に影響を与え得るため、ここでは、それに関する考え方も簡単に整理しておく。垂直統合の動機としては、共通コストの削減、取引費用の削減、あるいは番組制作設備に関係特殊投資が存在するのであればホールドアップの問題を避ける利点など、いろいろな効率改善が期待できることにある。垂直統合が、その期待どおりより効率的な経営をもたらすのであれば、垂直統合している事業者の生産性は高くなり、川下市場における競争力を強めることになる。また、垂直統合が効率改善に結びつく一方で、垂直統合は市場閉鎖（Foreclosure）とよばれる競争制限効果を持つ場合があることが理論的に指摘されている。そのような反競争的な行動をとるテレビ局は市場支配力を増し、それがそのテレビ局の見かけ上の生産性の向上につながる可能性がある。例えば Chipty（2001）は、米国のケーブルテレビ産業

を対象に、番組制作とネットワーク配信を垂直統合しているケーブルテレビ事業者が自社の番組制作部門と競合する番組制作会社を自社のネットワークにアクセスさせないという市場閉鎖により最終的に市場支配力を強めているとの結論を得ている。

## 2.2.2 先行研究

日本の放送業を対象として、その競争実態分析あるいは生産性分析に関連した先行研究としては以下のものがある。

Kasuga and Shishikura (2006) では、総務省「通信産業実態調査」の放送事業者の個票を利用して、集中度（視聴率データから計算した HHI）やマーケットシェア等が利潤や売上に与える影響を分析している（調査対象期間 1998 年～2000 年）。ただし、集中度が利潤や売上与有意な関係にあるとの結果は見出されていない。Asai (2005) では、25 社のテレビ局の財務諸表データ（1997 年～2002 年）を用いてトランスログ型の費用関数を推計することによって TFP 分析が試みられている。そこでは、TFP の伸び率の要因分解を行うことにより技術的な変化が TFP の伸びに貢献しているとの結果を得ているが、放送業市場の競争状態との関わりが意識されているわけではない。本節では、それらの先行研究と同様に日本の放送業を対象としながら、問題意識、分析手法、調査対象期間の点で異なる分析を行っている。

また、前述のようにテレビ局は番組の配信と制作を垂直統合しているが、そうしたテレビ局の垂直統合の効率性に着目した先行研究に、植田・三友（2003）がある。そこでは、35 局の地方局の有価証券報告書からパネルデータを作成し 2 財（配信と制作）生産のトランスログ型費用関数を推計する手法により、垂直統合の効率性は認められないとの結果を得ている。

また、海外では、英国の放送業の企業個票を利用して、労働生産性や TFP を検証した Paton and Williams (2007) などがある。

生産性分析は、単位あたりのインプットが生み出すことができるアウトプットが多いことが豊かさにつながるという考え方に立脚するものである。ただ、コンテンツ一般に関しては、アウトプットの多様性が確保されていることが豊かさであり市場成果として望ましいとする考え方がある。放送産業のパフォーマンスを検証する場合には、そうした観点からの接近もあるかもしれない。米国の放送行政においては番組の多様性を政策目標としており、コンテンツの制作と配信媒体の分離を行った経緯がある。産業構造とコンテンツの多様性の関係についての米国の先行研究のサーベイとして浅井（2005）が参考になる。

また、特定産業を対象とするのではなく、産業横断的に生産性と市場競争の関係に関心を寄せている研究として、Nickell (1996)、Nickell et al. (1997)、Okada (2005) 及び元橋他 (2005) などがある。

### 2.2.3 分析

#### (1) モデルの説明

本稿で採用するモデルは、競争指標を入れた生産関数を推計することによって、競争が生産性に与える影響をみようとするものである。そうしたアイデアは、Nickel(1996)、Nickell et al. (1997)、Okada (2005) 等にみられる。<sup>4</sup>ここでは、コブ=ダグラス型生産関数をベースにして、次の式を推計する。

$$(2-1) \quad \ln Y_{ijt} = \alpha_0 + \alpha \ln L_{ijt} + \beta \ln K_{ijt} + \gamma \text{Comp}_{ijt} + \delta A_{ijt} + u_{ijt}$$

$$(2-2) \quad u_{ijt} = \mu_i + \lambda_t + \tau_{jt} + \varepsilon_{ijt}$$

$Y$  は生産産出要素、 $L$  は労働投入量、 $K$  は資本ストック、 $Comp$  は競争指標、 $A$  は競争指標以外で生産性に影響を与え得る変数、 $i$  は企業、 $j$  は都道府県、 $t$  は年を表す。誤差項  $u$  は、時間に関して不変である企業独自の個別の効果 ( $\mu$ )、すべての企業に共通して時間とともに変化する時間効果 ( $\lambda$ )、営業活動エリア内で共通して変化する都道府県効果 ( $\tau$ )、攪乱項 ( $\varepsilon$ ) から構成されていると仮定する。モデルの選択は、Hausman 検定によって行った。結果として固定効果モデルを採用した。

#### (2) データの説明

分析に利用したデータは、主として、総務省「通信産業基本調査」より得た。当該調査は、通信産業（電気通信事業、民間放送事業及びケーブルテレビ事業）とインターネット付随サービス業を対象に、旧「通信産業実態調査（経営体財務調査）」（平成6年～平成13年）に改良を加えて2002年度からスタートし、これまでに2005年度までの4年分の年次データが蓄積されている。本調査では、その4年分の事業者個票データのうち、地上波テレビ局の個票を抽出して利用している。当該調査の調査票回収率は高く、2002年度127社（100%）、2003年度115社（90.5%）、2004年度120社（94.5%）及び2005年度110社（86.6%）となっている。このようなデータから、次に述べる変数から成るパネルデータを作成した。ただし、変数が揃わない個票についてはパネルから落として推計した。

また、日本民間放送連盟編「日本民間放送年鑑」（コーケン出版）の2002～2005年版及びアンケート調査（実施要領は章末）により得られたデータ等も用いている。

#### (3) 変数の説明

---

<sup>4</sup> Nickell (1996), Nickell et al. (1997), Okada (2005) では動学的な分析を行っているが、用いたデータの時系列のポイント数が少ないことから、本稿では動学的なモデルは使っていない。

(i) 被説明変数

生産関数の生産産出物として付加価値額を採用し、以下のように定義した。

$\ln$  (付加価値額):

$$\text{付加価値額} = \text{営業純益} + \text{人件費} + \text{賃貸料} + \text{減価償却費} + \text{租税公課}$$

ラジオ事業などを兼業している事業者については、(事業者の総付加価値額) × (地上波放送事業部門の対総売上高比率) によって算出している。

ここで、アウトプットとして付加価値額を用いるに当たって留意すべき点がある。民間テレビ局の事業収入は広告枠を販売することによって得られる広告収入が主体であるが、テレビ局間の競争が十分でなければ広告枠の対価である広告料金は競争的な水準にあるとは限らない。広告料金が競争的な水準と乖離している場合には、その付加価値額には市場支配力によって増大した分が含まれ、本来の生産性よりも過大に評価されたものを観察することになる。また、テレビ局ごとの番組の品質の差によって市場支配力が生じているであろうことを考慮すれば、品質の違いをコントロールすることが望ましい。

( ) 説明変数

生産投入物として、労働・資本の2変数を以下のように定義した。

(ア)  $\ln$  (従業員数):

$$\begin{aligned} \text{従業員数} = & \text{常勤の役員} + \text{常用雇用者} - \text{他社への出向者} + \text{臨時・パート} \\ & + \text{他社からの出向者} \end{aligned}$$

ラジオ事業などを兼業している場合で、地上波放送事業に従事する従業員数データが無い場合は、(全体の従業員数) × (地上波放送事業部門の対総売上高比率) によって算出している。係数の符号は正になることが期待される。

(イ)  $\ln$  (有形固定資産):

$$\text{有形固定資産} = \text{各社各年度末の有形固定資産残高}$$

テレビ局の設備としては、番組の伝送のための中継設備、回線設備、報道設備等、及び番組制作に利用されるスタジオ設備、本社設備等が含まれる。ただし、デジタル化等に向けた先行投資分が含まれている可能性はある。係数の符号は正になることが期待される。

次に、競争指標としては、テレビ局間の競争の指標及び番組制作業における競争を表す変数を以下の方法で作成した。

(ウ) *HHI* :

テレビ局間の競争指標として、他の分析と同様に *HHI* (ハーフィンダール指数) を採用する。民間テレビ放送が県域放送であることから、テレビ局同士の競争は基本的に県単位で行われるものとする。県ごとの *HHI* を各社の売上高ベースで計算した<sup>5</sup>。本調査では、同じ地上波である NHK を含んでいない。ここでは、NHK の民放に対する競争者としての影響は、どの県でも同じであると仮定している。テレビ局間の競争が激しくなるほど生産性が高くなることが期待されることから、係数の符号は負になることが予想される。

(エ) 番組制作会社数 :

テレビ番組制作業における競争指標として、県内のテレビ局 1 局あたりの番組制作会社数を用いる。半澤 (2007) は番組制作会社の受注先の立地を調査しており、6~7 割の番組制作会社は、自社が立地する県内企業からの受注が 100% であることの結果を得ていることから、ここでは各番組制作会社はその県内のテレビ局と取引するものとみなす。番組制作事業者同士の競争の指標としては、県内の番組制作業の *HHI* (売上高ベース) を用いるという方法があるが、総務省「通信関連業実態調査」(放送番組制作業) の回収率が低い (平成 17 年 1 月公表分の回収率は 22.1%) ために精度の高い *HHI* を計算することが困難であった。そのため、ここでは「日本民間放送年鑑」収録の番組制作会社一覧から所在県別に事業者数を集計して用いた。ただし、それらの番組制作会社が主として取り扱うジャンル、技術、テレビ局との人的・資本関係などは考慮していない。番組制作会社数が増えることにより番組制作業における競争が激しくなり、ひいてはテレビ局の生産性にプラスの影響を与えることが期待される。符合の係数は正になることが予想される。

ただし、テレビ局と番組制作会社の取引実態を考えると、別の見方も可能である。一般的に、テレビ局は番組制作会社に対して、著しく低い対価で取引する買い叩きなどを行うといわれる。また、テレビ局と制作会社の取引関係は固定的であり (公取委 (2004)), 相

<sup>5</sup> 関東、近畿及び東海では放送エリアが複数県にまたがっているが、それらの各県については各社の売上を県別人口比で振り分けて *HHI* を計算している。また、徳島及び佐賀県内のテレビ局は 1 局であるが、近接する他県の放送の視聴可能性も考慮している。

手方のスイッチは簡単ではないといわれる（半澤（2007））。テレビ局が番組制作会社に不利な取引を強制することがどの程度可能になるかということは、取引の相手方をスイッチする場合のコストの大小にも関係するが、テレビ局に対する番組制作会社の相対的な数によって変化し得る。テレビ局の数を一定として、番組制作会社が少なくなれば、番組制作会社のテレビ局に対する交渉力が高まる。逆に、番組制作会社が多くなれば、番組制作会社のテレビ局に対する交渉力が弱まり、番組制作会社はテレビ局からのさまざまな要請を受け入れざるをえなくなる。つまり、番組制作会社数の増加が、テレビ局が番組制作会社に不利な取引を強制することによるコストダウンという経路を通じてテレビ局の生産性にプラスの影響を与え得る。したがって、番組制作会社数とテレビ局の生産性にプラスの関係があったとして、それは、番組制作会社同士が互いに競い合ったことによる場合と、テレビ局による番組制作会社に対する不利な取引の強化による場合があり得るが、ここではそれらを区別できていない。

視聴者は、通常、他の伝送経路のコンテンツをテレビ番組と代替的に楽しむものであるが、テレビに替えて他の伝送経路のコンテンツが視聴者に支持されるようになれば、テレビは広告媒体としての魅力を減少させることになる。例えば、最近ではインターネットの普及に伴いインターネット広告が急激に伸びているといわれている。テレビ局は、他の広告媒体からの競争圧力を受け、テレビ局の生産性の改善につながっていくと考えられる。ここでは、地上波テレビと競合し得る他の伝送経路としてケーブルテレビ及びブロードバンドに注目し、それらとの競争を表す指標も用いた。

(オ) CATV 普及率 (%) :

「情報通信白書」に収録されている都道府県別情報化指標のうち、県別の CATV 自主放送契約数の世帯普及率を用いた。自主放送とは、単に地上波テレビの再送信を行うだけでなく独自の番組の放送を行うことである。ケーブルテレビ独自の番組は地上波テレビと競合するコンテンツであり、それを見る世帯の増加は民間地上波テレビ局への競争圧力となり得る。そして、その競争圧力がテレビ局の生産性向上につながることが期待される。よって、係数の符号は正になることが予想される。

(カ) BB (ブロードバンド) 普及率 (%) :

「情報通信白書」に収録されている都道府県別情報化指標のうち、県別のブロードバンド契約数世帯普及率を用いた。ブロードバンドでは動画コンテンツの視聴が容易になり、また、広告媒体としての表現の幅も広がることなどから、テレビと競合する可能性がある。ただし、この場合のブロードバンドとは DSL と CATV を指し、FTTH は含まれていない。

係数の符号は正になることが期待される。

さらに、生産性に影響を与え得る他の変数として、以下を用いた。

(キ) 自社制作率(%):

自社の番組編成のうち、自社で制作した番組(その再放送、ローカルニュース及び天気含む)が占める割合のデータを「日本民間放送年鑑」により入手した。ただし、それは、各年度初めの1週間分の放送について各社の自社制作番組が占める割合を調査したデータであり通年のデータではないが、年間を通じて各社の自社制作率は変わらないと仮定する。キー局からの番組受け入れや映画、旧作など他社番組の購入ではなく、自社オリジナルの番組を提供することが自社の生産性に与える影響をみるための変数である。ただ、ここで自社という場合には、自局のスタッフによって制作された番組に加えて、外部の番組制作会社へ委託した番組も含まれている。したがって、この変数を、配信-制作部門の垂直統合が生産性に与える影響を表す変数として解釈することには問題を含む。湯淺他(2006)によれば、地方局に関しては、自らローカル番組を開発するより、キー局の番組を受けていた方が効率的な経営ができるともいわれる。自社制作番組を増やすことにより局全体としての生産性が低くなるのであれば、係数の符号は負になることが予想される。

(ク) 映像情報制作・配給業子会社関連会社数(社):

各テレビ局の映像情報制作・配給業を営む子会社又は関連会社の数を用いた。そうした垂直的な関係にある事業部門を子会社・関連会社という形式で抱える企業戦略が合理的であるならば、そのことが生産性を向上させ、よって係数の符号は正となることが期待される。

(ケ) 広告費売上高比率(%):

各社の広告費支出及び売上高から作成し( $\text{広告費}/\text{売上高} \times 100$ )、製品差別化の代理変数として用いた。広告活動を通じた製品差別化によって市場支配力が発生している場合には、正の関係がみられることが期待される。

(コ) シェア(%):

個々の事業者の技術的効率性の差や各事業者の個別的事情から生じる市場支配力などが生産性に反映される可能性がある。そこで、その代理変数として、各社の売上高から算出

した営業エリア内でのシェアを用いた。そうした事業者個別の優位性が高いほど生産性が高いという関係があれば、係数の符号は正となる。

(サ) 独立局ダミー：

独立局の場合に1，そうでなければ0とした。独立局の番組は，地域性の高い自社制作番組と旧作の購入番組などで編成され，独自に営業を行うことによってスポンサー企業から広告収入を得ている。系列局と比べると経営的に不利である可能性が高く，係数の符号は負になることが予想される。

(シ) 上場ダミー：

上場している場合には1，そうでなければ0とした。上場することによりコーポレート・ガバナンスは強化され，経営者はより効率的な経営を目指す。したがって，上場している場合には，そうでない場合よりも生産性が高いことが期待される。したがって係数の符号は正になることが予想される。

(ス) キー局ダミー：

キー局であれば1，そうでなければ0とした。キー局と地方系列局とでは，収入構造・費用構造に違いがあることから，そうした違いをコントロールするために用いた。

(セ) 自社制作番組のうちテレビ番組制作会社関与比率(%)：

民間テレビ局に対するアンケート調査を実施することによって，自社制作番組のうちテレビ番組制作会社が関与している比率のデータを入手した。具体的には，自社制作番組のうち外部のテレビ番組制作会社がほぼ完全に制作した番組と，企画・プロデュースが自社の内部スタッフで外部の番組制作会社と協力して制作した番組が自社制作番組の中に占める割合を尋ねた。外部の制作会社へ委託することが生産性の向上につながっているのであれば，係数の符号は正になることが期待される。上記(キ)の自社制作率では，その自社制作番組が内部スタッフによる制作か外注によるものかの区別ができなかったが，制作と配信の垂直統合の是非の議論を意識すれば，それらを区別することに意味があると考えてアンケート調査を行った。ただし，回答側の負担を考慮して2005年度のデータしか収集できなかったため，単年度クロスセクションによる分析にとどまった。

各変数の記述統計は，表2-2のとおりである。また，上記の変数のうち，(サ)独立局

ダミー、(シ)上場ダミー、(ス)キー局ダミーについては、調査期間中に変化がないために固定効果モデルでは固定効果の中に混在する形になるが、OLSによれば区別が可能である。参考までにOLSによって得られた結果も示す。

表 2 - 2 記述統計 (テレビ局)

	平均	標準偏差	最大値	最小値
ln(付加価値額)	7.9576	0.9228	12.2616	5.3256
ln(従業員数)	5.0793	0.6767	7.8276	3.6889
ln(有形固定資産残高)	8.1529	1.1653	12.3415	2.4849
HHI	2722.9956	709.8509	5080.0000	1866.0000
番組制作会社数	10.3747	23.3126	119	0.5
CATV普及率	25.1135	16.4948	79.2000	0.8000
BB普及率	16.6851	9.4148	38.3000	1.3101
自社制作率	15.1532	18.2756	97.1000	1.4000
映像情報制作・配給業子会社関連会社数	1.4235	3.8158	39.0000	0
広告費売上高比率	1.1305	1.0965	13.7407	0
シェア	25.1542	10.5756	56.3104	0.5000
独立局ダミー	0.0931	0.2909	1	0
上場ダミー	0.0599	0.2375	1	0
キー局ダミー	0.0399	0.1960	1	0
自社制作のうち番組制作会社関与率	40.3529	30.8915	100	0

#### (4) 結果とまとめ

固定効果モデルによる分析結果は、表 2 - 3 のとおりである。まず、テレビ局間の競争指標である HHI は、マイナスに有意であった。このことは、営業エリア内のテレビ局同士の競争が激しいほどテレビ局の生産性が高くなることを示唆しており、期待とおりの結果が得られた。番組制作業における競争がテレビ局の生産性に与える影響については、番組制作会社数の係数がプラスで有意となった。このことは、番組制作業における競争が激しいほどテレビ局の生産性は高くなるということを示唆するものである。ただし、この結果は、テレビ局による番組制作会社に対する不利な取引の強化によるものとの解釈も可能である。

他の伝送経路を用いた放送業との競争については、ブロードバンドについては 10%有意水準でプラスとなっているが、ケーブルテレビについては有意な結果は得られなかった。

また、自社制作率の係数はプラスで有意となった。これは、オリジナルの番組を制作・配信することにより生産性が高まることを示唆している。映画や旧作の購入やキー局からの番組の受け入れではなく、オリジナルの番組の発信が増えることは番組の多様性という観点からも望ましいことである。変数に用いたデータには、自社内制作だけでなく外部の番組制作会社に委託した番組も含まれていることから、この結果を配信 - 制作の垂直統合の生産性と解釈することはできない。垂直統合の生産性という点に着目して、アンケート調査によって得られた自社制作分のうち番組制作会社が関与した比率のデータを用いて単

年度クロスセクション分析を試みたが(表2-4のOLS-2),有意な結果は得られなかった。この点に関しては,さらにデータを蓄積した上で分析する必要がある。

映像情報制作・配給業の子会社・関連会社数の係数はマイナスで有意であった。そうした子会社・関連会社を抱えるほど生産性が低いという関係があることを示している。テレビ局が,垂直統合による経営効率改善の動機から垂直的な映像関連の子会社あるいは関連会社を保有するとすればプラスの符号が予想されたが,結果は逆であった。例えば,映像情報制作・配給業自体を目的とするのではなく,余剰人員の整理などの他の目的のために,非効率ではあるがそのような子会社を保有している場合には,こうした結果へ結びつく可能性がある。変数の定義である映像情報制作・配給業には番組制作業も含まれるので,この結果を番組制作業の子会社・関連会社数とテレビ局の生産性の関係としてとらえると,番組制作業の子会社・関連会社を抱えるほどテレビ局の生産性が下がるという結果になる。この結果は,番組制作業子会社・関連会社の側からすれば,テレビ局と子会社・関連会社の関係にあることによって生産性が高くなっている可能性があることを示唆しており,そうであるならば,このことは,次節の番組制作会社についての分析で得られた,テレビ局を親会社に持つ番組制作会社の方が生産性が高いという結果とは必ずしも矛盾しない。

さらに,各企業のシェアの係数はプラスで有意となり,事業者のシェアが高いと生産性が高いという結果が得られた。このことは,個々の事業者の技術的効率性や市場支配力などの事業者固有の優位性が高いと生産性が高いという関係を示唆するものである。また,各事業者の広告費売上高比率の係数については,符号は期待どおりプラスであったが有意ではなかった。

また,OLSの結果(表2-4のOLS-1)についてみると,独立局ダミー,キー局ダミーがマイナスで有意という結果が得られた。独立局は,地域限定で独自の番組制作・スポンサー獲得を強いられているという特殊性,また,キー局については,広告収入をネットワーク配分金として系列地方局に分配する際に,系列地方局の経営状態を考慮して金額を決定しているという実態があるといわれるが,そうした特殊性が生産性を低下させる方向で働いている可能性がある。上場ダミーについては,有意な結果は得られなかった。

以上の結果から,テレビ局における生産性と競争に関しては,テレビ局間の競争,そして垂直的な関係にある番組制作業における競争がテレビ局の生産性にプラスの影響を与える傾向があることが伺える。

ただし,今回の分析方法には,変数の内生性なども考慮したモデルの改善,変数のさらなる工夫・収集などの課題も多く残されている。より精緻な分析を今後の課題としたい。

表 2 - 3 固定効果モデル推定結果 (テレビ局)

変数	FE- 1	FE- 2
HHI	-0.00081 <i>c</i> (1.84)	-0.00071 <i>c</i> (1.66)
番組制作会社数	0.008955 <i>b</i> (2.07)	0.009032 <i>b</i> (2.14)
CATV普及率	-0.00041 (0.11)	-0.00058 (0.15)
BB普及率		0.001029 <i>c</i> (1.69)
自社制作率	0.01621 <i>b</i> (2.05)	0.015274 <i>b</i> (1.98)
映像情報制作・配給業子 会社関連会社数	-0.06152 <i>a</i> (3.68)	-0.06084 <i>a</i> (3.73)
シェア		0.036973 <i>a</i> (3.96)
広告費売上高比率	0.019706 (1.32)	0.020128 (1.39)
ln ( 従業員数 )	-0.10539 (1.34)	-0.08806 (1.14)
ln ( 有形固定資産残高 )	0.248262 <i>a</i> (3.22)	0.272534 <i>a</i> (3.60)
D14	-0.01755 (0.35)	-0.00327 (0.064)
D15	-0.08703 <i>b</i> (2.38)	-0.08245 <i>a</i> (3.14)
D16	-0.04737 (1.43)	-0.06088 <i>c</i> (1.88)
n	451	451
決定係数	0.936	0.938
<sup>2</sup> 統計量	94.296	97.595
P値	0.000	0.000

括弧内はt値。a, b, cはそれぞれ1%、5%、10%有意。

表 2-4 OLS 推定結果 (テレビ局)

変数	OLS-1	OLS-2
HHI	-0.00021 <i>a</i> (4.72)	-5.1E-05 (1.38)
番組制作会社数	0.004354 <i>b</i> (2.41)	-0.00373 (0.61)
CATV普及率	0.005344 <i>a</i> (4.61)	0.008632 <i>a</i> (3.15)
BB普及率	0.000506 (0.72)	0.000633 (0.74)
自社制作率	0.01602 <i>a</i> (4.46)	0.02477 <i>b</i> (2.06)
映像情報制作・配給業子会社・関連会社数	0.004481 (0.67)	-0.07125 (1.26)
シェア	0.00682 <i>b</i> (2.05)	-0.00748 (1.27)
広告費売上高比率	0.03399 <i>b</i> (2.25)	0.003134 (0.12)
独立局ダミー	-0.7373 <i>a</i> (7.84)	-1.09096 <i>a</i> (4.64)
キー局ダミー	-0.8704 <i>a</i> (3.21)	
上場ダミー	0.1469 (1.54)	-0.01307 (0.047)
自社制作のうち番組制作会社関与率		0.001327 (0.96)
ln(従業員数)	0.4397 <i>a</i> (9.79)	0.5416 <i>a</i> (4.43)
ln(有形固定資産残高)	0.2374 <i>a</i> (9.83)	0.1798 <i>a</i> (2.91)
D14	0.00607 <i>c</i> (0.12)	
D15	-0.07793 (1.64)	
D16	-0.05506 (1.20)	
c	3.8369 <i>a</i> (15.33)	3.6532 <i>a</i> (7.09)
n	451	85
決定係数	0.86	0.69

括弧内はt値。a, b, cはそれぞれ1%, 5%, 10%有意を表す。

## 2.3 テレビ番組制作業における競争と生産性の分析

### 2.3.1 競争と生産性

テレビ番組制作業における競争やテレビ局間の競争がテレビ番組制作業における生産性にどのような影響を与えるのかについての考え方を整理する。

テレビ番組制作会社は生産物であるテレビ番組をテレビ局に納品する。効率的な生産を行う番組制作会社の方がそうでない会社よりも、同程度の品質のテレビ番組をより低費用で制作することができ、また経営陣や従業員に対してより大きな報酬を支払うことができる。このためテレビ番組制作会社間の競争が活発になると、非効率的な生産を行う番組制作会社は生産の効率化か市場からの退出を迫られる。一般に、市場競争が活発であるほど、効率的な生産を行わないことからの損失が大きいため、生産性が高いということを示唆する実証分析結果も多くみられるところである<sup>6</sup>。実際には両方向の力が働いている可能性はある。このためテレビ番組制作会社間の競争はテレビ番組制作会社内部の生産効率性を向上させる（X非効率を減少させる）と考えられる。

またエリアごとにテレビ局数は事実上固定されており、テレビ番組制作会社はテレビ局が持つ限られた番組枠を巡って競争する。このため、テレビ番組制作会社間の競争が活発であるほど死荷重が減少し、資源配分の効率性も高くなると期待される。

2.2.1 節で議論したように、テレビ局間の競争が活発になるとテレビ局の生産性が向上すると考えられる。このためテレビ番組制作業の競争状況を所与とすると、テレビ局同士の競争が活発になるとテレビ番組に対する需要は拡大する。テレビ番組制作会社は生産要素投入を拡大することによって需要拡大に対応する。このうち労働投入の拡大は、従業員数の増加と従業員1人当たり労働時間の増加の双方によって実現する。以下でみるように、本稿ではテレビ番組制作業における生産性を生産関数の推計によって行っており、労働投入量として従業員数を用いている。このため、テレビ局間の競争が活発になり従業員1人当たり労働時間が増加すると、従業員数が変わらずとも生産量が拡大し、見せかけ上、生産性が上昇する効果が生じる。

なお、テレビ局間の競争と番組制作会社間の競争は、テレビ局と番組制作会社の間取引における両者の相対的交渉力にも影響を及ぼす。テレビ局間の競争が活発であるほど、番組制作会社の相対的交渉力が増し、個々のテレビ局は番組購入元の制作会社に対してより高い価格を支払う必要が生じる。本稿の生産関数の分析では生産物は付加価値額で測っているため、ある番組に対してより高い価格がつけられれば、みせかけ上、生産性が上昇する効果が生じる。さらに番組制作会社の相対的交渉力が増し、総利益のうち自ら獲得で

---

<sup>6</sup> Nickel (1996) 等。

きる分の割合が高くなれば、高品質の番組を低費用で制作する誘因も増加するので、生産性が実際に上昇する可能性もある。他方、番組制作会社間の競争が活発であるほど、個々の番組制作会社の相対的交渉力は低下し、個々の番組制作会社は番組販売先のテレビ局に支払いを求めることができる価格は低くなる。このため見せかけ上、番組制作業の生産性は低下する効果が生じる。さらに、番組制作会社の相対的交渉力が減少すると、総利益のうちの自らの取り分が減少し、効率的な生産を行う誘因が減少し、生産性が実際に減少する可能性もある。

以上をまとめると、番組制作会社間の競争とテレビ局間の競争が生産性の推計値に与える影響は次のようになる。番組制作会社間の競争の効果は 2 つ考えられる。第 1 に、番組制作会社間の競争は直接的に番組制作会社の生産性を上昇させると期待される。第 2 に、番組制作会社間の競争は番組制作会社の対テレビ局における相対的交渉力を低下させるため、見せかけ上生産性が低下する効果を持ち、また生産性が実際に低下する可能性もある。テレビ局間の競争の効果も 2 つ考えられる。第 1 に、テレビ局間の競争は番組に対する需要の拡大を通して従業員 1 人当たり労働時間の増加をもたらし、見せかけ上、生産性を上昇させると期待される。第 2 に、テレビ局間の競争は番組制作会社の相対的交渉力を増加させることを通じて、見せかけ上、番組制作会社の生産性を上昇させる効果を持ち、また生産性が実際に上昇する可能性もある。

なお、2.2.1 節でも述べたように、テレビ局とテレビ番組制作会社が垂直統合関係又は系列関係にあると、両側の事業者の生産性が向上するという範囲の経済が働いている可能性が考えられる。垂直統合の効果として、共通コストや取引費用の削減、関係特殊的投資の拡大といったものが考えられる。

## 2.3.2 分析

### (1) モデルの説明

テレビ番組制作業における競争と生産性の関係についても、競争指標を含んだ生産関数を推計することにより検討する。コブ = ダグラス型生産関数を基に、次の式を推定する。

$$(2-3) \quad y_{ijt} = \beta_0 + \beta_l l_{ijt} + \beta_k k_{ijt} + \beta_s s_{ijt} + \beta_a a_{ijt} + u_{ijt}$$

$$(2-4) \quad u_{ijt} = \mu_i + \lambda_t + \tau_{jt} + \varepsilon_{it}$$

ここで、 $y$  は生産物（対数値）、 $l$  は労働投入量（対数値）、 $k$  は資本ストック（対数値）、 $s$  は競争指標、 $a$  は競争指標以外で生産性に影響を与え得る変数を表しており、 $i$  は企業、 $j$  は都道府県、 $t$  は年を表している。誤差項  $u$  は、時間を通じて普遍である企業独自の個別の効果  $\mu$ 、すべての企業に共通して時間とともに変化する効果  $\lambda$ 、エリア内で共通して変化する

る都道府県エリア効果  $\tau$ , 攪乱項  $\varepsilon$  から構成されていると仮定する。

## (2) データの説明

分析に用いたデータは、主として、総務省「通信関連業実態調査」のうち「放送番組制作業」に関する調査より得た。本稿では、2003 年度、2004 年度及び 2005 年度調査の事業者個票データのうち、売上に占めるテレビ番組制作の割合が 50%以上の事業者を抽出して利用している。ここから、次に説明する変数から成るパネルデータを作成し、変数が揃わない個票についてはパネルから落として分析を行った。また、アンケート調査（実施要領は章末）により得られたデータ及び日本民間放送連盟編「日本民間放送年鑑」（コーケン出版）のデータも用いた。

## (3) 変数の説明

### (i) 被説明変数

生産関数の生産物として付加価値額を採用し、以下のように定義した。

$\log$  (付加価値額):

付加価値額 = 経常利益 + 人件費 + 賃貸料 + 減価償却費

通信関連業実態調査では、売上データはテレビ番組制作、ラジオ番組制作、データ番組制作及び番組制作以外に分離することができるが、その他のデータはテレビ番組制作とそれ以外に分離することができない。このため本稿では、前述のように売上に占めるテレビ番組制作の割合が 50%以上の事業者のみを抽出し、これら事業者については売上関連データ、費用関連データ、資本ストック関連データ及び労働投入関連データとも事業者全体のものを用いて分析を行った。

またアウトプットの指標として付加価値額を用いるに当たって、番組の品質の違いはコントロールしていない点には留意する必要がある。

### (ii) 説明変数

生産投入物として、労働、資本の 2 変数を次のように定義した。

(ア)  $\log$  (従業員数):

従業員数 = 有給役員数 + 常用雇用者数 + 臨時雇用者数

前述のように、従業員数データのサンプルにはテレビ番組制作以外に従事している従業員も含まれている点に留意が必要である。

(イ)  $\log$  (固定資産):

各社各年度末の固定資産残高を使用

前述のように、固定資産についてもテレビ番組制作に用いられているものとそれ以外のものを分離することができないため、事業者全体のデータを用いている。

競争指標としては、エリア（都道府県）ごとに、エリア内のテレビ番組制作における競争状態の代理変数を以下のように取った。また、テレビ番組制作と垂直的な関係にある放送事業における競争がテレビ番組制作に与える影響をみるために、テレビ局間の競争状態の代理変数も以下のように作成した。

(ウ) テレビ番組制作会社数 / 人口:

番組制作事業者同士の競争の指標としては、エリア内の番組制作会社の売上高ベースの *HHI* を用いる方法があるが、総務省「通信関連業実態調査」(放送番組制作業)の回収率が低い(平成17年1月公表分の回収率は22.1%)ため、精度の高い *HHI* を計算することが困難であった。このため、2.2.3 節の分析と同様、ここでは「日本民間放送年鑑」収録の番組制作会社一覧から所在エリア(都道府県)別に事業者数を集計した。それらの番組制作会社が主として取り扱うジャンル、技術、放送局との人的・資本関係などは考慮していない。また、人口は、2005年国勢調査のものを用いた。

番組制作会社数が増えることにより番組制作業における競争が激しくなり、ひいてはテレビ局の生産性にプラスの影響を与えることが期待される。符合の係数は正になることが予想される。2.3.1 節の議論を踏まえると、係数推定値の符号が正になるか負になるかは番組制作会社の生産性向上効果と番組制作会社の交渉力低下効果のいずれが相対的に重要であるかに依存すると考えられる。

(エ) テレビ局 *HHI* :

テレビ局間の競争指標としては、2.2.3 節の分析同様、エリア(都道府県)ごとの *HHI* を

各社の売上高ベースで計算した。ここでも、NHKの民放に対する競争者としての影響は、どの県でも同じであると仮定し、同じ地上波であるNHKのデータは含まずに計算を行った。高いHHIは活発な競争が行われていないことを表しているため、係数推定値は負となることが予想される。

以上のほかに、制作会社ごとの特徴をコントロールするために、以下の変数を用いた。

(オ) 親会社が放送局ダミー：

放送局である親会社を有せば1、そうでなければ0。これは垂直統合が行われているかどうかを捉える変数である。係数推定値の符号は正になることが予想される。

(カ) 主分野ダミー：

アンケート調査で、各社が制作している番組のジャンルとして、ドラマ・ドキュメンタリー、バラエティなど娯楽作品、報道・教養番組、アニメ及びその他から主なもの1つを選んでもらった。それぞれについてダミー変数を置いた(当てはまれば1、そうでなければ0)。これは、各制作会社が主力としている分野により生産性に相違がある可能性があるためである。

なお、全選択肢についてダミー変数を置いたのは、いずれも選ばなかった制作会社があるためである。

テレビ番組制作会社の約半数は東京都に所在しており(2005年日本民間放送年鑑によると、全1132社中514社)、人口も集中している。このため、約半数の制作会社については競争指標が共通のものとなっている。また優秀な番組制作者が東京に集まりために、他の条件が所与の下で東京に所在する事業者の生産性が高いという集積効果が存在する可能性がある。このような地域特殊性にかんがみ、次の変数を取った。

(キ) 東京ダミー

東京に所在していれば1、そうでなければ0。係数推定値の符号は正になることが予想される。

主要な変数の記述統計は表2-5のとおりである。

表 2 - 5 記述統計 ( テレビ番組制作会社 )

	平均値	標準偏差	最大値	最小値	単位
付加価値	481.0510	873.1535	8134.4800	0.3000	百万円
固定資産残高	62485	617010	10800000	0	万円
従業員数	43.6145	63.1987	482.0000	0.0000	
制作市場企業数/人口	0.00002790	0.00002170	0.00005610	0.00000034	
放送局市場HHI	3166	2350	10000	2125	
親会社が放送局ダミー	0.3383	0.4738	1.0000	0.0000	
ドラマ・ドキュメンタリーダミー	0.1751	0.3806	1.0000	0.0000	
ヴァラエティ等娯楽作品ダミー	0.2582	0.4383	1.0000	0.0000	
報道・教養番組ダミー	0.3383	0.4738	1.0000	0.0000	
アニメダミー	0.0297	0.1699	1.0000	0.0000	
その他番組ダミー	0.2433	0.6727	1.0000	0.0000	

表 2 - 6 OLS 推定結果 1 ( テレビ番組制作会社 )

log(付加価値)	OLS1	OLS2	OLS3	OLS4
log(固定資産残高)	0.2320 a (6.76)	0.2321 a (6.78)	0.2275 a (6.67)	0.2255 a (6.57)
log(従業員数)	0.6261 a (10.28)	0.6255 a (10.30)	0.6333 a (10.46)	0.6405 a (10.53)
制作市場企業数/人口	-44276.5 c (1.88)	-44114.0 c (1.88)	-18808.8 (1.43)	6838.3 b (2.17)
(制作市場企業数/人口)*東京ダミー	38983.5 (1.32)	36295.7 (1.30)		
放送局市場HHI	-0.000068 c (1.89)	-0.000069 c (1.90)	-0.000040 (1.39)	-0.000018 (0.69)
放送局市場HHI*東京ダミー	-0.004124 (0.29)	0.000126 (0.33)		
親会社が放送局ダミー	0.3553 a (3.01)	0.3563 a (3.02)	0.3527 a (2.99)	0.3444 a (2.90)
ドラマ・ドキュメンタリーダミー	-0.1271 (0.81)	-0.1282 (0.81)	-0.1287 (0.82)	-0.0973 (0.62)
ヴァラエティ等娯楽作品ダミー	-0.1490 (1.11)	-0.1465 (1.10)	-0.1829 (1.40)	-0.1852 (1.41)
報道・教養番組ダミー	0.1351 (1.08)	0.1371 (1.10)	0.1358 (1.09)	0.1460 (1.17)
アニメダミー	-0.2538 (0.74)	-0.2534 (0.74)	-0.2625 (0.77)	-0.2288 (0.66)
その他番組ダミー	-0.0547 (0.75)	-0.0539 (0.74)	-0.0609 (0.84)	-0.0445 (0.61)
東京ダミー	9.1941 (0.30)		1.0879 b (2.00)	
2004年ダミー	-0.1795 (1.08)	-0.2125 c (1.72)	-0.2336 c (1.92)	-0.1956 (1.61)
2005年ダミー	-0.2487 (1.45)	-0.2535 (1.48)	-0.3363 b (2.12)	-0.1303 (1.07)
定数項	1.8139 a (4.62)	1.8233 a (4.67)	1.5592 a (4.67)	1.2013 a (4.23)
サンプル数	247	247	247	247
決定係数	0.7107	0.7106	0.7084	0.7034
自由度修正済み決定係数	0.6919	0.6931	0.6922	0.6882

括弧内は t 値。a, b, c はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意を表す。

表 2 - 7 OLS 推定結果 2 ( テレビ番組制作会社 )

log(付加価値)	OLS5	OLS6	OLS7	OLS8
log(固定資産残高)	0.2291 a (6.85)	0.2291 a (6.86)	0.2238 a (6.70)	0.2209 a (6.58)
log(従業員数)	0.6387 a (11.05)	0.6385 a (11.07)	0.6465 a (11.20)	0.6542 a (11.29)
制作市場企業数/人口	-52348.6 b (2.28)	-52132.2 b (2.27)	-19794.2 (1.51)	5691.8 c (1.96)
(制作市場企業数/人口)*東京ダミー	49343.0 c (1.71)	46577.7 c (1.71)		
放送局市場HHI	-0.000075 b (2.08)	-0.000075 b (2.08)	-0.000037 (1.30)	-0.000015 (0.57)
放送局市場HHI*東京ダミー	-0.004203 (0.29)	0.000010 (0.03)		
親会社が放送局ダミー	0.3661 a (3.14)	0.3668 a (3.16)	0.3656 a (3.13)	0.3556 a (3.03)
東京ダミー	9.1108 (0.29)		1.0710 b (1.99)	
2004年ダミー	-0.1768 (1.06)	-0.2096 c (1.70)	-0.2382 c (1.95)	-0.2003 (1.65)
2005年ダミー	-0.2274 (1.33)	-0.2324 (1.37)	-0.3395 b (2.14)	-0.1331 (1.10)
定数項	1.8738 a (4.95)	1.8843 a (5.01)	1.5264 a (4.85)	1.1832 a (4.47)
サンプル数	247	247	247	247
決定係数	0.7042	0.7041	0.7004	0.6954
自由度修正済み決定係数	0.6916	0.6928	0.6903	0.6865

括弧内は t 値。a, b, c はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意を表す。

#### (4) 結果とまとめ

テレビ番組制作会社については、変数として継続的に用いることができたデータは、2003年、2004年及び2005年の3時点のもののみであった。また全3回分のデータが揃っている会社は一部でしかなく、1回のみ調査に回答している会社も多い。本稿では若干のパネル分析も行っているが、このようなデータ構造から、まずは全データをプールしてのOLSによる分析結果をみることにする。OLSによる分析結果は表2-6、表2-7のとおりである。

いずれの推定結果においても、固定資産残高の対数値の係数推定値と従業員数の対数値の係数推定値の和は1を超えておらず、規模の経済は働いていないことが示唆される。

競争指標をみると、やや複雑な構図が浮かび上がる。地域特殊性を考慮に入れないで行った推定(OLS4)は、番組制作会社間の競争は生産性に正の影響を与えていることを示している。しかし、前述の、約半数の番組制作会社が東京に所在しているという地域特殊性を勘案することでより細かな分析を行うと異なった結果が表れる。OLS1では、東京ダミーが単独で入っていると同時に、番組制作会社の競争指標とのクロス項、放送局の競争指標

とのクロス項としても入っている。OLS2 では、東京ダミーは両競争指標とのクロス項の形でのみ入っている。これらの分析の結果は、地域特殊性をコントロールした上では、放送局市場における競争が活発であるほど番組制作の生産性が高いことと、番組制作自体における競争は活発でない方が番組制作の生産性の指標は高いことを示している。

このような結果は 2.3.1 節で述べた 2 つの効果の双方が働いていることを示唆している。1 つ目の効果は、番組制作業における競争が番組制作会社の生産性を直接的に上昇させるというものである。2 つ目の効果は、番組制作会社間の競争が活発であると、番組制作会社の対テレビ局における相対的交渉力が減少するため、個々の番組制作会社がテレビ局に支払いを求めることができる価格が低くなるために付加価値額が減少し、みせかけ上、生産性が下がるというものである。OLS1 や OLS2 に表れている結果は、これら 2 つの効果のうち後者の効果の影響がより強く出ているために生じたと説明することができる。

番組制作の競争指標と東京ダミーのクロス項の係数推定値は有意ではないが符号は正となっていることは、東京という本稿で仮定している単一エリア内では競争が活発な時点においての方がそうでない時点においてよりも生産性が高いという効果が表れているものと解釈することもできる。

なお、表 2 - 6 の OLS1 から OLS4 までを通して主力番組のジャンルを表すダミー変数の係数推定値はいずれも有意ではなかった。そこで、ジャンルダミー変数を落として分析したものが表 2 - 7 の OLS5 から OLS8 までである。競争指標と生産性の関係については表 2 - 6 の諸結果と全く同じものとなっている。

これらの説明変数の組み合わせについて、OLS だけでなく、固定効果モデル、ランダム効果モデルによる推定も行った。Breusch and Pagan 検定により、いずれの組み合わせでも、ランダム効果モデルは選ばれないことが明らかになっている。OLS1 の説明変数の組み合わせと OLS5 の説明変数の組み合わせについては、Hausman 検定の結果、固定効果モデルが選ばれる。そこで、これらについて固定効果モデルによる推定を行った結果を表 2 - 8 に示す。ここで、FE1 は OLS1 に、FE2 は OLS5 に対応している。主力ジャンルダミー変数の一部が落とされているのは、これらの変数には時点を通じた変化がみられなかったためである。固定効果モデルの推定においては、番組制作における競争が活発であるほうが番組制作の生産性の指標が高い値を示している。OLS と固定効果モデルの結果のこのような違いは、上記の相対的交渉力が企業固定効果に吸収されていることに起因していると解釈することができる。

また、親会社が放送局であることのダミー変数の係数推定値は一貫して有意に正であり、垂直統合が持つ範囲の経済の存在が示唆される。

なお、紙幅の都合上推定結果は表示しないが、東京に所在する事業者を除外して分析を行ったところ、係数推定値の符号についてはほぼ同様の結果が得られたが、競争指標の係数推定値は有意ではなかった。これはサンプル数が 125 程度まで低下したためと考えられる。

表 2 - 8 固定効果モデル推定結果 ( テレビ番組制作会社 )

log(付加価値)	FE1	FE2
log(固定資産残高)	0.6863 a (3.11)	0.6863 a (3.13)
log(従業員数)	0.8826 a (3.46)	0.8824 a (3.48)
制作市場企業数/人口	241809.2 b (2.04)	241799.4 b (2.05)
(制作市場企業数/人口)*東京ダミー	-237901.9 b (2.00)	-237865.5 b (2.01)
放送局市場HHI	0.0011 (0.19)	0.0011 (0.19)
放送局市場HHI*東京ダミー	-0.0044 (0.37)	-0.0044 (0.37)
親会社が放送局ダミー	-0.5467 (1.12)	-0.5465 (1.12)
報道・教養番組ダミー	-0.0290 (0.03)	
定数項	-2.9602 (0.18)	-3.0201 (0.18)
サンプル数	247	247
制作業者数	148	148
決定係数: within	0.2294	0.2294
決定係数: between	0.0137	0.0132
決定係数: overall	0.0190	0.0185
F検定: all $\mu_j=0$	1.79	1.86
p値	0.0014	0.0007

括弧内は t 値。a, b, c はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意を表す。

## 2.4 まとめ

本章ではテレビ局とテレビ番組制作会社を取り巻く産業状況を概観し、テレビ局同士の競争や番組制作会社同士の競争がそれぞれの生産性にどのような影響を与えるかを検討した。

垂直的関係にある自市場と隣接市場において、隣接市場での競争が活発であると、自らの生産性は、見せかけ上、上昇する傾向があり、実際上も上昇する可能性がある。他方、自市場における競争は、自らの生産性を直接的に上昇させるが、自らの相対的な交渉力の低下を通じて、見せかけ上、生産性を減少させる効果も持つ。

民間テレビ局における生産性と競争に関しては、テレビ局間の競争、そして垂直的な関係にある番組制作業における競争ともテレビ局の生産性を表す指標にプラスの影響を与えることが示された。

他方、テレビ番組制作会社間の競争と生産性の関係については、テレビ局間の競争は番組制作の生産性の指標を上げるが、番組制作会社間の競争は生産性を直接的に高める効果と相対的交渉力の現象を通じて間接的に、少なくとも、見せかけ上は生産性を低める効果があることが示された。

**【アンケート実施要領】**

**放送事業者アンケート調査**

送付先 日本民間放送連盟に加入している会員テレビ局 127社

実施時期 2006年11月

回収率 127社(100.0%)

**放送番組制作会社アンケート調査**

送付先 テレビ番組制作会社 1,726社

実施時期 2006年11月

回収 544社(31.5%)

### 3. 映画

#### 3.1 イントロダクション

映画作品を消費者が鑑賞するまでには、大きく分けて、製作、配給そして興行（映画館）という 3 つの段階がある。コンテンツとしての映画を考えた場合、最終的に映画を消費者の下へと届ける役割を担うメディアは映画館である。本共同研究の分析フレームワークでとらえると、メディア市場としての映画興行市場の動向は、映画の製作・配給市場と密接に関連していると考えられる。一方で、映画館は、テレビやゲームといった業界とは違い、地域市場に根ざした小売業としての側面も持ち合わせている。したがって、地域の興行市場の市場動向が映画館のパフォーマンスに影響を与えると推測される。具体的には、より競争的な地域興行市場に属する映画館は様々な経営努力により効率性を高めるインセンティブを持つと思われる。また、近年、ひとつの映画館が複数のスクリーンを有する、いわゆる「シネマコンプレックス(以下、シネコン)」と呼ばれる業態が急速に普及しつつある。シネコンは複数のスクリーンを機動的に運営することで、本来、映画興行に内在する不確実性やリスクをある程度回避することができる。

本稿では、映画興行市場について、メディア・コンテンツ産業におけるメディア部門としての役割と地域の市場競争にさらされている小売業としての側面の双方に着目しながら、経済産業省実施の『特定サービス産業実態調査』（以下、特サビ）の「映画館編」の個票データから作成したパネルデータを用い、映画興行市場における競争と生産性の関係を実証的に検証する。

一方、映画制作業は映画というコンテンツの生産者であり、配給会社に映画を供給する立場にある。制作会社は、企画を練り、才能のある人材を集め、質の高い映画を作ろうと試みる。制作した映画は配給会社に供給され、映画館での興行収入の一部が制作会社に還元される。また、映画制作会社の中には、テレビ局向けに映画を制作している場合もあり、この場合はテレビ局が販売先となる。さらに、映画の公開後にビデオとして販売し、ビデオ販売の形で収入を得ることも多い。まとめると、映画制作会社は作品を配給会社、テレビ局及びビデオ販売店向けに販売していることになる。したがって、制作会社は生産物の販売する相手先の市場として、配給市場、テレビ局市場及びビデオ市場の 3 つの市場の競争状態の影響を受けることになる。問うべきはこれらの流通市場で競争が進展することで制作会社の生産性が上昇するかどうかである。

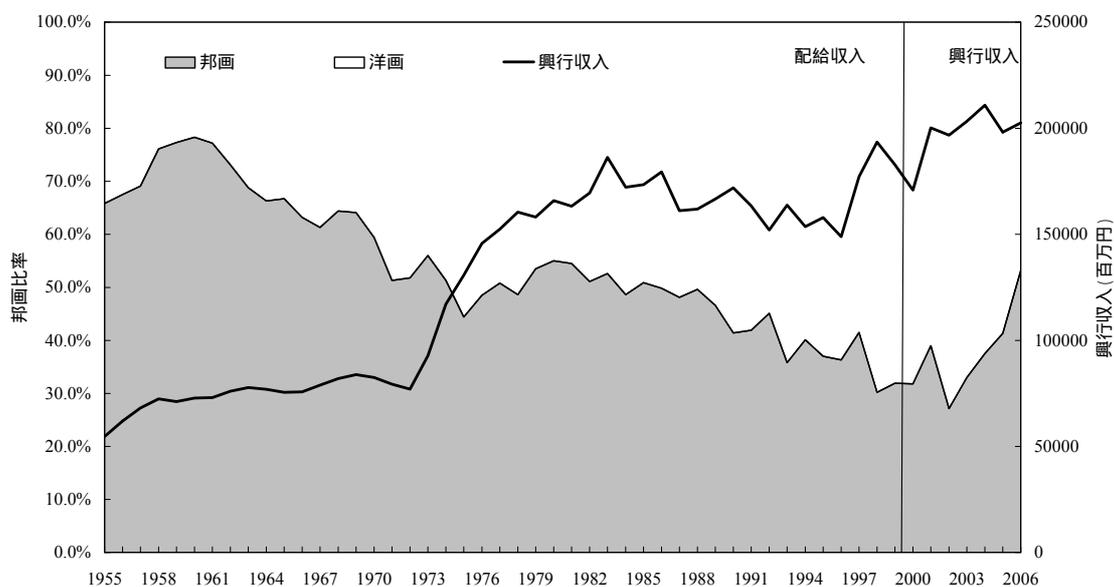
本章の構成は以下のとおりである。次節では、(社)日本映画製作者連盟の HP のデータを利用しながら、日本の映画市場を概観し、配給市場の競争状況を簡単に分析する。第 3 節では、簡単に先行研究をサーベイする。第 4 節では、特サビによる映画興行市場の分析について述べる。その中で、パネルデータの作成手順、分析モデル、そして、競争と生産性及び垂直統合と生産性の関係の分析結果について説明する。第 5 節では、特サビによる

映画制作業の分析について述べる。第6節はまとめである。

## 3.2 日本の映画産業<sup>7</sup>

### 3.2.1 映画市場の概況

図 3-1：興行収入の推移



注) (社)日本映画製作者連盟HPの資料より著者作成。

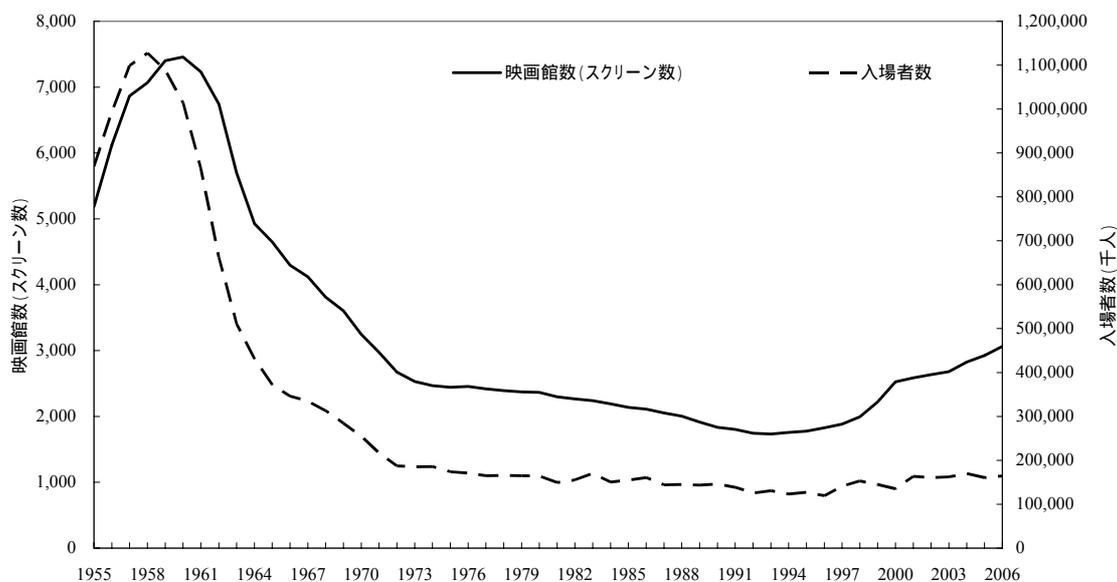
分析を行う前に、日本の映画市場について概観する。

なお、ここでは(社)日本映画製作者連盟(2007)のHPの「日本映画産業統計」を利用している。図3-1の線グラフは、1955年から2006年までの興行収入の時系列推移を表している。これによると長期的には、日本の映画興行収入が拡大してきたことが分かる。特に、1970年代に大きく産業規模が拡大したことが伺える。しかし、成長率はやがて鈍化し、1983年をピークに、1990年代中ごろまで規模は縮小傾向であった。その後、1996年を底として、産業規模は再び拡大に転じ、2006年の興行収入の合計は2,025億5,400万円であった。一方、図3-1の面グラフは収入に占める邦画比率を表している。ただし、「日本産業統計」では、2000年より前は配給収入、2000年以降は興行収入についてのみ内訳を公表しているため、ここでの邦画比率も2000年を境に基準となる収入が異なることに注意が必要である。これによると、1960年の78.3%をピークに、その後、邦画比率はトレンドとして低下傾向にあ

<sup>7</sup> この節について、景山(1994)、キネマ旬報社(2000, 2007)、キネマ旬報映画総合研究所編(2005)、経済産業省(2001)、原(2006)及び村上・小川(1999)を参考にした。

った。しかし、2002年に興行収入で邦画比率27.1%を記録してから、邦画比率は反転し、2006年には53.2%で、1985年以来およそ20年ぶりに邦画比率が50%を超えた。この事実は、日本映画界の明るい兆しとして、多くのメディアで取り上げられた<sup>8</sup>。

図3-2：映画館数（スクリーン数）及び入場者数



注) (社)日本映画製作者連盟HPの資料より著者作成。

図3-2は、同じ期間の映画館（スクリーン数）と入場者数の推移である。まず、映画館数をみると、1960年の7,457館をピークに、1990年代前半まで、ほぼ一貫して減少している。しかし、1993年ころを境に映画館数は増加に転じ、2006年には3,062館と1970年代前半の水準まで戻っている。これは1993年にワーナー・マイカルシネマズが海老名に第1号店を開設してから、急速に普及したシネマコンプレックスによるところが大きい<sup>9</sup>。一方、入場者数についても、1958年の11億2,745万2千人をピークに減少傾向が続いたが、近年下げ止まり、あるいは、若干の増加傾向にある。しかし、映画館数の増加率の方が大きいので、図3-3の点線グラフが示すとおり、1館当たりの入場者数は減少傾向にある。図3-3の実線グラフは平均料金を示している。これによると、平均料金は1960年代ころから、急激に上昇し、1978年に1,375円に達した。その後、若干低下し、1985年ころから、1,200円から1,250円くらいの間で安定している。表3-1は、後述するパネルデータによって求めた映画館ごとの平均料金の都道府県別の平均及び標準偏差である<sup>10</sup>。これによると映画館及び

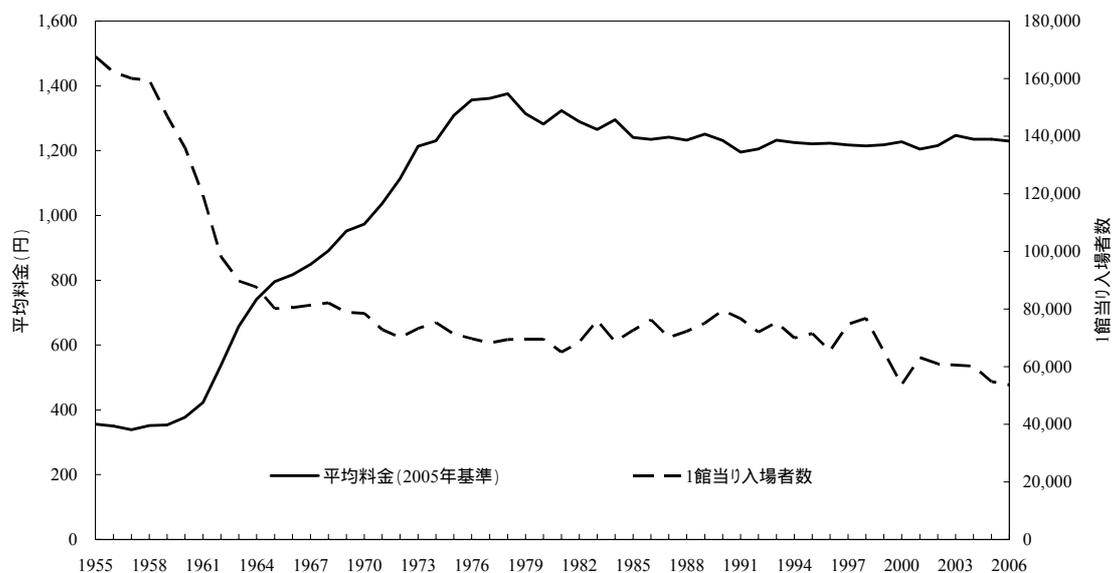
<sup>8</sup> 例えば、日本経済新聞（2007）等。

<sup>9</sup> シネマコンプレックスとは同一組織が経営し、同一所在地に、ロビーやチケット売り場を共有する複数のスクリーン（(社)日本映画製作者連盟の基準では5スクリーン以上）を有する劇場形態のことである。（キネマ旬報映画総合研究所編（2005））

<sup>10</sup> 『特定サービス産業実態調査』の「映画館編」の個票データから作成したパネルデータの

都道府県間で若干のばらつきがあることが分かる。一方、図3-4は上映された映画本数とその邦画・洋画比率を表しており、1980年代ころから洋画比率が高まったが、近年、邦画の上映本数が増加してきている（2006年では邦画比率が53.2%である）。

図3-3：平均料金と1館当り入場者数



注) (社)日本映画製作者連盟HPの資料より著者作成。

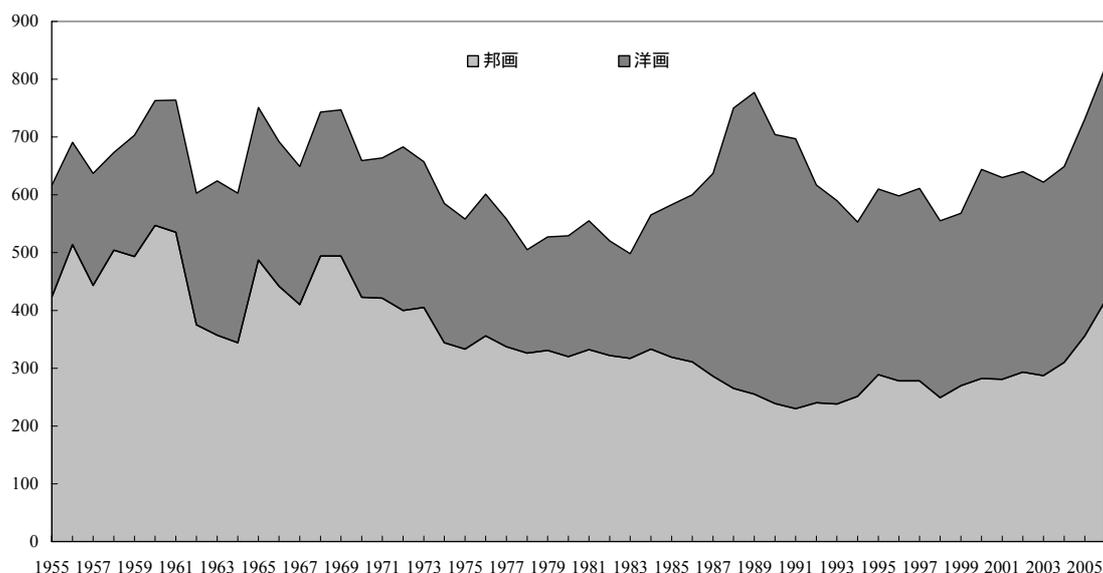
うち異常値サンプルを除いた分析対象サンプルについての統計量。平均料金 = 入場料収入 / 入場者数。詳細は本文を参照のこと。映画館数が一桁の都道府県については掲載していない。

表 3-1：平均料金

	1991		1994		1997		2001		2004	
	平均	標準偏差								
北海道	1,227.50	307.12	1,361.86	408.79	1,341.51	265.98	1,286.79	324.79	1,230.65	157.65
宮城県	1,330.56	208.41	1,356.51	269.24	1,473.87	203.70	1,373.79	303.34	1,292.21	222.70
福島県	1,312.91	251.51	1,511.26	396.25	1,248.45	174.58	1,309.42	202.83	1,223.90	189.73
茨城県	1,354.06	326.75	1,315.87	271.37	1,266.67	371.56	1,313.99	240.44	1,217.51	205.05
埼玉県	1,319.38	327.73	1,260.98	220.32	1,281.45	181.40	1,168.98	151.78	1,215.16	144.49
千葉県	1,276.29	268.45	1,274.08	334.00	1,272.91	209.28	1,180.63	206.28	1,242.20	283.58
東京都	1,262.54	265.99	1,387.40	312.84	1,346.65	292.34	1,349.17	303.08	1,311.81	190.68
神奈川県	1,257.24	197.14	1,229.41	229.16	1,272.41	226.69	1,255.65	225.05	1,263.86	133.78
新潟県	1,273.41	151.95	1,351.16	337.25	1,337.01	157.13	1,194.71	193.72	1,194.53	200.05
長野県	1,317.81	280.24	1,418.58	326.03	1,362.06	217.49	1,343.61	189.35	1,407.36	323.52
静岡県	1,222.38	191.69	1,348.38	313.91	1,273.65	184.82	1,132.96	183.10	1,238.17	182.35
愛知県	1,345.23	282.65	1,387.56	372.22	1,431.85	292.91	1,321.29	231.39	1,241.09	270.51
三重県	1,343.25	283.55	1,436.90	328.20	1,403.08	270.70	1,383.47	221.50	1,279.63	310.48
京都府	1,331.29	205.90	1,380.86	269.65	1,265.95	298.89	1,312.08	197.75	1,326.56	237.50
大阪府	1,220.53	259.27	1,269.53	286.76	1,272.15	371.87	1,256.85	386.69	1,235.22	364.38
兵庫県	1,314.78	367.98	1,305.06	266.99	1,304.16	225.05	1,269.16	229.99	1,365.86	415.58
岡山県	1,225.98	105.88	1,310.41	229.93	1,348.79	185.99	1,412.74	306.97	1,210.89	154.94
広島県	1,466.33	434.69	1,395.65	197.30	1,366.48	200.24	1,332.26	167.07	1,303.43	169.91
福岡県	1,258.36	196.35	1,331.54	342.69	1,299.20	404.79	1,257.40	311.92	1,198.09	153.95
沖縄県	841.32	169.53	1,002.47	204.41	1,177.14	314.21	1,096.00	151.22	1,100.30	104.07
全国	1,286.02	271.73	1,346.90	313.76	1,318.20	269.15	1,292.69	287.11	1,269.54	249.79

注) 『特定サービス産業実態調査』の「映画館編」の個票データから作成したパネルデータのうち異常値サンプルを除いた分析対象サンプルについての統計量。平均料金 = 入場料収入 / 入場者数。詳細は本文を参照のこと。映画館数が一桁の都道府県については掲載していない。

図 3-4：上映映画本数

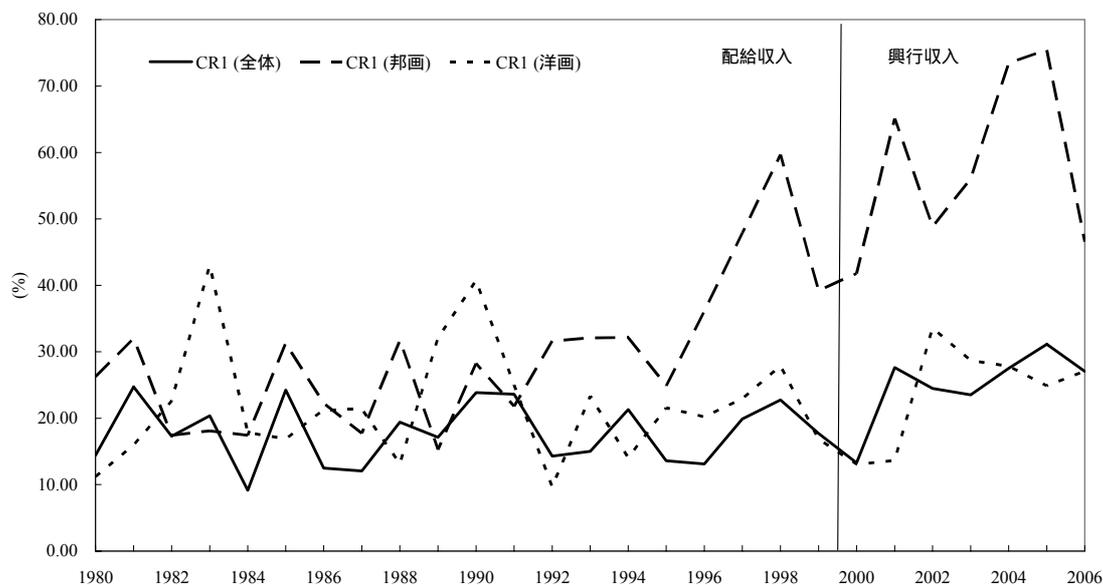


注) (社)日本映画製作者連盟HPの資料より著者作成。

### 3.2.2 配給市場の競争状況

配給市場の競争状況を分析するために、配給における HHI、1社集中度 (CR1) 及び3社集中度 (CR3) を計測した。「日本映画産業統計」では1980年から毎年、邦画・洋画別の、配給収入の合計及び配給収入 (2000年以降は興行収入) が10億円以上の作品について配給収入と配給会社をあわせて、公開している。本稿では、配給収入と興行収入は比例的であるという仮定のもと、2000年以降については興行収入を使って、各作品の収入を配給会社ごとに集計した配給会社シェアをベースに HHI を計算している<sup>11</sup>。また、全作品を対象にした競争指標 (以下、全体) に加え、邦画・洋画別のそれも計測した<sup>12</sup>。

図3-5：1社集中度 (CR1)

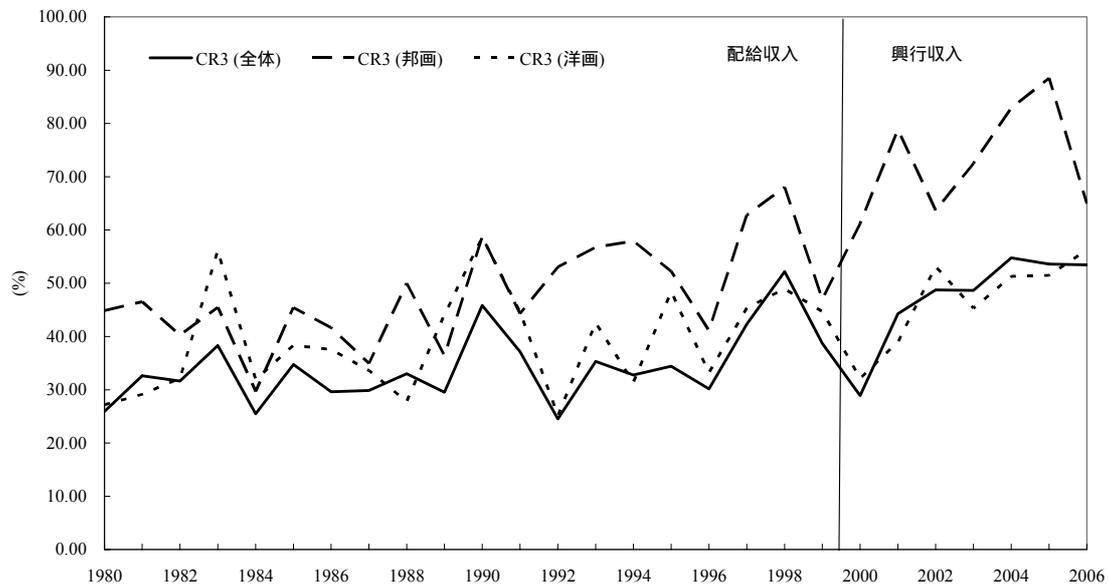


注) (社)日本映画製作者連盟HPの資料より著者作成。

<sup>11</sup> 複数の会社名がある場合には収入を等分した。

<sup>12</sup> ただし、ここで邦画・洋画別の HHI を計測しているのは、配給市場の状況を簡単に把握するためであり、配給市場が邦画と洋画という部分市場から構成されるという明示的な仮定をおいているわけではない。このような部分市場の定義については、市場画定のための分析が必要である。

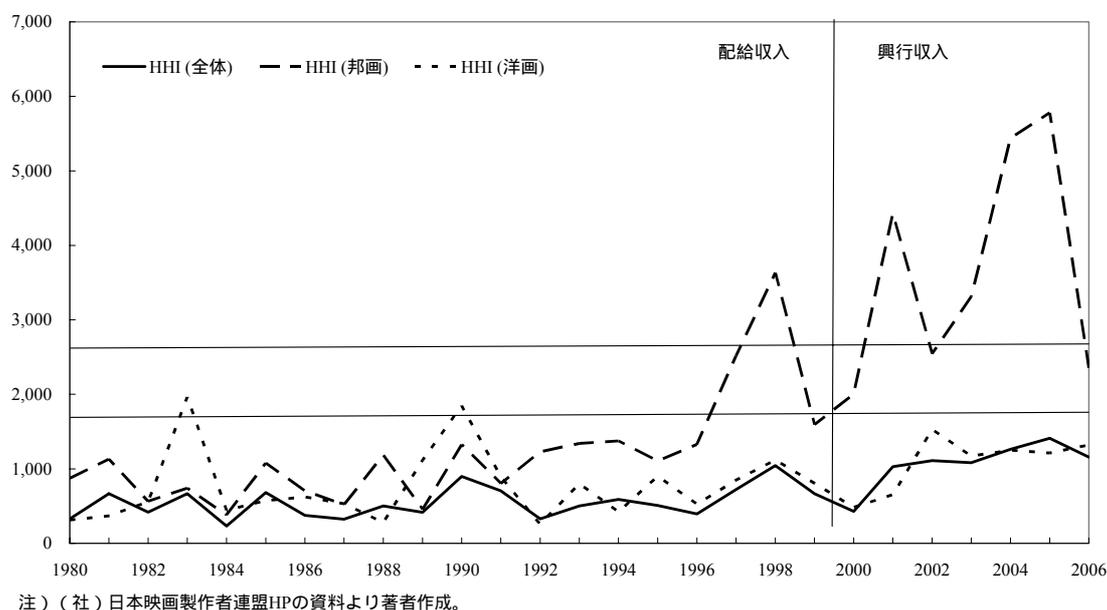
図 3-6 : 3 社集中度 (CR3)



注) (社) 日本映画製作者連盟HPの資料より著者作成。

まず、図 3-5 の CR1 をみると、全体では、10%から 30%くらいの範囲で推移しており、近年若干上昇してきている。また、洋画についてみると、10%から 40%くらいで推移している。一方、邦画では、1990 年代中ごろから、CR1 が上昇し、2005 年には 75.45%にまで達した。次に、図 3-6 の CR3 についてみると、総じて上昇傾向にあるが、邦画の CR3 は特に高い傾向にある。最後に、図 3-7 の HHI をみると、全体及び洋画の場合、それほど大きな値となっていない。実際、ほぼすべての年で、2007 年 3 月に改正された「企業結合審査に関する独占禁止法の運用指針 (ガイドライン)」のセーフハーバー基準を満たしている ( $HHI < 1,500$ )。一方、邦画では、1990 年代中ごろから HHI が上昇し、2000 年以降では 2,500 を超える年も多くなっている。邦画では、ごく最近まで、10 億円以上の成績をあげられる作品は東宝・松竹・東映の 3 社がほぼすべてを配給しており、また、東宝がほとんどの年でシェア 1 位となっている。ただし、ここ最近、10 億円以上の成績を上げる他の配給会社の作品が増えている。

図 3-7：ハーフィンダール指数（HHI）



### 3.2.3 映画業界の取引慣行

映画作品が作られ、それが消費者に届けられるまでには、大きく分けて、製作、配給及び興行という 3 つの行程を経る。各行程内及び行程間の取引慣行が映画業界の複雑な産業構造を形作っている。ここでは、その中の特徴的なものについて簡単に取り上げたい。

映画製作は製作コストの上昇により、製作資金の調達方法が重要になってきている。映画ファンドでリスクを小口化し、より多くの投資家を集める方法など、様々な手法が開発されているが、最も典型的な資金調達手法として「製作委員会」がある。最近の多くの邦画の製作者をみると「○○製作委員会」とあり、映画配給会社をはじめ、テレビ局、広告代理店及び出版社というメディア関連企業から商社や玩具メーカーといった事業会社までが名を連ねることがある。これらの企業はこの映画プロジェクトへの投資家であり、リスク負担に応じた収益配分を受ける。それと同時に、これらの企業はこの映画プロジェクトの成功のための様々な業務を担っている。例えば、配給会社は配給業務、広告代理店は広告・宣伝業務といったように各メンバー企業が得意分野のビジネスに取り組む。したがって、製作委員会は共同事業体としての側面も持っている<sup>13</sup>。

日本の映画配給市場では、フリーブッキングとブロックブッキングという 2 つの興行形態があり、前者は上映初日と最終日が決まっていらないのに対し、後者は年間の上映作品の初日と最終日が固定されている。一般的に、フリーブッキングの場合、配給会社は、各映

<sup>13</sup> 民法上の任意組合の外に、商法で定められた匿名組合を用いた資金調達手法も開発されている（キネマ旬報映画総合研究所（2005））。

画作品の特徴を踏まえて、適切な上映館数と公開計画を立て、興行会社と交渉し、必要な劇場を確保しなければならないが、公開後の映画の動員実績に合せた公開スケジュールの調整が可能であり、また、新しい製作会社や配給会社の参入可能性が高いといわれている。一方、ブロックブッキングの場合には、あらかじめ公開スケジュールが決まっているので、年間を通してスムーズな配給戦略を実行することができるが、動員実績に関わらずスケジュールが固定されているため、機動的なスケジュール調整ができない問題点や新しい製作会社や配給会社にとっての参入障壁となっているとの指摘がある。また、ブロックブッキングの場合、配給会社は年間を通してスクリーンを埋めるだけの映画を配給しなければならない、負担も大きい。現在、邦画については、東宝と東映がブロックブッキングの形態をとっており、洋画については、基本的にフリーブッキングとなっている<sup>14</sup>。

日本の映画興行市場において特徴的なことは、15年連続で一般大人当日の入場料金が1,800円に維持されていることである。月1回の映画サービスデーやレディースデー、学生や高齢者等に対する割引料金については全国の劇場で共通である<sup>15</sup>。各チェーンや地域ごとの独自のポイントシステムや割引サービスが導入されているため、完全な一律料金とはいえないが、図3-3のグラフから明らかのように、平均料金は安定している。表3-1は後述するパネルデータで求めた各映画館の平均料金の平均と標準偏差である。また、同一の映画館では、どの作品を鑑賞しても同じ料金である<sup>16</sup>。

### 3.3 先行研究

ここでは映画産業に関する経済学的な実証研究についていくつか取り上げる。まず、De Vany (2004)は、アメリカの興行収入に関する詳細なデータを利用した包括的な研究書であり、特に、映画という製品サービスの需要における、いわゆる口コミ等のダイナミックな情報伝達構造や不確実性に注目した分析を行っている。また、パラマウント判決についての考察も行っており、判決の妥当性に疑問を呈している。Corts (2001)はアメリカのデータを使って、公開日決定と製作・配給における垂直的市場構造との関係について分析を行っている。分析結果によると、製作・配給共に同じ企業による場合には公開スケジュールの調整に成功しているが、製作・配給のどちらかが同じ場合、両方が違う場合と統計的に有意な違いを検出できなかった。一方、Einav (2006)はアメリカの興行成績についての非常に詳細なパネルデータを使い、映画興行成績の季節性を企業の映画公開日決定戦略と潜在的な需要の季節性とに分割することを試みている。分析結果によれば、潜在的な需要

<sup>14</sup> 松竹は1999年3月にブロックブッキングの終結を発表した(村上・小川(1999))。また、ブロックブッキングの経済学的な考察としてはHanssen(2000)及びKenney and Klein(2000)等がある。

<sup>15</sup> キネマ旬報社(2007)。

<sup>16</sup> ただし、サービスデーやレイトショー割引で料金が変えることはある。

の季節性のパターンは興行成績の季節性のパターンと異なり、企業が大作を潜在的な需要の大きい時期に公開する傾向があるために、興行成績の季節性が増幅されていることを発見している。Davis (2005) はアメリカの映画館の興行データを使い、地域市場の競争状況と入場料との関係を計量経済学的に分析し、統計的に有意な関係を検出している。しかし、その絶対的な大きさは非常に小さく、したがって、映画興行市場における合併が入場料の高騰を引き起こすような事態は考えにくいと結論付けている。一方、Davis (2006a) では、同様のデータを使い、新規参入の「顧客奪取効果」、「共食い効果」及び「市場拡大効果」について検証し、市場拡大効果が大きかったことを明らかにしている。上記の2つの分析が映画館の競争について明示的なモデルを想定していない誘導系による分析であったのに対し、Davis (2006b) では、Berry (1994) 及び Berry, Levinsohn, and Pakes (1995) のモデルを援用し、映画興行の地理的な競争状況を取り込んだ包括的な市場分析を行っている。一方、日本の映画産業については、現在のところ、経済学的な実証分析はそれほどなされていない。したがって、本稿は、日本の映画産業の先駆的な研究といえるかもしれない。Gil (2006a) は、スペインの映画産業における、垂直統合とコストのかかる再交渉の頻度との関係を分析し、事後に再交渉される映画は垂直統合関係にある配給会社が配給する傾向があり、垂直統合された映画館で上映される傾向にある。Gil (2006c) はスペインの映画産業における垂直統合の各映画の、利益分配契約に影響を受けると考えられる上映期間との関係を分析し、垂直統合されている映画館は自身の映画を長く上映することを明らかにしている。Gil (2006b) はアメリカのパラマウント裁定の経済分析を行っている。

### 3.4 映画館

#### 3.4.1 パネルデータ

本稿では、特サビの「映画館編」の個票データを利用した。特サビは、「サービス産業の実態を明らかにし、サービス産業に関する施策の基礎資料を得ること」を目的として、1973年から、経済産業省（旧通商産業省）が実施している指定統計調査である。映画館については、1975年を最初に、1976年、1980年、1991年、1994年、1997年、2001年及び2004年に調査が行われている。今回の分析では、個票データが利用可能な1991年以降の5年分のデータを利用している。

特サビでは、基本的に都道府県番号、市区町村番号及び事業所番号によって共通コードが付されている。しかし、1990年代から2000年代初頭にかけての市区町村合併の影響で市区町村コードが変更されているため、そのままでは時間を通じて比較することができない。したがって、何らかの方法で共通識別コードを新たに作成し、パネルデータを作成する必要がある。また、毎年の調査票の質問項目が変更されているために、各年の質問項目につ

いても対応関係を検討する必要がある。さらに、1991年、1994年及び1997年調査票（以下、前期調査票）と2001年及び2004年調査票（以下、後期調査票）では、その調査単位となる事業所の典型例について大きな変更があった点に注意が必要である。具体的には、前期調査票では、典型的な1事業所は1スクリーンを単位としていると思われるのに対し、後期調査票では、1事業所が複数のスクリーンから構成されるケースを明示的に想定して作成されていると考えられる<sup>17</sup>。

特サビの調査報告書（各年度版）によれば、本調査の調査対象については統一された定義があり、「映画の上映を業務として営む事業所（映画館）」であり、「映画配給会社と一定期間上映契約を結び映画の配給を受け、定期的又は継続的に映画興行を行う常設館であって、映画興行を行うほか演劇、演芸などを同時に行っているものを含む」とされている。ただし、常設館とは、「映画興行を行うために映写設備、客席などを保有し、常時設けられている建物又は施設」のことであり、原則として、「1スクリーン（施設）を単位として1映画館とする」とされている。しがたって、「同一経営者が1つの建物に複数のスクリーンを持つ映画館の場合、スクリーンごとに別々の事業所」と扱われている。しかし、「切符売り場、入場口を集約化し、1つの建物（施設）の内部を区切り、複数のスクリーンを設置し、複数の映画を上映する映画館システムについては、1事業所とする」こととなっている。

しかしながら、実際に5年分の個票データを観察してみると、ある調査年に、同一の名称の事業所について複数のスクリーンごとの回答（サンプル）が存在する一方で、別の調査年では、同じ名称の事業所についての回答が1つしかないというケースが多くみられる。したがって、前述のような調査対象の定義が、同一の事業所について、必ずしも時間を通じて一定であるわけではないことが伺える。データをパネル化する場合には、各調査年の調査単位が同じであるべきであり、この点についても検討が必要である。

以上のような本調査データの特徴を踏まえ、以下の手順でパネル化作業を行った。まず、各調査年ごとに、同一住所で同一の事業所名の場合には1つのサンプルに集計する。例えば、ある調査年に、「シネマ（スクリーン1）」と「シネマ（スクリーン2）」という同じ住所のサンプルがある場合には、集計して1サンプルにする。また、住所が同じで、名称から同一事業所と推認できる場合にも、同様の集計を行い1つのサンプルにする。例えば、ある調査年に、「座」と「劇場」という名称の同じ住所のサンプルがある場合には、集計して1サンプルにする。ただし、「」は同一の経営主体であることを推認させる企業名である。続いて、各調査年間で、同一住所の場合には同一サンプルとして共通のコードを付す。また、前述の市区町村合併の影響で、住所表記が変わってしまった場合もあるため、事業所の名称によって、各調査年内における集計の場合と同様の基準で共通コードを付した<sup>18</sup>。また、以降の分析では、平均入場料金（＝入場料収

<sup>17</sup> 調査項目の一部、例えば、座席数等がスクリーン毎に記入する形式となっている。

<sup>18</sup> その他に、同一事業所ないし別の事業所であることが別情報で明らかでない場合には、その都度修正している。

入/入場者数)について異常値処理を施した。具体的には、平均入場料金の対数値の分布のうち、平均値プラスマイナス標準偏差×3の範囲外のサンプルを異常値とした。以上の作業により作成されたパネルデータの各調査年ごとのサンプル数等については表 3-2 を参照のこと。

なお、以降の分析では、事業所(サンプル)のことを「映画館」と呼び、各映画館が1つないし複数の「スクリーン」を有することとする。したがって、異常値処理前の延べ映画館数は4,329館であり、異常値処理後では4,254館である。(社)日本映画製作者連盟のシネマコンプレックスの定義(5スクリーン以上)に従ってパネルデータ中のシネコン所有のスクリーン数の合計を計算し、(社)日本映画製作者連盟のそれと比較すると、若干パネルデータの捕捉率が小さい。

表 3-2 映画館業：パネルデータ

		1991	1994	1997	2001	2004	合計
映画館	合計	1,053	974	831	793	678	4,329
	異常値	10	17	22	13	13	75
	分析対象	1,043	957	809	780	665	4,254
スクリーン	合計	1,568	1,571	1,635	2,354	2,464	9,592
	異常値	12	28	35	33	30	138
	分析対象	1,556	1,543	1,600	2,321	2,434	9,454
入場者数	合計	96,864,012	91,896,352	95,843,957	134,231,687	143,842,928	562,678,936
	異常値	236,667	362,035	1,130,030	1,028,213	326,813	3,083,758
	分析対象	96,627,345	91,534,317	94,713,927	133,203,474	143,516,115	559,595,178
入場料収入(百万円)	合計	12,743,044	12,742,355	13,147,427	16,988,861	18,386,042	74,007,729
	異常値	48,493	76,024	307,162	58,404	209,335	699,418
	分析対象	12,694,551	12,666,331	12,840,265	16,930,457	18,176,707	73,308,311
シネコン(5スクリーン数以上)	合計	134	176	360	1,213	1,600	3,483
	異常値	0	5	0	17	10	32
	分析対象	134	171	360	1,196	1,590	3,451
(社)日本映画製作者連盟	(参考)				1,259	1,766	
1館当りスクリーン数	平均	1.49	1.61	1.98	2.95	3.66	2.22
	標準偏差	0.96	1.08	1.54	2.64	3.21	2.11
平均料金(円)	平均	1,286.02	1,346.90	1,318.20	1,292.69	1,269.54	1,304.48
	標準偏差	271.73	313.76	269.15	287.11	249.79	282.07

注) 『特定サービス産業実態調査』の「映画館編」の個票データよりパネルデータを作成。本分析用に新たな共通コードを作成した。詳細は本文を参照のこと。「1館当りスクリーン数」、「1スクリーン当り座席数」及び「平均料金」は分析対象サンプルについての統計量。異常値処理については本文を参照のこと。

### 3.4.2 モデル

本稿では以下のような、単純なコブ=ダグラス型生産関数をベースに映画館のパフォーマンスとして、特に生産性に注目して分析を行う。

$$(3-1) \quad y_{ijt} = \beta_0 + \beta_n n_{ijt} + \beta_k k_{ijt} + \beta_m m_{ijt} + \beta_a a_{ijt} + u_{ijt}$$

ここで、 $y$ は生産物(対数)、 $n$ は労働(対数)、 $k$ は資本設備(対数)、 $m$ 及び $a$ はその他の投入要素である上映映画と広告・宣伝等のマーケティング活動をそれぞれ表す。いずれ

も、必要に応じて対数変換を行う。また、 $i$  は映画館、 $j$  は地域市場としての都道府県、 $t$  は調査年をそれぞれ表す。 $u$  は研究者にとって観測不能な生産性の格差である。この生産性の格差について、以下のように仮定する。

$$(3-2) \quad u_{ijt} = v_i + d_t + c_{jt} + e_{ijt}$$

$v$  は時間を通じて一定の各映画館固有の生産性である。また、 $d$  は各調査年固有の生産性ショックを表す。一方、 $c$  は競争環境が生産性に与える外性的な影響であり、本研究の主要な関心事である。 $e$  はランダムな生産性ショックであり、説明変数とは無相関であると仮定する。生産性格差のこのような仮定が成立する場合、 $d$  を固定効果とし、 $c$  を適切に定式化することで、パネル分析の手法によりモデルを推定することが可能である。映画館の場合、上映された映画の平均的な質等の各調査年固有の影響及び競争環境の変化が経営効率に与える影響を適切にコントロールすることができれば、各事業所の生産性レベルが時間を通じて一定であるという仮定はある程度現実的な仮定であると思われる<sup>19</sup>。データをプールした OLS、固定効果モデル及びランダム効果モデル間の選択については、統計的検定に従って行う。

### 3.4.3 変数

#### (1) 投入物

生産関数の推定にあたり、以下のように変数を定義する。まず、年間入場者数（対数）を映画館の実質生産物とする。また、映画館の従業員数の合計（対数）を労働投入とする。一方、資本設備に関しては以下のような仮定をおく。

$$(3-3) \quad k_{ijt} = \ln(FLOOR_{ijt}) + \delta_1 SCREEN_{ijt} + \delta_2 SEAT_{ijt}$$

ここで、 $FLOOR$ 、 $SCREEN$  及び  $SEAT$  はそれぞれ各映画館の総床面積、スクリーン数及び座席数を表す。また、 $\delta_k$  ( $k=1$  or  $2$ ) は正であると仮定する。一方、上映映画については、以下のような仮定をおく。

$$(3-4) \quad m_{ijt} = FILM_{ijt} + \eta JAPANESE_{ijt}$$

ここで、 $FILM$  及び  $JAPANESE$  はそれぞれ上映映画本数の合計及びうち邦画比率である。また、 $\eta$  については事前に仮定を設けない。また、広告・宣伝等のマーケティング活動（対

<sup>19</sup> Olley and Pakes (1996) や Levinsohn and Petrin (2003) は、投入物の内生性の問題を明示的に考慮した生産関数の推定方法を提案している。また、Nickell (1996)、Nickell, Nicolitsas, and Dryden (1997) 及び Okada (2005) は動学的パネル分析の手法で生産関数の推定を行い、製造業企業について競争と生産性の関係を検証している。本稿では、既述の理由に加えて、3年おきのデータであるために動学的パネル分析の適用が困難なため、通常のパネル分析の手法で生産関数を推定した。

数)を以下のとおり定義する。

$$(3-5) \quad a_{ijt} = \ln(COSTAD_{ijt} / CSPIAD_t)$$

ここで、*COSTAD* は事業所全体の営業費用項目の「広告・宣伝費」である。また、*CSPIAD* は日本銀行が公表している『企業サービス価格指数(2000年基準)』の「広告」の系列である(2000年 = 100)。

## (2) 競争指標

観測不能な生産性の格差については、前述のとおり、事業所固有効果、調査年固有効果、各市場の競争環境の変化が与える影響及びランダムな生産性ショックから構成されるものとする。本稿では、所在する都道府県を各映画館の直面する市場として定義する。その上で、各調査年・各市場の競争環境を表す指標として以下の変数を考慮する。第1に、年間入場者数をベースに HHI を求めた。ただし、HHI の算出にあたり、比較的大手の映画館チェーン約 20 社について、各社の HP から別途映画館リストを作成し、これらについては同一企業としてシェアを計算している。HHI は企業結合審査におけるセーフハーバー基準に用いられる比較的良好に知られた市場集中度の指標である。

一般的に、HHI は市場シェアをベースに計算されるため、市場画定が適切であることが前提である。また、国際競争や潜在的な新規参入の影響が反映されないという問題点が指摘されている。一方、Aghion et al. (2002) や Okada (2005) では、各企業の価格 = 費用マージン率の市場平均値を 1 から引き、この値を競争度の指標として分析に用いている。一般的に、国際競争や新規参入の脅威に晒されている企業は価格を低く抑えるので、この競争度の指標の場合上記の競争圧力が適切に反映しているとされている。しかし、本稿の分析では、以下の観点から HHI を競争指標として用いることとした。第1に、映画館の場合には、製造業と比べると、それほど国際競争に晒されているとは考えにくいこと<sup>20</sup>、第2に、本報告書の他の章におけるテレビ業界及びゲーム業界の分析とできる限り比較可能なフレームワークの中で分析する必要があることが挙げられる。また、特サビでは、減価償却に関するデータが利用可能でないため、競争度の指標を構築することが難しいことも理由として挙げられる。

配給市場における競争状況が映画興行市場に与える影響を検証するために、(社)日本映画製作者連盟(2007)の HP の「日本映画産業統計」を利用して、特サビと対応する年(1991, 1994, 1997, 2001 及び 2004 年)の邦画配給における HHI と洋画配給における HHI をそれぞれ求めた。「日本映画産業統計」では毎年、邦画・洋画別に、配給収入(2000年以降は興行収入)が 10 億円以上の作品について成績と配給会社をあわせて、公開している。本稿では、配給収入と興行収入は比例的であるという仮定のもと、2001 及び 2004 年については、

<sup>20</sup> ただし、1990年代から2000年代初頭にかけて、外資系のシネマコンプレックスが増加している。

興行収入によるシェアをベースに  $HHI$  を計算している。次に、各映画館が直面する配給市場の競争状況を以下のような指標でとらえることとする。

$$(3-6) \quad HHID_{it} = w_{it}^{Japanese} HHID_t^{Japanese} + w_{it}^{Foreign} HHID_t^{Foreign}$$

$w$  は各映画館の邦画・洋画の上映本数比率である。ここで邦画・洋画別に  $HHI$  を計算しているのは、回帰分析における変数の変動を確保するためであり、映画配給市場が邦画と洋画という部分市場から構成されるという明示的な仮定をおいているわけではない。表 3-3 は回帰変数の記述統計量である。また、表 3 - 4 は地域市場と定義した都道府県ごとの  $HHI$  をまとめたものである。

表 3-3 映画館業：回帰変数の記述統計量

	No	平均	標準偏差	最小値	最大値
全サンプル					
ln(入場者数)	4,254	10.9143	1.3487	2.3026	15.0599
ln(従業者数)	4,254	2.1465	0.9286	0.0000	7.8800
ln(総延べ床面積)	4,254	6.4719	1.0485	0.0000	10.8615
スクリーン数	4,254	2.2224	2.1422	1.0000	18.0000
座席数	4,254	473.8303	518.7885	8.0000	4981.0000
上映映画本数	4,254	61.6514	71.1033	1.0000	1642.0000
邦画比率	4,254	0.4922	0.3576	0.0000	1.0000
ln(広告・宣伝費 / 企業サービス価格指数「広告」)	4,254	9.0075	22.9993	0.0000	1161.9280
1991					
ln(入場者数)	1,043	10.6407	1.2551	2.3026	15.0599
ln(従業者数)	1,043	1.9048	0.7496	0.0000	5.0106
ln(総延べ床面積)	1,043	6.3021	0.9010	3.7612	10.8615
スクリーン数	1,043	1.4919	0.9592	1.0000	10.0000
座席数	1,043	367.0825	371.9554	30.0000	4981.0000
上映映画本数	1,043	57.5868	64.4959	1.0000	1023.0000
邦画比率	1,043	0.5302	0.3815	0.0000	1.0000
ln(広告・宣伝費 / 企業サービス価格指数「広告」)	1,043	9.8451	40.6431	0.0000	1161.9280
1994					
ln(入場者数)	957	10.7205	1.2178	5.6937	14.9783
ln(従業者数)	957	1.9450	0.7900	0.0000	5.2149
ln(総延べ床面積)	957	6.2970	0.9359	3.7377	9.6158
スクリーン数	957	1.6123	1.0849	1.0000	9.0000
座席数	957	377.2466	389.9531	12.0000	4930.0000
上映映画本数	957	51.5423	61.7405	1.0000	1018.0000
邦画比率	957	0.5214	0.3778	0.0000	1.0000
ln(広告・宣伝費 / 企業サービス価格指数「広告」)	957	7.7102	12.3648	0.0000	155.2133
1997					
ln(入場者数)	809	10.9157	1.2316	6.7069	14.8528
ln(従業者数)	809	2.1135	0.8417	0.0000	5.0876
ln(総延べ床面積)	809	6.4251	0.9940	4.0073	10.8180
スクリーン数	809	1.9778	1.5365	1.0000	11.0000
座席数	809	426.0742	448.2754	29.0000	4930.0000
上映映画本数	809	54.4648	65.1959	6.0000	1044.0000
邦画比率	809	0.5015	0.3708	0.0000	1.0000
ln(広告・宣伝費 / 企業サービス価格指数「広告」)	809	8.2069	12.4228	0.0000	141.9039
2001					
ln(入場者数)	780	11.1603	1.4416	6.4998	14.7289
ln(従業者数)	780	2.3486	1.0034	0.0000	5.6490
ln(総延べ床面積)	780	6.6193	1.1399	0.0000	9.1770
スクリーン数	780	2.9756	2.7568	1.0000	18.0000
座席数	780	592.5064	616.7068	29.0000	4738.0000
上映映画本数	780	65.9564	64.1058	3.0000	434.0000
邦画比率	780	0.4333	0.3308	0.0000	1.0000
ln(広告・宣伝費 / 企業サービス価格指数「広告」)	780	9.5006	12.2798	0.0000	96.1256
2004					
ln(入場者数)	665	11.3320	1.5302	7.1701	14.6405
ln(従業者数)	665	2.6189	1.1300	0.0000	7.8800
ln(総延べ床面積)	665	6.8742	1.2245	0.0000	9.8203
スクリーン数	665	3.6602	3.2065	1.0000	18.0000
座席数	665	699.1474	703.9879	8.0000	4584.0000
上映映画本数	665	86.2677	97.5082	2.0000	1642.0000
邦画比率	665	0.4483	0.2823	0.0000	1.0000
ln(広告・宣伝費 / 企業サービス価格指数「広告」)	665	9.9565	14.3375	0.0000	169.2163

注) パネルデータの中から異常値サンプルを除去した分析対象サンプルについての統計量。変数の詳細については、本文を参照のこと。

表 3-4：地域興行市場の HHI

	1991	1994	1997	2001	2004	平均
1 北海道	422.59	689.18	1409.33	1590.31	1798.56	1061.68
2 青 森	950.01	1207.95	3149.79	2191.94	1844.64	1682.82
3 岩 手	947.84	1246.61	1945.34	2819.54	2925.63	1726.98
4 宮 城	1223.44	1108.91	1131.80	2579.40	3250.08	1726.25
5 秋 田	1203.14	1156.77	2467.34	2763.21	8082.13	2479.25
6 山 形	898.68	906.41	1702.99	2041.11	2950.20	1477.57
7 福 島	770.62	1183.41	1783.62	2358.28	2567.37	1531.51
8 茨 城	750.74	826.91	870.32	1499.68	2221.40	1151.85
9 栃 木	886.61	1038.76	1354.18	2434.15	4990.71	1521.07
10 群 馬	1009.04	928.73	1483.81	3146.12	2747.80	1608.39
11 埼 玉	894.11	801.35	799.21	1352.71	3570.40	1386.26
12 千 葉	724.85	638.27	627.20	1035.98	1026.83	805.80
13 東 京	544.15	685.33	607.33	607.82	504.93	591.93
14 神奈川	1272.80	1058.22	1106.34	2209.92	1995.12	1480.31
15 新 潟	1823.05	1777.31	1580.06	3724.39	2906.41	2363.31
16 富 山	1362.94	2043.37	3259.62	3239.10	5485.27	2891.49
17 石 川	1815.85	1606.87	2368.63	4955.22	4942.95	2894.36
18 福 井	1861.00	1704.09	2281.60	2725.14	2242.10	2145.95
19 山 梨	2145.38	2344.09	2452.05	4142.37	5445.03	3302.81
20 長 野	739.39	940.35	962.08	1012.93	1181.05	953.86
21 岐 阜	858.38	1131.29	1318.37	2220.83	2637.06	1487.60
22 静 岡	1699.86	1503.97	1613.04	1269.47	1643.06	1551.46
23 愛 知	494.99	489.91	621.02	796.26	1231.59	668.19
24 三 重	1100.02	1341.23	4274.82	2076.57	2962.09	2267.12
25 滋 賀	1335.66	4963.43	3352.92	2024.25	2063.64	2803.26
26 京 都	905.23	991.90	1601.24	1816.93	3102.77	1505.68
27 大 阪	1289.11	1277.63	1860.21	1187.25	876.92	1327.73
28 兵 庫	1217.01	968.50	1268.52	1720.17	1785.42	1375.48
29 奈 良	2286.84	6188.06	3602.54	3052.06	2689.74	3607.88
30 和歌山	1878.82	2121.55	1951.32	1906.87	2072.10	1982.20
31 鳥 取	2989.67	3105.54	2791.78	5816.29	3221.49	3669.86
32 島 根	2915.32	3923.17	6504.48	6364.49	6763.05	5177.61
33 岡 山	1966.53	1271.53	1128.97	3772.69	5215.59	2575.00
34 広 島	989.75	1265.96	916.71	1416.31	1130.94	1123.53
35 山 口	932.77	1151.54	2281.58	2259.35	2220.86	1549.56
36 徳 島	1396.77	1781.00	1900.51	2454.85	7799.48	2464.79
37 香 川	1665.39	2042.67	3838.54	4662.99	4597.84	2936.84
38 愛 媛	3640.85	3443.27	4277.32	4908.40	6211.17	4591.97
39 高 知	3001.07	4038.40	3993.33	4419.99	5268.04	3991.53
40 福 岡	911.64	857.80	2008.32	810.49	880.53	1019.86
41 佐 賀	4964.31	4657.38	5055.91	5567.33	4553.64	4946.18
42 長 崎	1232.78	1162.34	1251.48	2463.03	3922.96	1871.30
43 熊 本	2417.42	2815.71	3050.19	4166.55	4547.56	3443.01
44 大 分	2120.11	1472.13	2778.36	4657.94	3634.78	2822.62
45 宮 崎	3743.62	3590.77	4634.00	4866.50	4923.53	4285.98
46 鹿 児 島	2609.84	2807.78	4008.18	3821.85	2734.78	3070.05
47 沖 縄	1535.98	1261.10	1360.74	3075.37	3824.48	2010.37
全国平均	1122.06	1250.26	1586.97	1965.41	2262.07	1573.19

注) パネルデータの中から異常値サンプルを除去した分析対象サンプルについての統計量。各都道府県を地域市場と定義している。変数の詳細については、本文を参照のこと。

### 3.4.4 推定結果

表 3-5 映画館業：生産関数の推定結果 ( OLS )

	OLS-1	OLS-2	OLS-3
<i>c</i> :			
<i>HHI</i> /10,000		-0.8899 <i>a</i>	-0.8877 <i>a</i>
		(9.1100)	(9.0800)
<i>HHI</i> (配給)/10,000			0.3580
			(1.5700)
<i>n</i> : ln(従業員数)	0.7880 <i>a</i>	0.7678 <i>a</i>	0.7692 <i>a</i>
	(29.2700)	(28.7100)	(28.6900)
<i>k</i> :			
ln(総延べ床面積)	0.2513 <i>a</i>	0.2550 <i>a</i>	0.2547 <i>a</i>
	(13.1400)	(13.3700)	(13.3200)
スクリーン数	0.0108	0.0206 <i>b</i>	0.0225 <i>b</i>
	(1.0400)	(1.9600)	(2.1100)
座席数	0.0003 <i>a</i>	0.0003 <i>a</i>	0.0003 <i>a</i>
	(6.2000)	(5.9100)	(5.9100)
<i>m</i> :			
上映映画本数	-0.0011 <i>a</i>	-0.0012 <i>a</i>	-0.0012 <i>a</i>
	(3.9000)	(4.2000)	(4.1500)
うち邦画比率	-0.1800 <i>a</i>	-0.1781 <i>a</i>	-0.2310 <i>a</i>
	(4.6100)	(4.6100)	(4.4900)
<i>a</i> : ln(広告・宣伝費 / 企業サービス価格指数「広告」)	0.0036	0.0036	0.0036
	(1.2900)	(1.2900)	(1.2800)
<i>d</i> :			
1994	0.0438	0.0548	0.0513
	(1.2800)	(1.6100)	(1.5000)
1997	0.0513	0.0922 <i>a</i>	0.0593
	(1.4300)	(2.5600)	(1.3900)
2001	-0.0104	0.0624 <i>c</i>	0.0015
	(0.2700)	(1.6500)	(0.0300)
2004	-0.1357 <i>a</i>	-0.0353	-0.1290 <i>c</i>
	(3.3600)	(0.8700)	(1.7200)
定数項	7.5389 <i>a</i>	7.6482 <i>a</i>	7.6432 <i>a</i>
	(66.0400)	(66.7200)	(66.5900)
サンプル数	4,254	4,254	4,254
決定係数	0.7049	0.7100	0.7102

注) 推定方法はOLS。 *a* , *b* および *c* は1% , 5% および 10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は *t* 値。

表 3-5 は OLS による生産関数の推定結果である。従業員数(対数)総延べ床面積(対数), スクリーン数, 座席数の係数の推定値おおむね 1%ないし 5%の有意水準で統計的に有意であり, 生産関数の投入物として予想されるプラスの値となっている。一方, 上映映画本数及び邦画比率はマイナスの係数で統計的に 1%の水準で有意である。これは, 上映映画本数が

多いほど、また、邦画比率が高いほど入場者数が少ない傾向にあることを示している。また、映画館の行う広告・宣伝等のマーケティング活動の代理変数として回帰分析に導入した広告・宣伝費/企業サービス価格指数「広告」の係数は統計的に有意な値となっていない。本稿の主要な関心事である競争と生産性の関係をみてみると、まず、(地域)映画興行市場の *HHI* の係数はマイナスの値で統計的に 1%の有意水準で有意であった。したがって、*HHI* が的確に地域の映画館の間の競争を反映しているとするならば、地域興行市場の競争が厳しいほど、映画館の生産性が高いことを示している。一方、映画館が直面する配給市場の競争状況の影響をみると、配給市場の *HHI* の係数はプラスの値であるが統計的に有意ではなかった。

表 3-6 映画館業：生産関数の推定結果（固定効果）

	FE-1	FE-2	FE-3
<i>c</i> :			
<i>HHI</i> /10,000		-0.2574 <i>c</i> (1.9200)	-0.2568 <i>c</i> (1.9100)
<i>HHI</i> (配給)/10,000			-0.0396 (0.2600)
<i>n</i> : ln(従業員数)	0.1952 <i>a</i> (6.8800)	0.1956 <i>a</i> (6.8800)	0.1954 <i>a</i> (6.8700)
<i>k</i> :			
ln(総延べ床面積)	0.0942 <i>a</i> (4.0900)	0.0951 <i>a</i> (4.1200)	0.0952 <i>a</i> (4.1200)
スクリーン数	0.1738 <i>a</i> (8.3400)	0.1722 <i>a</i> (8.2500)	0.1718 <i>a</i> (8.1400)
座席数	0.0002 <i>a</i> (2.9800)	0.0002 <i>a</i> (3.0500)	0.0002 <i>a</i> (3.0500)
<i>m</i> :			
上映映画本数	0.0005 <i>b</i> (2.2900)	0.0005 <i>b</i> (2.2100)	0.0005 <i>b</i> (2.2000)
うち邦画比率	-0.0027 (0.0500)	-0.0033 (0.0600)	0.0035 (0.0600)
<i>a</i> : ln(広告・宣伝費 / 企業サービス価格指数「広告」)	0.0013 (1.4800)	0.0013 (1.4900)	0.0013 (1.4800)
<i>d</i> :			
1994	-0.0090 (0.5000)	-0.0062 (0.3500)	-0.0060 (0.3300)
1997	-0.0261 (1.3100)	-0.0151 (0.7400)	-0.0116 (0.4500)
2001	-0.1568 <i>a</i> (6.2300)	-0.1358 <i>a</i> (5.0700)	-0.1291 <i>a</i> (3.0600)
2004	-0.2204 <i>a</i> (7.9300)	-0.1924 <i>a</i> (6.5300)	-0.1820 <i>a</i> (3.3100)
定数項	9.4130 <i>a</i> (63.4000)	9.4363 <i>a</i> (63.0700)	9.4366 <i>a</i> (62.9500)
sigma_u	0.9216 <i>a</i>	0.9169 <i>a</i>	0.9171 <i>a</i>
sigma_e	0.3785 <i>a</i>	0.3782 <i>a</i>	0.3783 <i>a</i>
rho	0.8557 <i>a</i>	0.8546 <i>a</i>	0.8546 <i>a</i>
サンプル数	4,254	4,254	4,254
事業所数	1,463	1,463	1,463
決定係数: within	0.2718	0.2731	0.2731
決定係数: between	0.6127	0.6181	0.6180
決定係数: overall	0.5866	0.5939	0.5939
<i>F</i> 検定: all $v_i = 0$	9.00	8.82	8.81
<i>p</i> 値	0.0000	0.0000	0.0000

注) 推定方法は固定効果モデル。 *a* , *b* および *c* は1% , 5% および10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は *t* 値。

表 3-6 は固定効果モデルによる推定結果である。従業員数(対数),総延べ床面積(対数),スクリーン数及び座席数の係数の推定値はプラスで,1%ないし 5%の有意水準で統計的に有意であったが,OLS の結果と比べて,推定値の絶対的な大きさは小さくなっている。一方,上映映画本数の係数の推定値はプラスで 5%の水準で統計的に有意になり,生産関数の投入物として予想されるプラスの値となった。邦画比率とマーケティング活動の係数は統計的に有意ではなかった。競争と生産性の関係をみると,映画興行市場の *HHI* の係数はマイナスの値で統計的に 1%の有意水準で有意であった。したがって,地域興行市場の競争が厳しいほど,映画館の生産性が高いことを示している。一方,映画館が直面する配給市場の競争状況の影響をみると,配給市場の *HHI* の係数はマイナスの値であるが統計的に有意ではなかった。固定効果がすべてゼロであるという帰無仮説に関する *F* 検定の結果は 1%水準で統計的に有意に帰無仮説を棄却するものであった。

表 3-7 はランダム効果モデルによる推定結果である。係数の推定値は比較的 OLS に近いものであった。競争と生産性の関係をみると,まず,映画興行市場の *HHI* の係数はマイナスの値で統計的に 1%の有意水準で有意であった。したがって,OLS 及び固定効果モデルと同様に,地域興行市場の競争が厳しいほど,映画館の生産性が高いことを示している。一方,映画館が直面する配給市場の競争状況の影響をみると,配給市場の *HHI* の係数はプラスの値であるが統計的に有意ではなかった。ただし,Hausman 検定の結果によれば,ランダム効果モデルの推定結果が一致推定量であるという帰無仮説は統計的に 1%の水準で棄却される。*F* 検定及び Hausman 検定の結果から,固定効果モデルが支持された。

生産関数の推定結果によれば,地域興行市場の競争は映画館の生産性にプラスの影響を与えている可能性が高い。一方,配給市場の競争が映画館の生産性へ与える影響については統計的に有意な影響を検出することはできなかった。

表 3-7 映画館業：生産関数の推定結果（ランダム効果）

	RE-1	RE-2	RE-3
<i>c</i> :			
<i>HHI</i> /10,000		-0.5590 <i>a</i> (5.4200)	-0.5601 <i>a</i> (5.4300)
<i>HHI</i> (配給)/10,000			0.1001 (0.6900)
<i>n</i> : ln(従業員数)	0.4109 <i>a</i> (16.9900)	0.4084 <i>a</i> (16.9300)	0.4091 <i>a</i> (16.9300)
<i>k</i> :			
ln(総延べ床面積)	0.1604 <i>a</i> (9.6700)	0.1621 <i>a</i> (9.7400)	0.1621 <i>a</i> (9.7400)
スクリーン数	0.0772 <i>a</i> (6.1400)	0.0781 <i>a</i> (6.1400)	0.0789 <i>a</i> (6.1100)
座席数	0.0006 <i>a</i> (10.8600)	0.0006 <i>a</i> (10.8000)	0.0006 <i>a</i> (10.7800)
<i>m</i> :			
上映映画本数	0.0000 (0.2100)	-0.0001 (0.4300)	-0.0001 (0.4100)
うち邦画比率	-0.1714 <i>a</i> (4.4300)	-0.1716 <i>a</i> (4.4700)	-0.1873 <i>a</i> (4.2600)
<i>a</i> : ln(広告・宣伝費 / 企業サービス価格指数「広告」)	0.0020 (1.4600)	0.0020 (1.4700)	0.0020 (1.4600)
<i>d</i> :			
1994	0.0194 (1.0500)	0.0254 (1.3700)	0.0247 (1.3200)
1997	0.0075 (0.3800)	0.0313 (1.5300)	0.0225 (0.8900)
2001	-0.0912 <i>a</i> (3.8000)	-0.0465 <i>c</i> (1.8600)	-0.0633 (1.6400)
2004	-0.1659 <i>a</i> (6.3100)	-0.1056 <i>a</i> (3.7700)	-0.1317 <i>b</i> (2.5500)
定数項	8.5633 <i>a</i> (81.5100)	8.6219 <i>a</i> (81.4200)	8.6202 <i>a</i> (81.4500)
sigma_u	0.6509 <i>a</i>	0.6475 <i>a</i>	0.6467 <i>a</i>
sigma_e	0.3785 <i>a</i>	0.3782 <i>a</i>	0.3783 <i>a</i>
rho	0.7473 <i>a</i>	0.7456 <i>a</i>	0.7450 <i>a</i>
サンプル数	4,254	4,254	4,254
事業所数	1,463	1,463	1,463
決定係数: within	0.2439	0.2455	0.2453
決定係数: between	0.6961	0.7007	0.7009
決定係数: overall	0.6735	0.6798	0.6799
Hausman検定	277.84 <i>a</i>	325.61 <i>a</i>	316.61 <i>a</i>
<i>p</i> 値	0.0000	0.0000	0.0000

注) 推定方法はランダム効果モデル。 *a*, *b* および *c* は1%, 5% および10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は *t* 値。

### 3.4.6 小結

本稿では、特サビの個票データから映画館のパネルデータを作成し、日本の興行に市場における競争と生産性の関係を検証した。分析結果によれば、HHI が興行市場における競争を的確に反映しているとすれば、競争の激しい市場の映画館ほど生産性が高いという結果を得た。

ただし、前述のとおり、映画業界の取引慣行や入場料決定の仕組みは非常に複雑である。製作における製作委員会方式、配給におけるブロックブッキング、あるいは、興行市場の垂直統合が業界の特徴的な取引慣行としてしばしば指摘される。また、上映する映画は異なるにもかかわらず、同一映画館の入場料金は基本的に一律であり、学生・高齢者割引やサービスデーといったプログラムも一律に適用される場合がほとんどである<sup>21</sup>。このような業界独特の商慣行の競争への影響については、適切なモデルを用いた、より踏み込んだ分析が必要と思われる。本稿では、共同研究プロジェクト全体の比較可能性という観点から、非常に簡単な生産関数による分析にとどまったが、映画市場のモデルを援用した研究については今後の課題としたい。

## 3.5 映画制作業

### 3.5.1 データと変数

映画制作についても特サビを用い、その中の「映画ビデオ制作配給業」の個票データを利用した。このデータは映画制作業、映画配給業及びビデオ販売業を対象にしており、それぞれの従業員数や売上げ、営業費用などを利用できる。

ただし、映画館のデータよりも利用できるデータに制約がある。第1に、調査期間が1998年、2001年及び2004年の3回分しかない。しかも3回すべて揃っているデータは全体の半分以下でしかない。1回だけ調査に答えた企業も多く、パネル分析の信頼性を下げている。本稿では、パネル分析も試みるが、このようなデータ構造から、OLSでのクロスセクションも同じ程度に重視して分析を行う。

第2に、資本設備はフローの取得額だけでストックのデータがとられていない。ゲーム産業のように複数年にわたって取得額がわかればフローからストックを計算することもできるが、3年おきの3回分しかデータがないために、フローからストックを推定することもできない。ただし、映画制作業の場合、資本設備の果たす役割は少ないと考えられる。ちなみに、有形固定資産取得額を営業費用総額で割った値の平均値は2004年で1.8%であり、

---

<sup>21</sup> Orbach, and Einav (2006) では、アメリカの映画入場料について同様の傾向の存在を明らかにしている。

半分以上の企業が固定資産取得額はゼロである。そこで、本稿では従業員数だけ生産関数の説明変数として用いる。実際、後にみるように OLS での推定値の係数はほぼ 1 に近い値になっており、従業員数の増加で生産のほとんどを説明できることがわかる。

第 3 に、映画館と違って地域別の市場がない。映画制作物の市場は全国と考えられるので全国で 1 つの市場と考えるのが妥当である。このため、例えば制作市場と配給市場の HHI をつくと、いずれも年次データとなって 3 個の値しか得られず、3 個のデータに対して回帰するという心もとない回帰になり、頑健性がほとんど期待できない。映画館では地域別の市場を考えることで、観察サンプル数を大幅に増やせたが、制作はそのような手法が使えない。

しかし、逆に有利な点もある。第 1 に、配給会社から映画を購入するしかない映画館と違って、制作会社の生産物の流通チャンネルは配給会社だけではなく、テレビ会社とビデオ販売会社がある。すなわち制作会社は、競争状態の異なる 3 つの販売市場に直面していることになる。ゆえに、個々の制作会社の取引相手の違いに応じて、制作会社が直面する競争状態には違いが出てくる。例えば、テレビ会社は寡占度が高くても安定しており、競争があまり効いていないといわれることが多い。この場合、テレビ局に多くの作品を納めている制作会社は、寡占的市場を相手に取引していることになる。逆にビデオの販売市場は、ビデオ販売店の出店のコストが安いために集中度が低く、ゆえにビデオ販売の多い制作会社は、競争的な市場を相手に取引していることになる。表 3-8 に映画制作業、配給業及びビデオ販売業の HHI を記した。ビデオ販売業の HHI は 500 前後と低く、配給業の HHI は 1000 を超えており、より高い。表には掲げていないがテレビ局の HHI はキー局に限られるのでこれよりもずっと高くなる。このような映画制作会社ごとの取引先の違いによって、直面する競争の度合いに差を見出すことができる。

第 2 に、最大の納入先である配給については、作品のジャンルの違いがわかっており、これによって直面する競争の度合いに差がつけられる（表 3-8 参照）。配給については、劇映画、アニメ、教育映画、記録映画などのジャンル別に配給本数と売上げが出ているので、配給における HHI をジャンル別に計算できる。ゲーム産業で行ったように、ジャンルが異なる作品は異なる市場であるとみなせば、このジャンル別の集中度の違いから、制作会社が直面する配給市場の集中度は異なってくる。例えば記録映画の配給の集中度が低いなら、記録映画を中心に制作する制作会社は集中度の低い、すなわち競争的な市場に直面していることになる。

表 3-8 市場別のハーフィンダール指数

	1998	2001	2004
制作市場のHHI	746	1817	1744
配給市場のHHI	1248	1196	1454
内 劇映画のみ	2549	1894	2077
内 アニメのみ	6272	7920	6472
内 教育映画のみ	2897	4039	5588
内 記録映画のみ	2041	1834	3093
内 その他映画のみ	3763	4132	6478
ビデオ販売市場のHHI	594	472	637

以下，モデルと変数の作り方について概説する。まず，対象となる制作会社を決める必要がある。制作会社の中には配給あるいはビデオ販売業と兼ねている企業もあり，この場合，費用区分が制作・配給・ビデオ販売に分かれていないため，付加価値は総和しか求められない<sup>22</sup>。分析のためにはこの中から主として制作を行っている企業を抽出する必要がある。ここでは売上に占める制作の割合が3割以上の企業を用いた。5割にしなかったのは，制作は配給とビデオ販売に対して中間投入物の位置にあり，売上ベースで5割にすると付加価値ベースでは7~8割になるためである。付加価値ベースで5割以上をめどに考えて売上ベースでは3割程度を採用した<sup>23</sup>。

モデルは映画館と同様の形である。

$$(3-7) \quad y_{it} = \beta_0 + \beta_n n_{it} + \beta_s s_{it} + \beta_q q_{it} + u_{it}$$

ここで  $y$  は付加価値額の対数値， $n$  は労働者数の対数値， $s$  は制作会社の取引上の立場， $q$  は制作会社の制作能力の代理変数である。

以下，変数について概説する。まず被説明変数の  $y$  はこれまでどおり，付加価値額の自然体数値とする。付加価値は売上げから営業費用を引いて求めたものである。労働者数は企画部門，管理部門，制作部門及び宣伝部門の人数の総和と，その自然対数値をとった。

制作会社の取引上の立場を表す  $s$  としては2つの変数をとった。1つは売上げに占めるテレビ局のシェアである。テレビ局の集中度は高く，我々の仮説が正しければ，テレビ局との取引は制作会社を非効率化するはずである。そこでテレビ局との取引が及ぼす影響を示すために，テレビ局との取引シェアをとった。

<sup>22</sup> 1998年だけは制作・配給・ビデオ販売に区分した費用が得られるが，2001，2004年についてはわからない。1998年は他の2つの年とはデータの取り方が異なるので，ダミーを使って吸収に努めた。

<sup>23</sup> この3割という数字を2割、あるいは4割に切り替えても、推定の定性的な結果は変わらなかった。

$$\text{テレビ映画制作収入比率(\%)} = \text{テレビ映画収入/制作部門の収入} * 100$$

期待される符号はマイナスである。

もうひとつは、完全下請けダミーである。

$$\text{受託制作収入 100\%ダミー} = \text{受託制作収入/制作部門収入が 100\%のとき 1}$$

制作会社の中には他の制作会社から受託して制作を行う場合があり、いわば下請けとなる。この場合、企画や立案などリスクをとる事業を行うわけではなく、個別の仕事単価で作業を行うことが多い。リスクをとらないので、傾向として、付加価値は低くなる。期待される符号はマイナスとなる。

制作会社は、コンテンツ産業の常として、能力の差が著しいことが予想される。高い品質の作品を作れる制作会社の作品は高く売れて付加価値は大きくなる。この能力の差を表す変数を可能な限りコントロールしておく必要がある。ここでは 2 つを用いた。最初の 1 つは、売上げに占めるテレビライセンス収入の比率である。良い作品をつくれれば、それはある程度の期間にわたって売れるので、ライセンス収入に計上される。また、テレビの場合、そもそも二次使用権をとることができるのは、かなり優秀な制作会社である。2 つ目は映画作品の輸出本数比率である。この調査では制作した作品の中で海外に輸出した作品の本数を聞いている。そこで、その年に生産した作品数を分母に輸出本数を分子にした比率を作った。制作した作品を海外に輸出できるということは、それだけの品質を制作できるということであり、制作会社の能力の指標になり得る。

$$\text{テレビライセンス収入比率(\%)} = \text{テレビのライセンス収入/制作部門の売上げ}$$

$$\text{映画輸出比率} = \text{輸出本数/制作本数}$$

競争指標の変数としては映画館と同じく HHI を用いる。制作市場での競争指標は制作会社自身の HHI を用いる。また、取引先の競争指標として、配給会社とビデオ販売業の HHI を用いる。この値は表 3-7 に掲げてある。

$$HFIP/10,000 \quad (\text{制作市場 HHI})$$

$$HFID/10,000 \quad (\text{配給市場 HHI})$$

$$HFIV/10,000 \quad (\text{ビデオ市場 HHI})$$

競争が進むと生産性が上昇するとすれば、期待される符合はマイナスである。ただし、既に述べたように、この指標は産業単位であり 3 年分でそれぞれ 3 個しかない。したがって、推定値は有意になりにくく、たとえ有意に出ても、推定の頑健性に難がある。

流通市場の競争指標として、販売チャネル別にウェイトをつけた指標をつくった。

$HFIC/10,000$  (流通チャネル別 HHI)

$$HFIC_i = \sum_{j=1}^3 w_{ij} * HFI_j \quad j=\text{配給, テレビ, ビデオ}$$

ここで  $w_{ij}$  は制作会社  $i$  の配給、テレビ、ビデオからの売上げシェアであり、 $HFI_j$  はその 3 市場の HHI である。制作会社ごとにウエイト  $w_{ij}$  の値が違うので、制作会社ごとに異なる値になる。

さらに、配給については、作品のジャンル別のハーフィンダール指数が作れるので、これから制作会社ごとの HHI を作った。

$HFIJ/10,000$  (配給ジャンル別 HHI)

$$HFIJ_i = \sum_{j=1}^4 w_{ij} * HFI_j \quad j=\text{劇映画, アニメ, 教育映画, 記録映画}$$

ここで  $w_{ij}$  は制作会社  $i$  の劇映画、アニメ、教育映画、記録映画の売上げシェアであり、 $HFI_j$  はその 4 ジャンルの配給市場での HHI である。

最後に 1998 年ダミーを使った。これは 1998 年と 2001、2004 年ではデータの収集に若干の食い違いがあり、これを吸収するためである。

各変数の記述統計量を表 3-9 に示す。ほぼ妥当な値にとどまっている。唯一、映画輸出比率の最大値が 11 となっており、制作した本数以上に輸出している会社がある。これは過去の作品を輸出しているか、さもなければ配給会社としての側面が出たかのどちらかと解釈できる。

表 3-9 変数の記述統計量

	Mean	StdDev	Minimum	Maximum
付加価値額 (千円)	128,538	604,222	5	6,405,595
従業員数(人)	28.4	47.6	1	337
流通チャンネル別 HHI	1506	554	472	2206
配給ジャンル別 HHI	3643	1692	1834	7920
テレビ映画制作 収入比率(%)	12.3	28.1	0	100
受託制作収入 100%ダミー	0.35	0.48	0	1
テレビライセンス 収入比率(%)	3.9	12.5	0	100
映画輸出比率	0.12	0.86	0	11

### 3.5.2 推定結果

まず、OLSの結果を示す。表3-10は、産業単位でのHHIを使った回帰である。OLS1は競争指標を除いたすべての変数を使った場合の回帰であり、回帰のベースとなる。労働の係数は1.0439とほぼ1に近く、要素投入の大半が労働であることを物語っている。制御変数の中では、テレビ番組比率と下請け比率がマイナスで有意になっており、予想どおりの結果である。寡占度の高いテレビ市場との取引が増えると生産性が下がる効果があり、また下請けにまわると生産性が低下する。これも予想どおりである。

競争指標である産業単位のHHIは、ある年ではすべて同じ値である。実際には3個しかデータが無いため、1つずつ入れて回帰した(OLS2, OLS3, OLS4)。制作市場・配給市場・ビデオ販売市場のいずれの場合でも有意にならず、競争指標は影響を与えていないという結果になる。ただし、データ数が3個(1998年ダミーを入れているので、実質的には2個)なので、この結果をそれほど重視することはできない。

表 3-10：映画制作業：生産関数の推定結果（OLS）その 1

	OLS1	OLS2	OLS3	OLS4
c:				
HHIP/10,000 (制作市場HHI)		0.0014 (0.47)		
HHID/10,000 (配給市場HHI)			-0.0004 (-0.47)	
HHIV/10,000 (ビデオ市場HHI)				-0.0006 (-0.47)
n:				
ln(従業員数)	1.0439 a (13.60)	1.0432 a (13.57)	1.0432 a (13.57)	1.0432 a (13.57)
テレビ映画制作収入比率(%)	-0.0062 c (-1.91)	-0.0062 c (-1.93)	-0.0062 c (-1.93)	-0.0062 c (-1.93)
受託制作収入100%ダミー	-0.4534 b (-2.40)	-0.4565 b (-2.42)	-0.4565 b (-2.42)	-0.4565 b (-2.42)
テレビライセンス収入比率(%)	0.0098 (1.40)	0.0100 (1.42)	0.0100 (1.42)	0.0100 (1.42)
映画輸出本数	0.1578 (1.61)	0.1534 (1.56)	0.1534 (1.56)	0.1534 (1.56)
1998年ダミー	-0.7759 a (-4.53)	0.6482 (0.21)	-0.8030 a (-4.44)	-0.7491 a (-4.15)
定数項	7.0057 a (29.56)	4.5597 (0.88)	7.5197 a (6.74)	7.3418 a (9.78)
サンプル数	302	302	302	302
決定係数	0.4802	0.4806	0.4806	0.4806
自由度調整済み決定係数	0.4697	0.4683	0.4683	0.4683

次に、競争指標を、販売チャネル別のウエイト付けした指標に変えて回帰した。表 3-11 の OLS5, OLS7 がそれである。この場合、テレビ映画制作収入比率は、流通チャネル別の HHI のウエイトのところと同じ値を使っているため、説明変数から落とした。また受託制作収入が 100%の企業は配給会社・ビデオ会社などへの販売をそもそも行っていないので、これも変数から落とした。結果としてサンプル数は 302 個から 163 個に減少した。ここで OLS5, OLS7 の販売チャネル別 HHI は 10%水準ではあるが有意にマイナスであり、理論どおりの結果が得られている。すなわち、集中度の高い市場に作品を納入する制作会社の生産性は低くなる傾向がある。

表 3-11：映画制作業：生産関数の推定結果（OLS）その 2

	OLS5	OLS6	OLS7	(従業員20人以上のみ) OLS8
c:				
HHIP/10,000 (制作市場HHI)	-0.0016 (-0.37)	0.0004 (0.13)	-0.0020 (-0.45)	0.0023 (0.44)
HHIC/10,000 (流通チャンネル別HHI)	-0.0004 c (-1.67)		-0.0004 c (-1.66)	
HHIJ/10,000 (配給ジャンル別HHI)		-0.0001 (-0.97)	0.0000 (-0.46)	-0.0002 b (-2.27)
n:				
ln(従業員数)	1.0390 a (9.70)	1.0483 c (13.27)	1.0543 a (9.37)	0.5297 b (2.32)
テレビライセンス収入比率(%)	0.0133 c (1.68)	0.0158 b (2.32)	0.0136 c (1.71)	0.0160 c (1.88)
映画輸出本数	0.1621 (1.42)	0.1625 (1.64)	0.1604 (1.40)	0.1931 c (1.76)
1998年ダミー	-2.4052 (-0.54)	-0.3780 (-0.12)	-2.8514 (-0.62)	0.8814 (0.16)
定数項	10.3283 (1.34)	6.2372 (1.16)	11.1465 (1.40)	5.9307 (0.64)
サンプル数	163	302	163	95
決定係数	0.4608	0.4695	0.4616	0.2847
自由度調整済み決定係数	0.4401	0.4587	0.4372	0.2360

一方、配給ジャンル別の HHI も使ったが（OLS6，OLS7），有意にはならなかった。ただし，対象企業からデータの“荒れ”が大きな零細な企業（従業員数 20 人未満の企業）を除くと，配給ジャンル別 HHI も有意になる。

同じ変数セットの回帰をパネルで行ったのが，表 3-12 及び表 3-13 である。固定効果とランダム効果の選択は Hausman 検定に従っている。結果をみると競争指標に関する限り，OLS の時と符合はほとんど変わらない。ただし，時系列変動の少なさを反映して有意性は低下している。

全体として，制作市場の HHI はデータ不足もあって不明であるが，販売先市場の HHI についてはマイナスの符号が得られている。すなわち，制作市場については競争が進んだ方がよいかどうかはわからないが，販売市場については，寡占が弱まって競争が進んだ方が，制作会社の生産性は上昇する。

表 3-12：映画制作業：生産関数の推定結果（パネル）その 1

	panel1	panel2
	FE	FE
c:		
HFIP/10,000 (制作市場HHI)		0.0021 (0.87)
n:		
ln(従業員数)	0.4762 a (2.87)	0.4631 a (2.78)
テレビ映画制作収入比率(%)	0.0007 (0.18)	0.0003 (0.06)
受託制作収入比率(%)	-0.3957 c (1.74)	-0.4104 c (-1.80)
テレビライセンス収入比率(%)	0.0031 (0.31)	0.0035 (0.34)
映画輸出本数	0.0445 (0.44)	0.0366 (0.36)
1998年ダミー	-0.4099 a (2.65)	1.8278 (0.71)
サンプル数	302	302
制作会社数	187	187
決定係数	0.9199	0.9204
Hauman検定量	14.906	15.270
p値	0.0210	0.0327

表 3-13：映画制作業：生産関数の推定結果（パネル）その 2

	panel3	panel4	panel5	(従業員20人以上のみ) panel6
	RE	FE	RE	RE
c:				
HFIP/10,000 (制作市場HHI)	-0.0008 (0.25)	0.0014 (0.54)	-0.0006 (0.17)	0.0020 (0.43)
HFIC/10,000 (流通チャンネル別HHI)	-0.0008 (0.25)		-0.0003 (1.38)	-0.0003 (1.01)
HFIJ/10,000 (配給ジャンル別HHI)	-0.0008 (0.25)	-0.0001 (0.67)	0.0000 0.34	-0.0002 b (2.06)
n:				
ln(従業員数)	0.9892 a (8.93)	0.4736 a (2.83)	0.9796 a (8.51)	0.4393 (1.41)
テレビライセンス収入比率(%)	0.0095 (1.28)	0.0044 (0.43)	0.0094 (1.26)	0.0097 (1.08)
映画輸出本数	0.1242 (1.34)	0.0422 (0.41)	0.1245 (1.33)	0.0876 (1.01)
1998年ダミー	-1.4892 (0.43)	1.0244 (0.38)	-1.2200 (0.34)	0.6686 (0.14)
定数項	8.8941 (1.49)		8.3915 (1.35)	7.6836 (0.93)
<hr/>				
サンプル数	163	302	163	62
制作会社数	115	187	115	46
決定係数	0.4594	0.9182	0.9411	0.2981
Hauman検定量	4.588	14.237	4.602	5.402
p値	0.5976	0.0271	0.7084	0.6111

### 3.6 まとめ

映画館市場と映画制作市場についてはやや異なった結果が得られた。映画館の場合、映画館自身の HHI はマイナスであり、映画館数が増えるほど生産性が増加する。すなわち自市場の競争の進展は生産性を上昇させる。ただし、配給市場の競争が映画館市場に及ぼす影響ははっきりしない。一方、映画制作市場では、制作市場自体での競争の影響ははっきりしない。しかし、販売市場の HHI の係数はマイナスであり、販売市場では競争が進むと、制作会社の生産性が上昇する。つまり映画館では自市場の競争進展が生産性を向上させるが、映画制作業では川下の販売先での競争進展が生産性を上昇させる。

この異なる結果の原因はいろいろ考えられる。原因の候補の 1 つは、映画館産業は川下

であるのに対し、映画制作業は川上であることである。また、映画館ではまだまだチェーン店が多いが、制作会社の場合はいわゆる大手映画会社系列の映画のシェアはきわめて小さくなっている点も挙げられる。いずれにせよ、仮説の域を出ず、原因の解明は今後の課題である。

ただし、いずれにせよ、映画制作業の場合に、川下の販売市場での競争の進展が映画制作の生産性を上げるという結果は、当初のメディア寡占説と整合的な結果である。

## 4. ゲーム

### 4.1 イントロダクション

ゲームソフト産業は、日本の主要なコンテンツ産業であり、情報サービス産業という側面も持っている。この産業は、主要なコンテンツ産業の中では唯一競争力があり成功している産業とみなされており、情報サービス産業の中をみても、日本のソフトウェア産業の輸入額が輸出額に比べて 10 倍以上（2004 年 JISA, JEITA, JPSA 調査、ゲームソフト産業を除く）と圧倒的な輸入超過であるのに対して、ゲームソフト産業は逆に圧倒的な輸出超過となっており強い国際競争力を有している。本研究では、この成功要因について市場競争と企業の生産性という視点で検討するために、各種統計データを用いて企業単位のパネルデータにより実証分析を行う。

日本のゲームソフト産業が含まれる、情報サービス産業のマーケットデータを最も詳細に、網羅的に、かつ継続的に収集している政府の指定統計である特サビでは、6,680 事業所（2005 年調査）のソフトウェア業、情報処理サービス業、情報提供サービス業及びその他情報サービス業が対象とされている。本研究では、この事業所単位のデータを企業単位に変換した最近の 2000 年から 2005 年までのサンプルを利用している。さらに、ゲームソフト産業の詳細なマーケットデータを分析に反映させる為に、エンターブレイン社の詳細な販売情報から作成されたマーケティングデータを用いて、特定サービス産業実態調査と企業単位でマッチングし、情報サービス産業からゲームソフト産業だけを抽出したサンプルで分析を行っている。

本論文の構成としては、まず次節で日本のゲーム産業について述べ、次にゲーム産業、情報サービス産業及び市場競争と生産性に関する先行研究について述べる。そして、ゲームソフト産業及び情報サービス産業の実証分析の方法及び結果を示す。最後に結論として、本論文における分析結果について取りまとめを行うとともに、今後の研究課題について述べる。

### 4.2 日本のゲーム産業

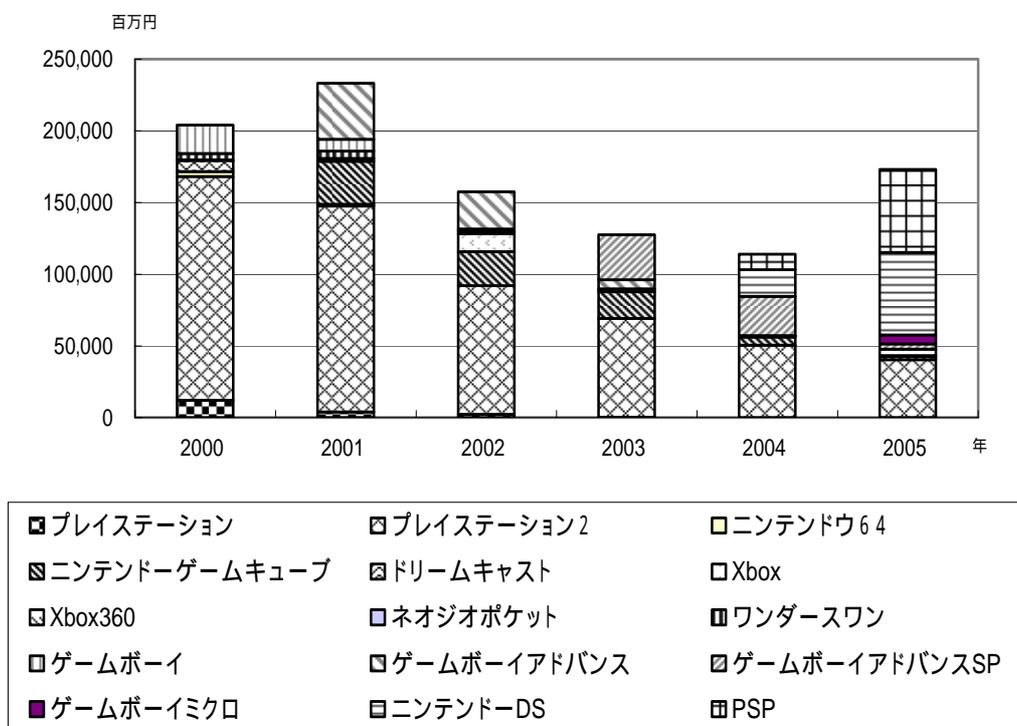
本研究で対象としている家庭用ゲーム機のゲームソフト産業<sup>24</sup>は、産業として 20 年ほどの比較的新しい産業であり、これまでの成り立ちから日本発の産業ととらえることができる。

---

<sup>24</sup> ゲームソフト産業は、家庭用ゲーム機用の外に業務用（アーケード型）、パソコン用、携帯電話用などの種類があるが、本研究では、日本のゲームソフト産業の中で最も主要な市場である家庭用ゲーム機用のゲームソフト市場を分析対象としている。

その歴史についてゲーム機を中心に簡単に振り返ってみると、1970年代に米国においてゲームに特化したコンピュータゲーム機が登場し、その後ソフトとハードが分離されたカセット交換型ゲームへと発展していく。1970年代後半には米国アタリ社の据置型家庭用ゲーム機アタリ2600が世界的なブームを巻き起こした。しかし、ゲームソフトの質の低下により1983年にいわゆる「アタリショック」が発生し、米国のゲーム産業は衰退していった。これに代わって1983年に任天堂の据置型家庭用ゲーム機ファミリーコンピュータが爆発的にヒットし、1985年ころから米国市場も席卷していった。その後1990年代前半までは、任天堂は携帯型機ゲームボーイや据置型機スーパーファミコンなどを継続的にヒットさせ引き続きシェアトップの座を維持し、他社のゲーム機を寄せ付けぬ強さをみせていた。1994年には、ソニー・コンピュータエンターテインメント（SCE）が据置機プレイステーションを発売し、その後シェアトップを獲得し、2000年には後継機のプレイステーション2を発売し引き続きトップシェアを維持した。その間、任天堂、セガ、マイクロソフトなどが競合するゲーム機を販売したが、据置型機市場では、SCEの一人勝ちに近い状況が本研究の分析対象期間である2005年まで続いている。携帯型市場ではゲームボーイから続く任天堂の1人勝ちの状況に、2004年末に任天堂のDSとSCEのPSPが発売されたため2005年は両者が競い合う2強の状況となっている。

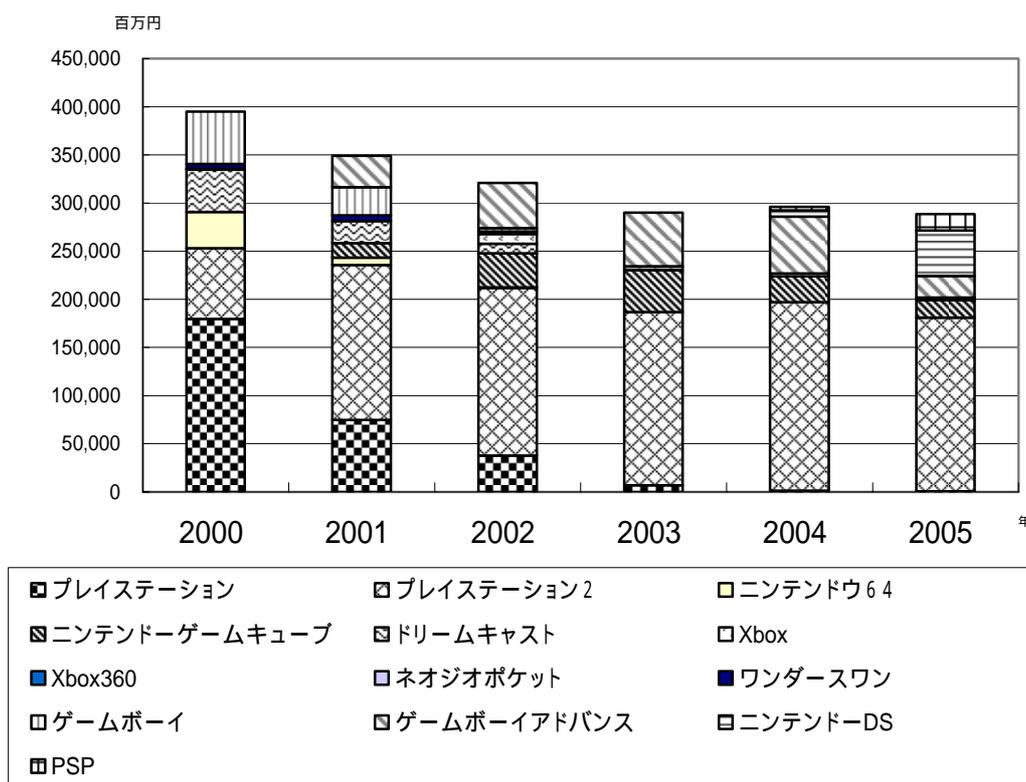
図4-1 家庭用ゲームハード機市場規模の推移（金額）



注) CESA ゲーム白書より筆者作成

1990年代までほぼ一貫して成長を続けてきたゲームソフト産業であるが、本研究の分析対象期間である2000年から2005年は、特に据置型ゲーム機の新規発売効果が表れにくい谷間の時期であったため、市場規模がほぼ年々減少し2000年の国内市場規模4,131億円から2005年の3,141億円へ約3/4に減少している(CESA ゲーム白書より)。一般的には、市場規模の減少期に企業の市場からの撤退や合併により寡占化が進み、競争が減衰していくことが考えられる。しかし、ゲームソフト産業は、そのコスト構造がソフトの開発や宣伝広告費に対して製造原価がほとんどかからない、つまり限界費用がほぼ0とみなせるためソフトの当たり外れにより売上や利益が大きく変動する。さらに、ヒットするゲームソフトは一部の優秀な人材に因るところが大きく、人材の引き抜きや独立による新規参入が比較的活発な産業である。よって、このような特性からゲームソフト産業は、市場規模減少期においても活発な競争が保たれている。

図4-2 ゲームソフト市場規模の推移(金額)



注) CESA ゲーム白書より筆者作成

#### 4.3 先行研究

#### 4.3.1 ゲームソフト産業の先行研究

ゲームソフト産業については、そもそもゲームソフト産業は産業として10数年ほどの新しい産業であるため、経済学的な先行研究は非常に限られている。その中でもテレビゲーム産業研究プロジェクト (<http://www.gbrc.jp/GBRC.files/content/TVgame/tvgame.htm>) の研究成果である新宅・田中・柳川(2003)では、

ビデオゲーム産業について、経済学・経営学の立場から本格的に取り組んだ世界でも初めての研究であると自負している。

と本文中にあるように、ゲームソフト産業の理論、実証の両面で経済学的な先駆的研究が編集されている。この中で特に、第2章では、家庭用ゲーム機のプレイステーションとセガサターンそれぞれのハード・ソフト間のネットワーク外部性の実証分析が行われている。第3章では、ハード間の競争がソフト市場のパラエティの増加に影響を与えることを、理論モデルを使って説明している。第6章では、売上高が増加する要因について回帰分析し、間接的にゲームソフトが大企業へ集中する理由を実証している。第9章では、アンケート調査によりゲームソフト会社を内製中心企業と外製中心企業に分類し、それぞれの分類ごとに売上高が増加する要因について回帰分析し、分類ごとのパフォーマンス形成要因を実証している。この唯一といえる先駆的研究にも含まれていないゲームソフト産業の競争と生産性については、本研究がまさにはじめての研究になるものと考えられる。

ゲームソフト産業が含まれる日本の情報サービス産業における生産性についての先行研究としては、この産業のデータとして最も広範かつ詳細な統計データである特サビを利用したいくつかの研究が行われている。新谷(1998)では特サビ及び「開銀財務データベース」の情報サービス企業のデータを利用して、労働生産性や利潤に注目した様々な分析を行っている。ただし、本研究の目的である競争が生産性に影響を与えるという観点からの分析は行われておらず、また、この研究では生産性指標として労働生産性を用いているが、生産性の分析では投入要素として労働のみならず資本も同時に考慮した全要素生産性が重要となる。そして、コンピュータやサーバーなどの資本設備が重要な生産投入要素となる情報サービス産業では、全要素生産性を用いた分析が有用である。西村・峰滝(2004)では、1990年代の特サビを利用して、直接、企業レベルで全要素生産性変化率の算出を試みており、さらに、この変化率に与える影響について様々な指標との回帰式により分析を行うなど、本研究でも大いに参考となった。しかしながら、この回帰分析の説明変数には競争指標が入っていないために、本研究の目的である市場競争が企業の生産性に与える影響についての分析とはなっていない。また、元データである事業所サンプルを企業レベルへ変換する際に、独立事業所と本社のみサンプルを企業データとして支社のデータを除外して

いる。そして、2000年に「特定サービス産業実態調査」の業務種類別売上高の区分が大幅変更となったため、2000年以降の近年の実態に合った業務種類での最新データが利用されていない。

本研究では、これらの先行研究を参考としつつ、ゲームソフト産業などの新たな業務種類が加わった2000年代の「特定サービス業実態調査」を利用して、さらに企業レベルへの変換方法の改良なども加えて（3.1 実証分析に用いたデータ参照）、競争政策の根幹である市場競争と企業の全要素生産性に着目して分析を行っている。

#### 4.3.2 競争と生産性の理論的先行研究

全要素生産性は経済活動に基づく付加価値の増大において、労働や資本といった生産要素の投入によらない中立的な技術進歩として定義される。したがって、全要素生産性をドライブするのは、新商品開発や新たな生産方式などのイノベーション活動である。よって、企業の全要素生産性は、企業のイノベーション活動を通して市場競争からの影響を受けるものと考えられる。

全要素生産性の分析では、企業のイノベーション活動を無視して行うことはできないが、ここでは市場競争と全要素生産性の実証分析として先駆的な先行研究である Nickel (1996) のフレームワークと同様に、イノベーションを誘発する市場競争が企業の全要素生産性に与える影響について考えることとする。Nickel (1996) では、具体的には、市場競争が活発化することによって（企業のイノベーション活動が誘発されて）X非効率性に代表される企業組織の内部における非効率性が解消され、生産性の上昇に貢献するという考え方に基いている。

組織内の非効率性は契約理論に基づいて分析することができ、市場競争との関係については、経営者のインセンティブモデルから企業間競争がインセンティブに働く度合いをあきらかにした Hart (1983) や、将来の市場の評価を通して経営者の努力が将来の報酬に影響するという Holmstrom (1982)、そして、プリンシパル=エージェントモデルを使って、市場競争により経営者のインセンティブが向上し社会厚生を向上させることを示した Vickers (1995) など、理論的なサーベイが行われている。これらの研究では比較的単純な理論モデルをベースに議論が進められているが、前提条件の置き方によって様々な結論が導き出されることが分かっている。例えば Scharfstein (1988) は市場におけるプレイヤーの数が増えることが必ずしもパフォーマンスを上げることにならないことを示している。したがって、理論モデルを用いて議論する際は分析の対象とする事象の前提条件を明確にし、きめ細かくモデルに反映させることが必要である。

#### 4.3.3 競争と生産性の実証的先行研究

このように市場競争の状況と企業レベルのパフォーマンスについては、理論モデル面での取り組みが進むとともに、実証的な計量分析も行われてきている。

市場競争とイノベーション活動や生産性の関係については様々な議論がある。古くは、イノベーションが新しい企業による創造的破壊により生まれ、特に大企業のイノベーション活動が重要であるというシュンペーター理論があり、このシュンペーター的競争を内生的経済成長理論に取り入れ、市場競争が激しく超過利潤が発生しない場合イノベーションに対する投資が抑制され、産業の成長率が低くなることを示した Aghion and Howitt (1998) など、競争がイノベーションや生産性に負の影響を与えるいくつかの研究がある。

これに対して、Geroski (1995)、Blundel et al. (1999) など多くの実証研究では、市場競争はイノベーションや生産性に対して正の影響を与える結果を示している。さらに、Porter (1990) は国際的な産業別ケーススタディの結果として、厳しい競争にさらされている産業はイノベーション活動が活発となり、生産性への正の影響が表れるとしている。

また、市場競争が与えるイノベーションへの影響の符号について、超過利潤の高低に分けることにより整合的に示した Aghion et al. (2002) では、超過利潤がイノベーションをドライブするシュンペーター効果と同時に、同じ技術レベルにある企業同士が競争している状況で市場競争が激しくなると、そこから抜け出そうとする競争回避効果という2つの効果の存在から、この両者を同じモデルに組み込んだ逆U字型の関係を理論的に導き、その実証分析の結果も示している。このように、市場競争がイノベーションや生産性を活発化させるか減退させるかについて相反する研究が存在し、結論を得るまでには至っていない。

企業レベルのパネルデータを用いて、市場競争と生産性の問題に本格的に取り組んだのが Nickel (1996) で、イギリスの製造業において集中度指数などの市場構造指標や企業レベルのマークアップ率を入れた生産関数を推計することによって、市場競争と生産性に関する分析を行っている。Nickel (1996) は、株主と経営陣の間のホールドアップ問題が、マーケットからのプレッシャーによって解消されるという前章でも述べてきた考え方に立脚している。この中で計量分析を行った結果、市場競争は企業レベルの全要素生産性の伸び率に正の影響を与えることを示している。

日本の企業データを使用した先行研究である Okada (2005) では、Nickel (1996) のフレームワークを活用し、経済産業省の指定統計「企業活動基本調査」の1994年から2000年のデータを使用して、日本の製造業における市場競争及びR&D競争が企業の生産性に与える影響について様々な分析を行っている。

Nickel (1996) や、Okada (2005) では、いずれも Arellano and Bond (1991) に基づく GMM (AB法) を用いている。この手法は、データ誤差や説明変数の内生性の問題のほか、被説明変数の時系列相関の問題にも対応するものである。これに対して、元橋・船越・藤平 (2005) は Nickel (1996) のフレームワークを踏襲した上で、推計手法として GMM でのバイアスを修正 (次章で説明) したシステム GMM を用いて分析を行っている。本稿ではゲームソフト産業の時系列データが入手可能であるため、元橋・船越・藤平 (2005) で使用されている最も

バイアスが修正された手法であるシステム GMM 手法を用いて分析を行うこととする。

#### 4.4 実証分析に用いるデータ及び変数

##### 4.4.1 使用するデータ

本分析では、日本の情報サービス産業における企業の財務データなどの基本データについては経済産業省の指定統計である「特定サービス業基本調査」情報サービス業編を、ゲームソフト会社のマーケットシェアデータについてはエンターブレイン社のゲームソフト会社のマーケティングデータを、家庭用ゲーム機の機種別販売シェアについては CESA ゲーム白書を利用している。

「特定サービス業基本調査」情報サービス業編は、日本の情報サービス産業に関する最も包括的な統計で、2005 年調査では 6,880 事業所、総従業者数 57 万人、総売上高 14 兆 5 千億円となっている。この統計では情報サービス産業の内訳として、情報処理サービス、受注ソフトウェアサービス、ソフトウェアプロダクト（業務用パッケージ、ゲームソフト、コンピュータなど基本ソフト）、システム管理運営受託、データベース・サービス（インターネットによるもの、その他）と分類されている。

『週刊ファミ通』などの業界紙を発行しているエンターブレイン社のゲームソフト会社のマーケティングデータは、全国 3,500 に及ぶゲーム販売の協力店舗からのゲームソフト販売データに基づいて推計されたゲームソフト会社のマーケットデータで、ゲームソフトのジャンル別及びゲーム機種別のマーケットシェアを算出することができる。このマーケティングデータでは、2005 年のゲームソフト総販売金額は 2,907 億円、総販売本数は 5,543 万本となっている。

CESA ゲーム白書は、社団法人コンピュータエンターテインメント協会により 1997 年から毎年発行されており、その中で独自調査によるゲーム出荷規模のデータが公開されている。本研究では、ゲーム機種別国内出荷金額及び出荷台数のデータからゲーム機製造企業のマーケットシェアを算出している。2005 年のゲーム機総国内出荷金額は 1,824 億円で、総販売台数は 1,029 万台となっている。

##### 4.4.2 データ及びその加工方法

###### (1) データの対象期間

「特定サービス業基本調査」情報サービス業編の調査票は、新たな業務種別としてゲームソフトを加えるなど 2000 年に大きな改定をしているため、本研究ではデータの継続性を

かんがみて 2000 年からのデータを使用している。ただし、データ申請時期が異なる都合上、情報サービス産業全体のデータでは 2000 年から 2004 年の 5 年間、そのうちのゲームソフト産業のデータは 2000 年から 2005 年の 6 年間のサンプルを扱っている。

また、エンターブレイン社のデータは、1997 年から 2005 年の 9 年間のハード機種別ソフト販売データを利用している。

## (2) データの整理

特定サービス業基本調査は事業所を調査対象としているため、本研究の分析レベルである企業単位に合わせる必要がある。そのため、支店や出張所などの事業所がある場合には企業ごとに集計し直した。また、都道府県コード、市区町村コード、事業所コードが集計期間中で事業所名と一致しない場合、原因として市町村合併、住所移転、社名変更、合併などを調べた上で、可能な限り時系列でつなげることとした。

## (3) 各種指標の算出

### 【生産産出要素】

#### 付加価値 ( $VA$ )

本稿では、統計データの制約上、売上高-営業費用+給与総額+賃借料を付加価値と定義している。また、付加価値を推計した際に付加価値がマイナスとなるものが一部（情報サービス産業で 0.9%、ゲームソフト産業で 5.3%）存在するが、分析の対象としてはこれらのサンプルは除いている。

なお、付加価値を実質化するデフレータとしては、SNA の対事業所サービスを用いている。

### 【生産投入要素】

生産投入要素として、労働、設備資本ストック、建設資本ストックが想定されるが、特定サービス産業実態調査（情報サービス業）では、機械・装置及び土地・建物の賃借料のデータが利用可能である。本分析では、資本サービスは資本リースからも得ていると想定し、資本リースの資本還元を行っている。よって、生産投入要素は、以下の 5 分類とする。

#### 労働 ( $L$ )

情報サービス業務に従事する従業者数の合計。

#### 設備資本ストック、建設資本ストック ( $K$ )

設備、建設の有形固定資産取得額を民間企業設備デフレータ、建設工事費デフレータ（非住宅）で実質化し、恒久棚卸法によって算出している。

なお、恒久棚卸法によって資本ストックのベンチマークを作成する際、実質化した 5 年

間（情報サービス産業）又は 6 年間（ゲームソフトウェア産業）の有形固定資本取得額の平均伸び率を使っている。また、各資本財の資本減耗率については、2000 年の産業連関表の固定資本マトリクスを利用して加重平均した値としているが、そのときの個別の資本減耗率は Fraumeni (1997) を用いて算出している。

設備リース資本、建物リース資本 ( $K$ )

1 年間の機械・装置賃借料、建物賃借料をそれぞれ対応する資本ストックのユーザーコストで除することで、リース関連の資本還元を行う。

ユーザーコストについては、以下のジョルゲンソン型ユーザーコスト（日本においては投資税額控除がないため、投資税額控除を除く。）を用いる。

$$UCC_{it} = \frac{1 - u_t z_{it}}{1 - u_t} (\rho_t + \delta_t) q_{it}$$

ここで、 $UCC_{it}$  は  $t$  期における資本ストック  $i$  のユーザーコストであり、 $\rho_t$  は  $t$  期における実質リターンとして東証 1 部上場の配当利回り、 $\delta_t$  は資本ストック  $i$  の資本減耗率、 $u_t$  は  $t$  期における法人実行税率、そして  $z_{it}$  は  $t$  期における資本ストック  $i$  の現在の投資 1 単位に対する将来の減価償却の割引現在価値を表している。この中で、法人実行税率、現在の投資 1 単位に対する将来の減価償却の割引現在価値については、「法人企業統計年報」、「地方財政統計年報」、「法人企業の実態調査」を用いて算出している。また、減価償却の定額法又は定率法の選択比率は、実際の情報サービス産業の上場企業の平均値を用いている。具体的な推計方法については本間ほか (1984) を参照した。

#### 【コントロール指標】

外注比率 ( $OUT$ )

企業の外注費を情報サービス売上高で除した値

ゲームソフト売上比率 ( $GAME$ )

ゲームソフト売上高を情報サービス売上高で除した値

技術者比率 ( $ENG$ )

システムエンジニアとプログラマを足した人数を従業者数で除した値

市場規模の対数値 ( $Msize$ )

各年の販売ソフトの本数の合計の対数値

ハードメーカーダミー ( $Hdummy$ )

ソフトウェア企業のうちハード機器も販売している企業のダミー

#### (4) 市場競争指標

従来、産業組織論の初期の研究から、プライス・コスト・マージン（固定費用控除前の産業売上高利益率）、集中度、HHI 等の産業の売上高利益率や寡占度が市場の競争状況を測

る指標として利用されてきた。これは、SCP パラダイムに基づいた以下の考え方により導かれている。ある市場のある時点において、市場構造として寡占度が低い場合、企業間の競争が活発に行われており、その結果、プライス・コスト・マージンは低くなる。逆に、ある市場のある時点において、寡占度が高い場合には、競争が活発でなく、プライス・コスト・マージンは高くなる。本稿では、ある時点の市場の競争状況を表す指標として、市場の寡占度を表す指標の中で、算出が比較的容易で最も広く利用されている HHI を採用している。この指標は、市場における企業数とマーケットシェアの分散という2つの要素から構成されており、企業数が同じ場合マーケットシェアの分散が大きいほど寡占度が高いことを示している。

多くの先行研究で市場競争指標として従来利用されてきた HHI などの指標は、ある時点の市場競争状況を間接的に表しているが、ある時点間のマーケットシェアの変化を直接算出することにより、市場競争の状況を指標化する手法が開発されてきた。例えば、Joskow (1960) は、ある時点間の市場における企業の順位相関係数を提案した。Hymer and Pashingian (1962) は、企業のある時点間のマーケットシェアの差の絶対値の合計を指標化している。Caves and Porter (1978) は、Hymer and Pashingian (1962) の指標を改良し、よりコンパクトな指標を提案している。他方、Bain(1970)や Mueller and Hamm (1974) など多くの研究において、集中度指標の変化を市場競争指標として利用されてきたが、これらの指標については、Davies and Geroski (1997) により、集中度の差をとることにより、市場競争のプロセスにおける多くの情報が消えてしまうことが指摘されている。

本研究では、特にコンテンツ産業特有の特徴である商品の当たり外れや、ハードウェア機種の変換によりダイナミックな市場変動が起きるゲームソフト産業において、平成 15 年に公正取引委員会で開発されたシェア変動指標 (SFI) をダイナミックな市場変動を反映する市場競争指標として採用する。この指標は、以下の式に示すとおり、企業のある時点間のマーケットシェア (*share*) の差の 2 乗を合計したものを、ある期間において平均化したものである。

$$SFI_{it} = \frac{\sum_{s=t-3}^{t-1} \sum_{j=1}^n (share_{is+1}^j - share_{is}^j)^2}{3}$$

ただし、*i* を市場、*s* 及び *t* を時点、*j* を企業、*n* を市場の企業数としている。

シェア変動指標の算出期間は、1~2 年という短い期間であるとその時点の特別な状況を大きく反映してしまうことと、10 年以上の長期間であると過去の古いシェア変動からの影響が大きくなるため、データの使用可能な期間を考慮して算出期間を 4 年間としている<sup>25</sup>。

<sup>25</sup>市場競争指標を算出するデータとして、情報サービス産業では 2000 年から 2004 年の 5 年間の特定サービス産業実態調査の統計データしか利用できなかったが、ゲームソフト産業では 1997 年から 2005 年の 9 年間のエンターテイン社のマーケティングデータを利用したため、過去 4 年間の競争の状況を直接算出する SFI が算出可能となっている。

具体的な競争指標の算出には、本研究では情報サービス産業の市場を特定サービス産業の「年間売上高の業務種類別割合」の項目から次の7種類に分類し、特定サービス産業実態調査により、調査対象企業の分類ごとの売上高から *HHI* を算出している。

情報処理サービス

受注ソフトウェア開発

ソフトウェアプロダクト（業務用パッケージ+コンピュータ等基本ソフト）

ゲームソフト

システムなど管理運営受託

データベースサービス（インターネットによるものその他）

各種調査

表 4-1 情報サービス産業各市場の基礎データ

	全体	全平均	受注ソフトウェア開発	情報処理サービス	システム等管理運営受託	ソフトウェアプロダクト	ゲームソフト	各種調査	データベースサービス
<i>HHI</i>	-	653	333	199	564	320	1888	338	609
<i>SFI</i>	-	211	29	162	224	95	523	84	177
市場規模(億円)	143,114	18,655	68,824	25,463	14,226	10,090	5,661	3,191	3,130
市場規模割合	100%	-	48.1%	17.8%	9.9%	7.1%	4.0%	2.2%	2.2%
企業数(社)	6,832	1,947	5,202	3,836	2,878	2,500	193	887	1,388
SE比率	-	32.6%	40.2%	28.8%	36.3%	37.7%	13.5%	14.1%	25.5%
外注比率	-	20.6%	24.2%	17.2%	21.4%	20.3%	14.6%	12.0%	15.5%

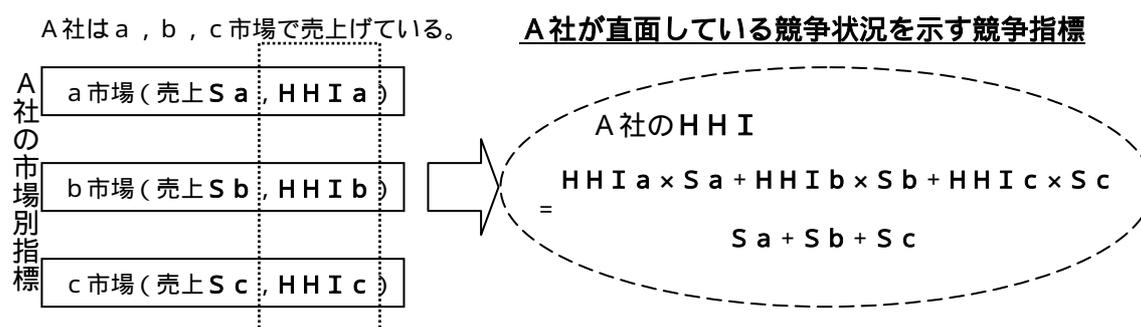
ゲームソフトウェア産業の市場では、ゲームソフトウェアが利用されるプラットフォームであるハード機種別に分類し、エンターブレインのマーケティングデータにより、各企業のハード機種別販売本数から市場競争指標 (*HHI*, *SFI*) を算出している。

表 4-2 ハード機種別市場

型	機種略称	機種名称
据置型	SFC	スーパーファミコン
	N64	NINTENDO64
	GC	ニンテンドーゲームキューブ
	PS	プレイステーション
	PS2	プレイステーション2
	SS	セガサターン
	DC	ドリームキャスト
	NG	ネオジオ
	NGCD	ネオジオCD
	PCE	PCエンジン
	PCFX	PCエンジンFX
	XB	Xbox
	XB360	Xbox 360
携帯型	GB	ゲームボーイ
	GBA	ゲームボーイアドバンス
	DS	ニンテンドーDS
	PM	ポケモンミニ
	PSP	プレイステーション・ポータブル
	DCVM	ドリームキャスト・ビジュアルメモリ
	NGP	ネオジオポケット
	WS	ワンダースワン

また、本研究で採用した市場競争指標であるハーフィンダール指数とシェア変動指標は、市場ごとに算出される指標であるため、複数の市場で事業を行う企業にはそのまま適用することができない。本研究では、このような企業の場合は、その市場ごとの市場競争指標を市場ごとの売上比率（販売本数比率）で加重平均して、企業ごとに直面する市場競争指標を算出している。

図 4-3 企業別競争指標の算出概念図



さらに、ゲームソフトのプラットフォームであるハード機器市場の競争がゲームソフト市場へ与える影響を分析するために、ハード機器市場の競争指標をコントロール変数として算出した。ただし、ハード機器市場は据置型と携帯型に分かれると仮定して、まず、2つの市場ごとのHHIとシェア変動指標を算出し、さらに、企業の直面する市場競争指標として、これらの市場ごとの市場競争指標を市場ごとの販売本数比率で加重平均した値を算

出している。

図 4-4 企業別のハード機器市場の競争指標算出概念図

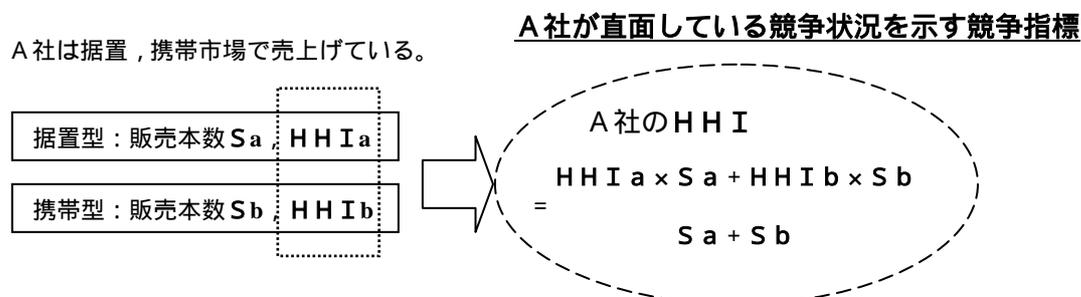


表 4-3 情報サービス産業の記述統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
全サンプル					
ln(付加価値)	26,983	9.61682	1.79436	0.52236	16.89194
ln(労働者数)	27,231	3.20540	1.52998	0.00000	9.58073
ln(資本ストック)	26,125	7.67472	2.03063	-0.27003	17.48795
HHI	27,231	0.03134	0.02024	0.00000	0.24659
2000年					
ln(付加価値)	5,393	9.77216	1.64583	1.79176	16.63134
ln(労働者数)	5,441	3.31643	1.40753	0.00000	9.58073
ln(資本ストック)	5,221	7.84856	1.95611	-0.00995	17.43862
HHI	5,441	0.02294	0.01370	0.00000	0.14927
2001年					
ln(付加価値)	5,618	9.64264	1.78422	1.05779	16.89194
ln(労働者数)	5,666	3.16338	1.53147	0.00000	9.04204
ln(資本ストック)	5,427	7.73819	2.01119	0.50253	17.45492
HHI	5,666	0.03510	0.02358	0.00000	0.24659
2002年					
ln(付加価値)	5,509	9.59118	1.83795	1.01414	16.40783
ln(労働者数)	5,569	3.16896	1.55598	0.00000	9.00405
ln(資本ストック)	5,325	7.69613	2.04540	-0.27003	17.48795
HHI	5,569	0.03149	0.01815	0.00000	0.19423
2003年					
ln(付加価値)	5,342	9.54370	1.84464	1.94477	16.40330
ln(労働者数)	5,388	3.18322	1.57329	0.00000	9.17087
ln(資本ストック)	5,172	7.58804	2.04393	0.45413	17.45132
HHI	5,388	0.03529	0.02231	0.00000	0.20666
2004年					
ln(付加価値)	5,121	9.52878	1.84360	0.52236	16.68329
ln(労働者数)	5,167	3.19696	1.57253	0.00000	9.26644
ln(資本ストック)	4,980	7.49044	2.07961	0.28104	17.43325
HHI	5,167	0.03180	0.01930	0.00000	0.14272

表 4-4 ゲームソフト産業の記述統計量

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
全サンプル					
ln(付加価値)	299	10.64341	2.01324	5.04148	15.20430
ln(労働者数)	315	3.78099	1.62070	0.00000	7.63046
ln(資本ストック)	310	9.41354	2.49155	3.78981	16.43574
HHI	220	0.13040	0.06767	0.06403	0.44276
SFI	220	0.05571	0.04161	0.01176	0.26075
HHI(プラットフォーム)	220	0.15469	0.07929	0.00000	0.76343
SFI(プラットフォーム)	220	0.07677	0.06932	0.00000	0.50598
外注比率	315	0.23613	0.34991	0.00000	4.37736
ゲーム比率	315	0.78606	0.34437	0.01000	1.00000
エンジニア比率	315	0.34189	0.27943	0.00000	1.00000
2000年					
ln(付加価値)	29	10.96770	1.62356	8.56274	14.12449
ln(労働者数)	30	4.09306	1.30821	1.94591	6.64769
ln(資本ストック)	30	9.82859	2.44957	6.28209	16.09002
HHI	20	0.12390	0.07178	0.07992	0.37546
SFI	20	0.04247	0.04043	0.02138	0.18316
HHI(プラットフォーム)	20	0.15771	0.07859	0.09465	0.41013
SFI(プラットフォーム)	20	0.08793	0.06511	0.02173	0.25476
外注比率	30	0.17224	0.22449	0.00000	1.15323
ゲーム比率	30	0.71633	0.38545	0.05000	1.00000
エンジニア比率	30	0.45090	0.29250	0.00000	0.97368
2001年					
ln(付加価値)	69	10.22754	2.10735	5.47663	15.10618
ln(労働者数)	71	3.46007	1.66265	0.00000	7.16240
ln(資本ストック)	70	9.05385	2.33652	4.11852	15.84013
HHI	54	0.15741	0.08639	0.06403	0.44276
SFI	54	0.05271	0.02670	0.02385	0.20362
HHI(プラットフォーム)	54	0.17729	0.11709	0.00000	0.76343
SFI(プラットフォーム)	54	0.09193	0.09095	0.00000	0.50598
外注比率	71	0.23799	0.24100	0.00000	0.85909
ゲーム比率	71	0.77803	0.35256	0.01000	1.00000
エンジニア比率	71	0.33325	0.29490	0.00000	1.00000
2002年					
ln(付加価値)	64	10.71378	1.92033	7.06073	14.88216
ln(労働者数)	69	3.66324	1.63438	0.00000	7.63046
ln(資本ストック)	67	9.19012	2.49310	3.78981	15.59832
HHI	51	0.12733	0.05523	0.06579	0.29837
SFI	51	0.07599	0.03995	0.02937	0.22807
HHI(プラットフォーム)	51	0.14932	0.06440	0.07848	0.37270
SFI(プラットフォーム)	51	0.09665	0.08091	0.02031	0.44997
外注比率	69	0.32122	0.61631	0.00000	4.37736
ゲーム比率	69	0.81942	0.31300	0.01999	1.00000
エンジニア比率	69	0.31584	0.27821	0.00000	0.91597

表 4-4 ゲームソフト産業の記述統計量（つづき）

	サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
2003年					
ln(付加価値)	52	10.51320	2.22831	5.04148	14.85578
ln(労働者数)	55	3.74539	1.62775	0.69315	7.54221
ln(資本ストック)	53	9.42061	2.48805	5.31051	15.91918
HHI	37	0.10250	0.03956	0.06959	0.21432
SFI	37	0.07606	0.06065	0.03227	0.26075
HHI(プラットフォーム)	37	0.13676	0.05826	0.07357	0.31871
SFI(プラットフォーム)	37	0.06582	0.04583	0.01703	0.18398
外注比率	55	0.22198	0.23426	0.00000	1.09114
ゲーム比率	55	0.78109	0.33846	0.05000	1.00000
エンジニア比率	55	0.38025	0.28662	0.00000	1.00000
2004年					
ln(付加価値)	45	10.85825	1.89221	6.27968	15.10717
ln(労働者数)	45	4.06809	1.62127	0.69315	7.11639
ln(資本ストック)	45	9.78682	2.55011	4.54063	16.05506
HHI	30	0.13226	0.06628	0.07756	0.31997
SFI	30	0.03098	0.01721	0.01608	0.07287
HHI(プラットフォーム)	30	0.15995	0.05631	0.04975	0.25869
SFI(プラットフォーム)	30	0.04869	0.02948	0.02124	0.13303
外注比率	45	0.22109	0.19961	0.00000	0.86279
ゲーム比率	45	0.79733	0.35296	0.01000	1.00000
エンジニア比率	45	0.32414	0.25365	0.00000	0.89506
2005年					
ln(付加価値)	40	10.94066	2.07031	6.22608	15.20430
ln(労働者数)	45	4.01625	1.67742	0.00000	6.69208
ln(資本ストック)	45	9.64736	2.70916	4.54063	16.43574
HHI	28	0.12344	0.06152	0.07289	0.36077
SFI	28	0.03361	0.02534	0.01176	0.13547
HHI(プラットフォーム)	28	0.13680	0.04732	0.04933	0.26534
SFI(プラットフォーム)	28	0.04793	0.02643	0.01817	0.13467
外注比率	45	0.17764	0.18916	0.00000	0.88991
ゲーム比率	45	0.78889	0.35881	0.01000	1.00000
エンジニア比率	45	0.29369	0.25267	0.00000	0.88509

## 4.5 実証分析

### 4.5.1 静学的なモデルの分析

#### (1) 推計のモデル

資本投入及び労働投入の残差項としての全要素生産性 ( $TFP$ ) と市場競争指標の関係について分析するため、以下のコブ・ダグラス型生産関数を推計した。

$$(4-1) \quad \ln VA_{it} = \alpha \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \gamma comp_{it} + u_{it}$$

ここで、 $VA$  は付加価値額、 $L$  は総労働投入量、 $K$  は資本ストック額、 $comp$  は企業別 HHI、企業別シェア変動指標等の市場競争指標のそれぞれを示している。添え字の  $i$  は企業を、 $t$  は年を示す。

なお、推計式 (4-1) の誤差項である  $u$  は (4-2) に示す各種要素から構成されていると仮定する。

$$(4-2) \quad u_{it} = a_{it} + e_t + \varepsilon_{it}$$

誤差項  $u$  を構成する要素は以下のとおりである。

$a$  : 企業レベルの生産性を説明するその他の要因 (例: 経営者の能力, 従業員のモチベーション, 製品開発能力等)

$e$  : 企業パフォーマンスを左右する外生的な経済環境要因 (例: マクロ経済ショック, 為替レートの動向等)

$\varepsilon$  : データ誤差やその他ランダムショック

上記の各種構成要素のうち、 $a$  については、短期間のパネルデータであれば固定である ( $a_{it} = a_i$ ) と仮定することができる。今回の分析に当たっては、 $a$  については期間を通じて一定であると仮定した。

$e$  については説明変数  $L$ 、 $K$  及び  $comp$  に影響を与えない外生的ショックとして考えられ、マクロ的な経済環境については市場全体に影響を与えることから、年ダミー (又は市場規模指標<sup>26</sup>の対数値) を入れることでコントロールを行った。その推計式を (4-3) に示す。

$$(4-3) \quad \ln VA_{it} = \alpha \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \gamma comp_{it} + dummy_t + a_i + \varepsilon_{it}$$

推定式 (4-3) を OLS で推計する場合、通常、経営者の能力、従業員のモチベーションなどの要因は労働投入、資本ストックや市場競争にも影響を及ぼすと考えられる。例えば、企業ごとの経営者の能力やデータには表れない従業員のスキルなどの観測不能な要因について、より優れた無形資産として保有している企業は、より多くの労働投入や資本投入を行うことが考えられる。その結果、誤差項の構成要素  $a$  と  $L$  や  $K$  は正の相関関係を持ち、

<sup>26</sup> SFI は連続する時点間のシェアの差から算出されるため、ゲームソフト産業の分析において競争指標を SFI として年ダミーを使用した場合、年ダミーが連続年のシェアの差を吸収してしまい SFI の有効性が落ちてしまう。この影響を除去するために、ゲームソフト産業の外生的な経済環境要因は市場規模に反映されると仮定し、年ダミーの代わりに市場規模の対数値を用いている。

これらの係数に上方バイアスが掛かることが予想される。市場競争指標については企業の直面する市場競争環境であることから、外生変数として取り扱うことができるが、その他の説明変数のバイアスによって、推計式の全体にバイアスが生じることになる。

そこで、推計式(4-3)から  $a$  がそれぞれの企業で異なると仮定した固定効果モデル(FE)で推計式(4-3)を推計し、さらに、 $a$  が個別企業ごとに固定的なものというよりランダムに決まると仮定したランダム効果モデル(RE)で推計式(4-3)を推計し、上記バイアスを取り除いた係数の推計を行った。

なお、推計結果では Hausman 検定により固定効果モデルとランダム効果モデルから最適なモデルを選択している。

## (2) 推計結果

推計式(4-3)を OLS 及び固定効果モデル又はランダム効果モデルでそれぞれ推計した結果は、ゲームソフト産業は表 4-5 から 4-10、情報サービス産業は表 4-11 のとおりである。

表 4-5 ゲームソフト産業の静学的モデルの OLS 推計結果 (HHI, 年ダミー)

	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	OLS-5	OLS-6
<i>Competition Index:</i>						
<i>HHI</i>	4.137 <i>a</i> (4.20)	4.148 <i>a</i> (4.41)	4.434 <i>a</i> (4.52)	4.126 <i>a</i> (4.22)	3.951 <i>a</i> (3.84)	4.079 <i>a</i> (3.89)
<i>HHI (platform)</i>						0.852 (0.84)
<i>L:</i>						
<i>ln(EMP)</i>	0.749 <i>a</i> (13.49)	0.728 <i>a</i> (13.66)	0.748 <i>a</i> (13.64)	0.755 <i>a</i> (13.64)	0.756 <i>a</i> (13.37)	0.729 <i>a</i> (12.72)
<i>K:</i>						
<i>ln(CAP)</i>	0.242 <i>a</i> (6.47)	0.224 <i>a</i> (6.23)	0.227 <i>a</i> (6.08)	0.245 <i>a</i> (6.58)	0.23 <i>a</i> (5.46)	0.247 <i>a</i> (6.55)
<i>Control variables:</i>						
<i>out</i>		-1.363 <i>a</i> (4.19)				
<i>game</i>			0.993 <i>b</i> (2.29)			
<i>eng</i>				-0.394 (1.69)		
<i>phdy</i>					0.165 (0.62)	
<i>2000</i>	-0.223 (0.80)	-0.166 (0.62)	-0.108 (0.39)	-0.139 (0.50)	-0.213 (0.77)	-0.296 (1.00)
<i>2001</i>	-0.345 (1.54)	-0.267 (1.25)	-0.318 (1.44)	-0.301 (1.35)	-0.346 (1.55)	-0.279 (1.19)
<i>2002</i>	0.079 (0.35)	0.118 (0.55)	0.138 (0.62)	0.104 (0.46)	0.071 (0.31)	0.166 (0.67)
<i>2003</i>	0.247 (1.00)	0.294 (1.24)	0.294 (1.20)	0.275 (1.12)	0.232 (0.93)	0.294 (1.15)
<i>2004</i>	-0.324 (1.31)	-0.234 (0.98)	-0.294 (1.20)	-0.311 (1.26)	-0.332 (1.33)	-0.376 (1.45)
<i>Constant</i>	5.171 <i>a</i> (14.89)	5.633 <i>a</i> (16.11)	4.315 <i>a</i> (8.51)	5.203 <i>a</i> (15.04)	5.282 <i>a</i> (13.53)	4.583 <i>a</i> (6.19)
<i>Observations</i>	181	181	181	181	181	176
<i>R2</i>	0.82	0.84	0.83	0.83	0.82	0.82

注) *a*, *b* および *c* は 1%, 5% および 10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は *t* 値。

表 4-6 ゲームソフト産業の静学的モデルの FE 又は RE 推計結果 ( HHI , 年ダミー )

	RE-1	FE-2	RE-3	RE-4	FE-5	FE-6
<i>Competition Index:</i>						
<i>HHI</i>	3.565 a (3.31)	2.197 (1.54)	4.036 a (3.70)	3.632 a (3.38)	2.16 (1.50)	2.159 (1.44)
<i>HHI (platform)</i>						1.33 (1.20)
<i>L:</i>						
<i>ln(EMP)</i>	0.704 a (9.65)	0.54 a (4.76)	0.699 a (9.72)	0.698 a (9.55)	0.553 a (4.82)	0.529 a (4.43)
<i>K:</i>						
<i>ln(CAP)</i>	0.261 a (4.88)	0.067 (0.24)	0.247 a (4.69)	0.268 a (4.97)	-0.136 (0.50)	-0.133 (0.47)
<i>Control valuables:</i>						
<i>out</i>		-1.047 a (2.75)				
<i>game</i>			0.856 c (1.92)			
<i>eng</i>				-0.357 (1.46)		
<i>phdy</i>					-1.745 b (2.31)	
<i>2000</i>	-0.129 (0.55)	0.188 (0.76)	-0.066 (0.28)	-0.065 (0.27)	0.16 (0.64)	0.002 (0.01)
<i>2001</i>	-0.213 (1.14)	0.043 (0.22)	-0.215 (1.15)	-0.188 (1.00)	0.048 (0.24)	0.058 (0.26)
<i>2002</i>	0.173 (0.94)	0.367 c (1.96)	0.2 (1.08)	0.191 (1.04)	0.426 b (2.21)	0.467 b (2.08)
<i>2003</i>	0.243 (1.24)	0.325 c (1.68)	0.284 (1.44)	0.268 (1.37)	0.384 c (1.93)	0.383 c (1.76)
<i>2004</i>	-0.169 (0.86)	0.043 (0.22)	-0.157 (0.80)	-0.173 (0.89)	0.091 (0.46)	-0.059 (0.28)
<i>Constant</i>	5.091 a (11.25)	8.037 a (2.93)	4.394 a (7.67)	5.123 a (11.28)	10.053 a (3.73)	9.036 a (3.18)
<i>Observations</i>	181	181	181	181	181	176
<i>Number of pid</i>	62	62	62	62	62	61
<i>R2:within</i>	0.231	0.296	0.236	0.244	0.282	0.254
<i>R2:between</i>	0.838	0.845	0.851	0.840	0.314	0.617
<i>R2:overall</i>	0.822	0.823	0.828	0.825	0.214	0.562

注) a , b および c は 1% , 5% および 10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は t 値。

表 4-7 ゲームソフト産業の静学的モデルの OLS 推計結果 ( HHI , 市場規模 )

	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	OLS-5	OLS-6
<i>Competition Index:</i>						
<i>HHI</i>	3.494 <i>a</i> (3.57)	3.542 <i>a</i> (3.79)	3.778 <i>a</i> (3.86)	3.507 <i>a</i> (3.60)	3.241 <i>a</i> (3.19)	3.923 <i>a</i> (3.72)
<i>HHI (platform)</i>						-0.474 (0.52)
<i>L:</i>						
<i>ln(EMP)</i>	0.759 <i>a</i> (13.44)	0.737 <i>a</i> (13.62)	0.759 <i>a</i> (13.58)	0.765 <i>a</i> (13.61)	0.768 <i>a</i> (13.41)	0.729 <i>a</i> (12.47)
<i>K:</i>						
<i>ln(CAP)</i>	0.24 <i>a</i> (6.31)	0.221 <i>a</i> (6.07)	0.225 <i>a</i> (5.91)	0.243 <i>a</i> (6.44)	0.222 <i>a</i> (5.20)	0.25 <i>a</i> (6.49)
<i>Control variables:</i>						
<i>Msize</i>	0.393 (0.34)	0.333 (0.30)	0.59 (0.52)	0.386 (0.34)	0.414 (0.36)	0.642 (0.48)
<i>out</i>		-1.43 <i>a</i> (4.34)				
<i>game</i>			0.943 <i>b</i> (2.16)			
<i>eng</i>				-0.428 <i>c</i> (1.84)		
<i>phdy</i>					0.248 (0.93)	
Constant	-1.865 (0.09)	-0.27 (0.01)	-6.152 (0.30)	-1.672 (0.08)	-2.076 (0.10)	-6.044 (0.26)
Observations	181	181	181	181	181	176
R-squared	0.81	0.83	0.82	0.82	0.81	0.81

注) *a* , *b* および *c* は 1% , 5% および 10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は *t* 値。

表 4-8 ゲームソフト産業の静学的モデルの FE 又は RE 推計結果 ( HHI , 市場規模 )

	FE-1	RE-2	FE-3	FE-4	FE-5	RE-6
<i>Competition Index:</i>						
<i>HHI</i>	1.26 (0.93)	2.551 a (2.56)	1.43 (1.02)	1.288 (0.95)	1.104 (0.82)	2.849 a (2.57)
<i>HHI (platform)</i>						-0.52 (0.64)
<i>L:</i>						
<i>ln(EMP)</i>	0.594 a (5.06)	0.711 a (9.93)	0.581 a (4.83)**	0.553 a (4.51)**	0.603 a (5.20)**	0.709 a (9.19)**
<i>K:</i>						
<i>ln(CAP)</i>	-0.135 (0.49)	0.239 a (4.47)	-0.157 (0.56)	-0.081 (0.29)	-0.137 (0.50)	0.255 a (4.48)
<i>Control valuables:</i>						
<i>Msize</i>	0.234 (0.24)	0.21 (0.24)	0.295 (0.30)	0.242 (0.25)	0.227 (0.24)	0.684 (0.62)
<i>out</i>		-1.314 a (4.28)				
<i>game</i>			0.359 (0.53)			
<i>eng</i>				-0.343 (1.11)		
<i>phdy</i>					-1.496 c (1.98)	
Constant	5.833 (0.34)	1.914 (0.12)	4.682 (0.27)	5.413 (0.31)	6.113 (0.36)	-6.659 (0.34)
<i>Observations</i>	181	181	181	181	181	176
<i>Number of pid</i>	62	62	62	62	62	61
<i>R2:within</i>	0.189	0.241	0.191	0.198	0.216	0.178
<i>R2:between</i>	0.668	0.848	0.649	0.750	0.400	0.823
<i>R2:overall</i>	0.603	0.829	0.566	0.681	0.290	0.807

注) a , b および c は 1% , 5% および 10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は t 値。

表 4-9 ゲームソフト産業の静学的モデルの OLS 推計結果 (SFI, 市場規模)

	OLS-1	OLS-2	OLS-3	OLS-4	OLS-5	OLS-6
<i>Competition Index:</i>						
<i>SFI</i>	6.33 <i>a</i> (3.73)	6.152 <i>a</i> (3.79)	6.72 <i>a</i> (3.97)	6.376 <i>a</i> (3.78)	5.931 <i>a</i> (3.42)	6.278 <i>a</i> (3.65)
<i>SFI (platform)</i>						-3.948 (1.46)
<i>L:</i>						
<i>ln(EMP)</i>	0.236 <i>a</i> (6.23)	0.218 <i>a</i> (5.99)	0.222 <i>a</i> (5.83)	0.239 <i>a</i> (6.35)	0.215 <i>a</i> (5.08)	0.24 <i>a</i> (6.30)
<i>K:</i>						
<i>ln(CAP)</i>	0.757 <i>a</i> (13.44)	0.735 <i>a</i> (13.59)	0.756 <i>a</i> (13.57)	0.762 <i>a</i> (13.62)	0.767 <i>a</i> (13.45)	0.737 <i>a</i> (12.78)
<i>Control variables:</i>						
<i>lsize</i>	0.588 (0.51)	0.501 (0.45)	0.78 (0.68)	0.584 (0.51)	0.611 (0.53)	-0.552 (0.41)
<i>out</i>		-1.383 <i>a</i> (4.20)				
<i>game</i>			0.907 <i>b</i> (2.09)			
<i>eng</i>				-0.434 <i>c</i> (1.87)		
<i>phdy</i>					0.288 (1.10)	
Constant	-5.171 (0.25)	-3.095 (0.16)	-9.324 (0.46)	-5.037 (0.25)	-5.433 (0.27)	15.344 (0.63)
Observations	181	181	181	181	181	176
R-squared	0.81	0.83	0.82	0.82	0.81	0.81

注) *a*, *b* および *c* は 1%, 5% および 10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は *t* 値。

表 4-10 ゲームソフト産業の静学的モデルの FE 又は RE 推計結果 (SFI, 市場規模)

	FE-1	RE-2	FE-3	FE-4	FE-5	FE-6
<i>Competition Index:</i>						
<i>SFI</i>	4.97 <i>b</i> (2.61)	4.68 <i>a</i> (2.98)	5.045 <i>a</i> (2.63)	5.136 <i>a</i> (2.69)	4.943 <i>a</i> (2.63)	4.983 <i>b</i> (2.55)
<i>SFI (platform)</i>						-0.157 (0.06)
<i>L:</i>						
<i>ln(EMP)</i>	0.563 <i>a</i> (4.91)	0.694 <i>a</i> (9.58)	0.55 <i>a</i> (4.67)	0.516 <i>a</i> (4.30)	0.573 <i>a</i> (5.06)	0.558 <i>a</i> (4.72)
<i>K:</i>						
<i>ln(CAP)</i>	-0.171 (0.63)	0.243 <i>a</i> (4.43)	-0.189 (0.69)	-0.111 (0.40)	-0.177 (0.66)	-0.167 (0.60)
<i>Control valuables:</i>						
<i>Msize</i>	0.717 (0.75)	0.49 (0.56)	0.767 (0.80)	0.743 (0.78)	0.722 (0.77)	0.75 (0.64)
<i>out</i>		-1.26 <i>a</i> (4.14)				
<i>game</i>			0.331 (0.51)			
<i>eng</i>				-0.391 (1.30)		
<i>phdy</i>					-1.519 <i>b</i> (2.06)	
Constant	-2.37 (0.14)	-2.981 (0.19)	-3.33 (0.19)	-3.141 (0.18)	-2.286 (0.13)	-3.007 (0.14)
<i>Observations</i>	181	181	181	181	181	176
<i>Number of pid</i>	62	62	62	62	62	61
<i>R2:within</i>	0.229	0.273	0.231	0.240	0.257	0.227
<i>R2:between</i>	0.566	0.838	0.545	0.683	0.281	0.559
<i>R2:overall</i>	0.516	0.829	0.476	0.617	0.199	0.507

注) a, b および c は 1%, 5% および 10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は t 値。

表 4-11 情報サービス産業の静学的モデルの推計結果

	OLS	FE
<i>Competition Index:</i>		
<i>HHI</i>	1.584 <i>a</i> (7.73)	-0.612 <i>b</i> (2.41)
<i>L:</i>		
<i>ln(EMP)</i>	0.844 <i>a</i> (212.82)	0.524 <i>a</i> (70.43)
<i>K:</i>		
<i>ln(CAP)</i>	0.218 <i>a</i> (73.74)	0.217 <i>a</i> (28.86)
<i>2000</i>	0.08 <i>a</i> (6.21)	0.07 <i>a</i> (7.72)
<i>2001</i>	0.096 <i>a</i> (7.61)	0.108 <i>a</i> (12.49)
<i>2002</i>	0.044 <i>a</i> (3.50)	0.059 <i>a</i> (6.96)
<i>2003</i>	0.0029 (0.23)	0.021 <i>b</i> (2.55)
<i>Observations</i>	25908	25908
<i>Number of pid</i>		6600
<i>R-squared</i>	0.864	
<i>R2:within</i>		0.285
<i>R2:between</i>		0.881
<i>R2:overall</i>		0.859

注) *a*, *b* および *c* は 1%, 5% および 10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は *t* 値。

表 4-5 と表 4-6, 表 4-7 と表 4-8, 表 4-9 と表 4-10 をそれぞれ比較すると, 固定効果モデル又はランダム効果モデルにおいて説明変数の係数がおおむね低下しており, OLS においては前述した *a* (企業レベルの生産性を説明するその他の要因 (例: 経営者の能力, 従業員のモチベーション, 製品開発能力など)) がモデルから除去されていないため, 他の説明変数に影響を与え, 上方バイアスが生じているように見える。したがって, ここでは固定効果モデル又はランダム効果モデルによる分析結果をみるのが適当であると考えられる。

固定効果モデル又はランダム効果モデルによる分析結果はおおむね以下の結果となった。

- ・ HHI がプラスの係数で固定効果モデルでは非有意となっているが, ランダム効果モデルでは有意な結果が得られている。全体としては HHI が上昇すると全要素総生産性の増加に寄与するという傾向となっている。
- ・ シェア変動指標がプラスの係数で有意となっており, シェア変動指標が上昇すれば全要素総生産性の増加に寄与するという結果が出ている。

ランダム効果モデルの場合は、資本投入、労働投入、競争指標とも有意な結果となっているが、Hausman 検定により固定効果モデルが選択された場合、資本の係数がマイナスで統計的に有意でなくなっており、固定効果モデルの推計式においても何らかの問題が発生している。特に資本ストックは民間企業設備の総固定資本形成のデフレータをもちいて実質化したものをもちいていることから、データの誤差の影響が表れているものと考えられる。

これは、固定効果モデルでは説明変数の誤差によって、係数に下方バイアスが掛かることが分かっており（Griliches and Hausman (1986)）、説明変数の誤差の結果として係数が小さくなった可能性が高いと考えられる。この影響は説明変数の共分散構造を通じて他の係数にも影響を与えるものであることから、市場競争指標に関する上記の観察結果も限定的に解釈することが適当であると考えられる。

コントロール変数については、すべての結果で外注比率がマイナスで有意となっており、外注比率が低いほど全要素生産性が上昇する結果となった。また、プラットフォーム企業のダミー変数もマイナスで有意な結果となっており、プラットフォーム企業の方が生産性が下がる結果となっている。

情報サービス産業では、固定効果モデルにおいてハーフィンダール指数がマイナスで有意な結果となっており、ゲームソフト産業と逆の結果となっている。

#### 4.5.2 動学的なモデルの分析

4.5.1 静学的なモデルにおける固定効果モデルでは、説明変数が外生変数である必要があるが、被説明変数である付加価値は過去の資本の投入から影響を受けることがある。例えば、新規の機械が投入される場合、その機械が完全に稼働する前に相当の時間がかかるため、過去の資本の投入による影響は免れないことになる。したがって、系列相関により、説明変数の係数の下方へのバイアスを引き起こす場合がある。

これらのバイアスを除去するために、過去の資本などの投入による影響を考慮した動学的なモデルとして、推計式(4-3)に1期前の従属変数を説明変数に加えたAR(1)モデルによる推計を行う。この推計式(4-4)を以下に示す。

$$(4-4) \quad \ln VA_{it} = \lambda \ln VA_{it-1} + \alpha \ln L_{it} + \beta \ln K_{it} + \gamma \text{comp}_{it} + a_i + \text{dummy}_t + \varepsilon_{it}$$

##### (1) システム GMM におけるモデル

前述のとおり、固定効果モデル及びランダム効果モデルでは説明変数が外生変数であるという仮定に基づくところ、前述のモデルは、資本や労働などの生産要素を含むものであり、現実的にはこれらの生産要素投入がアウトプットである付加価値によって調整されることも考えられる。

これらに対処するため、説明変数と相関を持ち誤差項と相関を持たない操作変数を導入する操作変数法を用い、GMM (Generalized Method of Moment) 法によりモデル推計を行うこととした。

Nickel(1996)や Okada(2005)<sup>27</sup>などの先行研究において用いられている Arellano and Bond (1991) に基づく推計方法 (AB 法) は、データ誤差や説明変数の内生性の問題のほか、被説明変数の時系列相関の問題にも対応するものである。具体的には、(4-4) 式の階差を取ることにより誤差項の構成要素  $a$  を除いた以下の式の推計を行う。

$$(4-5) \quad \Delta \ln VA_{it} = \lambda \Delta \ln VA_{it-1} + \alpha \Delta \ln L_{it} + \beta \Delta \ln K_{it} + \gamma \Delta comp_{it} + dummy_t + \Delta \varepsilon_{it}$$

この AB 法は、生産関数の推計に対して幅広く用いられているが、その一方で、ラグを取った変数の係数 (ラグを取った変数を元の変数で除した数) が 1 に近い場合は、その差分とラグを取った変数のレベルの相関関係が小さくなるため、操作変数としての有効性が小さくなり、推計バイアスが大きくなることが分かっている (Blundell and Bond (1998))。そのような場合については、階差を取った推計式に対して変数のレベルを操作変数とすることと同時に、階差を取る前の式に対して適当なラグを取った変数の階差を取ったものを操作変数として加えたものを同時に推計するシステム GMM が推奨されている<sup>28</sup>。先行研究である元橋・船越・藤平 (2005) は、Nickel (1996) のフレームワークを踏襲し、このシステム GMM を用いて製造業の市場競争と企業の生産についての分析を行っており、本研究でも以下この手法を用いた分析を行う。

---

<sup>27</sup> 経済産業省の指定統計「企業活動基本調査」の 1994 年から 2000 年のデータを使用して、日本の製造業における市場競争及び R&D 競争が企業の生産性にプラスの影響を与える分析を行っている

<sup>28</sup> システム GMM については Arellano and Bover (1995) によって提唱され、Blundell and Bond (1998) によって、その適用条件などの理論が精緻化された。

(2) 動学的モデルの推計結果

表 4-12 ゲーム産業の動学的モデルの推計結果 ( HHI , 年ダミー )

	sysGMM-1	sysGMM-2	sysGMM-3	sysGMM-4	sysGMM-5	sysGMM-6
<i>Competition Index:</i>						
<i>HHI</i>	4.75 <i>a</i> (2.85)	4.616 <i>a</i> (3.68)	3.45 <i>a</i> (3.36)	4.657 <i>c</i> (2.00)	4.89 <i>a</i> (3.03)	3.541 <i>b</i> (2.11)
<i>HHI (platform)</i>						3.203 <i>a</i> (3.58)
<i>lag(lnVA)</i>	0.629 <i>a</i> (7.43)	0.607 <i>a</i> (6.05)	0.396 <i>a</i> (2.77)	0.675 <i>a</i> (7.71)	0.601 <i>a</i> (4.31)	0.416 <i>a</i> (3.61)
<i>L:</i>						
<i>ln(EMP)</i>	0.284 <i>c</i> (1.87)	0.288 <i>c</i> (1.97)	0.443 <i>a</i> (3.42)	0.323 <i>b</i> (2.29)	0.352 <i>c</i> (1.88)	0.43 <i>a</i> (3.76)
<i>K:</i>						
<i>ln(CAP)</i>	0.197 <i>b</i> (2.19)	0.221 <i>b</i> (2.64)	0.182 <i>c</i> (1.72)	0.143 <i>c</i> (1.80)	0.204 (1.39)	0.175 <i>c</i> (1.90)
<i>Control variables:</i>						
<i>out</i>		-0.303 (0.51)				
<i>game</i>			2.525 <i>a</i> (2.91)			
<i>eng</i>				-0.693 <i>a</i> (2.88)		
<i>phdy</i>					-0.471 (1.46)	
<i>2001</i>	0.176 (0.57)	0.203 (0.64)	0.033 (0.09)	0.285 (1.15)	0.139 (0.51)	0.39 (1.32)
<i>2002</i>	0.705 <i>a</i> (2.82)	0.753 <i>a</i> (2.81)	0.542 <i>b</i> (2.17)	0.744 <i>b</i> (2.39)	0.629 <i>b</i> (2.26)	0.84 <i>a</i> (2.91)
<i>2003</i>	0.507 <i>c</i> (1.74)	0.551 <i>c</i> (1.81)	0.515 <i>b</i> (2.04)	0.634 <i>b</i> (2.19)	0.529 <i>b</i> (2.09)	0.725 <i>a</i> (2.92)
<i>2004</i>	0.005 (0.03)	0.04 (0.23)	0.021 (0.13)	0.084 (0.50)	0.013 (0.08)	-0.124 (0.77)
<i>AB test m1</i>	-1.49 (0.14)	-1.46 (0.15)	-1.42 (0.16)	-1.61 (0.11)	-1.51 (0.13)	-1.31 (0.19)
<i>p-value</i>						
<i>AB test m2</i>	0.27 (0.78)	0.28 (0.78)	0.14 (0.89)	0.09 (0.93)	0.18 (0.86)	0.48 (0.63)
<i>p-value</i>						
<i>Hansen J Statistics</i>	30.37 (0.77)	32.12 (0.70)	32.61 (0.68)	30.93 (0.75)	29.02 (0.82)	30.95 (0.75)
<i>p-value</i>						
<i>Observations</i>	116	116	116	116	116	113
<i>Number of pid</i>	44	44	44	44	44	43

注) a , b および c は 1% , 5% および 10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は t 値。

表 4-13 ゲーム産業の動学的モデルの推計結果 ( HHI , 市場規模 )

	sysGMM-1	sysGMM-2	sysGMM-3	sysGMM-4	sysGMM-5	sysGMM-6
<i>Competition Index:</i>						
<i>HHI</i>	3.594 <i>b</i> (2.40)	3.173 <i>b</i> (2.67)	3.675 <i>b</i> (2.54)	3.697 <i>b</i> (2.65)	3.887 <i>b</i> (2.65)	3.839 <i>b</i> (2.23)
<i>HHI (platform)</i>						-0.792 (0.59)
<i>lag(lnVA)</i>	0.291 <i>b</i> (2.48)	0.287 <i>b</i> (2.33)	0.269 <i>b</i> (2.21)	0.255 <i>a</i> (2.70)	0.278 <i>b</i> (2.43)	0.322 <i>b</i> (2.24)
<i>L:</i>						
<i>ln(EMP)</i>	0.537 <i>a</i> (4.38)	0.573 <i>a</i> (4.89)	0.555 <i>a</i> (4.16)	0.572 <i>a</i> (4.68)	0.552 <i>a</i> (4.43)	0.511 <i>a</i> (3.49)
<i>K:</i>						
<i>ln(CAP)</i>	0.225 <i>b</i> (2.66)	0.193 <i>b</i> (2.50)	0.231 <i>b</i> (2.64)	0.218 <i>b</i> (2.62)	0.242 <i>b</i> (2.43)	0.222 <i>b</i> (2.63)
<i>Control variables:</i>						
<i>Msize</i>	0.17 <i>a</i> (3.44)	0.193 <i>a</i> (4.01)	0.151 <i>a</i> (3.32)	0.202 <i>a</i> (4.15)	0.165 <i>a</i> (3.04)	0.185 <i>b</i> (2.56)
<i>out</i>		-0.953 <i>c</i> (1.89)				
<i>game</i>			0.445 (0.68)			
<i>eng</i>				-0.812 <i>a</i> (3.22)		
<i>phdy</i>					-0.182 (0.55)	
<i>AB test m1</i>	-1.25 (0.21)	-1.27 (0.20)	-1.25 (0.21)	-1.33 (0.19)	-1.24 (0.21)	-1.21 (0.23)
<i>p-value</i>						
<i>AB test m2</i>	0.22 (0.83)	0.18 (0.86)	0.21 (0.84)	-0.2 (0.84)	0.2 (0.84)	0.08 (0.93)
<i>p-value</i>						
<i>Hansen J Statistics</i>	30.27 (0.60)	30.52 (0.59)	32.39 (0.50)	30.73 (0.58)	30.14 (0.61)	29.76 (0.63)
<i>p-value</i>						
<i>Observations</i>	116	116	116	116	116	113
<i>Number of pid</i>	44	44	44	44	44	43

注) a , b および c は 1% , 5% および 10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は t 値。

表 4-14 ゲーム産業の動学的モデルの推計結果 (SFI, 市場規模)

	sysGMM-1	sysGMM-2	sysGMM-3	sysGMM-4	sysGMM-5	sysGMM-6
<i>Competition Index:</i>						
<i>SFI</i>	5.473 <i>b</i> (2.26)	5.952 <i>c</i> (2.01)	5.328 <i>b</i> (2.68)	5.818 <i>a</i> (3.63)	5.826 <i>b</i> (2.09)	5.367 <i>b</i> (2.25)
<i>SFI (platform)</i>						1.93 (0.41)
<i>lag(lnVA)</i>	0.300 <i>a</i> (2.83)	0.276 <i>b</i> (2.49)	0.293 <i>b</i> (2.62)	0.267 <i>a</i> (2.73)	0.295 <i>a</i> (2.74)	0.347 <i>b</i> (2.52)
<i>L:</i>						
<i>ln(EMP)</i>	0.511 <i>a</i> (4.23)	0.546 <i>a</i> (3.81)	0.522 <i>a</i> (4.09)	0.558 <i>a</i> (4.52)	0.530 <i>a</i> (3.98)	0.495 <i>a</i> (3.56)
<i>K:</i>						
<i>ln(CAP)</i>	0.237 <i>a</i> (3.14)	0.209 <i>a</i> (2.80)	0.239 <i>a</i> (3.20)	0.217 <i>a</i> (2.89)	0.236 <i>b</i> (2.10)	0.216 <i>b</i> (2.54)
<i>Control variables:</i>						
<i>Msize</i>	0.171 <i>a</i> (3.75)	0.200 <i>a</i> (4.01)	0.139 <i>b</i> (2.49)	0.206 <i>a</i> (4.37)	0.171 <i>a</i> (2.98)	0.153 <i>a</i> (2.86)
<i>out</i>		-1.025 <i>b</i> (2.03)				
<i>game</i>			0.618 (0.90)			
<i>eng</i>				-0.806 <i>a</i> (3.22)		
<i>phdy</i>					-0.179 (0.52)	
<i>AB test m1</i>	-1.26 (0.21)	-1.33 (0.18)	-1.3 (0.20)	-1.32 (0.19)	-1.29 (0.20)	-1.28 (0.20)
<i>p-value</i>						
<i>AB test m2</i>	0.34 (0.73)	0.33 (0.74)	0.37 (0.71)	0.1 (0.92)	0.33 (0.74)	0.35 (0.73)
<i>p-value</i>						
<i>Hansen J Statistics</i>	30.92 (0.57)	31.75 (0.53)	32.01 (0.52)	30.35 (0.60)	29.22 (0.66)	29.47 (0.64)
<i>p-value</i>						
Observations	116	116	116	116	116	113
Number of pid	44	44	44	44	44	43

注) *a*, *b* および *c* は 1%, 5% および 10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は *t* 値。

表 4-15 情報サービス産業の動学的モデルの推計結果 (HHI)

sysGMM	
<i>Competition Index:</i>	
<i>HHI</i>	-4.67 <i>a</i> (3.92)
<i>lag(lnVA)</i>	0.645 <i>a</i> (25.98)
<i>L:</i>	
<i>ln(EMP)</i>	0.352 <i>a</i> (8.86)
<i>K:</i>	
<i>ln(CAP)</i>	0.332 <i>a</i> (10.31)
<i>2001</i>	-0.119 <i>a</i> (3.32)
<i>2002</i>	-0.168 <i>a</i> (4.45)
<i>2003</i>	-0.107 <i>a</i> (4.60)
<i>AB test m1</i>	-12.81
<i>p-value</i>	(0.00)
<i>AB test m2</i>	1.99
<i>p-value</i>	(0.05)
<i>Hansen J Statistics</i>	209.55
<i>p-value</i>	(0.00)
<i>Observations</i>	18867
<i>Number of pid</i>	5834

注) *a*, *b* および *c* は 1%, 5% および 10% でそれぞれ統計的に有意であることを表す。括弧内は *t* 値。

・ゲームソフト産業

システム GMM の推計より、HHI はプラスで有意な結果となっており、 $\Delta$  HHI が小さくなるほど、競争が激しくなり、全要素生産性が向上する結果となった。

また、これとは逆にシェア変動指標はプラスで有意な結果となっており、シェア変動指数が大きくなるほど、競争が激しくなり、全要素生産性が向上する結果となった。

・コントロール変数

システム GMM の推計では、競争指標が HHI 及びシェア変動指標どちらの場合でも、市場規模がプラスで有意な結果となっており、技術者比率がマイナスで有意な結果となっている。外注比率については、いずれもマイナスの係数であるが、シェア変動指標の分析では、有意な結果が得られている。プラットフォームの競争指標については、年ダミーをコ

ントロールして競争指標を HHI とした場合のみ、プラスで有意な結果が得られている。

・ 情報サービス産業

システム GMM の推計より、HHI はマイナスで有意な結果となっており、HHI が小さくなるほど、競争が激しくなり、全要素生産性が向上する結果となった。

4.6 結論と今後の課題

本研究の目的は、ゲーム産業の市場競争が企業の生産性にどのような影響を与えるか実証分析することである。本研究では、HHI 及びシェア変動指標 (SFI) を用いて、通常の実証分析 (OLS)、固定効果モデル (FE)、システム GMM (sysGMM) という 3 つの推計手法により分析を行っている (以下の表 4-16 参照)。

表 4-16 競争指標の係数の符号と有意性

市場種別	ゲームソフト						情報サービス	
	SFI		HHI				HHI	
時系列調整	MarketSize	MarketSize	Year	Year	Year	Year	Year	
OLS	+	a	+	a	+	a	+	a
FE	+	b	+		+	a	-	b
<b>sysGMM</b>	<b>+</b>	<b>a</b>	<b>+</b>	<b>b</b>	<b>+</b>	<b>a</b>	<b>-</b>	<b>a</b>

aは1%有意, bは5%有意

ゲームソフト産業の競争指標の係数については、すべての推計手法及び時系列調整変数の種類において、統計的有意性は異なるが符号が一致している。また、コントロール変数を入れ替えた分析においても、すべて競争指標の係数の符号は一致しているため、符合については頑強な結果であると考えられる。さらに、これらの推計手法の中で、最もバイアスが小さく有効な手法であるシステム GMM の推計結果に着目すると、ゲームソフトを含めた情報サービス産業では市場競争が企業の全要素生産性にマイナスで有意な結果、つまり、競争が激しければ生産性が上がる結果を示している。しかし、同じ HHI を競争指標とした場合、ゲームソフト産業では情報サービス産業と逆の結果となっている。

ここで、まず、理論面からこの情報サービス産業とゲームソフト産業の分析結果について、Aghion et al. (2002) のモデルに従って、市場競争とイノベーションに伴う生産性向上の関係の考察を行う。Aghion et al. (2002) では、技術レベルの異なる企業 (Leader と Follower) が競争を行っている市場において、Follower がイノベーションに成功し Leader に追いついた場合の利益水準が高いほど Follower のイノベーションに対するインセンティブが大きくなる。逆に Leader に追いついた後の市場が完全競争市場になる場合は、超過利潤がないた

め、インセンティブはゼロになる。これをシュンペーター効果という。また、Follower が Leader に追いついて両者の技術レベルが同等で競争を行っている状況で、市場競争が厳しいことにより、そこから抜け出そうとするインセンティブが働くことを、競争回避効果という。この2つの効果のうち、市場競争が非常に厳しい状況においては、シュンペーター効果が競争回避効果を上回り、競争が激しくなるほど超過利潤がなくなり、よってイノベーションも起こりにくくなり生産性も低下する。また、市場競争が緩やかな状況では、競争回避効果の影響が強くなり、競争が激しくなるほどイノベーションが起きやすくなり生産性が向上する。

この理論からゲームソフト産業の競争と生産性の関係を考察すると、他の産業と比べてゲームソフト産業はもともと競争が激しいため、イノベーションにより競争を回避して継続的に得られる利益は少ない（競争回避効果）。この状況において、企業は競争の激しく超過利潤の得られにくい市場より、HHI が高く超過利潤が高い市場に経営資源を集中し利益を得るようになる（シュンペーター効果）。その結果 HHI が高い市場に存在する企業の生産性が高くなる。つまり、HHI を市場競争とした場合、市場競争と生産性はマイナスの関係となると考えられる。

さらに、HHI が高くなるとゲームソフトメーカー、ハード機メーカーとの交渉力が増し、その結果ハード機メーカーに支払うロイヤリティが少なくなり生産性が向上するとも考えられる。

これに対して、ゲームソフト産業を含めた情報サービス産業では、ゲームソフト産業に比べて競争が緩やかであると考えられるため、Aghion et al. (2002) のモデルにおける競争回避効果がシュンペーター効果を上回るため、競争が激しいほど生産性が向上するものと考えられる。

このほかに理論面ではなくゲーム業界の実情から考察すると、この関係の原因としてゲーム機の世代交代に伴う開発費の高騰によるゲームソフト企業の自然淘汰が考えられる。ゲーム産業ではハード面の技術革新により一貫してゲーム機の性能が上昇し、それとともにゲームソフトの開発費が高騰している。そのため、例えば、据え置き型ゲーム機においてプレイステーションからプレイステーション 2 に世代交代が起きたときに、多くの中小ゲームソフト企業が開発費の高騰に耐えかねて大手の傘下に入るか又は消滅の選択を余儀なくされている。必要な最小開発費が上昇するということは、ある程度の規模がなければ売れるゲームソフトが制作できなくなることであり、よって市場で自然淘汰が起こり生き残る企業の最小規模が上昇し、HHI が上昇する。また、企業規模を拡大して、高い開発費用の調達に成功した企業が生産性を上昇させ、結果として HHI の上昇に伴って企業の生産性も上昇するという結果をもたらすことになる。さらには、HHI が高くなるにつれてゲームソフト企業のハード機メーカーとの交渉力が増し、その結果ハード機メーカーに支払うロイヤリティが少なくなり生産性が向上するという要因も考えられる。事実、最近のゲームソフト業界では大手同士の合併（ex. スクエアエニックス、バンダイナムコゲームス）

が盛んに行なわれており、様々な理由から規模の拡大目指す傾向にある。

このように、理論面においても業界内の実情面においても、競争の相対的に激しい市場（ゲームソフト産業）では、新たな分野に投資を行いリスクを取ることで、様々なイノベーションを引き起こし、生産性を向上（いわゆる当たりソフトを継続的に拡大する）させることは、大企業により優位な環境であるといえる。さらに、勝ち組の大手企業が生き残りをかけてさらに拡大するか、中小を傘下に収めたり合併により規模を拡大したりする流れが続いており、競争指標である HHI はそれに伴いますます高くなり、それに伴って生き残った企業の実産性も高まっていくものと考えられる。

次に、シェア変動指標を競争指標とした場合を考察してみる。ゲームソフト産業はそのプラットフォームであるゲームハード機の代替によって、新しいゲームソフトが開発されダイナミックに市場が変動する。代替がない時期であってもゲームソフトの当たり外れによりマーケットシェアが大きく変動することが多くみられる。このように変動の激しい市場においては、市場競争を測る指標として、ダイナミックな変動を直接測定するシェア変動指標が適しているものと考えられる。シェア変動指標は、直接各企業のマーケットシェアの変動を 2 乗し合算して算出したものであり、各企業の市場内での地位であるマーケットシェアを安定的に保っているかどうかという、いわゆる企業が直面する市場におけるダイナミックな競争圧力を示す指標と解釈することもできる。よって、シェア変動指標が高い、すなわち高い競争圧力を受けている企業ほどイノベーションをドライブし、企業内のスラックが少なくなり生産性が高くなるのではないかと考えられる。

最後に、各種コントロール変数についての分析結果では、市場規模が大きくなるほど企業の生産性が高くなっているが、新しいゲーム機（例えば DS）が発売され市場が成長するとそれに応じて新しいソフトの売上も増大し企業の生産性も向上すると考えられる。逆にゲーム機の代替の谷間の時期にはゲームソフト市場規模も衰退し、企業の生産性も下落すると考えられる。技術者比率については、本研究の分析対象がパブリッシャーと呼ばれるゲームソフト販売会社であるため、プログラマなどの技術者を自社に抱えずに付加価値の低い部分は外注した方が、生産性が向上するのではないかと考えられる。また、外注比率については、コアコンピタンスとなる付加価値が流出するほど外注化を進めると逆に生産性が低下するのではないかと考えられる。プラットフォームの競争指標については、年ダミーをコントロールして競争指標を HHI とした場合のみ、プラットフォームの競争がゲームソフト企業の実産性を向上する結果となっているが、他の場合は有意な結果となっていないため、さらなるモデルの検討が必要であろう。

本研究では、日本のコンテンツ産業及び情報サービス産業で、ほぼ唯一の強い国際競争力を持つゲームソフト産業について、おそらく初の試みとなる市場競争と企業の実産性についての分析を行い、競争の非常に厳しい産業における競争状況について、新たな実証的な分析結果を蓄積することができた。今後の競争政策における先行研究として貢献することとなるであろう。

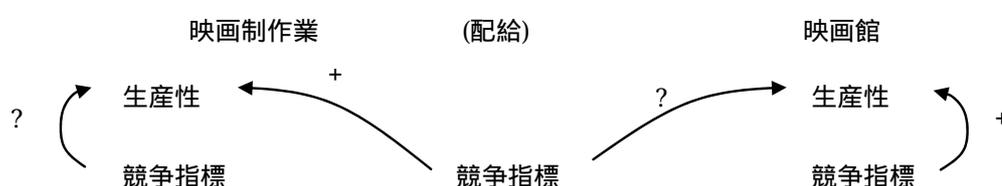
今後の課題としては、ゲームソフト産業以外の競争の厳しい産業のデータを収集し同様な分析を行うことにより、Aghion et al. (2002) のモデルが様々な産業に適用することを実証できれば、競争政策に新たな視点が与えられることになるであろう。

## 5. おわりに

我々は、映画、テレビ及びゲームの3つのコンテンツとメディアについて競争が生産性に影響を及ぼすかどうかを検証した。以下簡単に要約する。

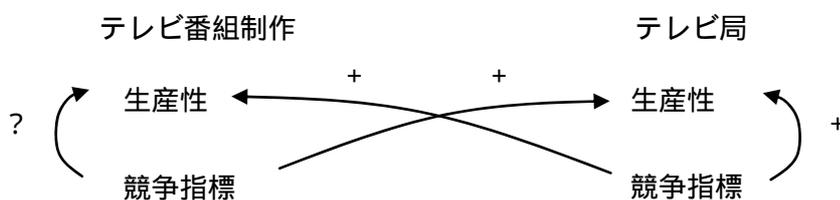
映画制作業の生産性は、配給市場での競争の進展によって高まる効果があった。配給市場が映画館市場の生産性に与える影響ははっきりしなかった。自市場の競争進展は映画館市場では生産性を高めたが、映画制作業では明瞭な結果は出なかった。これを図にまとめると以下ようになる。この図で+は、競争の激化によって生産性が上昇することを示している。

図 5-1 映画産業の分析結果



テレビについての結果も映画に似ている。テレビ局の競争の度合いが上昇するとともに、テレビ番組制作業の生産性は上昇する傾向がある<sup>29</sup>。また、制作市場での競争が激化すると、テレビ局の生産性も上昇する。すなわち、クロスの効果はどちらも競争が生産性を高めることを示している。一方、自市場の競争指数の効果は、テレビ局については競争が激しくなると生産性が上昇する効果がみられたが、テレビ番組制作業についてははっきりしなかった。

図 5-2 テレビ業界の分析結果

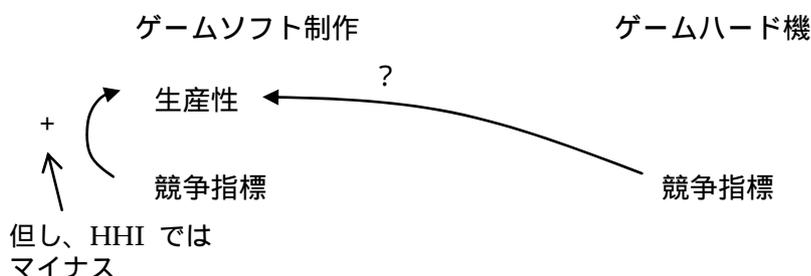


ゲーム産業はゲームソフト制作業だけの結果である。シェアの変動が激しいので競争指標としては *HHI* よりシェア変動指標でみる。自市場の効果については、競争の進展で生産

<sup>29</sup> 固定効果では有意ではないが、これはテレビ局のシェアの時間変動が非常に少ないためと考えられる。クロスセクションでは有意であるのでこれを採用する。

性が上昇する効果がみられた。ただし、ゲームハード機からの影響ははっきりしなかった。

図 5-3 ゲーム産業の分析結果



3つの産業の結果をまとめてみると、緩やかな一貫性がみて取れる。第1に、コンテンツの川下に属するメディア産業の競争が激しくなることは、コンテンツ産業の生産性を上昇させる傾向がある。映画配給業で競争が激しくなることは映画制作市場の生産性を向上させ、テレビ放送局の競争が激しくなるとテレビ番組制作業の生産性を上昇させる。ゲーム機の場合は結果がはっきりしていないが、少なくとも逆ではない。冒頭に述べたメディア寡占仮説、すなわちメディアの寡占によって競争が少なくなると、コンテンツ制作の生産性が低下するという仮説と整合的な結果である。第2に、メディア産業での競争の進展はメディア産業自体の生産性を上昇させる。映画館についてもテレビ放送局についても、競争の進展とともに生産性が上昇しており、競争圧力の増加が生産性を上昇させる効果があると解釈できる。第3に、コンテンツ産業での競争の進展が及ぼす効果ははっきりしない。推定の方法によって正に有意に出たり、負に有意になったりと一貫した結果が得られなかった。

第1の結論は、本報告の最初の問題意識に合致したものである。最初の問題意識で取り上げた仮説は、日本ではメディア産業が寡占的であるために、制作会社の努力・能力が正当に評価されず、十分な誘引が与えられないので、制作市場の効率が悪くなっているというものであった。したがって、メディア市場の競争を進めれば制作の生産性が上昇するというのは、この最初の仮説と整合的である。第2の結論は、この主張をさらに補強する。メディア産業自体の生産性も競争によって向上するので、メディア産業での競争の促進は2重の意味で望ましいことになる。しばしばテレビは文化産業であり、市場競争にはなじまないという主張がみられるが、ここでの分析による限りは、テレビ局間の競争の促進は望ましいことになる。現在、通信のブロードバンド化を背景に通信と放送の融合など、メディアの融合が話題になっているが、メディアの競争の進展は、経済厚生からみて望ましいと評価することができる。言い換えれば、競争政策上はメディアの競争を促進することに躊躇する必要はない。

具体的な競争政策として何が考えられるだろうか。メディアの競争促進というと、しば

しば日本版のパラマウント裁定やフィンシルールのような構造分離案が候補の1つに挙がる。しかし、映画の場合、パラマウント裁定を待たずに、既に日本でもシネコンが普及して大手の映画館チェーンの力は弱まりつつある。テレビにおける日本版フィンシルールの採用、特にコンテンツの2次利用権をテレビ局に持たせずに制作会社に持たせるという政策には一定の効果があるかもしれないが、周知のように政治的な抵抗が大きい。さらに、そもそもメディアが寡占である限り構造分離はそれほど効果を発揮しないおそれがある。例えば、2次利用権をテレビ局から強制的に番組制作会社に移した場合、テレビ局側が、その分だけ制作会社に渡す制作費を切り下げるなら効果は相殺される。

より効果的なのは、寡占自体を崩すことであり、そのためには対抗するメディアが登場するのが本筋である。映画館の場合は大手映画館チェーンに対抗して登場したシネコンが状況を変えていった。テレビの場合、これに相当するものを探すとすれば、ブロードバンドインターネットを通じた放送である。したがって、インターネット上のテレビ放送を促進し、これを阻害するような制限（例えば著作権の強制許諾の制限）をはずしていくことが政策として有用であろう。

一方、第3の結論の方は、やや意外なものであった。日本では制作市場には巨大な企業は存在せず、制作市場はメディア市場よりは競争的という印象がある。この制作市場での競争の進展が生産性を必ずしも増加させないという結果は説明を必要とする。1つの説明は、激しすぎる競争が、期待される利潤を低下させ、コンテンツ開発の意欲を奪うという仮説である。ただし、コンテンツの場合、生産物の差別化が著しく、また生産物がそもそも短命で需要される期間が短いので、激しすぎる競争のために利潤が低下するということが本当に生じ得るのかどうか疑問が残る。2つ目の説明は、メディア市場が既に寡占的であるために、制作市場で集中度が上がると、制作会社の交渉力が上昇して、より有利な条件でメディア企業との取引が可能になるという説明である。この仮説は、冒頭の問題意識に述べた説明、すなわち、売上げの配分がメディア企業に偏って制作会社に配分されないという説明と整合的になる利点がある。ただし、この仮説によると、我々が推定したのはそもそも生産性ではなく、価格交渉力の変化による分配効果であったのかもしれないという疑問が生じる。

いずれにせよ、制作市場での競争の効果について結論を出すのは、まだ慎重になるべきであるだろう。ゲーム産業で、シェア変動指標でみると競争の激化が生産性を上昇させている点も留意すべき点である。映画やテレビではデータの取得期間が短いために、シェア変動指標は取れなかったが、もし取ればゲームと同じように競争の進展が生産性を上げるといった結果が出たかもしれない。現状での結論は、コンテンツの制作市場ではある程度の大企業が登場しても、競争政策上の悪影響はないかもしれない、という程度にとどめておくべきと思われる。

最後に、本研究はまだ端緒であり、やるべきことは多い。まず、配給とゲームハード機を分析していないので、コンプリートな形になっていない。また、被説明変数は、映画館

を除いては名目の付加価値であり、実質値になっていないので、交渉力による価格変化の効果と、実際の生産性の効果を分離できていない。これを分離できれば、制作市場での競争指標の効果が不安定である謎を解明できる可能性がある。さらに、推定手法をできるだけ産業間で揃えることを優先させたので、産業ごとの特性を十分に反映する形にはなっていない。産業ごとの違いは大きく、これを反映することに焦点を当てるともう少し異なる分析ができる可能性がある。最後に、メディアとコンテンツ産業のあり方は国際的な違いが大きく、国際比較をしたほうがより強い結論を出せる可能性が高い。特に、テレビ産業のように、メディアへの有力な新規参入がほとんどなくシェアが変動しない産業では、推定のための十分な変動自体が観察されない。

本報告にはこのようにまだやり残した部分は多い。しかし、メディア・コンテンツ産業を競争政策の観点から分析する試みは、まだほとんど行われておらず、報告はこの分野に踏み込んだ第一歩である。その意味で先行的な研究としての役割は果たせたのではないかと自負するとともに、今後も様々な観点からの研究が続けられることを期待したい。

## 参考文献

- 浅井澄子 (2005) 「コンテンツの多様性と産業構造 米国の放送政策の評価のサーベイ」  
『社会情報学研究』, vol. 14, pp. 31-53.
- 荒井弘毅 (2005) 「競争と経済成長」『社会科学研究』, 第 56 巻, 第 3・4 合併号, pp. 53-87.
- 植田康孝・三友仁志 (2003) 「放送業界における統合の効果に関する実証的分析」『情報通信学会年報』, vol. 2002, pp. 13-25.
- 兼山綿二 (1997) 『映画界に進路を取れ』シナジー幾何学.
- キネマ旬報社 (2000, 2007) 『キネマ旬報 2 月下旬決算特別号』, No. 1302, 1477.
- キネマ旬報映画総合研究所編 (2005) 『映画プロデューサーの基礎知識-映画ビジネスの入り口から出口まで』キネマ旬報社.
- 経済産業省 (2001) 「映画産業に関する商慣行改善調査研究報告書」,  
[http://www.meti.go.jp/policy/media\\_contents/downloadfiles/0716cinema.pdf](http://www.meti.go.jp/policy/media_contents/downloadfiles/0716cinema.pdf).
- 経済産業省 (各年度版) 『特定サービス産業実態調査報告書: 映画館編』(社) 経済産業統計協会.
- 経済産業省 (2004) 「新産業創造戦略」.
- 経済産業省 (2005) 「コンテンツ産業の現状と課題~コンテンツ産業の国際競争力強化に向けて」商務情報政策局文化情報関連産業課.
- 公正取引委員会 (2004) 「テレビ番組制作業における下請取引実態と改正下請法の内容」.
- 公正取引委員会 (2005) 「広告業界の取引実態に関する調査報告書」.
- 新宅純二郎・田中辰雄・柳川範之 (2003) 『ゲーム産業の経済分析』東洋経済新報社.
- 新谷正彦 (2003) 「情報サービス産業の構造変化に関する産業連関分析: 1975-1995 年」『西南学院大学経済学論集』, 第 33 巻 2・3 合併号, pp. 233-262.

総務省（2005）「メディア・ソフトの制作及び流通の実態」.

総務省（2006）「平成 18 年度版 情報通信白書」.

西村清彦・峰滝和典（2004）『情報技術革新と日本経済』有斐閣 .

（社）日本映画製作者連盟（2006）『日本映画産業統計』, <http://www.eiren.org/toukei/index.html> ,  
（2005 年 12 月検索）

日本経済新聞（2007）「邦画興行収入，洋画上回る」平成 19 年 1 月 31 日朝刊 .

原田泰（2006）「日本の映画産業論」『経済セミナー』, 2006 年 6 月号 , pp . 39-45 .

半澤誠司（2007）「日本のテレビ放送・番組制作業における創造性の減退」,  
<http://www17.big.or.jp/~ka-wada/content/hanzawa.pdf>

本間正明・跡田直澄・林文夫・秦邦昭（1984）「設備投資と企業税制」経済企画庁経済研究所研究シリーズ第 41 号 .

元橋一之・船越誠・藤平章（2005）「競争，イノベーション，生産性に関する定量的分析」  
公正取引委員会競争政策研究センター共同研究報告書，CR 02-05 .

元橋一之・船越誠（2006）「競争，イノベーション，生産性に関する定量的分析-市場構造  
のダイナミクスとパフォーマンスに関する研究」公正取引委員会競争政策研究センター  
共同研究報告書，CR 01-06 .

村上世彰・小川典之（1999）『日本映画産業最前線』角川書店 .

湯淺正敏・生明俊雄・内山隆・宿南達志郎（2006）『メディア産業論』有斐閣 .

Aghion, P, Bloom, N. Blundell, R. Griffith, R and P. Howitt “Competition and Innovation: An  
Inverted U Relationship,” *NBER Working Paper Series* 2002, No.9269.

Aghion, P and P. Howitt *Endogenous Growth Theory*, Cambridge: MIT Press, 1998

- Arellano, M. and S. Bond (1991) "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations," *Review of Economic Studies*, 58(2), pp. 277–297
- Arellano, M and O. Bover (1995) "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error–Components Models," *Journal of Econometrics*, 68(1), pp.29–51
- Asai, S. (2005) "Productivity and Its Decomposition in the Japanese Broadcasting Market," *Kyoto Economic Review*, 74(2), pp. 179–190.
- Bain, J. S. (1970) "Changes in Concentration in Manufacturing Industries in the United States, 1945–1966: Trends and Relationships to the Levels of 1954 Concentration," *Review of Economics and Statistics*, 52(4), pp. 411–416
- Berry, S. T. (1994) "Estimating Discrete–Choice Model of Product Differentiation," *RAND Journal of Economics*, 25(2), pp. 242–262.
- Berry, S. T., J. Levinsohn, and A. Pakes (1995) "Automobile Prices in Market Equilibrium," *Econometrica*, 63(4), pp. 841–890.
- Blundell, R. and S. Bond (1998) "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models," *Journal of Econometrics*, 87(1), pp.115–143
- Blundell, R., S. Bond and F. Windmeijer (2000) "Estimation in Dynamic Panel Data Models: Improving on the Performance of the Standard GMM Estimator," in B. Baltagi(ed) *Advances in Econometrics, Vol.15: Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels*, pp. 53–91, Netherlands, JAI Press Inc.
- Blundell, R. Griffith, R. and J. Van Reenen (1999) "Market Share, Market Value and Innovation in a Panel of British Manufacturing Firms," *Review of Economic Studies*, 66(3). pp. 529–554
- Caves, R. E. and M. E. Porter (1978) "Market Structure, Oligopoly, and Stability of Market Shares," *Journal of Industrial Economics*, 26(4), pp. 289–313
- Chambers, T. (2003) "Structural Changes in Small Media Markets," *Journal of Media Economics*, 16(1), pp. 41–59

- Chipty, T. (2001) “Vertical Integration, Market Foreclosure, and Consumer Welfare in the Cable Television Industry,” *American Economic Review*, 91(3), pp. 428–453.
- Corts, K. S. (2001) “The Strategic Effects of Vertical Market Structure: Common Agency and Divisionalization in the US Motion Picture Industry,” *Journal of Economics & Management Strategy*, 10(4), pp. 509–528.
- Davies, S. W. and P. A. Geroski (1997) “Changes in Concentration, Turbulence, and the Dynamics of Market Shares,” *Review of Economics and Statistics*, 79(3), pp. 383–391
- Davis, P. (2005) “The Effect of Local Competition on Admission Prices in the U.S. Motion Picture Exhibition Market,” *Journal of Law & Economics*, 48(2), pp. 677–708.
- Davis, P. (2006a) “Measuring the Business Stealing, Cannibalization and Market Expansion Effects of Entry in the U.S. Motion Picture Exhibition Market,” *Journal of Industrial Economics*, 54(3), pp. 293–321.
- Davis, P. (2006b) “Spatial Competition in Retail Markets: Movie Theaters,” forthcoming in *RAND Journal of Economics*.
- De Vany, A. (2004) *Hollywood Economics – How Extreme Uncertainty Shapes the Film Industry*, Abingdon, U.K.: Routledge.
- Einav, L. (2006) “Seasonality in the US Motion Picture Industry,” forthcoming in *RAND Journal of Economics*.
- Fraumeni, B. M. (1997) “The Measurement of Depreciation in the U.S. National Income and Product Accounts,” *Survey of Current Business*, July, pp. 7–23
- Geroski, P. (1996) *Market Structure, Corporate Performance and Innovative Activity*, United Kingdom, Oxford University Press.
- Gil, R. (2006a) “Make-or-Buy in Movie: Integration and Ex-post Renegotiation,” forthcoming in *International Journal of Industrial Organization*.

- Gil, R. (2006b) "An Empirical Investigation of Paramount Antitrust Case," mimeo.
- Gil, R. (2006c) "Revenue Sharing Distortions and Vertical Integration in the Movie Industry," mimeo.
- Griliches, Z. and Hausman, J. A. (1986) "Errors in Variables in Panel. Data," *Journal of Econometrics*, 31(1), pp. 93–118
- Hanssen, F. A. (2000) "The Block Booking of Films Reexamined," *Journal of Law & Economics*, 43(2), pp. 395–428.
- Hart, O. D. "The Market Mechanism as an Incentive Scheme," *Bell Journal of Economics*, 14(2), 1983, pp. 366–382
- Hausmann, J., B. Hall and Z. Griliches (1984), "Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents–R&D Relationship," *Econometrica*, 52(4), pp. 909–938
- Holmstrom, B. (1982) "Moral Hazard in Teams," *Bell Journal of Economics*, 13(2), 1982, pp. 324–340
- Hymer, S. and P. Pashigian (1962) "Turnover of Firms As a Measure of Market Behavior," *The Review of Economics and Statistics*, 44(1), pp. 82–87
- Joskow, J (1960) "Structural Indicia: Rank–Shift Analysis as a Supplement to Concentration Ratios," *Review of Economics and Statistics*, 42(1), pp. 113–116
- Kasuga, N., and M. Shishikura (2006) "Determinants of Profit in the Broadcasting Industry: Evidence from Japanese Micro Data," *Information Economics and Policy*, 18(2), pp. 216–228.
- Kenney, R. W., and B. Klein (2000) "How Booking Facilitated Self–Enforcing Film Contracts," *Journal of Law & Economics*, 43(2), pp. 427–435.
- Levinsohn, J., and Petrin, A. (2003) "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables," *Review of Economic Studies*, 70(2), pp. 317–341.
- Mueller, W. F. and L. Hamm (1974) "Trends in Industrial Market Concentration, 1947 to 1970," *The*

*Review of Economics and Statistics*, 56(4), pp. 511–520

Nickell, S. (1996) “Competition and Corporate Performance”, *Journal of Political Economy*, 104(4), pp. 724–746

Nickell, S., Nicolitsas, D and N. Dryden (1997) “What Makes Firms Perform Well?” *European Economic Review*, 41(3–5), pp. 783–796

Okada, Y (2005) “Competition and Productivity in Japanese Manufacturing Industries,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 19(4), pp. 586–616.

Olley, G. S., and A. Pakes (1996) “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry,” *Econometrica*, 64(6), pp. 1263–1297.

Orbach, B. Y., and L. Einav (2006) “Uniform Prices for Differentiated Goods: the Case of the Movie–Theater Industry,” forthcoming in *International Review of Law and Economics*.

Paton, D., and L. V. Williams (2007) “Broadcasting Productivity Growth in the UK,” Occasional Papers, Nottingham University Business School,  
<http://www.nottingham.ac.uk/%7Elizecon/RePEc/pdf/20.pdf>.

Sarrina Li, Shu–Chu (2004) "Market Competition and the Media Performance of Taiwan's Cable Television Industry," *Journal of Media Economics*, 17(4), pp. 279–294

Sarrina Li, Shu–Chu and Chin–Chih Chiang (2001) "Market Competition and Programming Diversity: A Study on the TV Market in Taiwan," *Journal of Media Economics*, 14(2), pp. 105–119,

Scharfstein, D. (1988) “Product–Market Competition and Managerial Slack,” *RAND Journal. Economics*, 19(1), pp.147–155.

Vickers, J. (1995) “Concepts of Competition,” *Oxford Economic Papers*, 47(1), pp. 1–23.