

2002 年度 三田祭論文

慶應義塾大学経済学部

河井啓希研究会 第4期生

目次

医療パート

「医師誘発需要について」・・・・・・・・・・・・・・ 2

国際パート

「日本の対外直接投資が国内雇用に与える影響」・・ 16

株パート

「M&A が株価に与える影響」・・・・・・・・・・・・・・ 55

産業組織パート

「自動車市場における製品差別化モデルの分析」・・ 83

医療パート論文

「医師誘発需要について」

執筆者 小野貴博

久田貴和子

日高 航

森本真司

◆ 医師誘発需要とは ◆

医療市場という市場は本来経済学で一般的に扱う競争市場とは大きく相違がある。競争市場では消費者は生産者と同じだけの財に関する情報を持ち合わせているため、需要と供給の曲線から最適な価格と最適な生産量が導き出される。しかし医療市場では、診療行為に対する情報について、生産者である医師と消費者である患者には大きな差が存在する。私たちが仮に患者として医師に見てもらふ際に、自分にはどんな治療が必要かわからないということである。例えば風邪で病院に行ったとしても、医師が「レントゲンを撮ってみましょう」と言えば私たちはその指示に従ってレントゲン検査を受けるだろう。また、その診療行為に関しても、患者1人1人について薬に対する抵抗力やその治療の結果の出る大きさなどに個人差があるため、それぞれ適切な治療の範囲が異なる。よってその診療行為の結果も人それぞれに異なってしまうのである。さらには医師側から見ても適切な治療の範囲が異なる。その病気に必ず効果のある治療法を「白」の診療行為、効果があるかはわからないが、試す価値はある。これを「灰色」の診療行為、これを行っても絶対に効果は出ないというのを「黒」の診療行為とすると、灰色の部分というのは、患者によって、また医師から見ても1つには定まらないのである。1人1人の適切な治療の範囲が異なるため、患者としてはその内容について、診療行為に関する情報を持っている医師の経験と勘に依存せざるを得ないのである。例を挙げると、ただの風邪で診療を受けた際に抗生物質を処方されるのは、直接の治療には関係ないものの、他の最近などによる合併症等の予防のためである。このようなリスク管理は必要とも不必要とも言い切れないのである。ここで医師が適切な診療行為を行えば何も問題はないのであるが、これを自分の利得のために利用するかも知れないという考えがある。例えば、治療を先延ばしにし、検査を重ねる。または薬を多めに処方する。などがあり、これがいわゆる「薬漬け」「検査漬け」である。病院の収益の一部に、薬価差(薬品使用による収入ーコスト)があるために多く薬を処方するインセンティブが働くとも考えられる。検査入院などもその可能性があるだろう。病院のベッドが余らないように調整に使われていると考えることもできるのである。これらのことは完全競争市場では起こりえない。なぜなら、供給側であるはずの医師が検査や薬の処方といった、余分な需要を生み出しているからである。本来、供給側にしか関係のない医師が需要を操ってしまうこと。これが医師誘発需要である。しかし、上でも説明したように、診療行為には灰色の部分があるため、どこまでが適切な診療行為なのかをはっきり定義することはできない。そのため医師誘発需要もはっきり存在するとは言い切れないのである。

◆ 理論的な医師誘発需要の原因と対策 ◆

医師誘発需要の理論上の原因としては、上でも書いたように「情報の非対称性」がその1つである。患者は何が必要な治療かがわからないため、医師の言うままに診療行為を受けることになるのである。この対策として近年大きく取り上げられているのが「インフォームドコンセント」である。医師が診療行為を行う際に、どんな治療法があり、それぞれどんな効果、リスクがあるのかを説明して患者と医師と一緒に治療方針を決めるというものである。しかし、これも提唱さ

れて入るが本格的に普及しているとは言いがたいと言うのが現状である。診療行為についてほかの医師の意見を仰ぐ、セカンドオピニオンということも言われていますが、結局は医師集団に任せることになる。

次に、診療行為に対する報酬として出来高払いと包括払いがあることである。1つの診療行為に関して、それぞれの行為や材料に関して個別に支払うのが出来高払い、診療行為の内容によって定額を支払う包括払いである。出来高払いの場合、数多くの検査、投薬、診療行為を行う方が儲かるため、適切と思われる診療行為の範囲を広く解釈する。つまり灰色の部分を適切と判断するのである。逆に包括払いの場合は、検査や投薬を出来るだけ抑えようとし、灰色の部分は不適切と判断される。このように診療報酬制度にはそれぞれデメリットがあり、さらに個々の病院が自由に診療報酬制度を選択できるため、あまり意味を成していないのが現状である。

◆ 医師誘発需要が存在すると思われる理由 ◆

もう1つ、医師誘発需要が存在するのではないかとと思われる原因がある。それは年々医師の数が増加の一途をたどっていることである。なぜそれが医師誘発需要に関係するのかと言えば、医師数の増加は医療行為の供給側の増加に当たるからである。需要曲線と供給曲線の関係を考えてみると、供給の増加は価格を低下させるはずである。しかし医療行為や薬価は下がらない。競争市場であれば、需要量が増えなければ価格が下がり、医療行為に対する医師一人当たりの収入は減少するはずである。これは医師の給与の減少を意味する。これを避けるために医師が需要を誘発し、価格を維持していると考えられるのである。

仮に医師誘発需要が存在しないとすれば、疑問視されるのは次のことである。はじめに、医師数が増加しているのに医療行為の価格が下がらないこと。薬価差、報酬制度、ベッドの空き状況から検査漬け、薬漬けはあまり存在しない。つまり、需要に関して上の医師数、薬価差、報酬制度、ベッドの空きなどは影響しないはずである。逆を返せば、これらが需要に影響を与えるということができれば、医師誘発需要は存在する可能性が高いといえる、という考えの下で私たちは分析を行っていきたいと思う。

◆ 目的 ◆

マイクロデータを用いて需要関数を推定することによって医師誘発需要の存在の有無を確認し、何がもっとも影響を受け、また影響与えているかを分析する

◆ 西村モデル ◆

需要関数における価格に相当するものとして一件あたりの医療費をとり、需要量に相当するものとして、受診件数をとる。仮に患者が医療機関の選択において価格を問題にするとすれば1件あたりの医療費が指標になる。このときに競争市場理論が成り立つとすれば一件当たりの医療費と人口当たりの医師数が逆相関するはずであるが、ここで正の相関を持てば医師誘

発需要が支持される。

ここで西村氏は国民保険加入者を対象とする保険ベースの集計データを用いて分析している(資料は厚生保険局「国民健康保険事業年報」)。被説明変数は入院と外来に分け、さらにそれぞれについて国民健康保険加入者を(1)老人医療の対象者とそれ以外(一般)をあわせたもの、(2)一般、(3)老人医療費無料化制度対象者の3種類に分けて計測している。一方で説明変数には(a)人口当たりの医師数、(b)人口当たり受診件数、(c)保険における患者の自己負担率、(d)人口当たりの県民所得、などを加えている。

方法として、一件当たりの医療費を p 、1人あたりの受診率を n 、人口当たり診療従事医師数を d 、自己負担率を h 、一人当たりの県民所得を y 、として以下の式を計測した。

$$\log p = \alpha_0 + \alpha_1 \log d + \alpha_2 \log n + \alpha_3 \log h + \alpha_4 \log y + \varepsilon$$

示したモデルでの関心は医師/人口比率が大きい地域で価格が低くなればそれは競争市場理論が有力になり、他方その反対であれば医師誘発需要理論が有力になるということである。これについて説明する。西村モデルでは自己負担率についての結果がいくつか期待した符合になっていないのを除いてはおおむね先見的な予想通りの結果が得られている。ただし、最も興味深いのは人口当たりの受診件数の係数の符号だ。この符号の正負を文字通り解釈すると次のようになる。もしこの符号が負であれば受診率が増えたとき1件あたりの医療費が減少するということである。逆に受診率が減少したときには1件あたりの医療費が増える事を意味している。

もしこのような関係が成り立てば患者負担を増やして受診率を下げても1件あたりの医療費が上がって医療費は必ずしも期待通りに抑制することは出来ないことを意味する。

結果は1974~83年のデータでは老人についてそのようなことが言えることに対しそれ以外では係数が正になっている。具体的には患者が少なくなると1人あたりの患者を丁寧に診て1件あたりの医療費をあげるという傾向が老人に対して強いことが推測できる。高齢者は若年者と比べ2種類以上の疾病をもっている。検査結果の読み取りが難しいなどの理由により若年者より多くの検査をしたり、より丁寧に診察することが勧められている。少なくとも老人に対する患者負担の引き上げはあまり大きな医療費抑制効果を持たないことが結果から分かる。これはその気になれば老人の1件当たり医療費を引き上げることが比較的容易であることを想像させる結果がある。(地域医療費総覧'86)

以上より西村モデルの結果では医師誘発需要理論を支持している。

(近年老人を除いては受診率の上昇によるウエイトよりも1件あたりの医療費の上昇によるウエイトの方が急速に高まっている。これより医療費を抑制するためには、供給サイドに手をつけなければならない。もし患者負担率をかなり上げればおそらく医療費は抑制できる。患者にコスト意識を持たせることが重要だからだ。)

◆ 我々の医師誘発需要の捕らえ方 ◆

そこで私たちは病院ベースの平成11年、12年のマイクロデータを用いてパネル推定を行うこととする。マイクロデータを用いることでより濃縮された、現状を反映するような値を期待する。もちいる統計は「地方公営企業年鑑」である。この資料には各都道府県、市町村の病院における詳細な項目別の財政データ(患者1人当たりの医療費、収入の内訳など)や病院の構成に関するデータなどが収録されている。

その中からどのデータを用いてどのように考えて医師誘発需要を捕らえられるか。医師誘発需要の存在が示せるのではないか、示すのに変数として適しているのではないか、というものを被説明変数として下に挙げる。

患者1人1日当たり診療費(この資料では患者1人1日あたりの診療収入という指標が出ている。ここでは患者1人が支払う費用=病院が1人の患者から得る収入、と考え、患者1人当たりの医療費の代用として患者1人当たりの診療収入を用いることとする。また、この値を365倍することで年間の延べ医療費を得る)

このデータを用いることで「必要以上に患者が費用を負担している(負担させられているのではないか)?」を見たい。

1日平均患者数

このデータを用いることで「医師は必要以上に患者を来院させているのではないか?」を見たい。

医師1人あたりの患者数(④と同様の意味を示すが、ここでは医師の個人的な感情が影響して医師誘発需要を引き起こしているのではないかを見たい。)

このデータを用いることで「医師の収入を増やすために必要以上に患者を来院させているのではないか?」を見たい。

投薬、注射からみた患者1人1日あたりの診療収入

このデータを用いて「医師の裁量によって必要以上の投薬、注射を受けているのではないか?」を見たい。

平均在院日数(入院患者が平均何日入院しているか)

このデータを用いて「患者は必要以上に入院日数を引き伸ばされていないか?」を見たい。

ではこれらの診療内容は何によってかわってくるのか?そこで次の項目を説明変数として選択する。

まずは(1)医師数である。これは医師誘発需要仮説にもっともよく用いられるものである。一般的に人口当たりの医師数が増加すると、医師は所得の減少を防ぐために情報の非対称性を利用して医療サービスの需要を誘発するという。医師は所得の減少を防ぐために本当に裁量をはたらかせているのか、需要を誘発しているのか、これを見るために(2)医師の基本給与も変数として投入する。同様の考え方を(3)医師1人当たりの診療収入でもできる。医師は収

入の減少を防ぐため医療サービスの需要を誘発するのではないかという仮定をする。また過
 多に薬品投与を行っていないか、を見るために(4)薬品使用効率も用いる。薬品使用効率と
 は(薬品使用から得られる収入)／(薬品を使うのにかかるコスト)である。さらに、医師自身の問
 題として(5)医師の平均年齢、(6)平均経験年数も用いる。これは医師が年齢をおうごとに、ま
 た経験年数があがるほど、倫理的に好ましくない裁量をはたらかせるのではないか、という仮
 定からこれらも変数として加えることにする。また(7)外来入院患者比率をみることで医師が患
 者の構成比をコントロールしているのではないか、(8)全職員数にしめる医師数から、医師が
 多いとやはり誘発需要が起こっているのではないか、(9)病床利用率からヒマな病院(=病床
 利用率が低い病院)ほど検査、入院の比が高いのではないか、をみていく。

また一方で患者の需要に影響する変数としては、患者の所得、ここでは县市町村別の所得
 格差(統計資料:民力)という指標を用いる。また一般的に患者は大病院(=多機能病院)に行
 く傾向があると考えられるので、病床数、病院の面積、事業開始からの年数も用いる。

さて、上でみた(1)～(8)の説明変数の係数は本来ならば供給量に与える効果を表すパラ
 メータで、被説明変数とは逆の相関を持ってはならない。ところが推定の結果、これら
 のパラメータが統計的に有意でプラスであればこれらのパラメータが需要曲線のシフトパラメ
 タである、という医師誘発需要仮説は採択されることになる。

推定式 ◆

以下の需要関数を推定する。

$$\begin{aligned} \log Q = & \alpha_0 + \alpha_1 \log B + \alpha_2 \log open + \alpha_3 \log area + \alpha_4 \log I \\ & + \alpha_5 \log mrate + \alpha_6 \log srate + \alpha_7 \log msrate + \alpha_8 \log brate + \alpha_9 \log oir \\ & + \alpha_{10} \log dr + \alpha_{11} \log ki + \alpha_{12} \log MD + \alpha_{13} \log avage + \alpha_{14} \log avex \end{aligned}$$

* 被説明変数 *

piin:入院患者一人一日当たりの診療収入

piout:外来患者一人一日当たりの診療収入

pqin:平均入院患者数

pqout:平均外来患者数

dpqi:医師一人一日当たりの患者数(入院)

dpqo:医師一人一日当たりの外来患者数(外来)

mincomei:入院患者一人あたり得られる診療収入(投薬)

sincomei:入院患者一人あたりから得られる診療収入(注射)

mincomeo:外来患者一人あたりから得られる診療収入(投薬)

sincomeo:外来患者一人あたりから得られる診療収入(注射)

avhday:平均在院日数

説明変数

B:病床数
open:事業開始からの年数
area:病院の面積
I:所得格差
mrate:薬品使用効率(投薬)
srate:薬品使用効率(注射)
msrate:薬品使用効率(計)
brate:病床利用率
oir:入院外来比率
dr:全職員に占める医師の割合
ki:医師の基本給与
MD:医師数
avage:医師の平均年齢
avex:医師の平均経験年数

分析方法 ◆

データのタイプが時系列(T=2)とクロスセクション(N=963)の性質を持ったパネルデータであるため、通常の回帰分析とは異なる手法で分析を行う。そのためにまずどの分析方法が最適であるかということを検定する。

最初に行うのは病院間の個人効果 μ が存在するかどうかの検定である。

検定の方法として、個人効果があると仮定した推定方法である LSDV(Least Squares Dummy Variable)と個人効果がないと仮定した通常の OLS(pooled OLS)の残差二乗和を比較し F-test を行う。

$$H_0 : \mu = 0 \quad H_1 : \mu \neq 0$$

この時点で帰無仮説が棄却されない場合、通常の OLS を使って分析を行う。

次に個人効果が存在した場合、それが説明変数と相関があるかを検定する。

検定の方法は Hausman Specification test を使用する。

$$H_0 : Cov(\mu, X) = 0 \quad H_1 = Cov(\mu, X) \neq 0$$

ここで帰無仮説が棄却されれば Within estimator(=LSDV)を使い、棄却されなければ GLSE(Generalized Least Squares Estimator)を使って分析を行う。

Within estimator モデル

$$\tilde{Y} = \tilde{X}\beta + \tilde{u}$$

$$\tilde{Y} = [y_{it} - \bar{y}_i] \quad , i=1, \dots, 963 \quad ; \quad T=1, 2$$

\tilde{X}, \tilde{u} についても同様。

<結果>

全ての方程式において、F-test では F 検定統計量が、Hausman test では χ^2 乗検定統計量がそれぞれ限界値を越えたため、両検定の帰無仮説を棄却し、結果 Within estimator を分析に採用する。

推定結果は以下の表である。

考察 ◆

まず「患者 1 人当たりの診療収入」、「平均在院日数」である。これらからはともに期待した結果は得られなかった。我々の仮定からはこの二つの変数から医師誘発需要の存在を導くことはできなかった。

では患者数はどうだったか。ここでは入院、外来、について病床利用率、医師数がともに有意であった。医師が患者数を増やそうとするインセンティブとして、我々は医師の給与が深く関わっているのではないか、つまり医師は収入を増やすために患者数を故意に増やしているのではないかと予想したが、原因は別のところにあったのである。医師数が増えると、患者数が増える、これは通常医師誘発需要を示すときに期待する結果であるが、この場合、病床利用率も増加するという結果を得ている。となると、これは医師が医師個人の意味ではなく、病院全体として患者を増やそうとする傾向があるからではないだろうか。これに関しては「医師一人当たりの患者数」の結果と比較して考えてみることにする。「医師一人当たりの患者数」では入院、外来ともに病床利用率、医師の基本給与が有意であった。この結果が意味することは何か？医師はお金が儲かるようになると、貪欲になり、悪知恵をつけ、さらに儲けようとするインセンティブがはたらく。そこでどうすれば一番効率的かを考えてみると、患者数を増やすことがそれにつながることは容易に想像がつく。さらには外来入院患者比率も有意だったことから考えると、医師は外来患者数を操作しているのではないかと、この想像もつく。外来患者は入院患者に比べて回転がいいと思われるので、総括して医師は外来患者からの収入に依存性が高いのではないだろうか。いずれにせよ、医師は個人的な感情が関わってくると（つまりもっともうけようとする）医師誘発需要を引き起こすのである。

続いて、診療収入の投薬・注射についてみてみる。診療収入を投薬・注射と項目を絞った分析の結果、入院と外来では違った結果が出た。入院においては注射のみに医師誘発需要をとらえることが出来た。我々の投薬と注射両方に医師誘発需要が見られるという予想を覆す結果となった。具体的には表を見て分かる通り、入院患者の診療収入(注射)に対し、注射の薬価差が強く出ている。これは注射の薬価差が上がれば上がるほど医師は不当に注射の回数を増やすという医師誘発需要のケースを示している。対し、外来では投薬と注射、その両方に有意な結果が得られた。ここで言えるのは、入院時に限り投薬と注射では医師誘発需要が行われるか否かの違いが存在するということである。

入院において注射にのみ有意な結果が得られたのは、入院という特殊な状況と料金制度に因るものだと思われる。

まず最初に、投薬と注射の料金制度による違いを見る。両方とも薬価による収入があるのは共通だが、投薬は処方料と調剤料、注射は注射料(技術料)がそれぞれ診療費に加えられる。入院患者に対する投薬は、外来患者が処方箋を受け取り院外の薬局に薬を取りに行く(院内に薬局がある場合も当然考えられるが、政府の医薬分業政策により平成12年当時の公営病院においては殆どが院外にある)場合とは異なり、院内で処方しそれを投薬する形となる。ここで個々の診療報酬点数(平成12年4月改定版)の「処方料」の区分を見てみると、『注3 入院中の患者に対する処方を行った場合は、当該処方の費用は、第1章第2部第1節に掲げる入院基本料に含まれるものとする。』とある。そして調剤料は『入院中の患者に対して投薬を行った場合(1日につき) 7点』とある。これは一日につき70円と微々たるものなので、実際入院患者の投薬において医師が需要を誘発するインセンティブは、薬価差ということ抜きに考えると、皆無であると言える。また、唯一医師誘発需要が期待できる薬価差を入れて考えたとしても、政府の点数改正により薬価自体が年々引き下げられており、問屋側がそれにより以前に比べ経営が楽ではなくなったため、薬価差を縮小しているのが現状である。そのため、薬価差だけでは医師誘発需要を行う材料とはなりえないであろう。それに対し、注射においても薬価の引き下げが行われているが、この場合薬価差に加えて技術料による診療収入もあるため、投薬と違い医師誘発重要を行うインセンティブが存在すると推測できる。技術料の具体的な数字は、『点滴注射 47点(1日)』、『中心静脈注射用カテーテル挿入は1400点』などである。

次に入院という特殊な状況を考えると、入院患者というのは病院に泊まりこんで治療をしなければならぬほどの重病で、体が衰弱していたり、手術後の患者などにおいては食事を取ることが不可能な状態であったりすると考えられる。そのため病院(医師)はそのような患者達に点滴を打ったり、埋込型カテーテルを設置したりするのであろう。また、投薬は薬を処方してもらえば家で服用すれば問題ないが、注射というのは家で行うことは出来ない。注射を定期的に行わなければいけない様な病気の患者は必然的に入院するのであろう。つまり、入院というケースは注射する機会が非常に多いと言える。機会が多いということは、シロの医療行為かクロの医療行為か判断しづらい為、医師は需要を誘発しやすいのではないかと推測される。

このようなことを含めて考えると、同じ薬価差が上昇した場合でも入院における投薬と注射で医師誘発需要の存在の有無が異なっただけという事は、単純に薬価差が存在すれば医師誘発需要が行われるというわけではなく、それに付随する収入、例えば注射料のようなもの、がなければ医師は需要を誘発しようとしまいという意を意味していると考えられる。しかし得られた結果から分かるように、薬科差はそれ単体では医師誘発需要を行う要因とはならないが、付随する要因が存在する場合には薬科差が上がれば上がるほど医師誘発需要が行われるという関係を忘れてはならない。薬科差が上がれば需要を誘発するインセンティブになるのは自明の理である。このような薬科差のみでは医師誘発需要を引き起こすに至らないという事は、薬価が引き下げられた近年に限って言えることか否かではない。薬価が引き下げられる前のデータで分析し、そこで入院時の投薬診療収入に投薬の薬価差が有意な結果が得られたとしたら、それは政府の医師誘発需要防止効果を期待した薬価引き下げ政策が効果があったと言えるであろう。

外来の場合はどうであろうか？ 外来では注射診療収入では注射の薬科差が、投薬診療収入では薬の薬科差がそれぞれ有意であった。分析結果全体を見ても、その二つのパラメーターが飛び抜けて強く出ていた。つまり、最も医師誘発需要が行われている現場というのは、外来患者に注射・投薬する時であるという結果が得られた。一般に“薬漬け”と呼ばれる行為は実際行われていたのである。

入院とは異なり、外来では投薬・注射共に出たのはなぜか？ それは先に述べた付随する要素、ここでは処方せん料が関係していると思われる。入院とは異なりそのまま利益となるので投薬においても医師誘発需要が見られたのではないかと考えられる。

次にパラメーターが最も強く出ていたことに関して考察してみる。その原因として需要を誘発することが容易であることと、それによる利益が高いことが考えられる。利益については、入院の処方料に比べて外来の処方せん料は約2倍の点数となっている事が挙げられる。薬を出すだけで一件につき 53 点もしくは 81 点が入り、それに薬科差が後押しする形となるので、十分な利益が期待できるであろう。それに加え、院内ではなく患者が自らの足で行った先の薬局で薬を受け取るので、例えばたくさん出しても在庫の心配をする必要がないので気兼ねなく需要を誘発出来る、ということが考えられる。また、外来というケースはグリーゾーンの領域にかかる割合が入院と比べて大きいので、医師誘発需要をしやすいということが考えられる。それは例えば、入院して積極的に治療されるのとは異なり、外来は診察するだけで薬・注射が出ないというケースもある。その時患者は自分の体に異変を感じて病院に足を運んだのに、診察だけで終わると不安に思うのではないだろうか。そこで医師は絶対必要ではないが患者を安心させるためという目的で薬・注射を行うであろう。以上のようなことから外来の投薬・注射という現場で最も需要が誘発されるという結論に至った。

参考資料

データ元：<http://www.nibc.co.jp/tensuhyo1204/index.htm>

“(平成12年4月)診療診察報酬点数表”より抜粋

第1章第2部第1節

A100 一般病棟入院基本料(1日につき)

1 (特群(平均在院日数 28 日以内))

イ 入院基本料1	1,216 点
ロ 入院基本料2	1,113 点
ハ 入院基本料3	943 点
ニ 入院基本料4	848 点
ホ 入院基本料5	788 点

2 (監群(平均在院日数 29 日以上))

イ 入院基本料3	983 点
ロ 入院基本料4	888 点
ハ 入院基本料5	828 点

注1 療養病棟入院基本料, 結核病棟入院基本料又は精神病棟入院基本料を算定する病棟及び老人保健法の規定による医療に要する費用の額の算定に関する基準(平成6年3月厚生省告示第72号。以下この表において「老人算定基準」という。)に規定する老人病棟(以下単に「老人病棟」という。)以外の病院の病棟(以下この表において「一般病棟」という。)であって, 看護配置, 看護婦比率, 平均在院日数その他の事項につき別に厚生大臣が定める基準に適合しているものとして保険医療機関が地方社会保険事務局長に届け出た病棟に入院している患者(第3節の特定入院料を算定する患者を除く。)について, 当該基準に掲げる区分に従い, それぞれ所定点数を算定する。

F000 調剤料

1 入院中の患者以外の患者に対して投薬を行った場合

イ 内服薬, 浸煎薬及び屯服薬(1回の処方に係る調剤につき)	9点
ロ 外用薬(1回の処方に係る調剤につき)	6点

2 入院中の患者に対して投薬を行った場合(1日につき) 7点

F100 処方料

- 1 7種類以上の内服薬の投薬を行った場合
(臨時の投薬であって、投薬期間が2週間以内のものを除く。) 29点
- 2 1以外の場合 42点

注

- 1 入院中の患者以外の患者に対する1回の処方について算定する。
- 3 入院中の患者に対する処方を行った場合は、当該処方の費用は、第1章第2部第1節に掲げる入院基本料に含まれるものとする。

F400 処方せん料

- 1 7種類以上の内服薬の投薬を行った場合
(臨時の投薬であって、投薬期間が2週間以内のものを除く。) 53点
- 2 1以外の場合 81点

F500 調剤技術基本料

- 1 病院に入院中の患者に投薬を行った場合 42点
- 2 その他の患者に投薬を行った場合 8点

注1 薬剤師が常時勤務する保険医療機関において投薬を行った場合(処方せんを交付した場合を除く。)に算定する。

	LB	LOPEN	LAREA	LI	LMRATE	LSRATE	LMSRATE	LBRATE	LOIR	LDR	LKI	LMD	LAVAGE	LAVEX	Adjusted R2	F, 2
piin	-6.90E-03	0.466546	-2.61E-03	-0.297379	0.051032	-0.016403	-0.075824	0.02275	0.17888	0.150181	-0.017077	-0.119912	-8.29E-03	6.73E-03	0.988138	33.875
	0.035512	0.086503	3.05E-03	0.126671	0.030854	0.029003	0.064451	0.035583	0.034917	0.054332	0.030306	0.05116	0.027053	7.79E-03		
	-0.194406	5.39343	-0.854042	-2.34764	1.65397	-0.56556	-1.17646	0.639346	5.12297	2.76413	-0.563476	-2.34385	-0.30639	0.863038		270.31
	[.846]	[.000]**	[.394]	[.019]*	[.099]	[.572]	[.240]	[.523]	[.000]**	[.006]**	[.573]	[.020]*	[.759]	[.389]		
piout	0.162905	-0.861218	6.98E-03	0.206552	-0.112342	-0.123256	0.211251	0.090658	0.084953	0.108569	0.010228	-0.120786	0.011208	-0.014336	0.904655	14.878
	0.077303	0.188303	6.64E-03	0.275744	0.067165	0.063134	0.1403	0.077459	0.076009	0.118272	0.065971	0.111368	0.058891	0.016967		
	2.10735	-4.57358	1.05133	0.749071	-1.67263	-1.95228	1.50571	1.1704	1.11767	0.917958	0.155036	-1.08456	0.190319	-0.844913		89.854
	[.036]*	[.000]**	[.294]	[.454]	[.095]	[.052]	[.133]	[.242]	[.264]	[.359]	[.877]	[.279]	[.849]	[.399]		
pqiin	0.41403	0.343354	-5.12E-04	0.218176	0.022188	0.02101	-9.80E-03	0.522637	-0.412241	-0.438904	-3.55E-04	0.434573	5.41E-03	4.40E-03	0.999111	3.5881
	0.026854	0.065415	2.31E-03	0.095791	0.023332	0.021932	0.048739	0.026909	0.026405	0.041087	0.022918	0.038688	0.020458	5.89E-03		
	15.4175	5.24888	-0.222	2.27763	0.950937	0.957955	-0.20109	19.4227	-15.6123	-10.6824	-0.015494	11.2327	0.264679	0.745992		527.41
	[.000]**	[.000]**	[.824]	[.023]*	[.342]	[.339]	[.841]	[.000]**	[.000]**	[.000]**	[.988]	[.000]**	[.791]	[.456]		
pqiout	0.39638	0.291171	1.39E-04	0.204799	0.021463	0.033061	5.13E-03	0.531714	0.587856	-0.477657	-3.28E-03	0.466559	0.025649	4.58E-03	0.998763	11.471
	0.029689	0.072319	2.55E-03	0.105901	0.025795	0.024247	0.053883	0.029749	0.029192	0.045423	0.025337	0.042771	0.022617	6.52E-03		
	13.3512	4.02623	0.054544	1.93388	0.83207	1.36349	0.095152	17.8736	20.1378	-10.5157	-0.129454	10.9082	1.13404	0.703093		436.15
	[.000]**	[.000]**	[.957]	[.054]	[.406]	[.173]	[.924]	[.000]**	[.000]**	[.000]**	[.897]	[.000]**	[.257]	[.482]		
dpqiin	0.474965	0.077098	-0.013114	-1.20981	0.037653	0.090767	-0.131037	0.498771	-0.340153	0.255009	0.354616	-0.325939	0.120208	-0.070496	0.956577	6.9081
	0.099082	0.241355	8.51E-03	0.353431	0.086088	0.080922	0.179828	0.099282	0.097424	0.151594	0.084558	0.142744	0.075482	0.021748		
	4.79363	0.31944	-1.54047	-3.42303	0.43738	1.12166	-0.72868	5.02377	-3.49147	1.68218	4.19375	-2.28337	1.59253	-3.24157		139.01
	[.000]**	[.750]	[.124]	[.001]**	[.662]	[.263]	[.467]	[.000]**	[.001]**	[.093]	[.000]**	[.023]*	[.112]	[.001]**		
dpqiout	0.467452	0.057217	-0.013165	-1.20352	0.041642	0.091919	-0.142441	0.497231	0.660401	0.244586	0.349723	-0.316399	0.1201	-0.069509	0.972257	6.9296
	0.098752	0.240551	8.48E-03	0.352253	0.085801	0.080652	0.179229	0.098951	0.097099	0.151089	0.084276	0.142269	0.075231	0.021675		
	4.73358	0.237857	-1.55161	-3.41662	0.485337	1.1397	-0.794742	5.025	6.80129	1.61882	4.14972	-2.22395	1.59642	-3.20685		139.7
	[.000]**	[.812]	[.121]	[.001]**	[.628]	[.255]	[.427]	[.000]**	[.000]**	[.106]	[.000]**	[.027]*	[.111]	[.001]**		
mincomei	-6.50E-03	-1.48895	-0.011268	1.35259	0.036407	0.361584	-0.087743	-0.307562	0.096364	-0.260821	0.101629	0.31002	0.158378	7.49E-03	0.818251	7.5356
	0.14745	0.361533	0.012738	0.535725	0.129966	0.125634	0.272521	0.147942	0.145039	0.225733	0.126098	0.212792	0.112322	0.032511		
	-0.044062	-4.11845	-0.884621	2.52477	0.280126	2.87807	-0.321966	-2.07893	0.664406	-1.15544	0.805956	1.45692	1.41004	0.230371		56.048
	[.965]	[.000]**	[.377]	[.012]*	[.780]	[.004]**	[.748]	[.038]*	[.507]	[.249]	[.421]	[.146]	[.159]	[.818]		
sincomei	-0.032645	-1.0433	-0.028221	-1.30997	0.447878	0.962282	0.195838	-0.099078	0.528198	0.252632	0.484083	-0.230091	0.395417	-0.12932	0.963683	18.041
	0.218712	0.532808	0.018889	0.788055	0.191453	0.185937	0.403017	0.219139	0.215134	0.334818	0.186654	0.315631	0.166604	0.047998		
	-0.149262	-1.95812	-1.49403	-1.66228	2.33936	5.17531	0.48593	-0.452126	2.45521	0.754536	2.59348	-0.728988	2.3734	-2.6943		102.38
	[.881]	[.051]	[.136]	[.097]	[.020]*	[.000]**	[.627]	[.651]	[.014]*	[.451]	[.010]**	[.466]	[.018]*	[.007]**		
mincomeout	2.10353	-6.069	-0.017336	0.863997	1.12782	-0.183239	-0.131849	1.08687	1.45922	-0.726474	0.219602	0.472622	0.059286	-0.063218	0.72448	5.4809
	0.598875	1.4588	0.051454	2.13621	0.520332	0.489108	1.08692	0.600082	0.58885	0.916266	0.511086	0.862776	0.456231	0.131447		
	3.51247	-4.16027	-0.336928	0.404453	2.16751	-0.374638	-0.121305	1.8112	2.47809	-0.792864	0.429677	0.547792	0.129948	-0.480939		46.996
	[.000]**	[.000]**	[.736]	[.686]	[.031]*	[.708]	[.904]	[.071]	[.014]*	[.428]	[.668]	[.584]	[.897]	[.631]		
sincomeout	-0.146713	-0.99803	0.012437	-0.165823	-7.15E-03	1.1246	-1.22431	0.484849	0.466661	-0.261476	-0.175559	0.095857	0.074529	-0.051308	0.95277	28.766

	0.17062	0.415706	0.014659	0.608608	0.148276	0.139377	0.309755	0.17097	0.167772	0.261074	0.145609	0.245834	0.130185	0.037449		
	-0.85988	-2.4008	0.84838	-0.272462	-0.048216	8.06876	-3.95252	2.83586	2.78151	-1.00154	-1.20568	0.389928	0.572481	-1.37005		48.052
	[.390]	[.017]*	[.397]	[.785]	[.962]	[.000]**	[.000]**	[.005]**	[.006]**	[.317]	[.229]	[.697]	[.567]	[.171]		
avhday	-0.372384	0.271372	-0.013206	0.283165	-8.70E-03	0.059053	-3.24E-03	-0.190467	-0.436886	-0.313485	-0.031768	0.299546	0.130746	0.032058	0.931073	15.062
	0.088024	0.219305	7.65E-03	0.318324	0.080697	0.087503	0.177803	0.088777	0.087486	0.135868	0.075632	0.127917	0.067548	0.019699		
	-4.23046	1.23742	-1.72669	0.889548	-0.107799	0.674862	-0.018242	-2.14546	-4.99377	-2.30727	-0.420035	2.34173	1.93562	1.62734		54.801
	[.000]**	[.217]	[.085]	[.374]	[.914]	[.500]	[.985]	[.033]*	[.000]**	[.022]*	[.675]	[.020]*	[.054]	[.104]		

国際パート論文

「日本の対外直接投資が国内雇用に与える影響」

執筆者 菅谷公成

武田亮太

武野健太

問題意識

日本の対外直接投資は、プラザ合意後の円高、バブル経済による資産効果の増幅、低コスト生産の実現の追及を背景にして 80 年代半ばから急速に増加した。直接投資は、資本、技術、経営ノウハウなどの生産要素の国際間移転を通じてそれらの効率的な使用を可能にすることから、投資国と被投資国の双方に対して望ましい効果をもたらす。例えば、工程間分業による貿易による効率的な生産体制の確立である。

しかし、対外直接投資にも問題はある。投資国側にとってみれば、相手国のインフラの未整備は工場新設の際に問題が生じ、また国内に目を向ければ、自国内で行われていた生産工程の海外への移転に伴い、それに従事していた労働者の雇用が失われるという問題である。

特に後者の雇用問題に関しては、直接投資の中でも投資国の安価な労働力を利用して逆輸入を行う水平的統合型投資は自国内での生産が減少し、結果的に雇用が削減されるという深刻な結果を投資国にもたらす。

直接投資によって安価な財が国内に流れ込んできた場合、逆輸入効果によって国内熟練労働者と非熟練労働者の雇用格差と賃金格差が広がることはヘクシャー＝オリーン＝サミュエルソン（HOS）理論によって確認でき、また、近年の実証分析によっても明らかにされている。

ところが、こうした理論や先行研究は非熟練労働者の雇用削減を指摘しているが、日本では具体的にどのような背景を持つ労働者が企業の海外生産活動によって削減されているのかについては言及されていないことが多い。とりわけ、非熟練労働者という言葉の定義が曖昧であり、定義をはっきりさせた上で雇用への影響を調べなくてはならないであろう。

そこで、この論文では直接投資の問題として雇用への影響に焦点を絞り、労働者の学歴と年齢によって熟練・非熟練を区別し、ミクロ的な視点から見た直接投資による雇用への影響が理論と整合的かを調べることを試みる。

1 章 日本の対外直接投資の現状

1 - 1 日本の対外直接投資

1 - 1 - 1 対外直接投資の定義

「海外直接投資」の定義については、日本の場合には「外国為替及び外国貿易管理法」(第 22 条第 3 項)に、「居住者(法人または自然人)による外国法令に基づいて設立された法人(以下「外国法人」という)の発行に係わる証券の取得もしくは当該法人に対する金銭の貸付であって、当該法人との間に永続的な経済関係を樹立するために行われるものとして政令の定めるものまたは外国における支店、工場、その他の営業所、の設置もしくは拡張に係わる資金の支払い」と定義されている。

またここでさらにいう「政令」とは「外国為替管理例」ならびに「外国為替の管理に関する省令」であって、「永続的な経済関係を樹立するために行われるもの」について、「外国法人の発行済株式の総数または出資の金額の総額の 10%以上を所有すること」が規定されている。

また直接投資の概念は、国際収支表の資本収支に現れる。国際収支では一国の対外的な取引活動を経常収支と資本収支に分類して計上する。実物取引を主として取り扱うのが経常収支であり、貿易収支、サービス収支、所得収支、経常移転収支等で構成される。一方資本収支は、金額項目として投資収支、その他資本収支から構成され、直接投資はこの投資収支の中に含まれている。

IMF が定める国際収支統計作成上のマニュアルでは、海外直接投資を「ある経済(国)に居住するもの(投資家)が、居住地以外に所在する企業に対して永続的な利益を得る目的で行う国際投資」としたうえで、「永続的な利益ということによって投資家と企業との間には長期的な関係があり、投資家は企業の経営に対して著しい影響力を持つことを意味する。直接投資は投資家と企業との間の関係を成立させる最初の取引のみならず、全ての関連会社の取引を含むものとする」と定義している。

1 - 1 - 2 日本の対外直接投資の動機と問題点

日本の対外直接投資は 1980 年代半ば以降大きく拡大し、近年ではその総額は減少しているものの、世界各国の経済成長におおいに貢献している。この項では近年の日本の対外直接投資における動向と問題点を分析するとともに、その特徴を明らかにする。

対外直接投資の拡大

日本の対外直接投資額は 80 年代半ばから急激に増加した。その原因としては プラザ合意後の円高 バブル経済による資産効果の増幅 低コスト生産の実現の追及といった事柄が挙げられる。

85 年に成立したプラザ合意によって、円の実質効果レートは 85 年～88 年の間に約 40% 切り上がった。円切り上げは相対価格効果と流動性効果あるいは資産効果を通じて、日本からの直接投資の拡大をもたらした。円切り上げは相対価格の変化を通して日本で生産された商品の国際競争力を低下させ、その結果、相対価格効果によって輸出数量は減少した。このような状況に対処するために多くの日本企業は東アジア諸国などの生産コストの低い地域に生産拠点を移した。また円高により日本企業のもつ資産価値が相対的に増大したことも、直接投資を促した。

80 年代後半にはバブル経済の発生によって不動産価格や株価が急上昇し、それによって上述した資産価値の増大がもたらされ直接投資を後押しした。バブル経済をもたらした主な原因は、円高による低迷した景気を活性化するために行われた金融緩和および財政拡大政策であった。

円高とバブル経済は 80 年代後半における日本の対外直接投資の急上昇をもたらした重要な要因であるが、さらに、日本企業が輸出などを通じて国際経済活動における経験を蓄積してきたことも、対外直接投資の上昇につながった。また日本企業にかかわる産業組織のひとつの特徴で在る下請制度や長期的取引慣行なども、関係企業による集团的対外直接投資行動を助長した。

以上の条件はプッシュ要因となって対外直接投資を後押ししたが、一方で投資受入国によるプル要因も存在した。先進国向けの投資では金融や不動産などの非製造業部門が大きな位置を占めているのに対し、発展途上国向けの投資では電気機械や一般機械などの製造業部門が大きい。したがって、80 年代から 90 年代にかけての投資先の先進諸国から発展途上国への変化は、投資産業構成において非製造業部門から製造業部門へのシフトをもたらした。80 年代後半における日本の非製造業企業によるアメリカなどの先進諸国への投資は、それらの国々における資産の魅力がプル要因となった。一方、製造業企業の先進国向け投資の中には貿易摩擦によって輸出の拡大が困難になったことやプル要因として作用したものもある。アメリカでの自動車の生産や欧州での自動車や家電製品の生産を目的とした投資が、このような分類に入る。他方、低賃金であるが勤勉な労働力、自由化や民主化に伴う投資受入国に対する東アジア諸国の前向きな政策へのシフト、高い経済成長力などが挙げられる。日本の東アジア諸国への投資構成は 90 年代初頭から NIEs より ASEAN へとその比重が移っているが、その背景には以上のようなプル要因が存在する。例えば、NIEs は 80 年代後半には賃金の上昇や為替レートの切り上げなどで、投資先としての魅力が低下したのに対し、ASEAN 諸国、中国の魅力が相対的に増した。次ページの表に産業別の累積投資額が示してあるが、これによると電気機械産業の投資額が他と比べてかなり大きい。

	1989～2001 年度累積 投資金額(億円)
食料品	28736
繊維	8620
木材・パルプ	6276
化学	32556
鉄・非鉄	18654
機械	20954
電機機械	77027
輸送機	39137
その他	27704
製造業計	259667

表：日本の産業別直接投資累積金額（1989～2001 年度）
（財務省「業種別対外直接投資実績」より作成）

対外直接投資の問題点

対外直接投資は海外に子会社を作り事業を行うため、その事業の遂行には様々な障害が付随することは否めない。日本企業の海外子会社が直面する問題は、主に 進出先の経済状況 進出先政府による政策の 2 つが挙げられる。この問題は、特に北米に進出した企業において特に深刻である。北米に進出した企業の多くが現地販売を目的にして進出したことを考慮すると、販売競争の激化が大きな問題であることは理解できる。労働力の確保に関する問題も、全体の約一割の企業によって問題であると指摘されている。一方アジア地域に進出した企業にとってはインフレの昂進およびインフラの未整備は深刻な問題である。また、部品を提供する裾野産業の未整備も問題点として挙げられるであろう。

現地政府の政策が問題であると指摘しているケースが、北米に進出した企業に多い。具体的には移転価格税制、ビザ発給の制約、課税強化政策などが事業を行うにあたって問題であるとしている。直接投資は受入国に様々な利益をもたらすという認識から、直接投資を誘致するための優遇措置を実施している国も多い。一方、上で見たように直接投資の流入を阻害する政策を実施している国も少なからず存在しているのである。

また、近年の市場経済化政策を反映して中国への投資が増大しているが、現地パートナーとの対立が主な撤退理由に挙げられるなど困難が伴っている。

一方、対外直接投資は我が国の貿易収支に対して、 輸出代替効果（現地法人の製造品が日本の完成品輸出を代替）、 輸出誘発効果（現地工場設備等の資本財供給、部品等の中間財供給）、 逆輸入効果（現地法人により生産された製品が日本に輸出される）、 海外生産シフトにより国内生産で利用する原材料等の輸入が増減する効果）という 4 つの効果を与える。

1-1-3 直接投資の被投資国への影響

直接投資は、資本、技術、経営ノウハウなどの生産要素の国際間移転を通じてそれらの効率的な使用を可能にすることから、投資国と被投資国の双方に対して望ましい効果をもたらす。

被投資国は直接投資の受け入れを通じて、外国企業の持つ資本、技術および経営ノウハウなどの経済活動に必要な要素を獲得することができる。海外からの資金は設備投資に投入されることで生産および雇用を拡大し、経済成長に貢献する。また、商品の仕入れおよび販売を効率的に行うことを可能にする調達・販売の国際ネットワークに組み入れられることから輸出拡大を実現できる。さらに、外国企業の持つ技術の移転や外国企業の参入によって国内市場における競争が強化されれば、国内企業の生産効率が向上する可能性がある。このように、直接投資を受け入れることで、設備投資、生産、輸出などの拡大や、生産効率の向上を通して、経済成長が促進される。他方、輸出の拡大、生産効率の向上、経済成長の実現は、対内直接投資を促進する。このようにして、直接投資、設備投資、輸出、生産、直接投資を構成要素とする良循環が東アジア地域で形成され、高い経済成長が実現した。

被投資国と投資国の双方に関連する好ましい効果としては、新たな貿易形態の実現が挙げられる。代表的なものとしては、工程間分業による貿易があり、これは1つの生産工程をいくつかの小工程に分割し、それぞれの小工程をそれらが最も効率よく行われる場所に配置するという生産形態である。この体制は多くの部品を用いる機器産業において多く見られる。小工程で生産された部品、中間財は最終生産地へ輸出されて製品が組み立てられる。工程間分業は直接投資を媒介として各国の持つ比較優位パターンにそった形で構築されることから、効率的な生産体制といえる。

以上の効果は、直接投資を受け入れることから期待される経済成長を促進する好ましい効果であるが、外国企業の進出によって被投資国経済に対して好ましくない影響が出る可能性がある。それらの影響の中で、過去に注目されたものとして、競争力のある外国企業の進出によって競争力の乏しい国内企業が駆逐されることで外国企業が進出先市場で市場支配力を持つようになる場合がある。外国企業は市場支配力を利用して価格を吊り上げ、独占利潤を上げる。しかしこのようなケースは、近年、多くの発展途上国が市場開放政策を採るようになり外国企業間での競争が活発に行われるようになったことで、実現の可能性は低下したように思われる。

1-1-4 直接投資に関する日本政府の役割

数年前よりはその投資総額は減少しているものの、日本は世界でも有数の対外直接投資

国になっている。今後も情報化や世界各国における自由化の進展に対応する形で、日本からの直接投資も増えていくことが予想される。海外市場といった比較的不確実性の高い環境の下での投資に関するリスクを軽減するために、日本政府は日本企業による直接投資に対し、投資保険、情報提供などを通じて支援を行っている。また、アジア諸国などの発展途上国に対しては政府間初援助などを通じて裾野産業の育成や教育への支援を行うことで、直接投資の促進に貢献している。

日本を含めて各国が単独で直接投資政策の自由化を実施するのは、被害を受ける産業や労働者などによる抵抗が強いことから難しい。そこで、自由化反対への対抗力として自由化によって利益をうけるグループからの自由化への支援を得ることが重要である。具体的には貿易に関する多国間取り決めに活用することが有効である。日本も FTA を始めとする多角的取決めの構築および運営に積極的に貢献しなければならない。具体的には東アジアにおける

1 - 2. 対外直接投資の理論化

企業が市場と取引する方法としてなぜ輸出、ライセンスという方法をとらず、直接投資、海外生産という方式を選択するのかという問題は、これになぜ国内市場のみならず海外市場との間でも取引されるのかという問いを加えて、企業がなぜ直接投資を行うのかという問題として直ちに出てくる疑問であり、この問いに答えることは早くから海外直接投資の決定因論における中心的課題の 1 つであった。

この問題についての有効な解答を最も必要としたのは国際貿易理論の分野であった。現実の世界にあって、国際貿易と直接投資は、単に密接に関係しそれぞれが他方に対して多大の影響を与えるというのとどまらず、現代の世界での両者は相互作用以上の、いわば一対のものとして世界経済に作用し、現象しており一方を無視して他方を論じることは当然ながら当然ながら説明力を著しく欠くことになる。現実の世界貿易のフローにおいてその総額の 1/3 は多国籍企業による企業内貿易によって占められ、さらに 1/3 は多国籍企業が直接に関与していると推定されていることがこれを示している。

貿易理論の分野においてはヘクシャー=オーリン・モデルという堅固な基礎モデルが存在しており、その基本型においては直接投資、あるいは一般に国際間に生産要素の生じる余地はない。このようにして新たな展開は 1980 年前後を起点として、「新」貿易理論といわれる一群の研究の出現によって進められることになった。その特徴は、議論の前提として不完全競争市場を想定し、規模に関する収穫逓増のもとで、製品差別化を行う国際商品貿易を主要な議論の対象とする。そしてこのような世界にあっては海外直接投資、海外生産は少なくとも完全競争市場の世界ではより自然な形で生じ、したがってまた多国籍企業も現実に近い型で生息しうるのである。

ここでは海外直接投資の決定因論と選択問題への解という見地から、これらの議論を整理し、要約する。

以下ではまず初期の選択モデル(そのほとんどは部分均衡分析である)についての概略を説明し、次に「新」貿易理論によってもたらされた成果を、水平的統合型直接投資の場合について検証する。

1 - 2 - 1 初期の選択モデル、部分均衡分析

企業は市場へのサービスを様々な方法によって行うことができる。国内市場への商品販売、外国市場への商品販売すなわち貿易、持てる技術のみを販売するライセンスリング、それに海外生産、すなわち海外直接投資である。

このうち企業による海外市場との取引の方法としての輸出と直接投資との代替関係あるいは組み合わせ関係は、早くからその理論的な説明が求められてきた。

ここではマーティンによるクールノー型寡占企業による輸出、直接投資の選択モデルを取り上げる。

<仮定>

- 1.2 国(A,B とおく)があり、各国に単一の企業がある。
- 2.企業は輸出によっても、海外生産によっても販売することができる。
- 3.需要曲線は両国で線形($p=a-bq$)とする。
- 4.A 国の企業は自国においては限界費用 c_A 、固定費用 F_A で生産する
- 5.B 国に輸出するときはその限界費用は $c_A + t_{AB}$ である。ここで t_{AB} は関税障壁と A 国の企業が B 国に輸出するとき直面するその他の限界費用である。
- 6.A 国の企業が B 国で生産するときには固定費用 F_{AB} がかかる。
- 7.両国の企業はクールノー型寡占企業である。

以上のもとで以下 A 国の企業の輸出対海外直接投資の意思決定問題を考える。

A 国の企業が B 国に輸出するならばそのときの利潤は

$$\pi_x^A = (p_A - c_A)q_A - F_A + (p_B - c_A - t_{AB})q_{AB}$$

ここでは A 国から B 国への輸出量である。

A 国の企業の B 国におけるそれぞれの反応曲線は

$$\pi_{MN}^A = (p_A - c_A)q_A - F_A + (p_B - c_A)q_{AB} - F_{AB}$$

ここで q_{AB} は A 国子会社の B 国での販売総量である。

A 国の企業の B 国におけるそれぞれの反応曲線は

$$2q_{AB} + q_B = Sc_A + t_{AB}$$

および、

$$2q_{AB} + q_B = Sc_A$$

$$\text{ここで } S_Z = (a - z)/b$$

どちらの場合にも B 国の企業の B 国における反応曲線は

$$q_{AB} + 2q_B = Sc_B$$

A 国の企業にとっては、海外直接投資が有利であるのは図 6 - 1 から明らかである。海外直接投資のもとでは A 国の企業は B 国においてより低い限界費用で生産することができる。B 国への直接投資への反応曲線はその輸出への反応曲線よりも原点から遠いところにある。A 国の企業が B 国に子会社を設立すれば、クールノー均衡にあっては輸出するよりも多くを販売することができる。

ただし、海外直接投資による不利性はこの図には表されていない。外国子会社を設立するには子会社が必要である。 F_{AB} が十分に大きければ、A 国の企業の利潤は海外直接投資のもとでは、その販売量が大きくても合計では低くなることもある。

均衡における A 国の企業の B 国における販売からの利潤、A 国で発生する総固定費を示すことが残されている。それは、

$$\pi_x = \frac{[2(a - c_A - t_{AB}) - (a - c_B)]^2}{9b}$$

$$\pi_{MN} = \frac{[2(a - c_A) - (a - c_A)]^2}{9b} - F_{AB}$$

これは以下による、

$$9b\Delta\pi_A = 9b(\pi_{MN} - \pi_x) = 4t_{AB}[2(a - c_A) - (a - c_B) - t_{AB}] - 9bF_{AB}$$

A 国の企業はであれば海外直接投資を選択する。そうでなければ輸出を選択する。

$$\frac{\partial \Delta \pi_A}{\partial F_{AB}} = -1 < 0$$

関税、輸送費等輸出費用の増加は、A国の企業をして海外直接投資に向かわせることになる。 c_B の増加も同様である。 c_A あるいは F_{AB} の増加はA国の企業をしてB国への直接投資ではなく、輸出に向かわせる。

これらのモデルは重要な部分を含むものであるが、いずれも部分均衡分析である。

海外直接投資を国際貿易理論に組み込む作業は、伝統的な貿易理論における企業が事実上一国、一地点でのみ生産活動を行うことができるようにすることからはじまる。ここでの典型的なモデルにおける企業は3種の財・サービスの生産活動に従事する。その1は「企業特定優位性」を表す無形の情報サービス、すなわち本社活動を行うことである。これにはエンジニアリング・サービス、経営管理サービス、財務管理サービス等を含むとともに、評判、トレードマーク等もこれに含まれる。これらは外国の生産施設に無視できる費用(輸送費ゼロ)での移転が可能であるということ、企業内部で公共財的性質を有するという二つの特徴を持つ。第2、第3の生産活動は物的生産活動であり、その1つは生産活動の上流部における最終財の生産である。これらの活動はどちらか一方が、あるいは双方とも規模に関して収穫逓増下にあると仮定される。したがって他の条件が一定なら効率の点からして企業はこれらの活動を一箇所に集中させようとする。二国でこれら活動に従事する企業は時刻で本部活動を行い(第一財の生産をし)、工場(物的)生産の一部または全部を受入国に移転するか(垂直的統合型直接投資)、あるいは工場生産を自国および受入国の両国で行うか(水平的統合型直接投資)することになる。このようなことから、企業の活動は2種類に分類することができる。

つまり各企業は競合者の行動を考慮しながらその利潤極大化を図るため、一国国内企業にとどまるか多国籍企業となるかを選択することになる。これらのモデルが解かなければならない中心的な課題は、個別企業の選択がどのように集計的レベルにおける一国企業と多国籍企業との組み合わせを決定するかということである。そしてこれを一般均衡の枠組みで解くために通常2国二部門の仮定の下で進められる。これが主要な分析枠組みであって、これによって一度企業活動の国際的な配置が見出されれば、ここから海外直接投資活動を含めた国際貿易のパターンを導出することができる。

1-2-2 水平的統合型直接投資と国際貿易

水平的統合型直接投資のモデルを検討する。

この場合は、一般的に言って各国間における同一の要素賦存状況、同一の本社活動、それに生産活動における同一の要素集約度が仮定される。したがって垂直的統合型直接投資が発生する余地はない。

直接投資が発生することの源泉は、異なる水準での規模経済のトレード・オフにある。すなわち一方における工場水準での規模経済と、他方における企業水準での規模経済であり、またこれに輸出、海外生産(直接投資)を行う場合のコスト要因に関係することになる。

上の仮定の下で企業が海外に直接投資を行おうとする1つの要因は、研究開発その他種々の本社活動には高い固定費用を要し、そのことから「他工場の規模経済」が発生するといえる。これがトレード・オフであるにも関わらず多国籍企業が発生することの源泉となる。

海外直接投資のもう1つの誘引は、輸送費、地理的・文化的距離による費用、それに貿易に関する関税、非関税障壁を含むすべての貿易にかかわる費用を節約することである。この2つの動機は集中の優位性、すなわち工場レベルでの規模に関する収穫逓増によってバランスが取れていることになる。工場レベルでの規模経済に対して相対的に他工場の規模経済の価値が高いほど、また輸送費などの貿易関連費用が高いほど、海外生産を行う(多国籍企業化する)可能性が高くなる。

市場に接近していることと市場を集中させることとの間のトレード・オフを基礎とするモデルでは、企業の水準での、また一国の水準での貿易と直接投資との間の代替関係を自明のこととしている。企業は輸出を行うか、あるいは現地で生産し販売する。後者の場合、無形の本社サービスは移転するがこれは商品貿易を増加させるものではない。したがって一国での二国の同一の要素賦存を仮定すると、企業はすべて一国国内企業であるか、あるいはすべて多国籍企業になり、この両方のタイプが存在するのは例外的なケースということになる。

この、直接投資が貿易を置換してしまうという点は、このモデルをさらに、企業が生産の川下部分を分担する子会社に直接投資し、親会社が川上部分の中間財を生産し、加海外子会社に向け輸出するような物的生産活動の上流部門と下流部門を分離するモデルに拡張することによって説明することができる。すなわち水平型直接投資と国際貿易の間の補完関係の要因を導出することができる。

もうひとつのモデルの拡張方法は、両国間に市場規模、要素賦存、技術的効率性についての非対称性を導入することである。各国におけるこれら変数の差異、非対称性は、企業に対し一国国内企業にとどまるか、それとも多工場の他国籍企業になるかの選択に影響を与えることになり、優位性を持つ国に企業として立地することを相対的に優位にする。このケースでは一国企業であることも多国籍企業であることも可能になり、国際貿易と直接投資が同時に生じることになる。さらに比較劣位国においても、その地域市場の規模、要素賦存、技術的効率性等が発展するにしたがって、企業はますます子会社をそこに設立するようになる。すなわち、各国の状況が相似的になるにしたがって海外直接投資が増大し、多くの多国籍企業が存在することを意味している。

ここではこの水平的統合型直接投資と国際貿易についての基本形のひとつである、マルクーゼン・モデルを見てみる。

モデルは2財(X財およびY財)、二国(m:投資国およびh:投資受入国)からなる。

また、以下のような仮定を置く。

- 1.2財はそれぞれ労働および部門特定の資本によって生産される。すべての要素の総賦存量は一定とする。
- 2.二国は同一の要素賦存量、同一の技術、同一の相似的な効用関数を持つ。
- 3.Y財は競争産業によって規模に関して収穫一定のもとで生産される。
- 4.X財の生産は活動C(企業、管理のための)と活動F(工場のための)の結果である。またここでは活動CとFはX財の生産に際して地理的接近性は仮定しない。
- 5.X財の生産に対して、部門特定の資本が活動Fについて必要となるが、活動Cには必要ない。活動Cは労働のみを必要とする。活動Fは(多くの国内工場の可能性を排除するために)収穫一定とする。したがって $X = C \cdot F$ は収穫逓増の特徴を持つ。
- 6.X財の収穫逓増の効果は要素集約度の効果に比例して弱いものと仮定する。したがって各国の生産集合は厳密に原点に対して凸である。このことは独占者は両国に単一工場から供給しようとするよりも両国で工場を維持しようとする(多国籍企業になる)ことを保証する。
- 7.多工場企業において、活動Cは公共財あるいは結合投入財的性格をもち、既存の活動Fにおける活動Cの限界生産物を減じることなく活動Fの追加的な立地が可能であると仮定する。
- 8.多工場企業において、活動Cはまた集中化の性格によって特徴づけられる。すなわち企業は活動Cに対する一定の労働の割り当てを行うため、活動Cの実施を単一地点で行うことによって活動Cによる生産を最大化する。
- 9.株式所有は国際的に国境を越えるかもしれないが、生産要素は移動しない。また貿易障壁は存在しない。

以上の仮定の下で、単一工場企業と2工場企業の生産関数は以下で与えられる。

$$X^i = C(L_c^i)F(L_f^i), \quad i=m,h$$

$$X^m + X^h = C(L_c^m, L_c^h)[F(L_f^m) + F(L_f^h)]$$

との比較を容易にするために以下を想定する。

$$\overline{L_c^h} = \overline{L_c^m} = \overline{L_c^i} \text{ について、 } C(\overline{L_c^m}, 0) = C(0, \overline{L_c^h}) = C(\overline{L_c^i})$$

以下では、 $C(L_c^m)$ を短くとする。(活動Cは時刻に集中すると仮定する)。

・ 一国国内企業の均衡は

$$p^i \left(1 - \frac{1}{\eta_x^i}\right) = MRT^i; \eta_x^i = -\frac{p}{X} \frac{dx}{dp} > 0, i = m, h$$

・ 多国籍企業の均衡は

$$p \left(1 - \frac{1}{\eta_x}\right) = \frac{G^{m'}}{C^{m'}(F^m + F^h)} = \frac{G^{m'}}{C^m F^{m'}} = \frac{G^{h'}}{C^m F^{h'}} \because w^i = G^i$$

上記の式のうち、下線部は $L_c^m = L_c^h = 0$ として、 $L_y^m < L_y^h, L_f^m < L_f^h$ のとき、そのときのみ成立する。

以上の結果から、多国籍企業と一国国内企業との比較を行う。

一国国内企業モデルにおいて、X財とY財部門に対する資源配分が固定されている場合を考える。一階の条件はX財生産における活動とCと活動Fとの間の労働の最適配分を与える。この労働配分を L_j^i で示せば、Y財の生産水準を固定したときのX財の世界生産の最大値は以下で与えられる。

$$\bar{X} = C(\bar{L}_c^m)F(\bar{L}_f^m) + C(\bar{L}_c^h)F(\bar{L}_f^h)$$

ここで、一国企業均衡においてはすべて対称的であるという特性により、

$$\bar{L}_i^m = \bar{L}_i^h$$

多国籍企業の効率上の優位性は単純な生産計画を考えることにより容易に示すことができる。例えば、二工場の多国籍企業は \bar{X} を $\bar{L}_c^m, \bar{L}_f^m, \bar{L}_f^h$ で生産しようとする、なお \bar{L}_c^h が残っていることになる。

$$\bar{X} = C(\bar{L}_c^m)[F(\bar{L}_f^m) + F(\bar{L}_f^h)]$$

このようにして、ある意味では多国籍企業による生産はX財の世界の生産は関数の技術的進歩を表している。効率的な多国籍企業の世界生産フロンティアは効率的な一国企業の生産フロンティアの常に外側にいなければならない。このことは、多国籍企業の世界生産フロンティアと一国企業の生産フロンティアとして表されている。

多国籍企業の場合の世界の総利益あるいは損失を見るのは簡単である。多国籍企業の生産フロンティア上の生産点に対して、価格比の接線で評価した多国籍企業の均衡生産の価値はこの価格比率で評価した他のいかなる実現可能な生産の価値をも上回る。ここでは価格比は多国籍企業均衡の MRT、したがって与えられる。ここで m は多国籍企業均衡の価値を表す。例えば M で評価した生産価値は、その価格比で実現可能なその他全ての生産価値を超えることになる。 i をもちいて任意の一国企業均衡の配分を表すとすると、この価値関係は以下ようになる。

$$(Y_m^m + Y_m^h) + P_m (1-1/h_x)(Y_m^m + Y_m^h) \geq (Y_i^m + Y_i^h) + P_m (1-1/\eta_x)(X_i^m + X_i^h)$$

C_{if} で配分 i の場合の財 j の消費を表すものとする、マーケット・クリアリング条件は以下ようになる。

$$(Y_i^m + Y_i^h) = (C_{iY}^m + C_{iY}^h), (X_i^m + X_i^h) = (C_{iX}^m + C_{iX}^h)$$

を代入して整理すると以下を得る。

$$[(C_{mY}^m + C_{mY}^h) + P_m (C_{mX}^m + C_{mX}^h)] \geq [(C_{iY}^m + C_{iY}^h) + P_m (C_{iX}^m + C_{iX}^h)] + (P_m/\eta_x)(X_m^m + X_m^h - X_i^m - X_i^h)$$

一国企業均衡より多国籍企業均衡の方が X 財の総産出量が高い場合に、多国籍企業均衡の消費価値が一国企業均衡の消費価値を超えることを示している。すなわち、より高い厚生が実現される事を意味する。

$$C_{mY}^m + P_m C_{mX}^h \geq C_{iY}^m + P_m C_{iX}^m$$

$$C_{mY}^m + P_m C_{mX}^m = Y_m^m + P_m X_m^m + \pi^*$$

ここで、 π^* は h 国から本国送金される利潤である。貿易のない状態での多国籍企業均衡と

一国企業均衡とを比較すると、 $C_{if}^m = X_{if}^m$ を得る。この関係から問う四国についての十分条件を得る。

$$Y_m^m + P_m X_m^m + \pi^* \geq Y_i^m + P_m X_i^m$$

多国籍企業均衡の元での要素価格で評価した要素賦存の価値は以下である。

$$w_m \bar{L} + r_{mY} \bar{K}_Y + r_{mX} \bar{K}_X = w_m L_{jY}^m + w_m L_{jX}^m + r_{mY} \bar{K}_Y + r_{mX} \bar{K}_X$$

ここで $\overline{K_Y}$ と $\overline{K_X}$ は Y 財と X 財における部門特定資本の賦存量であり、 r_Y, r_X はそのレンタル率、 \overline{L} と w は総労働量と賃金率である。

$$[Y_m^m - w_m L_{mY}^m - r_{mY} \overline{K_X}] + [P_m X_m^m - w_m L_{mX}^m - r_{mX} \overline{K_X}] + \pi^* \\ \geq [Y_i^m - w_m L_{iY}^m - r_{mY} \overline{K_Y}] + [P_m X_i^m - w_m L_{iX}^m - r_{mX} \overline{K_X}]$$

この式は、多国籍企業下で評価した産業利潤について貿易利益が等しくないことを示している。これが維持され、貿易利益が生じるための十分条件は

$$[Y_m^m - w_m L_{mY}^m - r_{mX} \overline{K_X}] \geq [Y_i^m - w_m L_{iY}^m - r_{mY} \overline{K_Y}]$$

および

$$[P_m X_m^m - w_m L_{mX}^m - r_{mX} \overline{K_X}] + \pi^* \geq [P_m X_i^m - w_m L_{iX}^m - r_{mX} \overline{K_X}]$$

$$[1 - w_m a_{im} - r_{mY} a_{km}] Y_m^m \geq [1 - w_m a_{li} - r_{mY} a_{ki}]$$

ここで a_{im}, a_{li} は、例えば、Y 財における多国籍企業均衡、一国企業均衡での必要単位労働量である。したがって、左辺は、多国籍企業均衡における単位収入から単位費用を控除したものとなる。そしてこれは Y 財の収穫一定および完全競争の仮定によりゼロである。右辺は多国籍企業均衡の価格で評価し、しかし一国企業の投入係数を用いての、単位収入から単位費用を控除した結果である。 (a_{im}, a_{km}) は価格 (w_m, r_{mY}) での利潤最大化下の投入係数であるから単位収入を用いた費用はより大きくなければならない。したがって右辺は負となる。その結果、とで示した不等式は実際に成立することになる。

とが成立し、したがって m 国が多国籍企業の出現から利益を得ることを示すためにはが成立することを示せばいい。6 - 3 4 の左辺は多国籍企業の総利潤である。一方右辺は多国籍企業価格で評価した一国企業の生産から得られる利潤である。すなわち、6 - 3 4 g 成立すると多国籍企業の利潤はその代替的な一国企業の利潤より顕示的に選好される。不等式が成立しなければ、多国籍企業あるいはそもそも多国籍企業化しないことになる。このようにして、利潤最大化と多国籍企業操業への参入、退出の自由について 6 - 3 4 が成立し、したがって 6 - 2 8 が成立することを保証する。多国籍企業が存在する場合には投資国は利潤を得ることになる。

に対応する方程式は投資受入国についても導出することができる。唯一の違いはの符号条件がマイナスで入ることである。の分析とは Y 財産業についても依然として有効である。は受入国についても成立する。したがって貿易利益はを受入国向けに変更したものが成立すれば実現される。このことは以下のように示すことができる。

$$[P_m X_m^h - w_m L_{mX}^h - r_{mX} \overline{K_X}] - \pi^* \geq [P_m X_i^h - w_m L_{iX}^h - r_{mX} \overline{K_X}]$$

この左辺は多国籍企業が得た利潤から送金を控除したあとの利潤であって、これからはゼロかゼロよりも大きいと想定される。右辺は一国企業の生産によって得られるものを多国籍企業の価格で評価したものである。従って、多国籍企業がより効率的な技術によって生産したとしても、そうでなければ受入国の経営の利潤になるはずのものが送金されるといふ事実は、受入国にとっての利益は保証されない事を意味する。

2章 輸入がもたらす国内雇用への影響

1章で直接投資がもたらす貿易収支への影響として逆輸入効果を挙げた。深尾（1998）によれば、投資先の安価な労働力を利用した逆輸入は国内生産活動に負の影響を与えるという。

ここでは直接投資による逆輸入がもたらす影響を国内雇用の観点から分析していくことにする。

2-1 理論的分析

旧通産省「海外活動基本調査」によれば、海外直接投資は輸出代替効果（日本の輸出減）・輸出誘発効果（日本の輸出増）・逆輸入効果（日本の輸入増）を通じて国内雇用に影響を与え、1996年度には日本の全産業で22.5万人の雇用が減少していると述べている。

また、深尾（2002）は単純な生産工程が海外に移転される一方で、本社機能や高度な生産工程等の拡充が図られるため、国内ではブルーカラーに対する需要減少とホワイトカラーに対する需要増加が起こる可能性がある、と指摘している。Leamer(1996)も途上国からの輸入が増加することにより、先進国の製造労働者は減少するという結果を得ている。

つまり、直接投資による安価な輸入財の流入は、その財の国内生産の減少を通じて雇用を減少させることになる。このメカニズムを国際経済学の代表的な理論であるヘクシャー＝オリーン＝サミュエルソンの理論（HOS理論）を用いて解明する。

1-2-1 基本的な仮定

ヘクシャー＝オリーン＝サミュエルソンのモデルには次の4つの仮定が置かれている。

2国・2財・2生産要素

要素は両国のそれぞれにおいて一定量だけ利用可能であり、各々の国の中では産業間を自由に移動することができるが、両国間を移動することはできない。

また、全ての市場で自由競争・完全競争である。

両国では2つの生産要素の賦存状況は両財を生産する技術は両国において同じである。規模に関して収穫一定である。

1-2-2 図を用いた分析

今、自国には熟練労働者と非熟練労働者が存在するが、自分達（投資国）は熟練労働集約財のY財（例：半導体）を輸出しており、外国では非熟練労働財のX財（例：繊維）を輸出しているものとする（注¹）。

注意すべき点は、投資国でも X 財と Y 財を生産しており、それぞれの生産において熟練労働者と非熟練労働者が存在することである。

まず、輸入財である X 財の価格が低下したとする。

図 1 において、曲線 AB と X・Y 軸に囲まれた部分は生産可能フロンティアである。2 財の相対価格が変化し、生産可能性フロンティアの接線の傾きが変化する。この結果、接点は O_1 から O_2 へと変化し、本国での X 財の生産量は減少する。

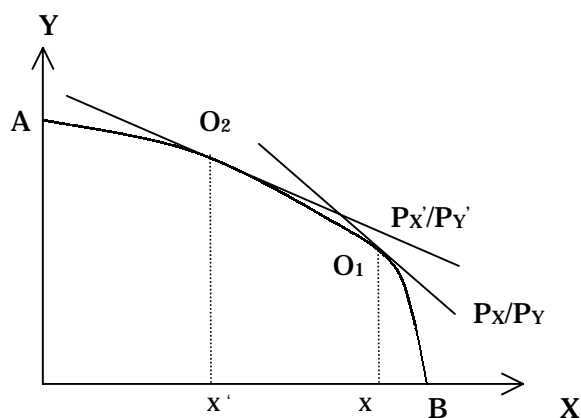


図 1：生産量の変化

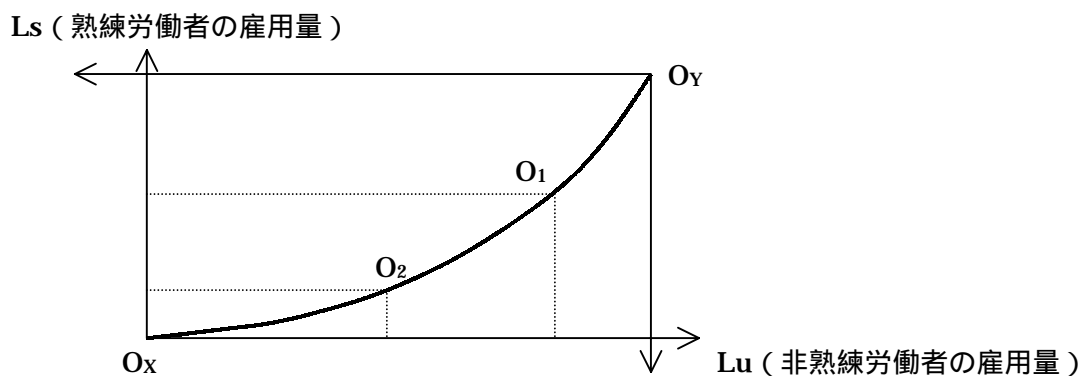


図 2：熟練労働者と非熟練労働者の配分変化

次に、熟練労働者と非熟練労働者の配分の変化について見る。

図 2 の O_X と O_Y を結ぶ曲線は契約曲線であり、パレート効率的な点の軌跡を表す。

本国での X 財の生産減少と Y 財の生産の増加は生産要素市場において、熟練労働者に対する需要増加と非熟練労働者に対する需要の減少をもたらすことが分かる。

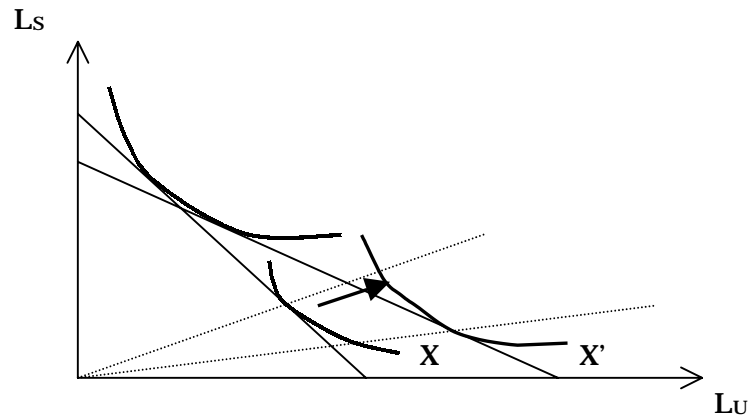


図3：単位価値等量曲線

さらに、単位価値等量曲線を用いて、2種類の労働者の賃金変化を導き出す。

図3に書かれている曲線は単位価値等量曲線と呼ばれるもので、1円の価値を持つ量、すなわち $1/P_i$ (P_i は財 i の円建て価格、 $i=X, Y$) の量に対応する等量曲線のことである。

例えば、X財の価格が $1/2$ から $1/3$ に低下したとする。1円の価値を持つX財の単位数は2から3に上昇する(X財の価格が下がったので、1円をもたらすにはより多くのX財が必要となる)。よって、単位価値等量曲線はXからX'にシフトする。

すると、図3から分かるように、非熟練労働者の均衡相対賃金(W_u/W_s)は低下し、逆に熟練労働者の相対賃金は上昇することになる。

2-2 仮説の設定

以上の理論より、逆輸入効果によって安価な輸入財が国内に流入した時、雇用環境の変化に関して次の仮説が成り立つものと考えられる。

- (1) 自国(日本)の熟練労働者と非熟練労働者の相対賃金の格差が拡大する。
- (2) 自国(日本)での非熟練労働者の需要が減少する。

(注1) 熟練労働集約財を輸出している国は先進国で資本豊富国、非熟練集約財を輸出している国は途上国で労働豊富国という仮定を置く場合がある。しかし、この仮定はやや強い仮定であり、これを現実に当てはめると、先進国のアメリカが人口が多いということで労働豊富国に位置付けられてしまうことになる。従って、この仮定は適切ではないと考え、資本豊富国・労働豊富国という区別をしていない。

3章 実証分析

この章では、直接投資がもたらす国内雇用への影響が先に述べた理論と整合的であるかどうかを検証する。

3-1 雇用調整速度への影響

2章では直接投資が国内の非熟練労働者の雇用を減少させるという仮説を設定したが、こうした雇用の調整がどのくらい時間をかけて行われるのかを雇用調整モデルを通じて知る必要がある。また、直接投資を盛んにしている産業は雇用調整が早いのか遅いのかも分かる。

(1) 雇用調整モデル

樋口(2001)によれば、雇用調整速度は企業にとって過剰雇用のない最適な雇用量に到達するまでのスピードを意味する。

通常の部分調整モデルでは(1)式を使う。

$$\log L_t - \log L_{t-1} = \lambda(\log L_t^* - \log L_{t-1}) \quad (1)$$

L_t : t期の雇用者数, L_t^* : t期の最適雇用者数, $0 < \lambda$ (調整係数) < 1

は一定期間で最適雇用量と現実雇用量の乖離である。

乖離が存在する理由は、雇用量の変化には費用がかかるためである。例えば、採用の時には新入社員の訓練の費用がかかり、解雇の時には労働組合の抵抗や社会的評判の低下という費用がかかるのである(駿河(1997))。

ここで、 $\lambda = 1$ であれば、 $\log L_t^* - \log L_{t-1}$ の全てが単位期間内に実現されて、両辺が等しくなる。 $\lambda = 0.9$ であれば、 $\log L_t^* - \log L_{t-1}$ の90%がt期に実現され、t+1期には $0.9 \times 0.1 = 0.09$ となり、この2期間で調整が99%終わることになる。つまり、1に近いほど最適雇用者数と現実の雇用者数のギャップが速く調整されることになる。

これより、 $1/\lambda$ の逆数は調整に要する期間を示すことになる。

(1)式の雇用調整モデルに最適雇用量を代入することで、次の(2)式を得る。(注1)
最適雇用量などの詳細に関しては章末の(注1)を参照されたい。

$$\log L_t = \alpha + (1-\lambda)\log L_{t-1} + \gamma \log X + \delta \log[w/(p - \sum a_i q_i)] \quad (2)$$

(生産量 X、賃金 w、資本価格 r、i財の原材料価格 q_i)

実証分析の際の推計式としては次の式を用いる。

$$\log L = a + b \log L_{-1} + c \log X + d \log W \quad (3)$$

(L: 雇用者数 L₋₁: 1期前雇用者数 X: 実質 GDP W: 実質賃金)

= 1 - b によって調整速度が求まる。

(2) 雇用調整速度の推計

では、実際に産業ごとの雇用調整速度を測定してみる。推計式は次の(4)式である。

$$\text{推定式: } \log L = \alpha_0 + (\beta_0 + \beta_1 s) \log L_{-1} + \alpha_1 \log W + \alpha_2 \log X \quad (4)$$

L: 雇用者数 s: 海外生産比率 W: 実質賃金 X: 付加価値額

$$\lambda = 1 - (\beta_0 + \beta_1 s)$$

雇用調整速度(年)は λ の逆数

推定期間は 1981 ~ 2000 年である(データは付表 1 を参照)。

測定する産業は食料品・木材・繊維・化学・鉄鋼・電気機械である。食料品と木材は海外生産比率が低い産業、化学と電気機械は海外生産比率が高い産業である。

その結果、表 1 のような結果を得た。

	雇用調整年数	Adjusted R ²	DW	h 統計量
製造業全体	1.62	0.98367	1.484	0.924
食料品	1.51	0.944267	1.861	0.389
木材	2.30	0.988909	1.789	0.443
繊維	1.22	0.996591	2.314	-0.896
化学	2.73	0.949881	2.077	-0.411
鉄鋼	1.74	0.993553	1.686	-0.392
電気機械	3.95	0.970854	2.119	-1.662

表 1: 雇用調整関数の推計結果(1981 ~ 2000 年)

(データは経済産業省「工業統計表」、「海外事業動向調査」を基に作成)

1 期前の説明変数がある時は h 統計量を自己相関の判断基準にする。この値からは自己相関の問題はない。決定係数も高く、モデルの説明力にも問題はない。

印のついた鉄鋼については、自己相関を最尤法によって除去した後の値である。

最も海外生産比率の高い電気機械産業で雇用調整に要する年数は 3.95 年となった。次に海外生産比率が高い化学においては、調整年数は 2.73 年であり、海外生産比率が高いからと言って、必ずしも雇用調整は速くないことが分かった。また、食料品や繊維産業におい

ては短い。

以上の点より、直接投資の進展具合と雇用調整の年数の関係はあまりないように思われる。しかし、最近 10 年（1990～2000 年）では電機機械産業の雇用調整年数は 2.14 年という結果が得られており、近年では直接投資が雇用調整を早めている可能性も指摘できる。

雇用調整速度は企業特殊技能の方に依存していることが考えられ、この値のみでは直接投資による雇用への影響を具体的に知ることは困難である。学歴・職種のように細分化した労働者の属性別の影響を見なくては、価値ある結果は得られないことが明らかになった。

3 - 3 学歴で見た雇用への影響

前項 3 - 2 では雇用調整速度の測定を通じて、直接投資と雇用の関係を見ることを試みた。雇用調整に要する年数は分かったが、雇用調整と直接投資の関係は企業特殊技能による影響が大きいと、両者の関係は良く分からなかった。

調整の期間内に国内の過剰雇用を解消しているという状況の中で、実際にどのようなタイプの労働者が削減される傾向にあるのだろうか。

香西・伊藤(2000)によると、大卒と大卒以外の雇用格差は

製造業全体では低学歴者の就業者数をより減少させ、高学歴者の増加率を抑え気味である。

電機機械産業では 90 年代前半に急速に大卒労働投入比率が上昇している。低学歴者の雇用が削減されたことで、大卒の労働投入比率が上昇した。

繊維産業では大卒以外の雇用だけではなく、大卒の雇用も減少している。

また、大卒と大卒以外の賃金格差については

製造業全体では 90 年代半ば以降、縮小傾向にある。

電気機械産業では 90 年代半ば前半に縮小、その後横ばいで推移している。

繊維産業では大卒以外の賃金水準が常に低く、大卒の労働者の約半分程度である。

という結果を得ている。

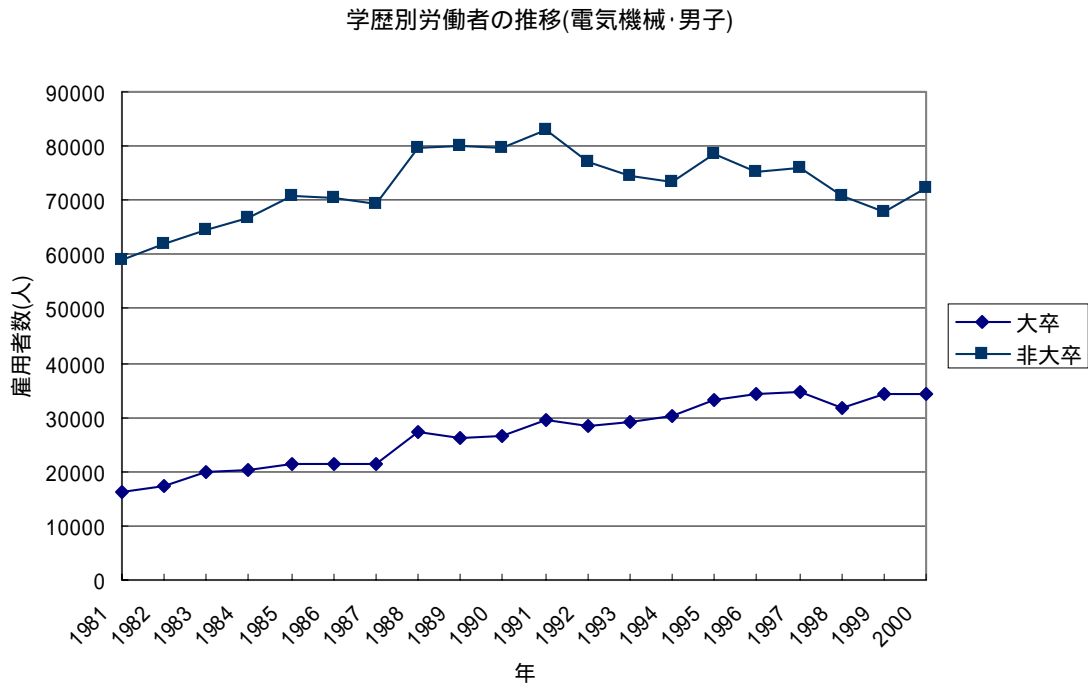
OECD (1997) も 1981 年と 1994 年の学歴別失業者を比較した場合、多くの先進国では高学歴者の失業率は低くて横ばい傾向だが、低学歴者の失業率は高く、上昇傾向にあると述べている。賃金格差についても産業全体で見ると、熟練・非熟練労働者の雇用格差は世界全体では概ね拡大傾向であるが、製造部門のみに焦点を当てた場合、必ずしも拡大傾向にあるとは言えない、と述べている。

そこで、労働者のタイプを 技術開発能力に優れた大卒労働者、主に工場労働の大卒以外の労働者 という 2 種類に分け、それぞれが企業(電気機械産業)の海外事業活動によってどのような影響を受けているのかを調べることにする。先に述べた HOS 理論の枠組みで考えれば、この場合、熟練労働者に対応するのが大卒労働者、非熟練労働者に対応する

のが大卒以外労働者ということになる。

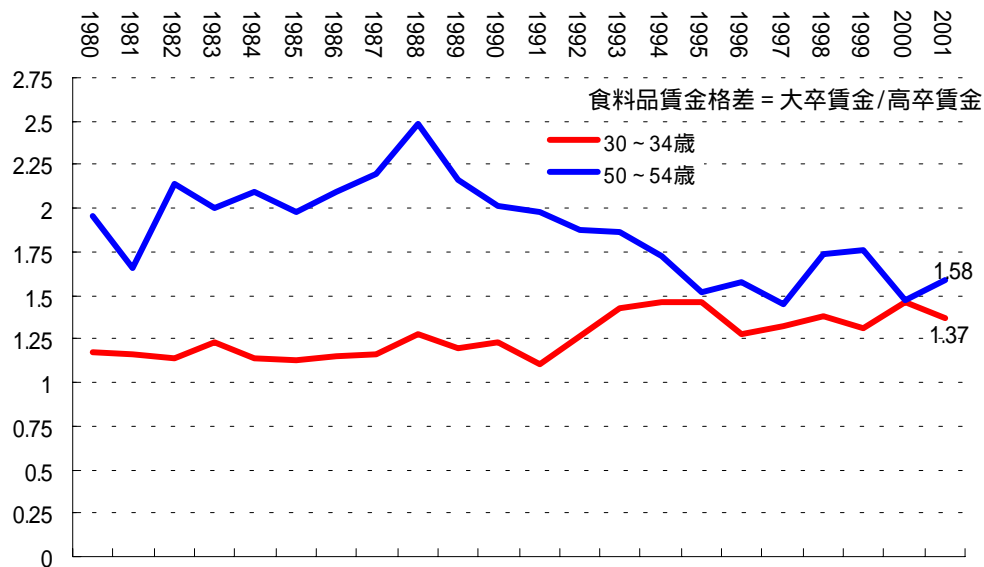
(1) 推移状況(グラフは厚生労働省「賃金センサス」をもとに作成)

最も海外生産比率の高い電気機械産業の場合、下のグラフより、ここ20年間は緩やかな増加傾向にあるが、最近5年では大卒、非大卒共にやや下落傾向にある。

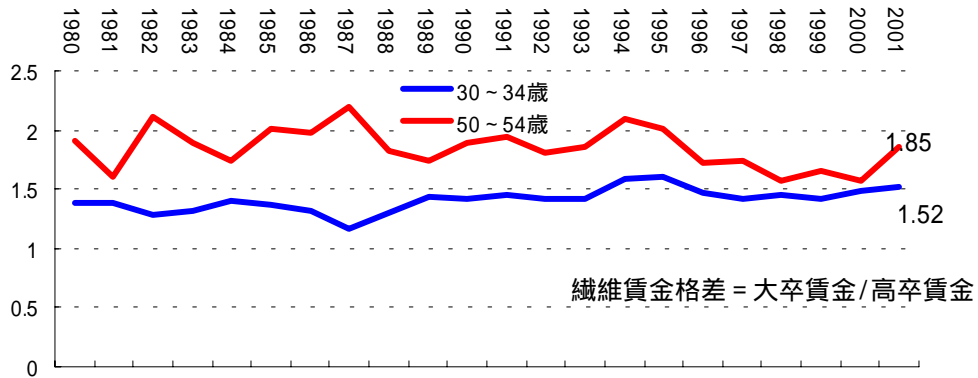


各産業の賃金格差の推移も見てみる。

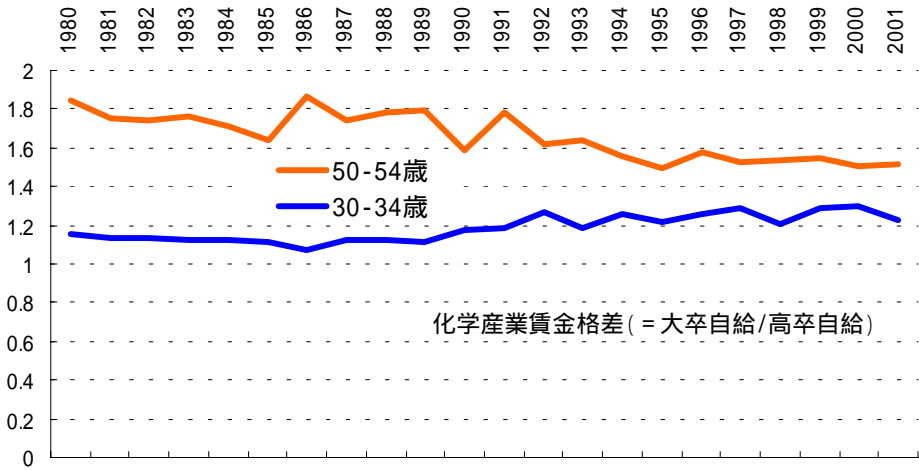
(a)食料品



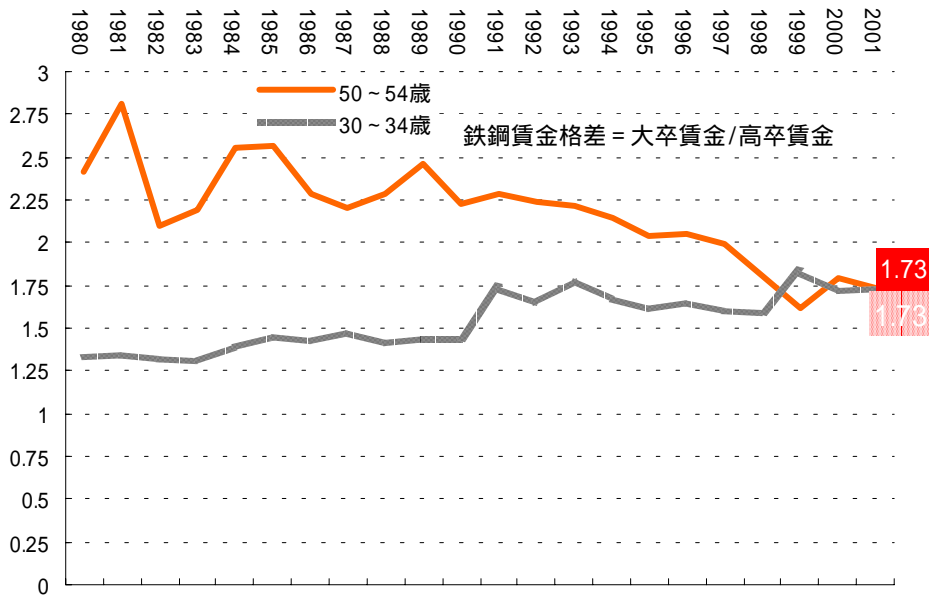
(b) 纖維



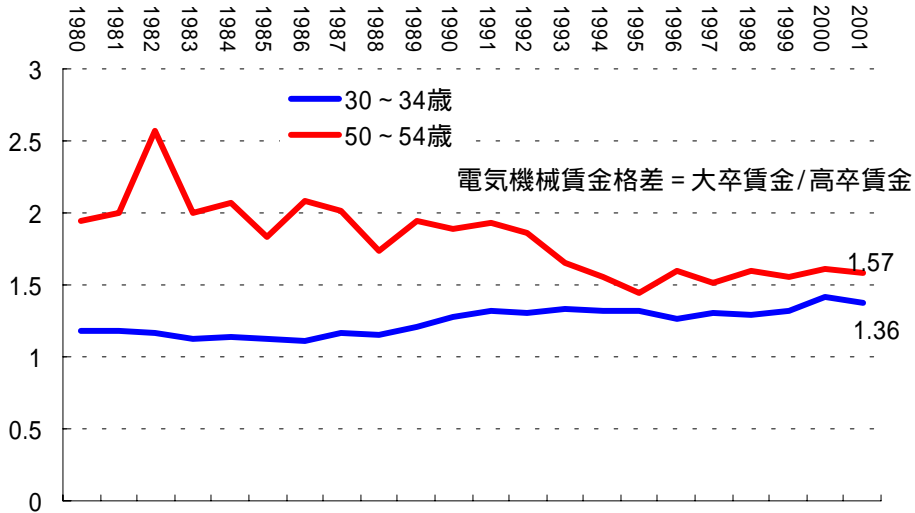
(c) 化学



(d) 鉄鋼



(e)電気機械



これらのグラフより、製造業では50代で賃金格差は縮小、30代で拡大してきていることが分かる。つまり、若い世代において賃金の問題が深刻化してきていることが窺える。

以上のグラフをまとめると、大卒以外の若い世代で雇用が深刻化している可能性が推察できる。直接投資が大卒と大卒以外の雇用量に影響を与えているのか、どの年齢層が影響を受けているのかを実際に分析してみる必要がある。

(2) 推定方法

推定にはトランスログ型費用関数を用いる。費用関数を用いる利点としては、生産関数と同じ技術を表現できる、 $C(w, y)$ で w と y が外生変数であるために同時方程式パイアスが排除できる(Berndt(1991))、要素需要関数がシェパードの補題から容易に解けることが挙げられる。

また、コブ・ダグラス型生産関数では分配率を1、CES生産関数では分配率を一定としたが、トランスログ型では分配率は一定としていない点も特徴である。

ここで、大卒(L_H)、大卒以外(L_L)、資本(K)、原材料(M)の4つの生産要素からなる費用関数を推定する。

$$Cost = P_H \cdot L_H + P_L \cdot L_L + P_K \cdot K + P_M \cdot M \quad (5)$$

と置く。

P_H は大卒の賃金、 P_L は大卒以外の賃金、 P_K は資本コスト、 P_M は原材料コストとする。 X は総生産額、 VS は海外生産比率である。

(5)式で対数をとると、次のように書き直せる。

$$\ln C = f\left(\ln \frac{P_H}{P_M}, \ln \frac{P_L}{P_M}, \ln \frac{P_K}{P_M}, \ln X\right)$$

この式をテーラー展開して、以下の式が求まる。(注2)

$$\begin{aligned} \ln C = & \alpha_0 + (\alpha_H + dh \cdot vs) \ln \frac{P_H}{P_M} + (\alpha_L + dl \cdot vs) \ln \frac{P_L}{P_M} + (\alpha_K + dk \cdot vs) \ln \frac{P_K}{P_M} + (\alpha_X + dx \cdot vs) \ln X \\ & + \frac{1}{2} \beta_{HH} \left(\ln \frac{P_H}{P_M} \right)^2 + \frac{1}{2} \beta_{LL} \left(\ln \frac{P_L}{P_M} \right)^2 + \frac{1}{2} \beta_{KK} \left(\ln \frac{P_K}{P_M} \right)^2 + \frac{1}{2} \beta_{XX} (\ln X)^2 + \beta_{HL} \ln \frac{P_H}{P_M} \ln \frac{P_L}{P_M} \\ & + \beta_{HK} \ln \frac{P_H}{P_M} \ln \frac{P_K}{P_M} + \beta_{HX} \ln \frac{P_H}{P_M} \ln X + \beta_{LX} \ln \frac{P_L}{P_M} \ln \frac{P_K}{P_M} + \beta_{LX} \ln \frac{P_L}{P_M} \ln X + \beta_{KX} \ln \frac{P_K}{P_M} \ln X \end{aligned} \quad (6)$$

シェパードの補題より、(6)式を要素価格で偏微分することである年における生産要素分配率が求まる。(注3)

$$S_H = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln(P_H / P_M)} = (\alpha_H + dh \cdot vs) + \beta_{HH} \ln \frac{P_H}{P_M} + \beta_{LL} \frac{P_L}{P_M} + \beta_{HK} \ln \frac{P_K}{P_M} + \beta_{HX} \ln X \quad (7)$$

$$S_L = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln(P_L / P_M)} = (\alpha_L + dl \cdot vs) + \beta_{LL} \ln \frac{P_L}{P_M} + \beta_{HL} \frac{P_L}{P_M} + \beta_{LK} \ln \frac{P_K}{P_M} + \beta_{LX} \ln X \quad (8)$$

$$S_K = \frac{\partial \ln C}{\partial \ln(P_K / P_M)} = (\alpha_K + dk \cdot vs) + \beta_{KK} \ln \frac{P_K}{P_M} + \beta_{HK} \frac{P_H}{P_M} + \beta_{LK} \ln \frac{P_L}{P_M} + \beta_{KX} \ln X \quad (9)$$

$$S_M = 1 - S_H - S_L - S_K \quad (10)$$

このようにして求めた分配率を基にして、代替の弾力性と3変数以上の要素投入を持つ費用関数について定義されるのがアレンの偏代替弾力性(Allen partial elasticity of substitution)であり、次のように求められる。

$$\sigma_{ij} = \frac{\beta_{ij} + S_i S_j}{S_i S_j} \quad i, j = L_1, L_2, K, M \quad \text{ただし } i \neq j$$

$$\sigma_{ii} = \frac{\beta_{ii} + S_i^2 - S_i}{S_i^2} \quad i = L_1, L_2, K, M$$

以上の一連の推定を行うことにより、当該産業では生産を海外で行うに当たり、大卒労働者と大卒以外の労働者が代替的か補完的關係かを知ることができる。

(3) 使用したデータ

推定は、先の分析で直接投資の影響があるのではないかと推定された電気機械産業(男子)について行った。

推定に用いたデータについては以下の通りである(付表2)。

大卒者賃金

男性労働者の時間当たり賃金を使用した。男性のみにした理由は、女性労働者の大卒労働者のデータが最近になるまで載っていないためである。厚生労働省「賃金センサス」を基に、次のようにして年間一人当たり賃金 W を求めた。

$$W = (wt + \frac{wb}{6}) \times 12 \quad (11)$$

wt : 決まって支給する月給 wb : 年間賞与その他特別給与額(ボーナス)

(11) 式によって求められた時間当たり賃金の単位は 100 万円である。

大卒者の労働者数

「賃金センサス」の旧大・新大卒を用いた。

非大卒者の賃金

「賃金センサス」の「小学・新中」、「旧中・新高」、「高専・短大」の時間当たり賃金をと同じ方法で求め、それらの平均を利用した。単位は同じく 100 万円である。

非大卒者の労働者数

「小学・新中」、「旧中・新高」、「高専・短大」の労働者数の合計。

資本コスト

次の(12)式を用いた。

$$P_K = P_I \cdot (r + \delta) \quad (12)$$

P_I : 投資デフレーター(「国民経済計算年報」の「企業設備デフレーター」より。1995年を1.00とした。)

r : 利子率(日本銀行が公表している長期プライムレートを利用。1年の間にレートが何回か変わるが、1年の平均レートを求めた。)

δ : 減価償却率(減価償却額を資本ストックで除した値。減価償却額は「国民経済計算年報」の「固定資本減耗」を利用。また、資本ストックも「国民経済計算年報」を利用。いずれも93SNAに値をそろえた。)

原材料価格

「国民計算年報」の「中間投入デフレーター」を使用した。1995年 = 1.00とした。

以上のようにして加工したデータを用いて推定を行った。

推定期間は 1981～2000 年である。

(4) 推定結果

パラメータ推定値 (H は大卒労働者、L は非大卒労働者である)

推定期間：1981～2000 年、電気機械産業・男子

	推定値	t 値	p 値
AH	-0.099946	-3.26019	[.001]
DH	0.000863	0.079502	[.937]
BHH	0.015435	2.3776	[.017]
BHL	-0.004875	-0.957752	[.338]
BHK	-0.031868	-7.94981	[.000]
BHX	0.003388	1.51987	[.129]
AL	0.185020	3.49999	[.000]
DL	-0.068010	-2.68758	[.007]
BLL	0.049119	5.03726	[.000]
BLK	-0.028853	-4.21478	[.000]
BLX	-0.014333	-3.8671	[.000]
AK	-1.565250	-11.1103	[.000]
DK	-0.168798	-1.69119	[.091]
BKK	0.194029	9.55496	[.000]
BKX	0.162001	18.1498	[.000]
A0	16.855100	3.1688	[.002]
AX	-0.789257	-1.17359	[.241]
DX	-0.047399	-1.35725	[.175]
BXX	0.098815	2.3096	[.021]
AM	2.480170	19.8252	[.000]
DM	0.235946	3.12648	[.002]
BHM	0.021308	2.47055	[.013]
BLM	-0.015392	-1.13107	[.258]
BKM	-0.133308	-7.23534	[.000]
BMX	-0.151055	-18.8422	[.000]
BMM	0.127392	4.76915	[.000]

Allen の偏代替弾力性

推定期間：1981～2000年、電気機械産業、大卒 - 非大卒

1981年	-1.671	1991年	-1.924
1982年	-2.493	1992年	-2.001
1983年	-1.628	1993年	-1.542
1984年	-1.965	1994年	-1.355
1985年	-2.050	1995年	-0.788
1986年	-1.946	1996年	-0.789
1987年	-1.729	1997年	-0.752
1988年	-1.047	1998年	-0.965
1989年	-1.411	1999年	-0.941
1990年	-2.148	2000年	-1.187

(4) 推定結果の考察

パラメータ推定値

DH,DL,DK,DM(= - DH - DL - DK)の正負で海外生産の増大が各種雇用,資本利用、原材料購入に及ぼす影響が分かる。海外生産増加で大卒雇用と(輸入中間財を含めた)原材料購入が増えるとするDHとDMのパラメータが正値をとる。

結果はDHが正、DLが負、DMが正となった。DLとDMは1%で有意であるが、DHは有意ではなかった。しかし、海外生産が増加することで原材料購入の増加と大卒の雇用が増えることがある程度は説明できるだろう。特に、海外生産の増加が非大卒の雇用を減らすということははっきりと説明できた。2章での仮説と一致している。

Allen の偏代替弾力性

推定期間内では大卒と非大卒の雇用は負となり、両者は補完的であることを示している。つまり、大卒の雇用が増えれば非大卒の雇用も増える一方で、大卒の雇用が減れば非大卒の雇用も減少することが分かった。これは、(1)のグラフが示しているように、過去20年間で両者が緩やかな増加傾向にあるという事実と整合的である。

最近10年間では、補完のレベルが小さくなってきている。

3-4 年齢で見た労働者への影響

次に、年齢によって労働者を熟練・非熟練に分けてみた場合、海外生産活動が雇用にどのような影響を与えるかを見てみる。

電気機械産業の男子労働者で20～30代を非熟練労働者、40～50代を熟練労働者とした。投入要素は前と同じく4種類で、同様に

$$Cost = P_H \cdot L_H + P_L \cdot L + P_K \cdot K + P_M \cdot M$$

と置く。

P_H は 40～50 代の賃金、 P_L は 20～30 代の賃金、 P_K は資本コスト、 P_M は原材料コストとする。X は総生産額、VS は海外生産比率である。資本コストや原材料コストは 3-3 で使用した値と同じである。データは付表 3 にある。

その結果、次のような結果が得られた。

(1) 推定結果

パラメータ推定値 (H は 40・50 代労働者、L は 20・30 代労働者である)

推定期間：1981～2000 年、電気機械産業・男子

	推定値	t 値	p 値
AH	-0.181489	-2.96502	[.003]
DH	-0.024557	-1.57250	[.116]
BHH	-0.006251	-0.28466	[.776]
BHL	0.018273	0.59024	[.555]
BHK	-0.034384	-4.83009	[.000]
BHX	0.009765	2.18091	[.029]
AL	0.008500	0.16846	[.866]
DL	-0.032036	-1.96938	[.049]
BLL	-0.019113	-0.65397	[.513]
BLK	-0.035080	-7.39907	[.000]
BLX	-0.000835	-0.22179	[.824]
AK	-1.554100	-11.11200	[.000]
DK	-0.213570	-2.18647	[.029]
BKK	0.191949	10.14000	[.000]
BKX	0.161346	17.91240	[.000]
A0	19.944000	5.31498	[.000]
AX	-1.155370	-2.45150	[.014]
DX	-0.061900	-1.88594	[.059]
BXX	0.120002	4.01770	[.000]
AM	2.727090	15.81870	[.000]
DM	0.270163	3.24405	[.001]
BHM	0.022362	1.13472	[.256]
BLM	0.035920	2.52792	[.011]

BKM	-0.122485	-6.38887	[.000]
BMX	-0.170276	-14.35470	[.000]
BMM	0.064203	1.50201	[.133]

Allen の偏代替弾力性

推定期間：1981～2000年、電気機械産業・男子、40・50代 - 20・30代

1981年	11.22199	1991年	9.67429
1982年	10.24606	1992年	10.58769
1983年	9.42904	1993年	9.15465
1984年	10.54002	1994年	8.0877
1985年	10.51193	1995年	6.67177
1986年	10.21404	1996年	6.66339
1987年	9.48666	1997年	6.53324
1988年	7.36493	1998年	7.47731
1989年	8.2648	1999年	7.46445
1990年	10.14117	2000年	7.97962

(2) 推定結果の考察

パラメータ推定値

注目すべきパラメータはDH、DL、DMである。DHとDLは負、DMは正であり、DLとDMは5%で有意である。つまり、海外生産の増加は若年労働者である20～30代の雇用を有意に削減することが明らかになった。

Allen の偏代替弾力性

全ての年において正の値になった。これは、若年労働者と壮年（老年）労働者は代替的であることを示している。つまり、壮年労働者が削減されれば若年労働者の雇用が増えることを表している。

3-5 結論

この章では、直接投資が雇用にどのような影響を与えているのかを具体的に調べてみた。その結果、次のようなことが読み取れた。

- (1) 雇用調整速度は最近 10 年では電気機械産業においてのみ影響があるのではないかと推察されたが、全体的に直接投資が雇用調整速度を早めているとは言い難い。
- (2) 最も海外生産比率の高い電気機械産業では、調整期間内に具体的にどのような労働者が削減されているのかを分析したところ、
海外生産が増加することで原材料購入の増加と大卒以外の雇用を減らすということが分かった。
海外生産の増加は若年労働者 (20 ~ 30 代) の雇用を減らすことが分かった。
- (3) (2) の結論は、2 章で立てた仮説と整合的である。
つまり、直接投資が国内雇用にもたらす影響として、高卒以下の 20 ~ 30 代の労働者の雇用を減らすことが明らかになった。

(注 1) 雇用調整関数の導出

利潤、収入 R 、費用 C 、生産物価格 p 、生産量 X 、労働量 L 、賃金 w 、資本量 K 、資本価格 r 、 i 財の原材料投入、 i 財の原材料価格 q_i とする。

まず、企業の利潤は

$$\pi = R - C = pX - (wL + rK + \sum M_i q_i)$$

と表せる。

$X = f(L, K)$ 、生産に必要な原材料は生産量に比例するので $M_i = a_i X$

となり、

$$\pi = (p - \sum a_i q_i) f(L, K) - (wL + rK) \quad \text{と変形できる。}$$

K 一定の下で利潤を最大化するので、次の式が成り立つ。

$$\frac{\partial \pi}{\partial L} = (p - \sum a_i q_i) \frac{\partial X}{\partial L} - w = 0$$

限界生産力が賃金に等しくなるように雇用量を定めれば利潤最大化が図れる。

この条件を満たす最適雇用量 L^* は

$$L^* = g \left[w / (p - \sum a_i q_i), \frac{\partial X}{\partial L} \right] \quad \text{となる。}$$

これを部分調整モデルである (1) 式に代入して、

$$\log L_t = \alpha + (1 - \lambda) \log L_{t-1} + \gamma \log X + \delta \log [w / (p - \sum a_i q_i)] \quad \text{が得られる。}$$

(注2) トランスログ型費用関数

一般化して書くと次のようになる。

$$C = C(P_1, \dots, P_n, y)$$

$$\ln C = \ln C(\ln P_1, \dots, \ln P_n, \ln y)$$

2次近似のテーラー展開は次のように示せる。

$$y = f(x_0) + f'(x_0)(x - x_0) + \frac{1}{2} f''(x_0)(x - x_0)^2 + \dots$$

| 2次近似

よって費用関数は次のように書き表せられる。

$$\ln C = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \ln P_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln P_i \ln P_j + \alpha_Y \ln Y + \frac{1}{2} \beta_{YY} (\ln Y)^2 + \sum_{i=1}^n \beta_{iY} \ln P_i \ln Y \quad \dots(a)$$

ただし、(a)式には次のような制約が課されている。

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \beta_{ij} = \sum_{i=1}^n \beta_{ji} = \sum_{i=1}^n \beta_i Y = 0 \quad \beta_{ij} = \beta_{ji}$$

これら制約によって、推定するパラメータも少なくすることができる。

以上より、生産要素を H、L、K、M とした時の費用関数(6)式が求まる。ただし、 α_i には、今回海外生産比率も考慮していることに注意を要する。

(注3) 分配率方程式

費用関数を要素価格で偏微分すると

$$\frac{\partial \ln C}{\partial \ln P_i} = \frac{\partial C / C}{\partial P_i / P_i} = \frac{\partial C}{\partial P_i} \cdot \frac{P_i}{C} \quad \text{と書き表せる。}$$

ここでシェパードの補題より、 $\frac{\partial C}{\partial P_i} = x_i^*$ (要素需要; 第 i 生産要素の価格が 1 単位変化

すると、費用は第 i 生産要素の最適投入量の分だけ増加する)であることを用いて、

$$\frac{\partial C}{\partial P_i} \cdot \frac{P_i}{C} = \frac{x_i^* P_i}{C} \quad \dots(b) \quad \text{となり、生産要素の分配率を表していることになる。}$$

よって(b)式は(a)式を偏微分した式である

$$\frac{\partial C}{\partial P_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \beta_{ij} \ln P_j + \beta_{iY} \ln Y \quad \text{と等しくなることが分かる。((7) ~ (9) 式)}$$

また、(b)式の分子については $\sum_{i=1}^n P_i x_i^* = C$ となるので、 $\sum_{i=1}^n S_i = 1$ (分配率の合計は 1)

も同時に成り立っている。よって、(10)式が求まる。

付表1：雇用調整速度測定の際に用いたデータ

産業分類	調査年コード(暦年)	従業者数	現金給与総額(百万円)	付加価値額(名目・百万円)	デフレーター(1990=100)	年間労働時間(時間)	海外生産比率(%)
製造業計	1981	6845836	21026523	56580864	96.0	2101.2	3.1
製造業計	1982	6808013	22036483	59337655	97.3	2096.4	3.2
製造業計	1983	6883810	22965509	61509064	98.3	2097.6	3.8
製造業計	1984	7042079	24250516	67710454	100.7	2115.6	4.3
製造業計	1985	7165805	25736377	71468124	98.9	2109.6	3.0
製造業計	1986	7147350	26496471	69751907	101.7	2102.4	3.2
製造業計	1987	7077457	26593518	73125751	99.8	2110.8	4.4
製造業計	1988	7173510	27902970	81476158	98.9	2110.8	4.9
製造業計	1989	7282886	29626096	88502446	99.3	2088	5.7
製造業計	1990	7422221	31596183	94463931	100.0	2052	6.4
製造業計	1991	7593474	33706808	99536499	100.9	2016	6.0
製造業計	1992	7532568	34235987	96085885	101.4	1971.6	6.2
製造業計	1993	7331294	33914683	91583556	100.5	1912.8	7.4
製造業計	1994	7084758	33479361	90352100	97.7	1904.4	8.6
製造業計	1995	6987360	33725671	94759160	94.2	1909.2	9.0
製造業計	1996	6881767	34041004	96953051	91.2	1918.8	11.6
製造業計	1997	6805571	34406848	97563690	89.1	1986	12.4
製造業計	1998	6642313	33661348	91081602	89.9	1952.4	13.1
製造業計	1999	6389537	32270171	87639100	88.5	1942.8	12.9
製造業計	2000	6264949	31757750	90130242	83.7	1976.4	14.5
食料品	1981	584872	1409002	3927107	72.7	2114.4	0.9
食料品	1982	590924	1429131	4249263	76.4	2124	1.1
食料品	1983	602278	1503931	4473085	80.2	2121.6	1.1
食料品	1984	607188	1553892	4752433	84.7	2121.6	1.0
食料品	1985	616896	1642313	4830266	87.2	2122.8	0.9
食料品	1986	643673	1722262	5070053	94.6	2122.8	0.4
食料品	1987	658963	1793051	5369036	99.9	2122.8	0.8
食料品	1988	676946	1883526	5654414	98.2	2122.8	1.2
食料品	1989	690177	1947187	5860398	98.8	2122.8	1.3
食料品	1990	696147	2030188	6058086	100.0	2122.8	1.2
食料品	1991	711144	2150547	6595177	101.4	2122.8	1.2
食料品	1992	729912	2276217	6938656	107.8	2122.8	1.3
食料品	1993	748633	2352975	6977372	110.4	2122.8	2.4
食料品	1994	742424	2364935	6946305	111.0	2122.8	3.2
食料品	1995	763163	2454539	7231729	106.1	2122.8	2.6
食料品	1996	766975	2468307	7163252	107.8	2122.8	4.0
食料品	1997	761657	2460920	7085125	110.1	2122.8	2.8
食料品	1998	782931	2489218	7158169	111.3	2122.8	2.8
食料品	1999	778369	2473530	7256356	118.4	2122.8	2.9
食料品	2000	779683	2461527	7200939	115.8	2122.8	3.1

木材	1981	101371	251986	495895	70.2	2122.8	2.0
木材	1982	93134	240855	514390	72.6	2122.8	2.6
木材	1983	87385	231775	516312	73.5	2122.8	2.1
木材	1984	81982	229396	474525	70.6	2122.8	1.6
木材	1985	79528	229315	495663	75.4	2122.8	1.2
木材	1986	77170	227715	536595	80.9	2122.8	0.8
木材	1987	77065	236714	598210	93.1	2122.8	1.3
木材	1988	77032	249166	584446	91.2	2122.8	1.8
木材	1989	77300	254213	613436	93.3	2122.8	1.9
木材	1990	77392	272687	663347	100.0	2122.8	2.1
木材	1991	75467	275625	671617	99.9	2122.8	1.6
木材	1992	73720	280112	631370	97.9	2122.8	1.4
木材	1993	72616	285399	645225	106.3	2122.8	1.9
木材	1994	69020	277659	640443	110.7	2122.8	2.1
木材	1995	67977	274653	642125	111.3	2122.8	2.2
木材	1996	68671	281343	671031	112.7	2122.8	2.9
木材	1997	64733	273261	635850	119.7	2122.8	3.8
木材	1998	56905	239103	521823	122.4	2122.8	3.6
木材	1999	54881	226497	534205	113.4	2122.8	3.5
木材	2000	51618	215045	525314	115.3	2122.8	3.8
纖維工業	1981	376424	844042	1698049	90.5	2122.8	3.3
纖維工業	1982	367248	860106	1756789	93.6	2122.8	2.7
纖維工業	1983	354782	872767	1719638	91.6	2122.8	3.7
纖維工業	1984	345378	882895	1825688	95.7	2122.8	4.7
纖維工業	1985	333522	875720	1806946	93.4	2122.8	2.7
纖維工業	1986	320229	870760	1692878	96.2	2122.8	3.4
纖維工業	1987	312634	862749	1792982	94.6	2122.8	3.1
纖維工業	1988	304109	864833	1857857	101.1	2122.8	4.2
纖維工業	1989	297275	885709	1862430	105.5	2122.8	1.3
纖維工業	1990	288218	905427	1890232	100.0	2122.8	3.1
纖維工業	1991	281313	919444	1916670	104.9	2122.8	2.6
纖維工業	1992	270384	913220	1877231	103.7	2122.8	2.3
纖維工業	1993	248842	866257	1621348	96.8	2122.8	3.2
纖維工業	1994	152724	615518	1167191	92.2	2122.8	4.0
纖維工業	1995	140951	585000	1103847	87.3	2122.8	3.5
纖維工業	1996	132327	553658	1078204	91.0	2122.8	7.6
纖維工業	1997	125873	531497	1079425	91.6	2122.8	8.0
纖維工業	1998	115462	488020	925097	92.7	2122.8	8.9
纖維工業	1999	105620	438892	841064	92.0	2122.8	9.0
纖維工業	2000	96120	405092	809180	89.4	2122.8	9.2
化学工業	1981	368012	1413683	5777327	130.8	2122.8	2.2
化学工業	1982	364212	1481693	6155425	123.6	2122.8	3.1
化学工業	1983	360455	1542304	6803827	122.7	2122.8	2.6
化学工業	1984	353935	1568317	7372925	117.7	2122.8	2.0

化学工業	1985	353860	1650404	7521920	109.3	2122.8	2.0
化学工業	1986	353378	1678640	8071828	107.6	2122.8	2.7
化学工業	1987	349383	1721985	8754253	108.0	2122.8	3.2
化学工業	1988	348764	1790459	9513921	105.8	2122.8	3.9
化学工業	1989	350533	1870184	10397425	104.4	2122.8	3.8
化学工業	1990	359174	1967771	10650301	100.0	2122.8	5.1
化学工業	1991	363220	2042339	10980432	98.9	2122.8	5.5
化学工業	1992	372986	2143145	11161283	94.0	2122.8	4.8
化学工業	1993	371489	2173703	10895744	89.7	2122.8	7.0
化学工業	1994	357594	2142395	10736442	88.1	2122.8	8.1
化学工業	1995	351303	2132866	11357669	90.1	2122.8	8.3
化学工業	1996	347120	2155958	11282463	85.4	2122.8	10.0
化学工業	1997	341785	2168754	11516062	83.6	2122.8	12.4
化学工業	1998	340070	2148890	10734539	81.0	2122.8	11.9
化学工業	1999	328435	2089705	10871804	81.6	2122.8	11.5
化学工業	2000	324425	2085047	10870855	79.3	2122.8	13.6
鉄鋼業	1981	356360	1502671	4318375	95.0	2122.8	3.5
鉄鋼業	1982	353401	1548274	4281473	94.1	2122.8	3.5
鉄鋼業	1983	343458	1568991	3600222	84.7	2122.8	5.8
鉄鋼業	1984	333612	1562219	4376517	90.1	2122.8	8.1
鉄鋼業	1985	325709	1602513	4681529	92.6	2122.8	5.3
鉄鋼業	1986	309337	1558848	3794407	92.2	2122.8	5.4
鉄鋼業	1987	291419	1523753	4043410	91.9	2122.8	5.9
鉄鋼業	1988	280314	1553711	5085012	100.3	2122.8	6.6
鉄鋼業	1989	279234	1627632	5492456	103.3	2122.8	5.3
鉄鋼業	1990	277958	1646020	5534289	100.0	2122.8	5.6
鉄鋼業	1991	280096	1701714	5825101	103.5	2122.8	4.9
鉄鋼業	1992	273254	1677694	5216825	101.7	2122.8	5.0
鉄鋼業	1993	266007	1651346	4536780	92.9	2122.8	6.3
鉄鋼業	1994	254715	1636435	4129851	85.6	2122.8	5.4
鉄鋼業	1995	244769	1599519	4432664	86.1	2122.8	9.2
鉄鋼業	1996	234513	1581238	4392560	83.3	2122.8	12.1
鉄鋼業	1997	223381	1532931	4601150	83.1	2122.8	13.1
鉄鋼業	1998	210669	1395076	3888937	80.5	2122.8	10.9
鉄鋼業	1999	196097	1331910	3393389	80.2	2122.8	9.8
鉄鋼業	2000	190599	1233018	3774667	78.3	2122.8	7.3
電気機械	1981	1200696	3301456	8693419	196.6	2122.8	7.6
電気機械	1982	1226297	3585241	9664913	185.3	2122.8	8.9
電気機械	1983	1338978	3950155	11030292	173.4	2122.8	10.3
電気機械	1984	1499108	4558830	13380483	168.8	2122.8	11.8
電気機械	1985	1525124	4852062	13656208	143.5	2122.8	7.4
電気機械	1986	1555639	5134976	13501011	133.4	2122.8	8.1
電気機械	1987	1542635	5197238	13970534	122.7	2122.8	9.4
電気機械	1988	1582213	5531872	15811946	110.5	2122.8	10.6

電気機械	1989	1607258	5986990	17386760	104.6	2122.8	11.0
電気機械	1990	1621714	6339366	18485671	100.0	2122.8	11.4
電気機械	1991	1653056	6809293	19640939	91.1	2122.8	11.0
電気機械	1992	1617117	6905258	17510243	86.2	2122.8	10.8
電気機械	1993	1551795	6861773	16547211	81.3	2122.8	12.6
電気機械	1994	1497389	6809511	16984257	75.4	2122.8	15.0
電気機械	1995	1478203	6960633	18218884	68.2	2122.8	16.8
電気機械	1996	1441806	7039243	18765666	60.9	2122.8	19.7
電気機械	1997	1432157	7180394	18744911	55.2	2122.8	21.6
電気機械	1998	1410823	7141177	16987346	53.2	2122.8	20.8
電気機械	1999	1365053	6858939	16508434	48.8	2122.8	21.4
電気機械	2000	1338108	6897284	18824652	43.3	2122.8	25.2

(経済産業省「工業統計表」より作成)

付表2：学歴別雇用格差の測定に用いたデータ(男子・電気機械)

	大卒平均年収 (100万円)	大卒雇用(人)	大卒以外平均 年収 (同、100 万円)	大卒以外雇用 者数(人)	資本コスト	資本ストック(100万 円)	原材料 コスト (1995=1.00)	原材料額 (100万円)	総生産額 (100万円)	海外生産比率
1981	5.58	16102	5.01	59023	0.1993	9356000	1.251	1251371	3016290	0.076
1982	5.46	17494	3.84	61936	0.2124	10187000	1.240	1239786	3557858	0.089
1983	5.63	20074	4.79	64673	0.2184	11027489	1.230	1230335	4339143	0.103
1984	5.77	20238	4.99	66797	0.2369	12230636	1.232	1232011	5407112	0.118
1985	6.13	21244	5.12	70861	0.2436	13862347	1.252	1251575	6491488	0.074
1986	6.17	21573	5.23	70530	0.2321	15389076	1.172	1171951	6903614	0.081
1987	6.21	21541	5.28	69376	0.2070	16805086	1.122	1121635	7766663	0.094
1988	6.24	27286	5.41	79695	0.2003	18666152	1.101	1100760	9760882	0.011
1989	6.68	26236	5.51	80176	0.2053	21121106	1.111	1111427	11338432	0.110
1990	7.30	26442	5.56	79614	0.2344	23777070	1.104	1104170	12609598	0.114
1991	7.62	29483	5.93	82972	0.2303	27024950	1.096	1096179	14706519	0.110
1992	7.98	28255	6.12	77042	0.2124	29353330	1.076	1076321	13856417	0.108
1993	7.88	29286	6.16	74522	0.1842	30750350	1.038	1038301	13883542	0.126
1994	8.04	30119	5.86	73382	0.1711	31464000	1.018	1017864	15365307	0.150
1995	8.07	33112	6.12	78649	0.1582	32361960	1.000	1000000	18218884	0.168
1996	8.41	34313	6.14	75304	0.1583	33605990	0.963	963199	21019032	0.197
1997	8.50	34791	6.26	75835	0.1546	35127390	0.950	950095	23163828	0.216
1998	8.50	31795	6.40	70811	0.1489	36533950	0.929	929415	21781106	0.208
1999	8.38	34381	6.14	67720	0.1473	36643300	0.897	897386	23075551	0.214
2000	8.27	34216	5.79	72240	0.1607	36065080	0.889	889189	29655489	0.252

(内閣府「国民経済計算年報」、厚生労働省「賃金センサス」より作成)

付表3：年齢別雇用格差の測定に用いたデータ（男子・電気機械）

	40-50 代労働者 年収(同、 100万円)	40-50代労働者 数(人)	20-30 代労働者 年収(100 万円)	20-30代労働者 数(人)	資本コスト	資本ストック (100万円)	原材料 コスト (1995=1.0 0)	原材料額 (100万円)	総生産額 (100万円)	海外生 産比率
1981	5.97	20910	4.02	50282	0.1993	9356000	1.251	1251371	3016290	0.076
1982	6.41	23777	4.20	51092	0.2124	10187000	1.24	1239786	3557858	0.089
1983	6.67	25885	4.33	54361	0.2184	11027489	1.23	1230335	4339143	0.103
1984	6.98	26157	4.45	55317	0.2369	12230636	1.232	1232011	5407112	0.118
1985	7.44	28191	4.63	58175	0.2436	13862347	1.252	1251575	6491488	0.074
1986	7.42	28882	4.68	58360	0.2321	15389076	1.172	1171951	6903614	0.081
1987	7.47	29319	4.66	57583	0.207	16805086	1.122	1121635	7766663	0.094
1988	7.76	35556	4.76	67253	0.2003	18666152	1.101	1100760	9760882	0.011
1989	8.08	37570	4.95	64182	0.2053	21121106	1.111	1111427	11338432	0.11
1990	8.69	39258	5.29	61634	0.2344	23777070	1.104	1104170	12609598	0.114
1991	9.35	40913	5.57	66086	0.2303	27024950	1.096	1096179	14706519	0.11
1992	9.45	39525	5.55	60337	0.2124	29353330	1.076	1076321	13856417	0.108
1993	9.41	39660	5.57	59801	0.1842	30750350	1.038	1038301	13883542	0.126
1994	9.55	40739	5.68	59595	0.1711	31464000	1.018	1017864	15365307	0.15
1995	9.42	44564	5.74	63755	0.1582	32361960	1	1000000	18218884	0.168
1996	9.80	44809	5.89	62034	0.1583	33605990	0.963	963199	21019032	0.197
1997	9.98	45410	6.01	62158	0.1546	35127390	0.95	950095	23163828	0.216
1998	9.92	41028	5.88	58678	0.1489	36533950	0.929	929415	21781106	0.208
1999	9.68	41931	5.80	57900	0.1473	36643300	0.897	897386	23075551	0.214
2000	9.32	44473	5.71	59612	0.1607	36065080	0.889	889189	29655489	0.252

（内閣府「国民経済計算年報」、厚生労働省「賃金センサス」より作成）

参考文献

- 木村福成(2000)『国際経済学入門』 日本評論社
- 黒田昌裕(1989)『一般均衡の数量分析』 岩波書店
- 香西泰・伊藤由樹子(2000)「技術革新・グローバル化の中での所得分配」富士通総研『FR
研究レポート』第72号
- 櫻井宏二郎(2000)「グローバル化と労働市場」日本政策投資銀行『経済経営研究』11月
- 高中公男(2001)『海外直接投資論』 勁草書房
- 田中拓男(1995)『国際貿易と直接投資』 有斐閣
- 中馬宏之・駿河輝和編(1997)『雇用慣行の変化と女性労働』 東京大学出版会
- 樋口美雄(2001)『雇用と失業の経済学』 日本経済新聞社
- 深尾京司(1995)「日本企業の海外生産活動と国内労働」『日本労働研究雑誌』
第424号 pp2 - 12
- 深尾京司・天野倫文(1998)「対外直接投資と製造業の『空洞化』」『経済研究』
第49巻3号 pp259 - 276
- 深尾京司(2002)「直接投資と雇用の空洞化」『日本労働研究雑誌』第501号 pp34 - 37
- 蓑谷千凰彦(1997)『計量経済学』 多賀出版
- W・J・イーシア(小田・大田訳)(1992)『現代国際経済学』 多賀出版
- Leamer E E (1996) "Wage Inequality from International Competition and
Technological Change: Theory and Country Experience" American
Economic Review vol86 no2 pp309 - 314
- OECD (1997) "Trade, earnings and employment: assessing the impact of trade with
emerging economies on OECD labour markets" Employment Outlook
Chapter4
- Berndt ER (1991) "The Practice of Econometrics" Addison-Wesley Chapter9

株パート論文

「M & A が株価に与える影響」

執筆者 青木 大
草道 剛大
川口 登輝夫
佐藤 仁俊(C)

目次

- 第 1 章 問題意識
 - 1 . M&A の現状
 - 2 . M&A のメリット

- 第 2 章 仮説
 - 1 . 超過収益
 - 2 . 諸仮説

- 第 3 章 実証分析
 - 1 . 企業のサンプル
 - 2 . 回帰分析結果

- 第 4 章 考察

- 第 5 章 総括
- 第 6 章 ケーススタディー

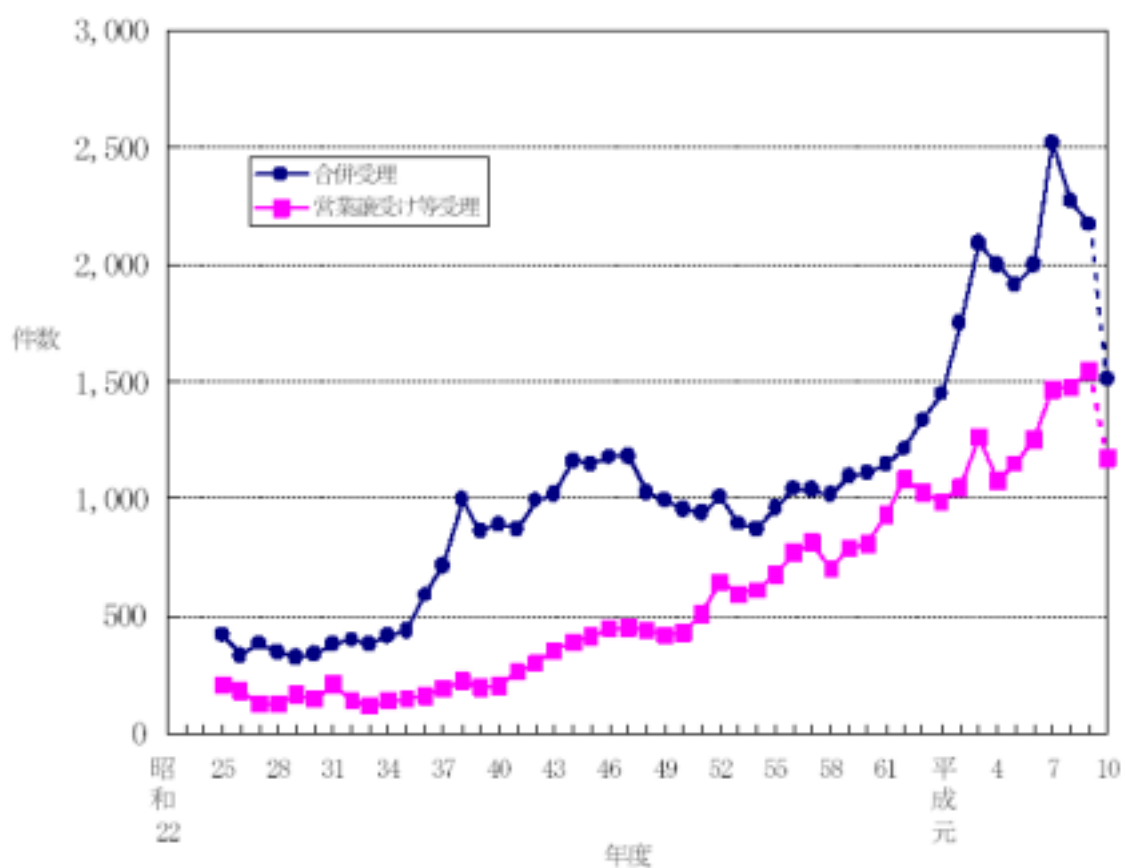
参考文献

ポートフォリオの投資比率

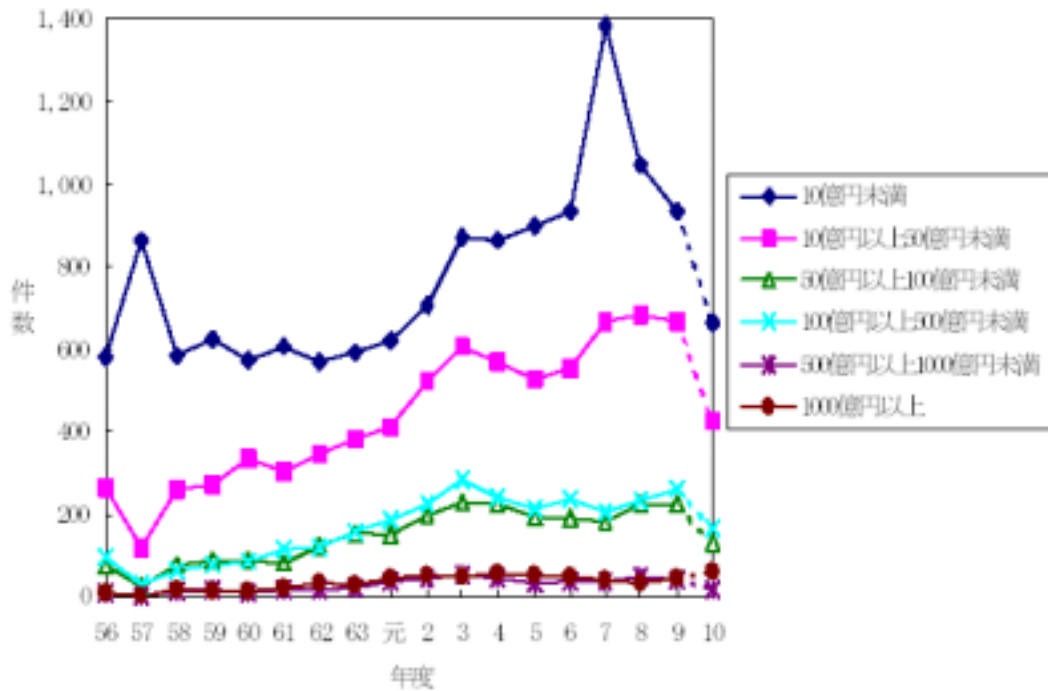
第1章 問題意識

1. M&Aの現状

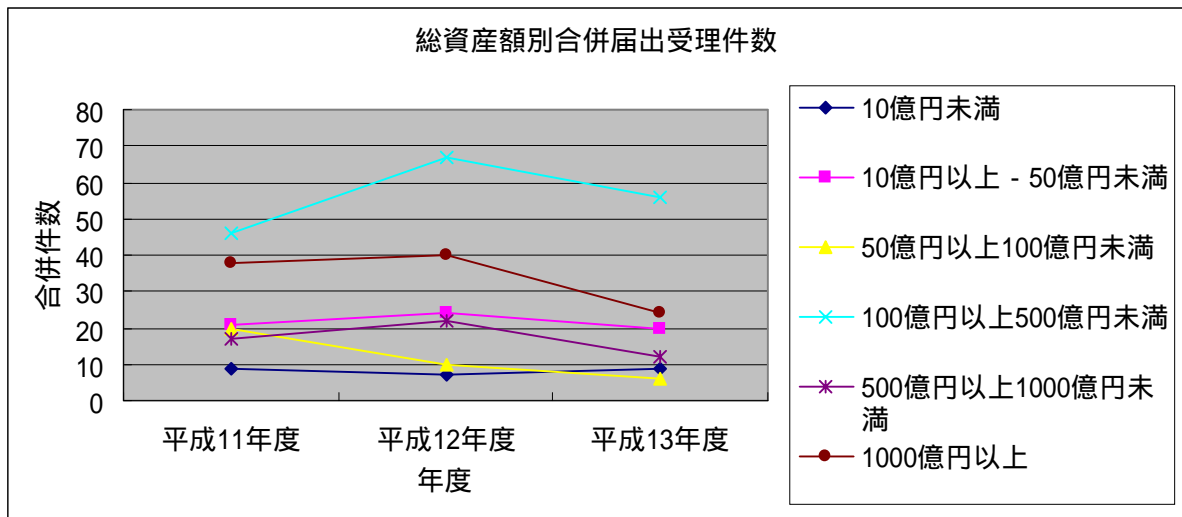
ここ数年、企業間のM&Aは着実に増え、またその規模も拡大しつつある。下図は昭和25年度から平成10年度までの企業M&A総数の推移、及び昭和56年度から平成10年度までの資産額別合併受理件数である。



第2図 総資産額別合併届出受理件数



このように合併届出受理件数は年々増加傾向にあることがわかる。また、下図は平成 11 年度から平成 13 年度にかけての合併届出受理件数である。



(注) 平成 10 年度、合併および営業譲受け等の届出対象範囲に係る独占禁止法の改正が行われ、平成 11 年 1 月 1 日に施行された。これにより届出・報告対象範囲が削減されたため、平成 10 年度と 11 年度とでは受理件数が大幅に異なる。

(改正後の届出対象範囲：国内会社同士の合併については当事会社の中に純資産合計額が 100 億円を超える会社と純資産合計額 10 億円を超える会社がある場合。また、外国会社同士の合併については当時会社の中に国内売上高が 100 億円を超える会社と国内売上高 10 億円を超える会社がある場合に届出義務が発生する。)

年々増加傾向にある M&A、我々はこの M&A が株価に与える影響に着目した。

2 . M&A のメリットとは

- ・ 自前で 1 から市場参入を行うよりも、低コストかつ短期間で新規事業分野へ市場展開することが可能に
- ・ 人材の獲得や、ブランドイメージの強化、ノウハウの獲得、資本の強化
- ・ 市場におけるシェアの拡大
- ・ 営業エリア・生産拠点の拡大、既存事業の強化、投資リスクの軽減、などと言った規模の経済性
- ・ 経営の多角化による範囲の経済性

などが挙げられるであろう。しかし、このようなメリットが存在する一方で、M&A に伴うリスクも同時に存在する。まず、合併相手の財務内容が芳しくない場合、余計な債務負担を背負い込むことになりかねない。また、合併相手と自社の企業風土・文化が異なる場合、それらの解消に大きな負担がかかる。さらに、有能な社員・技術者、及び顧客の流出なども考えられる。

この他にも、M&A に伴うメリット・デメリットはいくつも考えられる。しかし、企業が合併する以上、そこには当然ながら株主に対しての利益、すなわち株主価値の増大という目的が存在するはずである。

過去十数年に合併した企業の合併後の株価をみると、株主価値を上げた企業もあれば、下げた企業もある。

では、株主価値を上げた企業の特徴は何だろうか？それがこの論文の問題意識である。

第2章 仮説

M&A後の株価の動きを左右するのではないかとされる仮説をいくつかたてた。

その前に、分析の際に被説明変数となる超過収益率について述べたい。

1. 超過収益

本分析では、超過収益率として合併企業の株価の伸び率から、産業平均の伸び率を引いた値を用いた。¹⁾これは、産業平均からの乖離であり、業界特有の動きの影響を除いたもので、その企業特有の株価の動きを表す。合併後にその企業が同産業の他の企業よりどれほど株価を上げたか、もしくは下げたか、を見ることができる。²⁾

超過収益率 =

$$\frac{i \text{ 年後の株価} - \text{合併時の株価}}{\text{合併時の株価}} - \frac{i \text{ 年後の業種別指数} - \text{合併時の業種別指数}}{\text{合併時の業種別株価指数}}$$

2. 諸仮説

仮説 人員削減

合併後、組織を統合化するときには、余剰人員は解雇するのが効率的である。効果的なりストラによって、コストが削減され、利益が増大し、株主の利益になるであろう。

そこで、「合併後、スムーズに人員削減を行っている会社の株は超過収益があがるのではないか」という仮説をたて、従業員数の変化を以下のように計算した。

$$\text{従業員数の変化率} = \text{合併1年後の従業員数} \div \text{合併前2社の合計従業員数}^3)$$

仮説 企業の相対的な大きさ

同等な企業が合併すると、新会社の覇権争いなどで、無用なコストが生じる可能性があり、その場合非効率である。たとえば、旧第一勧業、富士、日本興業の三行がコンピューターシステム統合をめぐる演じた覇権争いは、とんでもない失敗をもたらした。このようなことから、「合併企業が相対的に大きいほど被合併企業を効率的に支配できるのでは」という仮説を立てた。その指標として、合併前の2社の総資産の比率を用いた。

$$\text{総資産比} = \text{合併企業の総資産} \div \text{被合併企業の総資産}^{4)}$$

この値が大きいほど、超過収益があがるのではないかと予想できる。

仮説 金融機関持ち株比率

日本の高度成長期において、豊富な投資機会を背景に資金需要が企業毎に、多く存在し、これらに資金を投入したのが、銀行であった。こうして企業は借入金に依存しつつ設備投資を行った。さらに銀行は、企業に貸付を通じて資金を供給しただけでなく、企業との間で株式の相互持合いを行った。このように債権者と大株主という特殊な立場で、頻繁に経営情報を得ることで、その企業に対してのモニタリング、ときにはコントロールを行ってきた。一般に、企業の投資プロジェクトは事前に審査されるので、合併においても審査されていると考えられる。

1996年の経済白書からも、『メインバンクが他の株主とともに企業を監視するというコーポレートガバナンス構造となっている』と述べている。日本では証券市場よりも銀行が企業のガバナンス機能を果たしてきたと言える。

このことから、「合併時に金融機関持ち株比率が大きければ、金融機関によるガバナンスが強く、株主価値を下げるような合併はせず、超過収益も上がるのではないだろうか」と仮説を立てた。データは、買収側の合併前の金融機関持ち株比率を用いた。

$$\text{金融機関持ち株比率} = \text{金融機関の持ち株数} \div \text{発行済み総株式数}^{5)}$$

仮説 役員持ち株比率

プリンシパル・エージェントモデルによると、企業の所有者である株主（プリンシパル）と、経営に実際にたずさわる経営者（エージェント：代理人）が異なるので、株主の利益をどのようにして経営者に追求させるかということが重要な問題となる。株主は株式保有による利益を追求するのに対し、経営者は自分の利益に関心がある。これでは、経営者は株主の利益を犠牲にして、自己の利益を優先させるという、モラルハザードの問題が生じる可能性がある。このような問題が発生する原因として、「情報の非対称性」があげられる。情報の非対称性とは、取引にかかわる経済主体の間で、取引に関する情報量に差があるという状態である。

経営者が株主の利益を重視した経営をさせるには、経営者報酬を株価に連動させるような形にするのが有効であろう。日本では、ストックオプション制度が1997年から解禁となった。自社の株を持っていれば、報酬が将来の株価に連動するため、株価を上げようとするインセンティブを持つことになる。

そこで、「経営者の持ち株比率が大きいほど株主価値を上げるような合併をしようとするのではないか」という仮説を立てた。その指標として、合併前の合併企業側の役員持ち株比率を用いる。

$$\text{役員持ち株比率} = \text{役員の持ち株数} \div \text{発行済み総株式数}^{6)}$$

仮説 M & Aのタイプ

(1) M&Aの種類

M&Aは大きく次の3種類に分けられる。

- ・ 水平的合併：当時会社が同一の事業である場合。生産物における投入・産出関係はなく、水平的に結合したもの
- ・ 垂直的合併：中間財等を生産する川上企業が最終財を生産する川下企業の合併。買い手・売り手関係の場合。
- ・ 混合的合併：異なった分野の企業を統合し、事業の多角化をする場合。

(2) それぞれのタイプのメリット

・ 水平的合併

同質的な財を作っている企業同士の合併では規模の経済性、また、異なった財をつくっている企業同士の合併では範囲の経済性が得られる可能性がある。これらにより、限界費用の低下や生産能力の向上がみこめる。また、市場支配力の向上により価格決定力が上がる。

・ 垂直的合併

垂直的合併によって、取引を内部化することによる取引費用の削減できる。また、売り手が取引関係に特殊な投資を行っても買い手に搾取されるような状況(ホー

ルド・アップ問題)をなくすことができる。(Grossman and Hart(1986))
社内に取り込むことによりかつて自社のコントロールの及ばなかったリスクが
減り、業績が上がる。

・混合的合併

商品のポートフォリオを組むことによってリスクを減らすことができる。多角化
した企業の経営中枢は、それぞれの部門の収益性などについて情報の優位性を持つ
ため単独企業が外部から資金供給を受ける場合よりも効率的に資金配分を行こと
ができる。

このようにそれぞれのタイプにはメリットがあり、合併をするときにはそのプラスの効
果をみこまれているはずだが、株価にプラスだった企業もあれば、そうでない企業もある。
では、今までの合併では、タイプによって、超過収益に違いがでてはいないだろうか？

第3章 実証分析

1. 企業のサンプル

1988年から1998年までの東証要覧の合併欄に掲載されていたもののうち、仮説のデータが得られた以下の53社。

合併年月日	合併会社名	被合併会社名
1989年4月	王子製紙	東洋パルプ
1989年4月	山村硝子	広島硝子工業
1989年6月	段谷産業	段谷ボード工業
1989年10月	コスモ石油	アジア石油
1989年10月	クラレ	協和ガス化学工業
1989年10月	グンゼ	新大阪造機
1989年10月	東芝	日本原子力事業
1989年10月	日本鑄造	京阪機械
1990年10月	山九	岡崎工業
1991年10月	帝人	東京麻糸紡績
1991年10月	レンゴー	福井化学工業
1992年1月	東海カーボン	東洋カーボン
1992年3月	ダイエー	大栄不動産
1992年4月	湯浅商事	ユアサ産業
1992年10月	住友金属工業	日本ステンレス
1992年10月	阪神電気鉄道	阪神不動産
1992年12月	オーエスジー	オーエスジー販売
1993年1月	ライオン	アンネ
1993年3月	アツギユニシア	日本電子機器
1993年3月	ダイエー	日本ドリーム観光
1993年4月	十條製紙	山陽国策パルプ
1993年4月	ヤマハ発動機	ヤマハ車体工業
1996年9月	アデランス	アデランス工芸
1993年10月	王子製紙	神崎製紙
1994年10月	三菱化成	三菱油化
1994年10月	住友セメント	大阪セメント
1994年10月	荏原	荏原インフィルコ

1995年4月	モリ工業	SR サンツアー
1995年4月	松下電器産業	松下住説機器
1995年4月	ユニデン	uniden21
1995年6月	共立	共立エコー
1995年8月	積水ハウス	積水ハウス木造
1995年8月	ミサワリゾート	ミサワホーム群馬
1997年4月	ミサワセラミックス	ミサワセラミックケミカル
1997年4月	宇部化学工業	カルシード
1997年4月	油研工業	ユケンハイメックス
1997年9月	ゼネラル石油	ゼネラル石油化学工業
1997年10月	栗田工業	栗田テクニカルサービス
1997年10月	フランスベッド	フランスベッド寝装
1997年10月	飯野海運	飯野不動産
1997年10月	ダイヤモンドコンピューターサービス	コムネス
1997年11月	セイレイ工業	昌運工業
1998年4月	スズケン	秋山愛生館
1998年10月	三菱レイヨン	日東化学
1998年10月	富士通	富士通東和エレクトロン
1998年10月	トヨタ自動車	東京トヨタ
1998年4月	日産化学工業	東京日産化学
1998年4月	エーザイ	エーザイ化学
1998年10月	芝浦製作所	東芝メカトロニクス
1998年10月	リコーエレメックス	リコー機器
1998年10月	アイネス	コルネット
1998年11月	オムロン	オムロンヘルシーモア
1998年11月	セコム	セコムシステムズ

2. 推定式

$$y_i = \beta_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + \beta_5 x_5 + \beta_6 d_1 + \beta_7 d_2 \quad i=1,2,3,4,$$

被説明変数は超過収益率であり、合併の効果がいつ出てくるか見るために、以下の期間について、それぞれ求めた。

Y_1 : 合併日から 1 年後にかけての超過収益率

Y_2 : 合併日から 2 年後にかけての超過収益率

Y_3 : 合併日から 3 年後にかけての超過収益率

Y_4 : 1 年後から 2 年後にかけての超過収益率

説明変数は、仮説で求めた指標であり、以下のとおり。

X_2 : 従業員数の変化率

X_3 : 総資産比

X_4 : 金融機関持ち株比率

X_5 : 役員持ち株比率

D_1 : 水平型ダミー

D_2 : 混合型ダミー

3 . 回帰分析結果

Equation 1

=====

Dependent variable: Y1

LM het. test = 26.5714 [.000]

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	-.958193E-02	.192713	-.049721	[.961]
X2	-1.91806	.585155	-3.27786	[.002]
X3	.264743E-03	.212429E-03	1.24626	[.219]
X4	-.022168	.332108	-.066749	[.947]
X5	-.340499	1.50911	-.225630	[.822]
D1	-.027709	.128879	-.215003	[.831]
D2	.175119	.139834	1.25234	[.217]

Equation 2

=====

Dependent variable: Y2

LM het. test = .178654 [.673]

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	-.153408	.153523	-.999251	[.323]
X2	.638268	.466158	1.36921	[.178]
X3	.259813E-05	.169230E-03	.015353	[.988]
X4	.591862	.264571	2.23707	[.030]
X5	.162186	1.20222	.134906	[.893]
D1	-.209068	.102670	-2.03631	[.048]
D2	-.161311	.111397	-1.44807	[.154]

Equation 3

=====

Dependent variable: Y3

LM het. test = 2.19893 [.138]

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	-.479531	.203742	-2.35362	[.023]
X2	.318374	.618643	.514632	[.609]
X3	.296715E-03	.224587E-03	1.32116	[.193]
X4	.832745	.351114	2.37172	[.022]
X5	2.39793	1.59547	1.50296	[.140]
D1	.027057	.136255	.198574	[.843]
D2	-.049525	.147836	-.334996	[.739]

Equation 4

=====

Dependent variable: Y4

LM het. test = .859757 [.354]

Variable	Estimated Coefficient	Standard Error	t-statistic	P-value
C	-.246500	.173941	-1.41715	[.163]
X2	1.20232	.528156	2.27645	[.028]
X3	-.109221E-03	.191737E-03	-.569641	[.572]
X4	.792844	.299758	2.64495	[.011]
X5	.857397	1.36211	.629463	[.532]
D1	-.140608	.116325	-1.20875	[.233]
D2	-.193804	.126213	-1.53554	[.132]

第4章 考察

人員削減

推定結果

	推定係数	t 値	p 値
合併日から1年後	-1.91806	-3.27786	[.002]
合併日から2年後	.638268	1.36921	[.178]
合併日から3年後	.318374	.514632	[.609]
1年後から2年後	1.20232	2.27645	[.028]

人員削減をした企業ほど、合併時から1年後にかけては、超過収益を上げている傾向にある。しかし、面白いことに、1年後から2年後にかけての超過収益は、逆に、マイナスになった。それ以外の期間での推定では有意性がない。

なぜこのような結果になったのだろうか。

リストラをすれば、株価があがると予想されていた通り、実際、合併後に人員削減を行った企業はマーケットに評価されていた。しかし、それは合併から1年後までだった。リストラは、短期的にはプラスになるかもしれないが、それが長期的に見て企業にとってプラスであるとは限らない。投資リターンの向上に結び付かないと市場が思えば、合理的な判断により、株価は下がっていくだろう。

では、人員削減による企業へのデメリットとは何であろうか。

まず考えられるのは、いままでその企業を支えてきた人たちの忠誠心や愛社精神が落ちるということである。これは長期的には企業にマイナスになる可能性がある。

日本の企業はこれまで終身雇用制であり、雇用の流動性があまりなかったが、その問題点を海外から指摘されはじめると、目の前の効率だけを見てあっと言う間に雇用システムを壊してしまった。従業員からすれば、リストラでいつ辞めさせられるかわからなければ、忠誠心や責任感をこれまでと同じようには持つことはできないだろう。

終身雇用のもとで働いてきたひとは、企業に対して出資をしていたと考えることができる。それは、年功賃金のもとで若年時に受け取る賃金が生産性より低いために過少支払い

の時期が続き、ある年齢で生産性がピークに達した後、生産性を超える賃金としてまたは退職金として受け取るという形の出資である。その投資のリターンは企業の長期的な業績に左右される。この形は従業員と企業との重要な関係であったが、それが崩されてしまった。

このように、労働者の働き方に対するモラルは崩壊してしまう。その崩壊したモラルを再建するのは難しいだろう。

林伸二(1993)によると、M&A後の組織統合化のカギは人的資源問題と組織問題であり、統合後も主要な人材を失わずに、彼らに適正な仕事を与え、仕事に意欲を感じさせることが重要だという。

合併にあたり、不安などの負の心理反応を従業員は抱くであろう。

たとえば、合併によって、自分を支えていたもの(会社名や同僚)を失い、目的意識も喪失し、不安、虚無感に陥るといふことがある。たとえ、仲間が自発的に辞職したとしても、合併前の会社での友人関係が一方向的に破壊されたことに怒りを感じることもある。

パワー(1987)によると、解雇の決定に使用された基準や計画が知られておらず、その決定を恣意的と従業員は判断しているという。それを知らされていなければ、買収後も不安やフラストレーションを和らげることはできない。

このように、リストラには負の側面も存在するため、リストラは長期的に見れば、必ずしもプラスではない。

企業の相対的な大きさ

	推定係数	t 値	p 値
合併日から1年後	.264743E-03	1.24626	[.219]
合併日から2年後	.259813E-05	.015353	[.988]
合併日から3年後	.296715E-03	1.32116	[.193]
1年後から2年後	-.109221E-03	-.569641	[.572]

4 期間とも統計的に有意でない。つまり、総資産比は、超過収益と相関の関係はないことがわかる。総資産比が高いほど、合併後、企業をコントロールしやすい環境になり、株

価は上がるであろうという仮説を立てたが、実証分析の結果から、その仮説は支持できない。

金融機関持ち株比率

	推定係数	t 値	p 値
合併日から1年後	-.022168	-.066749	[.947]
合併日から2年後	.591862	2.23707	[.030]
合併日から3年後	.832745	2.37172	[.022]
1年後から2年後	.792844	2.64495	[.011]

推定結果では、合併から1年後まで以外は有意にプラスである。

これは、合併後1年間の短期間では、合併による超過収益は出なかったが、合併後1年、2年を経過すると、金融機関持ち株比率が高いほど超過収益をあげていたということが分かる。このことから、合併という大きな経営戦略において、金融機関によるガバナンスが働いており、結果的に株価にプラスとなる合併がなされてきたと考えられる。

さらには、株式の相互持合いが経営者の地位の保全に有効であって、経営者の地位が安定していることが、むしろ日本企業による長期的視野の経営を可能にしたのではないかと考えられる。

アメリカの企業が敵対的買収を恐れて、短期利益を重視しがちなのに対して、日本では長期利益を考慮した経営が可能であった。これは、日本型の大きなメリットである。

しかし、長期的な不況による株価の下落と、時価評価会計により、株の持ち合いは年々減りつつある。銀行は債権者としては依然として企業と関わっていくが、株主としての企業との関係は薄くなっていき、上で挙げたようなメリットも薄くなっていくだろう。

役員持ち株比率

推定結果

	推定係数	t 値	p 値
合併日から1年後	-.340499	-.225630	[.822]
合併日から2年後	.162186	.134906	[.893]
合併日から3年後	2.39793	1.50296	[.140]

1年後から2年後	.857397	.629463	[.532]
----------	---------	---------	--------

これは、統計的に有意であるとはいえない。つまり、役員比率は、株価を上げる要因にならない。役員比率が高いほど、株価を上げるインセンティブが高まり、超過収益を上げる合併をするであろうという仮説を立てたが、実証分析をした結果、その仮説は支持されなかった。

M&Aのタイプ

推定結果

水平ダミー

	推定係数	t 値	p 値
合併日から1年後	-.027709	-.215003	[.831]
合併日から2年後	-.209068	-2.03631	[.048]
合併日から3年後	.027057	.198574	[.843]
1年後から2年後	-.140608	-1.20875	[.233]

多角化ダミー

	推定係数	t 値	p 値
合併日から1年後	.175119	1.25234	[.217]
合併日から2年後	-.161311	-1.44807	[.154]
合併日から3年後	-.049525	-.334996	[.739]
1年後から2年後	-.193804	-1.53554	[.132]

水平ダミーの2つめを除いて統計的に有意であるとはいえない。つまり、M&Aのタイプによって、超過収益に違いがでてくるというわけではなかった。つまり、同じタイプの合併を行った企業でも超過収益を上げた企業もあれば、上がらなかった企業もあったということである。

例外的に、水平型合併をした企業は合併から2年後にかけて超過収益が他のタイプに比べて20%マイナスになっていた。

第5章 総括

日本ではまだM & A自体の例が少なく、その上合併の大部分を占める上場企業による非上場企業の吸収というケースでは、詳細なデータが公表されていない。そのため今回の実証を行うにあたり、サンプル数を確保するのに苦労した。今回用いたサンプル数は53個であるが、実証を行うのに十分な数であるとは言えないかもしれない。

分析によれば、ここ数十年では、合併時の金融機関のガバナンス機能は株価には有効であった。しかし先に述べたように、長期的不況によりバランスシートが悪化し、銀行は株式を持ち続けることが難しく、持ち合い関係は崩れてきている。以後、銀行による株主としてのガバナンスの力は弱くなっていくだろう。

正直驚きました。最近の風潮からリストラをすれば、業績があがり、その会社の株価も上がっていくと思ったからである。

このような結果になったのは、使用したデータが、1989年から十年間の合併を扱っているからだということも考えられる。リストラすべきだという意見が聞かれるようになったのはここ数年のことである。しかし、それ以上に、日本社会は前述したように、労働条件の安定というものを求めており、リストラは会社全体のモチベーションの低下につながり、結果として株価の下落につながったと推測できる。

企業を構成する経済主体は株主だけではないことに着目すれば、だれの利益のために経営者を規律づけるかという問題がでてくる。企業と関係をもつ経済主体をステークホルダーというが、それは、株主、従業員、債権者、取引先、政府、企業のある地域の住人（外部経済をあたえるため）などである。

小佐野（2001）によると、株主の利益のみを最大化するよりも、それ以外のステークホルダーの利益をめざすことが、社会公正的に望ましいばかりでなく、経済的にも効率がいいという。企業が顧客や従業員らを公正に扱っているという評判を得れば、社会一般から信頼を得て、投資の効率化や取引関係の円滑化にもプラスになり、長期的には株主の利益になる。

また、株主は株式の売却によって退出ができるのに対し、従業員などその他のステークホルダーは企業と長期的な関係を結ぶことになるのだから、株主の利益より、ステークホルダー全体の利益を優先すべきであると考えられることもできる。

日本ではとりわけ従業員主権型といわれ、従業員集団の代表者という性格の強い経営者の存在があり、株主の支配という企業観は弱かった。しかし、ここ最近では株主価値を最

重視するアメリカ型コーポレートガバナンスが日本に取り入れられつつある。はたして日本にとってそのシステムは望ましいものなのだろうか。

エンロン事件によって、アメリカ型の欠陥があらわになった。エンロンの破綻は、単に一つの大企業がつぶれたということ以上の意味を持っている。

近年のアメリカでは、株式投資は老後の年金など、一般の人々の人生に不可欠な部分のお金の確保に使われてきた。エンロン株は、優良な銘柄の一つとされていたため、それを組み入れた投資信託や年金基金が多かった。

ところが、優良企業のはずのエンロンは、実は八百長で株価をつり上げていた。

株式に財産を託していた人々は、生活資金の一部を失い、株式投資と会計事務所に対する信頼も失った。

株価をつり上げることを第一の目標にすることは悪くないが、それが行き過ぎると、会計粉飾などの不正につながり、最終的には株主の利益にはならない。

アメリカ型の欠陥を認識しつつ、日本にとって最適なコーポレートガバナンスを確立していく必要があるだろう。

トヨタ自動車と東京トヨタの合併例（1998年10月合併）

被合併企業の東京トヨタは、東証二部上場の直系ディーラーである。

同社は設立六十年を迎える老舗だが、その地位はある意味で中途半端だった。過当競争の東京市場で「唯一の直系上場企業」として株主への配当を続けていくため、リスクのある投資はできず、わずか四十店余りの拠点での縮小均衡型の販売政策を余儀なくされてきたからだ。それに歴代社長はトヨタから送り込まれ、任期は二、三年。その間を大過なく過ごせばいい、雇われ社長の席でもあった。

九四年度と九五年度に連続して経常赤字となるなど業績が低迷しているうえ、拠点新設には多額の投資が必要で、トヨタの資金力に依存する必要があった。

しかし、融資では東京トヨタの財務体質改善につながらないうえ、上場会社のままでは上位十位までの持ち株比率の高さが障害となって増資も調達額に限界がある。

このため、完全子会社化を容認した。

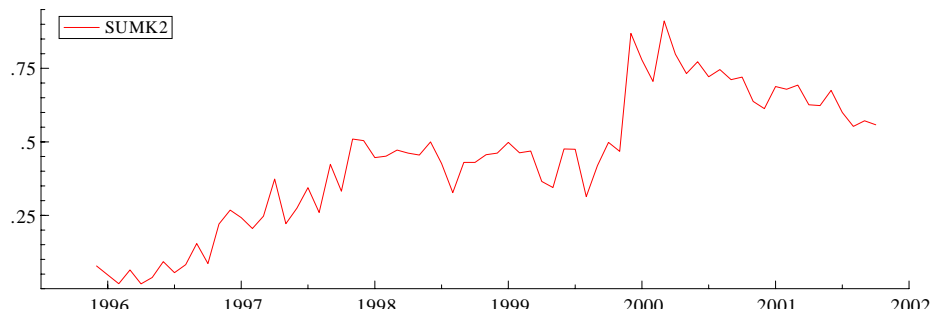
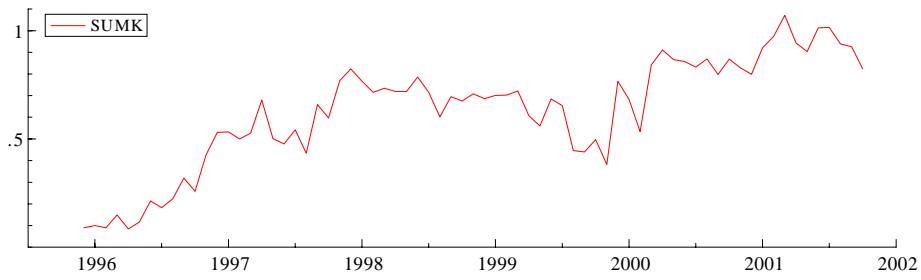
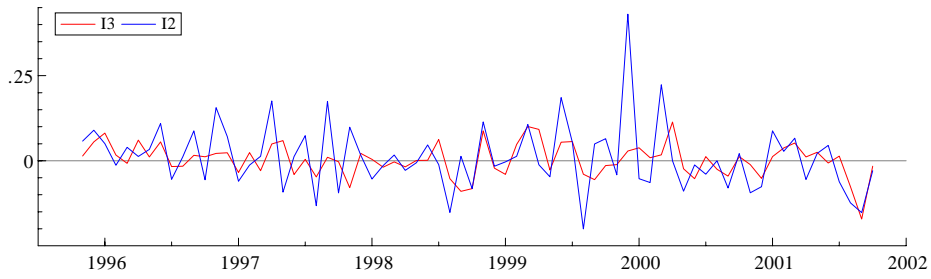
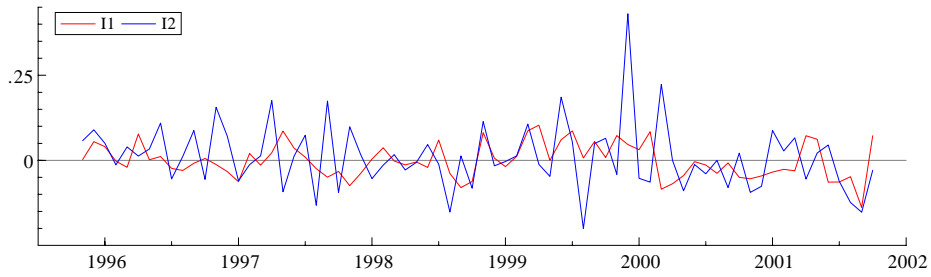
一方、トヨタは九六年から二年連続で新車販売（軽自動車を除く）でシェア四〇%割れが続くなど苦戦が続いており、中でも激戦の東京地区は低迷。東京地区のトヨタのシェアは九七年で三八・四%でトヨタの全国平均（三九・二%）を下回っており、シェア四〇%を奪回するには東京地区の販売強化が必要と判断した。そのため直系の東京トヨタの完全子会社化で資金力などを高め、シェア向上を目指すことにした。

東京トヨタが完全子会社となることで、東京地区のディーラーのすべてにトヨタの強い支配力が及ぶことになる。東京地区のディーラーは、メーカーの販売政策をストレートに実現できる司令塔としての役割が果たしやすくなると想像できる。

合併形態としては、東京トヨタは五月六日に一〇〇%出資の子会社を東京・港区に設立。九月三十日に同社の営業権や資産、千四百五十九人の全従業員を新会社に移管したうえでトヨタと合併し解散する。トヨタが吸収合併する十月一日に、新会社は「東京トヨタ自動車」に社名を変更し、トヨタの一〇〇%子会社となる。社長には東京トヨタの現社長の 大須賀洋三 社長が就任する。

今回の合併の場合は親会社による子会社の合併であり、多数の従業員の削減や劇的な被合併企業の変革が行われなかった上に合併にかかるコストも低かったため、比較的スムーズな合併であったと判断できるだろう。グラフからもわかるように、合併2年後に大きな超過収益率を上げている。

トヨタ自動車



アイネスとコルネットの合併例（1998年10月合併）

従業員増加率	金融機関持ち株比率
0.043720191	0.043720191

被合併企業のコルネットは、ソフトウェア開発を行っている企業である。

宮川社長は合併に際し、「非常にスピードが早く競争が激しい業界では、中長期的な経営戦略を立てるには経営基盤の強化が必要と判断した。合併で、技術者にもより大きな仕事と力が発揮できる場を与えられると決意した。森田社長（注：アイネス社長）とは以前一緒に仕事をしてきたこともあり、アイネスの社風にコルネットの社員もついていけるといいう安心感もあった」と述べている。背景にはスピードの早い情報サービス業界では経営基盤の弱い企業が事業を拡大させるのは容易ではない姿も浮かびあがってくる。

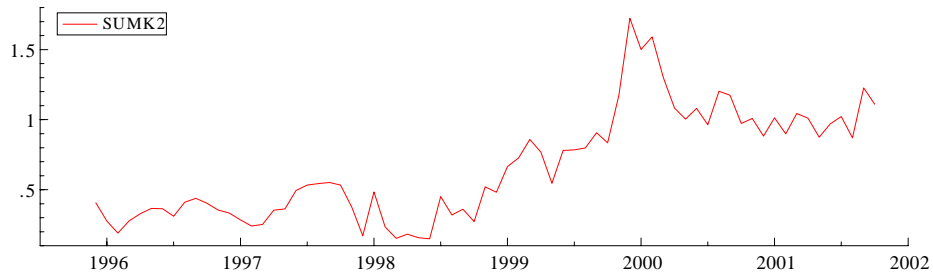
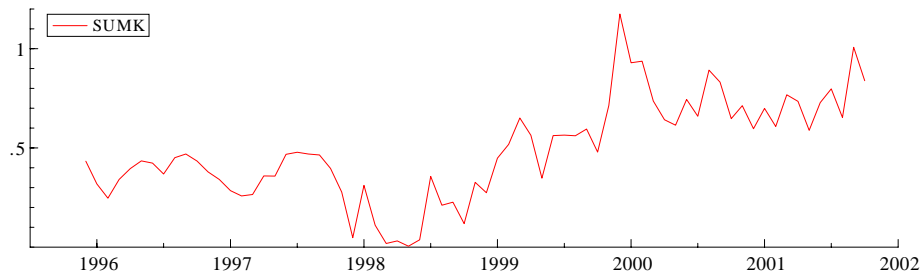
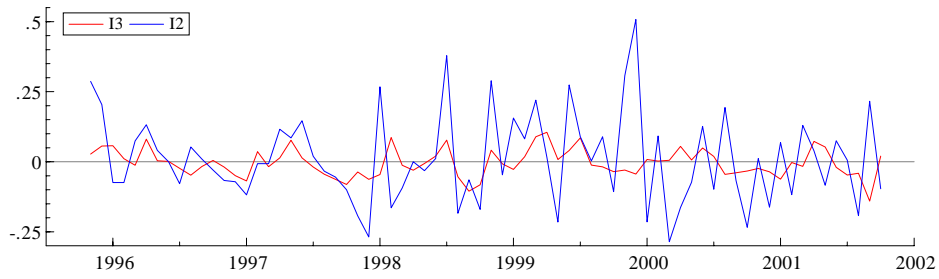
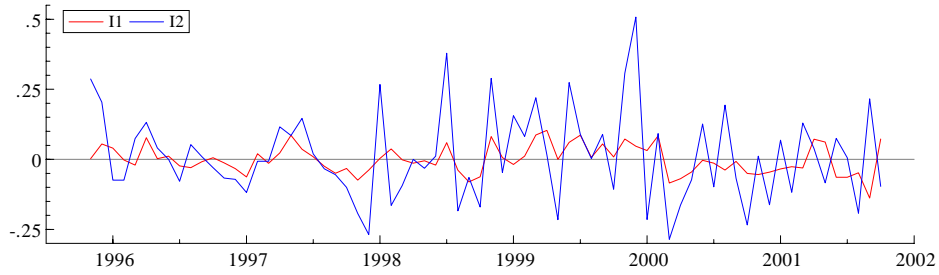
一方、アイネスは共栄生命系のソフト開発会社である。（東証一部上場）

コンピューターが誤作動する恐れのある「西暦二〇〇〇年問題」への対策などで、産業界では高水準の情報化投資が続いている。SE不足に直面するソフト業界では、人材確保や業務拡張などを目的とした事業再編が急務となっている。アイネスは需要が急増しているシステムの運用や保守・メンテナンス事業の受託を拡大するための人員が不足していた。今回のコルネットの吸収により、業績が伸び悩むコルネットを救済する一方、同社のシステムエンジニア（SE）を即戦力として活用するのが狙いである。この時期の情報サービス業界ではSE不足を引き金に再編の動きが急速に広がっている。

合併形態としては、合併の株式交換比率はコルネット株一株に対し、アイネス株〇・二株程度。アイネスの森田章社長が社長を継続、コルネットの宮川欣弥社長はアイネスの役員になる。コルネットの従業員百十七人は原則として全員アイネスに移る。合併後の新資本金は約二百九十億円となる見込み。

今回の合併は、慢性的な人手不足が続く情報サービス業界ならではの「人材確保型」M&Aの典型例である。そのため当然従業員増加率はプラスとなっている。グラフから、合併後の超過収益は伸び続けている。

アイネス



ミサワセラミックスとミサワセラミックケミカルの合併例（1997年4月合併）

従業員増加 率	金融機関持ち株比率
0.185941043	0.185941043

被合併企業のミサワセラミックケミカルと合併企業のミサワセラミックスの両者とも、主要事業はミサワホームのセラミック住宅のOEM（相手先ブランドによる生産）供給である。セラミックスが西日本、セラミックケミカルが東日本と営業地域を分担してきた。プレハブ住宅大手のミサワホームはディーラー制で木質とセラミックの住宅を販売。九六年三月期の受注実績である三万九千六百戸のうち、セラミックはわずか三千戸台で、戸建て、アパートともセラミック部門のてこ入れが課題になっていた。

セラミック住宅の販路拡大を図るミサワホームは、二〇〇〇年度には今年度見込みの二倍に当たる五千棟の販売を目標とし、東西両社の資材購入や輸送コストの削減を狙い東西両社に分かれていた部材製造・販売などの拠点を一本化、資材購入などを効率化する。

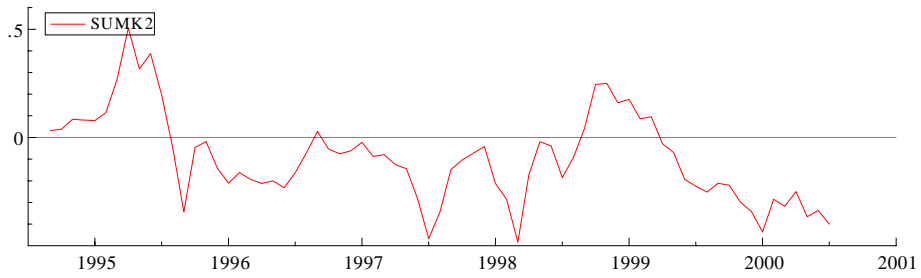
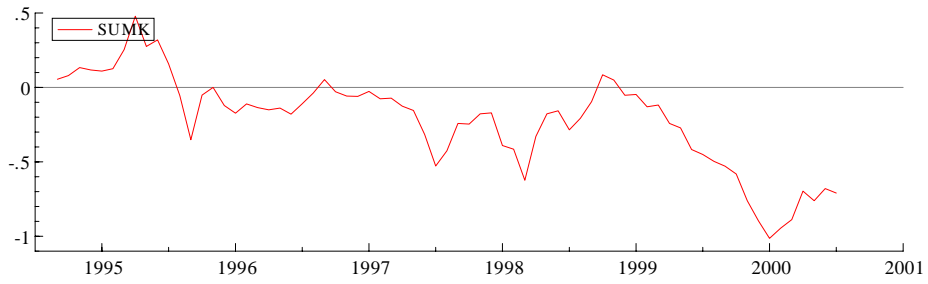
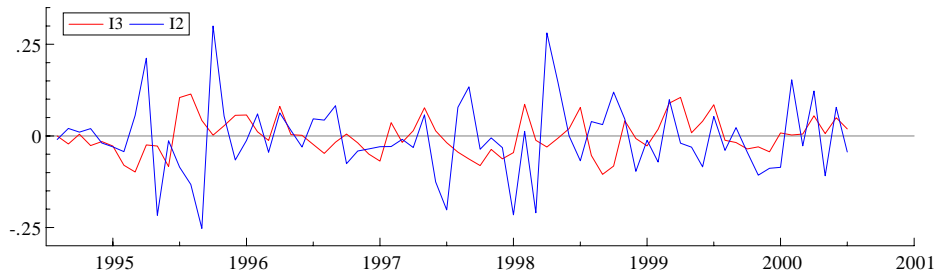
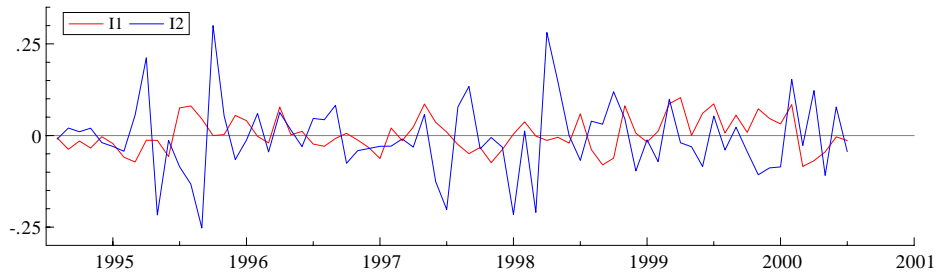
合併の形態としては、合併比率は一対〇・七五で、セラミックケミカルの一株に対し、セラミックスの〇・七五株を割り当てる。合併後のミサワセラミックスの資本金は十六億四千九百万円。社長はセラミックスの田中文平社長が務める。

合併後のミサワホームの持ち株比率は三九・九九%。合併による工場や人員の削減はせず、セラミックケミカルの製紙用などの化学薬品製造・販売なども当面続ける方針。

今回の合併では、工場や人員の削減はせず、被合併企業が行ってきた事業も存続させるということで、合併に伴う障害・抵抗などはほとんどなかったと思われる。

株価の超過収益率をみると、2年後までは順調に超過収益を伸ばしている様子が見て取れる。

ミサワセラミックス



注)

- 1) 日経 NEEDS から、企業の株価は月次の調整済み終値、産業平均は月次の業種別株価指数を用いた。
- 2) マーケットモデルを用いて求めた超過収益率とは異なり、ベータ値が1であるという仮定をおいている。
- 3) 合併日時の四半期前と一年後の会社四季報を使用した。
- 4) 合併日時の四半期前の会社四季報を使用した。
- 5) 日経 NEEDS 企業データ 一般財務決算期の金融機関所有株数を使用した。
- 6) 日経 NEEDS 企業データ 一般財務決算期の役員持株数を使用した。

参考文献

- ・小佐野 広 (2001)「コーポレートガバナンスの経済学」日本経済新聞社
- ・久保田 敬一(2001)「よくわかるファイナンス」東洋経済新報社
- ・ジョセフ・E マッキン (1992)「M & A 成功法」商事法務研究会
- ・橘木・羽根田(1999)「都市銀行の合併効果」フィナンシャルレビュー1999.12 大蔵省
財政金融研究所
- ・林 伸二 (1993)「日本企業の M&A 戦略」 同文館
- ・パワー(1987)R. F. Power "Executive Actions for Managing Human Resources Before
and After Acquisition" Academy of Management Executive ,1987
- ・松村勝弘 (1997)「日本的経営財務とコーポレート・ガバナンス」中央経済社

- ・会社四季報 1988 年新春号～1999 年秋号
- ・会社要覧 1988～1998 年度 非上場会社版
- ・日経 NEEDS
- ・日経テレコン 21

ポートフォリオの投資比率

購入銘柄	取得単価	購入株数	取得額
大和ハウス工業	220	377	246,935
ニチレイ	658	708	257,004
王子製紙	68	491	256,793
昭和電工	503	1,594	237,506
住友化学工業	5,740	559	247,078
信越化学工業	575	65	283,400
日本ゼオン	289	475	217,550
第一工業製薬	245	1,293	227,568
旭硝子	249	324	256,608
住友電気工業	386	330	257,070
アマダ	779	640	247,040
アイダエンジニアリング	792	914	227,586
リケン	176	888	217,560
安川電機	458	856	247,384
アンリツ	4,360	481	276,575
村田製作所	442	41	235,340
タカスタンダード	149	491	246,973
ニチメン	523	3,201	217,668
京王電鉄	363	421	277,018
三井倉庫	655	1,169	257,180
計			4,937,836

産業組織パート論文

「自動車市場における製品差別化モデルの分析」

執筆者 伊藤勇樹
大井雄介
国東知華
成相 洋
広本俊一
本橋貴幸

はじめに

産業における市場構造を分析するにあたって、広く一般的に知られている概念の一つに「製品差別化」がある。「製品差別化」とは、製品の買い手となる消費者が、ある二つの製品Aおよび製品Bについて、互いが異なる製品であると認識することである。この場合、製品Aおよび製品Bの位置付けとしては、別の企業であるケースと同一企業であるケースの双方について当てはまるものとする。また、この二つの製品については、互いが異なる産業における二つの製品といった製品の属性がまったく異なってしまうケースを想定しているのではなく、あくまで同一産業内における二つの製品のことを意味する。つまり、双方の製品が互いに共通する属性を持っているケースを想定しているものとする。

自動車市場における市場構造の分析ということであるが、おおまかな一連の流れとしては、次の通りである。まず、自動車の製品仕様についてデータを収集する。次に、その収集したデータを当てはめるための、線形回帰式のモデルを設定する。その次に、実際に収集したデータを設定したモデルに当てはめて推定を行い、そこからモデルについての推定結果を導出する。そして最後に、導出された推定結果について市場構造の分析という観点から考察を展開するというものである。推定に使用したデータは、収集したデータを自動車の性能を示す指標として、実際の測定値およびダミー変数を用いて加工し直したものである。本稿におけるモデルの一部の推定においては、ヘドニック・アプローチも用いている。自動車の製品仕様についてデータを収集したのはそのためでもある。ヘドニック・アプローチの詳細については第2章にて言及ことにする。

本稿における一連の流れについては、論文 Joanna Stavins(1997)『Estimating Demand Elasticities in a Differentiated Product Industry : The Personal Computer Market ,』*Journal of Economics and Business*, July/August . を参考にさせて頂いた。この論文は、パーソナル・コンピューター産業についての市場構造の分析を試みたものであり、1997年に米国にて発表されたものである。本稿ではこの論文の推定方法を参考にさせて頂いた。

なお本稿において、第1章では分析に使用した自動車の製品仕様に関するデータについての一連の説明を展開している。また第2章では、分析に使用した回帰式のモデルについての一連の説明を展開している。さらに第3章で、設定した回帰式のモデルに製品仕様のデータを当てはめての推定、および需要の平均弾力性の推定について、その結果を示している。第4章では市場構造の分析という観点から推定結果について考察を展開した。そして最後に本稿における一連の分析から見えてくる今後の課題についても言及を加えている。

. データについて

ここで使用した価格と諸特性に関するデータは、主に自動車工業振興会(編)、『自動車ガイドブック』から収集した。同書には、毎年10月初旬現在で取り扱われている車種の「東京地区希望小売価格」(税金、保険料、登録費用等を除く価格)と機能・性能指標が掲載されている。機能・性能指標で掲載されていないもの、およびダミー変数として利用した各種オプション機能については、自動車技術会『自動車諸元表』から収集した。また、新車登録台数は、日本自動車販売連合会『新車登録台数年報』から収集している。

対象車種は、『自動車ガイドブック』において「乗用車」と分類されているものとした。データは1989、1990、1999、2000年の4年分収集した。分析に使用した変数の詳細は、以下の通りである。

[1]採用した変数

) 諸特性

最高出力	エンジンの性能を表す指標として採用 (単位: 千馬力)
ホイールベース	車体の大きさを表す指標として採用 (単位: m)
室内空間	居住空間 (単位:)
燃費	1Lで何km走れるか (単位: km/l)

) ダミー変数(標準装備として)

A B S	A B S 装着車に 1
エアバック	運転席装着車に 1、運転・助手席両方装着車に 2
スタイル	セダンに 0、ハッチバック・ワゴンに 1、ワンボックスに 2
駆動方式	F Rに 0、F Fに 1、4 W Dに 2
種別	普通車に 0、小型車(小型四輪貨物を含む)に 1
メーカー	トヨタをベース
年次	90年と2000年をベース

) 価格

『自動車ガイドブック』における、「東京地区希望小売価格」を採用。

(単位: 千円)

) シェア

『新車登録台数年報』における、関東地区登録台数を新車販売台数として採用。

(単位: 台)

[2]データに関する問題点

まず一つは、価格として各乗用車メーカーの「東京地区希望小売価格」を採用していることである。すなわち、実勢価格と必ずしも一致しているわけではない。実際に消費者が購入する乗用車の価格は、購入するグレード、下取り車、支払方法といった取引条件、モデルチェンジの時期といった購入のタイミング等によって、個別取引ごとに値引きが行われている。分析結果の解釈に当たっては、この点を念頭に置かねばならないが、価格情報として希望小売価格を採用することによって、幅広い車種の価格情報と諸特性を同一のベースで収集してデータベースが作成可能になった。

もう一つは、サンプル構成の歪みの問題である。同一車種での別タイプまで詳しくデータを載せている『自動車ガイドブック』『自動車諸元表』に対して、『新車登録台数年報』では、別タイプでも同一車種としてデータは一つしか掲載されていない。そして、『自動車ガイドブック』からのデータでさえ、車種・モデルの選択基準は、年毎、メーカー毎にやや異なっているようだ。特に乗用車価格については、同じ車種でもグレードの違いによる標準装備機能の相違やオプション機能装着の可否が大きく影響するため問題は大きい。今回は、分析で利用できるデータを作成する上で恣意的なスペックの選別を余儀なくされた。この点がデータの信頼性において若干の疑問を残す結果となった。

[1] SUPPLY

自動車産業における性能の差別化が市場の価格決定に与える影響について、まずは供給の面で推定するにあたって使用したモデルについて説明したい。分析には Stavins のモデルを使用した。以下はそのモデルの式である。

$$\ln P_{mit} = \lambda_0 + \lambda_t + \lambda_i + \sum_j \lambda_j z_{jmit} + \lambda_1 \sum_{n=1}^{N_t} \frac{d_{mn}}{N_t} + \lambda_2 \sum_{\substack{m'=1 \\ m' \neq m}}^{M_{it}} \frac{d_{mm'}}{M_{it}} + \varepsilon_{mit}$$

この式では m をモデル、 i を企業、 t を年を表す変数として、 P_{mit} をある年のある企業のあるモデルの価格とし、 λ_t を年次ダミー、 λ_i は企業ダミーとする。 z_{jmit} はある年のある企業のあるモデルのある性能とする。そして d_{mn} と $d_{mm'}$ についてだが、この二つは個々の性能について d_{mn} は他社、 $d_{mm'}$ は同社の他のモデルと差別化したことによる品質の差を表している。いわばこの推定の主役ともいえる存在なのだが、この品質の差を測定するのに以下の方法を用いた。

$$\ln P_{mit} = \beta_0 + \beta_i + \beta_t + \sum_j \beta_j z_{jmit} + \varepsilon_{mit}$$

この式は各モデルの性能についてヘドニック・アプローチを行っている。ヘドニック・アプローチとは、その商品やサービスの価格を、その構成要素によりどれだけ説明可能であるかを計測する手法であり計量経済学ではよく用いられる手法である。今回はより正確な値を求めるために、隣接2年のデータを使い係数を推定した。

そして、この式で求められた各性能について、推定された係数を $\hat{\beta}_j$ とし、その $\hat{\beta}_j$ とデータの値を下式ののように掛け合わせ全て足す。

$$q_{mt} = \sum_j \hat{\beta}_j z_{jmt} = \hat{\beta}' z_{mt}$$

ここで求められた q_{mt} を各車種についての品質の値とする。各車種のスペックは多次元で表現されるものであるが、以上の操作によって一次元化された Quality という指標に変

換される。

こうして求められた品質の値において、各車種について他者、あるいは同社の違う車種との差を求めればよい。ある車種 M について、他社の車種 N との品質の差が d_{mn} 、同社の違う車種 m' との品質の差が $d_{mm'}$ となる。そして推定ではその平均を用いた。最後にくる ε_{mit} は誤差項である。

最後にもう一度推定に使用した式を見てみよう。

$$\ln P_{mit} = \lambda_0 + \lambda_t + \sum_j \lambda_i z_{jmit} + \lambda_1 \sum_{n=1}^{N_t} \frac{d_{mn}}{N_t} + \lambda_2 \sum_{\substack{m'=1 \\ m' \neq m}}^{M_{it}} \frac{d_{mm'}}{M_{it}} + \varepsilon_{mit}$$

上述したとおり今回は以上のモデルを使うことで製品差別化が価格に与える影響について推定した。

[2] D E M A N D

次に需要の面についてだが、ここでは消費者が、様々なメーカーの多くの自動車の中から、どのような基準で、いかにして購入する車種を決定するのか理論的に考察した。そして、その後で実際のデータを重回帰分析した結果から、実証的な結論を引き出すことを狙いとした。

消費者は自動車を購入し、それを使用することである効用を得る。ここで効用とは車を所有し、使用することに伴う満足度と考えてよい。消費者は車種 A より車種 B の方から得る効用が大きいと判断した時、車種 B を購入する。そして車に対する効用は、その車の性能及び価格に依存する。すなわち、消費者は車種 A の性能、価格に対してある満足水準を想定し、一方車種 B の性能、価格に対してある満足水準を想定する。そして車種 B から得る満足水準が車種 A から得るそれを上回ると考えた時に、車種 B を購入するのである。

このような消費者行動を仮定した時、消費者の車種選択・購買行動はロジット分布を用いて表現することができる。ここでロジット分布とは、被説明変数が離散的な値をとる場合に用いる確率分布である。Buy or not は 1 or 0 の世界で表現されるため、ロジット分布を用いることが効果的なのである。しかし、今回の実証分析では時間の制約上、やや推定値の信頼性で劣る単純回帰分析によらざるを得なかった。そして消費者がある車種を選択する確率は、市場のすべての消費者について集計することで当該車種の市場シェアに等しくなる。そこで、上で推定されたある車種の選択される確率を市場シェアに置き換えて、市場シェアを当該車種の性能及び価格で説明するモデルが導出される。

このとき、市場シェアに自動車メーカーのブランド力が無視できない影響を与えている事実を考慮して、各自動車メーカーに対応した企業ダミー変数を挿入する。現代の自動車市場では、各車種について製品差別化が進んでいる。そこで、製品差別化の度合いが消費者の購入車種選択にあたってどのような影響を与えているのか、ということが大きなテーマになる。ある車種の市場シェアを当該車種の価格と性能で説明する分析手法はヘドニック (Hednic) 分析と呼ばれる。今回の実証分析では各自動車メーカーの各車種につき、このヘドニック・モデルを構築し、統計処理ソフトウェアで重回帰分析を行っている。

ここで推定に採用したモデルについて説明したい。まず需要では s_m をシェアとし、下の式で表した。

$$s_m = \frac{e^{\delta z_m - \alpha P_m}}{\sum_{n=1}^N e^{\delta z_n - \alpha P_n}}$$

またここで

$$u_{im} = \delta_i z_m - \alpha P_m + \varepsilon_{im}$$

であり、 $\delta_i z_m - \alpha P_m$ は消費者の効用 u_{im} を表す。

今回は s_m の両対数をとった下の式を推定に使用した。

$$\ln s_{mit} = \gamma_0 + \gamma_i + \gamma_1 \frac{P_{mit} - q_{mit}}{\bar{d}_{mn}} + \gamma_2 \ln \sum_{n=1}^N e^{(P_{nt} - q_{nt})/\bar{d}_{mn}} + \gamma_3 \bar{d}_{mn} + v_{mit}$$

ここではシェアを被説明変数とし、価格が説明変数として加わる。ここでの価格は Supply で推定した価格である。つまり需要と供給は価格でつながっている。そして需要で

は2つの弾力性を説明変数として導入した。まず $\frac{P_{mit} - q_{mit}}{\bar{d}_{mn}}$ を車種 M を購入することで得

られる効用。 $\ln \sum_{n=1}^N e^{(P_{nt} - q_{nt})/\bar{d}_{mn}}$ を M 以外のすべての車種 N に対する代替効果。さらに需要

においても \bar{d}_{mn} を変数に入れることで、製品の差別化がシェアに与える影響について推定したのである。

・推定結果

(表1) ヘドニック・アプローチによる自動車市場の推定結果(1989年~1990年)

説明変数(Variable)	係数(Coefficient)	t値(t-statistics)	p値(P-value)
定数項	-3.443260	-1.702990	[.090]
最高出力	0.637450	11.431300	[.000]
ホイールベース	0.821737	3.594190	[.000]
室内空間	0.103898	1.608410	[.109]
燃費	-0.261110	-4.469430	[.000]
ABS	-0.000862	-0.009987	[.992]
片席エア・バック	0.000000	0.000000	[1.00]
両席エア・バック	0.000000	0.000000	[1.00]
ハッチバック・ワゴン	-0.116688	-2.845740	[.005]
ワンボックス	0.292046	5.139440	[.000]
FF	-0.005664	-0.176177	[.860]
4WD	-0.001288	-0.029995	[.976]
小型車	-0.171763	-4.650280	[.000]
HONDA	-0.021638	-0.486581	[.627]
NISSAN	0.001814	0.050046	[.960]
MAZDA	-0.036383	-0.738894	[.461]
富士重工	0.036478	0.554787	[.580]
MITSUBISHI	-0.073004	-1.626430	[.105]
DAIHATSU	-0.202845	-2.022890	[.044]
ISUZU	-0.066636	-0.769043	[.443]
SUZUKI	-0.110479	-1.545370	[.124]
TOYOTA	0.000000	0.000000	[1.00]
1989年度	-0.028855	-1.200680	[.231]
1990年度	0.000000	0.000000	[1.00]
1999年度	0.000000	0.000000	[1.00]
2000年度	0.000000	0.000000	[1.00]
ラグランジュ乗数テスト(LM-het. test)		11.2495	[.001]
ダービー・ワトソン比(Durbin-Watson)		1.80798	[<.684]
自由度修正済み決定係数(Adjusted R-squared)		0.818193	

(表2) ヘドニック・アプローチによる自動車市場の推定結果(1999年~2000年)

説明変数(Variable)	係数(Coefficient)	t値(t-statistics)	p値(P-value)
定数項	3.134190	1.446980	[.149]
最高出力	0.478872	6.368250	[.000]
ホイールベース	0.543882	1.917750	[.056]
室内空間	-0.046994	-0.637429	[.524]
燃費	-0.344861	-3.267680	[.001]
A B S	0.250207	2.365210	[.019]
片席エア・バック	-0.054059	-0.392472	[.695]
両席エア・バック	-0.109367	-0.734086	[.464]
ハッチバック・ワゴン	-0.090751	-2.131030	[.034]
ワンボックス	-0.014085	-0.232658	[.816]
FF	0.020987	0.507218	[.612]
4WD	0.230913	2.609010	[.010]
小型車	-0.161814	-3.739540	[.000]
HONDA	-0.287164	-1.480740	[.140]
NISSAN	-0.201341	-1.103050	[.271]
MAZDA	-0.159500	-2.359960	[.019]
富士重工	-0.201867	-1.761900	[.079]
MITSUBISHI	-0.244979	-1.627420	[.105]
DAIHATSU	-0.314171	-1.793430	[.074]
ISUZU	-0.353548	-2.318690	[.021]
SUZUKI	-0.238783	-1.131770	[.259]
TOYOTA	0.000000	0.000000	[1.00]
1989年度	0.000000	0.000000	[1.00]
1990年度	0.000000	0.000000	[1.00]
1999年度	-0.014084	-0.443311	[.658]
2000年度	0.000000	0.000000	[1.00]
ラグランジュ乗数テスト(LM-het. test)		0.012563	[.911]
ダービー・ワトソン比(Durbin-Watson)		1.90104	[<.837]

自由度修正済み決定係数 (Adjusted R-squared)	0.681335
----------------------------------	----------

(表3) 供給関数モデルによる自動車市場の推定結果(1989年)

説明変数 (Variable)	係数 (Coefficient)	t値 (t-statistics)	p値 (P-value)
定数項	-7.914950	-2.996430	[.003]
最高出力	0.579578	8.781040	[.000]
ホイールベース	1.189180	3.693880	[.000]
室内空間	0.185713	2.086260	[.039]
燃費	-0.310509	-4.370030	[.000]
ABS	-0.055715	-0.305927	[.760]
片席エア・バック	0.000000	0.000000	[1.00]
両席エア・バック	0.000000	0.000000	[1.00]
ハッチバック・ワゴン	-0.089080	-1.884930	[.061]
ワンボックス	0.249042	3.283500	[.001]
FF	-0.008428	-0.220813	[.826]
4WD	0.047590	0.938327	[.350]
小型車	-0.125124	-2.650710	[.009]
DMM	0.070370	0.544407	[.587]
DMN	0.160150	1.243100	[.216]
ラグランジュ乗数テスト (LM-het. test)		5.17783	[.023]
ダービー・ワトソン比 (Durbin-Watson)		1.50430	[<.041]
自由度修正済み決定係数 (Adjusted R-squared)		0.830426	

(表4) 供給関数モデルによる自動車市場の推定結果(1999年)

説明変数 (Variable)	係数 (Coefficient)	t値 (t-statistics)	p値 (P-value)
定数項	1.098670	0.508804	[.612]
最高出力	0.602132	9.297570	[.000]
ホイールベース	0.303400	1.130940	[.260]

室内空間	0.084719	1.341280	[.182]
燃費	-0.292541	-3.155470	[.002]
A B S	0.023537	0.354572	[.723]
片席エア・バック	-0.112985	-1.451960	[.149]
両席エア・バック	0.025717	0.357076	[.722]
ハッチバック・ワゴン	-0.094157	-2.245100	[.026]
ワンボックス	0.051333	0.848128	[.398]
F F	-0.073875	-1.843270	[.067]
4W D	0.062356	0.696408	[.487]
小型車	-0.125402	-2.863470	[.005]
D M M	0.217657	1.502100	[.135]
D M N	0.203689	1.500920	[.136]
ラグランジュ乗数テスト(LM-het . test)	10.0039 [.002]		
ダービー・ワトソン比(Durbin-Watson)	1.81654 [<.585]		
自由度修正済み決定係数(Adjusted R-squared)	0.799407		

(表5) 需要関数モデルによる自動車市場の推定結果(1989年)

説明変数(Variable)	係数(Coefficient)	t値(t-statistics)	p値(P-value)
定数項	-0.200279	-0.182601	[.855]
H O N D A	-0.027729	-0.071303	[.943]
N I S S A N	0.021640	0.079328	[.937]
M A Z D A	0.289437	0.758717	[.450]
富士重工	-0.921845	-1.547910	[.125]
M I T S U B I S H I	-0.013272	-0.035929	[.971]
D A I H A T S U	-0.111063	-0.153452	[.878]
I S U Z U	-1.167980	-1.962700	[.053]
S U Z U K I	-0.593414	-1.001140	[.319]
T O Y O T A	0.000000	0.000000	[1.00]
価格弾力性	-0.000037	-10.653800	[.000]
交叉弾力性	-0.015185	-1.503760	[.136]
D M N 2	-0.704684	-0.759135	[.450]
ラグランジュ乗数テスト(LM-het . test)	22.6235 [.000]		

ダービー・ワトソン比 (Durbin-Watson)	2.36102 [< . 999]
自由度修正済み決定係数 (Adjusted R-squared)	0.560546

(表6) 需要関数モデルによる自動車市場の推定結果 (1999年)

説明変数 (Variable)	係数 (Coefficient)	t値 (t-statistics)	p値 (P-value)
定数項	-1.476980	-1.771810	[. 081]
HONDA	-0.779590	-1.707630	[. 093]
NISSAN	-0.224757	-0.668906	[. 506]
MAZDA	-0.930865	-1.787400	[. 079]
富士重工	0.294757	0.383236	[. 703]
MITSUBISHI	-0.924964	-2.297170	[. 025]
DAIHATSU	-1.729680	-2.691150	[. 009]
ISUZU	-0.384242	-0.594119	[. 555]
SUZUKI	-0.743129	-0.945618	[. 348]
TOYOTA	0.000000	0.000000	[1. 00]
価格弾力性	-0.000106	-8.254440	[. 000]
交叉弾力性	0.008392	0.786876	[. 434]
DMN2	-0.180163	-0.273873	[. 785]
ラグランジュ乗数テスト (LM-het. test)		14.7414	[. 000]
ダービー・ワトソン比 (Durbin-Watson)		2.10547	[< . 977]
自由度修正済み決定係数 (Adjusted R-squared)		0.581847	

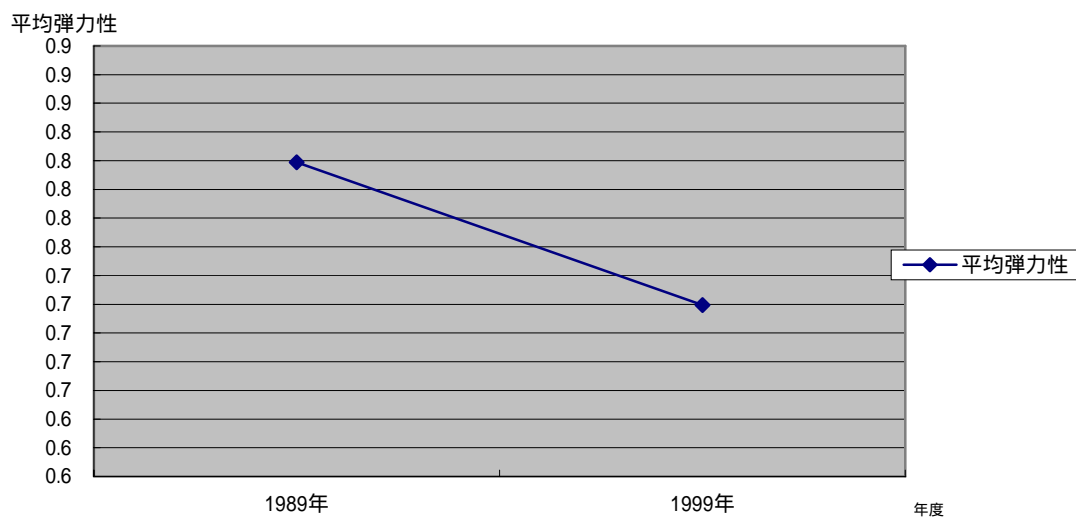
(表7) 状態指標 (VIF) の推定結果 (1989年~1990年 サンプル数 250)

状態指標 (VIF)	1989年~1990年
最高出力	7.986690
ホイールベース	1.622610
室内空間	1.444700
燃費	1.644550

(表8) 状態指標(VIF)の推定結果(1999年~2000年 サンプル数304)

状態指標(VIF)	1999年~2000年
最高出力	3.642750
ホイールベース	1.418580
室内空間	1.521780
燃費	2.321170

(図1) 平均弾力性の推移(1989年および1999年)

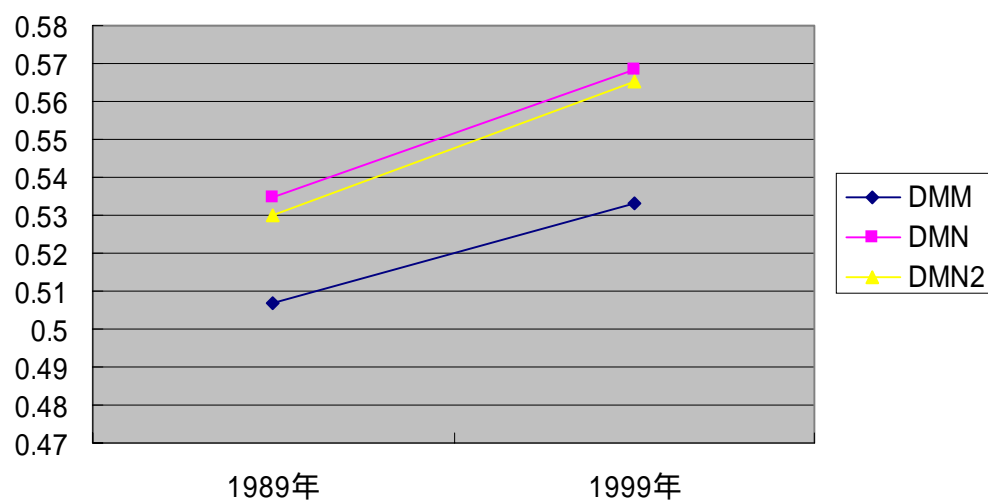


(表9) 平均弾力性の推移(1989年および1999年)

	1989年	1999年
平均弾力性	0.818870	0.719370

(図 2) 平均距離 (Average Distance) の推移

(1989 年および 1999 年)



(表 10) 平均距離の推移 (1989 年および 1999 年)

	1989 年	1999 年
DMM	0.50696	0.53327
DMN	0.53459	0.56827
DMN2	0.52999	0.56528

DMM : ある自社製品から、自社の他のすべての製品との平均距離

DMN : ある自社製品から、他社のすべての製品との平均距離

DMN 2 : ある自社製品から、市場における他のすべての製品との平均距離

・ヘドニック推定と製品差別化モデルの考察

[1] HEDNIC 推定による、諸特性が価格決定にもたらす影響について

今回の分析では最初に、諸特性（最高出力・ホイールベース...）が価格決定にもたらす影響をヘドニック法によって推定している。各特性について 1989 年と 1999 年の結果を比較するとともに、自動車に特有のさまざまな要因をある程度ふまえた上での考察を加えてみたい。

）最大出力

「今回採用した変数の中では、価格を決めるもっとも大きな要因となっていた。」

この指標はエンジン特性を表すものとして採用した。そもそもエンジンの特性をスカラー表示するというのは、ここにひとつ大きな仮定をおくことになる。エンジン特性は本来、何回転時にどれだけの出力とトルクが出ているか、という多元的な問題である。ある生産コストを想定したとき、たとえば低回転数時で出力に特化するかトルクに特化するかといった選択からエンジンの特性（= 趣向性ともいえるかもしれない）が決まる。つまり、リムジン向けのものにするか、スポーツカー向けのものにするかといった選択が常に付きまとうのだが、そのような問題は今回の推定では割愛せざるを得なかった。

）ホイールベース

「最大出力に次いで、価格を決定する要因となっていた。」

車体の鋼製の問題から、ホイールベースは車体の外寸を反映すると考えた。この変数の採用においては白川[1995]における考察を大きな裏づけとした。

）室内空間

「'89-90 ではプラスと出ているが、'99-2000 においては P が有意には出なかった。」

この 10 年、RV 車が増加傾向にあったことから車内の広さ（とくに収納力としての）が重視され、価格決定においてより重要な要素となるのではないかと、この仮説を立てたが実証できなかった。この点は残念である。

また、この指標はホイールベースとの相関が懸念されたが、VIF による結果からみるかぎりその点はクリアされていた。ホイールベースが 1 次の指標であるのに対し、室内空間は 3 次の指標であることから、ホイールベースが一定であったとしても車幅・車高にはさまざまなバリエーションがあるということであろう。

）燃費特性

「価格決定にはマイナスと出た。」

最高出力における結果と比較してみる必要がある。最高出力と燃費の2変数間には負の相関が生じる可能性をもってる。実際に、'99-2000においては両者とも状態指標が高めである（推定に影響があるほどではないが）

ここで判明したことは、高価な車種ほど燃費特性は悪いということである。近年、ハイブリッド車が徐々に販売され始めた。今回の推定においても数車種ではあるが採用している。ハイブリッド車は一般ガソリン車に比べ駆動部分のコストが大幅にかかっている。今後、ハイブリッド車のサンプル数が増えていった場合には、燃費特性が価格にプラスの影響をもたらすことになる可能性はあるかもしれない。今回得られた結論としては、なお高級車は燃費特性が悪いということである。

) 安全装備・ダミー

A B S ダミー

「'99-2000においては有意であり、価格決定に対してもプラスと出た。」

エアバッグダミー

「この指標においては、まったく有意な結果が得られなかった。」

以下は2章における諸特性の平均値推移を抜粋したものである。

	1989年	1990年	1999年	2000年
A B S	0.008	0.039	0.551	0.560
エアバック	0.000	0.000	0.911	0.934

この数

値は、「標準装備としてる車種」の全車種に対する比率を示している。この表からわかるように、A B Sは徐々に標準装備化されているのに対し、エアバックに関しては「全車種不装備」から「全車種装備」へと極端な変化が見られる。この点が、A B Sは比較的高グレード車に標準であるのと判明したのに対し、エアバックは推定自体が不意に終わったという結果を裏付けるものであろう。

メーカーによってエアバックを標準装備と表示するか否かがはっきりしていた。例えば近年のHONDAにおいてはすべて両席エアバッグ装備、MAZDAにおいては標準では装備しない、といった具合である。また、今回採用したダミー・データは『自動車諸元表』における表示にすべてを委ねており、「各装備を標準として表示すること」における統一の基準がメーカー間に設けられているかという点の確認はとれなかった、ということ最後に付け加えておかなければならない。

) 車両スタイル・ダミー

「ハッチバック・ワゴンは価格にマイナス、1BOXはプラスと出た。」

この車両スタイル・ダミーは、日常生活における荷物の積み下ろしの利便性および荷物の積載容積に特化しているものとしてハッチバック・ワゴンにダミーを置いた。また、近年RV志向が強まっているとの背景から、RV向けのものとして1BOX（ジープ型の車両も含む）にもダミーを置いている。

今回の結果は、ハッチバックのものは比較的小柄な車種が多いのに対し、1BOXはRV向けであることからわかるように車体が大きい。価格に対する影響として、望ましい結果が得られた。

）駆動方式・ダミー

「有意な結果は得られなかった。」

この変数は、FF車がFR車に対して低コストで済む（FR車はクランクシャフトにより前方装備のエンジンから後輪に動力を伝えるため、構造上コストがかかる）という点を考慮して採用した。結果は、各メーカーによって駆動方式は統一されていた。これはデータ作成の時点ですでに明らかになったことであるが、HONDAがFFを標準としているのに対し、その他のメーカーのほとんどがFRを標準としていた。

）車両種別・ダミー

「小型車(5ナンバー)であることは価格決定にマイナスの要因となる。」

車両種別が価格影響を与えるものであるかという点を確認するために採用した変数である。車両種別は排気量と車体外寸による制度的なものにすぎない可能性もなくはなかったからだ。しかしデータ収集してみると、普通車としての条件である「総排気量が2000cc以上（ガソリンエンジン）長さが4.7m以上、幅が1.7m以上、高さが2m以上」という車種はある程度上位のグレード車に集中していた。

結論として、3ナンバー車は5ナンバー車に比べて明らかに高価であることが実証された。この点は最高出力（エンジン性能）が価格にもっとも大きな影響力をもつ、という結果と整合する。

）企業・ダミー

「'99-2000においては比較的有意な結果が出た。」

企業ブランドは価格設定に影響するのを実証するために採用した変数である。つまり各メーカーは自社ブランド力を認識して（意識して）価格を決定するのかという問題である。'89-99の推定は説明力を持たないため割愛するが、'99-2000においてはP値からみて、ある程度ではあるが説明できていると判断した。

TOYOTAをベースとしている。この結果からすると、TOYOTA、MAZDA、NISSAN、SUBARUの順に自社ブランド力を価格に反映させているということになる。

今回は「希望小売価格」を採用している。その理由には実勢価格の調査が困難であ

ったことが大きいのだが、ここでの推定はあくまで供給側からの価格設定に関するものである。したがって、この推定結果は企業が自社ブランド力をどれぐらい自負して発売時における価格設定を行っているか、という評価になるのかもしれない。

以上が各変数における推定結果の考察であるが、次にこうして得られた推定値（推定価格）を用いて自動車市場における差別化の分析に入っていきたい。

[2] 製品差別化による価格支配力への影響について

2 - 0

以上に述べてきたことは、HEDNIC 推定による諸特性の価格決定力の分析であった。今回の研究では、この HEDNIC 推定によって得られた推定価格を「Quality」とすることで各車種の特性（= 広い意味での性能）を 1 次元化した。こうやって得られた各車種の「Quality の差の絶対値」をとることで「DISTANCE」という指標を作り、これを製品差別化の指標とした。これは第 2 章におけるモデルの説明でも述べたとおりである。

「DISTANCE」という概念はある車種の Quality がどれだけ他の車種のものに“離れているか”について指標化したものである。すなわち、この指標は製品の優劣は問題にしていない。

ある 3 つの Quality を想定したとき、

「A : Q=10、B : Q=20、C : Q=30 における

それぞれの DISTANCE は $D(A)=30$ 、 $D(B)=20$ 、 $D(C)=30$ である」

- ・優劣としては、 $C > B > A$ という関係であるが、
- ・差別化の度合としては、 $A = C > B$ という関係をとることになる。

つまり「DISTANCE」はあくまで差別化が市場にもたらす影響を測るために導入されているという点を最初にことわっておきたい。

2 - 1 : S U P P L Y 分析

この研究における推定は、供給サイドにおいて決定された価格に準じる形を採っている。実際にはこの「希望小売価格」で販売交渉が成立しているわけではない。HEDNIC 推定を行って Quality をもとめる方法を採用したが、ここで採用した価格が「希望小売価格」である以上、固定された供給曲線上の価格に合わせて需要曲線をシフトさせていることになる。実勢価格を採用していないという問題は供給曲線をシフトしていないという問題に等しい。つまり、「供給側が決定した価格のもとですべての製品が売れた」という強い仮定が置かれ

ているということを、供給および需要面を考えるに当たって念頭においておく必要がある。

HEDNIC 採用した変数に加え、上述の「DISTANCE」を変数として導入し、回帰を行った。なお DISTACE においては、Dmm' (自社製品との平均距離)、Dmn(他社製品との平均距離)の2種類を計算した。

推定結果の抜粋を以下に示す。

Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
DMM89	.070370	.129261	.544407	[.587]
DMN89	.160150	.128831	1.24310	[.216]
DMM99	.217657	.144902	1.50210	[.135]
DMN99	.203689	.135709	1.50092	[.136]

'89年における結果はあまり有意とは言えないが、'99年に関してはT値(n=153)・P値ともに約10%の棄却域で有意な結果が得られた。

「製品差別化は供給面において、価格決定にプラスの要因となる。(1999年について)」

2-2 : DEMAND分析

ここでは差別化の指標(=DISTANCE)を導入した上で推定された推定値(=推定価格)を変数として採用し、シェアデータを被説明変数として推定を行った。

推定結果の一部を以下に抜粋する。モデルにおける式展開の結果、変数は効用・交叉効果ともに負の表示となっている。

Variable	Coefficient	Error	t-statistic	P-value
負の効用89	-.374392E-04	.351417E-05	-10.6538	** [.000]
負の交叉効果89	-.015185	.010098	-1.50376	[.136]
DMN2-89	-.704684	.928272	-.759135	[.450]
負の効用99	-.106318E-03	.128802E-04	-8.25444	** [.000]
負の交叉効果99	.839220E-02	.010665	.786876	[.434]
DMN2-99	-.180163	.657836	-.273873	[.785]

効用に関しては有意な結果が得られた。なお効用および交叉効果は、各モデルのMarketPowerを加味するためにMN2によるウエイト付けがなされている。どちらの年においても、「効用がシェアに対してプラスに作用している」という当然の結果は得られている。

一方で、交叉効果に関する評価としては'99年においては推定された効用と交叉効果の係

数が一方は正、他方は負、と逆転していることから、代替効果はあった可能性が指摘できる（P値が気になるが）。'89年においては代替効果の可能性はここからは指摘できない。

最後に製品の差別化がシェアに与える影響については、推定値が有意でないことから、実証には至らなかった。

おわりに...

今回の研究をもういちど簡単にまとめてみたい。

まず最初にHEDNIC法を用いることで各製品のQualityを計算し、さらに差別化の度合いを示すDISTANCEという変数を作った。そしてこの変数が供給面における価格決定にどう影響するかを推定した。その結果、製品差別化は価格決定にプラスの作用をもたらしていた（繰り返しになるが、希望小売価格ですべてが売れたという前提に基づく）。一方で需要面においては、MarketPowerを加味した上での、効用と交叉効果がシェアに与える影響を推定した。また、この研究は次の2つの制約のもとでおこなうこととなった。シェアデータにおける制約から、市場における全車種（=各車種の各タイプレベルでの）におけるスペックを用いた推定ができなかった。サンプル数は各年につき150といったところである。もう一点は、前述のとおり実勢価格を導入できなかったという点である。

なお、今研究における推定では不均一分散をうまく取り除くことができていない。また自己相関についても一部懸念されるところがある。計量経済学におけるさまざまな操作を駆使した上で、よりよい推定結果を導き出すことに労を費やせなかったという点が今後の課題として残る結果となった。

一方で今回の研究は、採用したモデルについての理解を今後の研究において転用・発展させられるのではないかという実感が得られたという意味でも有意義なものであったという点を最後に付け加えておきたい。

産業組織パート2002

参考文献

- ・ Joanna Stavins (1997)
“ Estimating Demand Elasticities in a Differentiated Product Industry :
The Personal Computer Market , ”
Journal of Economics and Business, July/August .
- ・ 白塚重典 (1995) 「 乗用車価格の変動と品質変化
ヘドニック・アプローチによる品質変化の計測とC P Iへの影響 」
(日本銀行金融研究所 『金融研究』 第 14 巻第 3 号、平成 7 年 9 月)
- ・ 蓑谷千凰彦 (1997) 『計量経済学 数量経済分析シリーズ』多賀出版
- ・ 和合肇・伴金美編 (1995) 『T S Pによる経済データの分析』東京大学出版会
- ・ 小田切宏之 (2001) 『新しい産業組織論』有斐閣

データ出所

- ・ (社)自動車技術会 (1990) 『自動車諸元表 1990 年度版』運輸省地域交通局
- ・ (社)自動車技術会 (1991) 『自動車諸元表 1991 年度版』運輸省地域交通局
- ・ (社)自動車工業振興会 (1990) 『自動車ガイドブック Vol.36 1989 ~ 1990』
- ・ (社)自動車工業振興会 (1991) 『自動車ガイドブック Vol.37 1990 ~ 1991』
- ・ (社)自動車工業振興会 (2000) 『自動車ガイドブック Vol.46 1999 ~ 2000』
- ・ (社)自動車工業振興会 (2001) 『自動車ガイドブック Vol.47 2000 ~ 2001』
- ・ (社)日本自動車販売連合会 (1990) 『新車登録台数年報 1990 (第 13 集)』
- ・ (社)日本自動車販売連合会 (1991) 『新車登録台数年報 1991 (第 14 集)』
- ・ (社)日本自動車販売連合会 (2000) 『新車登録台数年報 2000 (第 23 集)』
- ・ (社)日本自動車販売連合会 (2001) 『新車登録台数年報 2001 (第 24 集)』