

# 為替レート変動・企業の国際化と企業総価値

## — デイリー・パネル・データによる実証分析 —

馬場直彦 / 深尾京司 / 佐々木(長瀧) 百合

### 要 旨

1995年の前半期の急激な円高局面においては、輸出依存度の高い企業の株価が大きく下落した。為替レート変動の企業総価値に対する影響経路の中でも、近年の日本企業による海外生産活動の拡大は注目に値する現象である。日本企業の海外生産活動の中には、日本への逆輸入を主な目的としているものも多い。このような現地法人を設立することは、ちょうど日本に対する輸出に特化する外国企業を持つことに等しいため、仮に円高が起きれば本社企業の利益は増加し、その企業総価値は高まると考えられる。

本稿では、為替レート変動と企業総価値との関係について理論的な背景を明らかにしたうえで、日本の製造業の中でも特に輸出依存度・海外生産比率が高い電気機械産業を中心とする企業から構成されるデイリーのパネル・データを用いて実証的に検証を行っている。

実証分析の結果、サンプル期間を長期間でとった場合を中心にして、円高（円安）局面では、為替レート変動は輸出依存度の高い企業の株価を引き下げる（引き上げる）一方、海外進出比率が高い企業の株価を引き上げる（引き下げる）効果が統計的に有意に存在することが明らかになった。また、実証結果を基にした試算によると、10%の円高による製造業全体の企業総価値の下落約0.6%（1994年度経常利益の約29.0%に相当）のうち約0.2%（同約7.4%に相当）が企業の海外進出により相殺されていることが分かる。

キーワード：為替レート変動、企業の国際化、企業総価値、パネル・データ、株価変動

馬場直彦 日本銀行金融研究所研究第1課（現人事局）  
深尾京司 一橋大学経済研究所助教授  
佐々木(長瀧) 百合 一橋大学商学部助手

## 1. はじめに（問題意識・構成・要旨）

1995年の前半期の急激かつ継続的な円高局面においては、輸出依存度の高い企業の株価が大きく下落するという現象がみられた。為替レート変動の企業総価値に対するいくつかの影響経路の中でも、近年の日本企業による急速な海外生産活動の拡大は注目に値する現象であると思われる。日本企業の海外生産活動の中には、在アジア現地法人にしばしばみられるように、日本への逆輸入を主な目的としているものも多い。このような現地法人を設立することは、ちょうど日本に対する輸出に特化する外国企業を持つことに等しい。従って、仮に円高が起きれば本社企業は利益を得ることになり、その企業総価値は高まると考えられる。

海外生産活動の進展が企業総価値に与える影響について考える際には、日本企業に比べて海外生産比率の高い米国主要企業の近年の状況についてみるのが有益であろう。NYダウ採用銘柄を例にとると、平均的には80年代を通じて海外部門の利益は増加しており、利益全体に占める海外利益比率も上昇している。現在のNYダウ採用銘柄においては、米国内が好況の時でも海外部門における利益が全体の4割から5割を占めており、国際化が米国の企業収益ひいては株式市場の下支えをしていると言っても過言ではないかもしれない。

従って、上述のような米国企業における状況を勘案すると、輸出依存度の高い日本企業の中でも、海外生産比率や原材料輸入比率の高い企業と低い企業の間では、収益動向や株価動向についてかなり対照的な動きがみられるかもしれない<sup>1</sup>。

さらに、海外進出が企業の円高に対する抵抗力を強くするか否かという問題は、単に企業行動上の問題としてだけでなく、マクロ経済学的にも重要な意味を持つ可能性がある。海外進出が企業の円高に対する抵抗力を強くする場合には、対外直接投資は外貨売買ポジションの拡大と同じ効果を持つと考えられる。従って、対外直接投資を行う企業は、為替リスク回避のため外貨売の減少あるいは外貨買の増加といった行動に出るインセンティブを持つかもしれない。

- 1 この点については、日興リサーチセンター [1995] を参照のこと。なお、日興リサーチセンター [1995] では、企業の国際化のメリットとして、①収益の安定化（国内が不況に陥っていても進出先が好況であれば企業全体としての収益を下支えする）、②売上増加（自国の当該商品需要の成長が低くとも、他国市場の成長により売上増加が期待できる）、③利益率の上昇（現地の安価な人件費や原材料を用いることによるコスト低下）が挙げられている。
- 2 実際に、経済成長が続くアジア地域などの海外子会社の業績が好転し、子会社の収益が親会社の収益を下支えしているケースや、柔軟に生産地を移管することによって、為替変動に対する抵抗力を強化しようとする動きも、95年度決算において徐々にみられはじめている。例えば、東レでは、単独決算における税引き利益の前期比伸び率が12%であるのに対し、アジア地域を中心とした海外現地法人を含む東レ・グループ全体の収益力を表す連結決算の純利益の前期比伸び率は37%となっている。また、セガ・エンタープライゼスは、円相場の動きに合わせて主力家庭用ゲーム機の委託生産先を柔軟に移しており、95年度については、海外販売分の95%を海外で生産するとともに、国内販売分の70%を海外現地法人から輸入するという戦略をとっている。

従来からの為替レート決定に関するポートフォリオ・バランス・アプローチにおいては、経常収支の黒字は、外為市場が均衡するために自国民または外国人が負わなければならないネットの外貨買ポジションを増やし、自国通貨を騰貴させると考えられてきた<sup>3</sup>。しかし、海外進出が企業の円高に対する抵抗力を強くする場合には、経常黒字は対外直接投資のかたちで還流される限り、円高をもたらしえない可能性がある。現在、日本の国際収支統計において、直接投資に伴うネットの資本流出は経常黒字の約3分の1を占めるという事実を勘案すると、直接投資が為替レートに与える以上のような影響は無視できない大きさを持っている可能性がある。

しかし、既存の研究例を展望した場合、以上のような問題意識の下で、為替レート変動と企業総価値を巡る関係について、理論的・実証的な研究が行われた例は少数にとどまっている。こうした中、Bartov-Bodnar [1994] は、海外で販売活動を行っている米国企業の株価と米ドル実効為替レート変動との関係について、デイリーのパネル・データを用いて実証分析を行っている<sup>4</sup>。実証分析の結果、彼らは米国企業の株価と米ドル実効為替レート変動の間には意味のある関係を見出すことはできないと結論付けている。しかし、彼らの分析方法は、以下に示すような問題点を内包している。それは、彼らの「米ドルが騰貴すれば米国企業の株価は下落する」という仮説そのものの不適切さにある。つまり、企業の海外活動のうち、輸出という側面のみを念頭に置いている点に問題があるのである。上述のように、為替レート変動というショックに対する株価の反応は、逆輸入や原材料の輸入依存度、直接投資の内容などの企業の「国際化」に関する様々な属性の違いによって当然異なってくるはずである<sup>5</sup>。従って、このような関係を考慮することなしに、これまで海外進出を最も早期から積極的に行ってきたと言われる米国企業の株価と為替レート変動の関係をダイレクトに分析しても、一方向の有意な関係が検出されないのは当然のことかもしれない。

そこで本稿では、為替レート変動と企業総価値との関係について理論的に明らかにしたうえで、デイリーのパネル・データを用いて、厳密に検証することを試みる。その際本稿では、サンプルとして、日本の製造業の中でも特に輸出依存度・海外生産比率が高いと言われる電気機械産業を中心とする企業を選択し、実証分析を行う。

3 ポートフォリオ・バランス・アプローチについては、例えば Frankel [1980] を参照のこと。

4 このほか、Jorion [1990] は、まず、①各企業の株価と為替レート間の相関係数を回帰分析により算出し、次に、②この相関係数と、全販売額に占める海外販売の割合で測った企業の国際化の指標との間の関係を分析するという2段階に分けて、米国企業の株価と為替レート変動の間の関係を調べている。彼は、部分的に米国企業の海外活動は、株価と為替レートの共変関係に影響を及ぼしていることを立証しているが、やはり Bartov-Bodnar [1994] と同様の問題点を有していると言える。

5 直接投資の効果を例にとっても、不動産業に対する直接投資のように、収益が現地通貨で測って比較的安定している場合には、投資残高が大きな企業ほど円高によって損失を被ることになる。このようなポートフォリオ投資的な直接投資と、逆輸入や日本からの輸出の代替を主な目的とした製造業への直接投資では、為替レートが企業利潤に与える影響の方向性が逆になることに注意する必要があるだろう。

本稿の構成は以下の通りである。第2章では、為替レート変動が企業収益あるいは企業総価値に対して、どのようなメカニズムを通じて影響を与えるのか、という点について、海外に生産拠点を持つ企業の利潤最大化行動の観点から直観的に明らかにし、推計式に理論的な基礎を与える。第3章では、推計式の推計方法、各変数の加工方法等について簡単に説明した後、実証分析を行う。第4章では、今後の検討課題について述べる。また、補論では、理論モデルによる推計式の導出過程や使用データの詳細に関する報告を行う。

本稿の結論をあらかじめ要約すると以下の通りである。

- ① 海外生産拠点を持つ企業が利潤最大化行動を行う結果、為替レート変動と企業利潤の間には、以下のような関係を見出すことができる。今、仮に、企業が生産拠点を持つ地域の為替レートが円安方向に振れた場合を想定すると、(i) 企業の当該地域に対する輸出依存度が高いほど、そして、(ii) 当該地域における生産比率（海外生産比率）が低いほど、円建てで表示した企業利潤は拡大する。また、国際移動が可能な原材料の価格がドルで測って一定とすれば、円・ドルレートがドル高円安になれば、(iii) 本社および現地法人の国際移動が可能な原材料の輸入依存度が低いほど、円建てで表示した場合の企業利潤は拡大していく<sup>6</sup>。すなわち、1995年前半期のような円高局面においては、他の条件を一定とすれば、輸出依存度の高い企業の中でも、海外生産比率の高い企業ほど円建ての企業利潤が高まり（または、円建ての企業利潤の減少幅が小さい）、逆に1995年後半期のような円安局面においては、輸出依存度の高い企業の中でも、海外生産比率の高い企業ほど円建ての企業利潤が減少することが理論的に示される。
- ② 上述の理論モデルから得られる仮説を、電気機械産業を中心とする企業から構成される1995年のデیلیー・パネル・データを用いて検証してみると、サンプル期間を1年間、6か月といった長期間でとった場合を中心にして、われわれの仮説は妥当性を有す。具体的には、円高局面では、為替レート変動は輸出依存度の高い企業の株価を引き下げ一方、海外進出比率が高い企業の株価を引き上げる効果が統計的に有意に存在する。他方、円安局面においては、輸出依存度の高い企業の株価を引き上げ、海外進出比率の高い企業の株価を引き下げる効果が存在することが分かった。また、原材料輸入依存度の係数については、ほぼすべての場合において期待した結果が得られなかったが、これにはデータ上の不備が影響している可能性が強い。
- ③ 推計結果を基にして、企業の国際化が企業の負う為替リスク・ポジションにどの程度の影響を与えているのかについてごくラフに試算してみると、10%の円高による製造業全体の企業総価値の下落約0.6%（1994年度経常利益の約29.0%に相

6 理論的には海外からの部品調達も為替レートが企業利潤に与える効果に影響する。しかし部品の調達先が海外子会社かそれ以外かによって、この影響は大きく異なると思われるにもかかわらず、そのようなデータは利用できなかった。このため本稿では、海外からの部品調達については分析の対象外としている。

7 本稿の分析では、デیلیーでの企業総価値の変動はすべて株価の変動に反映されていると仮定している。

当)のうち約0.2% (同約7.4%に相当)が企業の海外進出により相殺されているとの結果を得ることができる。

## 2. 実証分析の理論的基礎

### (1) 理論モデルの基本構造

企業の国際化のメリットとしては、一般に、(i) 収益の安定化 (リスク・ヘッジ効果)、(ii) 売上増加効果、(iii) コスト削減効果等が指摘されることが多い。しかし、理論的にも実証的にも、これらの効果が厳密に検証された例はほとんど無い。本節では、為替レート変動の企業収益に対する影響が企業の国際化の程度にどのように依存するか、という点について直観的に明らかにすることを試みる<sup>8</sup>。

本稿では、国内のみならず海外にも生産拠点を持つ製造業の企業を想定する。企業は、労働のように国際移動せず、現地での調達に頼らざるを得ない生産要素と国際移動する原材料、そして自社製品の3つを生産要素とし、財の生産を行う。

単純化のため、中間財貿易にかかる関税や輸送費を捨象して考えると、自社製品の授受は企業内で完全に相殺されることになる。従って、企業は、進出各地での売上高から、労働や原材料等の生産要素投入額を差し引いて定義される利潤の最大化を目的として、各地域における販売量、生産量、各生産要素の投入量を決定することになる<sup>9</sup>。

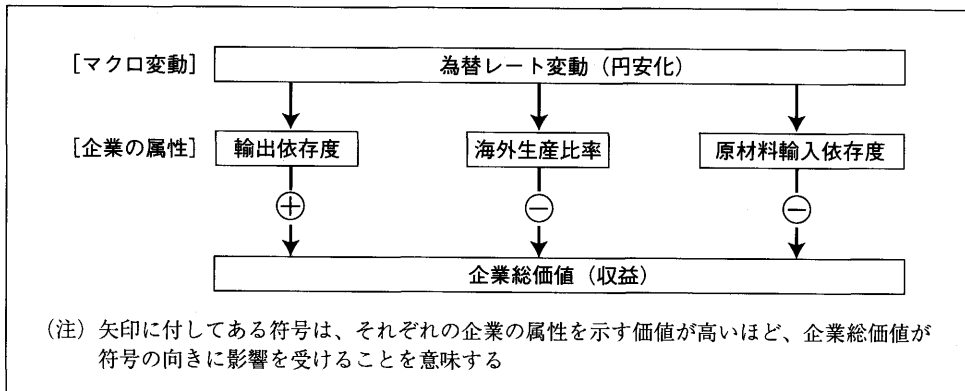
以上のような設定の下で、海外生産拠点を持つ企業が利潤最大化行動を行う結果、為替レート変動と企業利潤の間には、以下のような関係を見出すことができる。今、仮に、企業が生産拠点を有する地域の為替レートが円安方向に振れた場合を想定すると、(i) 企業の当該地域に対する輸出依存度が高いほど、そして、(ii) 当該地域における生産比率 (海外生産比率) が低いほど、円建てで表示した企業利潤は拡大する。また、国際移動が可能な原材料の価格がドルで測って一定とすれば、円・ドルレートがドル高円安になれば、(iii) 本社および現地法人の国際移動が可能な原材料の輸入依存度が低いほど、円建てで表示した場合の企業利潤は拡大していく。

つまり、輸出依存度、海外生産比率、原材料輸入依存度という3つの属性に注目した場合には、為替レートが円安になると、輸出依存度が高く、海外生産比率、原材料輸入依存度の低い企業ほど企業利潤を高めることができるということになる (図表1を参照のこと)。従って、1995年前半期のような円高局面においては、他の条件を一定とすれば、輸出依存度の高い企業の中でも、海外生産比率の高い企業ほど円建ての企業利潤を高めることが理論的には可能になる、という結論を導き出すことができる。

8 本章で扱うモデルは基本的に静的であり、動的な考慮はないことには注意する必要がある。動的な問題については (注39) で議論を行う。

9 しかし、生産量は販売量と生産投入用の製品量の和と恒等関係にあることから、利潤最大化を満たすように販売量と各生産要素投入量を決定しさえすれば、自動的に生産量も決定されることになる。

図表1 為替レート変動と企業の国際化、企業総価値の関連性



## (2) 推計式の導出

以上の議論に対応するより厳密な定式化を行うことにより、実証分析で用いる推計式として次式を得ることができる<sup>10</sup>。

$$\frac{d\Omega_{it}}{\Omega_{it-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{n \in N} \frac{A_{int}}{\Omega_{it-1}} \frac{d\Pi_{nt}}{\Pi_{nt-1}} + \alpha_2 \sum_{n \in N} \frac{B_{int}}{\Omega_{it-1}} \frac{d\Pi_{nt}}{\Pi_{nt-1}} + \alpha_3 \frac{C_{it}}{\Omega_{it-1}} \frac{d\Pi_{1t}}{\Pi_{1t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 $\Omega$ は企業総価値、 $A$ は地域別の輸出額、 $B$ は海外進出比率（本稿では、海外進出子会社の従業員数×出資比率として算出）、 $C$ は輸入原材料投入額<sup>11</sup>、 $\Pi_n$ は $n$ 地域の実効為替レート、 $\Pi_1$ は米ドルレート、 $\alpha_0$ は定数項、 $\varepsilon_{it}$ は誤差項である<sup>12</sup>。なお、為替レートはすべて円建て表示であり、値が大きくなれば為替レートが円安方向に振れることを意味する。また、添字の $i$ は企業を、 $t$ は時間を表す。これまでの議論から、期待される符号条件は、 $\alpha_1 > 0$ 、 $\alpha_2 < 0$ 、 $\alpha_3 < 0$ となる<sup>13</sup>。

本稿の実証分析においては、企業の利潤変数の代理変数として、株式市場で評価された企業総価値を用いる。これは主として以下の理由による。企業の利潤は、為替レートと企業の国際化の程度だけでなく、投入・産出物の価格構造、個別市場の動向、技術革新等の多々の要因に依存する。従って、例えば半期あるいは年度毎にしかデータの得られない業務純益・経常利益等の利潤指標を用いて、企業の国際化が企業の円高に対する抵抗力に与える影響について、信頼度の高い推計を行うためには、上記のような測定することの困難な多様な要因を考慮に入れる必要がある。

10 推計式を理論モデルから導出する過程については、補論1を参照のこと。

11 以上の変数はすべて各地域の名目為替レートにより円建て表示に変換した後の変数である。

12 各データの加工方法、出所等については第3章を参照のこと。

13 また、理論的には、 $\alpha_1 = 1/\rho$ 、 $\alpha_2 = -1/\rho$ （ $\rho$ は株式市場における主観的割引率）となり、 $\alpha_1$ と $\alpha_2$ の値は絶対値でみた場合等しくなる。詳しくは、補論1を参照のこと。

一方、株式市場が効率的に機能し、市場で評価された企業総価値がその企業の将来のネットキャッシュ・フローの割引現在価値に等しいことを前提とすれば、企業総価値をみることにより、現在の為替レート変動のニュースが（現在および将来の）企業利潤の期待値に与える影響を刻々と捉えることが可能になる。従って、1995年の一部の時期のように、為替レートが非常に大きく変動した期間を選べば、為替レート変動を主要なショックとして考えることができることから、その変動が企業利潤に与える影響をより正確に推計することができるはずである。

また、企業総価値を用いることの長所は、企業の国際化が企業の負う為替リスク・ポジションに与える影響を直接的に測定することができる点にもある。アジアで1,000人の従業員を雇用して生産活動を営むことは、何億円分の外貨売ポジションと等価であろうか。あるいは、毎年100億円の輸出を行うことは、何億円分の外貨買と等価であろうか<sup>14</sup>。われわれの実証研究はこの問題に答えるおそらく最初の試みであろう。

もっとも、企業利潤の代わりに企業総価値を用いるわれわれの方法には以下のような問題点も存在する。第一に、われわれは実証にあたり株式市場が効率的であることを前提にする必要がある。こうして、分析対象が複合仮説となる分だけ検証は間接的なものになってしまう。

第二に、為替レートの変動が企業総価値に与える影響は、本稿で取り上げているような企業の国際化の程度のみならず、外貨建て資産負債残高や先物・オプション契約残高、外貨建て輸出契約等、企業が結ぶ様々な外貨建て契約残高にも依存する。しかし、これらのデータは通常ほとんど公開されていないから、われわれは推計にあたり、これらの要因をコントロールすることができない。例えば、外貨建て輸出契約のうち、先物でヘッジされている割合が企業間で大きく異なれば、われわれの推計は何らかのバイアスを有する可能性がある。

### 3. 実証分析

#### (1) 実証方法について

本章では、前章で示された理論的基礎の下に、デイリーのパネル・データを用いて実証分析を行う<sup>15</sup>。また、その際に、2種類のスペシフィックेशन・テストを行い、推計方法の選択における恣意性の排除を試みる。

- 14 輸出企業の負う為替リスクは、外貨建ての輸出契約残高と必ずしも等しくないことには注意が必要であろう。企業は既存の国内での輸出用生産設備、海外での販売網の確保等のために、契約のまだ結ばれていない遠い将来の輸出についてもある程度のコミットメントを行っている。円高による損失は、このコミットメント分についても生じる。また、円建て輸出であっても、輸出価格は市場の需給状態を反映することから、円高になれば円建て輸出価格がやがて下落し、損失が生じてしまう。これらの問題については、小宮・須田[1983]を参照のこと。
- 15 パネル・データを用いることによるメリットとしては、例えば、①個別の経済主体の持つ固有の属性をコントロールしたうえで推計を行うことができる、②マクロ時系列データからでは捉えることができない経済主体の個別事情を勘案できる、③比較的短期間のデータから構造変化の検出を行うことができる、等がある。時系列のマクロデータによる分析とパネル・データによる分析の比較対象を試みたものの例として、北村・藤木[1995]を挙げることができる。

本章では、まず、実証分析で用いる、経済主体の違いによる影響のみを考慮した場合における固定効果 (fixed effect) モデルと変量効果 (random effect) モデル<sup>16</sup>の基本構造を各々紹介したうえで、モデル選択のためのスペシフィケーション・テスト (LM<Lagrange Multiplier>テスト、ハウスマン<Hausman>テスト) について簡単に解説を加える。

## イ. 固定効果モデルと変量効果モデルの基本構造

両者のモデルの一般的な定式化は以下の通りである。

$$y_{it} = \mu_i + \hat{\beta} x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

ここで、 $\varepsilon_{it}$  は誤差項であり  $E[\varepsilon_{it}] = 0$ ,  $\text{Var}[\varepsilon_{it}] = \sigma_\varepsilon^2$  の性質を持つと仮定されている。固定効果モデルにおいては、 $\mu_i$  は各主体毎に独立した定数項と解釈され、モデルは、

$$y_{it} = \alpha_i + \hat{\beta} x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

と表すことができる。ここで、 $\alpha_i$  は個別主体毎の定数項になる。

一方、変量効果モデルにおいては、誤差は経済主体間の平均値まわりのランダム変数として定義されるため、モデルは、

$$y_{it} = \alpha + \hat{\beta} x_{it} + \varepsilon_{it} + \mu_i \quad (4)$$

となる。ここで、 $\alpha$  は誤差の経済主体間の平均値であり、モデル上すべての経済主体に共通の定数項として定式化される。従って、変量効果モデルにおいては、 $\mu_i$  は各主体に固有なゼロまわりの誤差項となる。また、(4) 式の誤差項は、その期待値、分散、共分散について、それぞれ  $E[\varepsilon_{it}] = 0$ ,  $E[\mu_i] = 0$ ,  $\text{Var}[\mu_i] = \sigma_\mu^2$ ,  $\text{Cov}[\varepsilon_{it}, \mu_i] = 0$  を満たすものと仮定されている。

ここで、誤差項全体の分散は、 $\text{Var}[\varepsilon_{it} + \mu_i] = \sigma^2 = \sigma_\varepsilon^2 + \sigma_\mu^2$  となるが、ある主体  $i$  についてみた場合には、共通要素  $\mu_i$  の存在のために、異なる期  $t$  期と  $s$  期では、 $\text{Corr}[\varepsilon_{it} + \mu_i, \varepsilon_{is} + \mu_i] = \rho = \sigma_\mu^2 / \sigma^2$  という関係が成立する。

変量効果モデルの推計は、(i) まずOLS推計により得られる残差情報を用いて分散要素 (Variance Component) を推計し、(ii) 得られた分散要素を基に一般化最小自乗法 (Generalized Least Squares) によりパラメータ推計を行う、という2段階で行われる。

16 これらのモデルは、モデルに内在する経済主体方向と時間方向の2つのベクトルのうち、ひとつのベクトルのみの効果を考慮に入れていることから、一元配置モデル (one way model) と言われている。このほか、経済主体の違いのみならず時間的な影響をも加味した二元配置モデル (two way model) もある。しかし、本稿ではデイリー・データを用いるため、時間的な影響をも考慮した場合には説明変数の数が多数 (通年分析の場合で約250) に上ってしまい、通常のコンピュータ環境ではモデル推計が不可能であること等から、経済主体の違いによる影響のみを考慮して分析を行っている。



### ロ. スペシフィケーション・テストについて

パネル・データを用いて分析を行う場合、上述の固定効果モデルと変量効果モデルのどちらを用いる方が適切なのであろうか。一般的には、(i) 家計調査のようにサンプル数が無数にあり、関係する諸変数について母集団の分布をなるべく正確に反映するように主体の標本抽出が行われている場合には、変量効果モデルを、一方、(ii) 全国都道府県のように関心を持つ対象のサンプル数が少ない場合には、固定効果モデルを用いるべきであると言われている<sup>17</sup>。

また、 $\mu_i = 0$  が成り立つ場合には、変量効果モデル推計量よりもOLS推計量の方が適切となろう。このように、推計方法の選択を事前に確定することはかなり難しいと思われる。そこで、本稿では、OLSと固定効果モデル、変量効果モデルのすべての方法で推計を行い、OLSの推計量と変量効果モデルの推計量の優劣をLMテストにより、そして、固定効果モデルの推計量と変量効果モデルの推計量の優劣をハウスマン・テストにより判断する<sup>18</sup>。

まず、LMテストについては、本稿ではBreush-Pagan [1980] の方法に依拠し、以下に示す統計量により仮説検定を行う。すなわち、

帰無仮説  $H_0 : \sigma_{\mu}^2 = 0$

対立仮説  $H_1 : \sigma_{\mu}^2 \neq 0$  において、検定統計量LMは、

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_i (\sum_{it} e_{it})^2}{\sum_i \sum_{it} e_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (5)$$

となる。ここで、 $e_{it}$  はパネル・データにOLSを適用した時の誤差項であり、(4) 式中の  $\varepsilon_{it} + \mu_i$  に相当する。また、Nは経済主体の数を、Tは観測期間の数を表す。帰無仮説が成立する場合には、検定統計量LMは自由度1のカイ自乗 ( $\chi^2$ ) 分布に従うことが知られている。直観的には、検定統計量LMが大きいほど帰無仮説は棄却され、OLS推計量に対する変量効果モデル推計量の優位性が示されることになる。

次に、ハウスマン・テストについては、Hausman [1978] に従い、以下のような統計量により仮説検定を行う。すなわち、

帰無仮説  $H_0 : E[e_{it} | x_{it}] = 0$

対立仮説  $H_1 : E[e_{it} | x_{it}] \neq 0$  において、検定統計量Hは、

$$H = (\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{LSDV})' \{ \text{Var} [\hat{\beta}_{LSDV}] - \text{Var} [\hat{\beta}_{GLS}] \}^{-1} (\hat{\beta}_{GLS} - \hat{\beta}_{LSDV}) \quad (6)$$

となる。ここで、 $\hat{\beta}_{GLS}$  は変量効果モデルにより得られた係数ベクトルを、 $\hat{\beta}_{LSDV}$  は固定効果モデルにより得られた係数ベクトル<sup>19</sup>を示す。帰無仮説が成立する下では、

17 詳しくは、畠中 [1990] 等を参照のこと。

18 この他、必要に応じて、OLS推計量と固定効果モデルによる推計量の優劣をFテストにより判定していく。

19 LSDVは、Least Squares with Dummy Variablesの略である。

検定統計量Hは自由度Kのカイ自乗分布 ( $\chi^2$ ) に従うことが知られている<sup>20</sup>。直観的には、検定統計量Hが大きいほど、帰無仮説は棄却され、変量効果モデル推計量に対する固定効果モデル推計量の優位性が示されることになる。なお、本稿では、これらの仮説の棄却水準として、5%基準を採用する。

## (2) データの加工方法について

本稿では、日本の製造業の中でも特に輸出依存度や海外生産比率が他の業種と比べて高い電気機械産業<sup>21</sup>を中心とする（精密機械産業を含む）東証上場企業のうち、欠測値がなく、必要なすべてのデータが収集可能であった84社分（電気機械産業74社、精密機械産業10社）について、以下のようなかたちでデータ加工を行っている。

なお、本稿においては、サンプル企業の絞り込みに関しては、地域別の輸出依存度のデータを作成できる企業を優先して採用し、それらの企業について、海外進出比率や原材料輸入依存度のデータを作成するという手順をとっている<sup>22</sup>。

### イ. 被説明変数（企業総価値）について $\left(\frac{d\Omega_{it}}{\Omega_{it-1}}\right)$

企業総価値を推計する試みは、かねてからトービンのQの推計に当たって、本間・林他 [1984]、Hoshi-Kashyap [1990]、Gibson [1995] 等により行われてきたが、最も困難な点は純負債残高を時価評価する方法にある。本稿では、このうち、以下に示すような本間・林・跡田・秦 [1984] の方法に依拠し、企業総価値の推計を行う。

トービンのQと企業総価値との関係については、企業のバランスシートを下の図表2のように書き直して考えると理解しやすい。図表2においては、借方（左側）は現時点で所有している実物資産の残高を、貸方（右側）はこの実物資産を取得するために要した資金源の形態を表している。ここで、平均概念におけるトービンのQとは、時価評価した場合の貸方合計額の借方合計額に対する比率を意味し、この貸方合計（つまり、トービンのQの分子）が企業総価値に相当する。

図表2 時価評価の企業のバランスシート

実物資産	純負債残高
棚卸資産	流動負債
償却対象資産	固定負債
建物	特定引当金
構築物	(-) 資産合計から左記の
	実物資産合計を控除した差額*
土地	資本

\* 棚卸資産以外の流動資産、無形固定資産、投資その他の資産、繰延資産の合計。

20 ここでKはパラメータの数を表す。

21 深尾 [1995] によると、電気機械産業の国内全従業員数に対する海外現地法人従業員数の比率は1992年調査時点では20.3%であり、輸送機械産業の24.0%に次いで高い（精密機械産業は5.2%）。

22 これは、輸出依存度が高い企業の中でも、海外進出比率や原材料輸入依存度の企業毎の相違により、為替レート変動が企業総価値に対して異なった影響を与え得るか否かを検証するという本稿における問題意識に則したものであるであろう。

ここで財務諸表データとして、単独ベースのものを用いるべきか、それとも連結ベースのものを用いるべきか、という点に関しては議論が分かれるところであろう。本稿のように、現地法人の開設等の手段による企業の海外進出が、為替レートの円高化の中でどれだけヘッジ手段としての役割を果たしているのか、という問題意識からすると、本来は現地法人の資産・負債をも含み、親会社との取引が相殺されたかたちで表される連結ベースのものを用いる方が適切であろうと思われる。しかし、日本の連結財務諸表においては、実態としての連結対象が欧米各国と比べて曖昧であること<sup>23</sup>や、後述のように、連結ベースの企業総価値を算出した場合には、実証分析で用いる他の変数もやはり連結ベースのデータで作成する必要性が生じてしまう等の問題点もある。従って、本稿では基本的には単独ベースのデータにより算出された企業総価値データにより推計を行っていくことにする<sup>24</sup>。

### (イ) 純負債残高の市場価格の算出方法

棚卸資産を除く流動資産、流動負債は短期に回転する性質を有していることから、これらについては、簿価をそのまま市場価格として採用した。一方、借入、社債等の利払いを伴う負債残高に関しては、企業の支払利子額を適切な利回りで割り引くことによって、市場価額を求めた。

利払いを伴う負債残高の市場価額の具体的な算出方法は次のとおりである。

- (i) 支払利息・割引料を加重平均金利で割り、元本の市場価値を導出する。

(短期借入金+長期借入金+社債+割引手形)の市場価値

$$= \frac{\text{支払利息} \cdot \text{割引料}}{\text{加重平均金利}} \quad (7)$$

ここで、加重平均金利については

$$\begin{aligned} & \text{加重平均金利} \\ &= \text{短期貸出約定金利} \times \frac{\text{短期借入金} + \text{割引手形}}{\text{短期借入金} + \text{長期借入金} + \text{社債} + \text{割引手形}} \\ & \quad + \text{国債10年物利回り} \times \frac{\text{長期借入金} + \text{社債}}{\text{短期借入金} + \text{長期借入金} + \text{社債} + \text{割引手形}} \quad (8) \end{aligned}$$

として算出した<sup>25</sup>。

23 日本における連結財務諸表の特色やアメリカとの比較等については、張 [1995] が詳しい。

24 本稿ではスペースの関係上省略しているが、実際、連結ベースの財務諸表データを基にした企業総価値で実証分析を行った場合でも、単独ベースの企業総価値によって実証分析を行った場合と大きな差はみられなかった。

25 本稿で分析を行う東証一部上場の電気機械産業を中心とする企業は、他の産業の企業に比べて借入依存度が低く、さらに優良企業が多いために社債を発行する際のコストもかなり低いことが予想される。この点を考慮に入れ、本稿では長期負債に対応する金利として長期国債利回りを用いている。

(ii) (i)で求められた元本は割引手形を含んでいる。しかし、割引手形相当分はすでに現金・預金等として、バランスシートに計上されていることから、前頁で求めた利払いを伴う負債残高の市場価値から割引手形相当分(受取手形割引残高)を控除する必要がある。すなわち、

$$\begin{aligned} & (\text{短期借入金} + \text{長期借入金} + \text{社債}) \text{の市場価値} \\ & = (\text{短期借入金} + \text{長期借入金} + \text{社債} + \text{割引手形}) \text{の市場価値} \\ & \quad - \text{受取手形割引残高} \end{aligned} \tag{9}$$

となる。

### (ロ) 資本の市場価値の算出方法

従来の研究例では、資本の市場価値を算出するにあたって、株式の配当を利回りで割って理論的に株式1単位あたりの市場価値を導出するものが多くみられる<sup>26</sup>。しかし、本稿では、その目的上為替レートの急激な変動に伴う株価の変化を資本の市場価値に忠実に反映させる必要があるため、資本の市場価値は株式市場で評価された価格(株価)に正確に反映され、しかも発行済み株式はすべて同じ評価を受けると仮定し、株価に発行済み株式総数を乗じるかたちで資本の市場価値の算出を行っている。また、株価については、企業が増資を行った場合の権利落ちによる株価の一時的な下落の調整を行っている<sup>27</sup>。

### (ハ) 企業総価値の推計にあたって用いたデータの出所は以下の通りである。

- 財務諸表データ : 各企業の有価証券報告書
- 株価データ : 日経新聞
- 発行済み株式総数 : 『企業財務カルテ・平成6年度版』(東洋経済新報社)
- 金利データ : 『経済統計年報』(日本銀行)

26 こうした方法に基づいて株価の理論値を算出したものとしては、Tobin-Brainard [1977], Brainard, Shoven-Weiss [1980] 等を挙げることができる。

27 株主割当増資や無償増資を行う場合、割当期日の4日前に増資を受ける権利が確定し、株価は理論上プレミアムの額だけ下落する。こうした権利落ちによる株価の一時的な下落の修正にはいくつかの方法があるが、本稿ではダウ式修正法を用いている。ダウ式修正法は、増資の権利落ちがある場合、増資の権利が付いた最終価格で持ち株を売却し、その代金で権利落ちの当日に同じ株を買い戻すと仮定して修正を施している。本稿で用いている株価の権利落ち修正式は、

$$\text{修正倍率} : Q_t^i = \sum_{h=1}^{t-1} \left[ \frac{P_{h-1}^i}{P_{h-1}^i + \beta_h^i A_h^i} \{ (1 + \alpha_h^i + \beta_h^i + \gamma_h^i) \lambda_h^i + \frac{D_h^i}{P_h^i} \} \right]$$

$$\text{修正株価} : P_t^i = P_t^i \times Q_t^i$$

である。ここで、 $\bar{P}$ は修正株価、 $P$ は修正前の株価、 $Q$ は修正倍率、 $A$ は1株あたり払込金、 $\alpha$ は正の値をとる場合は株式分割による割当率、負の値をとる場合は減資比率、 $\gamma$ は株式配当、 $\beta$ は有償増資割当率、 $\lambda$ は額面変更比率、 $D$ は現金配当を示している。詳しくは、日本証券経済研究所 [1994] 等を参照のこと。

## ロ. 説明変数について

各説明変数の加工方法は以下の通りである。

$$(イ) \text{ 輸出依存度 } \left( \sum_n \frac{A_{int}}{\Omega_{it-1}} \frac{d\Pi_{nt}}{\Pi_{nt-1}} \right)$$

輸出依存度については、まず、地域別輸出額を各企業毎にアメリカ大陸、欧州大陸、アジア・アフリカ・オセアニア地域の3地域に集計したうえで、それぞれにその地域に対応する実効為替レートの変動率を乗じ、企業総価値で除して求めている。実効為替レートについては、アメリカ大陸6か国、欧州大陸16か国、アジア・アフリカ・オセアニア地域14か国の各国通貨のデイリーの円建て為替レートを、各々の国に対する日本の電気機械輸出額で加重平均して算出している<sup>28</sup>。輸出依存度と原材料輸入依存度は各企業の有価証券報告書に拠った。

$$(ロ) \text{ 海外進出比率 } \left( \sum_n \frac{B_{int}}{\Omega_{it-1}} \frac{d\Pi_{nt}}{\Pi_{nt-1}} \right)$$

海外進出比率については、各企業の海外生産子会社の従業員数に出資比率を乗じて算出し、さらに上述の3地域別の実効為替レートの変動率を乗じたものを企業総価値で除している。各企業の海外進出子会社の従業員数と出資比率のデータは東洋経済新報社『海外進出企業総覧』に拠っている。また、本来であれば、各進出地域における賃金水準の格差の調整を行うべきであろうが、データの制約から本稿では行っていない。

$$(ハ) \text{ 原材料輸入依存度 } \left( \frac{C_{it}}{\Omega_{it-1}} \frac{d\Pi_{1t}}{\Pi_{1t-1}} \right)$$

有価証券報告書上では、原材料輸入額という項目が存在しないため、主要原材料の原料・燃料、素材、部品の項目のうち、原料・燃料と素材の合計金額<sup>29</sup>に、米ドルの円建て為替レートの変動率を乗じた値を企業総価値で除して算出している<sup>30</sup>。これは、われわれの理論モデルに則して考えると、主要原材料の項目のうちの原料・燃料と素材については国際的な取引がなされており、部品については企業内やグループ内で取引が相殺されるという強い仮定を置いていることを意味する。従っ

28 地域別実効為替レートを求めるのに使用した通貨、ウエイトとして使用した電気機械輸出額等については補論2を参照のこと。

29 本稿では、①全くあるいはほとんど加工が施されていないもの（地金等）と、②原料（素材）を売買可能にするために必要最小限の簡単な加工を施したもの（銅板、鋼材等）を国際的に取引される原材料と定義している。また、合計金額は、有価証券報告書に記載されている原料・燃料と素材の合計量に、原材料価格を掛け合わせて算出している。その際、価格データが指数表示の企業や分類上投入額が試算できない企業は、サンプルから除外している。

30 原材料投入額については、有価証券報告書上では、輸出額と異なり地域別の分類がされていないため、実効為替レートではなく米ドルの名目為替レートの変動率を乗じている。

て、原料・燃料や素材を使用せず、部品のみを中間投入として用いていると報告している企業についてはゼロと置いている。

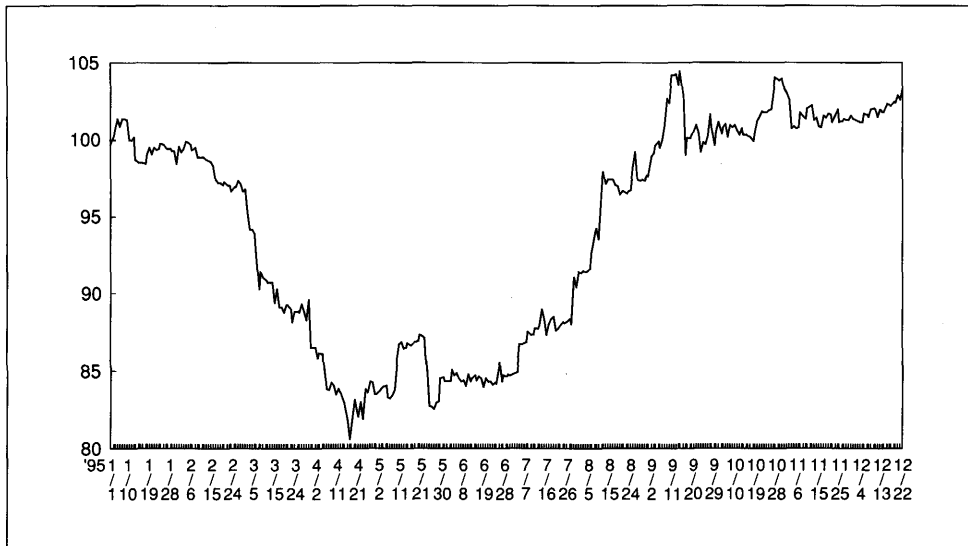
### (3) 実証分析

#### イ. サンプル期間の選択について

実証分析は、まず、(1)1995年通年(1~12月)、前半期(1~6月)、後半期(7~12月)という比較的長期間のサンプルで行った後(図表3を参照のこと)、(2)10日間、5日間といった短期間で、円ドル為替レートの変動率<sup>31</sup>が最も大きかった時期を、円高期・円安期ともに2期間ずつピックアップして行った。

(1)のサンプル期間選択については、図表3から分かるように、ラフに1995年前半期を円高局面、後半期を円安局面に見立てて分析を行うことを意図している。

図表3 1995年中の円ドル名目為替レートの推移



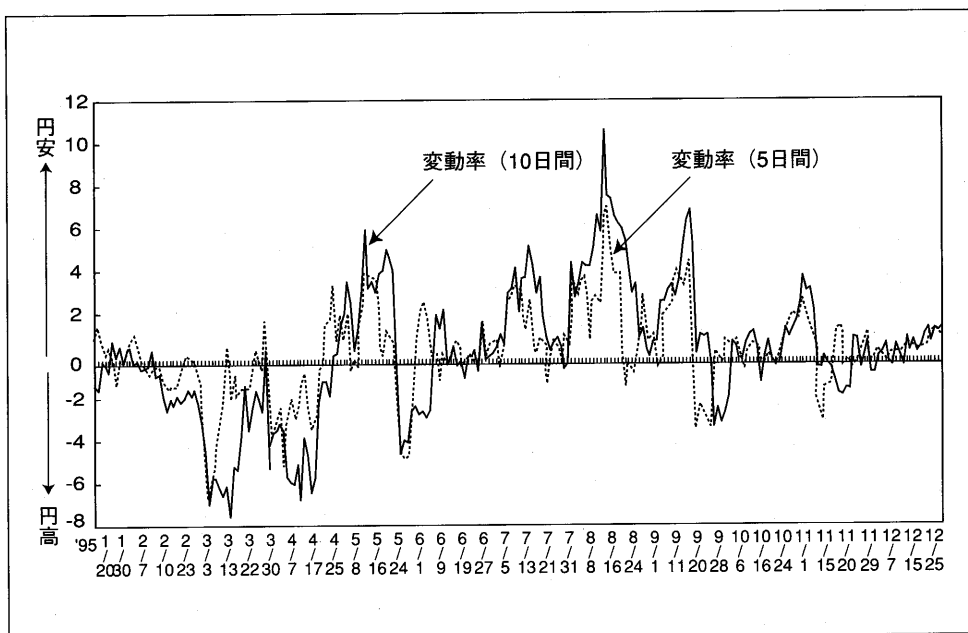
他方、(2)のサンプル選択については、サンプル期間を比較的長期間に設定した場合に生じる、株価に対するさまざまなショック(為替レート変動以外のマクロ的なショック等<sup>32</sup>)の影響を極力除き、できるだけ為替レート変動の影響のみを抽出することを目的としている。サンプル期間として選択された期間は図表4の通りである。

31 論理的な整合性からみれば、サンプル期間の選択には、名目円ドルレートよりも実効円レートを用いるべきであるかもしれない。しかし、本稿では、算出された実効円レートが名目円ドルレートとほぼ平行に動いていることや、株式市場における名目円ドルレートのニュース性等を重視し、名目円ドルレートによりサンプル期間の選択を行っている。

32 こうした株価に対するショックには、マクロ的なものばかりではなく、ミクロ的なものも考えられる。例えば、差別化されていない製品を製造している企業にとっては、他社の製品開発等のニュースは十分に自社の株価に影響をもたらすショックとなり得よう。

図表4 短期間（10日間、5日間）における円ドル為替レートの変動率

(1) 円ドル為替レートの変動率 (%)



(2) 選択されたサンプル期間

	円高期		円安期	
10日間	① 3/1~15日 (-7.57%)	② 3/31~4/13日 (-6.78%)	① 8/1~15日 (+10.58%)	② 9/5~19日 (+6.86%)
5日間	① 2/28~3/7日 (-6.59%)	② 3/31~4/6日 (+6.89%)	① 8/9~16日 (+6.89%)	② 9/12~19日 (+4.45%)

(注) 1. 円ドル為替レート (e)の変動率の算出式は以下の通り (j=5 or 10)。

$$\text{変動率 (\%)} = [(e_t - e_{t-j}) / e_{t-j}] \times 100$$

- 当該期間中円ドル為替レートの変動率が大きかった2つの期間を選択している。  
しかし、サンプル期間の選択にあたっては、共通のショックによる影響を除外するために、すでに選択されている期間から、期首日あるいは期末日がそれぞれ10日間、5日間以内に属する期間は選択対象から除いている。
- ( )内は当該期間中における円ドル為替レート変動率である。

## ロ. ラグ変数について

われわれが用いているデータのうち、為替レートは午後5時時点のデータ<sup>33</sup>である一方、株価は午後3時時点(終値)のデータである。従って、観察している株価変化を引き起こすニュースと、為替レート変化を引き起こすニュースとの間にはズレがあることになる。本稿では、この点を考慮して、説明変数に一日ラグをとったものととらないものの双方の場合について実証分析を行う<sup>34</sup>。

## ハ. 実証結果

まず、スペシフィケーション・テストの結果をみると、ほとんどのケースで変量効果モデルによる推計結果が選択され、OLSや固定効果モデルによる推計結果が採用されたケースはごくわずかであった。このうち、固定効果モデルについては、企業ダミー係数の値は概してゼロに近く、統計的にも有意なものほとんど存在しなかった。しかし、サンプル期間を短期間でとった場合には、長期間でとった場合に比べて固定効果モデルは他の推計方法に比べて多少採用されやすくなるという傾向をみてとることができる。これは、短期的には企業固有の効果は一定であることを示唆しているものとも言えるかもしれない。

推計結果の大まかな内容についてみると、サンプル期間のとり方にかかわらず、ほとんどの場合で、 $\alpha_3$  (原材料の輸入依存度にかかる係数) は符号条件を満たさなかったが、その他の係数については、サンプル期間を長期間でとった場合を中心として符号条件を満たし、有意水準も高いものが多いことが分かる。

さらに、具体的な内容についてみると、(1)のサンプル選択(長期間)で分析を行った場合については(図表5)、サンプル期間を円高局面に相当する前半期にとり、ラグ付きで推計を行った時には、 $\alpha_3$  は符号条件を満たさなかったものの、 $\alpha_1$  (輸出依存度にかかる係数)と $\alpha_2$  (海外進出比率にかかる係数)はともに符号条件を満たし、かつ有意水準も高い。一方、サンプル期間を円安局面に相当する後半期にとった場合には、 $\alpha_3$  は符号条件を満たさなかったという点では前半期と同様であるが、他の係数については、ラグなし・ラグ付き双方のケースで、符号条件を満たし有意水準も高い。また、通年の場合では、ラグなしのケースでは $\alpha_1$  と $\alpha_2$  が過小に推計されている点を除けば、後半期を対象とした推計とほぼ同様の結果となっている<sup>35</sup>。

33 東京外国為替市場での取引時間は、欧米の主要外国為替市場と異なり、慣行上毎日午前9時から正午まで(前場)と、午後1時半から3時半まで(後場)とされてきた。もっとも、インターナショナル・ブローキングを媒介として、事実上は24時間取引が行われる中で、こうした取引時間制度は1994年12月に撤廃された。その後、東京外国為替市場では、午後5時時点における為替レートを便宜上当日の最終取引レートとして発表している。

34 本稿では詳細な分析は行っていないが、各説明変数のラグ構造を明らかにすることも非常に重要な問題であろう。それは、株式投資家が為替レート変動に直面した場合、判断材料として、投資対象企業のどの属性に優先度を与えて投資行動を決定するのは、当然それぞれの局面によって異なっていることが予想されるからである。本稿では、前述のように、株価変化を引き起こすニュースと為替レート変化を引き起こすニュースとの間のズレを勘案して、各説明変数について、当期の変数と一期(一日)ラグをとった場合の推計のみを行っている。この点については、今後の検討課題としたい。

35 理論的には、 $\alpha_1$  と $\alpha_2$  の値は絶対値でみた場合、ともに株式市場における主観的割引率の逆数となり等しくなるはずであるが、推計された値はかなり乖離している。これは、本文中でも触れているように、本稿の実証分析において、先物ヘッジの役割を考慮に入れていないことや、原材料輸入依存度のデータの不備等に起因しているものと思われる。



次いで、(2)のサンプル期間選択(短期間)での分析結果についてみると、円高期に関しては、ラグ付きの場合の方がラグなしの場合に比べてモデルの妥当性が高いことが分かる。しかし、円安期に関しては、こうした傾向はみてとることはできない。ともに、多くのケースでやはり $\alpha_3$ は符号条件を満たさないが、 $\alpha_1$ と $\alpha_2$ については、ラグ付きの場合を中心に符号条件を満たし、有意水準の高いものがみられる。

以上の推計結果をまとめると、輸入原材料については期待した結果が得られなかったものの、その他の点においては、サンプル期間を長期間でとった場合を中心にしてわれわれの仮説は妥当性を有すると考えられる。つまり、円高局面では輸出依存度の高い企業の株価を引き下げ、海外進出比率が高い企業の株価を引き上げる効果が存在し、円安局面においては、輸出依存度の高い企業の株価を引き上げ、海外進出比率の高い企業の株価を引き下げる効果が存在することが分かった。

また、モデル全体としてのフィットという観点からみて、為替レートが大きく変動した比較的短期間についての推計ほど良好な結果が得られたのは、第2節で述べたように、企業の総価値を左右するさまざまなショックのうち、為替レート変動要因のみを分析対象としている以上、当然のことと考えられるであろう。

ほぼ一貫して輸入原材料の係数が理論モデルが示す符号条件を満たさないのは、前述のように各企業の有価証券報告書上では、そもそも原材料輸入額という項目が存在せず、われわれが立脚している理論モデルと整合的なデータを収集することが不可能であったことや、有価証券報告書上で入手可能な主要原材料の項目のうち、部品については企業内あるいはグループ内で取引が相殺されるという強い仮定を置かざるを得ず、分析対象から除いていること等、データ上の不備に起因している可能性が高い。

ここで、われわれの推計結果を用いて、企業の国際化が企業の負う為替リスク・ポジションにどの程度の影響を与えているのかについて簡単な試算を行ってみよう。われわれの推計の中で、輸出要因と海外生産要因の各係数ともに安定した結果が得られている図表5(1)①(i)の推計式( $\alpha_3$ を含まない場合)を基にすると、例えば、100億円輸出している企業の総価値は、各通貨について一律10%円高になった場合を想定すると、約3.2億円分下落することになる。また、1,000人海外で雇用している企業の総価値は、10%の円高により約1.4億円分上昇することが分かる。

この結果を基にすると、1995年度の日本の製造業輸出額は42兆706億円<sup>36</sup>であることから、10%の円高により、製造業全体では1兆3,546億円分、すなわち企業総価値の約0.6%分が下落することが分かる。同様にして、製造業の海外従業員数の総数は211万8,901人<sup>37</sup>(調査対象の現地法人数は製造業の6,648社)<sup>38</sup>であることから、海外進出により2,958億円分、すなわち企業総価値の約0.2%分が相殺されることが分かる。こうした企業総価値の変化分を製造業全体のフローの利益水準(1994年度の経常利益<全国上場1245社ベース、出所は前掲『企業財務カルテ・平成6年度版』)との対比でみた場合、輸出要因による企業総価値の下落は約29.0%、海外進出要因による上昇は約7.4%に相当する。

36 日本銀行の『国際収支統計月報』に拠っている。

37 ここでは簡単化のため、日本企業の出資比率を100%として試算を行っている。

38 1995年10月時点調査の東洋経済新報社の『海外進出企業総覧』に拠っている。

図表5 推計結果

(1) サンプル期間を長期間でとった場合

① サンプル期間：1995年1～12月（1/6～12/29日＜サンプル数：20,664＞）

(i) ラグなしの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_{\epsilon}^2=0$	13.84***	13.82***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(\epsilon_{it}/X_{it})=0$	4.02	3.98

(推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	0.145E-03 (1.004)	0.319 (6.467)***	-1.392 (-4.375)***	0.059 (0.200)	0.002
	0.145E-03 (1.004)	0.322 (6.714)***	-1.396 (-4.399)***	(—)	0.002
固定効果モデル	(—)	0.321 (6.495)***	-1.393 (-4.372)***	0.057 (0.193)	0.004
	(—)	0.324 (6.741)***	-1.397 (-4.396)***	(—)	0.004
変量効果モデル	0.145E-03 (0.840)	0.320 (6.470)***	-1.392 (-4.370)***	0.059 (0.198)	0.002
	0.145E-03 (0.840)	0.322 (6.716)***	-1.396 (-4.395)***	(—)	0.002

(ii) ラグ付きの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_{\epsilon}^2=0$	12.77***	12.76***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(\epsilon_{it}/X_{it})=0$	4.90	4.93

(推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	0.124E-03 (0.865)	0.740 (15.104)***	-1.405 (-4.455)***	1.873 (6.386)***	0.020
	0.125E-03 (0.874)	0.816 (17.138)***	-1.545 (-4.907)***	(—)	0.018
固定効果モデル	(—)	0.742 (15.123)***	-1.406 (-4.453)***	1.872 (6.372)***	0.022
	(—)	0.817 (17.154)***	-1.546 (-4.904)***	(—)	0.020
変量効果モデル	0.124E-03 (0.718)	0.741 (15.099)***	-1.405 (-4.451)***	1.873 (6.377)***	0.020
	0.125E-03 (0.725)	0.816 (17.130)***	-1.545 (-4.902)***	(—)	0.018

- (注) 1. 網掛けはスペシフィケーション・テストの結果採用された推計方法であることを示す。  
 2. ( ) 内はt値。\*：10%水準で有意。\*\*：5%水準で有意。\*\*\*：1%水準で有意。  
 3. 固定効果モデルで用いている企業ダミーはスペースの関係上省略している。

②サンプル期間：1995年1～6月（1/6～6/30日<サンプル数10,080>）

(i) ラグなしの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_{\eta}^2=0$	13.87***	13.94***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_{it}/X_{it})=0$	2.31	2.21

(推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	0.234E-02 (-11.29)***	-0.141 (-2.085)**	-0.515 (-1.224)	-1.351 (-3.366)***	0.004
	0.231E-02 (-11.16)***	-0.196 (-2.988)***	-0.404 (-0.964)	(—)	0.003
固定効果モデル	(—)	0.151 (-2.213)**	-0.479 (-1.127)	-1.367 (-3.371)***	0.007
	(—)	-0.207 (-3.136)***	-0.366 (-0.864)	(—)	0.006
変量効果モデル	0.234E-02 (-9.449)***	-0.144 (-2.120)**	-0.504 (-1.193)	-1.356 (-3.362)***	0.004
	0.231E-02 (-9.347)***	-0.199 (-3.027)***	-0.393 (-0.933)	(—)	0.003

(ii) ラグ付きの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_{\eta}^2=0$	15.24***	15.29***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_{it}/X_{it})=0$	0.58	0.51

(推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	-0.200E-02 (-9.696)***	0.514 (7.618)***	-0.939 (-2.239)**	1.283 (3.207)***	0.011
	-0.202E-02 (-9.919)***	0.566 (8.649)***	-1.044 (-2.496)**	(—)	0.010
固定効果モデル	(—)	0.508 (7.461)***	-0.891 (-2.103)**	1.299 (3.207)***	0.014
	(—)	0.561 (8.507)***	-0.999 (-2.362)**	(—)	0.013
変量効果モデル	-0.200E-02 (-8.193)***	0.512 (7.560)***	-0.926 (-2.197)**	1.287 (3.201)***	0.010
	-0.203E-02 (-8.297)***	0.565 (8.593)***	-1.031 (-2.454)**	(—)	0.010

- (注) 1. 網掛けはスペシフィケーション・テストの結果採用された推計方法であることを示す。  
 2. ( ) 内はt値。\*：10%水準で有意。\*\*：5%水準で有意。\*\*\*：1%水準で有意。  
 3. 固定効果モデルで用いている企業ダミーはスペースの関係上省略している。

③ サンプル期間：1995年7～12月（7/3～12/29日＜サンプル数10,584＞）

(i) ラグなしの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	13.25***	12.83***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_u/x_{it})=0$	1.08	1.03

(推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	0.210E-02 (10.525)***	0.700 (9.793)***	-1.888 (-3.935)***	1.356 (3.147)***	0.014
	(—)	0.752 (10.803)***	-1.969 (-4.118)***	(—)	0.013
固定効果モデル	(—)	0.711 (9.790)***	-1.984 (-4.075)***	1.322 (3.013)***	0.017
	(—)	0.762 (10.802)***	-2.069 (-4.255)***	(—)	0.016
変量効果モデル	0.210E-02 (8.776)***	0.703 (9.777)***	-1.914 (-3.972)***	1.345 (3.102)***	0.014
	0.211E-02 (8.866)***	0.755 (10.786)***	-2.000 (-4.154)***	(—)	0.013

(ii) ラグ付きの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	13.18***	12.56***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_u/x_{it})=0$	0.92	1.14

(推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	0.199E-02 (9.995)***	0.871 (12.240)***	-1.587 (-3.335)***	2.226 (5.198)***	0.026
	0.203E-02 (10.222)***	0.956 (13.793)***	-1.727 (-3.630)***	(—)	0.023
固定効果モデル	(—)	0.883 (12.228)***	-1.671 (-3.453)***	2.210 (5.068)***	0.029
	(—)	0.969 (13.799)***	-1.814 (-3.750)***	(—)	0.027
変量効果モデル	0.193E-03 (8.328)***	0.874 (12.218)***	-1.612 (-3.365)***	2.222 (5.151)***	0.026
	0.203E-03 (8.474)***	0.960 (13.774)***	-1.754 (-3.662)***	(—)	0.023

(注) 1. 網掛けはスペシフィケーション・テストの結果採用された推計方法であることを示す。

2. ( ) 内はt値。\*：10%水準で有意。\*\*：5%水準で有意。\*\*\*：1%水準で有意。

3. 固定効果モデルで用いている企業ダミーはスペースの関係上省略している。

(2) サンプル期間を短期間でとった場合

①円高期・10日間

A. サンプル期間：1995年3/1～3/15日（サンプル数840）

(i) ラグなしの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	6.14**	7.57***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_u/X_u)=0$	8.77**	7.48**

(推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$R^2$
OLS	-0.486E-02 (-6.598)***	-0.961 (-4.881)***	2.248 (1.862)*	-6.806 (-6.104)***	0.090
	-0.424E-02 (-5.691)***	-1.183 (-5.988)***	2.691 (2.186)**	(—)	0.050
固定効果モデル	(—)	-1.105 (-4.936)***	2.307 (1.650)*	-8.052 (-6.100)***	0.151
	(—)	-1.432 (-6.431)***	2.969 (2.080)**	(—)	0.109
変量効果モデル	-0.502E-02 (-5.318)***	-1.016 (-4.865)***	2.282 (1.770)*	-7.236 (-6.034)***	0.090
	-0.438E-02 (-4.627)***	-1.268 (-6.071)***	2.793 (2.125)**	(—)	0.050

(ii) ラグ付きの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	12.63***	12.52***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_u/X_u)=0$	1.55	1.31

(推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$R^2$
OLS	-0.151E-02 (-1.950)*	0.635 (3.109)***	-0.864 (-0.695)	-1.044 (-0.906)	0.016
	-0.141E-02 (-1.836)*	0.602 (2.996)***	-0.798 (-0.643)	(—)	0.016
固定効果モデル	(—)	0.774 (3.241)***	-1.241 (-0.831)	-1.098 (0.776)*	0.064
	(—)	0.730 (3.147)***	-1.152 (-0.774)	(—)	0.063
変量効果モデル	-0.145E-02 (-1.545)*	0.673 (3.087)***	-0.964 (-0.772)	-1.048 (-0.842)	0.016
	-0.135E-02 (-1.449)*	0.637 (2.981)***	-0.893 (-0.670)	(—)	0.015

- (注) 1. 網掛けはスペシフィケーション・テストの結果採用された推計方法であることを示す。  
 2. ( ) 内はt値。\*：10%水準で有意。\*\*：5%水準で有意。\*\*\*：1%水準で有意。  
 3. 固定効果モデルで用いている企業ダミーはスペースの関係上省略している。

B. サンプル期間：1995年3/31～4/13日（サンプル数840）

(i) ラグなしの場合

（スペシフィケーション・テスト）

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	24.36***	24.13***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_u/x_{it})=0$	0.31	0.08

（推計結果）

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$R^2$
OLS	0.268E-03 (0.364)	0.324 (1.942)**	-1.221 (-1.230)	0.447 (0.468)	0.005
	0.221E-03 (0.303)	0.339 (2.078)**	-1.253 (-1.265)	(—)	0.005
固定効果モデル	(—)	0.357 (1.854)*	-1.392 (-1.209)	0.116 (0.100)	0.033
	(—)	0.362 (1.945)*	-1.402 (-1.223)	(—)	0.033
変量効果モデル	0.266E-03 (0.314)	0.329 (1.863)*	-1.250 (-1.186)	0.295 (0.387)	0.055
	0.225E-03 (0.268)	0.343 (1.988)**	-1.279 (-1.218)	(—)	0.052

(ii) ラグ付きの場合

（スペシフィケーション・テスト）

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	21.24***	20.56***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_u/x_{it})=0$	1.88	2.45

（推計結果）

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$R^2$
OLS	0.130E-02 (1.903)*	0.890 (5.908)***	-1.804 (-1.992)**	2.878 (3.328)***	0.078
	0.110E-02 (1.605)	1.003 (6.795)***	-2.038 (-2.244)**	(—)	0.066
固定効果モデル	(—)	0.951 (5.761)***	-1.912 (-1.935)*	2.893 (3.006)***	0.294
	(—)	1.077 (6.717)***	-2.178 (-2.200)**	(—)	0.097
変量効果モデル	0.132E-02 (1.645)	0.903 (5.715)***	-1.823 (-1.925)*	2.883 (3.167)***	0.078
	0.112E-02 (1.389)	1.020 (6.597)***	-2.069 (-2.174)**	(—)	0.065

- (注) 1. 網掛けはスペシフィケーション・テストの結果採用された推計方法であることを示す。  
 2. ( ) 内はt値。\*：10%水準で有意。\*\*：5%水準で有意。\*\*\*：1%水準で有意。  
 3. 固定効果モデルで用いている企業ダミーはスペースの関係上省略している。

## ②円高期・5日間

A. サンプル期間：1995年2/28～3/7日（サンプル数420）

## (i) ラグなしの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_{\varepsilon}^2=0$	1.89	0.83
ハウスマン・テスト	$H_0: E(\varepsilon_{it}/X_{it})=0$	0.34	0.70

## (推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$R^2$
OLS	0.320E-02 (2.480)**	-1.415 (-3.875)***	4.121 (1.942)*	-7.183 (-3.821)***	0.077
	0.437E-02 (3.432)***	-1.554 (-4.210)***	4.406 (2.044)**	(—)	0.045
固定効果モデル	(—)	-1.570 (-2.790)***	4.598 (1.231)	-8.143 (-2.487)**	0.227
	(—)	-1.905 (-3.461)***	5.314 (1.416)	(—)	0.213
変量効果モデル	0.306E-02 (1.833)*	-1.463 (-3.421)***	4.257 (4.656)***	-7.413 (-3.263)***	0.077
	0.415E-02 (2.474)**	-1.659 (-3.852)***	4.673 (1.785)*	(—)	0.044

## (ii) ラグ付きの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_{\varepsilon}^2=0$	0.30	0.11
ハウスマン・テスト	$H_0: E(\varepsilon_{it}/X_{it})=0$	11.38***	8.08***

## (推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$R^2$
OLS	0.806E-02 (6.602)***	0.576 (1.394)	-0.494 (-0.200)	-2.691 (-1.176)	0.009
	0.828E-02 (6.874)***	0.489 (1.202)	-0.308 (-0.125)	(—)	0.006
固定効果モデル	(—)	1.363 (2.707)***	-2.567 (-0.820)	0.163 (0.055)	0.205
	(—)	1.371 (2.824)***	-2.583 (-0.830)	(—)	0.205
変量効果モデル	0.871E-02 (5.229)***	0.925 (2.045)**	-1.403 (-0.510)	-1.465 (-0.571)	0.006
	0.883E-02 (5.341)***	0.871 (1.972)*	-1.285 (-0.469)	(—)	0.004

- (注) 1. 網掛けはスペシフィケーション・テストの結果採用された推計方法であることを示す。  
 2. ( ) 内は t 値。\* : 10%水準で有意。\*\* : 5%水準で有意。\*\*\* : 1%水準で有意。  
 3. 固定効果モデルで用いている企業ダミーはスペースの関係上省略している。  
 4. (ii) では、OLS推計量と固定効果モデルによる推計量との間でFテストを行った結果、固定効果モデルを採用している。

B. サンプル期間：1995年3/31～4/6日（サンプル数420）

(i) ラグなしの場合

（スペシフィケーション・テスト）

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	27.80***	27.73***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_{it}/X_{it})=0$	2.41	1.91

（推計結果）

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	-0.324E-02 (-2.670)***	0.158 (0.727)	-1.049 (-0.825)	0.135 (0.112)	0.002
	-0.326E-02 (-2.729)***	0.162 (0.761)	-1.059 (-0.836)	(—)	0.002
固定効果モデル	(—)	0.062 (0.225)	-1.227 (-0.736)	-0.353 (-0.218)	0.058
	(—)	0.046 (0.176)	-1.194 (-0.720)	(—)	0.058
変量効果モデル	-0.331E-02 (-2.288)**	0.140 (0.582)	-1.067 (-0.749)	-0.060 (-0.044)	0.002
	-0.332E-02 (-2.326)**	0.143 (0.603)	-1.072 (-0.755)	(—)	0.002

(ii) ラグ付きの場合

（スペシフィケーション・テスト）

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	26.96***	26.63***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_{it}/X_{it})=0$	0.18	0.01

（推計結果）

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	-0.189E-02 (-1.815)*	1.212 (6.282)***	-2.229 (-1.923)*	1.746 (1.607)	0.136
	-0.200E-02 (-1.926)*	1.287 (6.860)***	-2.391 (-2.067)**	(—)	0.131
固定効果モデル	(—)	1.209 (5.627)***	-2.202 (-1.698)*	1.623 (1.327)	0.185
	(—)	1.281 (6.162)***	-2.359 (-1.825)*	(—)	0.181
変量効果モデル	-0.189E-02 (-1.510)	1.211 (5.756)***	-2.224 (-1.758)*	1.723 (1.452)	0.136
	-0.200E-02 (-1.598)	1.286 (6.293)***	-2.385 (-1.890)*	(—)	0.131

- (注) 1. 網掛けはスペシフィケーション・テストの結果採用された推計方法であることを示す。  
 2. ( ) 内はt値。\*：10%水準で有意。\*\*：5%水準で有意。\*\*\*：1%水準で有意。  
 3. 固定効果モデルで用いている企業ダミーはスペースの関係上省略している。



## ③円安期・10日間

## A. サンプル期間：1995年8/1～8/15日（サンプル数840）

## (i) ラグなしの場合

## (スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	17.94***	17.83***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_u/x_{it})=0$	0.14	0.02

## (推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	0.303E-02 (3.875)***	0.667 (3.622)***	-2.327 (-1.979)**	-0.477 (-0.451)	0.016
	0.299E-02 (3.850)***	0.648 (3.616)***	-2.292 (-1.955)*	(—)	0.016
固定効果モデル	(—)	0.660 (3.231)***	-2.251 (-1.699)*	-0.297 (-0.245)	0.054
	(—)	0.648 (3.277)***	-2.226 (-1.686)*	(—)	0.054
変量効果モデル	0.303E-02 (3.252)***	0.665 (3.437)***	-2.310 (-1.861)*	-0.436 (-0.389)	0.016
	0.299E-02 (3.229)***	0.648 (3.440)***	-2.277 (-1.840)*	(—)	0.016

## (ii) ラグ付きの場合

## (スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	12.77***	13.22***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_u/x_{it})=0$	4.47	3.78

## (推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	0.150E-02 (1.958)*	1.373 (7.684)***	-3.393 (-2.994)***	1.425 (1.397)	0.088
	0.163E-02 (2.151)**	1.425 (8.151)***	-3.493 (-3.087)***	(—)	0.086
固定効果モデル	(—)	1.477 (7.321)***	-3.463 (-2.656)***	1.915 (1.598)	0.132
	(—)	1.559 (7.976)***	-3.623 (-2.784)***	(—)	0.129
変量効果モデル	0.142E-02 (1.519)	1.404 (7.436)***	-3.417 (-2.838)***	1.561 (1.433)	0.088
	0.157E-02 (1.687)*	1.463 (7.941)***	-3.533 (-2.939)***	(—)	0.086

- (注) 1. 網掛けはスペシフィケーション・テストの結果採用された推計方法であることを示す。  
 2. ( ) 内はt値。\*：10%水準で有意。\*\*：5%水準で有意。\*\*\*：1%水準で有意。  
 3. 固定効果モデルで用いている企業ダミーはスペースの関係上省略している。

B. サンプル期間：1995年9/5～9/19日（サンプル数840）

(i) ラグなしの場合

（スペシフィケーション・テスト）

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	11.57***	12.76***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_u/X_{it})=0$	4.42	1.80

（推計結果）

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	0.123E-02 (1.519)	-0.120 (-0.415)	1.320 (0.707)	-2.981 (-1.852)*	0.005
	0.907E-03 (1.143)	-0.175 (-0.680)	1.370 (0.733)	(—)	0.001
固定効果モデル	(—)	-0.030 (-0.071)	-0.585 (-0.213)	-6.219 (-2.590)***	0.058
	(—)	-0.274 (-0.678)	-0.222 (-0.081)	(—)	0.050
変量効果モデル	0.137E-02 (1.369)	-0.116 (-0.357)	0.936 (0.441)	-3.692 (-1.369)	0.044
	0.987E-03 (1.023)	-0.200 (-0.623)	1.073 (0.509)	(—)	0.006

(ii) ラグ付きの場合

（スペシフィケーション・テスト）

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	13.05***	13.08***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_u/X_{it})=0$	1.21	1.08

（推計結果）

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	0.502E-03 (0.625)	0.014 (0.297)	1.025 (0.535)	0.893 (0.535)	0.001
	0.590E-03 (0.751)	0.032 (0.107)	1.006 (0.525)	(—)	0.001
固定効果モデル	(—)	0.031 (0.075)	-0.795 (-0.287)	1.526 (0.635)	0.049
	(—)	0.091 (0.225)	-0.883 (-0.319)	(—)	0.049
変量効果モデル	0.524E-03 (0.541)	0.016 (0.048)	0.677 (0.315)	1.002 (0.537)	0.001
	0.617E-03 (0.648)	0.040 (0.123)	0.650 (0.303)	(—)	0.001

- (注) 1. 網掛けはスペシフィケーション・テストの結果採用された推計方法であることを示す。  
 2. ( ) 内はt値。\*：10%水準で有意。\*\*：5%水準で有意。\*\*\*：1%水準で有意。  
 3. 固定効果モデルで用いている企業ダミーはスペースの関係上省略している。

④円安期・5日間

A. サンプル期間：1995年8/9～8/16日（サンプル数420）

(i) ラグなしの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	12.65***	12.52***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_u/x_{iu})=0$	6.89*	6.22**

(推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	0.409E-02 (4.077)***	0.399 (2.451)**	-0.845 (-0.876)	-0.266 (-0.311)	0.017
	0.404E-02 (4.084)***	0.390 (2.439)**	-0.826 (-0.859)	(—)	0.017
固定効果モデル	(—)	0.619 (2.969)***	-0.928 (-0.719)	0.020 (0.017)	0.124
	(—)	0.620 (3.088)***	-0.930 (-0.724)	(—)	0.124
変量効果モデル	0.385E-02 (3.042)***	0.461 (2.534)***	-0.882 (-0.809)	-0.174 (-0.179)	0.017
	0.382E-02 (3.049)***	0.455 (2.557)***	-0.869 (-0.799)	(—)	0.016

(ii) ラグ付きの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	17.61***	17.13***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_u/x_{iu})=0$	0.68	0.28

(推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	0.582E-02 (5.903)***	-0.193 (-0.486)	-1.952 (-0.763)	-1.799 (-0.873)	0.009
	0.569E-02 (5.840)***	-0.258 (-0.660)	-1.831 (-0.717)	(—)	0.007
固定効果モデル	(—)	-0.077 (-0.154)	-2.479 (-0.734)	-1.010 (-0.379)	0.093
	(—)	-0.122 (-0.255)	-2.393 (-0.711)	(—)	0.093
変量効果モデル	0.577E-02 (4.776)***	-0.166 (-0.377)	-2.064 (-0.719)	-1.632 (-0.709)	0.009
	0.565E-02 (4.722)***	-0.228 (-0.528)	-1.948 (-0.680)	(—)	0.007

- (注) 1. 網掛けはスペシフィケーション・テストの結果採用された推計方法であることを示す。  
 2. ( ) 内はt値。\*：10%水準で有意。\*\*：5%水準で有意。\*\*\*：1%水準で有意。  
 3. 固定効果モデルで用いている企業ダミーはスペースの関係上省略している。

B. サンプル期間：1995年9/12～9/19日（サンプル数420）

(i) ラグなしの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	3.92**	4.40**
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_{it}/x_{it})=0$	5.87	5.27*

(推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	-0.211E-02 (-1.825)*	0.077 (0.229)	-1.037 (-0.466)	-3.548 (-1.913)*	0.009
	-0.266E-02 (-2.366)**	0.033 (0.098)	-1.035 (-0.464)	(—)	0.001
固定効果モデル	(—)	-0.681 (-1.262)	1.073 (-0.298)	-6.525 (-2.107)**	0.164
	(—)	-0.937 (-1.775)*	1.431 (0.396)	(—)	0.153
変量効果モデル	-0.153E-02 (-1.004)	-0.143 (-0.353)	-0.472 (-0.176)	-4.424 (-1.972)**	0.007
	-0.215E-02 (-1.443)	-0.227 (-0.562)	-0.417 (-0.155)	(—)	0.001

(ii) ラグ付きの場合

(スペシフィケーション・テスト)

	検定帰無仮説	検定統計量	
		$\alpha_3$ を含む場合	$\alpha_3$ を含まない場合
LMテスト	$H_0: \sigma_u^2=0$	5.12**	5.44***
ハウスマン・テスト	$H_0: E(e_{it}/x_{it})=0$	1.21	0.01

(推計結果)

	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	R <sup>2</sup>
OLS	-0.440E-02 (-3.930)***	0.865 (2.473)**	-2.949 (-1.270)	1.715 (0.883)	0.018
	-0.418E-02 (-3.830)***	0.892 (2.563)**	-2.962 (-1.276)	(—)	0.016
固定効果モデル	(—)	0.686 (1.325)	-2.639 (-0.747)	4.425 (1.498)	0.155
	(—)	0.857 (1.693)*	-2.871 (-0.813)	(—)	0.150
変量効果モデル	-0.444E-02 (-3.098)***	0.832 (2.051)**	-2.897 (-1.067)	2.342 (1.033)	0.018
	-0.416E-02 (-2.986)***	0.884 (2.202)**	-2.941 (-1.087)	(—)	0.016

- (注) 1. 網掛けはスペシフィケーション・テストの結果採用された推計方法であることを示す。  
 2. ( ) 内はt値。\*：10%水準で有意。\*\*：5%水準で有意。\*\*\*：1%水準で有意。  
 3. 固定効果モデルで用いている企業ダミーはスペースの関係上省略している。

また、図表6は、同じ推計式を基に10%の円高が企業の総価値に与える影響を輸出要因と海外生産要因とに要因分解したものである。これにより、輸出要因による企業総価値の下落が、部分的ではあるが海外進出要因と原材料輸入要因による企業総価値の押し上げ効果により相殺されている姿をみてとることができる。

図表6 10%の円高が企業総価値に与える影響の理論値(%)

証券コード	企業名	輸出要因	海外生産要因	2要因合計
6794	フォスター電機	-6.09	6.86	0.77
6801	東光	-0.26	0.73	0.47
6933	YUASA	-0.31	0.59	0.28
6800	ヨコオ	-0.84	0.97	0.13
6767	ミツミ電機	-4.63	4.64	0.02
6925	ウシオ電機	-0.07	0.05	-0.03
6587	松下精工	-0.07	0.03	-0.05
6768	タムラ製作所	-0.85	0.80	-0.05
6998	日本タングステン	-0.13	0.07	-0.06
6806	ヒロセ電機	-0.09	0.00	-0.09
6961	エンプラス	-0.22	0.13	-0.10
6850	チノー	-0.12	0.02	-0.10
7769	リズム時計工業	-0.13	0.02	-0.11
6926	岡谷電機産業	-0.22	0.07	-0.15
6583	松下冷機	-0.42	0.26	-0.16
6924	岩崎電気	-0.19	0.03	-0.16
6968	グラフテック	-0.21	0.02	-0.19
6859	タバイエスベック	-0.22	0.03	-0.19
6705	日通工	-0.24	0.05	-0.20
6818	島田理化工業	-0.20	0.00	-0.20
6858	小野測器	-0.21	0.00	-0.21
6934	新神戸電機	-0.24	0.02	-0.22
6988	日東電工	-0.33	0.10	-0.23
6958	日本CMK	-0.40	0.17	-0.23
6763	帝国通信工業	-0.38	0.14	-0.23
7729	東京精密	-0.26	0.02	-0.24
6981	村田製作所	-0.37	0.12	-0.25
6650	春日電機	-0.37	0.12	-0.25
6974	日本インター	-0.44	0.17	-0.27
6857	アドバンテスト	-0.27	0.00	-0.27
6712	田村電機製作所	-0.33	0.02	-0.31
6963	ローム	-0.39	0.07	-0.31
6937	古河電池	-0.34	0.03	-0.32
6754	アンリツ	-0.38	0.05	-0.33
6856	堀場製作所	-0.47	0.12	-0.35
6652	和泉電気	-0.44	0.07	-0.37
6645	オムロン	-0.40	0.03	-0.38
6517	デンヨー	-0.40	0.02	-0.38
6798	SMK	-0.82	0.42	-0.40
6902	日本電装	-0.46	0.05	-0.41
6989	北陸電気工業	-0.68	0.27	-0.41
6844	新電元工業	-0.56	0.14	-0.41

7727	オーバル	-0.43	0.02	-0.41
6986	双葉電子工業	-0.56	0.12	-0.44
6949	キンセキ	-0.83	0.39	-0.44
6703	沖電気工業	-0.56	0.05	-0.52
6781	松下通信工業	-0.58	0.05	-0.53
6771	池上通信機	-0.59	0.05	-0.55
6847	安藤電気	-0.55	0.00	-0.55
6980	日立エーアイシー	-0.71	0.14	-0.56
6762	T D K	-0.80	0.23	-0.57
6779	日本電波工業	-1.19	0.61	-0.58
6987	富士通東和エレクトロン	-0.62	0.00	-0.62
6586	マキタ	-0.72	0.10	-0.62
6996	ニチコン	-0.72	0.10	-0.62
6707	サンケン電気	-0.81	0.16	-0.64
6756	国際電気	-0.67	0.02	-0.65
6999	K O A	-0.77	0.12	-0.66
7757	三協精機製作所	-1.61	0.90	-0.70
7720	ソキア	-0.75	0.03	-0.72
7731	ニコン	-0.76	0.00	-0.76
7756	コバル	-0.85	0.05	-0.79
6955	富士電気化学	-1.22	0.37	-0.85
6967	新光電機工業	-0.93	0.05	-0.87
7718	スター精密	-1.20	0.19	-1.01
6952	カシオ計算機	-1.24	0.10	-1.14
6804	ホシデン	-1.54	0.27	-1.27
6782	九州松下電器	-1.33	0.05	-1.28
7750	旭光学工業	-1.44	0.12	-1.33
7762	シチズン時計	-1.65	0.23	-1.42
7738	チノン	-2.50	0.73	-1.77
6711	高見澤電機製作所	-1.97	0.02	-1.95
7753	ミノルタ	-2.17	0.13	-2.05
6972	エルナー	-2.94	0.86	-2.09
6799	日本マランツ	-2.45	0.02	-2.43
6792	日本ビクター	-2.65	0.17	-2.48
6758	ソニー	-2.92	0.37	-2.55
6816	アルパイン	-2.79	0.07	-2.72
6803	ティアック	-3.32	0.39	-2.93
7764	オリエント時計	-3.38	0.12	-3.26
6765	ケンウッド	-3.46	0.17	-3.29
6815	ユニデン	-3.99	0.63	-3.36
6761	アイワ	-3.90	0.44	-3.46
6802	赤井電機	-3.89	0.23	-3.66
	84社加重平均	-1.03	0.17	-0.86

(注) 1. 2要因合計の効果が大きい企業から順に並べてある。

2. 理論値は、図表5(1)①(i)の変量効果モデル( $\alpha_3$ を含まない場合)による推計式を基に算出。

なお、本稿においてはわれわれは厳密な分析は行っていないが、円高期と円安期で係数値が異なる現象は興味深いことである。本稿では、要素投入量の調整コストや将来の為替レート期待を明示的に考慮に入れて分析を行わなかったが、これらの要因を考慮に入れることにより、円高と円安の影響の非対称性の原因を説明できるかもしれない。

例えば、企業の海外進出(あるいは撤退)には調整コストがかかり、かつ、海外進出の調整コストの方が撤退のそれよりも格段に大きいとすると、海外進出比率にかかる係数は、円高期の方が円安期よりも絶対値でみて大きくなることを示すことができる<sup>39</sup>。このような円高局面と円安局面における非対称性に関する詳細な理論的・実証的分析は今後の課題としたい。

#### 4. おわりに (今後の課題)

本稿では、為替レート変動がどの程度企業総価値に影響を与えるのか、という問題に対し、理論的な基礎のうえに、電気機械産業を中心とする企業の1995年のデイリー・パネル・データを用いて実証分析を行った。実証分析の結果、円高局面を中心にしてわれわれの仮説の妥当性が高いことが立証された。

もっとも、すでに述べてきたようにわれわれの分析においても、問題点は存在する。例えば、推計された係数は進出先の国・地域によらず同一と仮定して分析を行っているが、途上国と先進国では賃金水準に大きな格差があることに加え、現地法人の販売先にもはっきりした特徴がある可能性<sup>40</sup>も否定できないこと等を考えると、この点には特に注意が必要かもしれない。

また、データそのものについてみた場合にも、本来であれば現地法人の資産・負債をも含み、親会社との取引が相殺されたかたちで表される連結ベースのデータを、企業財務データのみならず、株価や輸出比率、原材料輸入比率等に至るまで統一的に作成したうえで分析を行うべきであろう。

さらに、われわれの実証分析では、データの制約から先物ヘッジの役割を考慮に入れていないことや、対外直接投資(あるいは撤退)を行うにあたっての調整コストの存在とこれに伴う動学的なメカニズムを捨象しているが、これらは推計された係数の大きさに何らかのバイアスをかけている可能性がある。

最後に、推計方法についても、本稿におけるパネル分析においては、コンピュータのメモリー、ソフト面等での制約から、時間的な効果(time effect)の影響を調整することができなかった。これらについては、今後の検討課題としたい。

39 今、国内と海外でそれぞれ資本と労働を投入して生産活動を行う企業を考える。また、国内または海外における資本投入量を変化させるためには、それぞれ、資本の変化率と資本ストックにつき一次同次性を仮定した、宇沢 [1990]、Hayashi [1982] タイプの調整費用関数の制約を受けると仮定する。この時、企業の総価値は、 $\Omega = QK + Q^*K^*$ と表すことができる。ここで、 $K, K^*$ は国内、海外における資本ストック、 $Q, Q^*$ は国内、海外における資本ストックの帰属価格(トービンの平均の $Q$ に相当する)を表す。単純化のため、企業は生産物市場においてプライステイカーであり、かつ円で測った生産物価格は内外市場でともに一定とする。この時、円高は円で測った海外における労働投入コストを低下させるが、これは $Q^*$ を上昇させることによって、 $\Omega$ を上昇させる効果を持つ。今、海外における調整費用関数の資本の変化率  $\frac{dK^*}{dt}$  に関する曲率が、撤退 ( $\frac{dK^*}{dt} < 0$ ) の場合の方が、進出 ( $\frac{dK^*}{dt} > 0$ ) の場合より小さい。すなわち、資本投入量を急速に変化させようとした場合、進出の場合の方が調整費用が著しく急速に増大すると仮定すると、10%の円安が $Q^*$ の低下を通じて $\Omega$ に与える影響よりも、10%の円高が $Q^*$ の上昇を通じて $\Omega$ に与える影響の方が、絶対値でみて大きくなる。詳しい理論展開については、宇沢 [1990] を参照のこと。

40 一般的には、途上国では販売先が日本の場合が多い一方、先進国では現地向けがほとんどであると言われている。

## 補論1 理論モデルによる推計式の導出

### (1) 本稿の理論モデルにおける表記法

本稿の理論モデルで用いる表記法は以下の通りである。

- $j$  : 企業が生産する財 (その集合は $J$ )
- $n$  : 生産または販売する地域 (その集合は $N$ )
- $l$  : 各地域で調達される地域に固有の生産要素 (労働等) (その集合は $L$ )
- $m$  : 国際的に (米ドル・ベースで) 取引されている原材料 (その集合は $M$ )
- $P_{nj}$  : 企業が地域 $n$ でつける $j$ 財の現地通貨で測った価格 (地域0を日本、地域1を米国とする)
- $\Pi_n$  : 円で測った地域 $n$ の通貨価値 (従って  $\Pi_0 = 1$ )
- $S_{nj}$  : 企業が地域 $n$ で販売する $j$ 財の量
- $X_{njl}$  : 地域 $n$ で $j$ 財生産のため投入する国際移動しない生産要素 $l$ の量
- $Y_{njm}$  : 原材料 $m$ の地域 $n$ での $j$ 財生産のための投入量
- $Z_{nji}$  : 地域 $n$ で $j$ 財生産のために投入する自社製品 $i$ の投入量
- $Q_{nj}$  : 地域 $n$ での $j$ 財生産量
- $P_{lm}$  :  $m$ 財の地域 $l$  (米国) の通貨で測った価値 (与件とする)
- $P_{nl}$  :  $l$ 財の地域 $n$ の通貨で測った価値 (与件とする)

### (2) 基本仮定

本稿のモデルにおいては、単純化の観点から次のような仮定を置く。

- ① 地域 $n$ の $j$ 財に対する需要関数は、 $n$ 国通貨建て価格  $P_{nj}$  につき安定しており、その逆関数を、 $P_{nj} = P_{nj}(S_{nj})$  と表現することができる。
- ② 関税・輸送費の存在は捨象する。
- ③ 結合生産は考えず、地域 $n$ での $j$ 財の生産関数を  $Q_{nj} = F_{nj}(X_{nj}, Y_{nj}, Z_{nj})$  と表す。

### (3) 企業の利潤最大化問題

以上のような設定の下では、企業の利潤最大化問題は、

$$V = \underset{\{S, Q, X, Y, Z\}}{\text{Max}} \sum_{n \in N} \left[ \Pi_n \sum_{j \in J} P_{nj}(S_{nj}) S_{nj} - \Pi_n \sum_{l \in L} \sum_{j \in J} P_{nl} X_{njl} - \Pi_l \sum_{m \in M} \sum_{j \in J} P_{lm} Y_{njm} \right] \quad (\text{A-1})$$

と定式化することができる。

ここで、

$$Q_{nj} = F_{nj}(X_{nj}, Y_{nj}, Z_{nj}) \quad n \in N \quad (\text{A-2})$$



$$\sum_{n \in N} (S_{nj} + \sum_i Z_{nji} - Q_{nj}) = 0 \quad j \in J \quad (\text{A-3})$$

である。

今、(A-1) 式中の販売量  $S$  と生産要素投入量  $X, Y$  が、ともに為替レートに依存する関数であり、また、 $n$  国通貨の対円レート  $\Pi_n$  の変動が企業利潤に与える影響は、 $S^*, X^*, Y^*$  を (A-1) 式の解とすると、

(i)  $n > 1$ 、すなわち円・ドルレート以外の変動の場合は、

$$\begin{aligned} \frac{dV}{d\Pi_1} &= \sum_{j \in J} P_{nj}(S_{nj}^*) S_{nj}^* - \sum_{l \in L} \sum_{j \in J} P_{nl} X_{njl} \\ &+ \sum_{n \in N} [\Pi_n \sum_{j \in J} \left\{ \frac{dP_{nj}(S_{nj}^*)}{dS_{nj}} S_{nj}^* + P_{nj}(S_{nj}^*) \right\} \frac{dS_{nj}^*}{d\Pi_n} - \Pi_n \sum_{l \in L} \sum_{j \in J} P_{nl} \frac{dX_{njl}^*}{d\Pi_n} - \Pi_1 \sum_{m \in M} \sum_{j \in J} P_{lm} \frac{dY_{njm}^*}{d\Pi_n}] \end{aligned} \quad (\text{A-4A})$$

また、(ii)  $n = 1$ 、すなわち円・ドルレートの変動の場合は、

$$\begin{aligned} \frac{dV}{d\Pi_1} &= \sum_{j \in J} P_{1j}(S_{1j}^*) S_{1j}^* - \sum_{l \in L} \sum_{j \in J} P_{1l} X_{1jl} - \sum_{n \in N} \sum_{m \in M} \sum_{j \in J} P_{1m} Y_{njm}^* \\ &+ \Pi_1 \left[ \sum_{j \in J} \left\{ \frac{dP_{1j}(S_{1j}^*)}{dS_{1j}} S_{1j}^* + P_{1j}(S_{1j}^*) \right\} \frac{dS_{1j}^*}{d\Pi_1} - \Pi_n \sum_{l \in L} \sum_{j \in J} P_{1l} \frac{dX_{1jl}^*}{d\Pi_1} - \sum_{n \in N} \sum_{m \in M} \sum_{j \in J} P_{1m} \frac{dY_{njm}^*}{d\Pi_1} \right] \end{aligned} \quad (\text{A-4B})$$

と表現することができる。

(A-4A)、(A-4B) 式の 1 行目は、為替レート変動が直接的に企業利潤に影響を与える経路を、一方、2 行目は、為替レート変動が現地での販売量、各生産要素投入量の変化を通じて企業利潤に影響を与える、いわば間接的な経路を示している。

ここで、包絡面の定理<sup>41</sup>を援用すると、(A-4A)、(A-4B) 式の 2 行目はともに連続微分可能という条件の下ではゼロとなる。

41 包絡面の定理 (envelope theorem) を一般的に説明すると以下ようになる。

包絡面の定理とは、 $f$  が連続微分可能で、かつ  $x^*(\alpha)$  を

$$\text{Max}_x f(x, \alpha) \quad \text{s.t. } x \in X = \{x \mid g(x) \leq b\}$$

の解としたとき、 $x^*(\alpha)$  が  $X$  の内部にあり、かつ  $x^*(\alpha)$  が  $\alpha$  に関して連続微分可能ならば、

$$f^*(\alpha) = f(x^*(\alpha), \alpha)$$

と定義された  $f^*$  は

$$f^*(\alpha) = \frac{\partial f}{\partial \alpha}(x^*(\alpha), \alpha)$$

を満たすという性質を指す。

この定理は次のように証明することができる。 $f$  は  $x$  と  $\alpha$  に関して連続微分可能で、 $x^*$  は  $\alpha$  に関して連続微分可能であるから、 $f^*$  は  $\alpha$  に関して連続微分可能となる。合成関数の微分法より、

$$f^*(\alpha) = \frac{\partial f}{\partial \alpha}(x^*(\alpha), \alpha) + \frac{\partial f}{\partial x}(x^*(\alpha), \alpha) \frac{\partial x^*}{\partial \alpha}(\alpha)$$

を得るが、 $x^*(\alpha)$  が部分最適化解の最大解でかつ  $X$  の内部にあることから、

$$\frac{\partial f}{\partial x}(x^*(\alpha), \alpha) = 0$$

であるから、

$$f^*(\alpha) = \frac{\partial f}{\partial \alpha}(x^*(\alpha), \alpha)$$

を得る。詳しくは、Varian [1991] 等を参照のこと。

(4) 命題

以上の考察から、命題「当該地域の為替レートの変動が企業全体の利潤に与える影響は、当該地域での売上額から、当該地域での国際移動しない生産要素投入額（変動した為替レートが、米ドル為替レートである場合には、国際移動する生産要素投入額も含む）を控除した額で規定される（ただし、売上額、生産要素投入額ともに現地通貨建て）」が成立する。すなわち、次式が成り立つ。

(i)  $n > 1$ 、すなわち、円・ドルレート以外の変動の場合は、

$$\frac{dV}{d\Pi_n} = \sum_{j \in J} P_{nj} (S_{nj}^*) S_{nj}^* - \sum_{l \in L} \sum_{j \in J} P_{nl} X_{njl} \quad (\text{A-5A})$$

また、(ii)  $n = 1$ 、すなわち、円・ドルレートの変動の場合は、

$$\frac{dV}{d\Pi_1} = \sum_{j \in J} P_{1j} (S_{1j}^*) S_{1j}^* - \sum_{l \in L} \sum_{j \in J} P_{1l} X_{njl} - \sum_{n \in N} \sum_{m \in M} \sum_{j \in J} P_{1m} Y_{njm}^* \quad (\text{A-5B})$$

(5) 推計式の導出

(A-5B) 式の両辺に  $\frac{d\Pi_n}{V}$  を乗じ、すべての  $n$  につき (A-5B) 式を集計することにより次式を得る。

$$\begin{aligned} \frac{dV}{V} = & \frac{1}{V} \sum_{n \in N} \sum_{j \in J} P_{1j} (S_{1j}^*) S_{1j}^* \frac{d\Pi_n}{\Pi_n} - \frac{1}{V} \sum_{n \in N} \sum_{l \in L} \sum_{j \in J} P_{nl} X_{njl} \frac{d\Pi_n}{\Pi_n} \\ & - \frac{1}{V} \sum_{n \in N} \sum_{m \in M} \sum_{j \in J} P_{1m} Y_{njm}^* \frac{d\Pi_1}{\Pi_1} \end{aligned} \quad (\text{A-6})$$

ただし、定義により、 $\frac{d\Pi_0}{\Pi_0} = 0$  である。

上式のうち右辺第1項は、円で測った売上額の変化を通じた為替レートの影響を、第2項は、円で測った国際移動できない生産要素投入コストの変化を通じた為替レートの影響を、第3項は、円で測った原材料投入コストの変化を通じた為替レート変化の影響を表す。国際移動できない生産要素の海外における投入分は、ほぼ海外で生産のために雇用する労働者の投入コストとして考えられる。しかし、(i) 海外における販売額のうち、海外で生産され供給される分、および (ii) 海外での原材料投入額については、データを得ることは極めて難しい。

今、海外生産において労働投入コスト1円当たりの原材料投入額は、すべての生産地および企業について同一であり（その値を  $a$  とする）、また、各地域において日本からの輸入分以外販売額を当該地域で生産のために要した労働投入コストで除した値  $b$  は、すべての地域および企業について同一とすると、(A-6) 式は以下のよう書き改めることができる。

$$\frac{dV}{V} = \sum_{n \in N} \frac{A_n}{V} \frac{d\Pi_n}{\Pi_n} - (1+a-b)W \sum_{n \in N} \frac{B_n}{V} \frac{d\Pi_n}{\Pi_n} - \frac{C}{V} \frac{d\Pi_1}{\Pi_1} \quad (\text{A-7})$$

ただし、 $A_n$  は本社から地域  $n$  への輸出額、 $B_n$  は地域  $n$  における生産に要した労働投入数、 $W$  は労働者一人当たりコスト、 $C$  は本社の原材料輸入額を表す。

為替レートを含めすべての外生変数について、静学的期待を仮定すれば、企業利潤  $V$  と企業総価値  $\Omega$  の間には比例的な関係  $V = \rho\Omega$  が成り立つ。ただし、 $\rho$  は株式市場における主観的割引率である。この時、(A-7) 式は、次のように表現することができる。

$$\frac{d\Omega}{\Omega} = \frac{1}{\rho} \sum_{n \in N} \frac{A_n}{\Omega} \frac{d\Pi_n}{\Pi_n} - \frac{(1+a-b)W}{\rho} \sum_{n \in N} \frac{B_n}{\Omega} \frac{d\Pi_n}{\Pi_n} - \frac{1}{\rho} \frac{C}{\Omega} \frac{d\Pi_1}{\Pi_1} \quad (\text{A-8})$$

すべての時点および企業に共通の企業総価値の成長要因（例えばインフレや均整成長によるもの）を  $\alpha_0$ 、各時点および企業に固有のショックによる企業総価値の成長要因を  $\varepsilon$  とし、時点と企業を添字  $t$  と  $i$  により明示的に表せば、われわれが第 3 章の実証分析で用いている次の検証式を得る。

$$\begin{aligned} \frac{d\Omega_{it}}{\Omega_{it-1}} = & \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{n \in N} \frac{A_{int}}{\Omega_{it-1}} \frac{d\Pi_{nt}}{\Pi_{nt-1}} + \alpha_2 \sum_{n \in N} \frac{B_{int}}{\Omega_{it-1}} \frac{d\Pi_{nt}}{\Pi_{nt-1}} \\ & + \alpha_3 \frac{C_{it}}{\Omega_{it-1}} \frac{d\Pi_{1t}}{\Pi_{1t-1}} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (\text{A-9})$$

ここで、 $\alpha_1 = \frac{1}{\rho}$ 、 $\alpha_2 = -\frac{(1+\alpha-\beta)W}{\rho}$ 、 $\alpha_3 = -\frac{1}{\rho}$  である。

## 補論2 地域別実効為替レートの算出に使用した通貨とウエイト

日本の電気機械輸出額データは通商産業省『通商白書平成7年版』から、また各国のデイリーの為替レートは共同通信社のDow Jones telerateより入手した。

図表A-1 地域別実効為替レートの算出に使用した通貨とウエイト

	日本の電気機械輸出額 (千円)	ウエイト
<b>アメリカ大陸</b>		
アメリカ (ドル)	26,071,952	0.89
カナダ (ドル)	899,797	0.03
アルゼンチン (ペソ)	177,489	0.01
メキシコ (ペソ)	1,502,210	0.05
ブラジル (クルゼイロ)	544,189	0.02
ベネズエラ (ボリバル)	89,212	0.00
計	28,834,849	1.00
<b>欧州大陸</b>		
オーストリア (ドル)	325,000	0.02
ベルギー (フラン)	941,705	0.06
デンマーク (デンマーククローネ)	139,074	0.01
ドイツ (マルク)	4,980,124	0.31
フランス (フラン)	1,296,604	0.08
フィンランド (マルカ)	559,361	0.04
ギリシャ (ドラクマ)	48,021	0.00
オランダ (ギルダ)	1,514,167	0.09
アイルランド (ポンド)	240,164	0.02
イタリア (リラ)	858,978	0.05
ノルウェー (クローネ)	82,693	0.01
ポルトガル (エスクード)	122,296	0.01
スウェーデン (スウェーデンクローネ)	551,645	0.03
スペイン (ペセタ)	360,380	0.02
イギリス (ポンド)	3,611,087	0.23
スイス (フラン)	341,171	0.02
計	15,972,470	1.00
<b>アジア・オセアニア・アフリカ地域</b>		
香港 (ドル)	8,517,262	0.19
インドネシア (ルピア)	1,158,071	0.03
インド (ルピー)	412,037	0.01
韓国 (ウォン)	6,251,771	0.14
オーストラリア (ドル)	1,061,468	0.02
マレーシア (ドル)	5,372,365	0.12
ニュージーランド (ドル)	154,945	0.00
フィリピン (ペソ)	1,703,763	0.04
南アフリカ (兰特)	267,197	0.01
サウジアラビア (リヤル)	463,694	0.01
シンガポール (ドル)	8,910,384	0.20
タイ (バーツ)	3,229,972	0.07
トルコ (リラ)	136,750	0.00
台湾 (ドル)	6,722,145	0.15
計	37,639,679	1.00

## 参考文献

- 浅子和美・國則守夫、「設備投資理論とわが国の実証研究」、宇沢弘文編、『日本経済—蓄積と成長の軌跡』、日本開発銀行設備投資研究所、1990年
- 宇沢弘文、『経済解析・基礎編』、岩波書店、1990年
- 北村行伸・藤木 裕、「国際比較研究へのパネルデータ分析の応用 Feldstein-Horioka パラドックスの再検討」、『金融研究』第14巻第1号、日本銀行、金融研究所、1995年3月
- 小宮隆太郎・須田美矢子、『現代国際金融論 歴史・政策編』、日本経済新聞社、1983年
- 張 慶昌、「日本における連結財務諸表の位置づけ—制度化のあゆみと情報開示の改善—」、研究年報『経済学』Vol.57、No.3、東北大学、1995年12月
- 日興リサーチセンター、「米国企業のグローバル化と株式市場への影響」、『日興リサーチセンター投資月報』、1995年4月
- 日本証券研究所、『株式投資収益率'93』、紺谷典子監修、1996年
- 畠中道雄、『計量経済学の方法』、創文社現代経済学選書4、1990年
- 深尾京司、「日本企業の海外生産活動と国内労働」、日本労働研究雑誌、No. 424/July、1995年7月 (b)
- 本間正明・林 文夫・跡田直澄・秦 邦明、『設備投資と企業税制』研究シリーズ、41号、経済企画庁経済研究所、1984年
- Bailey, W., and Y. P. Chung, "Exchange Rate Fluctuations, Political Risk, and Stock Returns: Some Evidence from an Emerging Market," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 30, No. 4, December 1995, pp. 541-562.
- Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley and Sons, Chichester, 1995.
- Bartov, E., and G. M. Bodnar, "Firm Valuation, Earnings Expectations, and the Exchange-Rate Exposure Effect," *Journal of Finance*, Vol. XLIV, No. 5, December 1994, pp. 1755-1785.
- Bodnar, G. M., and W. M., Gentry, "Exchange Rate Exposure and Industry Characteristics: Evidence from Canada, Japan, and the USA," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 12, No. 1, February 1993.
- Brainard, W., J. Shoven and L. Weiss, "The Financial Valuation of the Return to Capital," *Brookings Papers on Economic Activity* 2: 1980, pp. 453-511.
- Breusch, T., and A., Pagan., "The LM Test and its Application to Model Specification in Econometrics," *Review of Economic Studies*, Vol. 47, 1980, pp. 238-254.
- Frankel, J. A., "Monetary and Portfolio-Balance Models of Exchange Rate Determination," *The International Transmission of Economics Disturbance under Flexible Exchange Rate*, eds. J. Bhandari and B. Putnam, 1980, pp. 1161-1176.
- Gibson, M. S., "Can Bank Health Affect Investment? Evidence from Japan," *Journal of Business*, Vol. 68, No.3, 1995.
- Greene, W. H., *Econometric Analysis*, Macmillan, 1993.
- Hausman, Jerry. A., "Specification Tests in Econometrics," *Econometrica*, Vol. 46, 1978, pp. 1251-1271.

- Hayashi, F., "Tobin's Marginal q and Average q: A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, January 1982.
- Hoshi, T., and Kashyap, A., "Evidence on q and investment for Japanese firms," *Journal of the Japanese and International Economies* 4, December 1990, pp. 371-400.
- Hsiao, Cheng., *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, 1986.
- Jorion, P., "The Exchange-Rate Exposure of U.S. Multinationals," *Journal of Business*, Vol. 63 No.3, July 1990, pp. 331-346.
- Tobin, J. and W. Brainard., "Assets Markets and the Cost of Capital," *Economic Progress, Private Values and Public Policy*, *Cowles Foundation Paper No.440*, Amsterdam: North Holland Co., 1977.
- Varian, H., *Microeconomic Analysis*, 3rd edition, Norton & Company, 1991.