
期待利潤率、不確実性と設備投資

日米比較

松林 洋一

和歌山大学

本稿では、相互に経済的依存度のきわめて高い、日本と米国における設備投資行動について、主にその変動率の違いに焦点を当て、計量的に考察していく。まず両国の平均 q 、限界 q を計測し、その時系列的推移を詳細に観察する。続いて、 q 理論に基づく実証上の問題点を、誤差修正モデルの利用によって克服できることを明らかにする。その際同モデルによる分析から、日米両国の設備投資行動の違いに対して、従来あまり指摘されることのなかったいくつかの興味深い検証結果が得られる。さらに先に計測したトービンの q に基づいて、不確実性の指標を作成し、両国とも不確実性は設備投資に対してマイナスに作用することが明らかとなる。併せて不確実性の変動要因を計量的に検証し、日本の場合、供給ショック、金融市場の不安定性が強く影響していることが確認される。

1. はじめに

昨今の経常収支を巡る論議の高まりは、経常収支の変動を、国内マクロ変数間の不均衡現象とみなしている点にその特徴がある。一国の経常収支は、事後的には国内における総貯蓄と総投資の差として定義されるので、経常収支の推移は、国内の貯蓄、投資の動向を観察することによって予測することができる。その際重要なポイントは、貯蓄と投資のどちらの変動が、経常収支により大きな影響を与えるのかという点にある。一国の貯蓄動向は、当該国の長期的人口構成の変化（例えば高齢化）によって強く影響を受けると考えられるため、長期的視点から経常収支の動向を考察する際には、貯蓄が重要な変動要因となるであろう。他方短期的な動向を考察する際には、貯蓄と比べ相対的に変動の激しい投資、とりわけ民間部門における

設備投資が重要な要因となる可能性が高い。従って、各国の設備投資行動の特徴を的確に把握し、その変動要因を明らかにしておくことが、経常収支の推移を理解する上で、有益な処方箋となる。本稿ではこのような問題意識のもとに、相互に経済的依存度のきわめて高い、日本と米国における設備投資行動の特徴を、以下の分析方法に基づきながら、計量的に考察していくことにする。まず第1点は、斯界において理論上一応の市民権を得ている「トービンの q 」の計測を行うことによって、日米両国の期待利潤率の動きを詳細に観察する。第2点は、従来の研究においても指摘されているトービンの q 理論に基づく実証上の問題点を、推定方法の改善によって克服する。この改善によって日米両国の投資行動にかなりの違いが見られることが明らかとなる。第3点は、投資環境を取り巻く一種の霧とも言うべき「不確実性」を、計測された q に基づいて定量的にとらえ、日米両国の投資行動に与える影響について検討する。第4点は、日米両国の不確実性の変動が、どのような経済的要因に基づくのかという点について若干の検証を試みる。本稿では以上の方法によって分析を進めていくが、まず次節において日米両国の投資率の時系列的推移を概観しておくことにしよう。

2. 展望

図1では、1970年第1四半期から1990年第4四半期までの、両国の投資率（実質民間設備投資／実質GDP）の推移が示されている。

一見してわかる通り、日本の投資率は、一貫して米国の投資率よりも高い。表1では両国の投資率変動の特徴をいくつかの統計値で示している。いずれの期間においても、日本の投資率の平均値は、米国の平均値の約1.5倍となっている。他方投

図1 投資率の推移 1970:1～1990:4

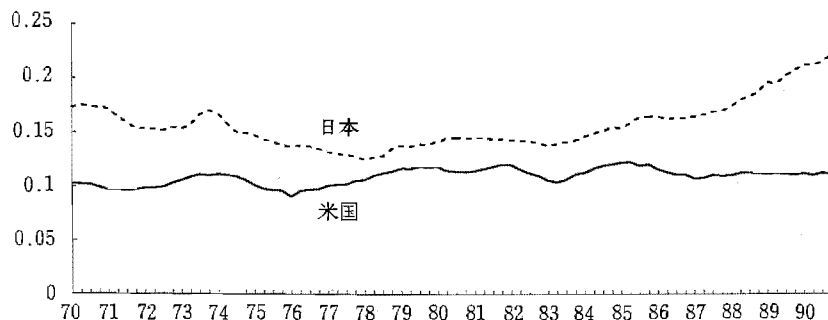


表1 日米両国の投資変動

期 間	国	平均	標準偏差	変動係数
全期間 1970:1~ 1990:4	日 本	0.156	0.022	0.141
	米 国	0.110	0.008	0.073
70年代 1970:1~ 1979:4	日 本	0.149	0.015	0.101
	米 国	0.104	0.007	0.067
80年代 1980:1~ 1989:4	日 本	0.161	0.019	0.119
	米 国	0.115	0.005	0.043

資率の変動を、変動係数の大きさに比較した場合、日本の変動率は、米国よりもかなり高いことがわかる。特に80年代において、日本の変動率が高まる半面、米国では若干低下していることがわかる。これはグラフからも明らかなように、80年代後半における、いわゆる「バブル経済」下において、日本が空前の投資ブームを経験し、急速に投資率が上昇したことを反映している。他方米国では緩やかな投資停滞傾向をたどっていたことが反映されている。いずれにせよ、日本の投資率はその水準と変動において、米国よりもかなり高いことが観察される¹⁾。

日本の高い投資率については、従来からそのミクロ的要因、マクロ的要因に基づき、議論が積み重ねられてきた。他方、投資率の高い変動率については、未だ十分な議論がなされているとは言い難い²⁾。そこで本稿では後者の事実認識、すなわち日米における設備投資の変動率の違いに焦点を当て、その要因はどこにあるのかという点を、前節で整理した分析方法に基づいて追跡していくことにする。なお今回の我々の分析では全産業の投資関数の検証を行っている。次節では、分析にあたって若干の準備作業を行っておくことにしよう。

3. qの計測

本節では、次節での実証分析を行う際の足掛かりとして、「トービンのq」の計測を行う。従来からの研究においても指摘されている通り、いわゆる「平均q」(average q)を用いたq投資理論の実証結果は、「限界q」(marginal q)を用いた実証結果よりも悪い。平均qは、株式市場での企業の評価額を資本ストックの時価評価額で割った値であるが、一般的には株価は投機的取引から不安定な動きを示すことが多く、将来収益の割引現在価値として計測される限界qの計測値と一

致するとは限らない。従って昨今の q 理論の実証分析の多くは、限界 q を説明変数として用いている。そこで本稿では平均 q 、限界 q をそれぞれ計測し、両計測値の時系列的特性をやや詳細に観察しておく。

本稿における平均 q は、Blundell et al. (1992)、Ogawa et al. (1994)において定式化されている Tax-adjusted q であり、

$$Aq \equiv \frac{STV + LIB - LAND - INV - A}{(1-z)(1-\delta)P_1K} \quad (1)$$

の形で計測した。ここで STV は株式総額 (自己資本)、LIB は負債 (他人資本)、LAND は土地資産の時価表示額、INV は棚卸資産、A は減価償却による法人税の節約分の割引現在価値、 z は投資 1 単位当たりの減価償却の割引現在価値、 δ は物理的減耗率、 P_1 は投資財価格指数、 K は資本ストック額、を示している。³⁾

次に限界 q の計測を行うことにする。限界 q を企業の期待収益率の代理変数としてとらえた実証研究の嚆矢は、Abel (1980) である。同研究では期待収益の時系列について、AR プロセスを想定し、さらにその期待形成について合理的期待を仮定することによって期待限界収益 (すなわち限界 q) を、今期と来期の限界収益、割引率で代理させることによって、投資率を説明している。いわゆる「Abel 型投資関数」と呼ばれるものであるが、わが国では竹中・小川 (1987)、竹中 (1993) において、同関数を用いた日米投資行動の比較がなされている。ただし Abel 型投資関数では、陽表的に限界 q そのものを計測しているわけではない。また合理的期待形成を含む推定方法に固有の難点 (1 期先の説明変数 (リード変数) と攪乱項の相関) を回避するため、操作変数法を用いているが、操作変数の選択における恣意性という問題点も免れない。そこで Abel and Blanchard (1986) では、限界 q を直接計測するという試みを通じて、限界 q に基づく投資関数の実証を行っている。本稿でも同手法を用いて限界 q の計測を行うことにした。具体的には、

$$Mq \equiv (P_t/P_{kt})E[\bar{q} + B(L)(R_t - \bar{R}) + C(L)(\pi_t - \bar{\pi})] \quad (2)$$

$$\bar{q} = \bar{\pi}\bar{R}(1 - \bar{R})^{-1}$$

という定式化に基づいている。⁴⁾ P_t は生産物価格指数、 P_{kt} は投資財価格指数、 R_t は割引率、 π_t は利潤率を示している。また $B(L)$ 、 $C(L)$ はラグオペレーターを意味しているが、このラグ構造を VAR モデルを用いて特定化している点に、Abel and Blanchard (1986) の特徴がある。今 X を R と π の列ベクトルとすれば、(3)式の VAR モデルを考えることができる。

$$Y_t = AY_{t-1} + u_t \quad (3)$$

$$Y_t = X_t - \bar{X} \quad (4)$$

$$E(u_t) = 0 \quad E(u_t u_s) = 0, \quad t \neq s$$

また、上記の VAR モデルを想定した場合、(2)式における $B(L)$ 、 $C(L)$ の構造を明らかにしておくと、

$$B(L) = \bar{R}m(I - AR)^{-1}A \quad (5)$$

$$C(L) = \bar{\pi}(1 - \bar{R})^{-1}n(I - AR)^{-1}A \quad (6)$$

$$m = (1, 0) \quad n = (0, 1)$$

となる。

VAR モデルによる係数の推定値 (A)、利潤率、割引率の標本平均値 ($\bar{R}, \bar{\pi}$)、が与えられると、ラグ構造を特定化することができ、(2)式より、限界 q の値を計測することが可能となる⁵⁾。

以上の計測手順から、日米における平均 q 、限界 q を計測し、計測値の推移が図 2-1、2-2 にプロットされている。

まず平均 q の推移を見てみよう。日本の平均 q の値は第一次石油ショックまで、

図 2-1 q の推移 (日本) 1971:1~1990:4

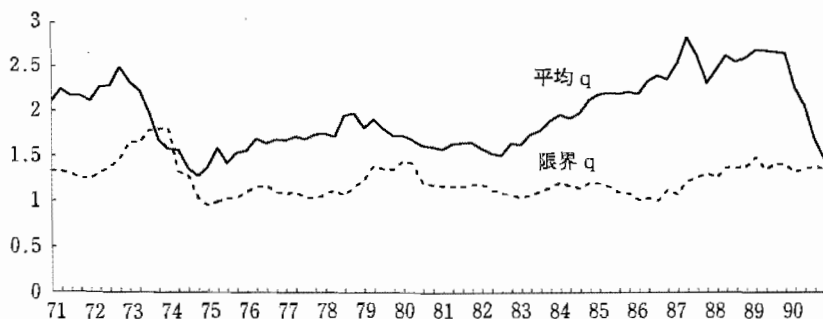
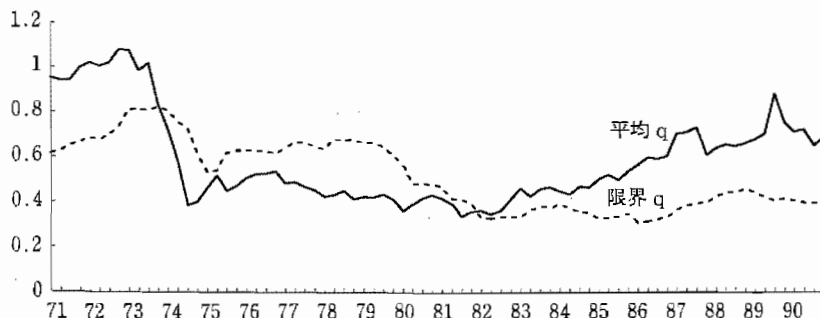


図 2-2 q の推移 (米国) 1971:1~1990:4



2を越える水準をとり続けていたが、石油ショック以降、大幅に低下する。安定成長期には1.5前後で推移し、84年頃から再び上昇し始め、80年代後半以降（特に89年）には70年代前半の水準にまで達する。いわゆる「バブル期」に対応して平均 q の値も高い水準で推移していることを示している。しかし89年第4四半期以降は、急速に低下傾向にある。

他方、米国の平均 q の値は、日本と比較して、次の3つの特徴点が見られる。第1は、全期間において日本の平均 q の計測値を下回っている。第2は、日本と同様、第一次石油ショックを境として、平均 q の値は低下し、70年代後半には0.3~0.4のかなり低い水準で推移しており、この時期までの動きは比較的日本の平均 q の動きと似ている。第3は、日本では平均 q の値はバブル期に大幅に上昇し、バブル崩壊後は、急速に低下していったが、米国では日本のバブル期ほどの急速な上昇傾向はないものの、90年まで緩やかな上昇を続けている。

次に限界 q の推移を見てみよう。日本では71年から73年にかけて限界 q の値は上昇し、1.8近くまでに達している。しかし石油ショックの影響を引きずる形で急速に低下し、以後若干の伸びは見せるものの、ほぼ1.1~1.2前後で推移している。しかし87年以降のバブル期には徐々に上昇傾向を見せ89年末には約1.5という高い値となっている。米国では、日本の限界 q と比較し、特徴的な点が2点観察される。第1点は多少の短期的増減は見られるものの、74年以降、傾向的に限界 q の値が低下している点である。第2点は日本と同様、80年代末のバブル期には緩やかな上昇が見られるがその伸びも中長期的に持続する兆しはない。この限界 q の傾向的低下が米国の投資低迷、引いては米国経済の長期的停滞化の遠因となっていることは言うまでもない。

ここで、日米の平均 q と限界 q の特徴を今少し詳細に観察しておこう。表2には、両国の平均 q 、限界 q の記述統計値が整理されている。日本、米国ともに平均すると平均 q の方が、限界 q よりも値が大きく、その変動率も高い。日米を比べた場合、平均 q 、限界 q ともに日本の方が2倍以上高いことがわかる。ただし変動率をみて

表2 平均 q 、限界 q の変動

国	q	平均	標準偏差	変動係数	標準偏差比
日 本	平均 q	1.992	0.396	0.198	1.337
	限界 q	1.243	0.184	0.148	
米 国	平均 q	0.597	0.206	0.345	1.153
	限界 q	0.517	0.155	0.299	

みると、米国の限界 q の変動が日本より高い。これは米国の場合、長期的に低下傾向をたどっている半面、日本では70年代後半から80年代半ばにかけて短期的変動はあるものの、ほぼ1.1~1.2という値で推移していたことを反映していると思われる。ただし、平均 q と限界 q の標準偏差の比率を見た場合、日本の方が米国と比べ高くなっている。両国とも80年代までは平均 q の動きと限界 q の動きが比較的似ていることがグラフからわかるが、80年代後半のバブル期には、日本は米国と比べ平均 q と限界 q の隔たりがかなり大きかったことが、標準偏差比の違いとして現れている。

ここでOgawa et al. (1994)の研究と同様、平均 q と限界 q の差をプロットしてみよう。図3-1、3-2より、以下2点の特徴が観察される。第1に第一次石油ショック時には、両国とも平均 q が限界 q を下回っているが、これは株価に表明される企業価値が、利潤率、割引率から構成される企業価値（将来収益）よりも、低く評価されていたことを示している。米国の場合には、70年代後半この傾向が続いている。第2に80年代後半以降、両国とも平均 q が限界 q を大幅に上回っていることがわかる。これは先に説明した通り、利潤率、割引率で評価される企業価値が、

図3-1 平均 q と限界 q の乖離（日本）1971:1~1990:4

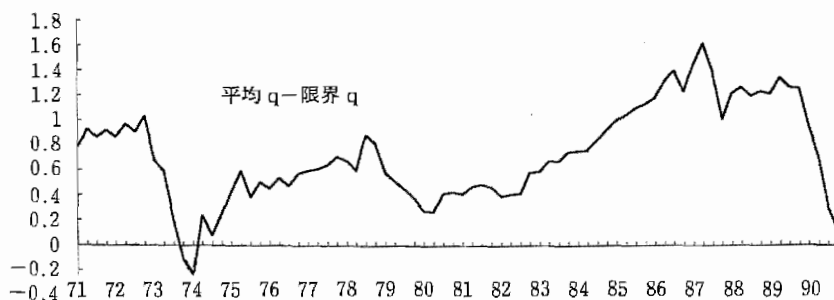


図3-2 平均 q と限界 q の乖離（米国）1971:1~1990:4

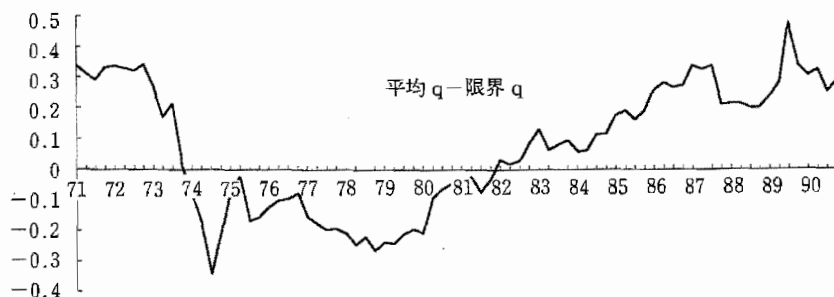


表3 平均qと限界qの関係

国	期間	定数項	限界q
日 本	前期	1.041 (5.00)	0.597 (3.59)
米 国	1971:1~1983:4	-0.019 (-0.16)	1.307 (5.19)
日 本	後期	1.755 (2.98)	0.456 (0.93)
米 国	1984:1~1990:4	0.121 (0.75)	1.307 (3.09)

注) () 内はt値

株価に正確に反映されておらず、投機的要因に基づいていた可能性が高いことが示唆される。特に日本の場合、同時期における平均qと限界qの差はかなり大きく、なおかつその変動もかなり大きいことが見て取れる。

そこで、日米両国の平均qが現実の企業の将来収益をどの程度反映させているのか、言い換えれば平均qが限界qによってどの程度説明されるのかを検証しておく。計測期間は日本において株価上昇が顕著に観察されはじめた84年を境として、二つの期間に分けている。表3には両国における平均qを限界qで回帰させた場合の推定結果が整理されている。米国では、いずれの期においても、限界qの係数は有意となっている。日本では、後期において限界qは平均qを説明していない。この結果は、84年以降のいわゆるバブル期において、日本の平均qは、実体経済の動向（限界q）とは遊離しているが、米国の場合には、株価上昇（すなわち平均qの上昇）が、実物経済の活況（限界qの上昇）を反映していることを物語っている。この点は、日本と比べ相対的に米国の株式市場はファンダメンタルズを反映しているという主張ともある程度整合的である⁶⁾。

以上我々は、平均q、限界qの計測を行い、計測値の特徴を概観した。そこでより詳細に平均q、限界q、および投資率の時系列的特徴を検討し、次節での実証分析の予備的考察を行っておくことにしよう。まず、各変数が時間を通じてどのような動きを見せているのかという点を、定常性（単位根）の検定によって確認しておく。単位根の検定は、Augmented Dickey-Fuller test、Phillips-Perron testによって行った。各検定統計量の値は表4-1、4-2の通りである。

表4-1、4-2の検定結果より、日本における限界q、米国における投資率がケースによって単位根の存在を棄却するものの、概ね非定常であることが確認された。そこで次の検証として、投資率と平均q、投資と限界qが長期的に見て安定的な関係にあるかどうかというCointegration testを行う。先の検定と同様、Augmented Dickey-Fuller test、Phillips-Perron testを用いた。表5-1、

表 4 - 1 単位根の検定 (日本)
1971:1~1990:4

	投資率	平均 q	限界 q
ADF (1)	-0.257	-1.905	-2.391
ADF (2)	-0.266	-1.858	-3.330**
Za (l= 1)	-0.708	-5.604	-10.416
Za (l= 4)	-0.547	-8.119	-14.554
Zt (l= 1)	-0.390	-1.423	-2.268
Zt (l= 4)	-0.547	-1.793	-2.685**

表 4 - 2 単位根の検定 (米国)
1971:1~1990:4

	投資率	平均 q	限界 q
ADF (1)	-2.412	-1.622	-2.415
ADF (2)	-3.462**	-1.802	-2.221
Za (l= 1)	-7.630	-4.073	-1.922
Za (l= 4)	-11.982	-4.649	-2.573
Zt (l= 1)	-1.955	-1.537	-0.947
Zt (l= 4)	-2.449	-1.625	-1.105

注) *は5%有意水準で有意、**は10%有意水準で有意を示す。
ADF (1)は説明変数のラグ次数が1であることを示す。
Za、ZtはPhillips-Perron Testによる統計量であり、臨界値はPhillips and Ouliaris (1990)に基づく。l=1, 4は誤差項の自己相関のラグ次数を示す。
いずれの検定も、定数項、トレンドを含んだ行で行った。

表 5 - 1 Cointegration test (日本)
1971:1~1990:4

検定統計量	投資率と平均 q	投資率と限界 q
ADF (1)	-2.334	-3.729*
Za (l= 1)	0.528	-6.591
Zt (l= 1)	0.158	-1.832**

表 5 - 2 Cointegration test (米国)
1971:1~1990:4

検定統計量	投資率と平均 q	投資率と限界 q
ADF (1)	-1.416	-3.588**
Za (l= 1)	-8.478	-9.766
Zt (l= 1)	-1.073	-2.409**

注) *は5%の、**は10%の有意水準で有意であることを示す。

5-2は、検定結果を整理したものである。

表5-1、5-2より、投資率と限界 q は、一部の統計量において例外はあるものの、長期的には安定的な関係にあることがわかる。つまり、投資率、限界 q は相互に非定常な動きを見せているため、一見したところ短期的には安定的な関係がないように見えるが、20年、30年という時間的視野でとらえると、両変数の間には誤差項が定常であるという意味で、安定的な関係にある。他方投資率と平均 q は日米ともにいずれの統計量に照らし合わせてみても、帰無仮説を棄却することはできず、安定的な関係にあるとは言い難い。昨今の多くの研究において、平均 q を用いた投資関数の実証面におけるパフォーマンスの悪さが指摘されているが、これは上記の時系列的な特性からも明瞭である。そこでこのような検証結果をもとに、先の時系列的特性を反映させた推定方法を考慮すれば、従来より指摘されている q 理論に基づく実証分析の限界も克服できる可能性が高い。次節ではこの点について考察していくことにしよう。

4. 実証分析

4.1 誤差修正モデルによる検証(1)

前節の予備的考察からも判明したように、日米両国の投資率と限界 q は Cointegration test に照らし合わせた場合、長期的に安定的な関係にあることがわかった。これは、企業の最適化行動の帰結として導出される均衡関係（投資率と限界 q という関係）が、長期的な均衡関係としては成立する可能性があることを示唆している。Granger (1986)、Engle and Granger (1987) によれば、関連する経済変数が共和分の関係にある場合、現実には観察される経済変数の変動は、長期均衡値と現実値との乖離である過去のエラーの修正と解釈され、同時に他の経済諸変数の短期的な変動をも反映していると解釈される。本稿ではこのような解釈に基づくモデル、すなわち誤差修正モデル (Error Correction Model 略して ECM) を用いて検証を行うことにする。同モデルを日本の投資関数の実証に応用した研究としては宮川 (1992) があるが、その数はまだ少ない⁷⁾。ECMを用いる利点を整理すれば、以下の3点に要約できる。第1に、現実には観察される投資率は、長期均衡状態として示される限界 q への動学的調整過程としてとらえ、同解釈を反映した実証方法となっているという点である。 q のみを説明変数とする投資関数の実証パフォーマンスが概して良くないという報告からも明らかなように、現実の設備投資の変動は、

必ずしも均衡状態を反映させたものではなく、ECMのように長期均衡値と現実値との乖離である過去のエラーの修正と解釈した方が自然である。第2に、経済理論と整合的な形で、動学的調整過程が定式化されているという点である。従来の q 理論に基づく実証研究では、過去の q が有意に効くという先験的事実から、分布ラグ等を用いた分析が多くなされていたが、その定式化は必ずしも十分な理論的根拠に基づくものとは言い難かった。またECMでは経済諸変数間の時系列的特性をCointegration testによって吟味しているため、誤差修正項（動学的調整過程を反映する項）が長期的に調整され尽くすことが、明示的に検証されている。第3に、 q 以外の説明変数をつけ加えることができるという点である。 q は将来の期待収益に関するすべての情報を織り込んだ十分統計量であるため、従来の実証方法のもとでは、 q 以外の説明変数を加えることには理論上問題がある⁸⁾。しかしECMでは q は直接的な説明変数ではなく、誤差修正項として作用しているため、他の経済変数も加えることが可能となる。つまり設備投資決定にあたっての長期的要因（ q に表明される期待利潤率）に加え、短期的諸要因を捕捉することができるのである。本稿ではこのような根拠に基づき、誤差修正モデルを用いて日米の投資関数の推定を行い、両国の投資行動の違いを検証することにする。経済変数間のCointegration testについては先に検証を行っているので、本節ではまず長期均衡状態のもとでの構造パラメータの推定を行い、誤差修正項の生成を行う。日米の投資率を、同変数とcointegrateな関係にある限界 q で回帰させた結果が、表6に整理されている。

表6から明らかなように、限界 q の効き方は、日米であまり違いがないことがわかる。ただし、従来の諸研究においても指摘されている通り、誤差項の系列相関がきわめて高いことが我々の推定結果からも確認される。

次に、以上の推定によるパラメータ値を用いて誤差修正項を生成する。誤差修正項は、長期均衡値と現実値の差分であり、本稿の場合、

表6 投資率の推定
1972:1~1990:4

国	定数項	限界 q	R^2	D.W
日 本	0.073 (4.97)	0.110 (9.41)	0.54	0.22
米 国	0.020 (6.82)	0.050 (9.15)	0.52	0.11

表 7-1 投資率の推定 (日本)
1972:1~1990:4

	定数項	EC(-1)	EC(-2)	DEG	DIK(-1)	R ²	D.W
J-1	0.53E-02 (2.39)	-0.800 (-2.69)				0.08	1.04
J-2	0.55E-02 (2.42)	-0.477 (-0.70)	-0.034 (-0.53)			0.07	1.02
J-3	0.35E-02 (2.00)	0.172 (2.81)	-0.226 (-4.01)	0.298 (7.07)		0.44	1.22
J-4	-0.28E-02 (-0.18)	0.234 (4.61)	-0.231 (-5.04)	0.294 (8.55)	0.456 (6.14)	0.63	2.24

表 7-2 投資率の推定 (米国)
1972:1~1990:4

	定数項	EC(-1)	EC(-2)	DEG	DIK(-1)	R ²	D.W
U-1	-0.20E-03 (-0.21)	-0.41E-02 (-0.91)				0.01	0.99
U-2	0.13E-02 (2.81)	0.979 (14.57)	-1.055 (-15.49)			0.76	1.32
U-3	0.12E-02 (2.63)	0.991 (15.29)	-1.060 (-16.17)	0.032 (2.62)		0.78	1.36
U-4	0.13E-02 (2.75)	0.930 (12.53)	-1.000 (-13.43)	0.034 (2.76)	0.103 (1.63)	0.78	2.60

$$EC \equiv I/K - \alpha m q \quad (7)$$

で定義される。(7)式の α は、先に推定したパラメータ値であり、Engle-Grangerの「Two-Step Method」に基づき、日本では0.11、米国では0.05が用いられる。

以上の準備を踏まえた上で、ECMモデルによる推定を試みた結果が、表7-1、7-2に整理されている。従属変数は、投資率(I/K)の階差、説明変数はECが誤差修正項、EC(-1)は誤差修正項の1期ラグ、DEGは内部留保率、DIK(-1)は従属変数の一期ラグをそれぞれ示している。日米両国とも今期の誤差修正項の係数はプラスとなっているが、誤差修正項の2期ラグの係数はマイナスとなり、時間のずれを伴い誤差が修正されつつ、長期均衡に近づいていることがわかる⁹⁾。ただしその強さは米国の方が大きく、この特徴がモデル全体の適合度の高さとして現れていると言える。これは長期均衡状態への調整力、言い換えれば企業意思決定における「最適化」という行動基準が、米国においてより強く作用していることを示唆している。この点についての詳細な検討は後ほど行う。なお内部留保率の効き方は米国と比べ日本の方が強い。米国と比べ日本の方が企業の内部留保率は低いと言

われてきたが、近年の資金調達における内部留保の割合は、日本の場合上昇傾向、米国の場合低下傾向にある。このような資金調達構造の傾向的な変化が、係数の効き方の違いとなっている可能性がある。さらに内部留保率は、各期の景気動向を敏感に反映する変数であるため、日本における投資率は、米国と比べ相対的に短期的経済変動に影響される度合いが高いことを示唆している。次節ではより詳細な分析を行うことによって、短期的経済変動と投資率の関係について明らかにしていくことにしよう。

4.2 誤差修正モデルによる検証(2)

先の分析から、日米の投資行動は時間的視野の違いによって、その調整メカニズムがかなり異なるのではないかという点が示唆された。そこで本節では、先の定式化を踏まえた上で、短期的な変動を示す経済要因を説明変数として加えることによって分析を行う。対象となる変数としては実質為替レート、エネルギー価格、投機的株価を取り上げる。表7はこれらの変数を加えた場合の推定結果である。

為替レートの変動の影響を明示的に分析するため、分析期間は1974年以降とした¹⁰⁾。DREXは実質為替レートの階差を、DEPはエネルギー価格の階差を示している。DZは第3節で計測した平均 q と限界 q の差の変化分である。読み取れる特徴は2点ある。第1は、誤差修正項の効き方は前節での結果と大差ない。また内部留保率、前期の投資率の効き方が、日本の方が高いという点も変わらない。第2は、企業を取り巻く投資環境においてきわめて短期的に変動する要因は、日米ともに設備投資に対して有意に効いている点である。特に実質為替レート、エネルギー価格は米国と比べ、日本の方が強く効いている点が興味深い。また、平均 q と限界 q の差を投機的株価と解釈した場合、投機的株価は、日米ともに設備投資に対してマイナスに作用することがわかる。

資本市場、とりわけ株式市場が発達、整備されている今日の資本主義経済では、企業価値、すなわち期待収益は基本的には株価に反映されている。つまり設備投資

表7 投資率の推定
1974:1~1990:2

	定数項	EC(-1)	EC(-2)	DEG	DIK(-1)	DREX	DEP(-1)	DZ	R ² /D.W
J-5	0.25E-02 (1.39)	0.355 (6.96)	-0.386 (-8.10)	0.335 (9.85)	0.339 (4.82)	0.85E-04 (3.16)	-0.20E-03 (-2.57)	-0.77E-02 (-2.95)	0.78 2.13
U-5	0.13E-02 (3.04)	0.932 (13.87)	-0.997 (-14.82)	0.017 (1.58)	0.039 (0.68)	0.89E-05 (1.63)	-0.55E-04 (-2.26)	-0.88E-02 (-3.78)	0.84 1.39

が期待収益に基づいて実行されるということは、期待収益を反映している合理的株価（あるいは平均 q と限界 q との等しい部分）の増加関数になっていることを意味している。他方株価は大衆投資家の気紛れな投機的売買に左右される側面も有しているので、投機的株価は実物経済、すなわち設備投資に対して必ずしもプラスに作用するとは限らない¹¹⁾。Ogawa et al. (1994) は日本の産業別投資関数について上記の点を検証し、ほとんどのケースについて平均 q と限界 q の乖離が設備投資に対してマイナスに効いているという興味深い報告を行っている。またECMを用いた宮川(1992)の分析では、素材型、加工組立型産業において株価は設備投資に対してプラスに作用するものの、その効果は短期的であると報告している。我々の分析では、Ogawa et al. (1994)と同様の結果が、日本のみならず米国においても観察されることが確認できたことになる。先にも説明した通り、米国の株価は相対的にファンダメンタルズを反映していると言われるが、投機的株価は少なからず発生しており、その実物経済への影響はマイナス面が強いということが推察される。

以上の点から明らかなように、日本の設備投資行動は、米国と比べ短期的に変動する経済要因（内部留保、為替レート、エネルギー価格など）に対して敏感に反応し、短期的調整能力が高いことがわかる。そして、このような調整メカニズムが、投資の高い変動率となって現れていると解釈できる。他方米国では、経済環境の変化に即応する力は日本ほど強くはなく、企業利潤の最大化という行動規範にあくまでも従うという姿が見て取れる。つまり、短期的な投資率の変動は相対的に小幅なものとなる可能性が高い。このような検証結果は、第2節において確認した日米の投資率変動の違いという事実認識とも整合的である¹²⁾。米国のように、あくまでも企業利潤の最大化という行動規範に従うとした場合、企業の期待収益の大幅な減少は、即座に設備投資の抑制に結びつき、他企業の買収、合併といった短期的に収益性の高い代替的戦略をとる可能性が高い。他方日本のように、一時的な利潤の変動に左右されるのではなく、経済環境の変動に柔軟に適応している場合には、設備投資の微調整によって企業収益を維持していこうとするはずである。このような推論も、我々の検証結果から読み取ることが可能である。

4.3 不確実性の変動と設備投資

資本ストックの増加、すなわち設備投資は、もしそれが誤った予想、期待のもとに実行された場合、売却、廃棄という方法以外に、二度と再び同じ初期状態に戻すことはできない。このような意味で設備投資行動は常に不可逆的 (irreversible)

図4-1 不確実性の推移（日本）

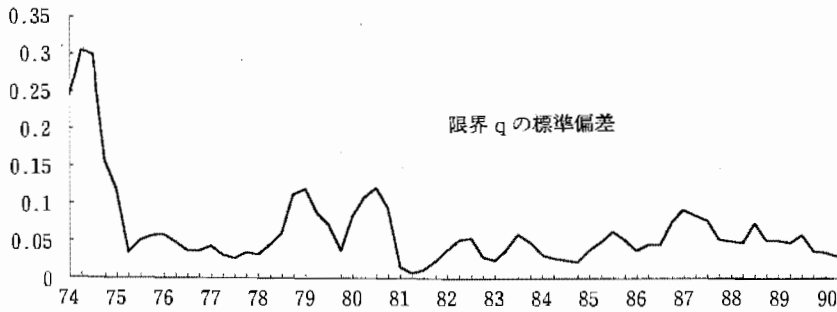
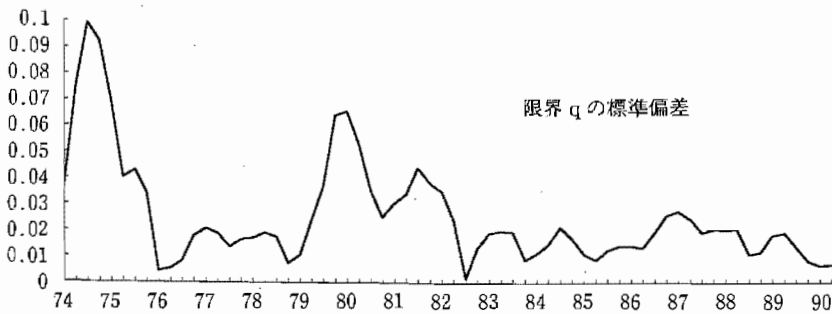


図4-2 不確実性の推移（米国）



であり、将来に対する不確実性が増せば、当然この不可逆性というストック分析に固有の現象も重要性をもつことになり、投資行動も慎重にならざるを得ない。そこで以下では、不確実性が設備投資にどのような影響を与えるのか、またこの不確実性が、短期的変動要因によってどのように影響を受けるのか、という点について分析を行う。本稿では日米の限界 q の変動、つまり限界 q の標準偏差を企業の不確実性の指標とすることにする。図4-1、4-2には日米の限界 q の標準偏差が、5期間移動平均としてプロットされている¹³⁾。両国ともに第一次、第二次石油ショック時に不確実性が高くなっていることが観察される。また日本では77年から78年、および85年から87年の円高時にも上昇していることがわかる。以上の準備作業を踏まえた上で、不確実性そのものが設備投資にどのような影響を与えるのかを分析しておく。先に検討したECMの説明変数に限界 q の標準偏差の階差を加えた場合の推定結果が表8に整理されている。表からもわかるように、両国とも不確実性は設備投資に対してマイナスの影響を与えており、その効果は米国の方が若干高い¹⁴⁾。米国の投資率は日本と比べ低いことは第2節でも確認したが、その要因のひとつとして、不確実性が投資を抑制させる効果が、米国において相対的に高い点が挙げら

表 8 接資率の推定 V

1974:1~1990:2

	定数項	EC(-1)	EC(-2)	DEG	DIK(-1)	DSDMQ(-1)	$\bar{R}^2$	D.W
J-6	0.13E-02 (0.91)	0.220 (4.33)	-0.258 (-5.27)	0.299 (8.09)	0.477 (6.22)	-0.16E-02 (-1.96)	0.69	2.11
U-6	0.10E-02 (2.18)	0.936 (12.67)	-0.999 (-13.60)	0.029 (2.54)	0.090 (1.40)	-0.039 (-2.67)	0.81	1.71

表 9 不確実性の変動要因

1974:1~1990:2

	定数項	投資財価格	為替レート	エネルギー価格	投機的株価	$\bar{R}^2/D.W$
日 本	0.038 (6.17)	2.590 (4.46)	-0.295 (-2.63)	0.252 (2.09)	0.031 (1.30)	0.52 0.82
米 国	0.61E-02 (2.76)	1.233 (10.85)	-0.016 (-0.27)	0.86E-02 (0.44)	0.26E-03 (0.49)	0.69 0.61

れる。

先に我々は、為替レート、エネルギー価格といった短期的変動要因を説明変数として投資関数の推定を試みた。一般的にこれらの短期的変動要因は、売上高、生産要素価格の直接的变化としてのみならず、企業の期待利潤率に対する変動、言い換えれば不確実性として作用する可能性が高い。以下では上記の点を計量的に確認しておくため、先に計測した不確実性の指標である限界 q の標準偏差を、投資財価格、実質為替レート、エネルギー価格、投機的株価の変化率で回帰させることにする。表 9 には、推定結果が整理されている。

両国とも符号条件はすべて満たされている。注目すべき点は、日本と米国では不確実性の変動要因がかなり異なっているという点である。日本では為替レート、エネルギー価格、投資財価格の変動が、企業の不確実性に強く影響している。また投機的株価は若干効き方が弱いものの、米国と比べれば相対的に強く作用している。他方米国の場合には、短期的変動要因はいずれも有意に効いておらず、投資財価格と定数項のみが不確実性の変動を説明している。このような相違は、両国における企業家マインドの形成がかなり異なっていることを示唆している。企業を取り巻く不確実性には、①エネルギー価格、投資財価格の変動といった供給ショックに起因する不確実性、②為替レート、株価の変動といった金融市場の不安定性に起因する不確実性、③市場構造、政治制度といった構造的、制度的要因に基づく不確実性、

等が考えられる。上記の検証結果からも明らかなように、日本では、供給ショック、金融市場の不安定性に起因する不確実性が企業家のマインドに強く作用している。他方米国では、供給ショックの一部と、定数項に示される構造的、制度的要因に基づく不確実性が作用している可能性が強い。米国の労働市場は日本と比べ、管理職、技術者の企業間での移転がきわめて活発であるが、この現象は企業の中長期的戦略に対しては、むしろ不確定な要素となる可能性がある。また二大政党制の米国では政権交代によって経済政策がかなり変更されるが、同国の政治システムが企業家の長期的計画に及ぼす影響も無視することはできない。先の推定における定数項は、このような構造的、制度的要因を反映していると解釈することもできる¹⁵⁾。

5. 結

以上我々は、日米両国における投資行動の変動に注目し、さまざまな角度から吟味、検討を試みた。これらの分析から得られた結果を再度要約すれば以下の3点に整理できる。

- ① 日米ともに、株価に表明される企業の将来価値（平均 q ）と、実物経済の動向に基づく将来価値（限界 q ）とが一致することはない。平均 q と限界 q の差を投機的株価と解釈した場合、投機的株価は両国とも設備投資に対してマイナスに作用する。
- ② 日米では設備投資の調整にかなりの違いが見られる。日本では短期的経済変動に対して敏感に反応しており、この点が投資率変動の高さの現れとなっている。他方米国では企業の最適化行動という行動規範に従う傾向が強く、短期的経済変動に対する反応は日本ほど強くはない。
- ③ 日米ともに不確実性は設備投資に対してマイナスの影響を与える。ただし不確実性の変動要因は両国でかなり異なっている。日本の場合、供給ショック、金融市場の不安定性が作用する傾向が見られるが、米国ではこのような点は観察されない。

本稿では日米の投資率変動の要因を、 q 理論を核とする誤差修正モデルによって検証した。同モデルでは本文においても説明した通り、多くの先行研究において指摘されている q 理論の実証上の難点を克服できるという意味で、きわめて有効な手法であると言える。そして設備投資に影響を与えると思われる長期的要因と短期的要因を同時に考慮することによって、日米両国の設備投資行動について、従来ほと

んど指摘されていない興味深い検証結果を得ることができた。ただし今回の考察をより深化させていくためには、以下の視点に基づくさらなる分析が必要であると思われる。第1は本稿における不確実性の取り扱い、必ずしも理論的根拠のあるものではなく、きわめて稚拙なものであった。昨今、オプション理論を応用することによってこの問題に対する新たな解決の糸口が得られつつあり、同方向での研究蓄積が必要であろう。第2は金融市場と設備投資の関連が必ずしも十分に考慮されていないという点である。従来の設備投資の研究では、金融市場の存在は資本コストという側面からのみ取り扱われてきた感が強く、金融市場の不安定性、特に株価のvolatilityが投資に与える影響についてはほとんど注目されることはなかった。従って金融市場の動態を明示的に考慮した（株価を内生化させた）一般均衡体系における分析が進められるべきである。第3に、国際金融市場の不安定性を象徴する為替レートの変動は、本来国際的な価格競争力の変動という形で設備投資に作用するはずである。従って、企業の最適化行動に基づいて為替レートを含む形の投資関数を明示的に導出し、同関数を用いて検証を行うという分析が必要であろう。さらに為替レートの経常収支への波及メカニズムに関する分析は、従来ほとんどが輸出入額の変化という形でなされてきたが、今後は国内マクロ変数である設備投資への影響（すなわち貯蓄－投資バランスへの影響）という形での考究がなされていくべきであると思われる。本稿における検証を布石として、為替レート、設備投資と経常収支の連関についてより精緻な分析を行っていくことを今後の研究課題としたい。

注 釈

本稿作成にあたり、豊田利久、小川一夫、青木浩介先生（以上神戸大学）より貴重な御助言を頂きました。またレフェリーの方には、本稿の内容、分析方法に関してきわめて懇切丁寧なコメントを頂きました。ここに記して感謝致します。

- 1) 同様の点は吉川（1992）においても確認されている。
- 2) 日本を対象とする最近の数少ない研究として、日本開発銀行（1992）が挙げられる。
- 3) 平均 Q を計測する際、時価表示の土地資産額の系列が必要となる。本稿では基本的には本間他（1984）における方法を踏襲し、1955年の「固定資産の価格等の概要調書」の一定倍数（本稿では3倍を仮定）をベンチマークとし、「法人企業統計季報」の「貸借対照表」から

得られる毎期の土地資産増加額を積み上げていった。その際積み上げ額は、「全国市街地価格指数」（不動産研究所）から得られる土地上昇率を掛け合わせるによって、時価表示の値に換算した。米国の場合も日本の方法と同様に、商務省財務諸表（Quarterly Financial Report for Manufacturing, Mining, and Trade Corporations）と、「Balance Sheet for the U.S Economy 1945-1990」（連邦準備理事会）を用いて四半期系列を作成した。また償却費の現在価値(Z)、減価償却による法人税節約分の割引現在価値(A)については、Ogawa et al. (1994) の計測方法に基づいて求めた。

- 4) Abel and Blanchard (1986) による限界 q の計測方法については、大滝・鈴木 (1986) が丁寧な解説を行っている。
- 5) VAR を推定するにあたり、利潤率、割引率の定常性の検定を行った。検定結果は以下の通りである。

	日本		米国	
	利潤率	割引率	利潤率	割引率
ADF(1)	-2.267**	-3.873*	-2.569	-1.282
ADF(2)	-3.259*	-3.509*	-2.306	-1.524
Za(l=1)	-7.570	-26.516**	-8.077	-4.894
Zt(l=1)	-10.122*	-3.934	-2.160	-1.573

注) *は5%、**は10%の有意水準を示す。
いずれの検定も、定数項、トレンドを含む形で行った。

上記の結果より、日本については原系列を、米国については原系列の一階の階差をとることとした。なお両国における各変数のラグ次数は、AIC (Akaike Information Criterion) によって選択し、利潤率、割引率について1次とした。

このような確率過程に従う各変数のVARの係数推定値は以下の通りである (VARの次数は1次とした)。

	日本 1971:1~1990:4		米国 1971:1~1990:4	
	π	R	π	R
$\pi(-1)$	0.897 (0.05)	0.082 (0.05)	0.953 (0.05)	0.098 (0.02)
$R(-1)$	0.64E-02 (0.08)	0.622 (0.09)	-0.20E-02 (0.06)	0.889 (0.03)

注) () 内は標準誤差

以上の推定結果より、ラグ構造 $B(L)$ 、 $C(L)$ を計算できる。また標本期間のデータより $\bar{q}$ の値も得られる。これらを整理すると、次ページのようになる。その計算結果を(2)式に代入することによって、限界 q の値を每期計測することができる。

	B(L)	C(L)	$\bar{q}$
日 本	1.582 0.954	2.128 1.042	1.341
米 国	2.128 1.042	2.203 0.739	0.512

- 6) この点については井手 (1993) の報告が詳しい。
- 7) 宮川 (1992) では、素材型、加工組立型、第3次産業において、投資率と生産量、投資率と資本コストとの間に、cointegrate な関係があることを確認し、その上でECMを適用している。同研究では株価指数、実質賃金、政府固定資本形成、政府消費、エネルギー価格を説明変数として加えており、株価の設備投資に対する効果は短期的であること、政府固定資本形成は、設備投資をクラウドアウトさせる可能性があることを報告している。
- 8) ただし、昨今の研究では資本市場の不完全性を考慮することによって、この問題は克服されつつある。同方向の研究については松林 (1994) において展望を行っている。
- 9) 経済が長期均衡状態に向かうためには、誤差修正項の係数が、マイナスである必要がある。従って今期の誤差修正項の係数がプラスであれば、修正項の1期ラグがそれを相殺すべくマイナスの符号をとる必要がある。本稿のような、複数の誤差修正項を含む推定は、吉田 (1989)、Patterson (1987) においてもなされている。また Hendry et al. (1984) では理論的な検討もなされている。
- 10) 後の分析との比較のため、分析期間は1990年第2四半期までとしている。
- 11) 株価の二面性が設備投資に与える影響については、ケインズ「一般理論」においてすでに鋭く指摘されている。またトービン自身が本来ねらっていた投資理論も、上記で説明した株価の多面的作用に基づく点にあったはずである。この点は神戸大学青木浩介氏より御指摘頂いた。
- 12) 為替レートデータのデータは、日本の場合、実質対ドルレートをを用いたが、厳密には各国との貿易取引額を加味した、実効レートが用いられるべきである。米国の場合には「OECD Main Economic Indicators」に記載されている実効レートをを用いた。なお本来為替レートの変動は、国際的な価格競争力の変化を通じて企業の期待利潤率に影響を与え、設備投資に波及していくはずである。言い換えれば十分統計量であるトービンの q の中にすでに為替レートの変動要因も織り込み済みのはずであり、従来のように q を説明変数として推定する場合には、為替レートを説明変数としてつけ加えることには理論上問題がある。しかし本文においても述べたようにトービンの q は直接的な説明変数ではなく、誤差修正項として作用しているため、為替レートを説明変数としてつけ加えることができる。なお為替レートと設備投資の関係に関する数少ない実証研究として、徳井・鈴木 (1990) が、為替レートの変動が不確実性を増幅させることによって、設備投資に影響を与えるという点に注目して、実証分析を試みたものに Huizinga (1994) がある。さらに Miyagawa and Takeda (1994) は為替レート、設備投資と経常収支の関係について、hysteresis という概念を用いて理論的考察を行っている。

- 13) 同分析は、豊田 (1987) のアイデアに負うところが大きい。同論文では、修正されたカールソン・パーキン法によって期待インフレ率を計測し、その標準偏差を経済主体にとっての不確実性の指標として利用している。
- 14) 平成5年度の経済白書では、①株価の予想誤差、②リスクプレミアム、③業況判断指数をもとにしてカールソン・パーキン法により計算される標準偏差の理論値、の3つの不確実性の指標を作成し、同指標を用いて設備投資を推計している。推定結果によれば、いずれの産業においても不確実性は投資に対して概ねマイナスに効いており、我々の結果とも整合的である。また経済白書において計測されている不確実性の指標のうち、業況判断指数から作成した指標の時系列的推移は、我々が用いた限界 q の標準偏差の動きとかなり似ており、本稿における計測があながち間違っていないことが確認できる。
- 15) 加護野他 (1983) では、日米の上位1000社の企業に対するアンケート調査に基づき、興味深い日米比較を行っている。アンケート調査のうち「政府、監督機関とこれまでの関係は、将来計画の策定にあたって制約となるか」という質問に対して、米国企業の多くが制約になるという解答を行っているが、日本企業は米国と比べ制約となると答えた数は少ない。また米国では1980年代のレーガン政権下、数回にわたり投資税額控除の変更が試みられた。このような頻繁な政策変更は、経済主体の将来に対する不確実性を増幅させる可能性がある。この点については Dixit and Pindyck (1994) において理論的考察が試みられている。

参考文献

- Abel, A. B. (1980) "Empirical Investment Equation: An Integrative Framework," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy A Supplement Series to the Journal of Monetary Economics*, 12, pp.39-91.
- Abel, A. B. and O. J. Blanchard (1986) "The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment," *Econometrica*, Vol.54, No.2, pp.249-273.
- Blanchard, O., C. Rhee and L. Summers (1993) "The Stock Market, Profit, and Investment," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.108, pp.115-136.
- Blundell, R., S. Bond, M. Devereux and F. Schiantarelli (1992) "Investment and Tobin's q ," *Journal of Econometrics*, Vol.51, pp.233-257.
- Dixit, A. K. and R. S. Pindyck (1994) *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press.
- Engle, R. F. and C. W. Granger (1987) "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol.55, No.2, pp.251-276.
- Ferder, P. (1993) "The Impact of Uncertainty on Aggregate Investment Spending: An Empirical Analysis," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.25, No.1.
- Granger, C. W. (1986) "Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables,"

- Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.48, No.3, pp.213-228.
- Hayashi, F. (1982) "Tobin's Marginal q and Average q : A Neoclassical Interpretation," *Econometrica*, Vol.50, pp.213-224.
- Hendrey, D., A. R. Pagan, and J. D. Sargan (1984) "Dynamic Specification," *Handbook of Econometrics*, Vol.2.
- Huizinga, J. (1994) "Exchange Rate Volatility, Uncertainty, and Investment: An Empirical Investigation," L. Leiderman and A. Razin, *Capital Mobility : The Impact on Consumption, Investment and Growth*, Center for Economic Policy Research.
- Miyagawa, T. and Y. Takeda (1994) "Investment and the Persistence of Japanese Trade Surplus," *Japan Center for Economic Research Discussion Paper*, No.34.
- Ogawa, K. et al. (1994) "Asset Markets and Business Fluctuations in Japan," *The Keizai Bunseki*, No.136.
- Patterson, K. D. (1987) "The Specification and Stability of the Demand for Money in the United Kingdom," *Economica*, Vol.54, pp.41-55.
- Phillips, P. and S. Ouliaris (1990) "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, Vol.58, pp.165-193.
- Phillips, P. and P. Perron (1986) "Testing for Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, Vol.74, pp.535-548.
- 井手正介 (1993) 「わが国の株価形成とB I S規制」『日本経済研究』第26号
- 大滝雅之・鈴木和志 (1986) 「トービンの q と利潤率・割引率の変動」『国民経済』152
- 加護野忠男・野中郁次郎・榊原清則・奥村昭博 (1993) 『日米企業の経営比較』日本経済新聞社
- 竹中平蔵 (1993) 『日本経済の国際化と設備投資』有斐閣
- 竹中平蔵・小川一夫 (1987) 『対外不均衡のマクロ分析』東洋経済新報社
- 徳井丞次・鈴木和志 (1990) 「為替レート調整と日米経済の国際競争力」木下宗七編『環太平洋経済の発展と構造調整』名古屋大学出版会
- 豊田利久 (1987) 「インフレ期待とフィリップス曲線」浜田宏一他編『日本のマクロ分析』東京大学出版会
- 日本開発銀行 (1992) 「設備投資と景気変動から見た近年の日本経済」『調査』5月号
- 本間正明・跡田直澄・林文夫・秦邦昭 (1984) 『設備投資と企業税制』経済企画庁経済研究所
- 松林洋一 (1994) 「設備投資と資本市場 最近の設備投資理論の展望と考察」『国民経済雑誌』第169巻第1号
- 宮川 努 (1992) 「設備投資分析の新展開 誤差修正モデルによる設備投資関数の検証」平成3年度経済企画庁委託調査 『マクロ経済の構造変化と計量分析に関する調査』統計研究会
- 吉川 洋 (1992) 『日本経済とマクロ経済学』東洋経済新報社
- 吉田知生 (1989) 「通貨需要関数の安定性をめぐって ECMによる計測」『金融研究』第8巻第3号
- 経済企画庁編 (1993) 「平成5年版経済白書」大蔵省印刷局