

日本の設備投資行動の構造変化

—資本ストック調整型および

ジョルゲンソン型モデルによる分析—

花 崎 正 晴

- I はじめに
- II 計測モデルの特定化
 - (1) 資本ストック調整型
 - (2) ジョルゲンソン型
 - (3) データ
 - (4) 資本の使用者費用について
- III 計測結果とその検討
 - (1) 計測結果
 - (2) 構造変化のテスト
 - (3) 期間分割時期のインプリケーション
 - (4) 計測式のパフォーマンス
 - (5) 設備投資行動の構造変化
- IV おわりに

I はじめに

わが国の民間設備投資が、戦後の高度成長期に果たした枢要な役割については、いまさら論を待たないところであるが、1970年代に入り、円切り上げ、インフレーション、二度の石油ショック、戦後最大の不況等に遭遇し、設備投資の動向も大きく変容している。

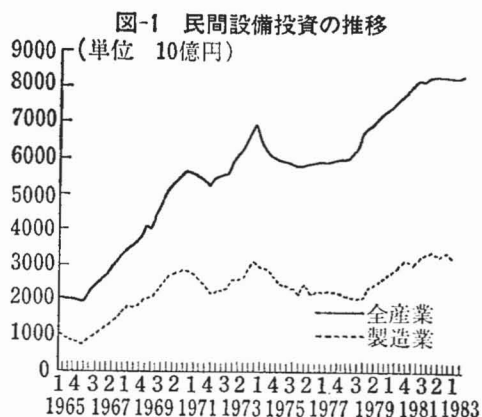
すなわち、図—1および表—1から明らかなように、高度成長後期の1966～70年にかけては全産業ベースで22.2%、製造業ベースで26.4%（それぞれ年平均増加率、以下同）と、驚異的かつ安定的な伸びを記録した設備投資も、1971年以降伸び率は大幅に低下（1971～75年全産業1.3%、製造業△3.2%）し、しかもその振幅は激しさを増している。1970年代末期からは、再び安定的増加傾向にはあるものの、高度成長期にみられたような景気の強力な先導役としての機能には、なおほど遠いものがある。GNPおよび資本ストックとの比率で設備投資動向を見ると、GNPとの比率では全産業設備投資が15～17%、製造業設備投資が5～8%程度の水準を占め、総じて1960年代後半には上昇、70年代には低下、そして70年代末期から80年代初頭にかけて漸増傾向に

表-1 設備投資関連指標の動向

	全 産 業					製 造 業				
	1966-70	1971-75	1976-80	1981-82	全期間	1966-70	1971-75	1976-80	1981-82	全期間
民間設備投資増加率	22.2	1.3	5.9	3.8	9.1	26.4	△3.2	5.6	5.8	9.2
民間設備投資/実質GNP	0.155	0.170	0.152	0.164	0.160	0.075	0.073	0.054	0.064	0.067
民間設備投資/粗資本ストック	0.163	0.144	0.108	0.110	0.135	0.182	0.137	0.090	0.104	0.133
粗資本ストック/実質GNP	1.029	1.270	1.455	1.532	1.284	0.411	0.538	0.600	0.616	0.528

(注) 各指標とも実質値を年平均で算出。

あることがわかる。資本ストックとの比率では、60年代後半に一貫して上昇し、1970年には全産業で19%、製造業で21%にも達したが、その後は低落傾向にあり、1978年には全産業で10%、製造業では8%程度にまで落ち込み現在に至っている。最後に、資本ストックとGNPとの比率（全産業ベースではいわゆる平均資本係数となる）を見ると、全産業、製造業ベースとも1970年以降一貫して上昇しており、高度成長期には1.0前後で推移していた全産業ベースが、最近時点では1.5を超える水準にまで上がっている。



本稿では、このように混迷に満ち不安定化の様相を呈している高度成長後期から近年に至るまでの設備投資動向を、資本ストック調整型およびジョルゲンソン型という二種類の代表的投資関数により計測し¹⁾、設備投資行動パターンの構造変化をとらえるという試みを実施している。その過程で資本ストック調整型モデルでは二回の石油ショック時、ジョルゲンソン型モデルでは石油ショック時に加えて1969～70年にかけての間に、それぞれ構造変化が生じていること、高度成長期と最近期とを比較すると意思決定の過程が慎重になっている姿がうかがい知れること、最適資本ストックへの調整パターンには高度成長期と最近期とで大きな差異は認められないこと、資本コストの変化が設備投資に与える平均的効果は相対的に低下していること等が明らかにされている。

なお、本稿で使用している設備投資関数では、構造変化の特色を明らかにすることに主眼をおいているために、最良の適合性を追求するためのアド・ホックな変数追加、ダミー処理等を行っていない。

1) 代表的投資関数という点では、理論的厳密性からして、当然トービンの q 型投資関数をも考慮すべきであろうが、株式市場の数値を使用することによる実証面の困難性ゆえに、本稿では割愛した。なお、わが国におけるトービンの q 型投資関数の優れた計測例としては、米沢[13]、市東・柳沼・竹中[12]等があげられる。]

II 計測モデルの特定化

(1) 資本ストック調整型

グッドウィーン、チェネリーによりはじめられ、その後アイスナー、ターなどによって実証面でも良好な成果が発表された周知の資本ストック調整型モデルを方程式で示すと、

$$I_t = \lambda(K_t^* - K_{t-1}) + \delta K_{t-1} \quad (1)$$

となる。ここで、 K_t は t 期末時点の資本ストック、 K_t^* はその最適水準、 I_t は t 期の粗投資量である。また、 λ は調整速度を表わす係数であり、 δ は資本の減耗率である。

産出量を Q として、(1)式を推計可能な形に書き換えるために、

$$K_t^* = v Q_t^* \quad (2)$$

とおき、さらに

$$Q_t^* = \sum_{i=0}^n \gamma_i Q_{t-i} \quad (3)$$

とすれば、次式が得られる。

$$K_t^* = v \sum_{i=0}^n \gamma_i Q_{t-i} \quad (4)$$

すなわち、(3)、(4)式は、 t 期の最適資本ストック水準が、 t 期以前 n 期間の産出水準に基づいて決定される長期正常産出水準 Q_t^* と対応しているとの想定を意味している。

(4)式を(1)式に代入すれば

$$\begin{aligned} I_t &= \lambda \left(v \sum_{i=0}^n \gamma_i Q_{t-i} - K_{t-1} \right) + \delta K_{t-1} \\ &= \lambda v \sum_{i=0}^n \gamma_i Q_{t-i} + (\delta - \lambda) K_{t-1} \end{aligned} \quad (5)$$

となる。ここで、

$$\lambda v \gamma_i = \alpha_i \quad (6)$$

$$\delta - \lambda = \beta \quad (7)$$

とおいて、定数項 C を加えれば、推定すべき資本ストック調整型モデルは、次式のように特定化される。

$$I_t = C + \sum_{i=0}^n \alpha_i Q_{t-i} + \beta K_{t-1} \quad (8)$$

なお、上式中のラグ分布については、アーモン・ラグ法を採用する。

(2) ジョルゲンソン型

資本ストック調整型においては、産出水準と資本ストックとの関係が技術的に与えられた定数であると仮定されているが、諸生産要素の間で代替の可能性が存在する新古典派タイプの生産関数を前提とする場合には、生産要素のどのような組合せが選択されるかは、企業の利潤極大化行動から決定されることとなる。ジョルゲンソンは、このような新古典派型生産関数のもとで、最

適な資本ストック水準を企業の利潤極大化行動から導出し、つぎに最適資本ストック水準への調整過程に一定のラグ分布 $\mu(\theta)$ (ただし、 θ はラグ・オペレーター) を想定して、次式のような投資関数を導出している²⁾。

$$I_t = \mu(\theta)[K_t^* - K_{t-1}^*] + \delta K_{t-1} \quad (9)$$

ここで、コブ=ダグラス型生産関数 $Q = AK^\alpha L^{1-\alpha}$ を想定することによって、最適資本ストック K^* は、

$$K^* = \alpha(pQ/c)^* \quad (10)$$

とおける。ただし、 p は産出物価格、 c は資本の使用者費用 (II-(4)参照のこと) である。

ここで、 $(pQ/c)^*$ を長期的な観点からして望ましい (pQ/c) の値と定義し、それが、

$$(pQ/c)_t^* = \sum_{i=0}^n \pi_i (pQ/c)_{t-i} \quad (11)$$

のごとく、自己のラグ値の系列をベースとして認識されると想定すれば、(9)式は次式のようになる。

$$I_t = \mu(\theta) \left\{ \alpha \sum_{i=0}^n \pi_i (pQ/c)_{t-i} - \alpha \sum_{i=0}^n \pi_i (pQ/c)_{t-i-1} \right\} + \delta K_{t-1} \quad (12)$$

ジョルゲンソン自身は、ラグ分布 $\mu(\theta)$ については一般的パスカル分布を使用しているが、本稿では、よりア・プリオリな制約が少ないアーモン・ラグ法を採用し、さらに定数項 C を加えることによって、次式のように推定可能な方程式を導出している。

$$\begin{aligned} I_t &= C + \sum_{i=0}^n \phi_i \left\{ \alpha \sum_{i=0}^n \pi_i (pQ/c)_{t-i} - \alpha \sum_{i=0}^n \pi_i (pQ/c)_{t-i-1} \right\} + \delta K_{t-1} \\ &= C + \sum_{i=0}^n \eta_i \{ (pQ/c)_{t-i} - (pQ/c)_{t-i-1} \} + \delta K_{t-1} \end{aligned} \quad (13)$$

ただし、

$$\eta_i = \alpha \phi_i \pi_i \quad (14)$$

であり、計測されるアーモン・ラグ係数 η_i は、調整のラグ ϕ_i と認識のラグ π_i とを複合したものであると解釈される。

(3) データ

計測は、全産業および製造業について行っている。データ期間は、1965年第1四半期から可能な限り最近期までとしているものの、タイム・ラグを最長8四半期使用していること、最近値の入手可能性がデータによって異なることにより、実際の計測期間は、全産業資本ストック調整型が、1967年第1四半期から1983年第2四半期まで、その他が、1967年第1四半期から1982年第4四半期までとなっている。

使用データは、以下のとおりである。

I : 『民間企業資本ストック統計』中の産業別新設投資額 (全産業および製造業)

K : 『民間企業資本ストック統計』中の産業別資本ストック (全産業および製造業)

2) ジョルゲンソン型投資関数の導出方法については、ジョルゲンソン[9][10]およびホール=ジョルゲンソン[6]等のオリジナル論文のほか、林[7]が参照できる。

Q : 全産業ベースでは実質 GNP, 製造業ベースでは実質国内総生産.

pQ : 全産業ベースでは名目 GNP, 製造業ベースでは卸売物価×実質国内総生産.

なお, 上記データには, すべて季節調整が施されている.

(4) 資本の使用者費用について

企業が資本設備を購入して生産活動を営む場合には, 金利, 償却といった費用を每期負担する必要がある. ジョルゲンソンが用いた資本の使用者費用は, 資本設備の所有者に帰属すべき資本サービスのインプリシット価格を表わす概念として知られており, 次式のごとく定式化される.

$$c = \frac{q(r + \delta - \dot{q}/q)(1 - uz)}{1 - u} \quad (15)$$

上式の notation および使用データは, 次のとおりである.

資本財価格 q : 総固定資本形成 (民間企業設備) デフレーター

利子率 r : 全国銀行貸出約定平均金利

資本減耗率 δ : 固定資本減耗/資本ストック

法人税率 u : 法人一般税率

償却の割引現在価値 z

なお, z については以下のとおり算出している. t 期の償却額を D_t , 償却年数を T とすると, z は次式となる.

$$z = \int_0^T e^{-rt} D_t dt \quad (16)$$

ここで D_t は償却累計額 X_t の増分であるから, 次式が得られる.

$$\begin{aligned} D_t &= \frac{dX_t}{dt} = \frac{d}{dt}(1 - e^{-\delta t}) \\ &= \delta e^{-\delta t} \end{aligned} \quad (17)$$

(17)式を(16)式に代入して整理すると,

$$\begin{aligned} z &= \delta \int_0^T e^{-(r+\delta)t} dt \\ &= \frac{\delta}{r+\delta} \{1 - e^{-(r+\delta)T}\} \end{aligned} \quad (18)$$

ただし, T については税法にしたがい残存価額10%を想定して, $e^{-\delta T} = 0.1$ より算出.

資本の使用者費用の推計にさいし, キャピタルゲイン項 \dot{q}/q をどのように取り扱うべきかは非常に重要な問題である. ジョルゲンソン自身はその初期の実証研究³⁾において, 静学的期待形成を仮定することによって, キャピタルゲイン項を削除して分析を行い, 良好な結果を得ている. しかしながら, その後のビショップ[2]等の研究では, インフレが蔓延しはじめた1960年代後半以降の投資行動を説明するには, キャピタルゲインを考慮した方が好ましいとの結論が導か

3) ジョルゲンソン[8], ホール=ジョルゲンソン[6]等参照のこと.

れている。

本稿では、いささか単純すぎるくらいはあるものの、 \dot{q}/q にインフレ率の実績値を当てはめた場合（以下、ケースAと呼ぶ）および、 \dot{q}/q を削除した場合（以下、ケースBと呼ぶ）の二とおりについて実証を試みることにする。

したがって、資本の使用者費用 c は、ケースAについては前掲(15)式のとおり

$$c = \frac{q(r+\delta - \dot{q}/q)(1-uz)}{1-u} \quad (15)$$

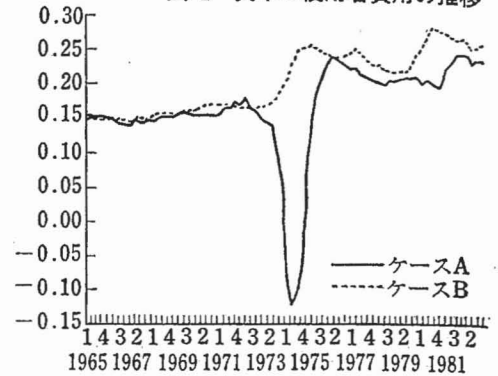
であり、ケースBでは、

$$c = \frac{q(r+\delta)(1-uz)}{1-u} \quad (19)$$

となる。

二つのケースについてそれぞれ資本の使用者費用を推計した結果が、図-2に示されている。石油ショック以前にはインフレ率が軽微だったこともあり、両ケースはほぼ同様な動きとなっているが、1973~74年の大インフレーション期には両者は大幅に乖離し、ケースAではマイナスにまで落ち込んでいる。その後についても、1980年のように両ケースが反対の動きをしている局面もあり、後述するように、ジョンゲンソン型モデルの計測結果に大きな差異を生ぜしめる結果となっている。

図-2 資本の使用者費用の推移



Ⅲ 計測結果とその検討

(1) 計測結果

計測モデルは、資本ストック調整型では(8)式、ジョンゲンソン型では(13)式をそれぞれ使用する。アーモン・ラグ項⁴⁾のラグ期間は、当期から4期前までをはじめとして、以降1期ずつ増やし、最長では当期から8期前までを採用しており、したがって一組のデータについて、ラグ期間の異なる5ケースの推計を行った。ただし、本稿では、計測式の全般的説明力、各項の有意性、誤差項の系列相関の有無等から総合的に判断して最良と思われる計測結果を、それぞれ1ケースのみ末尾の付表にのせることとした。

計測手順としては、まず最初に、各モデルとも全期間をとおして計測を実施した。しかしながら、それらの計測結果は、全般的に説明力が必ずしも高いとはいえず、そのうえ D.W. 比の低さからみて誤差項に非常に強い正の系列相関が観察され、信頼に足るものとはいいがたい。このような強い系列相関の存在は、モデルに使用された説明変数以外の重要なファクターが影響を与えて

4) 本稿では、アーモン・ラグ係数の推定にすべて2次の多項式を適用するとともに、分布ラグ中もっとも過去の点にゼロの制約を課す操作を施している。

いることを意味し、モデルの定式化自体が不十分であるとの評価がなされるのが一般的である。

しかしながら、本稿では、二度の石油ショック、大インフレーション等の不安定化要因を含む期間においては、設備投資行動に構造変化が生じており、それが計測式のパフォーマンスを悪くしている原因ではないかとの仮説を立て、期間を分割して再度推計し直すという手続きを採用している。

いつの時点で期間を分割すべきかという問題に関しては、機械的に石油ショックの前後で分割するといった方法もあるが、本稿では、計測可能な必要最小サンプル数からはじめて、順次サンプル数を2つずつ増やして（つまり2四半期ずつ期間を延長して）推計を行い、その結果、説明力、パラメーターの値、D.W.比の動き等から判断して、構造変化が起こったと想定しうる時点で、期間を分割するという手続きを採っている。もっとも、構造変化はある時点で突然生じるとは限らず、ある程度の期間にわたって徐々に進行すると考える方がむしろ妥当であり、その意味からして、期間分割の対象時点も継続的構造変化の一局面と解すべきであろう。

期間は、資本ストック調整型については3期、ジョルゲンソン型については4期にそれぞれ分割された（付表参照のこと）。

計測結果の検討にはいる前に、このように期間を分割して計測を実施したことの妥当性をチェックする必要がある。ここでは、チャウの検定法を用いて係数パラメーターの相等性についての検定を行っている。

(2) 構造変化のテスト

チャウの係数パラメーター相等性テスト (Test of Equality of a Set of Regression Coefficients in Two Regressions) とは、計量経済モデルにおける線型回帰分析において、異なったサンプルについてそれぞれ推定を行った複数組の計測式が、同一の母集団から抽出されたサンプルに基づいて実施されたものであるか否かを検定するもので、時系列データに即していえば、期間ごとに係数を推定した結果から構造変化の有無を判定するものである。

すなわち、期間を二つに分割した場合に、前期、後期のデータ数をそれぞれ n_1 , n_2 , 前期、後期に分けて推定した場合のそれぞれの残差平方和を S_1 , S_2 , 通期で推定した場合の残差平方和を S , パラメーター数を k とおき、さらに $S_T = S_1 + S_2$, $S_D = S - S_T$ とすれば、統計量

$$F(k, n_1 + n_2 - 2k) = \frac{S_D/k}{S_T/(n_1 + n_2 - 2k)} \quad (20)$$

は構造変化がない場合には、自由度 $(k, n_1 + n_2 - 2k)$ の F 分布に従うから、これを用いて構造変化のテストを行うことができるのである⁵⁾。

検定は、それぞれのモデルについて隣り合わせの期間ごとに実施しており、資本ストック調整型は3期に分割されているために2回、4期に分割されているジョルゲンソン型は3回行うこととなった。

表一2には、検定結果の一部として、アーモン・ラグ項を8期前まで採用した場合（ただし、

5) チャウ・テストの詳細については、チャウ[4]、フィッシャー[5]を参照のこと。

表-2 構造変化のテスト

2-1 全産業資本ストック調整型

期 間	n ₁	n ₂	k	S _T	S	S _D	F値	1%臨界値	5%臨界値
第1期及び第2期	26	20	4	341,448	1,307,750	966,302	26.89	3.86	2.62
第2期及び第3期	20	20	4	153,317	2,007,870	1,854,553	96.77	3.97	2.67

2-2 製造業資本ストック調整型

期 間	n ₁	n ₂	k	S _T	S	S _D	F値	1%臨界値	5%臨界値
第1期及び第2期	24	24	4	345,728	1,655,740	1,310,012	37.89	3.83	2.61
第2期及び第3期	24	16	4	361,216	1,914,650	1,553,434	34.40	3.97	2.67

2-3 全産業ジョルゲンソン型

期 間	n ₁	n ₂	k	S _T	S	S _D	F値	1%臨界値	5%臨界値
第1期及び第2期	10	12	4	115,342	1,176,980	1,061,638	32.21	5.03	3.11
第2期及び第3期	12	26	4	1,425,862	2,879,690	1,453,827	7.65	4.02	2.69
第3期及び第4期	26	16	4	1,589,894	9,500,130	7,910,236	42.29	3.93	2.65

2-4 製造業ジョルゲンソン型

期 間	n ₁	n ₂	k	S _T	S	S _D	F値	1%臨界値	5%臨界値
第1期及び第2期	12	18	4	86,510	2,732,920	2,646,410	168.25	4.31	2.82
第2期及び第3期	18	18	4	144,057	1,167,350	1,023,293	49.72	4.07	2.71
第3期及び第4期	18	16	4	199,837	1,815,960	1,616,123	52.57	4.31	2.82

(注) パラメーター数kは、ラグ項にアーモン・ラグ法を採用しているために、ラグ期間の長さにかかわらず一定値4となる。

ジョルゲンソン型はケースAのみ掲載)が示されているが、その他のすべてのラグ・ケースにおいても同様に、(20)式から算出されるF値はF分布の5%臨界値および1%臨界値をかなり大幅に上回っており、このことから期間分割を行った時期の周辺で構造変化が生じたと想定することは、おおむね妥当であると考えられよう。

(3) 期間分割時期のインプリケーション

期間分割の妥当性が認められたところで、各モデルの期間分割時期が日本経済の戦後史においてどのような位置を占め、意味づけをなされているかについて簡単に考察することにしてしよう。

まず、資本ストック調整型についてみると、最初の分割時点は全産業が1973年第2四半期と同年第3四半期との間、製造業が1972年第4四半期と翌年第1四半期との間と、半年のずれがあるもののいずれも第1次石油ショック前の時期であり、2回目の分割時点も全産業が1978年第2四半期と同年第3四半期との間、製造業が1978年第4四半期と翌年第1四半期との間と、いずれも第2次石油ショック発生前後であることがわかる。石油ショックが日本経済に大きな衝撃を与え、長期的期待産出水準を変化させることによって、企業の設備投資行動パターンをも変貌させたのではないかとの指摘はすでに各方面でなされており、本稿での検定結果もそれを裏打ちする

ものであるといえる。しかしながら、通説では第1次石油ショックは需要の大幅減をもたらし、期待産出量の減少をつうじて設備投資の絶対量低下をもたらしたが、第2次石油ショック時には需要水準は相対的には軽微な影響を受けたにとどまり、したがって設備投資もその投資動機こそ変化があるものの実質額で見た場合には第1次ほどの大幅な変化はなかったとされているが、ここでの検定結果からは第2次ショック時にも第1次ショック時と同様にかなりの規模の構造変化が観測されるという注目すべき事実が浮かび上がっている⁶⁾。

つづいてジョルゲンソン型について概観すると、第1次および第2次石油ショックの近辺で構造変化がみられる点は資本ストック調整型と同様であるが、それに加えて全産業が1969年第2四半期と同年第3四半期との間、製造業が1969年第4四半期と翌年第1四半期との間でそれぞれ期間分割がなされている。1969年から1970年にかけては、国際経済環境の悪化、国内クレーピング・インフレーションの進展、環境・立地等の成長制約要因の顕在化等により従来の高度成長が揺らぎはじめた時期であり、実質産出量に加えて資本コスト、物価が考慮されているジョルゲンソン型による計測によってそのあたりの設備投資行動の構造変化が明らかにされたといえよう。

(4) 計測式のパフォーマンス

上述の構造変化のテストによって、期間分割による計測の妥当性が明らかにされたところで、計測式のパフォーマンスについての評価を実施することにする。

まず最初に、計測式の全般的適合度、各係数の有意性等についてみると、全産業資本ストック調整型では、各期とも決定係数および各パラメーターの t 値がおおむね高く、符号条件も満たされており、良好な計測結果といえる。製造業資本ストック調整型でも、第2期の決定係数が若干低い。第3期の資本ストックに関する係数が有意でない等の問題点があるものの、総じてみればまずまずの結果と考えられる。

つぎに、ジョルゲンソン型に移ると、キャピタルゲイン項を含んだケースAとそれを取り除いたケースBとの比較では、全産業、製造業とも第1期から第3期までは計測式のパフォーマンスに決定的な差があるとはいいがたいが、最近期の第4期ではケースAの符号条件が理論どおりとなっているのに対し、ケースBではラグ項の符号条件が全て理論とは反対のマイナスとなっている。この結果からして、従来から設備投資の意思決定の過程でインフレーションに対して何らかの考慮が払われていたと考えるほうが妥当のように思われる。したがって、以降のジョルゲンソン型の分析はケースAについてのみ行うこととする。各期別に検討すると、製造業は説明力の点でおおむね良好な結果となっているが、全産業では2回の石油ショックにはさまれた第3期において芳しい結果が得られなかった。また、符号条件はラグ項については理論どおりとなっているが、資本ストックの係数は全産業第3期、製造業第2期および第3期において好ましからざる結果となった。

6) 一般に、推定式の説明力が同程度の場合には、 F 値が大きければ大きいほど構造変化は激しいと解釈されるが、本稿の計測結果は期間によって説明力にばらつきがあり、したがって、 F 値が大きい時点ほど構造変化が激しかったと一概に結論することはできない。

続いて計測式の系列相関の有無をD.W.比によって調べると、全産業ジョルゲンソン型ケースA第3期および第4期において系列相関が存在しないという帰無仮説が有意水準5%で棄却されるのをはじめとして、全産業資本ストック調整型第1期、製造業資本ストック調整型第2期、製造業ジョルゲンソン型ケースA第1期等ではD.W.比の値が系列相関の有無についての結論が出せない領域に属しており、必ずしも最良な結果とはいえないが、全期間をとおして計測し強い正の系列相関が観察された当初の場合と比較すれば、かなりの改善がなされたということではできよう。

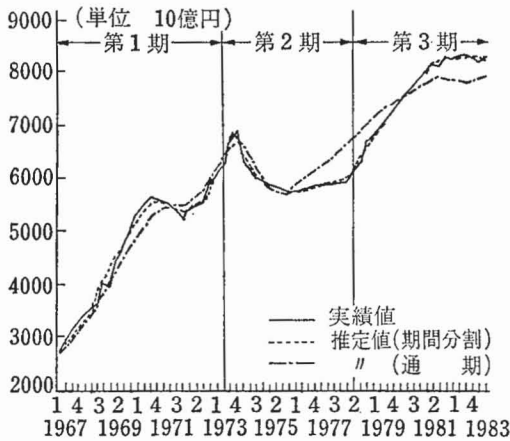
以上の諸点から判断して、期間分割による計測結果は全期間をとおして計測した場合に比し全般的にみて良好であり、各関数の内挿結果を示した図-3においても推定値が実績値をかなりの程度フォローしている姿がみてとれよう。

(5) 設備投資行動の構造変化

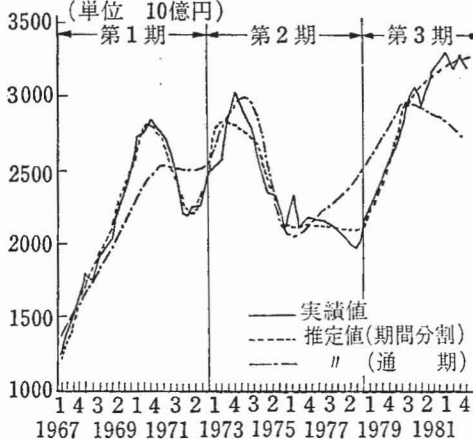
計測結果の検討の最後として、各投資関数の各期ごとのパラメーター値の推移から構造変化の具体的内容を推察することとしよう。

図-3 設備投資関数の内挿結果

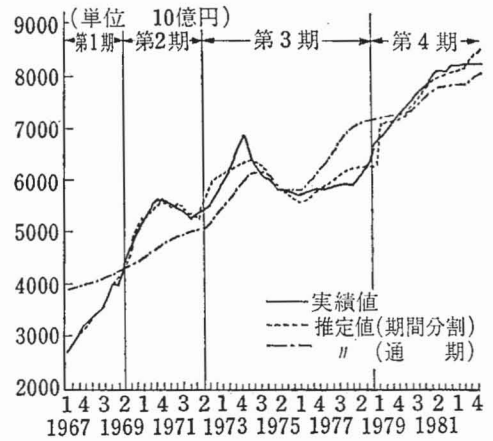
3-1 全産業資本ストック調整型



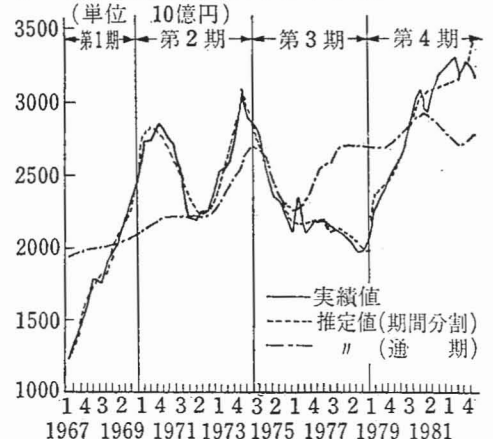
3-2 製造業資本ストック調整型



3-3 全産業ジョルゲンソン型



3-4 製造業ジョルゲンソン型



まず、資本ストック調整型であるが、モデルのスペシフィケーションのところで述べたように、ここでのアーモン・ラグ項の意味づけは最適資本ストック水準の決定が過去に実現した産出水準のラグ値に基づいてなされるというものであった。このような定式化からすれば、意思決定に際し配慮される平均的期間は、計測結果中の平均ラグ期間によって表わされると考えられよう。各期の平均ラグ期間は、全産業では第1期 1.70、第2期 1.30、第3期 3.84、製造業では第1期 0.98、第2期 2.51、第3期 3.73となっており、また図-4ではウェイト合計を1にしたラグ・パターンが各期別に描かれている。上述の認識の下にこれらの結果を検討すると、高度成長期には意思決定に際して最近時点の情報を最も重視し、したがって平均ラグも短かったが、二度の石油ショックを経験した後の第3期においてはかなり以前の情報にも考慮を払い意思決定の過程が慎重になっていると解釈することができよう。

続いて、ジョルゲンソン型に関して検討を加えることとする。ジョルゲンソン型でラグ項が使用されている理由は、最適資本ストックが過去の経済情報に基づいて認識され、しかもその最適値への調整にある程度の期間を要するからであり、その意味からして平均ラグ期間の長さは、資本ストックの調整の必要性が認識されてから実際に調整が完了するまでに要する平均的期間を表

図-4 資本ストック調整型のラグ・パターン (全産業)

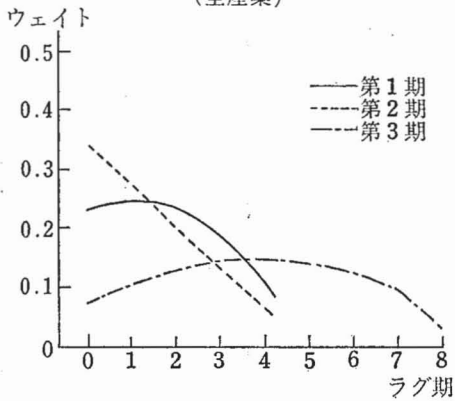
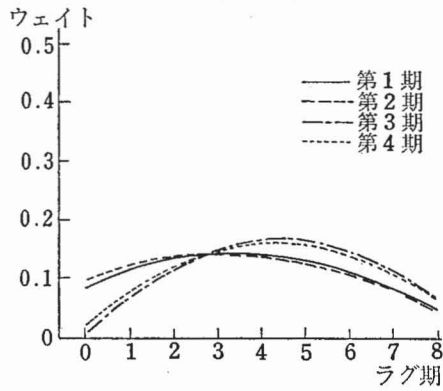
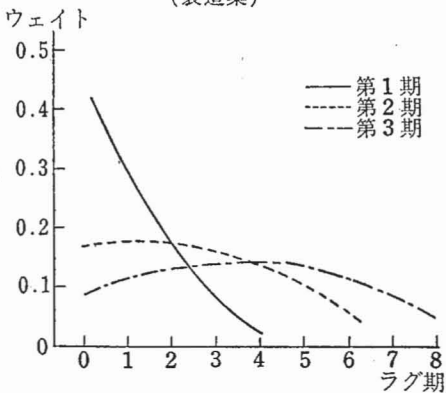


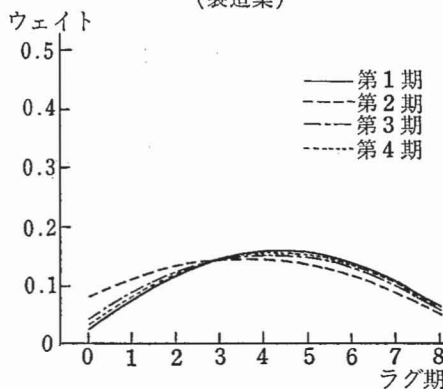
図-5 ジョルゲン型のラグ・パターン (全産業)



(製造業)



(製造業)



わすと考えられよう。ケースAについて平均ラグ期間およびラグ・パターン（図一5参照）を見ると、各期別にきわだった相違は存在しないことがわかる。すなわち、全産業、製造業のいずれの期においても平均ラグは3.50~4.50の範囲に収まり、ラグ・パターンもほぼ同型を示しているのである。あえてマイナーな変化を指摘すれば、全産業において前半2期に比し後半2期には平均ラグが長期化しており、製造業においても第2期以降第4期までラグ期間が延びている。

また、ジョルゲンソン型を推定する上での大きなメリットの一つとして税制の変化が設備投資におよぼす効果を容易に分析できる点があげられており、それを受けて表-3には投資税額控除に関する弾性値が試算されている⁷⁾。1960年代の高度成長期には、全産業、製造業とも1.0前後と相対的に高水準の値となっているが、以降大幅に低下し、とくに第1次石油ショック後の経済混乱期には、ほとんど非弾力的な状態となっている。1979年以降の最近期には、若干回復したものの0.2程度と未だ低水準に変わりはない。

最後に参考までに、日本開発銀行調査部が実施している設備投資アンケート調査結果から上述の構造変化に関連していくつかの興味深い内容を引き出すこととしよう。日本開発銀行設備投資アンケート調査は年度ベースの解答方式となっており、必ずしも本稿で採用した分割期間には対応しないが、ここでは資本ストック調整型の分割期間に似せて、1967~72年度、1973~78年度、1979~82年度の3

表-4 設備投資額の業種別構成比
(日本開発銀行アンケート)

(単位 %)

業種	年度	1967~72	1973~78	1979~82
全産業		100.0	100.0	100.0
製造業		62.8	49.7	44.7
食品		2.6	2.3	2.3
繊維		3.1	1.6	1.0
紙・パルプ		2.1	1.9	1.4
化学		10.4	7.6	5.9
石油		5.1	3.9	3.4
窯業・土石		2.6	2.2	2.1
鉄鋼		13.3	11.5	6.8
非鉄金属		3.2	1.9	1.5
一般機械		3.5	2.5	2.8
電気機械		4.6	3.5	5.3
輸送用機械		8.8	7.4	8.9
その他		3.6	3.5	3.4
非製造業		37.2	50.3	55.3
建設		2.5	1.9	1.8
卸売・小売		—	3.8	3.6
不動産		—	2.9	2.1
運輸通信		12.3	8.0	8.1
電力・ガス		17.3	27.6	30.8
サービス		1.7	5.3	8.4
その他		3.4	0.8	0.5

表-3 ジョルゲンソン型による
投資税額控除弾性値

	全産業	製造業
第1期	1.16	0.96
第2期	0.64	0.47
第3期	0.16	0.09
第4期	0.20	0.23

(注) 全設備について1%の投資税額控除を実施した場合

(注) 資本金10億円以上企業・工事ベース

7) 本稿での試算方法は以下の通りである。投資税額控除がなされる場合の資本の使用者費用は、次式となる(ホール=ジョルゲンソン[6]参照のこと)。

$$c = \frac{q(r+\delta-\dot{q}/q)(1-u_2)(1-k)}{1-u}$$

ここでkは投資税額控除率であり、kを恒久的に1%と置いた場合の資本の使用者費用の低下、ひいては設備投資の増加割合をもって弾性値としている。

表-5 投資動機構成比(日本開発銀行アンケート)

(単位: %)

投資動機	全 産 業			製 造 業		
	1967~72	1973~78	1979~82	1967~72	1973~78	1979~82
能力増強	55.5	52.6	52.6	55.6	33.1	28.7
合理化・更新	26.7	22.5	24.3	31.3	34.6	37.6
その他	17.8	24.9	23.1	13.1	32.3	33.7
計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

(注) 表-4に同じ

つの期間について、設備投資額の業種別構成比(表-4)および投資動機の構成比(表-5)の推移をみていくこととする。

業種別構成比では、製造業と非製造業とのウェイト逆転が注目すべき現象としてあげられる。非製造業の伸長は、いうまでもなく電力投資の高まりを主因としているが、リース等の寄与によりサービス業が大幅増となっている点もみのがせないところである。一方、製造業では、素材型産業と加工・組立型産業とで大きく明暗を分けている。すなわち、素材型(鉄鋼、化学、窯業・土石、非鉄金属、紙・パルプ、繊維)ではトータルの構成比が、各期別に34.7%→26.7%→18.7%と、最近時点では石油ショック前に比しはほぼ半減しているのに対し、加工・組立型(輸送用機械、電気機械、一般機械、食品)では、19.5%→15.7%→19.3%と、石油ショックにはさまれた期間で若干落ち込んだものの、最近期では再び高度成長期と同等のウェイトを占めるに至っているのである。

つぎに投資動機をみると、全産業ベースでは各期別に顕著な相違は認められず、最近時点でも能力増強が過半を占めているが、製造業ベースでは能力増強割合が高度成長期の5割を上回る水準から最近期では3割をも割る水準にまで低下し、かわって合理化・更新投資、研究開発投資等のウェイトが上昇している。

以上のアンケート調査に基づいた簡単な分析を本稿での計測結果と直接結びつけるのは少々無理があるものの、需要増を背景に素材型産業を中心として活発な能力増投資が行われた高度成長期の状況から、合理化・更新を主体としていわば小物的な投資が主流となっている昨今の状況への変化は、最近期において投資決意が慎重になっているという本稿での主要な結論と、あいつうじるものがあるように思われる。

Ⅳ おわりに

本稿では、資本ストック調整型、ジョルゲンソン型という二つの代表的投資関数を用いてわが国の昭和40年以降の設備投資行動を分析し、さまざまなインプリケーションを引き出すことを目的とした。

本稿の主要な論点は、設備投資行動の構造変化の時期および内容を明示したことにあろう。従

来から石油ショック後の投資環境の変化に基づき構造変化が議論されてきたところであるが、本稿の結論は定量的にその事実を裏付け、同時に、第二次石油ショック前後にも第一次ショック時と同様に大規模な構造変化がみられること、ジョルゲンソン型によると石油ショック以前の1969～70年当時にも構造変化が観察されること等の新しい指摘もなされた。

また、資本ストック調整型を用いて導出された意思決定にさいし相対的により過去の情報にも配慮を払うようになったとの指摘は、低成長期にはいり景気の不透明感、将来に対する不確実性が払拭されず、企業経営が慎重にならざるをえない昨今の状況に合致し、その反映としてジョルゲンソン型を用いて算出された投資税額控除の弾性値が高度成長期に比し低下したとの解釈もできるのではなかろうか。

しかしながら、ジョルゲンソン型を用いて計測された望ましい資本ストックの認知から調整完了までのラグ・パターンは高度成長期と最近期とを比較して大きな差異は認められず、さらに前述の弾性値も最近期では若干回復していることから、当面の景気上昇および安定局面で、民間設備投資が果たす役割は必ずしも小さくはないように思われる。

(はなざき・まさはる／日本開発銀行設備投資研究所)

〔参考文献〕

- [1] Almon, S., "The Distributed Lag between Capital Appropriations and Expenditures," *Econometrica*, Vol. 33, No. 1, 1965.
- [2] Bischoff, C.W., "Business Investment in the 1970's: A Comparison of Models," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, 1971.
- [3] Brechling, F., *Investment and Employment Decisions*, Manchester University Press, 1975.
- [4] Chow, G.C., "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions," *Econometrica* Vol. 28 No. 3, 1960.
- [5] Fisher, F.M., "Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions: an Expository Note," *Econometrica*, Vol. 38, No. 2, 1970.
- [6] Hall, R.E., and D.W. Jorgenson, "Tax Policy and Investment Behavior," *American Economic Review*, Vol. 57, No. 3, 1967.
- [7] 林 文夫「トービンの q と新古典派投資理論」『計測室テクニカル・ペーパー』日本証券経済研究所, No. 52, 1980.
- [8] Jorgenson, D.W., "Capital Theory and Investment Behavior," *American Economic Review*, Vol. 53, No. 2, 1963.
- [9] —, —, "Anticipations and Investment Behavior," in J.S. Duesenberry, G. Fromm, L.R. Klein, and E. Kuh (eds.), *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States*, Rand McNally & Company, 1965.
- [10] —, —, "The Theory of Investment Behavior." in R. Ferber (ed.), *Determinants of Investment Behavior*, NBER, 1967.
- [11] 大下宗七『戦後日本の経済行動』有斐閣, 昭和57年12月.
- [12] 市東・柳沼・竹中「設備投資研究'80」『経済経営研究』Vol. 2-2, 日本開発銀行設備投資研究所, 昭和56年7月.
- [13] 米沢康博「トービンの q , 投資および資産市場」『計測室テクニカル・ペーパー』日本証券経済研究所, No. 56, 1982.

【付表 設備投資関数の計測結果】
全産業資本ストック調整型

上段：係数
下段：t値

期 間	定数項	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	α_8	β	ラグ係数合計 (平均ラグ)	R ²	S.E.	D.W.
1967. I ~ 1973. II	-3,908.3 (-17.04)	0.1382 (4.16)	0.1478 (16.08)	0.1388 (11.63)	0.1112 (6.39)	0.0649 (4.77)					-0.0665 (-14.15)	0.6010 (1.70)	0.991	103.5	1.00
1973. III ~ 1978. II	1,830.6 (3.83)	0.1082 (4.92)	0.0848 (13.17)	0.0623 (7.11)	0.0407 (3.34)	0.0199 (2.12)					-0.0380 (-18.54)	0.3159 (1.30)	0.952	70.9	2.48
1978. III ~ 1983. II	-10,934.9 (-13.06)	0.0609 (1.22)	0.0898 (3.60)	0.1098 (13.75)	0.1209 (8.56)	0.1230 (5.19)	0.1162 (4.03)	0.1006 (3.45)	0.0760 (3.11)	0.0424 (2.88)	-0.0714 (-7.81)	0.8396 (3.84)	0.989	64.7	2.11
通 期	-3,110.9 (-7.41)	0.0590 (1.30)	0.1005 (8.86)	0.1154 (7.26)	0.1036 (4.35)	0.0651 (3.48)					-0.0361 (-9.45)	0.4436 (2.03)	0.962	286.4	0.17

上段：係数
下段：t値

製造業資本ストック調整型

期 間	定数項	α_0	α_1	α_2	α_3	α_4	α_5	α_6	α_7	α_8	β	ラグ係数合計 (平均ラグ)	R ²	S.E.	D.W.
1967. I ~ 1972. IV	-974.7 (-12.37)	0.3002 (10.95)	0.1984 (27.89)	0.1175 (11.15)	0.0575 (3.79)	0.0183 (1.55)					-0.0828 (-21.89)	0.6918 (0.98)	0.989	50.0	1.77
1973. I ~ 1978. IV	3,111.0 (6.17)	0.0246 (1.71)	0.0265 (3.12)	0.0265 (4.02)	0.0248 (3.35)	0.0213 (2.67)	0.0160 (2.25)	0.0089 (1.98)			-0.0318 (-11.58)	0.1485 (2.51)	0.852	122.4	0.99
1979. I ~ 1982. IV	-3,844.1 (-5.49)	0.0336 (0.98)	0.0452 (2.21)	0.0529 (4.92)	0.0569 (6.93)	0.0570 (5.05)	0.0532 (3.84)	0.0457 (3.70)	0.0343 (2.82)	0.0191 (2.57)	-0.0008 (-0.12)	0.3977 (3.73)	0.960	68.4	2.14
通 期	-77.7 (-0.38)	0.0747 (4.02)	0.0668 (5.99)	0.0589 (9.19)	0.0508 (8.66)	0.0426 (5.63)	0.0343 (3.89)	0.0259 (2.93)	0.0173 (2.35)	0.0087 (1.96)	-0.0319 (-6.97)	0.3799 (2.70)	0.731	248.7	0.20

全産業ジョルゲンソン型

ケースA

上段：係数
下段：t値

期	問	定数項	70	71	72	73	74	75	76	77	78	δ	ラグ係数合計 (平均ラグ)	\bar{R}^2	S.E	D.W.
1967. I ~	1969. II	-3,622.4 (-6.86)	0.0936 (2.20)	0.1261 (2.19)	0.1458 (2.00)	0.1554 (1.86)	0.1548 (1.76)	0.1441 (1.69)	0.1233 (1.64)	0.0923 (1.61)	0.0512 (1.58)	0.0690 (16.86)	1.0894 (3.69)	0.978	83.6	2.49
1969. III ~	1972. II	2,178.9 (5.18)	0.0645 (4.58)	0.0790 (6.08)	0.0881 (6.74)	0.0918 (6.84)	0.0900 (6.72)	0.0829 (6.54)	0.0703 (6.36)	0.0523 (6.21)	0.0288 (6.07)	0.0196 (7.19)	0.6476 (3.59)	0.841	95.8	2.44
1972. III ~	1978. IV	5,984.9 (16.67)	0.0004 (0.08)	0.0056 (1.63)	0.0095 (3.65)	0.0121 (4.81)	0.0134 (4.90)	0.0133 (4.70)	0.0120 (4.48)	0.0093 (4.30)	0.0053 (4.16)	-0.0001 (-0.08)	0.0809 (4.45)	0.964	247.9	0.68
1979. I ~	1982. IV	-383.9 (-0.37)	0.0027 (0.38)	0.0100 (1.35)	0.0155 (1.86)	0.0191 (2.11)	0.0206 (2.24)	0.0203 (2.32)	0.0181 (2.37)	0.0140 (2.40)	0.0079 (2.42)	0.0285 (8.28)	0.1282 (4.31)	0.921	140.7	0.49
通	期	2,415.9 (11.54)	0.0001 (0.00)	0.0062 (0.82)	0.0108 (1.98)	0.0139 (2.53)	0.0154 (2.64)	0.0154 (2.58)	0.0139 (2.49)	0.0108 (2.41)	0.0062 (2.35)	0.0162 (18.16)	0.0924 (4.50)	0.840	570.8	0.09

ケースB

上段：係数
下段：t値

期	問	定数項	70	71	72	73	74	75	76	77	78	δ	ラグ係数合計 (平均ラグ)	\bar{R}^2	S.E	D.W.
1967. I ~	1969. II	-3,082.6 (-6.59)	0.0900 (2.18)	0.1006 (2.40)	0.1059 (2.21)	0.1062 (1.98)	0.1013 (1.81)	0.0913 (1.68)	0.0762 (1.58)	0.0559 (1.51)	0.0305 (1.45)	0.0670 (14.77)	0.7581 (3.41)	0.979	81.4	1.78
1969. III ~	1972. II	939.9 (1.31)	-0.0516 (-1.70)	0.0962 (2.68)	0.2084 (4.30)	0.2852 (4.88)	0.3264 (5.17)	0.3321 (5.32)	0.3023 (5.41)	0.2371 (5.48)	0.1363 (5.52)	0.0183 (6.38)	1.8724 (4.75)	0.801	107.1	1.78
1972. III ~	1978. IV	5,951.0 (14.57)	-0.0433 (-3.09)	-0.0184 (-1.93)	0.0015 (0.21)	0.0164 (2.35)	0.0262 (3.48)	0.0310 (3.95)	0.0308 (4.67)	0.0256 (4.27)	0.0153 (4.33)	0.0000 (0.02)	0.0850 (9.17)	0.403	261.5	0.66
1979. I ~	1982. IV	2,279.1 (10.90)	-0.0018 (-0.69)	-0.0068 (-3.71)	-0.0105 (-7.83)	-0.0129 (-10.39)	-0.0140 (-11.55)	-0.0138 (-11.09)	-0.0123 (-10.49)	-0.0095 (-9.97)	-0.0054 (-9.56)	0.0199 (26.94)	-0.0871 (4.31)	0.990	49.9	1.54
通	期	2,654.4 (12.15)	-0.0376 (-2.10)	-0.0284 (-2.27)	-0.0204 (-2.10)	-0.0136 (-1.45)	-0.0082 (-0.81)	-0.0040 (-0.39)	-0.0011 (-0.11)	0.0006 (0.07)	0.0009 (0.20)	0.0182 (17.91)	-0.1118 (1.41)	0.836	578.5	0.12

製造業ジョルゲンソン型

上段：係数
下段：t値

ケースA	期	間	定数項	70	71	72	73	74	75	76	77	78	δ	ラグ係数合計 (平均ラグ)	R ²	S.E.	D.W.
	1967. I ~ 1969. IV		-1,872.7 (-11.00)	0.0253 (1.20)	0.0780 (3.84)	0.1168 (4.86)	0.1418 (5.09)	0.1528 (5.11)	0.1500 (5.08)	0.1333 (5.05)	0.1028 (5.01)	0.0583 (4.98)	0.0837 (30.08)	0.9591 (4.26)	0.991	37.7	3.13
	1970. I ~ 1974. II		3,465.0 (25.45)	0.0257 (10.80)	0.0351 (13.57)	0.0415 (13.57)	0.0449 (14.00)	0.0451 (13.48)	0.0422 (12.82)	0.0363 (12.24)	0.0273 (11.76)	0.0152 (11.37)	-0.0178 (-7.84)	0.3133 (3.75)	0.920	73.2	1.36
	1974. III ~ 1978. IV		5,123.7 (11.98)	0.0021 (0.41)	0.0044 (1.07)	0.0061 (1.81)	0.0071 (2.53)	0.0075 (3.11)	0.0073 (3.43)	0.0064 (3.66)	0.0049 (3.73)	0.0028 (3.74)	-0.0305 (-6.86)	0.0487 (4.10)	0.871	70.2	2.57
	1979. I ~ 1982. IV		-3,143.4 (-5.12)	0.0042 (0.56)	0.0112 (1.77)	0.0163 (2.76)	0.0196 (3.34)	0.0210 (3.62)	0.0205 (3.74)	0.0182 (3.78)	0.0140 (3.78)	0.0079 (3.78)	0.0514 (10.05)	0.1330 (4.21)	0.906	104.4	1.25
	通 期		1,591.4 (10.71)	0.0072 (0.10)	0.0072 (0.90)	0.0116 (1.74)	0.0146 (2.20)	0.0160 (2.32)	0.0159 (2.30)	0.0143 (2.26)	0.0110 (2.21)	0.0063 (2.16)	0.0098 (5.82)	0.0980 (4.40)	0.356	384.6	0.11

上段：係数
下段：t値

ケースB	期	間	定数項	70	71	72	73	74	75	76	77	78	δ	ラグ係数合計 (平均ラグ)	R ²	S.E.	D.W.
	1967. I ~ 1969. IV		-1,784.8 (-12.64)	-0.0341 (-1.14)	0.0416 (1.73)	0.0994 (4.05)	0.1391 (5.06)	0.1609 (5.43)	0.1647 (5.57)	0.1505 (5.62)	0.1183 (5.64)	0.0682 (5.65)	0.0827 (30.31)	0.9085 (4.84)	0.992	34.9	2.76
	1970. I ~ 19 4. II		2,626.4 (21.27)	0.0122 (0.94)	0.0642 (6.03)	0.1028 (10.06)	0.1282 (12.04)	0.1401 (12.79)	0.1388 (13.01)	0.1241 (3.04)	0.0961 (12.99)	0.0547 (12.92)	-0.0076 (-3.76)	0.8611 (4.37)	0.909	78.4	1.94
	1974. III ~ 1978. IV		5,397.4 (10.41)	-0.0017 (-0.15)	0.0063 (0.64)	0.0124 (1.46)	0.0165 (2.21)	0.0187 (2.79)	0.0189 (3.19)	0.0171 (3.45)	0.0134 (3.60)	0.0077 (3.70)	-0.0336 (-6.03)	0.1092 (4.65)	0.873	69.6	2.47
	1979. I ~ 1982. IV		-501.2 (-0.95)	-0.0450 (-2.89)	-0.0490 (-3.84)	-0.0507 (-4.12)	-0.0502 (-3.88)	-0.0474 (-3.53)	-0.0425 (-3.23)	-0.0352 (-2.99)	-0.0257 (-2.81)	-0.0140 (-2.66)	0.0308 (7.20)	-0.3597 (3.35)	0.915	99.4	1.29
	通 期		1,662.2 (10.46)	-0.0460 (-1.60)	-0.0263 (-1.25)	-0.0162 (-0.58)	0.0022 (0.13)	0.0109 (0.61)	0.0161 (0.90)	0.0175 (1.07)	0.0153 (1.18)	0.0095 (1.25)	0.0096 (5.63)	-0.0110 (-33.83)	0.334	391.3	0.12

(注) ラグ係数合計及び平均ラグの算出方法は以下の通り。

$$\text{ラグ係数合計} = \sum_{i=0}^8 \gamma_i$$

$$\text{平均ラグ} = (\gamma_0 \times 0 + \gamma_1 \times 1 + \gamma_2 \times 2 + \dots + \gamma_8 \times 8) / \sum_{i=0}^8 \gamma_i$$