

【論 説】

日本企業による海外直接投資の実証的分析

中 尾 武 雄

I はじめに

海外直接投資（以下ではFDIと呼ぶ）は、国内外の失業問題あるいは海外の経済発展に無視できない影響を与える。特に、経済大国となった日本のFDIの動向は、日本経済だけでなく外国経済にとっても非常に重要である。諸外国のFDIについてはアメリカとUKを中心としてかなり多くの研究がある。たとえば時系列分析としては、Cushman [1985], [1988], Froot and Stein [1991], Pain [1993], Klein and Rosengren [1994], Bajo-Rubio and Sosvilla-rivero [1994], クロスセクション分析文としては Maki and Meredith [1986], Grubaugh [1987], Kogut and Chang [1991], Chen [1992], Trevino and Daniels [1994], また、時系列データとクロスセクションデータをプールした分析としては Cushman [1987], Ray [1989], Harvey [1990], Mann [1993], Moore [1993], Campa [1993] などがある。ところが、日本企業のFDI行動については厳密な計量経済学的分析はほとんど行われていない。したがって、最近の日本のFDIがどのような要因によって決定されているかを解明することは興味深いテーマと思われる。この論文では、日本企業のFDIに関する時系列データを用いて計量経済学に厳密な分析を行う。

周知のように、1980年代から時系列データの分析手法には新しい展開が見られる。これは、ユニットルート検定と動学的誤差修正モデルの推定などによって構成されるコインテグレーション手法で、この論文でもこの分析手法を用いる¹⁾。

1) これらの手法については、たとえば、Banerjee *et al* [1993] あるいは Enders [1995] を参照。

コインテグレーション手法を用いて、FDIを実証的に分析した研究はほとんどない。数少ない例外として、たとえばUKのFDIデータを分析したPain [1993] とスペインを分析したBajo-Rubio and Sosvillarivero [1994] がある程度である。したがって、日本企業によるFDI行動をコインテグレーション手法で分析するのは、価値ある試みと思われる。

この論文では、第2節でFDIに関する一般的な理論的モデルを構築してFDIに影響を与える可能性のある要因を明らかにし、第3節では、ユニットルート検定の結果と説明に関する具体的な仮説を解説する。第4節では、長期均衡関係に基づいてコインテグレーションの可能性を検証し、さらに動学的誤差修正モデルを推定して、FDIに影響を与える要因を明らかにする。第5節では、重要な結論を要約する。

II FDI行動の一般的な理論モデル

国内・海外市場の両方で生産・販売し、世界資本市場から資金を調達する多国籍企業の行動をモデル化し、その最適問題を解いて、推定に必要な関係を導き出すことは容易ではない。特に、FDIにおいては、海外生産拠点での財生産に必要な中間財の一部を本国より輸入するケースが一般的と考えられるが、これを考慮すると、理論モデルが非常に複雑になる。したがって、この節の理論モデルの構築では、単純化のために、中間財の存在を無視するが、推定式の導出にあたっては考慮に入れる必要があることは言うまでもない。

Cushman [1985] と同様に2期間モデルを想定する。これは、投資決定が行われる時期 ($t=0$) と投資からの収益が得られる時期 ($t=1$) の間には一定の期間が必要と言う事実をモデル化するためである。まず、需要関数について考える。FDI関連の多くの文献 (Campa [1993], Harvey [1990], Helpman [1984], Kogut and Chang [1991], Mann [1993], Ray [1989], Trevino and Daniels [1994] など) で、企業のFDI行動がR&Dや広告と言った無形資産と深い関係があることが指摘されている。この点を考慮すると、FDIを行う

企業が生産する財は製品差別化されていると仮定するのが適当と思われる。したがって、ある国での販売量を Q_j と表せば（ただし下付添え字 j は国を表し、 $j=0, 1, \dots, n$ で、投資国は 0 で表示する）、企業の j -国市場での（逆）需要関数は、 $P_j(Q_j)$ 、 $\partial P_j/\partial Q_j < 0$ と表せる。これは製品市場が不完全で、需要曲線が右下がりになっていることを意味する。ここでは、需要関数に明示的には取り上げていないが、所得水準の増加は需要曲線を右側にシフトする。一方、労働市場では、多国籍企業といえども独占力は保有していないし、一般的な賃金水準に影響を与えるほどの規模でないと想定する。

Froot and Stein [1991] や Klein and Rosengren [1994] は、FDI の大きさが為替レートの影響を受けるのは、資本市場が不完全なためと考えている。資本の借り手と貸し手の間には情報の非対称性があり、これが資本市場を不完全にして、企業が調達できる FDI 資金の大きさが企業規模に依存するようになるを考える。このように企業の FDI 行動を分析する場合には、資本市場の不完全性は重要な特徴となる。そこで、企業が外国で資金を調達するときの利子率が、調達資金量に依存すると言う関係を表すために利子率関数 $i^* + i_j(L_j)$ を用い、 $i'_j(L_j) > 0$ と仮定する。ただし、 $j=0, 1, \dots, n$ で、 i^* は世界資本市場における最低貸出利子率、 L_j は j -国で調達された資金を示す。この関係は、企業が支払う利子率は、企業が調達する資金量が増加すると高くなることを示している。ただし、企業の支払う利子率の高さは企業の利潤の大きさや資本市場の需給関係によっても大きい影響を受けるから、利子率関数は正確には $i^* + i_j(L_j; \pi, E)$ と表す必要がある。ここで π は企業の利潤、 E は資本市場の需給関係を示す。

世界の資本財市場で完全競争が実現していると仮定すると、多国籍企業は資本設備を最も価格の低い国から購入する。したがって、 j -国通貨を投資国通貨で表示した為替レートの 0 期の値を e_j 、 j -国における資本財価格を P_{kj} ($j=0, 1, \dots, n$) とすると、企業の購入する資本財の価格は

$$P_k^* = \min \{P_{k0}, e_1 P_{k1}, \dots, e_n P_{kn}\}$$

と定義される。

資本財は減耗するが、資本財の価格は変化するため、生産活動終了後（1期の終了後）に資本財を販売すれば利益がある可能性もある。たとえば、資本減耗率を δ 、世界資本市場における資本財価格の予想変化率を ρ_k^* 、総資本投下量を K 、第1期終了時における（予想）資本財価格を $P_k^*(1+\rho_k^*)$ と表すと、投下資本から期待されるキャピタルゲインの大きさは生産終了後の資本財（予想）販売価格と購入価格の差で、

$$[P_k^*(1+\rho_k^*)(1-\delta)-P_k^*]K$$

と表される。ただし、この資本財の取引が外国市場で行われた場合には、為替リスクも考慮する必要がある。

以上の設定のもとでは、 n -国モデルの多国籍企業の利潤は以下のように定義される：

$$\begin{aligned} \pi = & P_0(Q_0; Y_0(1+\rho_{Y0}))Q_0 - w_0(1+\rho_{w0})N_0 - i_0(L_0)L_0 \\ & + \sum_{j=1}^n \{e_j(1+\rho_{ej}+\mu_j\varepsilon_j)[(P_j(Q_j; Y_j(1+\rho_{Yj}))-T_j)Q_j \\ & - w_j(1+\rho_{wj})N_j - (i^*+i_j(L_j))L_j]\} \\ & + e_j(1+\rho_{ej}+\mu_j\varepsilon_j)[(1+\rho_k^*)(1-\delta)-1]P_k^*K \end{aligned} \quad (1)$$

ただし、

$N_j=j$ -国で投下された労働量、

$T_j=j$ -国の関税などの貿易コスト、

$w_j=j$ -国の0期における賃金率、

$Y_j=j$ -国の0期における国民所得、

ε_j は確率変数で、密度関数は $\phi_j(\varepsilon_j)$ 、平均値はゼロ、

μ_j はシフトパラメータで、初期値は1、

$\rho_{ej}=j$ -国との為替レートの前0期から1期の間の予想変化率、

$\rho_{Yj}=j$ -国の国民所得予想上昇率、

$\rho_{wj}=j$ -国の賃金予想上昇率。

資本財取引が国内で行われた場合には、キャピタルゲイン（最後の項目）に乗

じてある係数 $e_j(1 + \rho_{e_j} + \mu_j \varepsilon_j)$ は 1 に等しくなる。また、制約としては以下のような条件がある：

$$X_j = F_j(N_j, K_j) \quad (j=0, 1, \dots, n) \quad (2)$$

$$\sum_{j=0}^n Q_j = \sum_{j=0}^n X_j \quad (3)$$

$$L_0 + \sum_{j=1}^n [e_j L_j] = P_k^* K \quad (4)$$

ただし、

$X_j = j$ - 国における財生産量、

$K_j = j$ - 国に投下された資本量。

(2)式は生産関数で、(3)式は企業の各国での生産量合計と販売量合計が等しいと言う関係を示し、(4)式は、企業の資金調達合計額は投下資本額合計に等しいと言う関係を示す。

この多国籍企業の最適化問題を解くと、以下のような FDI 需要関数を得る：

$$\begin{aligned} \text{FDI} = g(e_1, \dots, e_n, \rho_{e_1}, \dots, \rho_{e_n}, \mu_1, \dots, \mu_n, T_1, \dots, T_n, \\ w_1, \dots, w_n, \rho_{w_1}, \dots, \rho_{w_n}, Y_1, \dots, Y_n, \rho_{Y_1}, \dots, \rho_{Y_n}, \\ i^*, \rho_k^*, \delta, P_k^*) \end{aligned} \quad (5)$$

ただし、 $\text{FDI} = \sum_{j=1}^n K_j$ である。これらのパラメータが FDI に与える影響を知るためには、最適条件を使って比較静学分析を行う必要があるが、このような一般的な形では明確な結果を得ることは不可能である。Cushman [1985] においても示されているように、多国籍企業が輸出を行うケースや逆輸出を行うケースなどで比較静学の結果は異なってくるのである。したがって、この論文では、この一般理論モデルの分析は行わず、FDI 需要関数が(5)式のような形になることを示すだけにとどめる。実証分析のための仮説を考えるには、これで十分と思われるからである。すなわち、(5)式によれば、FDI に影響を与える要因として、各国の為替レートとその予想変化率、為替レトリスクの大きさ、貿易障壁の高さ、賃金率とその予想上昇率、国民所得とその予想成長率、利率、資本財価格とその予想変化率、企業利潤、資本市場需給状況な

どが考えられる。したがって、以下の推定式の構築においてもこれらを説明変数の候補として用いることにする。

Ⅲ データとユニットルート検定

この節では、推定に用いる具体的な変数を説明するが、コインテグレーション分析の第1ステップとして、推定に用いる変数が『I(1)変数』であるかどうかを検討する必要がある。すなわち、データそのままではユニットルートを持つと言う帰無仮説は棄却されず、第1階差では棄却されることを確認せねばならない。そこで、以下ではユニットルート検定の結果を見ながら、推定に用いる変数を確定してゆく²⁾。

分析期間は1981年第1四半期から1994年第3四半期までである。この期間を選択した理由は、日本が変動相場制に移ったのが1973年であるが、この新しい制度に企業の行動が調整されるまである程度の期間が必要であることと、1980年は第2石油ショックが起こった経済的に異常な年度であるため、これ以降をサンプル期間とした³⁾。したがって、サンプル数は55で、コインテグレーション分析が可能な範囲と思われる。

被説明変数は『国際収支統計月報』（日本銀行）所収の直接投資データを用いる。直接投資データは『国民経済計算年報』（経済企画庁）からも入手できるが、最新データの発表が遅れるため前者を用いる。問題はこのデータがドル表示で発表されていることで、これを円表示に変換するために為替レートを乗じることにする⁴⁾。また、1985年基準のGDPデフレーター（『国民経済計算年報』所収）で割って実質した。単位は100億円である。

2) コインテグレーション分析では、サンプル数に比較してあまりに説明変数が多いことは望ましくないのである。特に、Johansenの最尤法推定は、サンプル数が説明変数の数倍あることが望ましい。したがって、比較的重要な変数については、説明変数としない必要がある。

3) たとえば、資本財価格は1974年の第1四半期から1980年の第4四半期までの6年で40%近く急上昇した。一方、1981年以後は91.4と101.3の間にあり比較的安定していた。

4) 『国民経済計算年報』のFDIとの相関係数は0.997であり、その差は統計誤差の範囲内と思われる。

実質直接投資（以下ではこの変数はFDIと表示する）のユニットルート検定の結果は表3-1と表3-2の最上段1列目に示されている。ユニットルート検定にもいろいろな方法があるが、最も強力な Augmented Weighted Symmetric Tau 検定 (Pantula, Gonzalez-Farias and Fuller [1994] を参照) と、誤差項に関する条件が一般的な Phillips-Perron 検定 (Phillips and Perron [1988] を参照) を用いており、表3-1と表3-2では推定結果のタウ値とP-値 (括弧内) が示されている。ただし、前者の検定結果は Wtd. Sym. の行に、後者の検定結果は Phillips の行に表示されている。これらの推定結果はすべて、定数項とトレンドを説明変数として含んでおり、ラグ数は最大10までとり、最適なラグとしては、Akaike Information Criterion の修正統計量 (Pantula *et al* [1994] を参照) を最小化するラグ数を選択している。また、表3-2では、変数の第1階差を示すため、変数の先頭にアルファベットのDを付加している。

表3-1と表3-2の結果から明らかのように、被説明変数となるFDIは、データそのままではユニットルートを持つと言う帰無仮説は棄却されず、第1階差では棄却されるから、I(1)変数と判断できる。

前節の理論モデルによれば、直接投資が行われるすべての国に対する為替レートが直接投資に影響を与える可能性がある。しかし、実際にはアメリカと比較すると、日本の直接投資相手として、その他の国は重要性が非常に小さく、説明変数として使う意味がないと思われる。この点を確認するために『国際収支統計月報』の国別の直接投資額データを用いて、表3-3を作成した。データの制約で1987年以降しか示されていないが、日本の直接投資にとってのアメリカの重要性、あるいはその他の国のシェアの小ささは明らかである⁵⁾。そ

5) アメリカ次いで、日本のFDIが大きいのはイギリスであるが、それでも10%前後である。この程度のシェアでは、対ポンド円レートの変化がFDI全体に与える影響はあまりにも小さいと思われる。また、各国のシェアをウエイトにして平均的な為替レートを計算することも可能であるが、このような値には理論的な根拠がない。企業は為替レートの平均値を見てFDIを決定するのではなく、為替レートが有利になった国や地域にFDIを行うのである。ある地域 (たとえば、東南アジア) 以外のすべての地域の為替レートが高くなっても、FDI全体が急減するわけではない。このような場合には、FDIは為替レートが高くならなかつた地域 (東南アジア) に集中的に行われるだけである。

表3-1 変数のユニットルート検定の結果 (τ -値)

	FDI	RSK	EX	PI	GRPI
Wtd. Sym.	-1.46 (0.90)	-2.67 (0.19)	-1.95 (0.67)	-1.50 (0.89)	-2.74 (0.16)
Phillips	-3.18 (0.93)	-10.14 (0.42)	-9.15 (0.49)	-6.34 (0.71)	-0.71 (0.06)
	WG	PRF	REALI	LF	EQVA
Wtd. Sym.	-1.78 (0.78)	-1.90 (0.71)	-2.60 (0.23)	-1.78 (0.77)	-2.25 (0.46)
Phillips	-8.59 (0.53)	-5.48 (0.78)	-26.03 (0.02)	-3.77 (0.89)	-3.61 (0.90)
	GRGDP	GDP	GREX	GRWG	EQ
Wtd. Sym.	-2.04 (0.61)	-0.48 (0.99)	-2.11 (0.57)	-2.97 (0.09)	-2.20 (0.51)
Phillips	-6.70 (0.68)	-9.02 (0.51)	-14.76 (0.19)	-59.76 (0.00)	-3.38 (0.92)

表3-2 第1階差のユニットルート検定の結果 (τ -値)

	DFDI	DRSK	DEX	DPI	DGRPI
Wtd. Sym.	-3.81 (0.01)	-3.65 (0.01)	-3.33 (0.03)	-3.31 (0.03)	-5.11 (0.00)
Phillips	-61.03 (0.00)	-23.34 (0.03)	-33.51 (0.00)	-52.29 (0.00)	-38.26 (0.00)
	DWG	DPRF	DREALI	DLF	DEQVA
Wtd. Sym.	-3.08 (0.06)	-3.72 (0.01)	-3.75 (0.00)	-2.77 (0.15)	-3.32 (0.03)
Phillips	-56.85 (0.00)	-69.59 (0.00)	-58.31 (0.00)	-112.57 (0.00)	-33.45 (0.00)
	DGRGDP	DGDP	DGREX	DGRWG	DEQ
Wtd. Sym.	-3.68 (0.01)	-1.86 (0.73)	-4.42 (0.00)	-2.80 (0.15)	-2.49 (0.30)
Phillips	-65.61 (0.00)	-102.03 (0.00)	-34.81 (0.00)	-70.59 (0.00)	-30.13 (0.01)

表 3-3 日本の直接投資の国・地域別シェア (%)

年度	アメリカ	英国	フランス	ドイツ	カナダ	オーストラリア	東南アジア	(NIES)
87	0.49	0.05	0.01	0.01	0.01	0.03	0.11	0.09
88	0.55	0.09	0.02	0.01	0.02	0.04	0.08	0.06
89	0.48	0.10	0.02	0.01	0.03	0.06	0.11	0.08
90	0.53	0.12	0.02	0.02	0.02	0.05	0.10	0.05
91	0.50	0.15	0.02	0.03	0.02	0.06	0.09	0.03
92	0.52	0.11	0.02	0.04	0.02	0.08	0.12	0.04
93	0.49	0.12	0.03	0.04	0.03	0.06	0.11	0.02

ここで、為替レートとしては対ドル円レート（EX）のみを用いることにする。

理論モデルで明らかのように、為替レートの予想変化率もFDIに影響を与える。しかし、為替レートは、上下の変動方向を予想することさえ困難であり、最近期間の変化がそのまま続くというような単純な仮説で、企業がFDIを決定しているとは考えられない。為替レート変化率を予想する一般的な方式も存在しない。したがって、為替レート予想変化率は今回の推定では説明変数としない⁶⁾。

為替リスクを示す変数としては、為替レートの過去4期の標準偏差を平均した値を為替レートで割った値（RSK）を用いる⁷⁾。これは為替レートの平均的変動の大きさを、為替レートに対する比率で示したもので、単位は%である。

理論モデルでは、世界の資本財市場を競争的と想定したが、実際には不完全である。系列下あるいはグループ化している日本企業は、海外工場建設でも日本製資本財を利用するから、日本のFDIは日本市場における資本財価格に最も大きい影響を受けると考えられる。そこで、『国民経済計算年報』の企業設備のデフレータ（90年=100）を資本財価格（PI）として用いる。為替レートの場合とは異なり、資本財価格の将来変動は、過去の趨勢からある程度予測

6) 為替レートの過去2あるいは4期間の変化率を説明変数として推定を行ってみたが、長期関係ではt値は0.2前後でまったく有意でなかった。

7) 標準偏差の年平均を計算し、過去4年を平均した値も考慮したが、この値はI(1)変数とはならなかった。

できるから、資本財価格の予想変化率（GRPI）として2期前の値に対する変化率を計算し、%で表示した値を用いる⁸⁾。

労働コスト上昇が原因で工場を海外に移転する企業もあるであろう。しかし、労働コストの大きさは賃金率だけで決まるのではない。労働生産性の影響も受ける。賃金率上昇があっても、同じ率だけ生産性上昇が起これば労働コスト上昇にはならない。したがって、労働コストを表す変数としては、実質賃金指数（労働省『毎月勤労統計調査』の調査産業計現金給与総額のデータ、90年=100）を、労働生産性指数（日本生産性センター『生産性統計月報』の製造工業データ、85年=100）で割った値（WG）を用いる。資本財価格の場合と同様、労働コストの将来変動は過去の趨勢からある程度予測できるから、労働コストの4期間（1年）前の値に対する比率（%で表示）を労働コスト予想変化率（GRWG）とする。

海外の労働コストも日本のFDIに影響を与えるのは間違いないが、個々の国の賃金率を説明変数とすることには問題がある。アメリカやヨーロッパ諸国の場合には、FDIはそれらの国の低賃金を求めて行われるのではなく、市場アクセスがねらいである。一方、東南アジア諸国は、表3-3より明らかなように、FDIシェアが小さく、個々の国の賃金率を説明変数として追加することは意味がない。FDIが低賃金を求めて、台湾・シンガポールからタイ・マレーシア、さらには中国にと移っていることを考えると、特にそうである。たとえば、日本の台湾へのFDIは台湾の賃金率が低い時期にはさかんに行われたが、賃金が上昇すれば、賃金の低い国に移ってしまうから、台湾の賃金率上昇は日本の全体としてのFDI水準には影響を与えないのである。したがって、個々の外国の賃金率を説明変数とするのは適当ではない。

日本の場合には、賃金上昇もさることながら、労働力不足も工場の海外移転の大きな要因と思われる。特に、バブル期には企業の労働者充足率は低くなり、中小企業では人手不足が深刻であった。このような労働不足がFDIに与える

8) 1年前（4期前）の値に対する変化率はI(1)変数とならなかった。

影響を捕らえるために、新規有効求人倍率（LF）を説明変数として付け加える。

表3-1と表3-2より明らかなように、これまで説明してきた変数のほとんどは原データではユニットルートを持つが第1階差では持たないと言う結果になっている。しかし、若干の例外もある。GRWGは原データがユニットルートを持たないと言う結果が明確であり、説明変数とはできない。新規有効求人倍率の場合には、第1階差の Augmented Weighted Symmetric Tau 検定で、ユニットルート仮説を棄却できる水準が15%と、かなり高い。しかし、Phillips-Perron 検定では完全に棄却できるという結果になっているので、これは説明変数として採用することにする⁹⁾。

国民所得水準を示す変数としては実質国内総生産（GDP）を用いる。この変数についても、近い過去の変化が将来の成長率の予想に結びつくと考えられるから、GDPの最新の年間成長率を予想GDP成長率（GRGDP）として用いる。実質国内総生産は90年価格で、単位は1000億円、データは『国民経済計算年報』より得た。ところが、GDPの第1階差を見ると、Augmented Weighted Symmetric Tau 検定では明らかにユニットルート仮説が棄却できない。したがってGDPは説明変数からはずすこととする。一方、GRGDPはI(1)変数となっている。

FDIの実証的研究の多くで、受入れ国の同時期のGDPや生産活動水準を表す変数を説明変数としている（たとえば、Cushman [1985], Pain [1993], Bajo-Rubio and Sosvillarivero [1994]）。しかし、FDIは長期的な投資行動であるから、短期的な経済活動水準の変動の影響からは小さい影響しか受けないであろうし、また、為替レートや賃金率と同様で、個々の国や地域のGDPやGDP成長率は、日本全体としてのFDIに与える影響は小さいと思われる。

9) GRPIはPhillips-Perron検定では6%で水準でしかユニットルート仮説を棄却できないが、Augmented Weighted Symmetric Tau 検定では16%水準で棄却できるので、説明変数として用いても、問題ないと判断した。

る¹⁰⁾.

前節でも述べたように、現実の資本市場では、企業が調達できる資本量あるいは資本コストの大きさは、長期利率水準だけでなく、企業利潤の大きさや資本市場の需給関係にも依存する。特に、日本企業は利潤留保比率が高いため、企業利潤がFDIの主要な資金源の1つになっていると思われる。また、分析対象期間はバブル期を含んでいるが、周知のように、この時期には日本企業は株式市場で非常に低いコストで資本を調達できた。したがって、日本企業のFDI資金調達に関連する説明変数としては、長期実質利率だけでなく、企業利潤率と株価も用いる必要がある¹¹⁾。具体的には、長期実質利率(REAL I)としては、事業債の利率からGDPデフレーターの変化率を差し引いた値を用いる。事業債のデータは『東証統計月報』(東京証券取引所)から得た。また、企業の利潤の大きさを示す変数としては、製造業の経常利益の総資産額に対する比率(PRF)を年当たりの利潤率に修正して%で表示して使う。これらのデータは『法人企業統計季報』(大蔵省)から集めた。これらの変数もすべてI(1)変数となっているが、株価水準を示す変数にはユニットルート検定で問題が生じる。表3-2によれば、225種日経平均株価(EQ)の第1階差はAugmented Weighted Symmetric Tau 検定ではユニットルート仮説を棄却できない¹²⁾。そこで、株価水準を示す変数としては、株価時価総額を実質化した値(EQVA)を用いる。表3-1と表3-2より明らかのように、EQVAはI(1)変数なのである。EQVAの実質化にはGDPデフレーターを使い、10兆円単位(90年価格)で表示する。株価関係のデータはすべて『東証統計月報』より収集した。また、データはすべて季節変動調整済みの値を利用する¹³⁾。

10) 脚注4を参照されたい。

11) 情報の非対称性問題が厳しい外国資本市場で日本企業がFDI資金を調達するケースは例外的で、そのシェアが小さく、説明変数とするのは適当ではないと思われる。

12) 表には示していないが、その他の平均株価のどれでも結果は同じである。

13) 季節変動調整済みデータはユニットルート分析やコインテグレーション分析の結果に影響を及ぼす可能性があるが、Lee and Skilos [1991]によれば、季節変動済みデータの利用はユニットルート検定にもコインテグレーション検定にも深刻な問題を引き起こさないとされている。

以上のように、ユニットルート検定をはじめとして、さまざまな要因を考慮し、この論文では為替レート (EX)、為替リスク (RSK)、資本財価格 (PI)、資本財価格変化率 (GRPI)、労働コスト (WG)、実質利率 (REALI)、有効求人倍率 (LF)、GDP成長率 (GRGDP)、企業利潤率 (PRF)、株価 (EQVA) の10個を説明変数とする。以下では、これらの説明変数がFDIに与える影響について、前節の理論モデルを基に分析し、その推定係数の符号を予想する。まず、EXは対ドル円レートで表されているから、EXの上昇は円安を意味する。この場合には外国資産の円価値は上昇し、FDIは減少する可能性が高い。しかし、円表示では増加する可能性もある。たとえば、10%の円安で外国資産の購入量が5%減少した場合には、円表示FDIは5%増加するのである。また、資本財や中間財を自国から輸入する場合には、円安はFDIを増加する可能性もある¹⁴⁾。したがって、EXの符号はプラスかマイナスかは前もって予測できない。

単純に考えれば、RSKの増加は、為替リスク費用を増加してFDIを減少させる。しかし、日本企業は多くの場合、輸出に伴う為替リスクを回避するためにFDIを行っているから、為替リスクの増加はFDIを増加する可能性もある¹⁵⁾。為替レートに変化が起こったとき、輸出では生産費用が一定で(自国通貨で表示の)販売価格のみが変化するため、利潤に大きい変動が生じるが、現地生産であれば、(自国通貨表示の)販売価格と生産費用とが同じ変化を受けるため、利潤の大幅な変動は避けられるからである。したがって、一般的には、RSKの推定係数の符号も確定できない。

PIについては、その上昇はFDIのコストを増加させるから、推定係数の符号はマイナスとなるはずである。GRPIの場合には、FDIに与える影響は複雑である。資本財価格が長期的に上昇すると予想される場合には、資本財

14) この点についてはCushman [1985] の理論モデルのケースIIを参照されたい。

15) Cushman [1985] の理論モデルの分析でも、資本財や中間財を自国から輸入する場合としない場合で、為替リスクがFDIに与える影響は変わってくると言う結果が得られている。

によるキャピタルゲインを期待してFDIは増加すると思われる。この場合にはGRPIの推定係数はプラスとなる。しかし、短期的には、資本財価格の上昇は資本財購入コストを高めるから、FDIを抑制する効果があり、推定係数はマイナスとなる可能性もある。

WGの場合には、その上昇は国内生産のコストを上昇させるから符号はプラス、REALIの場合には、その上昇はFDIコスト上昇を招くから符号はマイナスと予想される。LFが大きくなると国内で労働不足が生じることを示すから、FDIを増加させる。一方、PRFあるいはEQVAが増加すれば、投資資金が増加するからFDIも増加する。したがって、これらの説明変数はいずれも符号はプラスになるとと思われる。

GRGDPの推定係数はマイナスとなるはずである。国内市場で需要が拡大しつつあるときには、企業は国内市場への投資を優先するからである。

IV 長期均衡と誤差修正モデルの推定

この節では、これら変数がコインテグレートされるかどうかを調べることから始める。この検定のために、Engle and Granger [1987] によって提案されたコインテグレーション回帰分析を行う。これはFDI関数を最小自乗法で推定することで、もし、この推定式の残差項が定常的であれば、この推定結果は長期的に安定的な関係で、経済学的には日本のFDI関数と解釈できる可能性がある。この推定結果は

$$\begin{aligned}
 FDI = & 702.5 + 4.70RSK + 0.507EX - 9.79PI \\
 & (2.20) \quad (4.06) \quad (3.17) \quad (-2.49) \\
 & + 8.42GRPI + 0.280WG + 3.71PRF + 1.51REALI \\
 & (2.10) \quad (0.58) \quad (2.09) \quad (0.57) \\
 & + 67.2LF + 1.68EQVA - 1.94GRGDP \quad (6) \\
 & (5.46) \quad (2.59) \quad (-0.74) \\
 & \text{自由度修正済み決定係数} = 0.90 \quad \text{CRDW} = 1.62
 \end{aligned}$$

となる。括弧内は t -統計量であるが、残差項の分散が有限でないなど、 t -検

定のための条件が満たさないため、これらの統計量は参考のために提示されている。Banerjee, Dolado, Hendry and Smith [1986, pp. 259-262] は、サンプル数が小さい場合には推定された係数には無視できないほどの大きい偏りが存在することを示し、さらに決定係数が大きい場合には推定係数全体として偏りが小さくなることも明らかにしている。したがって、推定係数が大きな偏りを持たないためには、決定係数が高い値になる必要がある。(6)式のケースでは決定係数は0.90と非常に高いのでこの点では問題はない。

CRDWの値は、通常の回帰分析のダービン-ワトソン値に該当する統計量で、この値を用いてコインテグレーションされるかどうかを検定できる。Sargan and Bhargava [1983] によれば、この値が0.51以下であれば有意水準1%でコインテグレーションは棄却されるが、(6)式では1.62であるから棄却されない。Engle and Granger [1987] によるコインテグレーション検定の方法は、このモデルでは変数が多すぎて適用できないが、Johansen [1988] あるいはJohansen and Juselius [1990] の最尤法による検定は可能である。この結果は表3-4に示されている。ただし、 r とはコインテグレーションが可能となる数である。サンプル数と変数の数の関係で、最大可能なラグ数は2であるが、Akaike 統計量による比較の結果、ラグが2のときが最もよい結果であったので、そのケースが表に示されている。

表3-4より明らかなように、Johansen の最尤法検定では、ただ一つのコインテグレーションベクターが存在すると言う結果である。以上のような分析結果より、これらの11変数はコインテグレーションされると結論してもよさそうである。

そこで次に、動学的誤差修正モデル (ECM) を推定する。これは、(6)式が長期的関係を示すのに対して、短期動学的な調整関係を示している¹⁶⁾。具体的には、

16) Salmon [1982] や Nickell [1985] が示しているように、調整費用や不完全情報などの存在を仮定すれば、経済主体の時間的な最適化行動から導出することができる。

表3-4 Johansen によるトレース検定の結果

固有値	仮説	トレース値	P-Values
0.98	H0: $r=0$	297.75	0.04
0.94	H0: $r \leq 1$	220.35	0.48
0.90	H0: $r \leq 2$	167.62	0.76
0.87	H0: $r \leq 3$	124.04	0.90
0.77	H0: $r \leq 4$	85.09	0.97
0.63	H0: $r \leq 5$	57.12	0.98
0.51	H0: $r \leq 6$	38.29	0.98
0.45	H0: $r \leq 7$	24.93	0.94
0.33	H0: $r \leq 8$	13.43	0.91
0.22	H0: $r \leq 9$	4.60	0.79
0.07	H0: $r \leq 10$	1.32	0.26

$$\begin{aligned}
 DFDI_t = & \sum_{i=1} \beta_i DFDI_{t-i} + \sum_{i=0} \alpha_{1i} DRSK_{t-i} + \sum_{i=0} \alpha_{2i} DEX_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0} \alpha_{3i} DPI_{t-i} + \sum_{i=0} \alpha_{4i} DGRPI_{t-i} + \sum_{i=0} \alpha_{5i} DWG_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0} \alpha_{6i} DGRGDP_{t-i} + \sum_{i=0} \alpha_{7i} DPRF_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0} \alpha_{8i} DEALI_{t-i} + \sum_{i=0} \alpha_{9i} DLF_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0} \alpha_{7i} DQJK_{t-i} + \gamma ERR_{t-i} \quad (7)
 \end{aligned}$$

と言う形の式を推定し、ラグを0から最大6まで取って、最もよいラグの組み合わせを選択する¹⁷⁾。ただし、DFDIについては、ラグは1から6までとする¹⁸⁾。また、 ERR_{t-1} は(6)式の残差項の1期遅れの値である。(6)式が長期的な均衡関係を示すとすれば、残差項は、長期均衡と現実値の乖離を示すから、(7)式の γ は長期的な乖離の何パーセントが1期間で調整されるかを示す。もし、 γ がマイナス1であれば、現実と長期均衡との乖離はすべて次の1期間で

17) 長期均衡の推定結果では、実質賃金率、実質利率とGDP成長率の標準誤差は推定係数に比較してかなり大きい。したがって、短期的関係の推定ではこれら変数を説明変数から排除することも考えられるが、これら3変数はいずれもFDIには重要な影響を与える可能性があること、また、消費支出と利率のケースでGylfason [1993] が明らかにしているように、外性変数の変化の影響を受けるために統計分析では有意にならないと言う可能性もあり、ここでは短期的関係の推定でも用いることにする。

18) FDIは国外への投資行動であるから、企業の意思決定から実際の行動さらには支出までにはかなりの時間が掛かるため、6期前までラグをとる必要があると思われる。

調整されることを示す。ECMの推定結果は以下のようなものである：

$$\begin{aligned}
 \text{DFDI} = & 1.82\text{DRSK}_{t-1} + 0.514\text{DEX}_{t-5} - 12.5\text{DPI}_{t-4} \\
 & (1.67) \quad (2.80) \quad (-3.45) \\
 & + 6.00\text{DGRPI}_{t-6} + 1.62\text{DWG}_{t-3} - 5.82\text{DGRGDP} \\
 & (-2.61) \quad (1.75) \quad (-3.09) \\
 & + 3.54\text{DPRF}_{t-6} - 5.41\text{DREALI}_{t-1} + 37.9\text{DLF} \\
 & (2.17) \quad (-2.14) \quad (2.87) \\
 & + 2.19\text{DEQVA}_{t-5} - 0.623\text{ERR}_{t-1} \quad (8) \\
 & (3.45) \quad (-5.18)
 \end{aligned}$$

決定係数=0.76

自由度修正済み決定係数=0.69

DW=1.99

Ljung-Box の誤差項のランダム性テスト

$$\chi^2(20) = 1.39 (1.00)$$

Jarque-Bera の誤差項正規性テスト

$$\chi^2(2) = 0.33 (0.85)$$

Breusch-Pagan-Godfrey の不均一分散テスト

$$\chi^2(11) = 7.41 (0.76)$$

ARCH テスト

$$\text{ラグ数 2 のケース} : \chi^2(2) = 0.34 (0.84)$$

$$\text{ラグ数 4 のケース} : \chi^2(4) = 0.62 (0.96)$$

Ramsey の Misspecification (Reset) テスト

$$\text{推定値の 2 乗の Reset } F(1, 37) = 0.01 (0.94)$$

$$\text{推定値の 2 乗と 3 乗の Reset } F(2, 36) = 0.26 (0.78)$$

Chow の構造変化テスト

$$\text{分け目 88 : 4 の } F(11, 27) = 0.77 (0.66)$$

Hausman の同次性テスト

$$F(1, 37) = 0.71 (0.41)$$

推定係数の下の括弧内は t -値である。決定係数は0.76で、階差をとった時系列分析にしては高いと言える。誤差項が正規分布するかどうかのテストを Jarque and Bera [1987] の方法で検定すると $\chi^2(2)=0.33(0.85)$ となる。ただし、統計量の後ろの括弧内の数字は P -値である。したがって、誤差項は正規分布していると思われる。誤差項のランダム性を調べるため Ljung and Box [1978] の検定を行うと $\chi^2(20)=1.39(1.00)$ となった。また、ダービン-ワトソン値は1.99である。Breusch and Pagan [1979] と Godfrey [1978] の不均一分散検定の結果は、 $\chi^2(12)=7.41(0.76)$ となり、Engle [1982] による ARCH 検定はラグ数2のケースで $\chi^2(2)=0.34(0.84)$ 、ラグ数4のケースで $\chi^2(4)=0.62(0.96)$ となった。このように、残差項には自己相関や不均一分散の存在は確認できず、ホワイトノイズと考えてよいようである。

Ramsey [1969] の Misspecification 検定を行うと、推定値の2乗のケースで $F(1,37)=0.01(0.94)$ 、3乗を追加すると $F(2,36)=0.26(0.78)$ となる。また、パラメータの安定性を調べる Chow [1960] の構造変化テストは、分け目がほぼ中間の1988年第4四半期で $F(11,25)=0.77(0.66)$ となった。したがって、misspecification やパラメータの安定性についても特に問題はないと判断できる。

長期均衡関係を示す(6)式で推定された係数が正しいコインテグレーションベクターであれば、1期遅れの残差項の推定係数はマイナスで統計的に有意にならなければならない。ただし、この係数については、残差項が正規分布に収束しないため通常の t -検定ができない。Hendry [1986] によれば、統計的に有意であるためには、推定係数・標準誤差比率の絶対値がほぼ3以上である必要がある。ところが、(8)式では、この比率は5以上であるから、統計的に有意と判断できる。また、推定係数はマイナスで1より小さくなっており、(6)式で推定された係数はコインテグレーションベクターと結論してよさそうである。また、ECMでは、為替リスクと労働コストを除くすべての推定係数は1%水準で、労働コストは10%水準で有意である。また、為替リスクの P -値

は10.3%であるから、これもほぼ10水準で有意と言える。

以上のように、(8)式は実施したすべての計量経済学的な診断テストで望ましい結果を出しており、統計的に正しく定式化された関係と結論できる。そこで、以下では、この短期動学的関係の推定結果の分析を中心に、(6)式の長期均衡関係と比較しながら、日本企業のFDI行動の特徴を明らかにする。

- ① 残差項 (ERR) の係数は0.62で、かなり大きい値である。スペインで誤差修正モデルを分析している Bajo-Rubio and Sosvillarivero [1994] の推定値は0.54から0.87で、ほぼ同じような範囲の値である。この係数が1に等しいと言う帰無仮説を t -検定で調べると、 t -値は2.99となり、この値が1である可能性はない。しかし、長期均衡との乖離は2期間、すなわち半年で86%が調整されるから、投資の調整行動は、予想以上に早いと思われる¹⁹⁾。
- ② 為替レート (EX) は長期均衡関係でも短期動学的誤差修正モデルでも、ともにプラスである。Cushman [1985], [1988], Froot and Stein [1991], Klein and Rosengren [1994] のアメリカのケース、あるいは Pain [1993] のUKのケースでは、為替レートはマイナスで有意となることが発見されている。このようにアメリカやUKと日本のケースで、為替レートのFDIに与える影響が異なっているのは、現地生産での自国中間財投入比率が高い日本企業の特徴が原因と思われる。海外工場での自国部品使用比率が高い場合には、為替レートの上昇は、海外工場の生産コストを減少させて、FDIを増加するのである²⁰⁾。
- ③ 為替リスク (RSK) の上昇は、FDIを増加するという結果になっている。やはり、日本企業の場合には、輸出に伴う為替リスクを回避する形

19) 消費関数に関するコインテグレーション分析の結果では、たとえば、カナダのケースで0.57 (Craigwell and Rock [1995] を参照)、日本のケースで0.64 (中尾 [1996]) という結果になっているから、消費と投資で、調整速度がほぼ同じ大きさと言うことになる。

20) ただし、多くはないが、マイナスになっているケースもある。たとえば Cushman [1987], Ray [1989], Campa [1993]。

のFDIが多いために、このような結果が出てきたと考えられる²¹⁾。

- ④ 仮説が予測したように、長期均衡関係でも、短期動学的関係でも、資本財価格 (PI) の上昇はFDIを減少することが明らかになった。資本財価格上昇率 (GRPI) も推定係数の符号は長期でも短期でもプラスとなった。やはり、資本財価格が上昇するときには、キャピタルゲインを期待してFDIは増加するようである。
- ⑤ 労働コスト (WG) の推定係数も労働力不足 (LF) の推定係数もプラスで、これらの結果も予想と一致する。労働コストは短期動学的関係でのみ有意であるが、労働力不足のほうは長期関係でも短期関係でも有意となっている。しかし、労働力不足を示す有効求人倍率の方は短期動学的関係ではラグ付き変数でないため、計量経済学的には同時性の問題を抱えており、誤差項と相関関係が存在する可能性がある。これをチェックするため Hausman [1976] の方法で F -検定を行ったところ、 $F(1,37)=0.71(0.41)$ となり、同時性問題は存在しないことが確認できた²²⁾。したがって、LFの推定係数には偏りと言うような問題はない。
- ⑥ GDP成長率の推定係数は、短期動学的関係ではマイナスで有意であるが、長期均衡関係では明らかに有意でない。これは一見矛盾した結果のように思える。しかし、国内のGDP成長率が高い場合には、企業は国内市場を優先し、資源的な余裕がないためにFDIを先送りしているだけである。長期的には、先送りされたFDIも行われるから、高い国内GDP成長率は短期的にのみFDIを抑制するのではないかと考えられる。
- ⑦ 企業利潤率と株価のFDIに与える影響は予想通りでプラスである。い

21) Cushman [1985], [1987] でも、為替リスクはFDIにプラスの影響を与えると言う結果を得ている。一方、Cushman [1988] や Campa [1993] ではマイナスとなっている。

22) Hausman [1976] に従い以下の要領で検定した。第1段階では、内生変数の可能性がある有効求人倍率を被説明変数とし、ECMのラグ付き変数、外生変数および長期関係における説明変数に1期のラグを付けたものを説明変数として回帰分析を行う。次に、それらの推定式の残差項を、ECMに説明変数として追加して回帰分析を行い、 F -検定によって統計的に有意となるかどうかを調べた。もし有意になれば、同時性が存在することになる。

ずれでも増加すれば、企業の資金調達力が増加してFDIを促進する効果が存在するようである。一方、実質利率率の推定係数の符号はマイナスで、実質利率率の上昇はFDIを抑えると言う結果になった。FDIは、企業の投資資金の豊富さにも、実質利率率にも影響を受けるようである。

V お わ り に

この論文では、第2次石油ショック以降から最近までの四半期データを使って日本企業のFDI決定要因を分析した。統計的方法は近年急速に発展してきたコインテグレーションアプローチを応用して、ユニットルート検定、コインテグレーション分析と動学的誤差修正モデルの推定を試みた。誤差修正モデルについては、誤差項の自己相関に関する検定をはじめ、さまざまな計量経済学的診断テストを行い、統計的に問題がないことを確認した。この動学的誤差修正モデルの推定結果によれば、日本企業のFDI水準に影響を与えているのは、為替レート、為替リスク、資本財価格とその変化率、労働コストと労働力不足、GDP成長率、利潤率、株価である。

【参考文献】

- Bajo-Rubio, O. and Sosvillarivero, S., 'An Econometric-Analysis of Foreign Direct-Investment in Spain, 1964-89', *Southern Economic Journal*, 1994, Vol. 61, No. 1, p. 104-120.
- Banerjee, A., J. J. Dolado, J. J. Galbraith and D. F. Hendry, *Co-integration Error Correction, and The Economic Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford University Press, Oxford, 1993.
- Banerjee, A., J. J. Dolado, D. F. Hendry and G. W. Smith, 'Exploring Equilibrium Relationships in Econometrics Through Static Models: Some Monte Carlo Evidence', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, No. 3, 1986, pp. 253-277.
- Breusch, T. S., and A. Pagan, 'A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation', *Econometrica*, Vol. 47, 1979, pp. 1287-1294.

- Campa, J. M., 'Entry by Foreign Firms in The United-States under Exchange-Rate Uncertainty', *Review of Economics and Statistics*, 1993, Vol. 75, No. 4, pp. 614-622.
- Chen, T. J., 'Determinants of Taiwan Direct Foreign-Investment-The Case of a Newly Industrializing Country', *Journal of Development Economics*, 1992, Vol. 39, No. 2, pp. 397-407.
- Chow, G. C., 'Tests of Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions', *Econometrica*, Vol. 28, 1960, pp. 591-605.
- Craigwell R. C. and L. Rock, 'An Aggregate Consumption Function for Canada-A Cointegration Approach', *Applied Economics*, Vol. 27, Feb. 1995, pp. 239-249
- Cushman, D. O., 'Real Exchange-Rate Risk, Expectations, and The Level of Direct-Investment', *Review of Economics And Statistics*, 1985, Vol. 67, No. 2, pp. 297-308.
- Cushman, D. O., 'The Effects of Real Wages and Labor Productivity on Foreign Direct- Investment', *Southern Economic Journal*, 1987, Vol. 54, No. 1, pp. 174-185.
- Cushman, D. O., 'Exchange-Rate Uncertainty and Foreign Direct-Investment in The United-States', *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1988, Vol. 124, No. 2, pp. 322-336.
- Enders, W., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, New York, 1995.
- Engle, R. F., 'Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation', *Econometrica*, Vol. 50, 1982, pp. 987-1007.
- Engle, R. F., and C. W. Granger, 'Cointegrating and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing', *Econometrica*, Vol. 55, March 1987, pp. 251-276.
- Froot, K. A. and Stein, J. C., 'Exchange-Rates and Foreign Direct-Investment: An Imperfect Capital-Markets Approach', *Quarterly Journal of Economics*, 1991, Vol. 106, No. 4, pp. 1191-1217.
- Godfrey, L. G., 'Testing against General Autoregressive and Moving Average Error Models When the Regressors Include Lagged Dependent Variables', *Econometrica*, Vol. 46, 1978, pp. 1293-1302.
- Grubaugh, S. G., 'Determinants of Direct Foreign-Investment', *Review of Economics and Statistics*, 1987, Vol. 69, No. 1, pp. 149-152.
- Gylfason, T., 'Optimal Saving, Interest Rates, and Endogenous Growth', *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, 1993, pp. 517-533.
- Harvey, J. T., 'The Determinants of Direct Foreign-Investment', *Journal of Post*

- Keynesian Economics*, 1990, Vol. 12, No. 2, pp. 260-272.
- Hausman, J. A., 'Specification Tests in Econometrics', *Econometrica*, Vol. 46, November 1976, pp. 1251-1271.
- Helpman, E., 'A Simple Theory of International Trade with Multinational Corporations', *Journal of Political Economy*, 1984, Vol. 92, No. 3, pp. 451-471.
- Hendry, D. F., 'Econometric Modelling with Cointegrated Variables: an Overview', in *Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, ed. R. F. Engle and C. W. J. Granger, Clarendon Press, Oxford, 1986, pp. 51-64.
- Jarque, C. M., and A. K. Bera, 'A Test for Normality of Observations and Regression Residuals', *International Statistic Review*, Vol. 55, 1987, pp. 163-172.
- Johansen, S., 'Statistical Analysis of Cointegration Vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, June-Sept. 1988, pp. 231-254.
- Johansen, S., and K. Juselius, 'Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 1990, pp. 169-209.
- Klein, M. W. and Rosengren E., 'The Real Exchange-Rate and Foreign Direct-Investment in The United-States: Relative Wealth vs Relative Wage Effects', *Journal of International Economics*, 1994, Vol. 36, No. 3-4, pp. 373-389.
- Kogut, B. and Chang, S. J., 'Technological Capabilities and Japanese Foreign Direct-Investment in The United-States', *Review of Economics And Statistics*, 1991, Vol. 73, No. 3, pp. 401-413.
- Lee, H. S., and P. L. Skilos, 'Unit Root and Seasonal Adjustment on Unit Roots in Macroeconomic Time Series: Canadian Evidence', *Economic Letters*, Vol. 35, 1991, pp. 273-277.
- Ljung, G. M., and G. P. E. Box, 'On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models', *Biometrika*, Vol. 66, 1978, pp. 66-72.
- Maki, D. R. and Meredith, L. N., 'Production Cost Differentials and Foreign Direct-Investment: A Test of 2 Models', *Applied Economics*, 1986, Vol. 18, No. 10, pp. 1127-1134.
- Mann, C. L., 'Determinants of Japanese Direct-Investment in United-States Manufacturing-Industries', *Journal of International Money And Finance*, 1993, Vol. 12, No. 5, pp. 523-541.
- Moore M. O., 'Determinants of German Manufacturing Direct Investment: 1980-1988', *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1993, Vol. 129, No. 1, pp. 120-138.
- 中尾武雄, 『日本の消費関数の推定: コインテグレーションアプローチによる分析』

- 『経済学論叢』(同志社大学), 第48卷第3号1997(予定).
- Nickell, S. J., 'Error Correction, Partial Adjustment and All That: An Expository Note', *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 50, 1985, pp. 361-377.
- Pain, N., 'An Econometric Analysis of Foreign Direct Investment in The United Kingdom', *Scottish Journal of Political Economy*, 1993, Vol. 40, No. 1, pp. 1-23.
- Pantula, S. G., G. Gonzalez-Farias and W. A. Fuller, 'A Comparison of Unit-Root Test Criteria', *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. October 1994, pp. 449-459.
- Phillips, P. and P. Perron, 'Testing for a Unit Root in Time Series Regression', *Biometrika*, Vol. 75, June 1986, pp. 331-346.
- Ramsey, J. B., 'Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis', *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 31, 1969, pp. 350-371.
- Ray, E. J., 'The Determinants of Foreign Direct Investment in the United States, 1979-85', in R. C. Feenstra ed., *Trade Policies for International Competitiveness*, 1989, The University of Chicago Press, Chicago.
- Salmon, M., 'Error Correction Mechanisms', *The Economic Journal*, Vol. 92, 1982, pp. 615-629.
- Sargan, J. D., and A. S. Bhargava, 'Testing Residuals from Least Squares Regression for Being Generated by the Gaussian Random Walk', *Econometrica*, Vol. 51, 1983, pp. 153-174.
- Trevino, L. J. and Daniels, J. D., 'An Empirical Assessment of The Preconditions of Japanese Manufacturing Foreign Direct Investment in The United-States', *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1994, Vol. 130, No. 3, pp. 576-599.