

## 戦間期マクロ均衡と為替レート

大倉正典・寺西重郎

### 1. はじめに

本稿の目的は戦間期日本経済のマクロ均衡において為替レートの果たした役割を計量経済学的に実証することにある。

この点に関する従来からの伝統的な見解は為替レートの割安化とそれによる輸出促進・有効需要拡大効果を強調するものであった。この時期についての輸出函数の計測ではいずれも高い価格弾力性が検出されており、その値はそれ以前の時期にくらべてもまた輸入の価格弾力性にくらべてもきわめて高い(馬場正雄・建元正弘(1967))。このことが1930年代における為替低落・交易条件の悪化という事実と結びつけられ輸出主導型成長のシェーマが通説化したものと考えられる。このシェーマの是非をめぐってかつて交易条件論争がくりひろげられたことはよく知られている。またこうした見解は単に戦間期の日本に関してだけでなく、同時期の欧米諸国についても主張されることがある。たとえば、Eichengreen and Sachs(1985)では欧米諸国について1930年代の回復要因として為替低落が大きな効果をもったと指摘されている。

これに対して最近、戦間期日本経済は基本的に古典的な価格伸縮的経済であって為替レートなどの価格変数の実質量への影響は重要でないとする見解が出された。

まず、佐藤知夫(1980)では、戦間期経済の価格伸縮性をさまざまな角度から論じたうえで、1930年代の日本経済の回復にあたって為替低落の効果は重要でなかったと主張する。その根拠は、生糸輸出の価格弾力性が小さいことおよび綿製品その他の輸出品は原料を輸入する加工貿易であるため、為替低落は輸出輸入の両方を動かし、経常収支への効果は相殺しであったというものである。ま

たTakagi(1989)は、佐藤仮説を時系列分析により検証し肯定的な結論を得ている。名目為替レートからWPIへの強いグレンジャー因果関係が存在すること、このためWPIについてPPPの成立することなどがその根拠である。

しかしながら、この価格伸縮経済仮説はきわめて重要な真理を含んではいるが、たとえば次のような点でいまだ説得的でない側面もっている。第一に、佐藤氏の説明では事後的に計測された輸出函数の価格弾力性が輸入価格のそれよりきわめて大きく、その限りで価格変化が経常収支改善効果をもちえたということを否定することができないことである。第二に、輸出面はともかく、輸入面において為替レートの水準が強い実物的効果を及ぼしたということについてさまざまな証拠をあげることができることである。たとえば寺西重郎(1989b)では、1920年代の都市化と消費支出に実質為替レートの割高化が大きな効果をもったことが指摘されているし、割安な中間財機械類の輸入が重化学工業の成長に大きな効果をもったことが示唆されている。

本稿では戦間期のマクロ・モデルを計測することにより、上記の諸問題に一応の解答を与えることが試みられる。いずれも暫定的ではあるが、本稿でえられる主要な結論は次の5点である。

(i) 戦間期の輸出函数における従来から見出されてきた大きな価格弾力性はみせかけのものである。戦間期のわが国は基本的に世界価格を所与とする小国であって貿易財についてPPPの成立する傾向が強く為替低落効果は輸出価格の上昇によって相殺される傾向にあった。

(ii) 1930年代における輸出伸長は、ブロック経済化と日本の植民地支配の強化による東アジア圏への輸出伸長によるものであった。特に重化学

工業品がいまだ世界レベルでは比較優位性がないにかかわらず東アジア市場で市場拡大の恩恵を受けたことが大きい。

(iii) 1930年代の回復要因として為替レートの効果は重要でない。初期において重要であったのは財政政策であり、その後は次第に植民地・半植民地への輸出拡大が大きな回復効果をもつ。

(iv) IS バランス・アプローチによる均衡為替レートの計測によれば、1920年代は為替は実質円高であった。また1930年代については必ずしも実質円安であったとは言えない。

(v) 輸出における価格効果はさほど大きくなかったが、輸入面では為替レートと価格水準は大きな影響をもったと考えられる。とくに1920年代の重化学工業の発展と消費の洋式化における割安な工業品の輸入の役割は無視できない。

本稿の以下の部分は次の順序で進行する。次節では計量モデルの理論的フレームワークが説明される。3節では個別函数の計測結果が示される。4節ではいわゆるIS バランス・アプローチにより均衡為替レートが計測される。5節ではダイナミック・シミュレーションの手法により1930年代の経済回復における諸外生変数の寄与率が計測される。最後に6節では戦間期経済において為替レートの果たした役割が総合的に評価される。

## 2. 分析の理論的枠組

われわれのモデルは理論的には次の8本の方程式によりあらわされる。

国内財市場均衡条件

$$Y - C - G - I = X - M \quad (1)$$

消費函数

$$C = C\left(\frac{Y - T(Y)}{r}\right) \quad (2)$$

投資函数

$$I = I(Y, r, \rho) \quad (3)$$

輸出函数

$$X = X(\sigma\tau\theta, DMX, WM) \quad (4)$$

輸入函数

$$M = M\left(\frac{\varepsilon}{\theta\delta}, Y\right) \quad (5)$$

製造業価格決定式

$$\delta = f(\varepsilon/\theta) \quad (6)$$

消費財価格決定式

$$\gamma = g(\delta) \quad (7)$$

輸出財価格決定式

$$\sigma = h(\delta) \quad (8)$$

ここで、 $Y = \text{GNP}$ ,  $C = \text{消費}$ ,  $G = \text{政府支出}$ ,  $I = \text{投資}$ ,  $X = \text{輸出}$ ,  $M = \text{輸入}$ ,  $r = \text{実質金利}$ ,  $\rho = \text{利潤率}$ ,  $DMX = \text{輸出における東アジアのシェア}$  (“東アジアダミー”),  $WM = \text{世界貿易量}$ である。

また

$$\theta = eP/P^* : \text{実質為替レート}$$

$$\sigma = P_x/P : \text{相対輸出価格}$$

$$\tau = P^*/P_w : \text{相対アメリカ価格水準}$$

$$\varepsilon = eP_m/P^* : \text{相対輸入価格}$$

$$\delta = P_i/P : \text{相対製造業価格}$$

$$\gamma = P_c/P : \text{相対消費財価格}$$

であり、 $e = \text{ドル建の名目対米為替レート} (\$/\text{円})$ ,  $P = \text{GNPデフレーター}$ ,  $P^* = \text{アメリカのデフレーター} (\text{ドル建})$ ,  $P_x = \text{輸出財価格}$ ,  $P_m = \text{輸入財価格}$ ,  $P_i = \text{製造業品価格}$ ,  $P_c = \text{消費財価格}$ ,  $P_w = \text{世界輸入価格} (\text{ドル建})$ を示す。

(2) 式の右辺カッコ内は実質可処分所得  $(PY - T(PY)/P_c^*)$  を示す。  $T$  は租税函数であり  $P$  に関して一次同次と仮定されている。(4) 式において  $\sigma\tau\theta = eP_x/P_w$  であり、輸出品の海外での相対価格を示す。また(5)式において  $\varepsilon/(\delta\theta) = P_m/P_i$  であり、国内製造業品に対する輸入品の相対価格を示す。

いわゆるIS アバランス・アプローチの小国版では、完全雇用と内外実質金利の均等を仮定し、その下で定まるIS バランス  $(Y - C - I - G)$  に等しい経常収支  $(X - M)$  をもたらす実質為替レートを求め、これを均衡実質為替レートとみなす<sup>1)</sup>。

実際の計算にあたっては次の2つの方法がとられている。まず国内諸価格の変化を考慮外におく植田方式(植田和男[1986])では上記体系の  $Y$  と  $r$  に完全雇用生産量  $Y^f$  とアメリカの実質金利  $r^*$  を代入し、(6), (7), (8) 式の間接関係を無視するこ

1) 戦間期のわが国経済がかなり活発な国際金融市場の中にあり、内外の金利連関の程度はかなり高度であったことが寺西重郎[1988]で確認されている。

とにより

$$\begin{aligned} Y^f - C[(Y^f - T(Y^f))/\gamma] - G - I(Y^f, r^*, \rho) \\ = X(\delta\tau\theta, DMX, WM) \\ - M(\varepsilon/(\delta\theta), Y^f) \end{aligned} \quad (9)$$

とする。この方程式を  $\theta$  以外の全ての変数を外生パラメーターとして  $\theta$  について解くと均衡実質為替レートが求められる。

次に国内諸価格の変化を許容する深尾方式(深尾京司(1987))では、 $Y$  と  $r$  に  $Y^f, r^*$  を代入するとともに、(6), (7), (8)式を考慮して

$$\begin{aligned} Y^f - C[(Y^f - T(Y^f))/g(\delta)] - G - I(Y^f, r^*, \rho) \\ = X[\theta\tau h(f(\varepsilon/\theta)), DMX, WM) \\ - M[\varepsilon/(\theta f(\varepsilon/\theta)), Y^f] \end{aligned} \quad (10)$$

とする。ここで  $\theta$  以外の全てを外生パラメーターとし  $\theta$  について解くと、国内価格変化をも考慮した実質為替レートの均衡値が求まることになる。 $\theta$  の均衡値において  $P, P^*$  を所与とすると  $\theta$  の定義から名目為替レート  $e$  の均衡値を求めることができる。

次に上記体系から導かれる

$$\begin{aligned} Y - C[(Y - T(Y))/g(\delta)] - G - I(Y, r, \rho) \\ = X[\tau\theta h(f(\varepsilon/\theta)), DMX, WM) \\ - M[\varepsilon/(\theta f(\varepsilon/\theta)), Y] \end{aligned}$$

を  $Y$  について解くと

$$Y = F[G, r, \rho, WM, DMX, \theta, \varepsilon, \tau].$$

ここで全てのパラメーターに  $O$  期の値を入れた

$$Y(O) = F[G(O), r(O), \rho(O), \dots]$$

は  $O$  期における  $Y$  の計測値であり、

$$F[G(O), r(T), \rho(O), \dots]$$

は他の全てのパラメーターを一定にとどめたうえで外生変数  $r$  のみ変化させたばあいの  $T$  期における  $Y$  の計測値である。 $O$  期から  $T$  期にかけての  $Y$  の変化におけるたとえばパラメーター  $r$  の寄与率は次のように定義される。

$$\begin{aligned} [F\{G(O), r(T), \rho(O), \dots\} - Y(O)] / \\ [[F\{G(T), r(O), \rho(O), \dots\} - Y(O)] \\ + [F\{G(O), r(T), \rho(O), \dots\} - Y(O)] \\ + [F\{G(O), r(O), \rho(T), \dots\} - Y(O)] + \dots] \end{aligned}$$

ここで分子は  $r$  以外の全てのパラメーターに  $O$  期の値を用いたものである。以下での実際の計算にあたっては、内生変数のラグ付値も外生値として

扱われている。また  $g$  関数の計測結果が良好でないので  $\gamma$  は外生パラメーターとされている。

### 3. モデルの計測結果

以上のモデルの各方程式を 1910 年から 1937 年にかけての年次データにより順次個別に OLS により計測した。計測にあたっては、調整のおくれや特定年次の特異な事情等を考慮してラグ付変数やダミー変数を導入し、統計的に良好な帰帰式を得ることにつとめた。

#### (1) 個人消費函数

実質可処分所得 ( $DY$ ) と実質消費 ( $C$ ) の自己ラグを説明変数とするものが最も良好であった。実質可処分所得の系列は、名目の個人可処分所得を推計しそれを消費財価格で実質化して作成した。

$$C = 121.291 + 0.237 DY + 0.761 C(-1)$$

$$(0.64) \quad (3.71) \quad (10.69)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9898, \quad DW = 2.149$$

#### (2) 租税関数

第二次大戦前において、政府部門の最も重要な収入項目は間接税であり、次いで直接税と企業余剰のウェイトが高いが、計測は、直接税とそれ以外(間接税と企業余剰が主)に分けて行った。直接税 ( $TXD$ ) の計測では名目 GNP すなわち  $PY$  を説明変数とした。直接税以外の収入 ( $TXI$ ) については、間接税が従量税と従価税とからなることを考え、油井雄二[1983]に従って、説明変数は実質 GNP すなわち  $Y$  と GNP デフレーター ( $P$ ) とした。 $DM3$  は、1915~20 年を 1 とするダミー変数であり第一次大戦中およびその後のショックの影響を示す。

$$T = TXD + TXI$$

$$\log(TXD) = -5.526 + 1.252 \log(PY)$$

$$(19.96) \quad (42.60)$$

$$-0.207 DM3$$

$$(5.47)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9866, \quad DW = 1.267$$

$$\log(TXI) = -3.896 + 0.777 \log(P)$$

$$(6.71) \quad (11.63)$$

$$+ 0.803 \log(Y)$$

$$(10.34)$$

$$-0.263 DM3$$

(6.59)

$$\bar{R}^2=0.9688, DW=0.972$$

(3) 投資函数

次に、民間の資本形成(I)については、企業設備投資と住宅投資に分けることはせず、一本で計測した。説明変数は、実質金利(r)、企業利潤率(ρ)、実質GNP(Y)、及び自己ラグとし、また関東大震災の影響を考慮して1923年に1となるダミー変数(DM4)を用いた。実質金利は国債利回りからGNPデフレータの変化率を控除して求めた。

$$I = -393.539 + 0.071 Y - 5.630 r + 11.043 \rho$$

(2.76)    (5.65)    (1.81)    (2.90)

$$+ 0.516 I(-1) - 293.153 DM4$$

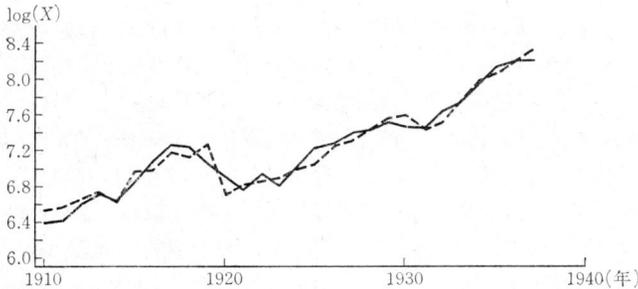
(5.65)                    (2.80)

$$\bar{R}^2=0.9444, DW=1.359$$

(4) 輸出入関数

経常収支に関しては、上記モデルでは財の輸出・輸入のみを考慮しているが、現実には財だけ

第1図 輸出函数(東アジアダミーなし)



第2図 輸出函数(東アジアダミーを含む)



でなくサービスの収支を考慮せねばならない。以下では財の輸出入とサービスの受取・支払いにわけて推計した。

まず、輸出関数について通常の所得要因と相対価格要因で回帰してみた。

$$\log(X) = -5.566 + 2.399 \log(MW)$$

$$(2.83) \quad (5.84)$$

$$-1.803 \log(eP_x/P_w)$$

$$(6.37)$$

$$+ 0.192 DM1$$

$$(0.79)$$

$$+ 0.663 DM2$$

$$(3.18)$$

$$\bar{R}^2=0.6830, DM=0.4166$$

ここで、DM1は1915~17年を1とするダミー変数、DM2は1918,19年を1とするダミーであり、前者は大戦中の輸出急増の効果を、後者は輸出供給の遅れの効果を示す。所得、相対価格両

要因とも係数の絶対値は1を上回り弾力的であるとの結論を得るが、第1図にみられるように、1930年代に過小推計が生じ、決定係数も必ずしも良くない。これに対して、輸出総額に占める東アジア向け輸出額の割合(DMX)を所得要因の係数ダミーとして追加して計測したのが次式である。

$$\log(X) = 0.269 + (1.165 + 0.879 DXM)$$

$$(0.25) \quad (5.26) \quad (9.75)$$

$$\log(WM)$$

$$-0.477 \log(eP_x/P_w)$$

$$(2.38)$$

$$+ 0.599 DM1 + 0.694 DM2$$

$$(5.21) \quad (7.50)$$

$$\bar{R}^2=0.9378, DW=2.087$$

第2図にみられるようにこの式のフィットは著しくよい。また前式にくらべて価格弾力性が大幅に低下していることが注目されよう。東アジアダミーが有意であることは、同じ世界貿易量の拡大であっても、東アジアにおける拡大がわが国の輸出に大きな効果をもったことを意味し

ている。

次に、財の輸入について、所得要因として通常の実質 GNP を、相対価格要因として GNP デフレーターで実質化した輸入価格を用いて推計したが、誤差に相関が残った。そこで所得要因の変数には個人消費、民間資本形成及び財輸出の合計値をとり、また相対価格には、製造業品価格指数( $P_i$ )に対する輸入品の相対価格を採用した。

$$\log(M) = -7.132 + 1.559 \log(C+I+X)$$

$$(10.18) \quad (21.63)$$

$$-0.692 \log(P_m/P_i) - 0.160 DM 1$$

$$(3.58)$$

$$(2.70)$$

$$-0.235 DM 2$$

$$(4.96)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9699, DW = 1.055$$

サービスの受取、支払いには、政府部門の対外取引である帝国政府取引が含まれており、この項目は外生変数として扱った。帝国政府取引には、在外公館費等の経常的部分以外に政府の勘定をもって行なわれた資本財・軍需品輸入代金ならびに海外支出戦費が含まれており、第一次大戦期には受取超過、30年代半以降では大幅な支払い超過を記録し、経常収支の動向に少なからず影響を与えた。帝国政府取引を除く旅行、運輸、保険、及び投資収益の受取( $NXO$ )と支払い( $NMO$ )について財の名目輸出入( $NX$ および $NM$ )と自己ラグを説明変数として推計した。

$$\log(NXO) = -1.733 + 0.633 \log(NX)$$

$$(4.85) \quad (6.10)$$

$$+0.508 \log(NXO(-1)) + 0.246 DM 1$$

$$(6.19)$$

$$(2.73)$$

$$+0.248 DM 2$$

$$(3.70)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9797, DW = 1.504$$

$$\log(NMO) = -0.138 + 0.091 \log(NM)$$

$$(0.67) \quad (1.27)$$

$$+0.912 \log(NMO(-1)) + 0.164 DM 2$$

$$(10.27)$$

$$(2.66)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9705, DW = 1.381$$

#### (5) 国内価格

輸入価格の変動が輸出価格と個人消費デフレーター

と与える効果を検討するために、まず、輸入価格を説明変数として製造業価格の計測を行い、次に、輸出価格と個人消費デフレーターのそれぞれを製造業価格によって推計してみた。

$$(P_i/P) = 0.655 + 0.535 (P_m/P)$$

$$(8.80) \quad (6.35)$$

$$+0.125 (P_m(-1)/P(-1)) - 0.011 TIME$$

$$(1.46)$$

$$(9.46)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9218 \quad DW = 1.687$$

$$(P_c/P) = 0.436 + 0.111 (P_i/P) + 0.369$$

$$(2.93) \quad (2.48)$$

$$(2.57)$$

$$(P_c(-1)/P(-1))$$

$$+0.003 TIME - 0.073 DM 5$$

$$(3.24)$$

$$(4.19)$$

$$\bar{R}^2 = 0.6522, DW = 2.271$$

$$(P_x/P) = -0.243 + 0.650 (P_i/P)$$

$$(1.76) \quad (3.60)$$

$$+0.624 (P_x(-1)/P(-1)) - 0.101 DM 2$$

$$(6.04)$$

$$(1.52)$$

$$\bar{R}^2 = 0.8746, DW = 1.757$$

ここで、 $P$ はGNPデフレーター、 $P_c$ は個人消費デフレーター、 $TIME$ はタイム・トレンドである。また、 $DM 5$ は1916, 17年を1とするダミー変数である。計測結果をみると、まず、GNPデフレーターで実質化した製造業価格は低下トレンドを有すると同時に、輸入価格の影響も有意となっている。また、製造業価格の変化は輸出価格と個人消費デフレータを同方向に変化させることも明らかとなった。ただし、消費デフレータの説明度は低く、他の説明変数で推計した場合でもフィットを改善することはできなかった。

推計期間の平均を用いて、弾力性を計算すると、輸入価格の上昇に対する製造業価格の弾力性は0.36、製造業価格に対する輸出価格の弾力性は0.65である。これより推計期間の平均で評価した場合、輸入価格の10%の上昇は輸出価格を2.3%上昇させることになる。

#### 4. 均衡為替レートの計測

##### (1) 景気変動の除去

2節で述べたように、ISバランス・アプロ

チに基づいて均衡為替レートを計測するためには、 $Y$ を経済変動を除去した完全雇用GNPに、 $r$ を均衡世界実質金利に、それぞれ置き換える必要がある。

GNPから景気変動を除去する手法としては、マクロの生産函数を推計する方法、あるいは実質GNPについて好況期の中間値を傾向線であつたde Leeuw-Holloway[1982]の方法が一般的に採用されている。しかし、戦前期については統計上の制約も存在することから、ここでは、より簡便な方法により、完全雇用GNPについて以下の3通りのケースを考えた(詳細については補論を参照されたい)。まず、ケースIとIIでは、戦前期の農村が経済変動に伴う余剰労働力の吸収先として不完全就業の状態にあつたことを考慮した。そして、農業雇用者と工場労働者の賃金格差に一次産業就業者数を乗じたものの一定割合(ケースIでは5%、ケースIIでは10%)について、その名目GNP比をGNPギャップとみなし、このギャップで実質GNPの実現値を調整することによって完全雇用GNPを求めた。ケースIIIでは、1910~37年の実質GNPの実現値に簡単な回帰分析を行い、1次のタイム・トレンドによって説明される部分を完全雇用GNPとみなした<sup>2)</sup>。

均衡実質金利については、わが国が小国であつたとの仮定のもとで、米国長期国債の事後的な実質利回りを用いた。実質化は米国GNPデフレーターの変化率で行った。

なお、世界輸入( $WM$ )、海外諸価格( $P^*$ ,  $P_w$ ,  $e \cdot P_m$ )、及び米国実質金利( $r^*$ )についても、景気循環的な要素が含まれていると考えられるが、移動平均などによる平準化は取って避け、実現値をそのまま用いた。

## (2) 戦間期を中心とする均衡為替レート

3節で推計された方程式体系を用いて、ダイナミック・シミュレーションにより均衡為替レート

2) ケースIとIIでは第3次産業における失業を考慮していない点、ケースIIIでは1910~37年までの潜在成長率を一定と仮定している点、それぞれ問題となろう。戦前期の完全雇用GNPの推定は、それ自体が重要なテーマであり、求人倍率などの統計を考慮することが今後の課題となろう。

を計測した。対象期間は1910年から1937年までである。また、計測は国内諸価格を外生変数とする方式(理論モデルの(9)式)と内生変数とする方式((10)式)の双方について行った。ただし、後者の方式においても、(7)式の $g$ 函数について良好な推定が得られなかったことから、個人消費デフレーターについては外生変数扱いとし、実現値をそのまま用いた。このため、実質為替レートの変化が消費財価格を通じて消費支出を変動させ、均衡ISバランスが変化するメカニズムは考慮されていない<sup>3)4)</sup>。

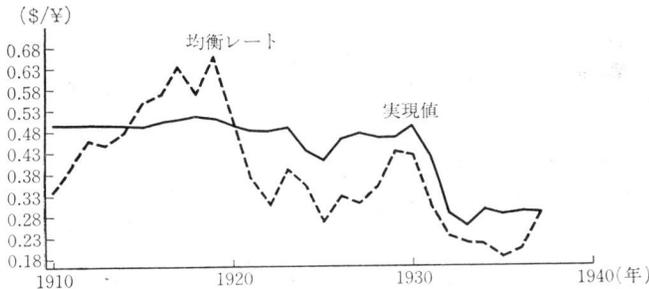
計測された均衡レートの具体的数値は補論(3)にまとめたが、そのうち、完全雇用GNPにケースIIを前提し、国内諸価格を内生変数とした場合の名目レートが第3図に示されている。みられるように、為替レートの実現値は、構造的ISバランスに照らして、第一次大戦期間中は大幅な割安であったが、1920年代においては割高となつていたとの結果を得た。このことは、国内価格の扱いと完全雇用GNPについて他のケースを前提してもほぼ同様である。1930年代については、均衡レートに照らした実現レートの評価は前提したケースによって異なり、第3図にみられるように20年代の割高が割安へと転換したとは必ずしも言えない。ただし、31年末の金輸出再禁止後の大幅な円安化が、均衡レートの動きと整合的であったことは結論できる。

以上、1920年代の1ドル=約2円というレート

3) 従って、国内諸価格を外生変数とした場合と内生変数とした場合とで、ISバランスは相異なる。均衡レートの計測にあたって両ケースの本質的な違いは、後者では、為替レートが円安(円高)となることに伴う輸入価格の上昇(低下)が製造業品価格の上昇(低下)を通じて輸出価格に波及し、経常収支の調整を遅らせるメカニズムが考慮されていること、従って、前者に比べて均衡レートと実現値の間の乖離幅が拡大することにある。

4) 交易条件の変化がISバランスを変化させる可能性として、投資を通じた経路も考えられる。即ち、輸入財と代替的な国内資本財の供給が限られている状況下では、輸入価格の上昇は資本コストを高め、投資需要を減少させることになる。このようなメカニズムを分析の枠内に取り込むことは残された課題のひとつである。

第3図 均衡為替レート(名目)



はISバランスからみて割高であったと考えられるが、これと並んで重要なポイントは、為替レートの変化に伴う経常収支の調整メカニズムである。輸入函数の価格弾力性が輸出函数のそれを上回っていることは、為替レートの変化が輸出よりは輸入に対してより大きな調整効果を持っていたことを意味している。実際、1920年代について、経常収支が構造的ISバランスに一致するように調整される時、輸出の拡大よりは輸入の大幅な削減が生じるとの計測結果を得た。このことは、戦間期経済について、“割高為替レートのもとでの輸出主導型の経済成長”という従来の定説とは異なる位置付けを与えることになる。為替が割高であったことは、工業化を進める上で不可欠な輸入資本財と工業原料の調達に好ましい状況を作り出し、重化学工業の発展と、計測で得られた製造業品価格のトレンド的な低下に寄与したことが推論されるのである。

なお、割高な為替レートが維持された背景には、旧平価の水準(100円につき49ドル7/8)で金本位制に復帰することが1920年代の通貨政策の重要な課題となっていたことがあり、また、第一次大戦期に蓄積された正貨のとりくずしがそれを可能にしたと考えられる。

### 5. 1930年代の日本経済の回復要因

大恐慌の影響から生産水準が1939年に至るまで過去のピークを下回っていた米国とは対照的に、日本の実質生産水準は32年には回復を示し、1932年から37年のGNPの平均成長率は5.7%に

達する高い伸びを記録した。1930年代の日本経済の回復については、従来から、蔵相高橋是清のもとでの拡張的な財政政策、金輸出再禁止後の名目為替レートの円安化、企業利潤の回復に伴う投資の回復、及び台湾、朝鮮等の植民地への輸出伸長、といった要因が指摘されてきた。本節では、2節のモデルに従って、1932～36年の日本経済の成長要因を定量的に明らかにする。

#### (1) シミュレーションの手順

- (i) まず、すべての外生変数を1931年の実現値に固定してダイナミック・シミュレーションを行い、 $Y$ について1931～36年の基準値を求めた。ラグ変数の初期値には1930年の実現値を代入した(以下、同様)。
- (ii) 次に、個々の外生変数の変化が実質生産水準に与えた影響を計測するために、他の外生変数を1931年の実現値に固定したもとの、問題とする外生変数に各年次の実現値を代入してシミュレーションを行った。これから得られた $Y$ の値と(i)の基準値との差を、当該外生変数が実質GNPの増減に寄与した部分(絶対額)と考えた。以上をすべての外生変数について繰り返した。
- (iii) 最後に、(ii)で求めた各外生変数の寄与分をそれらの総和で割ることによって、個々の外生変数の寄与率を算出した。

(ii)の計測にあたっては、政府部門の経常的支出と資本形成は政府支出として、日本の輸入価格(ドル建て)、世界輸入価格及び米国GNPデフレーターは海外価格として、また、日本のGNPデフレーターと消費デフレーターは国内価格として、それぞれまとめて考え、同一のシミュレーションで扱った。従って、GNP成長率の寄与を計測したのは、①政府支出、②企業利潤率、③実質金利、④世界輸入量、⑤東アジア圏への輸出比率(東アジアダミー)、⑥国内価格、⑦海外価格、及び⑧名目為替レートの8つの要因である。

#### (2) 計測結果

計測結果は第1表に示されている。掲げられて

いる数値が、各年次ごとの寄与率ではなく、1932年から当該年次に至るまでの累積的な寄与率であることに注意されたい。

以下、個々の要因ごとに、その変化が経済成長に及ぼした効果を検討する。

(i) 政府支出の寄与率は1932年に53.0%、33年に35.4%と高い値を示している。当時の蔵相高橋是清のもとで採られたケインズの財政拡張政策は、1930年代初期のわが国経済の回復に重要な要因であったと結論できよう。ただし、34年以降では、政府支出の寄与は20%台前半にまで低下している。

(ii) 実質金利と企業利潤率の寄与率はどの年次をみても5%以下である。30年代には、実質金利の低下、利潤率の回復がみられたが、投資関数の金利及び利潤率に対する弾力性はそれほど大きくはなく、これらの要因が投資を通じて経済の回復に及ぼした効果は限界的なものであったといえる。実質賃金の影響が主として利潤率を通じて作用するものとする、この結果は実質賃金の低落が回復をはやめたという可能性を否定するものと言えよう。

(iii) 世界輸入需要は32年まで落ち込みを示し、わが国経済の成長にマイナスに寄与した。しかし、34年以降は経済回復を促進する要因へと転換し、36年の寄与率は18.2%となっている。

(iv) 東アジア圏への輸出の寄与率は、34年以降では40%台半ばを占めており、30年代央のわが国経済の回復が植民地・半植民地への輸出拡大に大きく負っていたと結論できよう。

最後に、内外価格と名目為替レートの変化が経済成長に与えた効果を、32年を中心に検討する。

(v) まず、海外価格について。世界的なデフレーションのもとで海外諸価格は1931、32年に大幅な下落を示した。これによる交易条件の改善は、32年の経常海外余剰を前年に比べて5.9億円悪化させ、経済成長率を5.3%低下させる効果を持った(寄与率ではマイナス84.1%)。

(vi) また、32年の国内価格については、GNPデフレーターが前年比で1.0%低下したものの、消費デフレーターが2.0%上昇し消費支出を抑制した

ことから、経済成長にマイナスの効果を与えた。

(vii) 一方、名目為替レートは1931年12月の金輸出再禁止以降、著しく減価し、32年の円・ドルレートは前年比で47.2%円安化した。為替減価の影響は著しく、経常海外余剰を前年に比べて6.5億円改善させる効果を持った(経済成長への寄与率は114.2%)。ただし、33年以降の為替レートは若干の円高で推移したことから、経済成長への寄与率も後年になるほど低下している。

(viii) このように、1930年代初期の海外価格の下落にともなう経済成長へのマイナス効果は為替レートの大幅な円安化によって完全に相殺され、内外価格と為替レートの寄与を総合的にみると、32年ではプラス25.0%と比較的高い値を示している。ただし、30年代央以降については、経済の回復要因としてノミナルな変数が果たした役割は限界的なものであったといえる。

以上、1930年代の日本経済の回復要因として、32、33年については、拡張的な財政政策の貢献が大きく、また、海外価格水準の低落に対して名目為替レートが大幅に円安化したことがあげられる。30年代央以降については、植民地・半植民地化にともなう東アジア圏への輸出の伸張が最も重要な回復要因であり、世界輸入需要と政府支出がこれに次ぐ要因であった。

第1表 1930年代のわが国経済の回復要因(寄与率)

	1932	1933	1934	1935	1936
政府支出	53.0	35.4	22.8	24.3	23.2
実質国内金利	4.7	4.1	3.9	3.7	3.4
企業利潤率	2.8	3.4	4.1	4.3	3.9
世界輸入需要	-12.5	-0.4	10.1	16.0	18.2
東アジア圏向け輸出	26.9	36.1	46.4	43.2	45.7
価格要因	25.0	21.3	12.7	8.5	5.4
海外価格	-84.1	-26.1	-7.7	-7.3	-3.1
国内価格	-5.1	-8.3	-11.0	-13.7	-15.2
名目為替レート	114.2	55.7	31.4	29.5	23.7

## 6. 為替レートと戦間期経済

戦間期経済あるいは1930年代経済における為替割安化にもとづく輸出主導型成長のシェーマはみせかけのものであった可能性がある。第一に、東アジアダミーを考慮すると輸出における価格効果の計測値は大幅に低下する。第二に、30年代

の輸出伸長は大部分が植民地・半植民地向けの重化学工業品の輸出増にもとづくものであった(寺西重郎[1989b])が、それは価格効果というより植民地経営にかかわる特殊な顧客関係による需要増によるものであったと考えられる。

われわれの用いた植民地ダミーは大雑把なパラメーターでしかない。それは顧客関係の指標であるとともに、ブロック経済化の傾向とその下での日本の孤立化の代理変数でもある。寺西重郎[1989a]では、日米の産業別の卸売物価指数を用いて日本の比較優位性の変化を検討し、日本の重化学工業は1930年代においても比較優位を確立していなかったことが示されている。30年代における重化学工業の満州・関東州向け輸出は価格要因以外のものによって説明される必要があり、東アジアダミーはその最も簡便な方法であると言えよう。

輸出における名目為替レートの効果が小さいことは価格伸縮的な小国の仮説に対応している。しかしながら、戦間期経済を一種の dependent economy とみなすことは過度の単純化であろう。とくに非貿易財の重要性を無視することはできない。戦間期において高物価といわれるときは常に非貿易財の価格高騰がその背景にあった。また、上記の  $P_c$  の計測においても輸入物価が十分な説明力をもたなかったことはこの点と密接に関連していると思われる。

戦間期経済において為替レートの果たした役割は輸出についてよりも輸入についてはるかに重要であったと考えられる。われわれの計測によれば1920年代の為替レートはISバランス理論の意味でも割高であった。この割高レートは1920年代の都市化と輸入代替工業化に少なからぬ影響を及ぼしたものと考えられる。一般にわが国の輸入における価格弾力性は小さいと言われるが、それは食料品・原料品についてのみそうであって代替性の強い工業品については必ずしもそうでない。すなわち1910年から1937年にかけての計測によれば次のようである。

$$\begin{aligned} \log(M_i) &= -7.484 + 1.492 \log(C+I+X) \\ &\quad (8.47) \quad (16.42) \\ &\quad -1.537 \log(P_{Mi}/P_i) \end{aligned}$$

$$(7.62)$$

$$-0.067 DM_1 - 0.076 DM_2$$

$$(0.72) \quad (1.13)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9526, \quad DW = 2.120$$

$$\log(M_f) = -14.775 + 2.243 \log(C)$$

$$(9.48) \quad (13.22)$$

$$-0.115 \log(P_{Mf}/P_C) - 0.360 DM_1$$

$$(0.31) \quad (2.30)$$

$$-0.085 DM_2$$

$$(0.65)$$

$$\bar{R}^2 = 0.8988, \quad DW = 1.767$$

$$\log(M_m) = -9.027 + 1.669 \log(C+I+X)$$

$$(13.53) \quad (23.77)$$

$$-0.179 \log(P_{Mm}/P) + 0.175 DM_1$$

$$(1.13) \quad (2.35)$$

$$-0.161 DM_2$$

$$(2.79)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9592, \quad DW = 1.414$$

ここで、 $M_m$ は素原材料輸入、 $M_f$ は食料品輸入、 $M_i$ は工業品輸入であり、また $P_{Mm}$ 、 $P_{Mf}$ 、 $P_{Mi}$ はそれぞれの(円建)輸入価格である。1920年代の為替レートと都市型消費等との関係についてはさしあたって寺西重郎[1989b]を参照されたい。

戦間期とくに1930年代のマクロ均衡を考えるにあたって戦争への動きとの関係を無視することはできない。それは、軍事関係支出の需要面と供給面への効果とともに為替レートを通じる効果において著しい。とくに為替レートの割安化が満州事変、対満投資などと密接に関連していることは翁邦雄・寺西重郎[1984]、伊藤隆敏・翁邦雄・寺西重郎[1988]などで徐々に明らかにされつつある。

#### 補論(1) 完全雇用GNP系列の作成

完全雇用実質GNPの推定は、以下で述べるように、農工間の賃金格差をもとに算出する方法(ケースI, II)とタイム・トレンドに着目する方法(ケースIII)とから求めた。

農工間の賃金格差に基づくケースI, IIでは、まず、次式に従ってGNPギャップを求めた。

$$GAP = \{[(W_I^m - W_A^m)L^m] + [(W_I^f - W_A^f)L^f]\} (\alpha/PY)$$

ここで、 $W_A^m(W_A^f)$ は男子(女子)農業労働者賃金、 $W_I^m(W_I^f)$ は男子(女子)製造業労働者賃金、 $L^m(L^f)$ は男子(女子)一次産業就業者数である。 $\alpha$ は定数であり、 $\alpha=0.05$ としたのがケース I、 $\alpha=0.1$ としたのがケース II である。製造業労働者の賃金については得られるデータが日額ベースであるため、工場労働者月あたり作業日数を用いて年額ベースに調整した。また、作業日数のデータが入手可能なのは 1923 年以降であるため、それ以前の期間については、1923~37 年の平均値を用いた。このように、男女別に  $[(W_L - W_A)L]$  を求め、その単純合計値に一定割合  $\alpha$  を乗じたものの名目 GNP ( $PY$ ) に対する比率を GNP ギャップとみなした。完全雇用実質 GNP ( $Y^f$ ) は、以上のように定義された GNP ギャップを用いて次式から求めた。

$$Y^f = (1 + GAP)Y$$

補論 (2) 変数一覧

データの出所は以下のように略記する。

LTES: 『長期経済統計』

完全雇用 GNP のケース III の系列については、まず実現値 ( $Y$ ) をタイム・トレンドに回帰させた。

$$\log(Y) = 8.9320 + 0.0326 \text{ TIME}$$

$$-0.0707 D 12 - 0.0899 D 13 - 0.0424 D 23$$

$$-0.456 D 24$$

$$-0.0404 D 29$$

$$\bar{R}^2 = 0.9666. DW = 0.5104$$

ここで、 $TIME$  は 1910 年を 1 とするタイム・トレンドである。また、 $D 12, D 13, D 23, D 24, D 29$  はそれぞれ 1912, 13, 23, 24, 29 年に 1 となるダミー変数であり、GNP 成長率がマイナスを記録した年次(ただし、1920 年は除く)を計測から排除するために用いた。

この計測式において、ダミー変数を取り除きタイム・トレンドのみから生成される系列を完全雇用 GNP とみなした。

HSUS: "Historical Statistics of the United States"

記号	変数名	出所・資料
$Y$	実質 GNP	筆者推計 <sup>1)</sup>
$PY$	名目 GNP	筆者推計 <sup>1)</sup>
$C$	個人消費支出	LTES. Vol. 1 第 18 表
$NDY$	個人可処分所得(名目)	LTES. Vol. 1 第 32 表 <sup>2)</sup>
$DY$	個人可処分所得(実質, $NDY$ を $P_c$ で実質化)	
$I$	民間投資(設備+住宅)	LTES. Vol. 1 第 21 表
$G$	政府支出(政府経常支出+政府固定資本形成)	TES. Vol. 1 第 18, 21 表
$NX$	商品の輸出(名目)	LTES. Vol. 14 第 16 表
$X$	商品の輸出(実質, $NX$ を $P_x$ で実質化)	
$MW$	世界輸入数量指数	LTES. Vol. 14 第 23 表
$DMX$	東アジア・ダミー (輸出総額に占める朝鮮, 台湾, 関東州, 満州, 東南アジア向け輸出額の割合)	LTES. Vol. 14 第 13 表
$NM$	商品の輸入(名目)	LTES. Vol. 14 第 16 表
$M$	商品の輸入(実質, $NM$ を $P_m$ で実質化)	
$NXO$	サービスの輸出+海外からの要素所得受取 (帝国政府取引の受取を除く, 名目)	LTES. Vol. 14 第 16 表
$NMO$	サービスの輸入+海外への要素所得支払 (帝国政府取引の支払を除く, 名目)	LTES. Vol. 14 第 16 表
$T$	政府収入	LTES. Vol. 1 第 3 表
$TXD$	直接税	LTES. Vol. 7 第 7 表
$TXI$	間接税等(直接税を除く政府収入, $T-TXD$ )	
$HOJO$	政府の振替支出+補助金	LTES. Vol. 1 第 3 表
$\rho$	企業利潤率	筆者推計 <sup>3)</sup>
$r$	実質金利(国債利回りを $P$ の変化率で実質化)	『証券価格と利子率』付表 12-2
$r^*$	米国実質金利 (米回国債利回りを $P^*$ の変化率で実質化)	HSUS. X 330
$e$	名目円・ドルレート(ドル建て, 平均)	LTES. Vol. 14 第 26 表
$P$	GNP デフレーター	筆者推計 <sup>1)</sup>

$P^*$	米国 GNP デフレーター	HSUS. F 5
$P_w$	世界輸入価格指数	LTES. Vol. 14 第 24 表
$P_c$	個人消費支出デフレーター	LTES. Vol. 1 第 30 表
$P_x$	輸出価格指数	LTES. Vol. 14 第 5 表
$P_m$	輸入価格指数(円建て)	LTES. Vol. 14 第 6 表
$P_i$	製造業品価格指数	LTES. Vol. 1 第 31 表
$\theta$	実質為替レート(ドル建て, $e \cdot P/P^*$ )	
$\gamma$	$P_c/P$	
$\sigma$	$P_x/P$	
$\delta$	$P_i/P$	
$\varepsilon$	$e \cdot P_m/P^*$	
$\tau$	$P^*/P_w$	
TIME	1910 年を 1 とするタイム・トレンド	
DM 1	1915~17 年を 1 とするダミー変数	
DM 2	1918, 19 年を 1 とするダミー変数	
DM 3	1915~20 年を 1 とするダミー変数	
DM 4	1923 年を 1 とするダミー変数	
DM 5	1916, 17 年を 1 とするダミー変数	
$M_i$	工業品輸入	LTES. Vol. 14 第 4 表
$M_f$	食料品輸入	LTES. Vol. 14 第 4 表
$M_m$	素原材料輸入	LTES. Vol. 14 第 4 表
$P_{Mi}$	工業品輸入価格(円建て)	LTES. Vol. 14 第 6 表
$P_{Mf}$	食料品輸入価格指数(円建て)	LTES. Vol. 14 第 6 表
$P_{Mm}$	素原材料輸入価格指数(円建て)	LTES. Vol. 14 第 6 表
WA	農業年雇賃金(年額)	LTES. Vol. 9 第 34 表
WI	製造業職工賃金(日額)	LTES. Vol. 8 第 27 表
	×工場労働者月あたり作業日数×12	『日本労働運動資料』Vol. 10
L	一次産業就業者数	Minami(1973)

1) GNP データについて:

$$\bar{R}^2=0.9969, DW=1.033$$

輸出及び輸入のデータが本推計で用いた LTES. Vol. 14 の系列と LTES. Vol. 1 の系列とで若干相異している。このため、GNP 系列については、LTES. Vol. 1 のデータを使わず、各支出項目を加算(輸入は控除)することで名目値と実質値の双方を求め、デフレーターはこれより事後的に算出した。

2) 個人可処分所得の内生化について:

均衡レート及び 1930 年代の経済成長寄与率の計測にあたり、個人可処分所得は以下の簡単な推計式を用いて内生化した。

$$NDY=120.4184+0.8684(PY-T+HOJO) \quad (1.08) \quad (93.94)$$

補論(3) 均衡レートの計測値

①均衡実質為替レート

	実現値	国内諸価格が外生(植田方式)			国内諸価格が内生(深尾方式)		
		ケース I	ケース II	ケース III	ケース I	ケース II	ケース III
1910~14	0.964	0.989	0.959	0.788	0.891	0.831	0.616
1915~19	1.001	1.112	1.067	1.509	1.246	1.182	1.860
1920~24	1.150	1.025	0.991	1.041	1.010	0.924	1.111
1925~29	1.094	1.025	0.998	0.933	0.876	0.810	0.751
1930~34	0.773	0.740	0.719	0.701	0.668	0.615	0.548

ここで、HOJO は政府の振替支出と民間への補助金の合計値でありモデルの上では外生変数として扱った。

3) 企業利潤率について:

企業利潤率は自己資本純利益率である。データは 1914~29 年は『事業会社経営効率の研究』それ以後は『本邦事業成績分析』である。産業のカバレッジは 1914~29 年は紡績、肥料、洋灰、製粉、製糖、製糸、麦酒であり、それ以後は製造工業、印刷、製材である。1910~13 年については 1914~37 年について企業利潤率を企業配当率に回帰した計測式に当期の企業配当率の値を代入することにより推計した。企業配当率のデータは三和良一(1973)に拠った。

1935~37	0.702	0.725	0.713	0.841	0.595	0.555	0.801
1910	0.856	0.754	0.712	0.751	0.652	0.587	0.644
1911	0.962	0.969	0.938	0.840	0.834	0.766	0.747
1912	1.006	1.102	1.079	0.821	0.992	0.937	0.640
1913	1.046	1.083	1.059	0.798	0.999	0.948	0.562
1914	0.948	1.035	1.005	0.732	0.979	0.915	0.487
1915	0.877	1.036	1.007	1.021	1.046	0.983	0.814
1916	0.916	1.001	0.978	1.047	1.085	1.032	1.099
1917	0.943	1.126	1.026	1.553	1.235	1.180	1.919
1918	1.088	1.100	1.067	1.864	1.251	1.198	2.451
1919	1.179	1.299	1.256	2.063	1.612	1.515	3.019
1920	1.041	1.068	1.033	1.357	1.167	1.061	1.694
1921	1.109	0.981	0.941	1.122	0.931	0.852	1.352
1922	1.245	0.970	0.932	1.072	0.888	0.804	1.122
1923	1.238	1.141	1.109	0.847	1.083	0.995	0.740
1924	1.118	0.966	0.939	0.806	0.981	0.908	0.646
1925	1.023	0.841	0.820	0.784	0.723	0.669	0.595
1926	1.145	1.095	1.066	0.949	0.880	0.813	0.649
1927	1.157	1.038	1.012	0.953	0.818	0.758	0.715
1928	1.078	1.004	0.976	0.987	0.883	0.812	0.890
1929	1.069	1.145	1.116	0.990	1.073	0.996	0.908
1930	1.028	1.067	1.039	0.954	0.955	0.886	0.756
1931	0.873	0.788	0.763	0.637	0.682	0.626	0.440
1932	0.655	0.656	0.633	0.551	0.587	0.538	0.388
1933	0.625	0.559	0.543	0.627	0.577	0.529	0.532
1934	0.683	0.630	0.617	0.735	0.539	0.495	0.622
1935	0.666	0.617	0.604	0.727	0.468	0.431	0.693
1936	0.693	0.706	0.696	0.814	0.527	0.488	0.712
1937	0.746	0.850	0.840	0.982	0.789	0.745	1.052

〔注〕 期間平均値

## ②均衡名目為替レート

	実現値	国内諸価格が外生(植田方式)			国内諸価格が内生(深尾方式)		
		ケースⅠ	ケースⅡ	ケースⅢ	ケースⅠ	ケースⅡ	ケースⅢ
1910~14	0.494	0.505	0.489	0.405	0.454	0.423	0.318
1915~19	0.504	0.562	0.539	0.749	0.625	0.593	0.909
1920~24	0.475	0.426	0.411	0.437	0.421	0.385	0.472
1925~29	0.454	0.426	0.415	0.388	0.365	0.337	0.314
1930~34	0.350	0.335	0.326	0.316	0.302	0.278	0.246
1935~37	0.288	0.296	0.291	0.344	0.242	0.226	0.326
1910	0.494	0.435	0.411	0.434	0.376	0.339	0.372
1911	0.493	0.497	0.481	0.431	0.427	0.393	0.383
1912	0.494	0.541	0.530	0.403	0.487	0.460	0.315
1913	0.494	0.511	0.500	0.377	0.472	0.447	0.265
1914	0.493	0.538	0.523	0.380	0.509	0.476	0.253
1915	0.489	0.578	0.561	0.569	0.583	0.548	0.453
1916	0.501	0.547	0.534	0.572	0.593	0.564	0.600
1917	0.506	0.605	0.551	0.834	0.663	0.634	1.031
1918	0.515	0.520	0.505	0.882	0.592	0.567	1.160
1919	0.509	0.561	0.542	0.890	0.695	0.654	1.303
1920	0.492	0.505	0.488	0.642	0.552	0.502	0.801

1921	0.481	0.425	0.408	0.486	0.404	0.369	0.586
1922	0.480	0.374	0.360	0.414	0.342	0.310	0.433
1923	0.488	0.449	0.437	0.333	0.426	0.392	0.291
1924	0.434	0.375	0.364	0.313	0.381	0.352	0.251
1925	0.410	0.337	0.329	0.314	0.290	0.268	0.238
1926	0.461	0.441	0.430	0.383	0.355	0.328	0.261
1927	0.473	0.425	0.414	0.390	0.335	0.310	0.292
1928	0.464	0.432	0.420	0.425	0.380	0.349	0.383
1929	0.464	0.497	0.484	0.429	0.466	0.432	0.394
1930	0.492	0.511	0.497	0.457	0.457	0.424	0.362
1931	0.419	0.378	0.366	0.306	0.327	0.301	0.211
1932	0.285	0.285	0.276	0.240	0.256	0.234	0.169
1933	0.258	0.231	0.224	0.259	0.238	0.218	0.219
1934	0.294	0.272	0.266	0.317	0.232	0.213	0.268
1935	0.284	0.264	0.258	0.310	0.200	0.184	0.273
1936	0.290	0.296	0.291	0.341	0.220	0.204	0.298
1937	0.289	0.329	0.325	0.380	0.305	0.288	0.407

[注] 実質為替レートを各時点の  $P_t$ ,  $P_t^*$  の実現値を用いて名目値にした。

(三菱総合研究所・一橋大学経済研究所)

### 参考文献

[1] 馬場正雄・建元正弘「日本における外国貿易と経済成長(1958~1937年)」, 篠原三代平・藤野正三郎編『日本の経済成長』日本経済新聞社, 1967年

[2] B. Eichengreen and J. Sachs, "Exchange Rates and Economic Recovery in the 1930s", *Journal of Economic History*, Vol. 45, No. 4, Dec. 1985.

[3] 深尾京司「日本の貯蓄投資バランスと経常収支, 為替レート」『経済研究』第38巻3号 July 1987.

[4] T. Ito, K. Okina and J. Teranishi, "News and the Dollar/Yen Exchange Rate, 1931-1933: The End of the Gold Standard, Imperialism, and the Great Depression", NBER Working Paper No. 2683, 1988.

[5] F. de Leeuw and T. M. Holloway, "The High-Employment Budgets; Revised Estimates and Automatic Inflation Effects", *Survey of Current Business*, April. 1982.

[6] 翁邦雄・寺西重郎「為替レートと工業化」『日本産業技術の発展』に関するワークショップ発表論文(ミメオ), 1984年2月16-18日

[7] 佐藤和夫「戦間期日本のマクロ経済とミクロ

経済」中村隆英編『戦間期の日本経済分析』山川出版社, 1980年

[8] S. Takagi, "Floating Exchange Rates, and Macroeconomic Adjustment in Interwar Japan" (mimeo) Nov. 1988.

[9] 寺西重郎「わが国の金融的発展に関する2論文」一橋大学経済研究所 ディスカッションペーパー No. 174, 1988年

[10] 寺西重郎「日本経済発展と産業政策・貿易政策」(ミメオ)1989(b)年

[11] 寺西重郎「不均衡成長と金融」中村隆英・尾高煌之助編『日本経済史(第6巻)』1989年

[12] 植田和夫「経常収支と為替レート——貯蓄投資バランスによるアプローチ」『金融研究』第5巻第1号, 1986年

[13] 油井雄二「完全雇用余剰の再検討」『経済分析』第92号, 1983年

[14] R. Minami, "The Turning Point in Economic Development: Japan's Experience", Kirokuniya Shoten, 1973

[15] 三和良一「第一次大戦後の経済構造と金解禁政策」, 安藤良雄編『日本経済政策史論』(上)東京大学出版会, 1973年