

2000年以降の日本に関する為替レート変化の貿易収支改善効果に関する検証

朴勝俊

2024/3/1

要約

本稿では、名目の貿易収支の変化を要因分解して、自国製品価格や、相手国製品価格、名目為替レートの変化が、自国通貨建ての名目輸出額および名目輸入額にどのような変化をもたらすかを理論的に検討した。そのうえで、1990年代の超円高を経た近年の日本に関して、2000年以降データを用いて、名目の輸出額や輸入額、実質の輸出額や輸入額(これは概念的には輸出量や輸入量)について、国内外のGDPと実質実効為替レート(REER)を説明変数として、計量経済学的な推計を行った。これによればREERが実質円安となれば、実質の輸出額や輸入額にはその影響はほとんどないものの、名目の貿易収支は短期的に悪化し、2年程度の時間を経て改善に向かうことが確認された。

2000年以降の日本に関する為替レート変化の貿易収支改善効果に関する検証

朴勝俊

2024/3/1

1. はじめに

日本は1995年前後や2010年前後の超円高による空洞化に悩まされて来た国であるが、2022年以降は急激な円安を経験している。これは日本の貿易収支を改善させ、日本の国内総生産(GDP)や雇用にプラスの効果をもたらしたのであるか？ 言い換えれば過去の円高は貿易収支の悪化を、円安は貿易収支の改善をもたらしたのであるか。

この問題に入る前に、強調しておきたい点がある。一般に、国内総生産=消費+投資+政府支出+輸出-輸入、という関係式から、日本の貿易収支がプラスになることは、国内総生産(GDP)を増やし、雇用を増やすものと考えられていると思われる。しかし、国産品と競合しない輸入が増えて、貿易収支が悪化したとしても、必ずしもGDPの減少や雇用の悪化につながるわけではない。これは、先の式を変形して、

$$\text{国内総生産} + \text{輸入} = \text{消費} + \text{投資} + \text{政府支出} + \text{輸出}$$

とすれば理解できるであろう。すなわち、例えば石油価格が高騰するなどして輸入額が増えたとしても、そのための支出額の増加を強いられるのであって、必ずしも国内総生産が減るわけではないのである。

さて、一般に、教科書的には為替レートの減価は貿易収支を改善させると考えられており、そのための条件として「マーシャル＝ラーナー条件(ML条件)¹」が挙げられている。これは、プラスの値で定義される輸入量と輸出量の価格弾力性の和が1を超えればよいというものである($\eta_E + \eta_M > 0$)。ブランチャールは「同条件は現実に満たされていることが知られている」と述べている(ブランチャール2020, p. 175)。しかしBahmani et al. (2013)によれば、世界の様々な国々について行われたML条件に関連する数百件の実証研究のうち、ML条件の成否に言及した217の推計結果のうちで、点推定の結果でML条件が満たされるとしたものが130件(60%)であった。また、217件の結果のうち係数の標準誤差が得られる92件について、誤差を考慮しても $\eta_E + \eta_M > 0$ が成立しているかというt検定を行ったところ、検定をクリアできたものは27件(30%弱)に過ぎなかった。さらに、彼ら自身が最近の手法(自己回帰分布ラグ・アプローチ、ARDL)を用いて、29カ国について過去30~40年程度のデータを用いて両価格弾力性を推計し、ML条件成否のt検定を行ったところ、明確にこの条件が満たされているのは3カ国に過ぎなかった(日本はML条件を満たさない国に含まれる)。しかし、ML条件を満たすかどうかはモデルの定式化の方法や、データに依存するかもしれない。

¹ マーシャル＝ラーナー条件は「為替レートの安定条件」(浅田2022, p. 179)や「貿易商品の市場均衡が安定的であるための条件」としての意義があるが、マクロ経済学の教科書や実証研究では名目為替レートや実質為替レート(あるいは、交易条件ないしは相対価格)が自国の貿易収支を改善させる条件として言及される場合が多いようである(本文参照)。

また、為替レートとして名目と実質のいずれを使うのかによっても結果が異なるかもしれない。さらには、輸出量・輸入量に関する ML 条件が満たされなくても、名目の金額としての貿易収支が改善する可能性もあると考えられる。

内閣府の「短期日本経済マクロ計量モデル(2022 年版)の構造と乗数分析」によれば、円の対ドル為替が 10%減価すると、実質の財サービス輸出が 1 年目～3 年目でそれぞれ 0.23%、1.37%、1.83%増加し、実質の財サービス輸入が 1～3 年目でそれぞれ 0.04%、0.15%、0.25%増加する。これは名目の貿易収支の改善にも寄与する(坂巻ほか 2022, p. 14, pp. 20-21, pp. 37-39 を参照)。

青木(2023)は近年の日本に関して、製造業の生産拠点のかなりの部分が外国に移転したこともあって、「マーシャル・ラーナー条件は成立しておらず、いわゆる J カーブ効果も消失していると考えられるべきである」と述べている(青木 2023, p. 30 脚注)。他方で、日本企業が多くの場合に外貨建ての価格設定をしているせいで、円安になっても円換算の輸入物価が上昇し、円換算の輸出物価も上昇することから、日本の交易条件は(エネルギー輸入物価の影響を除去すれば)為替レート変動からほぼ独立だとしている(同, p. 32)。これは、円安になった場合には日本企業は値上げができる(逆に円高になると値下げを強いられる)、と解釈することも可能である。なお、青木が対象としているのは専ら製造業であって、海外旅行等を含むサービス業を考慮した財・サービスの輸出入ではない。

本稿後半の実証分析では、為替レートとしては、名目為替レートよりも主に実質実効為替レート(real effective exchange rate, REER)を用いて検討する。なぜならこの指標には、名目為替の変化だけでなく、自国財価格と外国財価格の変化の情報が含まれるためである。本稿で検討する問題は、REER の変化は、輸出入および貿易収支にいかなる影響を与えるのであろうか、ということである。実証分析は、2000 年以降の年次データを用いて、名目および実質の輸出入について、国内外の GDP と REER を説明変数として、計量経済学的手法を用いて検討する。しかしその前に第 2 節で、貿易収支の決定要因に関する要因分解を行い、考察を深めておく。

2. 貿易収支の決定要因とマーシャル＝ラーナー条件

ここでは貿易収支について理論的な検討を行う(ML 条件はあくまで付随的に導出されるが、本稿の主眼ではない²)。日本と米国のみの世界経済を想定し、円建ての貿易収支を考える。名目の貿易収支の金額(B [円])は、輸出($P_J \times E$)と輸入($e \times P_A \times M$)との差である(式(1))。ただし、 P_J [円/個]は日本財価格、 E [個]は日本財輸出量(米国の日本財需要量)である。 P_A [ドル/個]は米国財価格(ドル建て)であり、 M [個]は米国財輸入量(日本の米国財需要量)である。 e は名目為替レ

² 実際のところ、マーシャル＝ラーナー条件はいくつもの文献で導出されているが、筆者の手元にある文献はいずれもオリジナルの ML 条件に対する参照はなく、導出方法も異なる。主な違いは、[A] 貿易収支の式が実質(1)か名目(2)か、[B] それを微分する為替レートが名目(1)か実質(2)かである(交易条件または相対価格も実質為替レートとほぼ同義である)。例えば名目収支と名目為替を用いたもの(A1-B1)には、高木(2011) pp.170-、岡部(2010) pp. 10-、高増他(1997) pp. 211-がある。実質収支と名目為替を用いたもの(A2-B1)には浅田(2022) 7 章がある。実質収支と実質為替を用いたもの(A2-B2)には、ブランチャール(2020) pp. 194-、齊藤他(2010) pp. 249-、クルグマン他(1996) pp. 670-、大矢野(2011) pp. 57-がある。名目収支と実質為替を用いたもの(A1-B2)は見られなかった。本節の要因分解は名目収支・名目為替を用いている。

ト[円/ドル]で、直接レートであり、数値が大きいほど円安になる。

$$B = P_J E - e P_A M \quad \text{---(1)}$$

これを時間(t)で微分すると

$$\frac{dB}{dt} = \frac{dP_J}{dt} E + P_J \frac{dE}{dt} - \left(\frac{dE}{dt} P_A M + e \frac{dP_A}{dt} M + e P_A \frac{dM}{dt} \right) \quad \text{---(2)}$$

となる。これについて、時間での微分係数を $\frac{dB}{dt} = \Delta B$ などと表記すれば、

$$\Delta B = \Delta P_J E + P_J \Delta E - (\Delta E P_A M + e \Delta P_A M + e P_A \Delta M) \quad \text{---(2)'} \\ [1] \quad [2] \quad [3] \quad [4] \quad [5]$$

となる。これは貿易収支の変化を要因分解した式となっている。ここで、右辺各項に数字をふってあるのに注目してほしい。これらが意味するのは、

- [1] $\Delta P_J E$: 輸出額の日本財価格上昇要因(日本財が高く売れると輸出額が増える)
- [2] $P_J \Delta E$: 輸出量増加要因(日本財需要が高まると輸出量が増えて輸出額が増える)
- [3] $\Delta E P_A M$: 輸入額の円安要因(円安になると輸入の円建て金額が増える)
- [4] $e \Delta P_A M$: 輸入額の米国財価格上昇要因(米国財価格が高くなると輸入額が増える)
- [5] $e P_A \Delta M$: 輸入量増加要因(米国財需要が高まると輸入量が増えて輸入額が増える)

ということである。この中でも、比較的理解が難しいのが輸出量・輸入量の変化であろう。これらについては、それぞれの需要の価格弾力性を考える必要があるためである。

米国の日本財需要量(日本からの輸出量)は、米国の人々にとっての日本財のドル建て価格に依存する。日本財需要量のドル建て価格弾力性(η_J)は、ドル建て価格が P_J [円/個]/ e [円/ドル]であることから、

$$\eta_J = - \frac{\Delta E/E}{\Delta \left(\frac{P_J}{e} \right) / \left(\frac{P_J}{e} \right)} = - \frac{\Delta E/E}{(\Delta P_J e^{-1} - P_J e^{-2} \Delta e) / \left(\frac{P_J}{e} \right)} \\ \therefore \eta_J = - \frac{\frac{\Delta E}{E}}{\frac{\Delta P_J}{P_J} - \frac{\Delta e}{e}} \quad \text{--- (3)}$$

である³。つまり、日本財価格(円建て)が上昇するか、名目為替レートが下がる(円高になる)かする

³ 実際には、日本財需要は日本財と米国財の相対価格に、すなわち実質為替レート($R=P_J \div (e P_A)$)に依存すると

と、輸出量が減ると考えられるが、その反応の度合いが日本財需要の価格弾力性(η_J)である。ここで η_J はマイナスをかけることで、プラスの値で定義していることに注意されたい。例えば $\eta_A=+0.7$ ならば、これはドル換算の日本財価格が(日本の価格高騰や円高によって)1%上昇すると、日本財需要は0.7%だけ減少することを意味する。

それに対して、日本の米国財需要量(輸入量)の円建て価格弾力性(η_A)は、

$$\eta_A = -\frac{\Delta M/M}{\Delta(P_A e)/(P_A e)} = -\frac{\Delta M/M}{(\Delta P_A e + P_A \Delta e)/(P_A e)}$$

$$\therefore \eta_A = -\frac{\frac{\Delta M}{M}}{\frac{\Delta P_A}{P_A} + \frac{\Delta e}{e}} \quad \text{--- (4)}$$

となる。つまり、米国財価格が上がるか、為替レートが上昇する(円安になる)と、輸入品が割高になって輸入量が減る。その反応の度合いが米国財需要の価格弾力性(η_A)である。ここでも η_A はマイナスをかけることで、プラスの値で定義している。例えば $\eta_A=+0.5$ ならば、これはドル換算の日本財価格が(米国の価格高騰や円安によって)1%上昇すると、米国財需要量は0.5%だけ減少することを意味する。

(2)'式における輸出量・輸入量の増加要因([2]と[5])を検討するため、(3)式と(4)式を以下のように変形する。

$$(3)\text{式: } \eta_J = -\frac{\frac{\Delta E}{E}}{\frac{\Delta P_J}{P_J} - \frac{\Delta e}{e}} \rightarrow \Delta E = -\eta_J E \left(\frac{\Delta P_J}{P_J} - \frac{\Delta e}{e} \right) \quad \text{--- (3)'}$$

$$(4)\text{式: } \eta_A = -\frac{\frac{\Delta M}{M}}{\frac{\Delta P_A}{P_A} + \frac{\Delta e}{e}} \rightarrow \Delta M = -\eta_A M \left(\frac{\Delta P_A}{P_A} + \frac{\Delta e}{e} \right) \quad \text{--- (4)'}$$

(3)'式と(4)'式を(2)'式に代入すると、

$$\Delta B = \underbrace{\Delta P_J E}_{[1]} - \underbrace{(P_J E) \eta_J}_{[2]} \left(\underbrace{\frac{\Delta P_J}{P_J}}_{[3]} - \underbrace{\frac{\Delta e}{e}}_{[4]} \right) - \left(\underbrace{\Delta e P_A M}_{[3]} + \underbrace{e \Delta P_A M}_{[4]} - \underbrace{e(P_A M) \eta_A}_{[5]} \left(\frac{\Delta P_A}{P_A} + \frac{\Delta e}{e} \right) \right) \quad \text{---(2)'}$$

となる。この式の右辺の第[2]項は、 $\Delta e/e > 0$ となれば(η_J が正であり、この項でマイナス記号が2回かけ算されていることから)プラスとなり、円安により輸出量が増えて、円建ての輸出額が増えることを示している。その度合いは η_J の値が大きければ大きくなる。それに対して、第[5]項は円安($\Delta e/e > 0$)になれば、 η_A が正であることから、米国からの輸入量が増え、それにより円建ての輸入額も増えること(ひいては貿易収支が減少すること)を示している。この度合いも η_A による。たとえば $\eta_J = \eta_A = 0$ のときは、円安が起こっても、輸出量を増やす効果もなければ、輸入量を減らす効果もなく、第[3]項のみの効果によって円建て輸入額が増加し、貿易収支が悪化する($\Delta B < 0$)。

考えられるが、そうすると数式が煩雑になりすぎるため、ここでは米国財価格を除いて考えている。米国財需要に関しても同様である。

マーシャル＝ラーナー条件は以上の要因分解式について、財価格が一定 ($\Delta P_J = \Delta P_A = 0$) で、貿易収支が均衡している場合 ($P_J E = e P_A M$) を考えれば、特殊ケースとして導出できる⁴。式(2)''は、

$$\begin{aligned} \Delta B &= 0 - (P_J E) \eta_J \left(\frac{\Delta e}{e} \right) - \left(\Delta e P_A M + 0 - e (P_A M) \eta_A \left(\frac{\Delta e}{e} \right) \right) \\ &= (e P_A M) \eta_J \left(\frac{\Delta e}{e} \right) - \left(\Delta e P_A M - e (P_A M) \eta_A \left(\frac{\Delta e}{e} \right) \right) \end{aligned}$$

となり、両辺を $\Delta e P_A M$ で割れば、

$$\frac{\Delta B}{\Delta e P_A M} = \eta_J + \eta_A - 1 \quad \text{--- (5)}$$

となる。 $P_A M$ の初期値をひとまず一定と考えれば、為替レートの変化が貿易収支にプラスの影響を及ぼすためには ($\Delta B / \Delta e > 0$ となるためには)、 $\eta_J + \eta_A > 1$ でなければならない。ML 条件である。

しかし、貿易収支がゼロで、価格が不変というのは重大な制約であり、一般に満たされるものではない。岡部(2010)はその条件を緩めて、貿易が不均衡で、日本企業が為替レート変化に応じて価格を変える場合を念頭において⁵、ML の一般化を試みている。

3. 名目と実質の輸出額および輸入額の推計

ここからは、近年の日本において REER の実質円安化が貿易収支を改善させるか否かに着目して、実証分析を試みる⁶。1980 年以降のデータが利用可能であるが、2000 年から 2022 年までのデータを用いて、名目と実質の輸出額と輸入額の推計を試みる。実質の輸出額と輸入額は、概念的には輸出量および輸入量と考えることができる。これには、財とサービスの両方が含まれる。

表 1: 2023 年の貿易・サービス収支(速報値、億円)

経常収支	貿易・サービス収支	モノの貿易収支	モノの輸出	モノの輸入
206,295	-98,316	-66,290	1,002,743	1,069,032
	サービス収支	輸送の収支	旅行の収支	その他サービス収支
	-32,026	-6,508	34,037	-59,556

出典: 財務省「国際収支情報 HP」のデータより筆者作成(2024/2/29 アクセス)。数値の名称は分かりやすくした。

表 1 によれば、2023 年の速報値(名目値)によれば、経常収支は約 20.6 兆円、貿易・サービス

⁴ 岡部(2010)によれば、ML 条件が成立するのは貿易収支が均衡しており、自国財・外国財の価格がともに一定であり、両国の所得水準も一定である場合である。岡部によればそれを指摘したのは Kenen (1985, p. 327) である。

⁵ 岡部(2010)がこの問題を検討した時期は、日本の貿易黒字が巨大で、円安是正を迫られた頃であり、その頃の日本製品は品質で差別化されていて、円高による円建て輸出売上高の目減りを防ぐために、ある程度の値上げができたとしている。現在では、その条件は変わっているとかが得られる。青木(2023)を参考に考えるならば、円安の分だけ円建て輸出品価格を値上げして、外貨建て価格があまり変わらないようにしているらしい。

⁶ 過去においては、日本について ML 条件の成立が示された研究も少なくない。Bahmani et al. (2013, p.423)によれば、彼らが集めた既存研究の中で日本を対象にしたものが 15 件と最も多く、それは 1969 年から 2005 年の間に公表されたものである。15 件のうち、点推定の和で $\eta_J + \eta_A > 1$ を示したものが 9 件あり、それが統計的に有意であることが示されたものが 3 件である。

収支は約▲9.8兆円、モノの貿易収支は約▲6.6兆円であるが、輸出と輸入の金額にはさほど大きな差がないことが分かる。また、サービス収支は約▲3.2兆円であるが、これはコロナ禍の落ち込みから急回復した旅行収支がプラスで約3.4兆円に達したことが、その圧縮に寄与している。なお、本稿で考慮しているのは貿易・サービス収支であり、所得移転等を含む経常収支ではない。

以下では、湘南エコノメトリクス社のデータ⁷と、そこに含まれていない公表データを用いて、名目および実質の輸出と輸入について、回帰分析を行う。

非説明変数としての実質の財サービス輸出額(EXC [2015年価格、10億円])は、説明変数の Y_F を世界の実質 GDP ($WGDPR$ [2012年価格、10億ドル])、 ε を実質実効為替レート ($REER$ [2020年=100])として、以下のように定式化する(年号を示す t は記さない)。ただし $WGDPR$ は IMF の *World Economic Outlook Database* (2023年10月版)から、1980~2022年のドル換算 GDP の数値が得られる144カ国の合計値(日本を除く)を、米国の GDP デフレーターで実質化したものである⁸。 $REER$ は日銀データベースから得られる年次の日本の実質実効為替レートである。 $REER$ は高いほど日本製品が割高であること(実質円高であること)を意味する。この指標には、名目為替レートと日本の物価、および諸外国の物価や資源価格等の情報が集約されているが、ここではそれらの要素の分解は試みない。

$$EXC = f(Y_F, \varepsilon) = \beta_0 Y_F^{\beta_1} \varepsilon^{\beta_2}$$

$$\log EXC = \log \beta_0 + \beta_1 \log Y_F + \beta_2 \log \varepsilon$$

以上の式では、 \log は自然対数変換を意味する。当該年と前年との階差をとって、最小二乗法(OLS)の標準的仮定を満たす攪乱項を加えて、

$$\Delta \log EXC = \beta_1 \Delta \log Y_F + \beta_2 \Delta \log \varepsilon + u \quad \text{--- (6)}$$

としてこれを推計する。階差をとる前後でパラメタが変わらないことに注目していただきたい。この式において β_1 は、輸出量の外国実質 GDP 弾力性、 β_2 は、輸出量の REER 弾力性である。これらは、前節で説明した名目為替レートに対する弾力性とは若干異なるが、同じ趣旨の指標である。すなわち Y_F が1%増加すれば EXC が $\beta_1\%$ 増えることとなり、REER が1%上昇すれば(1%だけ実質円高になれば)、 EXC が $\beta_2\%$ 増えることになる。

実質の財サービス輸入額(MC)も同様に、 Y を日本の実質 GDP として、以下のように定式化すると、

$$MC = g(Y, \varepsilon) = \gamma_0 Y^{\gamma_1} \varepsilon^{\gamma_2}$$

⁷ 湘南エコノメトリクス社のエコノメイト Macro 対応の「日本マクロ経済モデル 2023年版」に付属するデータセットのこと。

⁸ いずれの国も2020年以降のある年からの GDP は予測値とされている(予測値が始まる年は国によって違う)。この分析に用いたデータでは、その推計値もそのまま用いて合算している。

$$\begin{aligned}\log MC &= \log \gamma_0 + \gamma_1 \log Y + \gamma_2 \log \varepsilon \\ \Delta \log MC &= \gamma_1 \Delta \log Y + \gamma_2 \Delta \log \varepsilon + v \quad \text{--- (7)}\end{aligned}$$

ここで、 γ_1 は輸入量の日本実質 GDP 弾力性、 γ_2 は輸入量の REER 弾力性である。
名目の輸出額(EXC.N)と輸入額(MC.N)についても、同様の定式化を行う。

$$\log EXC.N = \log \beta_0 + \beta_1 \log Y_F + \beta_2 \log \varepsilon \quad \text{--- (8)}$$

$$\Delta \log MC.N = \gamma_1 \Delta \log Y + \gamma_2 \Delta \log \varepsilon + v \quad \text{--- (9)}$$

ここでは、 Y_F と Y は名目値である。変数やパラメタや攪乱項に同じ記号を用いているが、実質と名目の式でこれらの値は異なるので、適宜読み替えてほしい。

3.1. 実質輸出の推計

実質輸出量について(6)式をもとに、最小二乗法(OLS)でパラメタを推計した結果が、以下のとおりである(推計式 1-1)。LOG は自然対数変換を、DEL は階差を意味している。また、変数の後の(-1)や(-2)という記号は 1 期および 2 期のラグを意味する。リーマンショック期の 2008 年ダミー(DUM2008)と、コロナショック期の 2020 年ダミー(DUM2020)を含めた。以下、推計期間は 2000～2022 年であり、係数の下の括弧内は t 値を表している⁹。

<推計式 1-1>

$$\begin{aligned}\text{DEL}(\text{LOG}(\text{EXC})) &= 1.12632 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{WGDP})) - 0.232799 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{WGDP}(-1))) \\ &\quad (4.96***) \quad (-0.99) \\ &- 0.156560 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{REER})) - 0.073773 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{REER}(-1))) \\ &\quad (-1.05) \quad (-0.50) \\ &- 0.193482 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{REER}(-2))) - 0.171355 \text{ DUM2008} - 0.061044 \text{ DUM2020} \\ &\quad (-1.31) \quad (-2.72**) \quad (-1.12)\end{aligned}$$

決定係数= 0.5676 標準誤差= 0.054 ダービン・ワトソン比= 2.506

括弧内は t 値、両側検定により***は有意水準 1%で、**は有意水準 5%で、*は有意水準 1%で有意

これによれば、輸出量は主に当期の世界実質 GDP(WGDP、(6)式の Y_F に相当するもの)で決まることが分かる。REER の係数はいずれの期のものもゼロとの有意な差はない。すなわち実質輸出量は REER の影響を受けるとは言えない。2008 年ダミーは有意に負であるが、それ以外の係数は有意ではない。2008 年ダミーの係数が負なのは、この年、他の説明変数で説明される以上に、輸出量が落ち込んだことを意味すると考えられる。

有意でない係数を省いて再推計したものが推計式 1-2 である。

⁹ 観測数は 23 であり、推計パラメタの数が 7 であるから、自由度は 16 である。t 検定の両側検定の臨界値は、有意水準 10%では±1.75、有意水準 5%では±2.12、有意水準 1%では両側検定の臨界値は±2.92 である。説明変数を減らすと自由度が高まり臨界値の絶対値は小さくなるが、以後、慎重を期すためすべてにこの臨界値を用いる。

これによれば、輸出額は主に当期の世界名目 GDP (*WGDPN*) で決まることが分かる。前期の *WGPN* は負の効果をもつようだが係数の有意性は低い(有意水準 10%で有意)。REER の係数は当期のものが約-0.56 で、REER が 1%高まれば、円建て輸出額が 0.56%減少することを示している(係数は有意水準 1%で有意)。2008 年ダミーは有意に負であるが、それ以外の係数は有意ではない。

<推定式 3-1>

$$\begin{aligned} \text{DEL}(\text{LOG}(\text{EXC.N})) = & 1.01729 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{WGDPN})) - 0.413054 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{WGDPN}(-1))) \\ & (4.73***) \qquad \qquad \qquad (-1.87*) \\ & - 0.556129 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{REER})) - 0.044743 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{REER}(-1))) \\ & (-3.33***) \qquad \qquad \qquad (-0.28) \\ & - 0.126130 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{REER}(-2))) - 0.168115 \text{ DUM2008} - 0.088782 \text{ DUM2020} \\ & (-0.79) \qquad \qquad \qquad (-2.49**) \qquad \qquad \qquad (-1.52) \end{aligned}$$

決定係数= 0.6868 標準誤差= 0.058 ダービン・ワトソン比= 2.404

括弧内は t 値、両側検定により***は有意水準 1%で、**は有意水準 5%で、*は有意水準 1%で有意

有意でない係数を省いて再推計すると推定式 2-2 となる。REER の係数は▲0.55 となる。

<推定式 2-2>

$$\begin{aligned} \text{DEL}(\text{LOG}(\text{EXC.N})) = & 1.02325 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{WGDPN})) - 0.391472 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{WGDPN}(-1))) \\ & (4.82***) \qquad \qquad \qquad (-1.84*) \\ & - 0.552049 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{REER})) - 0.154934 \text{ DUM2008} \\ & (-3.43***) \qquad \qquad \qquad (-2.34**) \end{aligned}$$

決定係数= 0.6940 標準誤差= 0.058 ダービン・ワトソン比= 2.210

括弧内は t 値、両側検定により***は有意水準 1%で、**は有意水準 5%で、*は有意水準 1%で有意

3.4. 名目輸入額の推計

名目輸入額を示す(9)式をもとに、最小二乗法(OLS)でパラメタを推計した結果が推計式 4-1 である。LOG は自然対数変換を、DEL は階差を意味している。また、変数の後の(-1)や(-2)という記号は 1 期および 2 期のラグを意味する。リーマンショック期の 2008 年ダミー (DUM2008) と、コロナショック期の 2020 年ダミー (DUM2020) を含めた。推計期間は 2000~2022 年である。

<推計式 4-1>

$$\begin{aligned} \text{DEL}(\text{LOG}(\text{MC.N})) = & 5.34054 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{GDP.N})) - 0.671160 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{GDP.N}(-1))) \\ & (4.00***) \qquad \qquad \qquad (-0.68) \\ & - 0.477774 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{REER})) + 0.064354 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{REER}(-1))) \\ & (-1.89*) \qquad \qquad \qquad (0.26) \\ & + 0.757220 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{REER}(-2))) + 0.294184 \text{ DUM2008} + 0.053330 \text{ DUM2020} \\ & (3.24***) \qquad \qquad \qquad (2.92) \qquad \qquad \qquad (0.58) \end{aligned}$$

決定係数= 0.6649 標準誤差= 0.079 ダービン・ワトソン比= 0.992

括弧内は t 値、両側検定により***は有意水準 1%で、**は有意水準 5%で、*は有意水準 1%で有意

これによれば、名目輸入額は主に当期の日本の名目 GDP (*GDP.N*) で決まることが分かる。REER の係数は、当期のものが約マイナス 0.48 (有意水準 10%で有意) で、二期前のものが約 0.76

である(有意水準 1%で有意)。これは、日本財が 1%割高になることは、ただちに円建ての名目輸入額を 0.8%減少させるが、2 年後には 0.56%押し上げることを意味する。すなわち中長期的には、輸入財の方が国産財よりも割安になることによって輸入が増え、輸入額も増えるのである(逆に言えば、1%の実質円安はただちに輸入額を増やして貿易収支を悪化させるが、二期後は輸入額を減らして貿易収支を改善させる)。2008 年ダミーは有意にプラスであるが、2020 年ダミーは有意ではない。

有意でない係数を省いて再推計したものが推定式 4-2 である。当期の REER の係数は約マイナス 0.49、二期前の REER の係数は約プラス 0.74 となる。

<推定式 4-2>

$$\begin{aligned} \text{DEL}(\text{LOG}(\text{MC.N})) = & 4.79948 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{GDP.N})) - 0.485175 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{REER})) \\ & (4.45^{***}) \quad \quad \quad (-2.20^{**}) \\ & + 0.741917 \text{ DEL}(\text{LOG}(\text{REER}(-2))) + 0.262993 \text{ DUM2008} \\ & (3.49^{***}) \quad \quad \quad (2.92^{***}) \end{aligned}$$

決定係数= 0.7039 標準誤差= 0.075 ダービン・ワトソン比= 0.862

括弧内は t 値、両側検定により***は有意水準 1%で、**は有意水準 5%で、*は有意水準 1%で有意

3.5 REER の変化が名目貿易収支に与える影響の検討

有意でない変数を省いて、名目の輸出額(EXC.N)と輸入額(MC.N)の方程式を推定した 3.3 項と 3.4 項の末尾の結果を用いる。名目輸出額の、当期の REER に対する弾力性はマイナス 0.552 であり、名目輸入額の、当期の REER に対する弾力性はマイナス 0.485、2 期前の REER に対する弾力性はプラス 0.742 である。

$$EXC.N = f(Y_F, \varepsilon) = \beta_0 Y_F^{\beta_1} \varepsilon^{\beta_2}$$

および

$$MC.N = g(Y, \varepsilon) = \gamma_0 Y^{\gamma_1} \varepsilon^{\gamma_2}$$

より、

$$EXC.N - MC.N = \beta_0 Y_F^{\beta_1} \varepsilon^{\beta_2} - \gamma_0 Y^{\gamma_1} \varepsilon^{\gamma_2}$$

REER(ε)のみが変化するものとして、時間で微分すると($d\varepsilon/dt = \Delta\varepsilon$)、

$$\begin{aligned} \Delta EXC.N - \Delta MC.N &= \beta_2 (\beta_0 Y_F^{\beta_1}) \varepsilon^{\beta_2-1} \Delta\varepsilon - \gamma_2 (\gamma_0 Y^{\gamma_1}) \varepsilon^{\gamma_2-1} \Delta\varepsilon \\ &= \beta_2 (\beta_0 Y_F^{\beta_1} \varepsilon^{\beta_2}) \frac{\Delta\varepsilon}{\varepsilon} - \gamma_2 (\gamma_0 Y^{\gamma_1} \varepsilon^{\gamma_2}) \frac{\Delta\varepsilon}{\varepsilon} \\ &= \beta_2 (EXC.N) \frac{\Delta\varepsilon}{\varepsilon} - \gamma_2 (MC.N) \frac{\Delta\varepsilon}{\varepsilon} \end{aligned}$$

ここで $EXC.N \neq MC.N$ の場合、 $EXC.N = k \times MC.N = kX$ とすると、

$$\Delta B = \Delta EXC.N - \Delta MC.N = \beta_2 k X \frac{\Delta \varepsilon}{\varepsilon} - \gamma_2 X \frac{\Delta \varepsilon}{\varepsilon} = (k\beta_2 - \gamma_2) \frac{\Delta \varepsilon}{\varepsilon} X \quad \text{--- (10)}$$

となる。従って、名目貿易収支(B)が、REER の上昇によって増えるのか減るのかは、係数(金額の弾力性)の差について「 $k\beta_2 - \gamma_2 > 0$ 」が満たされるかどうかによって決まる(これは ML 条件の成否の検定ではない)。表 1 によれば、モノの輸出額・輸入額に関しては $k=0.938$ 程度であるが、サービスについては、HP から輸出額・輸入額の情報が得られないため分からない。そのため $k=0.938$ として計算する。

3.3.節および 3.4 節の最後の結果より、短期的には、

$$k\beta_2(0) - \gamma_2(0) = 0.938 \times (-0.552) - (-0.485) = -0.0328 \quad \text{---(11)}$$

係数の標準誤差 0.161 0.221

である(係数の標準誤差は係数の値を t 値で割って計算した)。この-0.0328 という差は、統計的に有意な差ではない¹⁰。したがって、当期においては REER の上昇は輸出額と輸入額をほぼ同額増やし、貿易収支を変えないと考えるのが妥当であろう。

しかし、二期後までの効果としては、

$$\beta_2(0) - \gamma_2(0) - \gamma_2(2) = 0.938 \times (-0.552) - (-0.485) - 0.742 = -0.775$$

係数の標準誤差 0.161 0.221 0.213

となる。これは統計的に有意な差である¹¹。これは REER が 1% だけ実質円高になることは、中長期的にみれば名目貿易収支を約 0.78% 悪化させることを意味する。逆に言えば、REER が 1% だけ実質円安になれば、名目貿易収支を 0.78% 改善させる効果があると言える。すなわち実質的に円安になることは、輸出額の増加と輸入額の減少を通じて、日本の名目・実質の GDP にプラスの効果をもたらすと考えられる。

3.6 マーシャル＝ラーナー条件の成否に関する簡潔な確認

2 節で明らかにしたように ML 条件は、名目為替レートの変化が輸出量や輸入量を変化させて、

¹⁰ $k\beta_2(0) - \gamma_2(0)$ がゼロであることを帰無仮説として、 t 検定を行うさいの検定統計量は $t = \frac{-0.0328}{\sqrt{(0.938 \times 0.161)^2 + 0.221^2}} = \frac{-0.0328}{\sqrt{0.0716}} = \frac{-0.0328}{0.268} \approx -0.12$ となる。これはストック&ワトソン(2016, p. 158)を参考にした。分散に差があることが否定できないので、単純に t 検定にかけるとはできないが、この検定統計量が非常にゼロに近いことは明らかである。それぞれの係数の標準誤差の自由度は 23-3=20、および 23-4=19 である。この t 検定に用いる自由度はこれより大幅に大きくなる(分布の幅が狭まり、帰無仮説が棄却されやすくなる)と考えられるが、慎重に自由度 19 として t 検定を行うとしても、-0.123 はゼロの近傍であり、棄却域 ($|t| > 1.73$) に達しない。従って $k\beta_2(0) - \gamma_2(0)$ がゼロとの帰無仮説は棄却できない。

¹¹ 式 11 の差 $k\beta_2(0) - \gamma_2(0)$ の推計値を平均-0.0328、標準誤差 0.268 として、それと $\gamma_2(2) = 0.742$ (標準誤差 0.213) との差を t 検定にかけた。検定統計量 $t = \frac{-0.775}{\sqrt{0.268^2 + 0.213^2}} = \frac{-0.775}{\sqrt{0.1172}} = \frac{-0.775}{0.342} \approx -2.27$ である。これは慎重に自由度 19 で判定しても、有意水準 5% の両側検定で有意である。

輸出額・輸入額および貿易収支に及ぼす効果に関するものである。ここでは輸出量・輸入量の変化に着目して、3.1～3.2項の実質輸出入と同様の推計を、REERの代わりに名目円ドル為替レート（EXR）を用いて行う（数値が大きいほど円安なので、注意されたい）。これは、EXRが変化しても、それに応じた日本と外国の価格調整が十分に行われない場合の、輸出量および輸入量の変化について、EXRに対する弾力性を推計したものと解釈できる。

<推計式 5-1>

$$\begin{aligned} \text{DEL}(\text{LOG}(\text{EXC})) = & + 0.005564 (\text{LOG}(\text{WGDPR})) - 0.331616 \text{DEL}(\text{LOG}(\text{WGDPR}(-1))) \\ & (3.25^{**}) \quad (-0.94) \\ & - 0.076139 \text{DEL}(\text{LOG}(\text{EXR})) + 0.113133 \text{DEL}(\text{LOG}(\text{EXR}(-1))) \\ & (-0.40) \quad (0.59) \\ & + 0.002657 \text{DEL}(\text{LOG}(\text{EXR}(-2))) - 0.147257 \text{DUM2008} - 0.168018 \text{DUM2020} \\ & (0.02) \quad (-1.77^*) \quad (-2.26^{**}) \end{aligned}$$

決定係数= 0.1384 標準誤差= 0.071 ダービン・ワトソン比= 2.099

括弧内は t 値、両側検定により***は有意水準 1%で、**は有意水準 5%で、*は有意水準 1%で有意

推計式 6-1 は、日本の実質輸出（モノとサービスの輸出量）を、外国の実質 GDP と、名目為替レートで回帰分析したものである。決定係数は推計式 1-1 に比べても非常に低くなり、各期の EXR にかかる係数はいずれも統計的に有意ではない。これは、名目為替レートの変化だけでは実質輸出にはほとんど影響がないことを示している（推計式 1-1 を見ても、実質実効為替レートの変化も、実質輸出にはほとんど影響を与えていないことが確認できる）。言い換えれば、実質輸出量の名目為替レートに対する弾力性はほぼゼロである（第 2 節の表記を用いるなら、 $\eta_J=0$ ）。

<推計式 6-2>

$$\begin{aligned} \text{DEL}(\text{LOG}(\text{MC})) = & 3.08548 \text{DEL}(\text{LOG}(\text{GDP})) + 0.452289 \text{DEL}(\text{LOG}(\text{GDP}(-1))) \\ & (9.35^{***}) \quad (1.64) \\ & - 0.058607 \text{DEL}(\text{LOG}(\text{EXR})) + 0.019214 \text{DEL}(\text{LOG}(\text{EXR}(-1))) \\ & (-0.88) \quad (0.29) \\ & - 0.126926 \text{DEL}(\text{LOG}(\text{EXR}(-2))) + 0.063413 \text{DUM2008} + 0.064284 \text{DUM2020} \\ & (-2.06^*) \quad (2.24^{**}) \quad (2.31^{**}) \end{aligned}$$

決定係数= 0.7740 標準誤差= 0.024 ダービン・ワトソン比= 2.566

括弧内は t 値、両側検定により***は有意水準 1%で、**は有意水準 5%で、*は有意水準 1%で有意

推計式 6-2 は、日本の実質輸入（モノとサービスの湯有量）を、日本の実質 GDP と、名目為替レートで回帰分析したものである。決定係数は比較的高い。当期と前期の EXR にかかる係数はいずれも統計的に有意ではないが、二期前の EXR にかかる係数は有意水準 10%で有意である。これは円安になれば、外国製品が割高になり、輸入が減少する効果が、後になって現れるものと解釈できる。実質輸入量の、二期前の名目為替レートに対する弾力性はマイナス 0.13 である（第 2 節の表記を用いるなら、 η_J はマイナスをかけてプラスになるよう定義されるので、 $\eta_J=+0.13$ である）。

このことから、輸出量と輸入量の名目為替レート弾力性の和は $\eta_J + \eta_A = 0.13 < 1$ となり、マーシャル＝ラーナー条件は短期のみならず中長期的にも満たされていないと言わざるをえない。

しかし 3.5 項の検討によれば、名目の輸出額や輸入額に対する実質実効為替レートの効果は存在した。これは第一に、為替レートが円高になると、ドル建て価格が一定でもただちに円換算の金

額が目減りすることによる効果であった。第二に、為替レートが円高になると日本製品が割高になり、二期後に名目の輸入額が増加する効果があった。推計式 4-2 と、推計式 6-2 を比較すると、実質輸入額に名目為替が及ぼす効果よりも、名目輸入額に実質実効為替が及ぼす効果の方が、大幅に大きいことがわかる。これについては、為替レートそのものの変化よりも、国内外の財・サービスの価格変化(特に資源価格の変化)が、輸入品に対する国産品での代替などを促す効果が大きいものと解釈できる。

4. 結論

本稿では、名目の貿易収支の変化を要因分解して、自国製品価格、相手国製品価格、名目為替レートの変化が、名目輸出額および名目輸入額にどのような変化をもたらすかを検討した。また、輸出入が一致していると仮定すれば、マーシャル＝ラーナー条件が導出できることを示した。すなわち、国産品輸出量のドル建て価格弾力性と、外国品輸入量の円建て価格弾力性ととの和が中長期的に 1 より大きければ、自国通貨の下落が貿易収支の改善につながる事となる。

ただし、名目為替レートの変化に対する輸出量・輸入量の変化という観点から、マーシャル＝ラーナー条件の成否について統計的に確認したところ、この条件は中長期的にも成立していないことがわかった。しかし以下に説明するように、実質実効為替レートと輸出額・輸入額の変化という観点から見れば、実質的な円高は貿易収支を悪化させることが確認された。

詳しくは、日本の実質および名目の GDP や、日本以外の世界の实質および名目 GDP、および実質実効為替レート(REER)の年次データを用いて、実質輸出量および実質輸入量、名目輸出額、名目輸入額の関数の推計を、最小二乗法(OLS)を用いて行った(2000年から2022年のデータを用いて推計した)。その結果、実質輸出は REER の影響を受けず、また実質輸入は二期前の REER の影響を受けることが分かった。名目輸出額については、当期の REER に対する弾力性がマイナス 0.552 であった。名目輸入額については、当期の REER に対する弾力性が -0.485 であったが、二期前の REER に対する弾力性はプラス 0.742 であった(これは REER が高まると、当期は円換算での輸入額は減るが、やがて日本の価格競争力が低下し、2年おくれで日本の輸入額が増えることを意味する)。

詳しくは、REER の上昇にさいして、名目の貿易収支は増えるか否かは、輸出額の REER 弾力性(β_2)と、輸入額の REER 弾力性(γ_2)との関係によって決まる。当期の REER の上昇(実質の円高)に対しては、輸出額と輸入額の減少分はほぼ同じになるため、貿易収支はほとんど変わらない。しかし、二期前の REER の係数を含めて考えると、実質円高による日本の競争力低下によって、二期遅れで輸入額が増加し、貿易収支が減少することが分かった(1%の REER 上昇が、約 0.78%の貿易収支悪化につながる)。これは逆に言えば、実質円安となれば、円換算の輸出額の即座の増加と輸入額の遅れての減少を通じて、円建ての貿易収支はやがて改善することを意味する。このことは、日本国内の生産や所得、雇用にもプラスの影響をもたらすものと考えられる。

参考文献

- 青木浩治(2023)「為替レートのみスアラインメントとその修正:懐古的検証」『甲南経済学論集』第 63 卷第 3・4 号、pp. 1-35
- 浅田統一郎(2022)『マクロ経済学基礎講座〔第 4 版〕』中央経済社
- 大矢野栄次(2011)『新訂版 国際貿易の理論』同文館出版
- 岡部光明(2010)「為替相場の変動と貿易収支: マーシャル＝ラーナー条件の一般化と J-カーブ効果の統合」『SFC ディスカッションペーパー』(SFC-DP 2010-001)、2010 年 8 月
- クルグマン・ポール&オブズフェルド・モーリス(1996)『国際経済:理論と政策〔第 3 版〕 II 国際マクロ経済学』新世社
- 齊藤實・岩本康・太田聡一・柴田章久(2013)『マクロ経済学』有斐閣
- ストック・ジェームズ&ワトソン・マーク(2016)『入門 計量経済学』(宮尾龍蔵訳)、共立出版
- ブランシャール・オリヴィエ(2020)『ブランシャール マクロ経済学〔下〕(第 2 版)』東洋経済新報社
- 酒巻哲朗、鈴木晋、中尾隆宏、北川諒、符川公平、仲島大誠、堀雅博(2022)「短期日本経済マクロ計量モデル(2022 年版)の構造と乗数分析」*ESRI Research Note* (内閣府経済社会総合研究所), No. 72, 2022 年 12 月
- 高木信二(2013)『入門 国際金融〔第 4 版〕』日本評論社
- 高増明・野口旭(1997)『国際経済学:理論と現実』ナカニシヤ出版
- Bahmani, Mohsen, Harvey Hanafiah and Scott W. Hegerty (2013) Empirical tests of the Marshall-Lerner condition: a literature review, *Journal of Economic Studies*, Vol. 40 No. 3, 2013, pp. 411-443.
- Kenen, Peter B. (1985) “Macroeconomic theory and policy: how the closed economy was pened” (ch. 13) in Peter B. Kenen and Ronald W. Jones (eds.) *Handbook of International Economics*, vol. 2, North-Holland.