



円安と国際収支

くまもと まさお
熊本 方雄

一橋大学大学院経営管理研究科 教授

【要 旨】

- ・本稿では、IMF が External Sector Report において採用する手法に基づき、経常収支／GDP の実質実効為替レートに対する半弾力性を測定し、為替レートによる経常収支の調整機能を考察した。
- ・分析の結果、2012年第3四半期以降、輸入の為替レート弾力性が大きな正值となった結果、貿易・サービス収支／GDP の半弾力性が負となっている一方、所得収支については、外貨建て対外債権／GDP が外貨建て対外債務／GDP よりも大きく上昇したことを反映し半弾力性が正であることが示された。また、この二つの効果が相殺された結果、経常収支／GDP の半弾力性は、ほぼゼロとなり、為替レートによる経常収支の調整機能が低下していることが明らかになった。
- ・一方、輸入の為替レート弾力性が正值となった理由として、グローバル・バリューチェーンへの後方参加が進展したことが挙げられる。これにより、実質為替レートの減価により輸出が増加する局面において、中間財の輸入が増大していること、および、前方参加が定着した結果、実質為替レートの減価局面で、外国からの最終消費財の輸入をすぐに国内財で代替できず、外国からの最終財の輸入額が増加した可能性も示された。
- ・さらに、近年において、輸入のパススルー率が低下しており、これが、輸入の為替レート弾力性の絶対値を大きくした可能性を指摘した。

1. はじめに

これまで、為替レートと経常収支、とりわけ貿易収支との関係について、多くの研究や議論が行われてきた。例えば、日本では、2011年に東日本大震災の影響により31年ぶりに貿易収支が赤字になり、2012、2013年と貿易収支赤字が継続した。このような中、2013年以降、量的・質的金融緩和により急速な円安が進展し、貿易収支が改善することが期待された。しかし、貿易収支の赤字は2014年まで拡大し、2016年ようやく黒字となった。また、近年では、2022年以降の急激な円安にもかかわらず、貿易収支は、鉱物性燃料の契約通貨建て輸入物価の上昇もあり、2021年から2024年まで4年連続して赤字となり、その中でも2022年には過去最大の貿易収支赤

字を記録した。このような背景から、為替レートの貿易収支調整機能が低下した可能性やその原因に関し、多くの研究や議論が行われている。

一方、2024年の経常収支は、第一次所得収支が過去最高水準の黒字となり、1985年以降で2年連続過去最大の黒字を記録した。周知の通り、2005年以降、貿易収支と第一次所得収支の大小関係が逆転し、第一次所得収支が経常収支の大きな割合を占めている。

本稿では、為替レートが経常収支（貿易・サービス収支と第一次所得収支）に与える影響を考察する。本稿の構成は、以下の通りである。第2節では、為替レートと経常収支の関係に関する先行研究を概観する。第3節では、実証分析により、近年、輸入／GDP の為替レート弾力性が大きな正值となった



【熊本方雄氏のプロフィール】

1973年 山口県生まれ 一橋大学商学部卒業 一橋大学大学院商学研究科博士後期課程単位取得退学。博士（商学）取得。

東京経済大学専任講師、助教授、准教授、教授を経て、2018年9月より現職。2008年4月～2009年7月 ボン大学客員研究員 専門 国際金融論。

主要著書（共著を含む）“Currency Substitution and Monetary Policy under the Incomplete Financial Market” *Japanese Journal of Monetary and Financial Economics* (2014), “Threshold Effects of Population Aging on Stock Prices” *Economics Bulletin* (2018), “Government Bond Market Integration in ASEAN Countries” *Asian Economic and Financial Review* (2019) “How Do COVID-19 Containment Policy Affect Currency Status?” *Global Business and Economic Review* (2024)

結果、経常収支/GDPの為替レート半弾力性が低下したことを示す。第4節では、この結果を踏まえ、中間財輸入とパススルー率の変化が輸入/GDPの為替レート弾力性に与えた影響を考察する。第5章は結論である。

2. 為替レートと経常収支の関係に関する先行研究

(1) 為替レートと貿易・サービス収支

為替レートと貿易・サービス収支の関係については、弾力性アプローチとISバランス・アプローチがある。弾力性アプローチは、実質為替レートが貿易収支の決定要因であることを前提とし、マーシャル・ラーナー条件が成立するか、または、Jカーブ効果が存在するかを分析することで、為替レートによる貿易収支の調整機能を分析する。この弾力性アプローチは、為替レートの減価により、総需要を構成する純輸出（貿易収支）が増大すると、産出量が増大するという有効需要原理が成立する短期を想定する。一方、ISバランス・アプローチでは、実質為替レートは貯蓄投資バランスと財政収支によって決定される貿易・サービス収支を維持するように内生的に決定され则认为する。すなわち、ISバランス・アプローチは、産出量は潜在的産出量の水準にあり、実質為替レートが産出量に影響を与えない長期を想定する。本稿では、実質為替レートから貿易・サービス収支への因果関係を考察するため、弾力性アプローチから分析を行う。

これまでJカーブ効果については、膨大な研究が蓄積されてきた。このうち日本に関する研究に絞る

と、Rose and Yellen (1989) は、1960年から1985年までの四半期データに対し、米国と主要貿易相手5か国（日本を含む）との2国間貿易収支の分析を行い、実質為替レートと貿易収支の間には短期的にも長期的にも有意な関係は存在しないことを示した。Shirvani and Wilbratte (1997) は1973年から1990年までの月次データに対し、米国と他のG7諸国との2国間貿易収支を共和分検定と誤差修正モデルにより分析し、イタリア以外の国において、貿易収支と実質為替レートの間に共和分関係が存在し、貿易収支は実質為替レートの変化に対し短期的（1～6か月）には反応しないが、長期的（1～24か月）には反応することを示した。Bahmani-Oskooee and Goswami (2003) は、1973年から1998年までの四半期データに対し、日本の貿易収支を自己回帰型分布ラグモデル（Auto Regressive Distributed Lag: ARDL（以下、ARDL））により分析し、対世界貿易収支では、Jカーブ効果は観察されないものの、2国間貿易収支では、対ドイツと対イタリアにおいてJカーブ効果が観察されることを示した。清水・佐藤（2014）はアベノミクスの時期を含む1985年から2013年までの月次データに対し、日本の対世界貿易収支をARDLモデルにより分析し、Jカーブ効果は観察されないこと、その理由として、日本の製造業の海外移転により、輸出の増大が中間財輸入の増大を伴うようになった結果、為替レートによる貿易収支調整機能が働きにくくなったことを指摘した。

(2) 為替レートと所得収支

為替レートが所得収支に与える影響は、対外資産と対外負債の相対的な大きさと、それぞれの通貨建て構成に依存する。対外資産と所得収支受取の多くは外貨建てである。したがって、実質為替レートの減価はこれらを増加させ、所得収支を黒字化する。

一方、対外負債と所得収支支払の通貨建ては国ごとに異なり、一般的に先進国では自国通貨建て負債の割合が高いのに対し、新興市場国では外国通貨建て負債の割合が高い。したがって、先進国では、為替レートの変化が、対外債務と支払に与える影響は小さいため、受取の影響が支配的となり、為替レートの減価により所得収支は黒字化する一方、新興市場国では、支払の影響が支配的となるため、所得収支は赤字化すると考えられる。また、長期的な効果として、実質為替レートが増価し、生産拠点が海外に移転すると、輸出の減少が所得収支受取の増加に代替するため、貿易収支は赤字化し、所得収支は黒字化する。

為替レートと所得収支の関係を分析した研究は多くないが、Alberola et al. (2020) は、為替レートと所得収支に有意な関係は存在せず、所得収支は対

外純資産によって決定されることを示した。一方、Colacelli et al. (2021) は、為替レートの変化が所得収支を通じて経常収支に与える有意な影響は存在するものの、その程度は軽微であることを示した。

3. 実証分析

(1) 実証分析の方法

IMF が External Sector Report において採用する手法に基づき、経常収支の対 GDP 比率の実質実効為替レート (*REER*) に対する半弾力性（以下、経常収支/GDP の為替レート半弾力性）を測定し、為替レートによる経常収支の調整機能を考察する^{1,2}。経常収支/GDP の為替レート半弾力性は、以下の通り定義される。

$$\frac{\Delta(CA/GDP)}{\Delta REER/REER} = \eta_{TB} + \eta_{IB} \quad (1)$$

ただし、 η_{TB} 、 η_{IB} は、それぞれ、貿易・サービス収支/GDP、第一次所得収支/GDP の為替レート半弾力性である。 η_{TB} は、輸出/GDP の為替レート弾力性 η_{EX} と輸入/GDP の為替レート弾力性 η_{IM} の加重平均（ウェイトは GDP 比率）として計算される。

$$\eta_{TB} = \frac{\Delta(TB/GDP)}{\Delta REER/REER} = \omega_{EX} \eta_{EX} - \omega_{IM} \eta_{IM} \quad (2)$$
$$\omega_{EX} = \frac{EX}{GDP}, \quad \omega_{IM} = \frac{IM}{GDP}$$
$$\eta_{EX} = \frac{\Delta(EX/GDP)/(EX/GDP)}{\Delta REER/REER}, \quad \eta_{IM} = \frac{\Delta(IM/GDP)/(IM/GDP)}{\Delta REER/REER}$$

¹ 手法の詳細については、Cubeddu, et al. (2019) を参照のこと。

² 「経常収支/GDP の為替レート弾力性」は、経常収支/GDP の変化率を為替レートの変化率で除すことにより、為替レートが1パーセント上昇した時、経常収支が何パーセント変化するかを計算する。一方、「経常収支/GDP の為替レート「半」弾力性」は、経常収支/GDP の変化分を為替レートの変化率で除すことにより、為替レートが1パーセント上昇した時、経常収支が何パーセント・ポイント変化するかを計算する。貿易・サービス収支、所得収支は負（赤字）の値をとりえるため、半弾力性で測っている。また、輸出と輸入の為替レート弾力性を輸出と輸入の対 GDP 比率で加重平均することにより半弾力性へ変換している。

η_{EX} と η_{IM} は、以下の ARDL (1,4,0) モデルを推定することにより求める³。ただし、 $RGDP^W$ 、 $RGDP$ は、それぞれ、主要貿易相手国と自国の実質 GDP を表す。

$$\ln\left(\frac{EX_t}{GDP_t}\right) = \alpha_{EX} + \beta_{EX} \ln\left(\frac{EX_{t-1}}{GDP_{t-1}}\right) + \sum_{i=0}^4 \gamma_{EX,i} \ln(REER_{t-i}) + \delta_{EX} \ln(RGDP_t^W) + \varepsilon_{EX,t} \quad (3)$$

$$\ln\left(\frac{IM_t}{GDP_t}\right) = \alpha_{IM} + \beta_{IM} \ln\left(\frac{IM_{t-1}}{GDP_{t-1}}\right) + \sum_{i=0}^4 \gamma_{IM,i} \ln(REER_{t-i}) + \delta_{IM} \ln(RGDP_t) + \varepsilon_{IM,t} \quad (4)$$

(3)式は、ラグオペレータ L に関する多項式 $B_{EX}(L) = 1 - \beta_{EX}L$ 、 $\Gamma_{EX}(L) = \gamma_{EX,0} + \gamma_{EX,1}L + \dots + \gamma_{EX,4}L^4$ を用いると、以下の通りに書き直せる。

$$\ln\left(\frac{EX_t}{GDP_t}\right) = \frac{1}{B_{EX}(L)} \alpha_{EX} + \frac{\Gamma_{EX}(L)}{B_{EX}(L)} \ln(REER_t) + \frac{\delta_{EX}}{B_{EX}(L)} \ln(RGDP_t^W) + \frac{1}{B_{EX}(L)} \varepsilon_{EX,t} \quad (5)$$

したがって、 η_{EX} は以下の(6)式より推定できる。 η_{IM} についても同様である。

$$\eta_{EX} = \frac{\Gamma_{EX}(1)}{B_{EX}(1)} = \frac{\sum_{j=0}^4 \gamma_{EX,j}}{1 - \beta_{EX}} \quad (6)$$

同様に、第一次所得収支/GDP の為替レート半弾力性 η_{IB} は、所得収支受取/GDP の為替レート弾力性 η_{IC} と所得収支支払/GDP の為替レート弾力性 η_{ID} の加重平均として計算される。

$$\begin{aligned} \eta_{IB} &= \frac{\Delta(IB/GDP)}{\Delta REER/REER} = \omega_{IC} \eta_{IC} - \omega_{ID} \eta_{ID} \\ \omega_{IC} &= \frac{IC}{GDP}, \quad \omega_{ID} = \frac{ID}{GDP} \\ \eta_{IC} &= \frac{\Delta(IC/GDP) / (IC/GDP)}{\Delta REER/REER}, \quad \eta_{ID} = \frac{\Delta(ID/GDP) / (ID/GDP)}{\Delta REER/REER} \end{aligned} \quad (7)$$

また、 η_{IC} と η_{ID} は、以下の ARDL モデル (1,4,0) を推定することにより求める。ただし、 FA 、 FL は、それぞれ、対外債権、対外債務の残高を表す。

$$\ln\left(\frac{IC_t}{GDP_t}\right) = \alpha_{IC} + \beta_{IC} \ln\left(\frac{IC_{t-1}}{GDP_{t-1}}\right) + \sum_{i=0}^4 \gamma_{IC,i} \ln(REER_{t-i}) + \kappa_{IC} \ln\left(\frac{FA_{t-1}}{GDP_{t-1}}\right) + \varepsilon_{IC,t} \quad (8)$$

$$\ln\left(\frac{ID_t}{GDP_t}\right) = \alpha_{ID} + \beta_{ID} \ln\left(\frac{ID_{t-1}}{GDP_{t-1}}\right) + \sum_{i=0}^4 \gamma_{ID,i} \ln(REER_{t-i}) + \kappa_{ID} \ln\left(\frac{FL_{t-1}}{GDP_{t-1}}\right) + \varepsilon_{ID,t} \quad (9)$$

$$\eta_{IC} = \frac{\sum_{j=0}^4 \gamma_{IC,j}}{1 - \beta_{IC}}, \quad \eta_{ID} = \frac{\sum_{j=0}^4 \gamma_{ID,j}}{1 - \beta_{ID}} \quad (10)$$

³ 本稿では、四半期データを用い、実質為替レートについては1年間（4期）のラグを想定した。

(2) データ

分析期間はデータの入手可能性より、1985年第1四半期から2024年第4四半期までの四半期データを用いた。貿易・サービス収支（財・サービスの輸出入額）と第一次所得収支（所得収支受取・支払額）、実効為替レートに関するデータは日本銀行より入手した。対外債権・債務のデータは *The External Wealth of Nations Database* より入手し、年次データを四半期データへ変換した。また、実質 GDP に関するデータは IMF や各国・地域統計局より入手し、主要貿易相手国の実質 GDP は、標本期間において日本の輸出相手上位5か国・地域であった米国、中国、韓国、台湾、香港の合計値（ドル建て）を用いた⁴。なお、実効為替レートについては、逆数をとることで値の上昇を減価、低下を増価と定義し直している。

また、実質実効為替レートが経常収支に与える影

響が、増価局面と減価局面とで非対称性になる可能性を考慮し、実質実効為替レート（の対数値）が AR(1)過程に従うと想定した下で、Bai-Perron の構造変化検定を行った。これを踏まえ、標本期間を、(1)プラザ合意以降の円高局面を含む1985年第1四半期から1995年第1四半期の第1期、(2)世界金融危機とそれ以降の円高期を含む1995年第2四半期から2012年第2四半期までの第2期、および、(3)量的・質的金融緩和政策以降の円安期を含む2012年第3四半期から2024年第4四半期までの第3期の3つに分割し、経常収支の為替レート半弾力性の推移を考察する。

(3) 分析結果

表1は分析結果を示したものであり、表2はこれに基づき、貿易・サービス収支、所得収支、および、経常収支の為替レート半弾力性を計算したもの

表1 輸出・輸入/GDP、所得収支受取・支払/GDP の為替レート弾力性

	輸出			輸入			所得収支受取			所得収支支払			輸出（財）		
	1985Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4	1985Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4	1985Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4	1985Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4	1985Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4
log(REER ₋₁)	0.382*** (0.136)	0.839*** (0.232)	0.628*** (0.163)	0.278 (0.214)	-0.0440 (0.380)	0.773** (0.301)	-0.219 (0.166)	0.926 (2.437)	2.283*** (0.495)	-0.605* (0.299)	0.399 (0.593)	1.281*** (0.202)	0.426 (0.261)	0.891*** (0.231)	0.408 (0.317)
log(RGDP _t ^外)/log(RGDP _{t-1})	-0.217 (0.184)	0.572*** (0.131)	0.498** (0.212)	0.029 (0.147)	6.301*** (1.147)	1.742 (1.901)	1.496*** (-0.099)	-1.124 (1.024)	-0.360 (0.297)	1.471*** (0.168)	-0.066 (0.303)	0.055 (0.101)	0.070 (0.150)	0.145 (0.102)	0.261 (0.195)
log(INGR ₋₁)													0.129 (0.660)	0.364*** (0.113)	0.319* (0.188)
誤差修正項	-0.620*** (0.159)	-0.319*** (0.082)	-0.463*** (0.117)	-0.390*** (0.099)	-0.241*** (0.061)	-0.262*** (0.096)	-0.895*** (0.192)	-0.132*** (0.0609)	-0.364*** (0.104)	-0.537*** (0.141)	-0.315*** (0.0913)	-0.559*** (0.121)	-0.654* (0.331)	-0.344*** (0.083)	-0.539*** (0.130)
定数項	0.257 (1.058)	-1.764** (0.829)	-2.748** (1.148)	-1.134 (0.728)	-20.78*** (4.512)	-5.911 (6.101)	-4.320*** (1.141)	-0.0938 (1.559)	2.157*** (0.705)	-3.583*** (1.173)	-0.939 (0.878)	0.696 (0.493)	-1.649 (4.948)	-0.780 (0.673)	-1.936 (1.273)
観測数	37	69	50	37	69	50	37	71	51	37	71	50	25	69	50
決定係数	0.569	0.464	0.557	0.736	0.498	0.431	0.557	0.119	0.466	0.472	0.269	0.556	0.841	0.706	0.694
bound test (F)	6.589	5.133	8.980	9.622	7.531	3.279	9.013	1.606	6.875	6.365	3.995	8.103	1.239	5.512	6.674
bound test (t)	-3.908	-3.874	-3.954	-3.924	-3.960	-2.740	-4.671	-2.171	-3.505	-3.810	-3.451	-4.603	-1.973	-4.145	-4.145

注：* 有意水準10%、** 有意水準5%、*** 有意水準1%、() 内は標準偏差。

出所：筆者作成

表2 経常収支/GDP の為替レート半弾力性

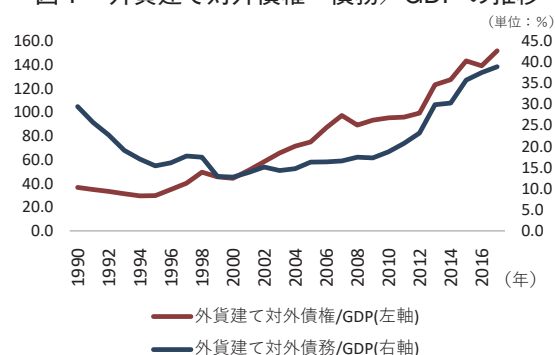
	輸出	輸入	貿易・サービス収支	所得収支受取	所得収支支払	所得収支	経常収支
1985Q1-1995Q1	0.382	0.278	0.041	-0.219	-0.605	0.025	0.066
1995Q2-2012Q2	0.839	-0.044	0.278	0.926	0.399	0.040	0.319
2012Q3-2024Q4	0.628	0.773	-0.085	2.283	1.281	0.085	-0.001

出所：筆者作成

⁴ 例えば、2023年においてこれら5か国・地域で日本の輸出額の約55%を占める。

である。なお、表1では、紙幅の制約上、短期的パラメータは記載していない。輸出については、いずれの期間も正で有意であり、第2期に上昇した後、第3期で低下している。輸入については、第2期において有意ではないものの負であったが、第3期において有意で大きな正値となっている。これは、実質実効為替レートが減価すると輸入が増大することを意味する。この結果、第3期では、貿易・サービス収支の半弾力性は負となっており、実質実効為替レートの1%の減価は、貿易収支/GDPを0.085%減少させている。所得収支については、受取、支払ともに第3期において有意で大きな正値となっており、とくに受取の方がより大きい。図1は、外国通貨建て対外債権・債務のGDP比率の推移を示したもので、通時的にどちらも上昇しているが、外貨建て対外債権の比率がより高いことがわかる。本稿の結果はこれらを反映していると解釈できる。所得収支の半弾力性は正であり、実質実効為替レートの1%の減価は、所得収支/GDPを0.085%増加させている。この結果、経常収支の半弾力性はほぼゼロであり、為替レートによる経常収支の調整機能が低下していることがわかる。

図1 外貨建て対外債権・債務/GDPの推移



出所: Juvenal, et al. (2019)

以上の結果を踏まえ、次節では、輸入/GDPの実質為替レート弾力性が正値となった理由を考察する。

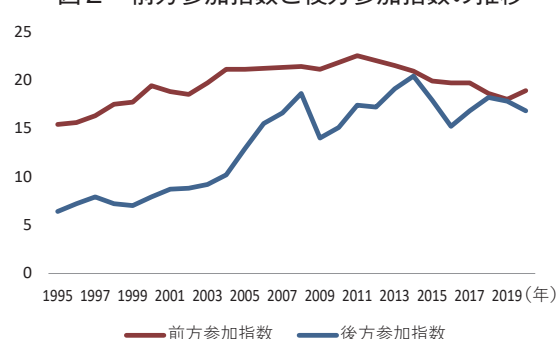
4. 輸入の為替レート弾力性の変化

(1) ネットワーク型直接投資の影響

2013年以降の為替レートの減価局面で、輸入の実質為替レート弾力性が正値をとった原因として、日本企業が東アジアを中心に拡大させてきたネットワーク型直接投資に伴うグローバル・バリューチェーンの変化が挙げられる。

グローバル・バリューチェーンへの参加には、生産工程の上流に位置し、中間財を輸出する前方参加型と、国内で最終財を生産するために中間財を輸入する後方参加型がある。図2は、OECDの付加価値貿易統計(TiVA)より、日本の製造業における前方参加指数と後方参加指数の推移を示したものである。前方参加指数は、自国の中間財が外国の輸出に使われる割合を示す一方、後方参加指数は、自国輸出に占める外国の付加価値の割合を示す⁵。図より、従来から、日本は安価で豊富な労働力が存在する新興国へ中間財を輸出し、これらの国で組み立てを行う前方参加型で参加しており、近年やや低下傾

図2 前方参加指数と後方参加指数の推移



出所: OECD TiVA

⁵ 前方参加指数は Domestic value added in foreign gross exports、後方参加指数は Foreign value added in gross exports より作成した。

表3 主要品目別輸入額の為替レート弾力性

	中間財			食料品			原料品			鉱物性燃料			化学製品		
	1988Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4	1988Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4	1988Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4	1988Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4	1988Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4
log(REER ₋₁)	10.96 (82.86)	-0.983 (1.040)	1.329*** (0.354)	0.0443 (0.185)	0.320*** (0.115)	1.013*** (0.123)	0.734*** (0.144)	-0.315 (1.128)	1.003* (0.546)	1.353*** (0.291)	-0.366 (0.759)	-1.058 (1.478)	0.334** (0.144)	0.282 (0.716)	1.591** (0.714)
log(RGDP ₋₁)	67.66 (457.4)	3.548 (2.644)	1.129 (1.932)	-0.386 (0.470)	-0.669** (0.333)	-0.238 (0.699)	-2.857*** (0.433)	8.986** (4.013)	0.622 (3.193)	-0.318 (0.521)	13.55*** (2.307)	15.60 (10.42)	-1.410*** (0.357)	6.705*** (2.190)	-2.666 (4.529)
誤差修正項	0.0129 (0.0889)	-0.154** (0.0654)	-0.321** (0.130)	-0.897*** (0.270)	-1.106*** (0.124)	-0.821*** (0.139)	-0.613*** (0.0873)	-0.115** (0.0440)	-0.185** (0.0915)	-0.861*** (0.210)	-0.278*** (0.0635)	-0.185** (0.0779)	-0.837*** (0.160)	-0.105** (0.0463)	-0.146 (0.0911)
定数項	10.74** (4.093)	-8.840 (6.786)	-4.709 (8.497)	-0.659 (5.837)	4.909 (5.408)	1.669 (7.875)	21.19*** (2.400)	-14.39*** (5.124)	-1.799 (7.926)	4.501 (6.314)	-51.30*** (11.23)	-39.91** (17.08)	11.14*** (3.150)	-9.729** (4.447)	5.384 (8.032)
Observations	25	69	50	25	69	50	25	69	50	25	69	50	25	69	50
R-squared	0.675	0.398	0.308	0.637	0.596	0.552	0.893	0.440	0.324	0.701	0.382	0.385	0.765	0.344	0.260
bound test (F)	6.293	3.345	2.367	6.392	26.75	11.92	38.56	4.648	1.512	7.019	8.078	4.758	15.77	2.105	1.124
bound test (t)	0.144	-2.356	-2.477	-3.324	-8.928	-5.882	-7.018	-2.600	-2.027	-4.100	-4.378	-2.375	-5.242	-2.266	-1.600

	原料別製品			一般機械 (除 電算機類部品)			電気機器 (除 半導体・IC)			輸送機器 (除 自動車部品)			その他		
	1988Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4	1988Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4	1988Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4	1988Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4	1988Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4
log(REER ₋₁)	0.465 (0.457)	0.0642 (0.493)	1.069*** (0.245)	-0.225 (0.656)	0.0416 (0.282)	1.411*** (0.253)	-0.236 (0.464)	-0.672 (1.200)	0.935*** (0.165)	0.0987 (0.787)	0.502 (0.439)	0.459** (0.187)	-0.228 (0.273)	0.365** (0.157)	0.823*** (0.116)
log(RGDP ₋₁)	-3.092** (1.418)	4.418*** (1.459)	-0.643 (1.427)	-1.598 (1.644)	4.410*** (0.757)	-0.161 (1.350)	-0.622 (0.959)	-10.38*** (3.469)	0.380 (0.947)	1.263 (1.530)	-0.786 (1.266)	3.113*** (1.113)	-0.305 (0.745)	2.331*** (0.448)	0.156 (0.669)
誤差修正項	-0.408** (0.160)	-0.285*** (0.0773)	-0.383*** (0.120)	-0.343 (0.222)	-0.335*** (0.0716)	-0.336*** (0.123)	-0.385* (0.192)	-0.164** (0.0659)	-0.960*** (0.165)	-0.488** (0.191)	-0.608*** (0.113)	-0.826*** (0.139)	-0.705** (0.256)	-0.743*** (0.118)	-0.772*** (0.151)
定数項	14.85*** (4.550)	-18.11*** (6.085)	2.922 (7.382)	4.336 (4.994)	-21.41*** (4.740)	0.938 (6.151)	-0.220 (4.831)	-23.89*** (8.648)	-6.225 (12.64)	-11.33 (9.829)	3.364 (11.25)	-37.85*** (12.28)	-2.247 (7.359)	-25.52*** (5.721)	-2.772 (7.108)
Observations	25	69	50	25	69	50	25	69	50	25	69	50	25	69	50
R-squared	0.599	0.365	0.366	0.555	0.552	0.443	0.446	0.205	0.493	0.480	0.358	0.536	0.585	0.453	0.448
bound test (F)	7.041	5.370	3.529	3.267	9.637	3.315	1.947	2.961	11.47	2.557	9.709	13	5.189	14.06	8.800
bound test (t)	-2.556	-3.684	-3.189	-1.543	-4.681	-2.721	-2.009	-2.483	-5.813	-2.551	-5.373	-5.932	-2.754	-6.305	-5.118

注：* 有意水準10%、** 有意水準5%、*** 有意水準1%、() 内は標準偏差。

出所：筆者作成

向にあるものの依然高い水準にあること、一方、近年後方参加型が拡大してきたことがわかる。これは、輸出が増大する局面において、中間財の輸入が増加することを意味する。清水・佐藤（2014）は、貿易収支赤字が拡大した2013年において、一般機械、電気機器、輸送用機器など工業製品輸入が増加したこと、また、品目別では、電気機器に属する半導体等電子部品、輸送用機器に属する自動車部品の輸入額が増加したことを示している。

以上の考察に基づき、中間財の輸入がその後の輸出に与える影響を分析するため、(3)式の説明変数に中間財輸入／GDP (*INGR*) を含め、また、被説明変数を財輸出／GDP とした分析を行った。中間財には、清水・佐藤（2014）の議論に従い、電算機類の部分品と半導体等電子部品、IC、自動車の部分品を含めた。なお、データの入手可能性より、標本期間は1988年第1四半期からとし、主要品目別輸入

データは財務省より入手した。表1の最右列は、この結果を示したものである。中間財輸入／GDP の係数は、第2期以降有意となっており、第3期では、過去1年間における中間財輸入の1%の増加が、その後の輸出の0.319%の増加につながっている。以上の結果は、実質為替レートの減価により輸出が増加する局面において、中間財の輸入が増大した結果、輸入／GDP の為替レート弾力性が正値となった可能性を指摘した。

次に、輸入財を主要品目別に分け、それぞれの為替レート弾力性を推計する。具体的には、(4)式における被説明変数を中間財と食料品、原料品、鉱物性燃料、化学製品、原料別製品、一般機械（除く電算機類部品）、電気機器（除く半導体・IC）、輸送機器（除く自動車部品）、その他の輸入額／GDP とした。表3は、分析結果を示したものである。表より、第3期において、中間財輸入の為替レート弾力

性が大きな正値となっている。これは、先述の通り、実質為替レートが減価により輸出が増加する局面で、中間財の輸入が増大したことを意味する。これに加え、鉱物性燃料を除く他の品目の為替レート弾力性も正値となっており、とくに、化学製品、一般機械で大きな正値となっている。これは、前方参加型でのグローバル・バリューチェーンへの参加が定着した結果、実質為替レートが減価する局面で、外国からの最終消費財をすぐに国内財に代替できないため、外国からの最終消費財の輸入額が増加した可能性を意味する。

(2) 輸入のパススルー率の影響

外国の企業は名目限界費用にマークアップ率を乗じた価格を外国財の外国通貨建て価格 P^* として設定すると想定する。また、企業の生産関数が労働投入量に関し線形であるならば、名目限界費用は単位労働費用に等しくなる⁶。自国の輸入企業は、自国通貨建て名目為替レートを NER としたとき、外国財の自国通貨建て価格 $NER \cdot P^*$ にマークアップ率 $\mathcal{M}_{IM}$ を乗じた価格を自国通貨建て輸入価格として設定し、マークアップ率は名目為替レートに依存すると想定する。このとき、自国通貨建て輸入価格は $NER \cdot \mathcal{M}_{IM} \cdot P^*$ と表される。ここで、名目為替レートが1%減価したとき、マークアップ率を1%低下させるならば、自国通貨建て輸入価格の変化率は0%となり、パススルー率は0%となる。一方、マークアップ率が不変であるならば、自国通貨建て輸入価格は1%上昇し、パススルー率は100%となる。したがって、輸入物価指数を為替レートに回帰した係数が1であるときパススルー率は100%、係

表4 輸入におけるパススルー率

	1985Q1-1995Q1	1995Q2-2012Q2	2012Q3-2024Q4
$\log(NEER_{-1})$	0.512*** (0.146)	1.171* (0.635)	0.885 (0.651)
$\log(ULC^w_{-1})$	-0.002 (0.010)	1.840*** (0.572)	-0.234 (0.730)
誤差修正項	-0.519*** (0.102)	-0.110 (0.066)	-0.113 (0.082)
定数項	3.494*** (0.800)	-0.004 (0.272)	1.142 (1.118)
観測数	37	69	50
R-squared	0.836	0.633	0.556
bound test (F)	15.20	1.285	0.820
bound test (t)	-5.105	-1.655	-1.368

注：* 有意水準10%、** 有意水準5%、*** 有意水準1%、() 内は標準偏差。

出所：筆者作成

数が0であるときパススルー率は0%となる。また、以上の議論より、輸入におけるマークアップ率の名目為替レート弾力性を η_{PT}^M 、輸出におけるパススルーの名目為替レート弾力性を η_{PT}^M と表すと、 $\eta_{PT}^M = 1 + \eta_{PT}^M$ という関係式が成立する。ここで、輸入量は、輸入財で測った実質為替レート $RER_{IM} = NER \cdot \mathcal{M}_{IM} \cdot P^*/P$ に依存すると仮定し、輸入の実質為替レート弾力性を $\eta_{IM,RER}$ 、名目為替レート弾力性を $\eta_{IM,NER}$ と表すと、以下の(11)式を導出でき、 η_{PT}^M が上昇すると $\eta_{IM,RER}$ が低下することがわかる。

$$\eta_{IM,RER} = \frac{\eta_{IM,NER}}{1 + \eta_{PT}^M} - 1 = \frac{\eta_{IM,NER}}{\eta_{PT}^M} - 1 \quad (11)$$

以上を踏まえ、ARDL モデルを用いて、輸入物価指数を名目実効為替レートと外国の単位労働費用 (ULC^w) に回帰することで、輸入におけるパススルー率を推定する。なお、ARDL (1,4,0) モデルとして定式化した。 ULC^w は、標本期間において日本の輸入相手上位国・地域であった米国、中国、オーストラリア、台湾、韓国の加重平均（ウェイトは輸入額）とし、単位労働費用のデータは、米国、韓国については *Federal Reserve Economic Data*、中国

⁶ 生産関数が $Y_t = A_t N_t$ が与えられ、名目賃金を W_t としたとき、費用最小化のための一階条件は $(W_t/P_t)/A_t = \Phi_t$ で与えられる。ただし、 Φ_t は労働のシャドープライスであり、これは実質限界費用に等しい。したがって、名目限界費用は $W_t/A_t = W_t N_t/Y_t$ となる。

⁷ 例えば、2023年においてこれら5カ国・地域で日本の輸入額の約49%を占める。

については RIETI の CIP データベース2023、台湾については政府統計総覧より取得した⁷。

分析結果を示したものが表4である。輸入については、パススルー率は、第2期において上昇した後、第3期において低下している。先の議論より、パススルー率の低下は、輸入の為替レート弾力性の絶対値を大きくする。したがって、これは、正值となった弾力性を大きくした一因となっている可能性がある。

5. おわりに

IMF が External Sector Report において採用する手法に基づき、経常収支/GDP の実質実効為替レート半弾力性を測定し、為替レートによる経常収支の調整機能を考察した。分析の結果、2012年第3四半期以降、輸入の為替レート弾力性が大きな正值となった結果、貿易・サービス収支の半弾力性が負となっていること、一方、所得収支については、外貨建て対外債権・債務/GDP がともに通時的に上昇し、また、前者がより大きいことを反映し弾力性が正であること、この二つの効果が相殺し、経常収支の弾力性は、ほぼゼロとなり、為替レートによる経常収支の調整機能が低下していることを示した。また、輸入の為替レート弾力性が正值となった理由として、グローバル・バリューチェーンへの後方参加が進展した結果、実質為替レートの減価により輸出が増加する局面において、中間財の輸入が増大していること、および、前方参加型でのグローバル・バリューチェーンへの参加が定着した結果、実質為替レートが減価する局面で、外国からの最終消費財をすぐに国内財に代替できないため、外国からの最終消費財の輸入額が増加した可能性を指摘した。さらに、近年において、輸入のパススルー率が低下しており、これが、輸入の為替レート弾力性の絶対値

を大きくした可能性を指摘した。

参考文献

- Alberola, E., A. Estrada and F. Viani (2020) "Global Imbalances from a Stock Perspective: The Asymmetry between Creditors and Debtor," *Journal of International Money and Finance* 107, 102206.
- Bahmani-Oskooee, M. M. and G. G. Goswami (2003) "A Disaggregated Approach to Test the J-Curve Phenomenon: Japan versus Her Major Trading Partners," *Journal of Economics and Finance* 27(1), 102-112.
- Colacelli, M., D. Gautam, C. Rebillard (2021) "Japan's Foreign Assets and Liabilities: Implications for the External Accounts," *IMF Working Paper*, 2021/026.
- Cubeddu, L., S. Krogstrup, G. Adler, P. Rabanal, M. Dao, S. Hannan, L. Juvenal, C. Buitron and C. Rebillard (2019) "The External Balance Assessment Methodology: 2018 Update," *IMF Working Paper*, 2019/65.
- Juvenal, L., D. Gautam, A. Bénétrix and M. Schmitz (2019) "Cross-Border Currency Exposures. New Evidence Based on an Enhanced and Updated Dataset," *IMF Working Paper* 2019/299.
- Rose, A. K., and J. L. Yellen (1989) "Is There a J-Curve?" *Journal of Monetary Economics* 24(1), 53-68.
- Shirvani, H. and B. Wilbratte (1997) "The Relation between the Real Exchange Rate and the Trade Balance: An Empirical Reassessment," *International Economic Journal* 11(1), 39-49.
- 清水順子・佐藤清隆 (2014) 「アベノミクスと円安、貿易収支、日本の輸出競争力」 *RIETI Discussion Paper Series* 14-J-022.