第9章 日本の貿易収支の要因分析と為替相場のパススルー

佐々木 百合¹

【要旨】

日本経済はこれまでオイルショック、バブル崩壊、リーマンショック、東日本大震災等に起因する経済社会構造の大きな変化を経験してきた。こうした構造変化は、日本の景気動向に大きく関係している。本稿では、2000年代後半に始まった長期的な貿易赤字が、日本経済の構造変化に一因があるのではないかという問題意識から、日本の貿易収支の要因分析を行った2018年の研究（Sasaki and Yoshida, 2018）を紹介する。また、その中で構造変化の影響を受けた要素とされる為替相場のパススルー²について最新の研究を交えて論じる。

Sasaki and Yoshida (2018)では、97の産業における、リーマンショック前後の需要の価格弾力性、所得弾力性、パススルー弾力性をそれぞれ推計した。結果として、日本の貿易は、所得弾力性とパススルー弾力性において、リーマンショック前後で構造変化による影響を受けている。具体的には、日本の輸出価格は、リーマンショック後に為替レートの変化に対する反応度が小さくなり、日本の輸入価格は為替レートの変化に大きく反応するようになった。また輸出入の所得弾力性の傾向から貿易収支が悪化しやすい傾向にある。これらの結果から、今後日本は恒常的な貿易赤字となる可能性が高いことが示唆される。

また、Sasaki et al. (2022)から、為替相場の消費者物価へのパススルーは、確かに認められるものの比較的小さいという結果が得られている。最近の日本のインフレに関しては、資源価格の上昇や円安の影響以上に、コロナ禍による需要の変化と供給へのサプライショックの影響が大きいと考えられるので、新型コロナ感染症の経済への影響をより注視すべきである。

1. はじめに

本稿では、日本の貿易収支の要因分析と、為替相場のパススルーに関する分析を取り上げる。まずSasaki and Yoshida (2018)から、リーマンショック前後で日本が経験した貿易の構造変化の分析を紹介する。次に、構造変化の影響を受けた要素とされる為替相場のパススルー

¹ 明治学院大学経済学部教授

² 「パススルー」とは、例えば為替相場の輸出（輸入）価格へのパススルーといった場合には、外国為替相場の変化が価格に与える影響の度合のことを指す。「パススルー弾力性」とは、為替相場が1パーセント変化する時に、価格が何パーセント変化するか、という為替相場の価格への影響を測る指標のことである。

について、Sasaki et al.(2022)で行った、輸入価格だけでなく国内物価やコアCPIに与える影響の分析を紹介する。これらの研究結果から導かれる今後の日本の貿易収支の見通しに加え、近年の円安とインフレの関係について、考察を行うこととしたい。

2. 日本の貿易収支の要因分析(Sasaki, Y., Y. Yoshida, 2018年)

本節では、日本の貿易収支の要因分析を行った2018年の研究(Sasaki and Yoshida, 2018)を紹介する。

(1) 研究の背景・目的

日本は約30年にわたり貿易黒字を計上し、黒字額が10億円を超える年もあった「貿易立国」であった。しかし、貿易黒字は徐々に減少し、東日本大震災における原発事故の影響を受け原油や液化天然ガスの輸入が急増したことで、貿易収支は赤字に転じた。図表1を見ると、リーマンショックや量的・質的金融緩和の影響による名目実効為替レートの変化と、貿易収支の変化との間に強い相関がないことがうかがえる。これは、1985年のプラザ合意によって進んだ大幅なドル安が、米国の貿易収支の改善に影響しなかった経験と共通しているように見受けられる。当時、その原因の1つとして、米国経済の大きな「構造変化」³が考えられた。このような背景から、Sasaki and Yoshida (2018)は、長期的な貿易赤字が、日本経済の「構造変化」に一因があるのではないかという問題意識から、日本の貿易の構造変化を分析することを目的としている。

(億円) 図表1 日本の貿易収支と名目実効為替相場(2010年=100)の推移

(注) 縦棒：貿易収支(左軸)、折線：名目実効為替相場(右軸)

(出所) IMFデータより筆者作成

³ 通貨高を経験した国の企業はコスト削減のために国内工場の海外移転を行い、その後に通貨安が実現しても海外工場は自国に戻らないという構造変化。

(2) 研究の特徴

日本の輸出入におけるマクロレベルの変化を捉えるため、産業を97に分類し、関税データ（HS9桁）を用いて、取引相手国別に価格インデックスと数量インデックスに分解したデータを構築した。その後、構築したデータをもとに、貿易収支の変化の程度を決定するパラメータとなる需要の価格弾力性、所得弾力性、パススルー弾力性をそれぞれ推計した。特に構造変化があったかどうかを見るために、リーマンショック前後にサンプル期間を分けて推定結果の比較を行った。

(3) 実証分析

実証モデルの構築にあたり、貿易収支を輸出額と輸入額の差と定義し、その関係式を示した。次にその関係式を全微分し、貿易収支の変動要因を需要の価格弾力性、為替相場のパススルー、需要の所得弾力性の3つの要素に分けて推定係数を分析した（補論参照）。

データは1988年から2014年までの関税データを使用した。サブサンプルとして、リーマンショック前の1988年から2008年、リーマンショック後の2009年から2014年でデータを分けて計算を行い、推定係数の比較を行った。この時、パススルー弾力性における係数は輸入と輸出で意味が異なることに注意したい。輸出の場合、係数が0というのは完全にパススルーしていることを意味する。つまり、為替が変化しても円の輸出価格は変わらず、相手国通貨の輸入価格が完全に変化することを指す。輸入の場合は逆で、係数が1のとき完全にパススルーしていることを意味する。

(4) 分析結果

① 輸出のパススルー弾力性

図表2は、リーマンショック前後の両サブサンプルについて推定された産業ごとの輸出のパススルー弾力性の分布を示している。パススルー弾力性が0.8以上の範囲では、リーマンショック前よりリーマンショック後の方がより多くの産業が観察される。つまり、日本の輸出のパススルーが、リーマンショック後に低下したことを示している。

帰無仮説を完全なパススルー（係数が0）であるとした統計的検定では、リーマンショック前の50産業、リーマンショック後の38産業において仮説が棄却されることがわかった。帰無仮説をゼロパススルー（係数が1）であるとした仮説では、リーマンショック前の11産業、リーマンショック後の20産業において仮説が棄却されなかった。2012年から2015年にかけて円安が進んだにも関わらず、輸出先の輸出価格は下がらなかったという事象は、日本の輸出の伸びが鈍化したことに部分的に影響していると言える。

図表2 リーマンショック前後の輸出のパススルー弾力性

(注) 縦軸が産業の数、横軸がパススルー弾力性の値。

濃色の縦棒がリーマンショック前、薄色がリーマンショック後。以下、図表3から図表7についても同様である。

(出所) Sasaki, Y. and Y. Yoshida (2018), “Decomposition of Japan’s Trade Balance,” *International Review of Economics and Finances*, 56, 507-537

② 輸出の価格弾力性

図表3で示す産業ごとの分布図に見られるように、リーマンショック前後で輸出の価格弾力性には大きな変化は観察されなかった。通常、価格弾力性は-1前後を取ることが多く、本推計においても、-0.9前後に多くの産業が集中するという結果となった。

図表3 リーマンショック前後の輸出の価格弾力性

(出所) Sasaki, Y. and Y. Yoshida (2018), “Decomposition of Japan’s Trade Balance,”
International Review of Economics and Finances, 56, 507-537

③ 輸出の所得弾力性

図表4は産業ごとの輸出の所得弾力性の分布を示している。リーマンショック後の方が、所得弾力性が比較的低い側に多くの産業が分布しており、特に高い所得弾力性の産業が大幅に減少しているという特徴が見られた。帰無仮説を所得効果が無いとしたときに、仮説が棄却された産業の数も、リーマンショック前の61産業からリーマンショック後は32産業にまで減少しており、リーマンショック後の世界経済の回復による日本の輸出の伸びへの波及経路が効果的に機能していなかったことを示唆している。

図表4 リーマンショック前後の輸出の所得弾力性

(出所) Sasaki, Y. and Y. Yoshida (2018), “Decomposition of Japan’s Trade Balance,”
International Review of Economics and Finances, 56, 507-537

④ 輸入のパススルー弾力性

図表5は、リーマンショック前後における産業ごとの輸入のパススルー弾力性の推定分布を示している。この図から明らかなように、リーマンショック後は右側に多くの産業が分布しており、リーマンショック後の輸入のパススルーに関しては、全体的に上昇している産業が多いということを示している。

帰無仮説を完全なパススルーであるとした統計的検定では、リーマンショック前の11の産業、リーマンショック後の39の産業で仮説が棄却されなかった。帰無仮説をゼロパススルーであるとした仮説は、リーマンショック前の47の産業、リーマンショック後の11の産業で仮説が棄却されなかった。つまり、2012年から2015年にかけての円安は、輸入価格の上昇に反映されていると考えられる。この結果は、パススルー弾力性が低下した輸出の結果とは対照的である。

図表5 リーマンショック前後の輸入のパススルー弾力性

(出所) Sasaki, Y. and Y. Yoshida (2018), "Decomposition of Japan's Trade Balance,"
International Review of Economics and Finances, 56, 507-537

⑤ 輸入の価格弾力性

図表6は産業ごとの輸入の価格弾力性の分布を示している。輸入の価格弾力性についても輸出と同様、-1前後に多くの産業が集中する結果となり、リーマンショックの前後で比較しても、それほど変化はみられなかった。

図表6 リーマンショック前後の輸入の価格弾力性

(出所) Sasaki, Y. and Y. Yoshida (2018), "Decomposition of Japan's Trade Balance,"
International Review of Economics and Finances, 56, 507-537

⑥ 輸入の所得弾力性

図表7にリーマンショック前後における輸入の所得弾力性の推計結果をまとめている。両者とも全体的に輸入の所得弾力性は大きいですが、特に、値が4を超える産業ではリーマンショック前の24産業からリーマンショック後は50産業までほぼ倍増している。

帰無仮説を所得効果が無いとしたときに、仮説を棄却した産業の数も、リーマンショック前の24産業からリーマンショック後は45産業まで増加した。

図表7 リーマンショック前後の輸入の所得弾力性

(出所) Sasaki, Y. and Y. Yoshida (2018), “Decomposition of Japan’s Trade Balance,”
International Review of Economics and Finances, 56, 507-537

(5) 結論

Sasaki and Yoshida (2018)の推定結果は、日本の貿易は所得弾力性とパススルー弾力性において、リーマンショック前後で構造的な変化を経験したことを裏付けている。特にパススルーに関しては、リーマンショック後、日本の輸出価格は為替レートの変化に対して反応度が小さくなったが、輸入価格は大きく反応するようになっている。また、日本の輸出と輸入の所得弾力性の違いは、Houthakker-Magee非対称効果⁴を想起させ、世界の所得が均衡的に成長することによって日本の貿易収支が悪化しやすい傾向にあることを示している。本研究の研究成果が示唆していることに大胆な解釈を加えると、恒常的とも捉えられていた日本の貿易黒字は、今後は逆に恒常的な貿易赤字を経験する可能性が高いということである。

現在はコロナ禍により異なる影響が生じていることも考えられるが、コロナ禍が収束すれば本研究が示唆するような方向に戻る可能性が高く、中長期的に貿易収支は赤字化の方向に進むのではないかと考えられる。

3. 為替相場のパススルーの分析(Sasaki et al., 2022)

本節では、最近の為替相場のパススルーについて考察を述べる。

⁴ 1960年代の米国の輸入所得弾力性が輸出所得弾力性を上回っており、世界各国の所得が同じスピードで上昇すると、当時の米国(現在の日本)の貿易収支は悪化する。これが米国の貿易赤字の原因の1つであることがHouthakker and Magee (1969)で指摘された。

(1) 研究の背景・動機

従来、パズスルーに関する研究は、プラザ合意の効果などを測ることから発展し、PTM行動 (Pricing to Market) の分析も多く行われた。2000年代に入ると、為替相場のパズスルーは「ディスインフレ時代」には低くなるという研究が多く行われた。その後、佐々木 (2019) では、日本の輸入パズスルーは、長期、短期とも1980年代以降は低下傾向であることを示したが、2000年くらいから再び上昇していることが示された (図表8)。リーマンショック前においてはパズスルーの低下が世界的な傾向で、日本においてもそれが定着するかに思われていたが、実際にはそうではなかったということである。

本稿で紹介するSasaki et al. (2022)は、日本の消費者物価が、これまで円安や原油高でも簡単には上昇しなかったことを受け、為替相場が、コアCPIに対して本当に影響を与えているのかを検証したいという動機のもと行われた。

図表8 日本の為替相場の輸入価格へのパズスルー (ローリング推計)

(注) サンプル期間を10年として、1か月ずつずらしながらパズスルーを計測。横軸の年月は、ローリングの開始日を示している。例えば2000年1月にプロットされているのは、2000年1月～2009年12月のサンプル期間で推計されたパズスルー弾力性である。

(出所) 佐々木 (2019)

(2) 研究結果

まず、図表9には、為替相場の変化がコアCPIに影響を与えるルートを示している。第一に、為替相場は輸入価格、国内価格、コアCPIの3つに影響を及ぼす (斜線の矢印)。中でも輸入価格への影響が大きい。次に輸入価格は、国内価格に直接的に影響し、コアCPIにも間接的に影響する (格子柄の矢印)。そして国内価格はコアCPIに影響する (水玉模様の矢印)。

図表9 為替相場の価格へのパススルーの伝達構造

(出所) Sasaki, Y., Y. Yoshida and P. Otsubo (2022), “Exchange Rate Pass-Through to Japanese Prices: Import Prices, Producer Prices, and the Core CPI,” *Journal of International Money and Finance*, Volume 123, May 2022, 102599

この伝達構造のそれぞれの段階でどのような影響があるのか、推計するパラメータが時間とともに変化する構造を取り入れたTVP-VAR (Time Varying Parameter Variance Auto Regression)を用いて分析した。図表10は、1988年から2017年の各年を1期から25期に分割し、それぞれの期における為替相場から最終的なコアCPIへのインパルス応答の中央値を示している。結果として、為替相場のコアCPIへのパススルーは2010年頃から大きくなってきているものの、その影響は為替相場1%の変化に対して最大でコアCPIの変化は0.02%程度に留まっている。

図表10 為替ショックに対するコアCPIの反応

(注) TVP-VARはラグ数6で推計。

(出所) Sasaki, Y., Y. Yoshida and P. Otsubo (2022), “Exchange rate pass-through to Japanese prices: Import prices, producer prices, and the core CPI,” *Journal of International Money and Finance*, Volume 123, May 2022, 102599

為替相場の変化のコアCPIへの影響が小さい理由として、大きく3点挙げられる。1点目は、コアCPIに含まれる品目の半分はサービスということである。サービスの価格は為替相場の影響を受けにくい人件費に大きく左右される。また、財に関しても、輸入品は非常に少なく、為替の影響を受けにくいとともに、生産にかかる原材料費の押し上げも、間接的な影響のために大きなものではない。2点目は、CPIの計算に用いられる小売物価統計の特性である。小売物価統計は、「基本銘柄」と呼ばれる一定の銘柄を指定して調査するため、基本銘柄が明確に指定されているものは価格変更されることがあまりない。3点目は、需要の低さがある。円安になっても価格に反映できない低インフレ（あるいはデフレ）の状況下で、弱い需要を予想して価格を上げることができなかったと推察できる。

近年では、コアCPIに上昇の動きが見られるが、これは円安の影響だけでなく、資源高や、コロナ禍によるサプライショックに加え、コロナ禍収束に向かって需要が増加したことが大きく影響していると考えられる。

4. 近年の円安とインフレの関係

(1) パススルーは本当に大きくなっているか

近年、パススルーは上がったとする考え方があある。これは、インフレ率の上昇が為替相場の価格へのパススルーを上昇させている可能性を議論するものである。もともと、全体的なインフレ率とパススルーは関係があるという議論の中で、Campa and Goldberg (2002)では、

世界的なデフレーションの状態では、パススルーが低下するという結果が示された。つまり、世界的にインフレ率が低いときには、為替相場が変化しても価格に転嫁しにくいいため、価格は為替相場の影響を受けにくいということである。しかし、最近では資源高やコロナ禍の影響によりインフレ率が上昇している中で、為替相場の変化が価格に影響しやすく、近年のパススルーの上昇につながったとされる。

他方、輸入価格、企業物価指数、コアCPIへの為替相場のパススルーを単純に計算してみたところ、大きな変化は見られなかった。図表11は、為替相場が1%動いたときに輸入物価指数と企業物価指数、コアCPIがどれくらい動いたかという反応度を1年平均でプロットしたものである。これを見ると、特に近年のパススルーが上昇している動きはなく、企業物価指数についてのみ、2019年に一時的な上昇が見られた。

図表11 企業物価指数と輸入物価指数のパススルー
(短期ラグ無し12か月移動) (2001年~)

(出所) 日本銀行時系列データとSNAより筆者作成

図表12は輸入物価について類別のパススルーを計算してみたものである。石油・石炭・天然ガス(緑色)は比較的パススルーが大きく出ているが、それ以外に特に近年上昇が見られるものはなかった。

図表12 輸入物価のパススルー
(短期ラグ無し12か月移動) (2001年~)

(出所) 日本銀行時系列データを使用して筆者作成

(2) インフレの要因

日本銀行⁵は、日本のインフレについて、当初はコロナ禍やウクライナ情勢を受けた世界的な資源価格の上昇を反映した、コストプッシュ型の物価上昇だと捉えた。しかし物価は、供給だけでなく需要にも影響されるため、コストプッシュのみを主な要因としてみるのはやや偏りがある。また、円安の影響による物価上昇も一定程度あるが、一時的なものでそこまで大きいものではない。それ以上に、コロナ禍による需要側の变化と、供給側のショックの影響が大きく、そうであるならば、その影響がいつまで続くのかという見極めが重要であると考えられる。

5. さいごに

マクロの資金循環に関して、貿易収支は長期的に見ると現在はおおむね均衡状態であるが、今後は赤字になる可能性が高いだろう。経常収支黒字は、今後は直接投資による収益で支えられていくと考えられる

円安の影響に関しては、コロナ禍前の試算で1%の円安はコアCPIを0.02%程度上昇させるという結果を導いたが、内閣府の推計⁶でもおおむね同様の結果が得られている。したがって、50%もの円安インパクトがあればコアCPIに1%程度の影響があるが、通常は非常に限られた影響しかない。現状としては、円安よりもコロナ禍と資源高がインフレに与える影響の方が大きく、また、インフレによってパススルーは一時的に上昇した可能性が高いが、その影響が持続するかどうかは定かではない。

また、本研究の範囲を超えるが、現在のマクロ的な不均衡の主因として、日本は労働の流

⁵ 黒田日本銀行総裁記者会見要旨 (2022年6月17日)

(https://www.boj.or.jp/about/press/kaiken_2022/kk220620a.htm)

⁶ 内閣府「日本経済 2022-2023」(<https://www5.cao.go.jp/keizai3/2022/0203nk/nk22.html>)

動性が低く、高賃金の海外に労働力が流出しにくいことや、高付加価値のサービスが輸出されにくいことが挙げられる。労働の流動性と高付加価値サービス輸出の低さは日本の文化や言語の壁に起因している可能性が高いだろう。したがって、労働の流動性を上げ、高付加価値サービスをより海外に輸出していくことが、マクロ不均衡を解消する一助となるのではないかと考える。

参考文献

佐々木百合 (2017) 『国際金融論入門』 新世社

佐々木百合 (2019) 「為替相場が価格に反映されるパススルー効果—日本の輸入のパススルーは低下しているか—」 『フィナンシャル・レビュー』 平成31年 (2019年) 第1号, pp.118-143

内閣府 「日本経済2022-2023—物価上昇下の本格的な成長に向けて—」

<https://www5.cao.go.jp/keizai3/2022/0203nk/nk22.html>

Campa, J.M. and L.S. Goldberg (2002), “Exchange Rate Pass Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?”, *NBER Working Paper*, No. 8934

Houthakker, H.S. and S. Magee (1969), “Income and Price Elasticities in World Trade,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol.51, No.2, pp.111-125

Sasaki, Y. and Y. Yoshida (2017), “Factor Decomposition of Japan's Trade Balance,” *RIETI Discussion Paper Series*, 17-E-042

Sasaki, Y. and Y. Yoshida (2018), “Decomposition of Japan’s trade balance,” *International Review of Economics & Finance*, Volume 56, 507-537

Sasaki, Y., Y. Yoshida and P. Otsubo (2022), “Exchange rate pass-through to Japanese prices: Import prices, producer prices, and the core CPI,” *Journal of International Money and Finance*, Volume 123, 102599

補論 実証モデルの数式について

まず、物価指数を為替レート s の関数で示し、需要関数としての数量指数を物価指数と外国所得の関数 Y^* で示すと、「産業 k 」における貿易収支 (TB:Trade Balance) は(1)式で表すことができる。

$$TB(s, P_1^{EX}, \dots, P_K^{EX}, P_1^{IM}, \dots, P_K^{IM}, Y, Y^*) = \sum_{k \in K} P_k^{EX}(s) \cdot Q_k^{EX}(P_k^{EX}, Y^*) - \sum_{k \in K} P_k^{IM}(s) \cdot Q_k^{IM}(P_k^{IM}, Y) \quad (1)$$

次に、(1)式を全微分すると、(2)式が得られ、TBの変動要因として需要の価格弾力性 $(\frac{\partial Q_k^{EX}}{\partial P_k^{EX}}, \frac{\partial Q_k^{IM}}{\partial P_k^{IM}})$ 、パススルー弾力性 $(\frac{\partial P_k^{EX}}{\partial s}, \frac{\partial P_k^{IM}}{\partial s})$ 、需要の所得弾力性 $(\frac{\partial Q_k^{EX}}{\partial Y}, \frac{\partial Q_k^{IM}}{\partial Y})$ の3つの要素に分けて考えることができる。

$$dTB = \sum_{k \in K} \left(Q_k^{EX} + P_k^{EX} \frac{\partial Q_k^{EX}}{\partial P_k^{EX}} \right) \frac{\partial P_k^{EX}}{\partial s} ds + \sum_{k \in K} (P_k^{EX}) \frac{\partial Q_k^{EX}}{\partial Y^*} dY^* - \sum_{k \in K} \left(Q_k^{IM} + P_k^{IM} \frac{\partial Q_k^{IM}}{\partial P_k^{IM}} \right) \frac{\partial P_k^{IM}}{\partial s} ds + \sum_{k \in K} (P_k^{IM}) \frac{\partial Q_k^{IM}}{\partial Y} dY \quad (2)$$

また、実証モデルの推計にあたり、価格式と数量式を設定した。まず価格式は、(3)式でモデル化される。「産業 k 」を固定し、 $\tilde{P}_{c,k,t}^{EX}$ は日本の輸出物価指数の対数差、 $S_{c,t}$ は日本円の名目二国間為替レートの対数差として、 β_1 によりパススルー弾力性のパラメータを推計する。

$$\tilde{P}_{c,k,t}^{EX} = \beta_0 + \beta_1 S_{c,t} + \lambda'_c + \eta_{c,k,t} \quad (3)$$

数量式も、(4)式でモデル化される。同様に「産業 k 」を固定し、 $\tilde{Q}_{c,k,t}^{EX}$ は日本の輸出数量指数の対数差、 $\tilde{P}_{c,k,t}^{EX}$ は日本の輸出物価指数の対数差、 $Y_{c,t}$ は仕向国 c の所得の対数差として、 α_1 により価格弾力性、 α_2 により所得弾力性のパラメータをそれぞれ推計する。

$$\tilde{Q}_{c,k,t}^{EX} = \alpha_0 + \alpha_1 \tilde{P}_{c,k,t}^{EX} + \alpha_2 Y_{c,t} + \lambda_c + \varepsilon_{c,k,t} \quad (4)$$

(3)式、(4)式ともに輸入に対しても同様に価格式及び数量式を構築した。