円安が日本の貿易収支に与える影響：

伝統的理論の限界と新たな知見

木村福成研究会

菊池直輝　伊藤遼香　越智航平　奥谷夏希　村瀬寛人　Sarah Mellier

Abstract:

2012 年末以降アベノミクスの金融緩和によりそれまで 80 円台付近で推移していた円ドル為替レートは円安へ向かい、2013 年初頭には 100 円台、2015 年初頭には 120 円台にまで減価した。当初は円安進行により J カーブ効果が働き貿易収支が改善すると期待されていたが、その後貿易収支は 2014 年 1 月をピークに赤字を拡大し続け、貿易収支黒字に回復したのは 2015 年の初頭であった。

本稿では、このような為替レートと貿易収支に関する従来の理論と現実との乖離に注目し、近年円安が日本の貿易収支に与える影響を検証した。そして、グローバル化する近年の日本企業の生産活動と価格戦略のもとでは、円安は輸入金額を拡大させるだけで輸出数量の増加にはつながらないと結論付けた。

第一に、特にアベノミクスが始まってから輸入金額が大幅に拡大した主因として、（1）原油と L.N.G.価格の高騰、（2）日本企業の海外生産が加速し中間財の輸入が増えた結果、円安による輸入金額拡大効果を大きく受けたこと、（3）円安は外貨建て輸出入価格を拡大させるが、輸出よりも輸入における外貨建て取引の比率が高いため、輸入価格の拡大幅の方が大きいこと、を示した。

第二に、近年円安になっても輸出が伸びない主因として、日本企業が為替レートのパススルー率を低めており、円安の輸出価格へ与える影響が薄まってきていることを挙げた。その原因として、（1）海外市場における競争力維持を目的とした企業の現地価格安定化行動、（2）海外生産比率の上昇による企業内貿易の増加、（3）円建て取引に比べた外貨建て取引比率の高さ、（4）企業はモデルチェンジの時期に合わせて価格設定を行うこと、（5）日本の輸出企業はプライステーカーであること、の 5 点を指摘した。

最後に政策提言として、（1）国内利益還元政策、（2）エネルギー政策、（3）円建て貿易取引促進政策、の重要性を示した。

Keywords：円安、貿易収支、リーマンショック、アベノミクス、J カーブ効果、ARDL バウンド検定アプローチ、構造 VAR、為替レートのパススルー率

目次

1．序論 1
1-1．研究の背景 1
1-2．本稿の目的 1
1-3．本稿の構成 2
2．近年の貿易収支の変動要因 3
2-1．貿易収支の推移 3
2-2．貿易収支の要因分解 4
2-3．輸入金額の変動要因 5
2-3-1．鉱物性燃料の輸入金額の変動要因 7
2-3-2．主要製造業の輸入金額の変動要因 10
2-4．輸出金額の変動要因 13
2-5．分析結果 16
2-6．まとめ 17
3．J カーブ効果の実証分析 18
3-1．先行研究 18
3-2．ARDL バウンド検定アプローチによる実証分析 19
3-2-1．サンプル期間の分割 19
3-2-2．データとモデル 20
3-2-3．単位根検定 20
3-2-4．共和分検定 22
3-2-5．Conditional (Unrestricted) ECM の推計 22
3-2-6．Bounds Test 23
3-2-7．Regular (Restricted) ECM の推計 24
3-3．考察 26
3-4．まとめ 27
4．為替レート、外生的要因、輸出の実証分析 34
4-1．構造 VAR による実証分析 34
4-1-1．分析の仕組み 34
4-1-2．データ 35
4-2．インパルス応答 36

4-2-1. 2 変数の VAR モデル 36
4-2-2. 3 変数の VAR モデル 38
4-2-3. 4 変数の VAR モデル 39
4-2-4. サンプル期間別 4 変数の VAR モデル 41
4-3. 分散分解 47
4-3-1. モデル別分散分解 47
4-3-2. サンプル期間別分散分解 50
4-4. まとめ 53
5. 為替レートパススルー率の実証研究 54
5-1. 貿易取引通貨の比率が輸出入価格に与える影響 54
5-2. 為替レートパススルー率の概要 56
5-2-1. パススルー率の定義 56
5-2-2. パススルー率の先行研究 56
5-3. 為替レートパススルー率の検証 57
5-3-1. 分析方法 57
5-3-2. データ 58
5-3-3. 分析結果 60
5-3-4. 考察 63
5-4. まとめ 67
6. 結論 68
6-1. 結論 68
6-2. 政策提言 70
参考文献 71

1. 序論

本章では、本研究の背景、本稿の目的、本稿の構成を説明する。

1-1. 研究の背景

2012 年末から始まったアベノミクスで異次元の金融緩和が行われ、それまで 80 円台付近で推移していた円ドル為替レートは円安へ向かい、2013 年初頭には 100 円台、2015 年初頭には 120 円台にまで減価した。当初はアベノミクスによる円安進行で日本の貿易収支が改善するという期待があった。円安による輸入価格の上昇で一時的に貿易赤字が拡大するが、輸出価格低下による輸出数量の増加によって、長期的には貿易収支は改善するという J カーブ効果が働くと期待されたからである。しかし、それ以降日本の貿易収支は 2014 年 1 月をピークに赤字を拡大し続け、貿易収支黒字に回復したのは 2015 年の初頭であった。このような背景から、近年では円安に貿易収支を改善する効果はなくなっており、貿易収支に大きく影響を与える他の要因があるのではないかという議論がなされるようになった。本稿では、このような為替レートと貿易収支に関する従来の理論と現実との乖離に注目し、近年の日本の貿易収支の変動要因を解明することで、近年円安が日本の貿易収支に与える影響について明らかにしていく。

1-2. 本稿の目的

清水・佐藤(2014)は、1985 年から 2013 年 9 月までの期間で J カーブ効果の検証を行い、1999 年以降 J カーブ効果は存在していないと結論付けている。しかし、アベノミクスによる円安は J カーブ効果を発揮しなかったと結論付けることはできないだろう。なぜなら、清水・佐藤(2014)の分析ではアベノミクスが施行されてから 10 ヶ月程度のデータしか使用されておらず、J カーブ効果が表れるのに時間がかかっており、まだその効果が現れていない可能性が考えられるからである。アベノミクスにより円安が進行し始めた 2012 年末から、貿易収支が改善し始めた 2014 年 2 月までの 1 年以上のラグは、円安の効果が現れるのに 1 年かかったのか、もしくはもはや円安に貿易収支を改善する力はなく、他の要因に貿易収支が大きく影響されただけなのか、簡単に判断することはできない。そこで、本稿では、直近の 2016 年までのデータを用いてアベノミクスの影響を含めた近年の円安が貿易収支に与える影響を検証していく。

本稿の目的として、まず 2010 年以降貿易収支の変動は輸入価格要因と輸出価格要因

の 2 つで大部分が説明され、輸出数量についてはほとんど変化がないことを示す。次に、日本企業の生産活動のグローバル化が進む中で貿易構造が変化した結果、円安は日本の貿易収支を改善する力がなくなっていることを示す。さらに、21 世紀に入ってから為替レートではなく原油価格や世界景気といった外生的要因が日本の輸出に与える影響が重要になっていることを示す。最後に、年々日本の輸出企業は為替レートの輸出価格へのパススルー率を低めており、為替レートの変動が輸出物価に反映されにくくなっていること、そしてそれが日本の輸出が増えない主因となっていることを示す。

本研究の意義は、近年の日本の貿易収支の変動要因を解明することで、根底にある日本企業の生産活動や戦略の変化、貿易構造の変化などを把握し、今後あるべき政策について道筋を明らかにしていくことである。

1-3. 本稿の構成

本稿では、貿易収支の要因分解、J カーブ効果の検証、外生的要因の検証、為替レートのパススルーの検証、の 4 つのアプローチから、円安が近年の日本の貿易収支に与える影響について分析する。

本稿の構成は以下のようになっている。2 章では、貿易収支の要因分解と、輸出入それぞれの品目別月次データの推移の分析を行い、貿易収支変動の主因を品目レベルで突き止めていく。3 章では、プラザ合意以降の 1985 年から 2016 年 7 月までの期間において、円の実質実効為替レートが日本の貿易収支に与えた影響について、ARDL バウンド検定アプローチを用いて J カーブ効果の実証分析を行う。円の為替レート、日本の景気、先進国の景気、それぞれの変数が 30 年間どのように貿易収支に影響を与えてきたかの推移を追っていく。4 章では、1985 年から 2016 年 8 月までの期間において、日本の輸出に影響を及ぼす外生的ショックについて、構造 VAR のインパルス応答と分散分解を用いてその重要性を検証する。この章では J カーブ効果の後半の局面である輸出数量への影響に焦点を当てるため、目的関数を輸出に絞り分析を行う。5 章では、1980 年から 2016 年 8 月までの期間において、円の名目実効為替レートが円建て輸出物価に与える影響について為替レートのパススルーを推定する。産業別の企業の価格戦略というミクロな視点から、為替レートと輸出の関係をさらに深堀していく。そして 6 章で結論をまとめ、政策提言を行う。

2. 近年の貿易収支の変動要因

本章では、近年の貿易収支の変動要因を探っていく。本章の目的は、近年貿易収支を大きく変動させた主因を品目レベルまで突き止めていくことである。そのためのアプローチとして、2010 年以降の貿易収支の要因分解を行い、さらに輸出・輸入それぞれの品目別月次データの推移を分析していく。

2-1. 貿易収支の推移

日本の貿易収支と円ドル為替レートの推移（図 1）をみると、2012 年末からアベノミクスの影響でそれまで 80 円台付近で推移していた円ドル為替レートは円安方向へ進み、2013 年初頭には 100 円台まで減価、2015 年初頭には 120 円台にまで到達した。しかし、円の減価により回復すると期待されていた貿易収支はアベノミクス以降 2014 年 1 月をピークに赤字を拡大し続け、貿易収支黒字に回復したのは 2015 年の初頭であった。

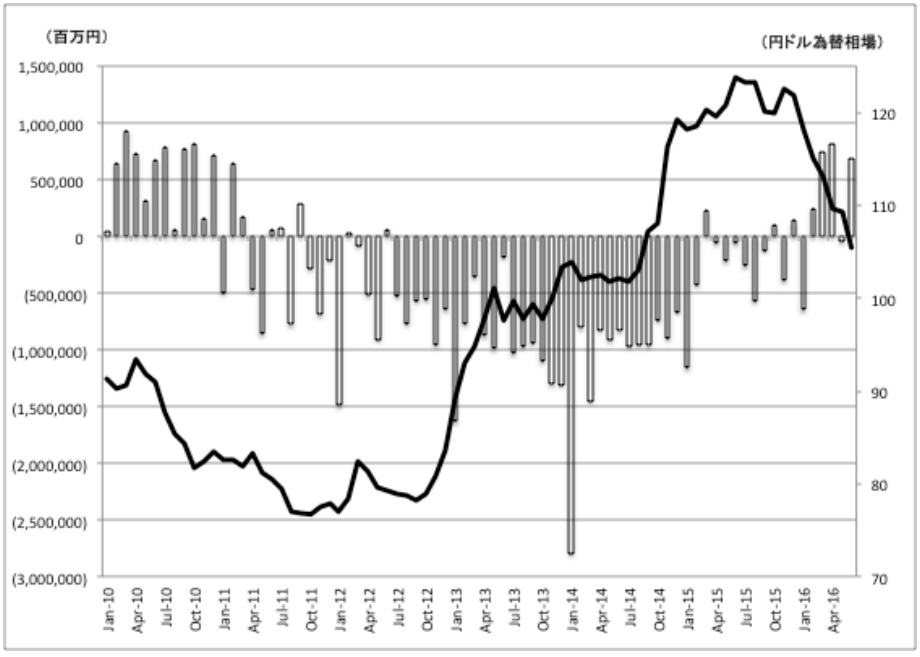


図 1　貿易収支と円ドル為替レートの推移（2010 年 1 月～2016 年 6 月）

出所）財務省貿易統計、日本銀行の時系列データより作成

2-2. 貿易収支の要因分解

まず、図 2 に貿易収支の要因分解を示した。この図は、貿易収支の変化のうち、輸入価格要因、輸入数量要因、輸出価格要因、輸出数量要因、それぞれの前年からの変化量を表している[1]。また、貿易収支の要因分解であるため、輸出要因の増加はプラス、輸入要因の増加はマイナス方向に現れるようになっている。図 2 より、2010 年から 2015 年にかけて最も寄与率が高いのは輸入価格要因であり、プラス効果とマイナス効果両方に大きく寄与しているとわかる。また、輸入価格要因の次に寄与が大きいのが輸出価格要因であり、アベノミクスによる円安で 2013 年以降大きなプラス効果となり、輸入価格要因によるマイナス効果を緩和してきたといえる。さらに、輸入数量要因に関しては、2012 年以前はマイナス、2015 年にはプラス要因として寄与しているがそれらの影響は大きくないといえる。最後に、輸出数量要因に関しては最も寄与が小さく、特に 2013 年以降はほとんど貿易収支の変動に寄与していないといえる。

次に、貿易収支の変動要因をより詳しくみるために、四半期の貿易収支の要因分解のグラフ（図 3）を作成した。

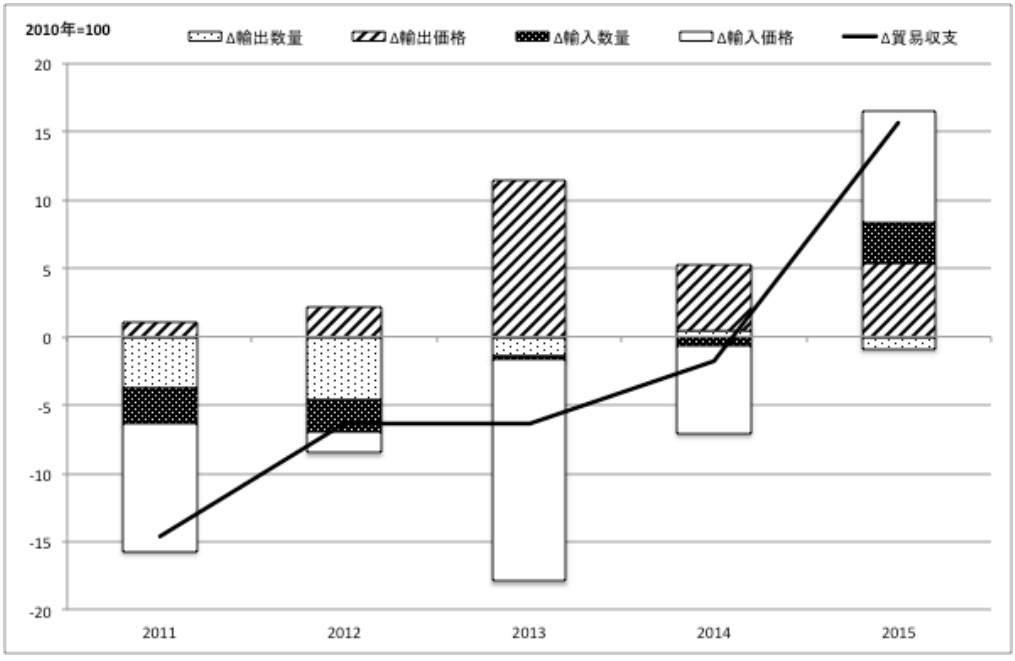


図 2　貿易収支の要因分解（年次）

出所）財務省貿易統計より作成。2010 年の値を 100 とした時の前年からの変化量を表す。

[1] 財務省貿易統計が算出した値を用いている。

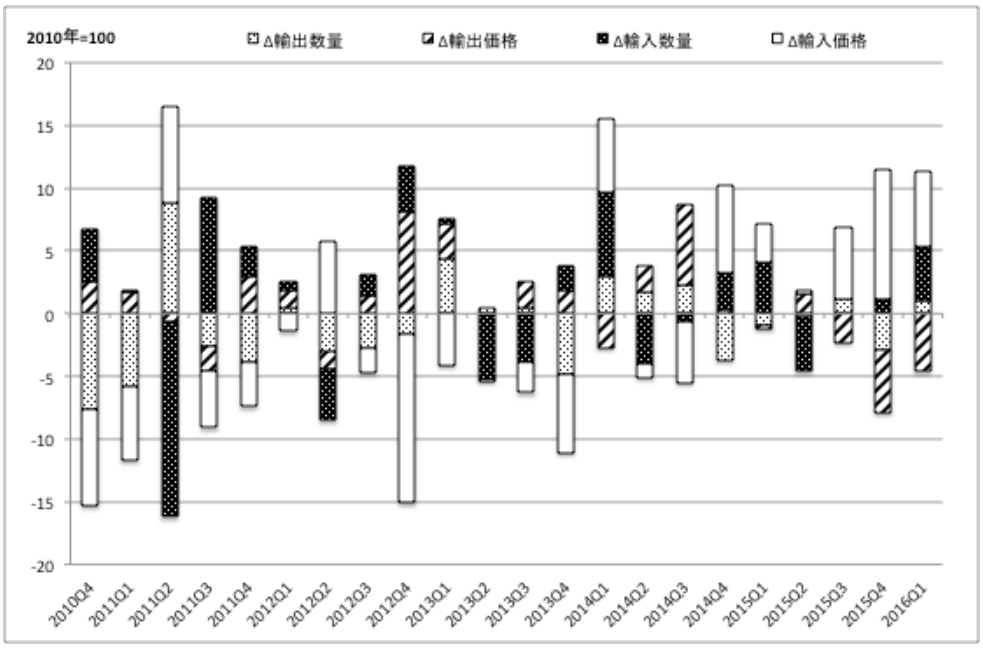


図 3　貿易収支の要因分解（四半期）

出所）財務省貿易統計より作成。2010 年の値を 100 とした時の前年からの変化量を表す。

図 3 より、2011 年第二四半期の輸入数量要因のマイナスが大きいことから、東日本大震災後の原子力発電所の稼働停止でエネルギーの輸入数量が拡大したことが示唆される。しかし、それ以降大きな輸入数量要因のマイナスは見られないため、その影響は一時的なものであったと考えられる。また、2012 年第四四半期では、輸入価格要因のマイナスが大きく、アベノミクスによる円安で輸入価格が拡大したことを示唆する。この影響は 2013 年第四四半期まで継続していると読み取れる。一方で、アベノミクス以降円安が進行したにもかかわらず輸出数量要因の大きな増加はみられない。そして、2014 年第一四半期から 2015 年第一四半期にかけて、輸入価格要因が継続して貿易収支の改善に大きく寄与したとわかる。

以上から、2010 年以降貿易収支の変動要因の大部分は輸入価格要因と輸出価格要因によるものであり、前者はマイナス、後者はプラス要因として大きく寄与しているとわかった。また、2014 年以降貿易収支改善の主因は輸入価格要因によるとわかった。

2-3. 輸入金額の変動要因

以上の要因分解から、輸入価格要因が貿易収支に対して最も影響力をもつことがわかった。そこで本節では、輸入金額を品目別に分解し、その推移を確認する。図 4 をみると、輸入金額は全体として 2014 年 1 月まで拡大し続け、それ以降減少を続けている

とわかる。中でも、2014 年 3 月をピークに鉱物性燃料の輸入金額が急増しているのが目立つ。2010 年 1 月からの増加率は 90%である。また、同時期に一般機械は 64%増、電気機器 67%増、輸送用機器が 125%増と、主要製造業の輸入金額も大きく増加した(図 5)。

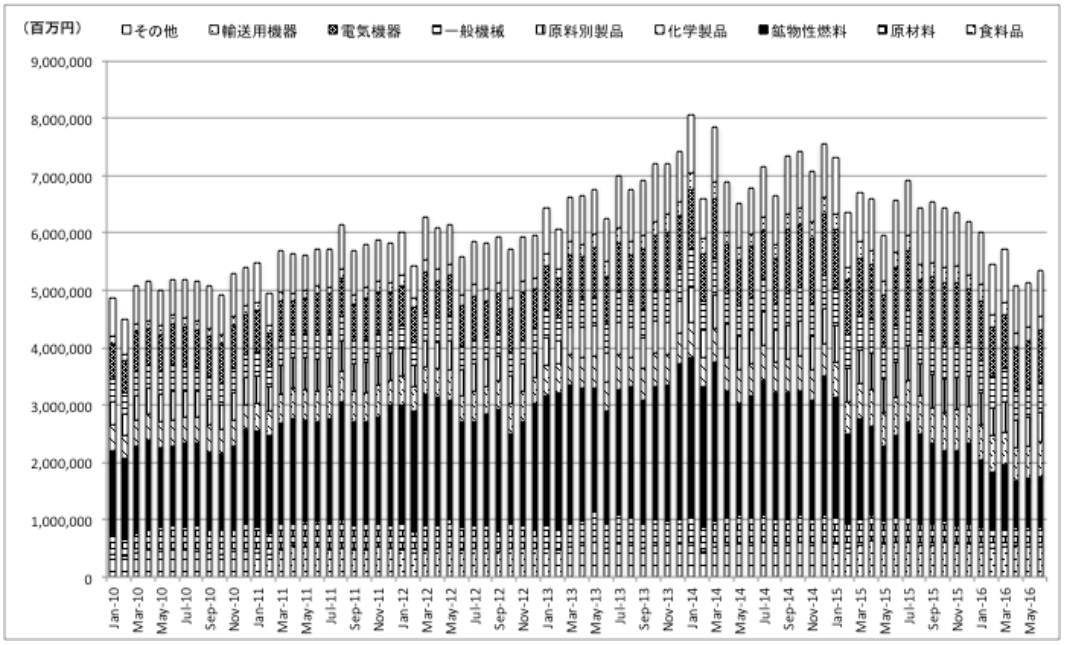


図 4　品目別輸入金額の推移（2010 年 1 月～2016 年 6 月）

出所）財務省貿易統計より作成。

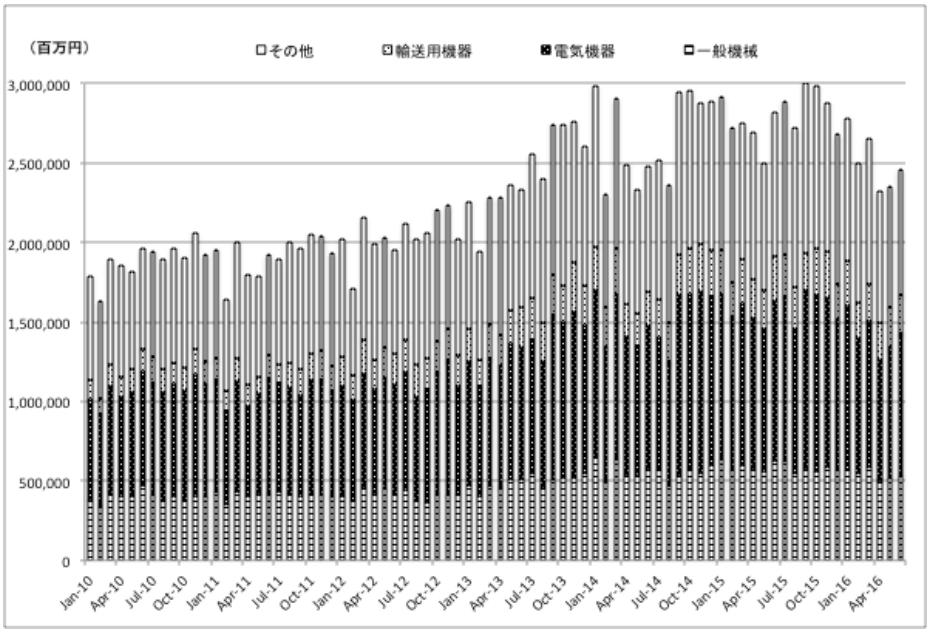


図 5　主要製造業の輸入金額推移（2010 年 1 月～2016 年 6 月）

出所）財務省貿易統計より作成。

ここで、輸入価格要因を品目別に要因分解すると、図 6 より、2013 年以降、鉱物性燃料（Mineral Fuels）を除くと、円安の進行でどの品目も輸入価格が拡大したとわかる。しかし、2015 年には、鉱物性燃料（Mineral Fuels）の輸入価格減少要因がかなり大きく、その他品目の円安によるマイナス分を打ち消した。これは為替レートの変動よりも資源価格の変動による影響の方が大きいことを示唆している。また、2013 年以降機械及び設備（Machinery and Equipment）のマイナスの寄与が拡大し続けていることがわかる。

以上の分析結果を受けて、次項では、鉱物性燃料について、その次の 2-3-2 項では、機械及び設備（Machinery and Equipment）について、さらなる分解を通して輸入金額の変動要因について探っていく。

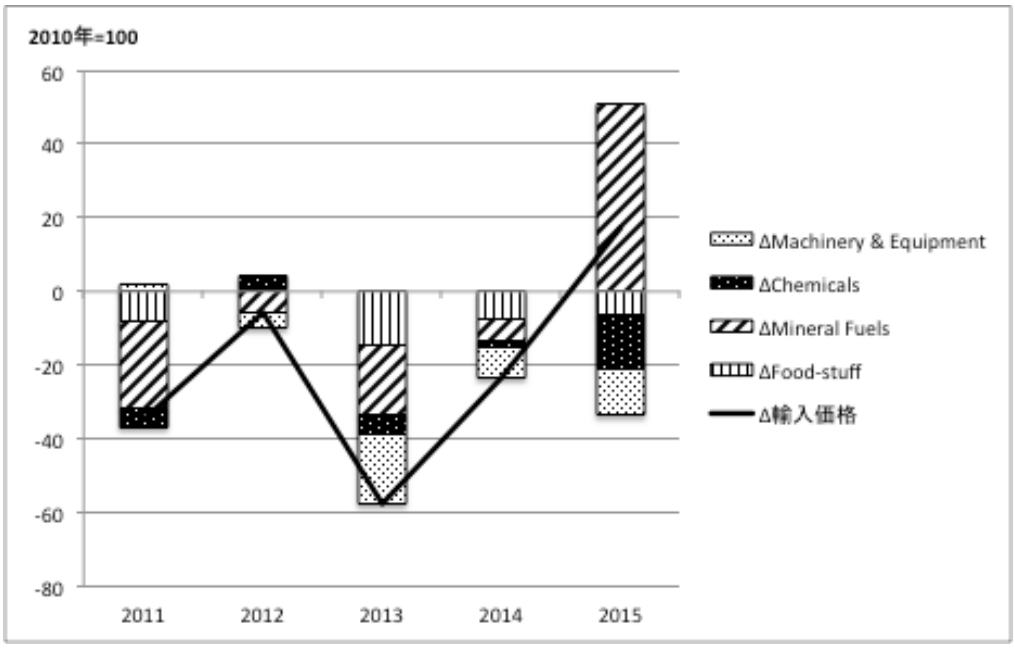


図 6　輸入価格の要因分解

出所）財務省貿易統計より作成。2010 年の値を 100 とした時の前年からの変化量を表す。

2-3-1. 鉱物性燃料の輸入金額の変動要因

前節では、2012 年以降円安により全品目の輸入金額が拡大する中で、2015 年に鉱物性燃料に関してはそのマイナス分を打ち消すほどに輸入金額が減少したとわかった。そこで本項では、鉱物性燃料の輸入について、輸入金額の推移（図 7）、輸入数量の推移

（図 8)、品目別資源価格の推移（図 9）に分解してさらに分析を進めていく。まず、図 7 より、液化天然ガス（L.N.G.)、石油製品（Petroleum products)、原油（crude oil）の輸入金額が 2014 年初頭をピークに拡大していることがわかる。それぞれ 2010 年 1 月から 2014 年 1 月までの増加率は 152%、130%、69%であった。また、それ以降鉱物性燃料の輸入金額は大きく減少し、2016 年 8 月にはピーク時の 37%にまで縮小した。

さらに、鉱物性燃料の輸入金額の推移を、輸入数量の推移（図 8）と輸入価格の推移（図 9）に分けた。まず、輸入数量の推移（図 8）をみると、2011 年上旬を境にそれまで石炭、原油と同程度の水準で推移してきた L.N.G.の輸入数量が拡大しているとわかる。2-2.節で述べた、東日本大震災以降、原子力発電所の稼働停止に伴いエネルギーの輸入数量が増えた主因、は L.N.G.であるといえるだろう。次に、輸入価格の推移（図 9）をみると、原油と L.N.G.の輸入価格が 2014 年下旬まで高騰していることがわかる。2014 年下旬には L.N.G は 2010 年の 2 倍弱、原油価格は 1.5 倍以上に達し、その後は大幅に下落し、2016 年 8 月には 2010 年の 6～7 割程度まで落ち込んだ。

以上より、我が国の貿易収支の変動要因の大部分を占める輸入価格要因は、為替レートだけでなく、不安定な鉱物性燃料の価格にも大きく左右されることがわかった。

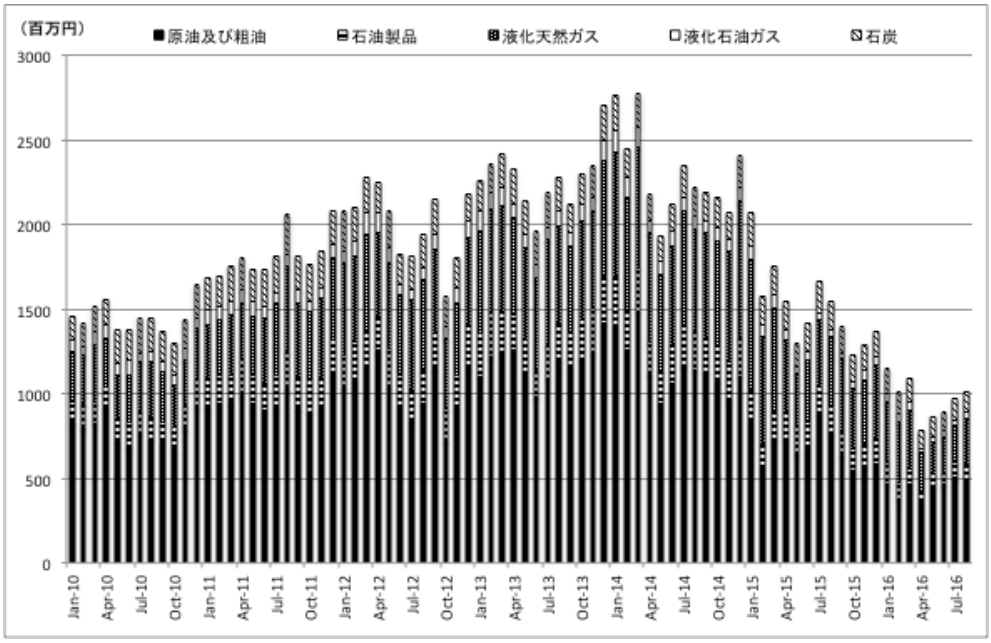


図 7　鉱物性燃料の品目別輸入金額の推移（2010 年 1 月～2016 年 8 月）

出所）財務省貿易統計より作成。

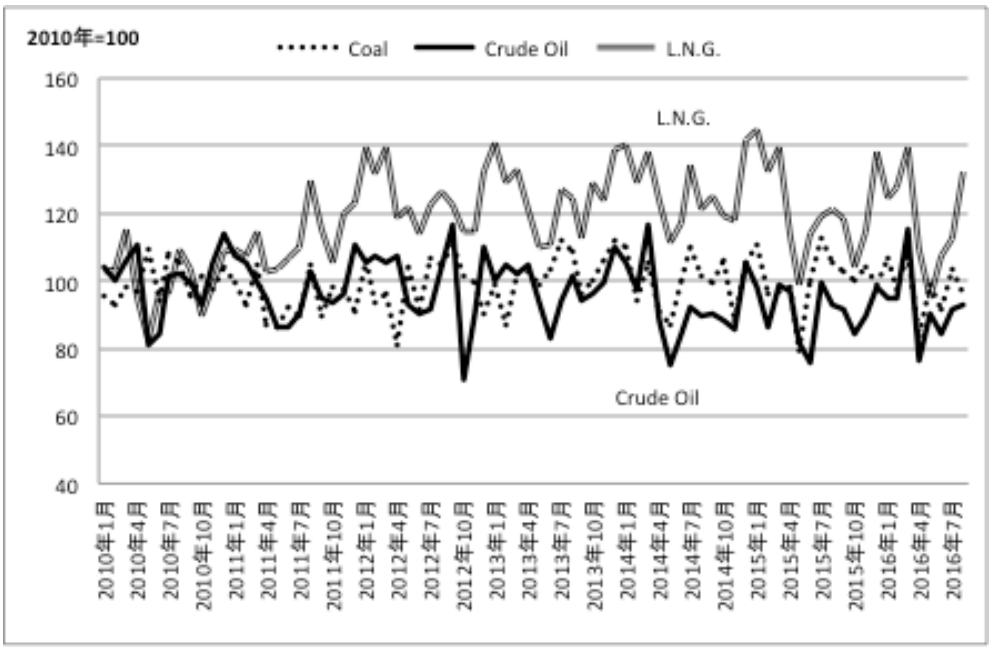


図 8　石炭、原油、L.N.G の輸入数量の推移（2010 年 1 月～2016 年 8 月）

出所）財務省貿易統計より作成。2010 年の値を 100 としている。

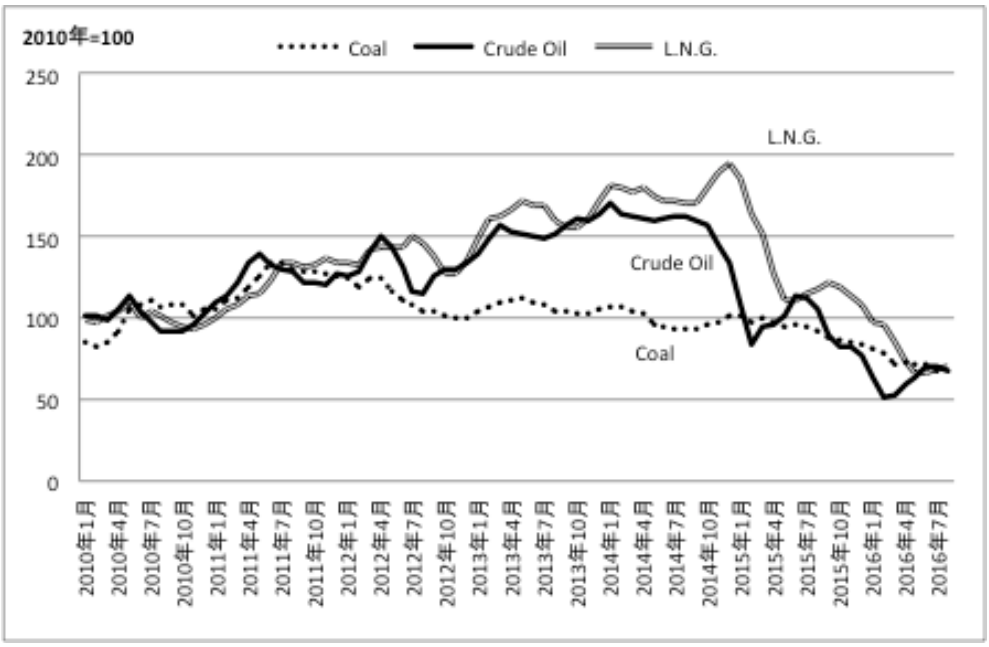


図 9　石炭価格、原油価格、L.N.G 価格の推移（2010 年 1 月～2016 年 8 月）

出所）財務省貿易統計より作成。2010 年の値を 100 としている。

2-3-2. 主要製造業の輸入金額の変動要因

本節の最初で、2013 年以降、機械及び設備（Machinery and Equipment）の輸入価格要因のマイナス寄与が拡大し続けているとわかった。そこで、本項では製造業の部品に関する輸入の推移を分析していくことで、その原因を探っていく。

昨今のグローバルバリューチェーンの拡大に伴って、生産工程がグローバル化してきている。清水・佐藤(2014)によると、近年日本企業の海外生産比率の上昇に伴い製造業の部品の輸入が増え続けている。実際に、図 10 より、海外生産を行う日本企業も、日本の製造業の現地生産比率も 1990 年以降上昇し続けていることがわかった。そこで、製造業の部品の輸入数量の推移（図 11）に注目すると、電算機類の部分品はほとんど変化がないが、自動車の部分品と IC 製品の輸入数量は 2010 年 1 月から現在にかけて上昇トレンドがあり、それぞれ 73%、37%増加したことがわかった。これを踏まえて、部品の輸入金額の推移（図 12）をみると、製造業の部品の輸入金額は 2010 年末に一度減少した後、2013 年初旬から大幅に拡大したことが読み取れる。特に 2013 年初旬以降の大幅な輸入金額拡大は、輸入数量の増加に加えて、円安が進行したことによる輸入価格拡大効果が加わった結果であると考えられる。図 13 の部品輸入価格の要因分解からも、2013 年以降部品の輸入金額の拡大が顕著であるといえる。

以上より、本節の最初で述べた「2013 年以降製造業の輸入価格要因のマイナス寄与が拡大し続けていること」の主因は日本企業の生産活動のグローバル化が進んだことにより、中間財の輸入が増え、円安による輸入金額拡大効果を大きく受けたことであると考えられる。

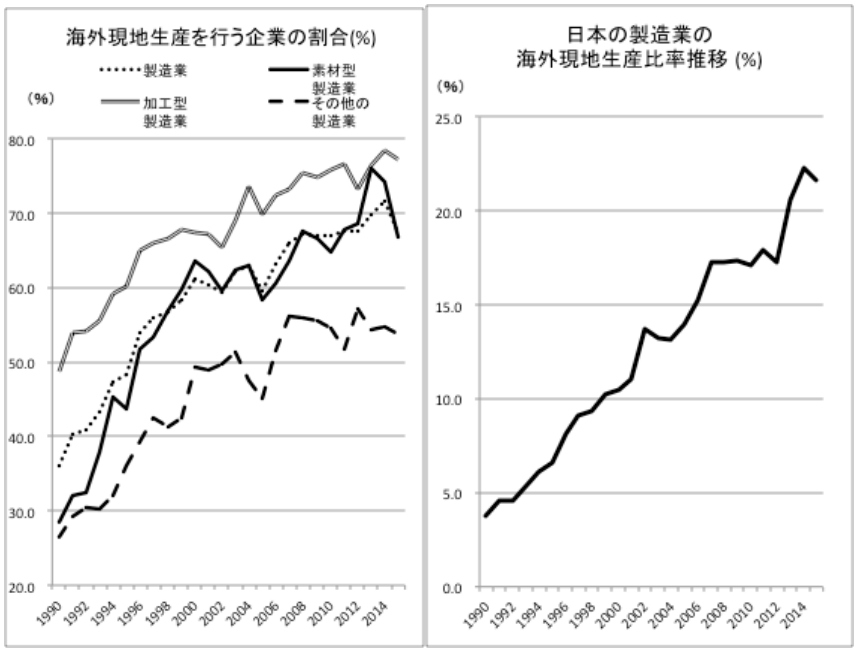


図 10　日本の製造業の海外生産状況

出所）内閣府「平成 27 年度企業行動に関するアンケート調査結果」より作成。

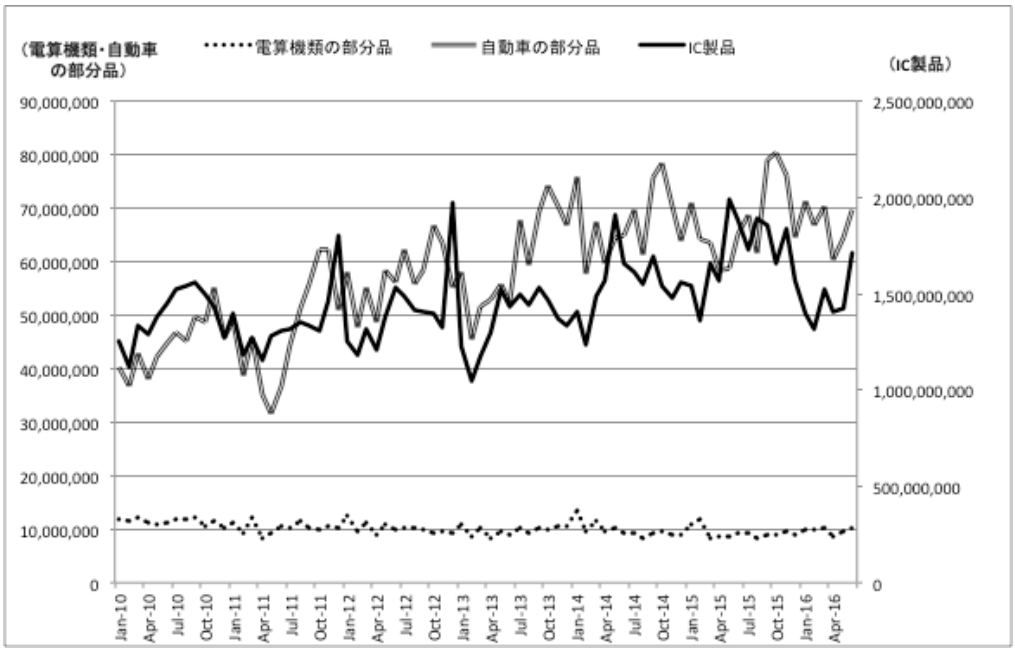


図 11　部品の輸入数量の推移（2010 年 1 月～2016 年 6 月）

出所）財務省貿易統計より作成。

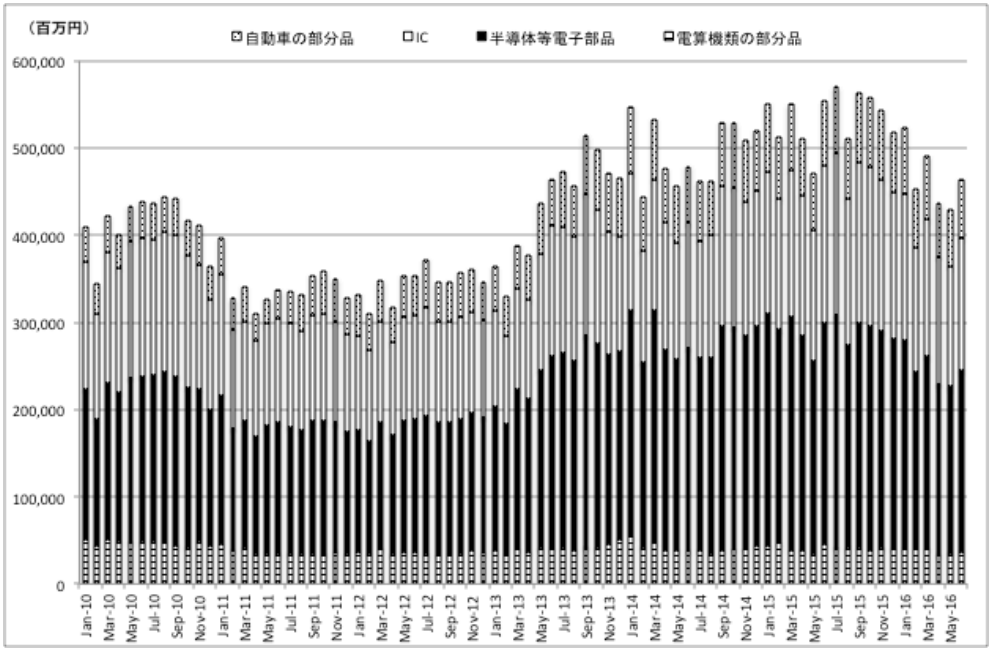


図 12　部品の輸入金額の推移（2010 年 1 月～2016 年 6 月）

出所）財務省貿易統計より作成。

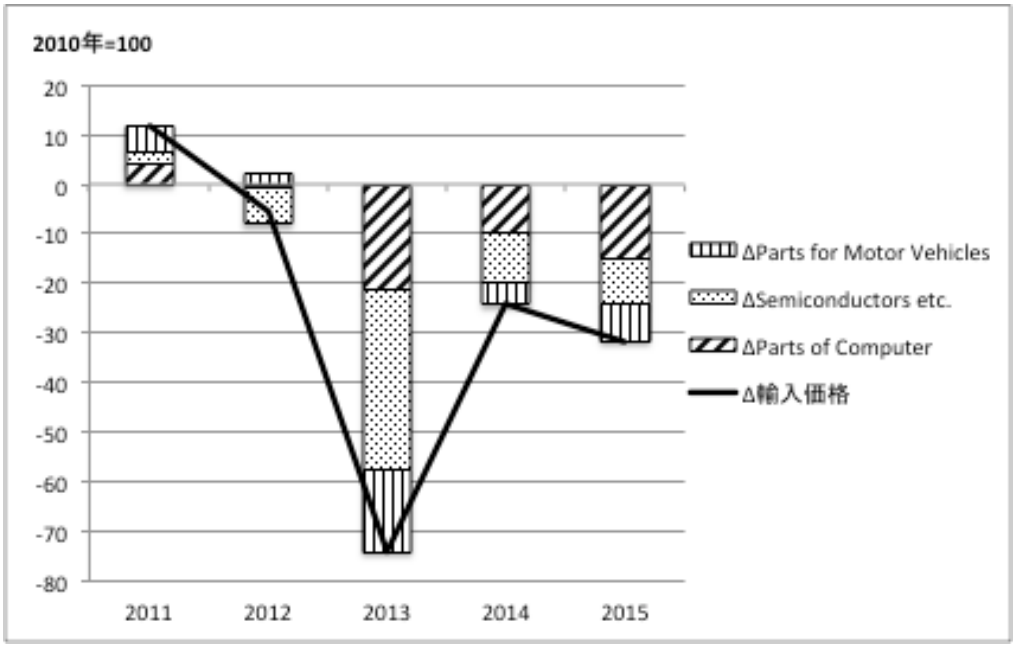


図 13　部品の輸入価格の要因分解

出所）財務省貿易統計より作成。2010 年の値を 100 とした時の前年からの変化量を表す。

2-4. 輸出金額の変動要因

次に、本項では輸出金額の推移についてみていく。2-2.節の要因分解から、輸出価格要因は近年の貿易収支のプラスに寄与し続けてきた一方で、輸出数量は増加していないとわかった。まず、品目別輸出金額の推移（図 14）をみると、2012 年に輸出金額は減少した後、2013 年の 3 月を境に輸出金額全体の水準が回復し、その後若干の増加がみられる。ここで、品目別の動きに特に大きな違いはみられないため、輸出金額を輸出先地域別に分けて分析を進めていく。

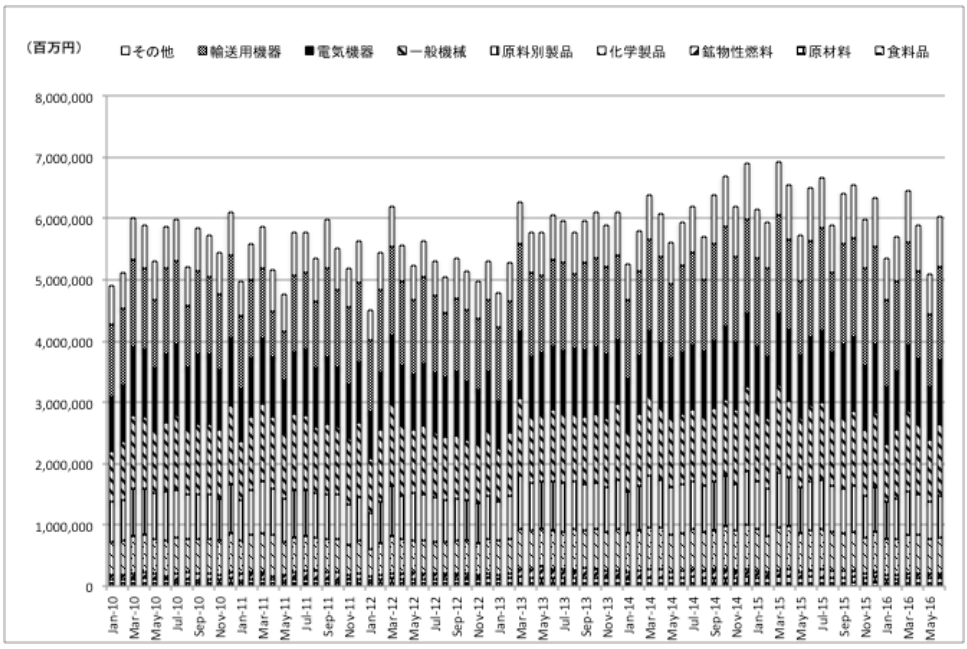


図 14　品目別輸出金額の推移（2010 年 1 月～2016 年 6 月）

出所）財務省貿易統計より作成。

まず、地域別輸出金額の推移（図 15）をみると、地域別に輸出金額の推移の違いはあまりみられない。ここで、地域別輸出金額の変化量（図 16）をみると、2015 年の中国を除くと、2013 年以降の輸出金額はどの地域でも増加し続けており、特に米国向け輸出金額の寄与が大きいとわかった。さらに、地域別輸出金額の増加要因を価格要因（図 17）と数量要因（図 18）に分解すると、2013 年以降の輸出金額拡大の原因の大部分は輸出価格要因の増加によるもので、輸出数量はむしろ減っている場合が多く、特に中国の減少幅が大きいとわかった。

以上を考察すると、2013 年以降輸出金額が回復した原因は、輸出数量の変化によるものではなく、輸出価格が拡大したためであるとわかった。また、品目別、地域別の輸

出金額の推移に大きな違いがみられなかったことから、円安により外貨建ての輸出価格が拡大したことが輸出金額を緩やかに回復させた主因であると考察する。

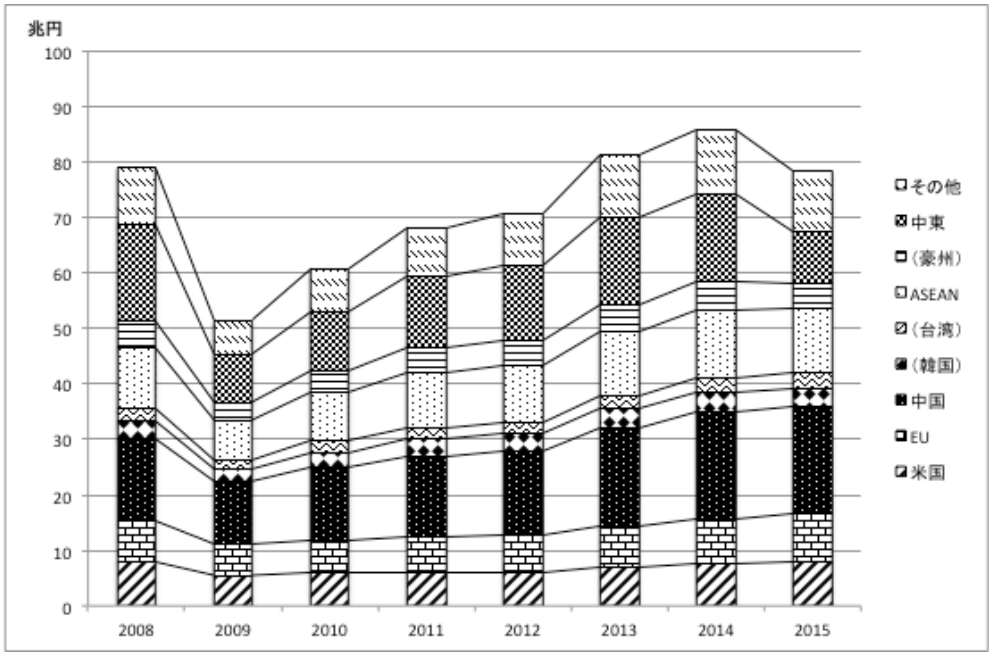


図 15　地域別輸出金額の推移（2008 年～2015 年）

出所）財務省貿易統計より作成。

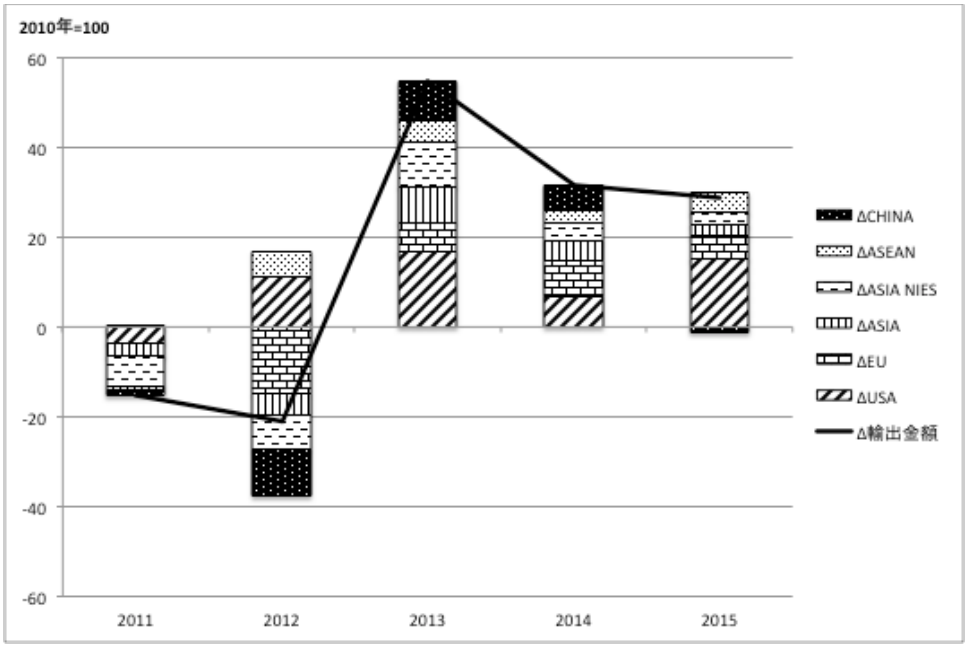


図 16　地域別輸出金額の変化量

出所）財務省貿易統計より作成。2010 年の値を 100 とした時の前年からの変化量を表す。

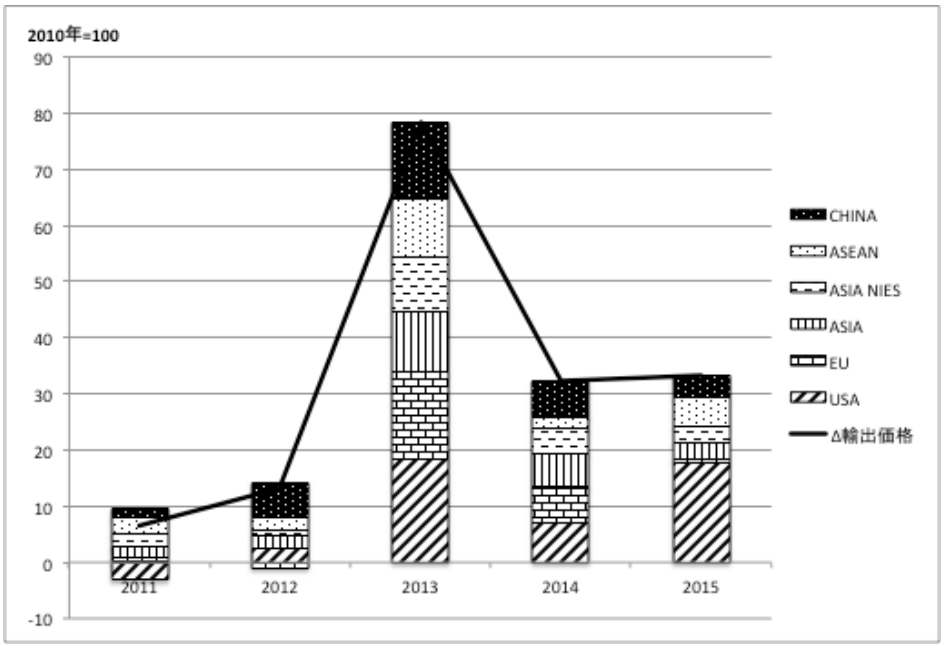


図 17　地域別輸出金額の価格要因

出所）財務省貿易統計より作成。2010 年の値を 100 とした時の前年からの変化量を表す。

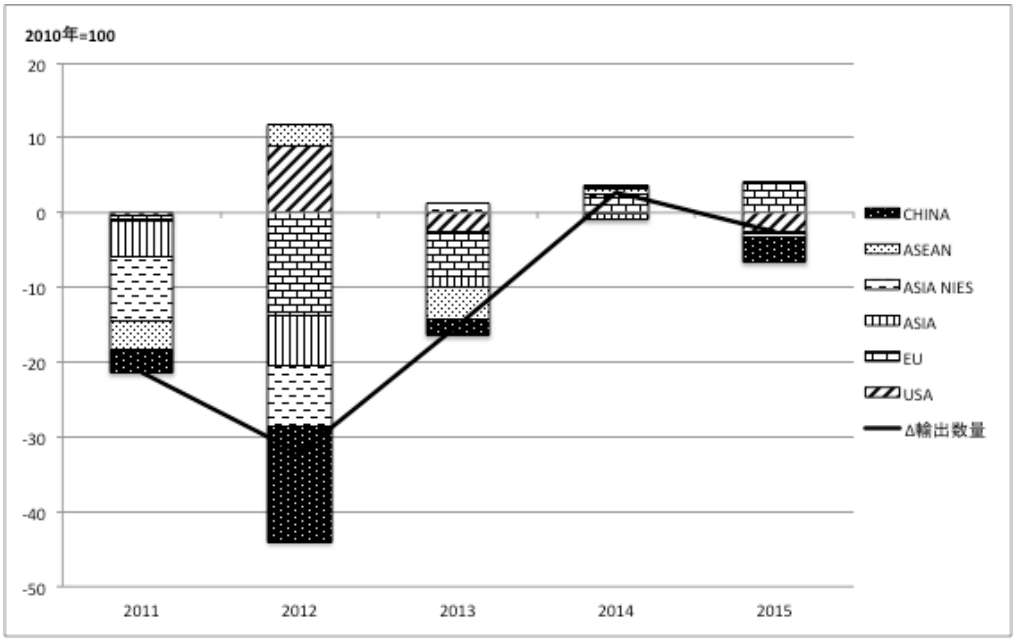


図 18　地域別輸出金額の数量要因

出所）財務省貿易統計より作成。2010 年の値を 100 とした時の前年からの変化量を表す。

2-5. 分析結果

貿易収支を輸出価格要因・輸出数量要因・輸入価格要因・輸入数量要因の 4 つに分解した結果、輸入価格要因がプラス要因としてもマイナス要因としても最も大きく寄与したとわかった。その中でも鉱物性燃料の寄与が最も大きく、その次に主要製造業の寄与が大きいとわかった。品目レベルだと、L.N.G.、原油、自動車の部分品、IC 製品の寄与が大きい。L.N.G.と原油の寄与が大きかった原因は、それぞれの価格が 2014 年末まで 2010 年の水準から 1.5 倍～2 倍近くまで高騰し、それ以降元の 7 割程度まで急落したことに加えて、アベノミクスによる円安がその輸入金額を拡大させたからである。また、自動車の部分品と IC 製品の寄与が大きかった理由は、1990 年以降継続して日本企業の海外現地生産が加速し続けている影響で、アジアなどから中間財の輸入数量が増えた結果、円安による輸入価格拡大効果を大きく受けたからである。

次に、輸入価格要因に続いて寄与が大きかったのは、輸出価格要因で、2010 年以降継続して貿易収支のプラス要因となっており、特に 2013 年以降の寄与が大きかった。その主因は、円安により外貨建て契約の円ベースの輸出価格が上昇したことであると考察した。

さらに、輸入数量に関しては、東日本大震災後の原子力発電所の稼働停止で L.N.G の輸入数量が拡大し、短期的なマイナス要因となったが、その影響は限定的で短期的なものであったとわかった。

最後に、輸出数量は貿易収支にほとんど寄与していないとわかった。アベノミクスによる円安で輸出金額が緩やかに増加したのは、輸出価格要因が主因である。一方で地域別輸出の推移をみると、むしろ輸出数量は減少している場合が多く、特に中国の減少幅が大きかったことから、中国経済の失速が輸出低迷の一つの要因だろう。また、円安になり日本の輸出企業が海外現地価格を下げる余地ができたのにもかかわらず価格を低下させていない場合、円安になっても輸出価格が低下せず輸出数量の伸びを妨げる要因となるが、それが起こっているかどうかは 5 章で詳しく分析する[2]。

[2] 5 章では、日本の輸出企業は年々為替レートのパススルー率を低めているとわかり、円安になっても輸出物価が下がらず、輸出数量が増えない主因になっていると考察した。

2-6. まとめ

本章では、2010 年以降の貿易収支の要因分解と、輸出・輸入それぞれの品目別月次データの推移を分析した。

得られた結果として、まずアベノミクスによる円安は、輸入価格と輸出価格両方の拡大をもたらしたが、輸出数量は増えていないとわかった。そして、資源価格の高騰など外生的要因や、企業の海外生産による部品輸入の増加など企業の貿易構造の変化が、輸入価格要因の悪化に拍車をかけたとわかった。その結果、輸出価格要因のプラス分は大きく打ち消され、2014 年 1 月まで貿易収支は赤字を拡大したと考察した。それ以降貿易収支が回復したのは、原油と L.N.G.の価格が暴落したことが主因だろう。2014 年以降も鉱物性燃料を除くすべての品目は円安の影響で輸入金額拡大を続けたため、もし原油と L.N.G.価格が下落していなければ、現在も貿易収支は赤字のままだった可能性が高い。

為替レートが大きく貿易収支に影響していることは否定できないが、円安の効果だけでは、従来見込まれていた貿易収支の大幅な改善を図ることは難しいということが言えるだろう。また逆に、円高の効果だけで貿易収支が悪化するという考えは、いささか性急であり、他の外部的な要因を踏まえて分析する必要があるのではないか。そこで、続く 3 章では円の為替レートに加えて、日本の景気、先進国の景気といった外生的要因が貿易収支に与える影響を、4 章では原油価格、世界景気が輸出に与える影響を定量的に検証するモデルで分析を進めていく。

そして、もうひとつ検証すべき重要なことは、近年円安になっても輸出が増えない原因である。5 章では、為替レートのパススルー率を検証することで、それを探っていく。

3. J カーブ効果の実証分析

本章では、プラザ合意以降の 1985 年から 2016 年 7 月までの期間において、円の実質実効為替レートが日本の貿易収支に与えた影響について、ARDL バウンド検定アプローチを用いて J カーブ効果の実証分析を行った。本章の目的は、円の為替レート、日本の景気、先進国の景気のそれぞれが貿易収支に与える影響が 30 年間どのように推移してきたか比較することで、近年の貿易収支変動の主因を探ることである。

3-1. 先行研究

まず、本節では、為替レートと貿易収支に関する先行研究を紹介し、本節で使用するJカーブ効果の実証モデルを選択した理由を説明する。

Bahmani-Oskooee and Ratha(2004)によると、為替相場と貿易収支の関係に関する実証分析の多くは、マーシャル＝ラーナー条件（Marshall–Lerner condition, 以下ML条件）とJカーブ効果の二つを中心に行われてきた。ML条件は、輸出と輸入の需要弾力性の合計が1を超える時に限り、為替の減価が貿易収支を改善するというものである。ML条件は貿易収支改善のための必要十分条件を与えるものであると考えられてきたが、Bahmani-Oskooee(1985)は、それらの条件が満たされているにもかかわらず貿易収支が悪化し続ける場合があることを示した。

それ以降、為替相場と貿易収支に関する研究の焦点は、Jカーブ効果へと移っていった。Jカーブ効果は、為替の減価が時間的なラグを伴って貿易収支を改善する、という考え方である。この時間的なラグは、為替レートは即時に調整される一方で、消費者と生産者が相対価格の変化に適応するまでに時間がかかるために生じる。Jカーブ効果の研究は、Junz and Rhomberg (1973)やMagee (1973)、Meade (1988)を中心に進められ、Haynes and Stone (1982)はエラーコレクションモデル(Error Correction Model, 以下ECM)を用いて、コスタリカ、アイルランド、オランダ、トルコにおいてJカーブ効果を確認した。また、Backus (1998)は Vector Auto-Regression technique(以下VAR)とインパルス応答関数（Impulse-response functions）を用いて、1955年第二四半期から1993年第二四半期にかけて日本におけるJカーブ効果の存在を示した。また、Lal and Lowinger (2002) はJohansen型の共和分検定とインパルス応答関数を用いた分析で東アジア7カ国のJカーブ効果を確認した。

その後、Pesaran et al. (2001)は、共和分関係を用いた新しいモデルとして自己回帰型分布ラグ（Auto-Regressive Distributed Lag, 以下ARDL）モデルを確立し、

Bahmani-Oskooee and Goswami (2003) はこれを用いて日本と主要貿易国の間の関係を分析し、日独と日伊の間にJカーブ効果が存在したことを示した。

このように、Jカーブ効果に関する実証分析は、Magee (1973)による先駆的な研究から始まり、様々なモデルや手法が用いられ発展してきた。しかし、代表的なモデルは未だ確立されていない。

本章では、Jカーブ効果の実証分析の中でも複数の論文でその手法が用いられているPesaran et al. (2001)の確立したARDLバウンド検定アプローチを用いて、近年の日本の円安が貿易収支に与える影響を分析していく。

3-2. ARDL バウンド検定アプローチによる実証分析

本節では、Pesaran et al. (2001)の ARDL バウンド検定アプローチを用いて Regular (Unrestricted) ECM モデルを導出し、J カーブ効果の有無を確認する。

3-2-1. サンプル期間の分割

本節では、為替レートの変動に対する企業の行動が変化したと考えられる局面で、サンプル期間を以下のように 3 つに分割した。

・第 1 期：1985 年 1 月～1998 年 12 月
・第 2 期：1999 年 1 月～2008 年 8 月
・第 3 期：2008 年 9 月～2016 年 7 月

清水・佐藤(2014)は、（1）1998 年末で日本企業の海外生産比率が 10%を超えたこと、（2）1998 年 4 月の外貨法改正で外貨取引への規制が解除されたこと、の 2 つの理由から 1998 年末までと 1999 年以降では為替相場の変化に対する日本企業の行動が異なっていると述べている。また、清水・佐藤(2014)によると、リーマンショック後の円高を受けて、日本企業は海外の生産拠点との国際分業を一層強化したため、円安になって最終財の輸出が増えても同時に中間財の輸入が増える、という構造変化が起きた。以上の理由から、1998 年末と 2008 年 9 月を境にサンプル期間を 3 つに分割した。

3-2-2. データとモデル

まず、Bahmani-Oskooee(2003)など上述の先行研究に倣い貿易収支と為替相場の関係を表す長期的な関係式を考える。

$$lnTB_{Japan,t} = a + b \cdot lnY_{Japan,t} + c \cdot lnY_{foreign,t} + d \cdot lnREER_{Japan,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、TB は貿易収支であり、佐藤・清水(2004)に倣い、日本銀行が公開している日本の実質輸出と実質輸入の月次データを用いて、以下のように計算した。

$$TB_{Japan,t} = \text{実質輸出 t/実質輸入 t}$$

Y は、OECD が公開している鉱工業生産指数の月次データを採用した。外国のデータについては、OECD 諸国をまとめた鉱工業生産指数を用いた。REER は、BIS で算出されている日本の実質実効為替相場（REER, narrow indices）を用いた。（1）式で予想されるそれぞれの係数の符号は、b<0、c>0、円安の進行が貿易収支を改善するならば d<0 である。

（1）式は、各変数と貿易収支の長期的な関係を表す。J カーブ効果を確認するためには、長期的な関係だけでなく、短期的なラグを伴った分析が必要である。そこで、Pesaran et al. (2001)の ARDL バウンド検定アプローチを用いて、各説明変数が貿易収支に長期的・短期的に与える効果の両方を明らかにする。ARDL モデルを推計する前に、各変数の単位根検定と共和分検定を行う。

3-2-3. 単位根検定

各変数の定常性を確認することに加えて、Pesaran et al. (2001)の ARDL バウンド検定アプローチでは、各変数が $I(0)$もしくは $I(1)$である必要があるため、単位根検定を行う必要がある。

表 1 は Augmented Dickey-Fuller 検定（以下、ADF 検定）[3]による単位根検定の推定結果である。まず、レベルの推定結果をみると、定数項を含みトレンド項目は含まな

[3] ADF 検定におけるラグの数は AIC（Akaike Information Criterion）と BIC（Schwarz Bayesian Information Criterion）の基準に基づき選択されている。

いモデルでは、貿易収支と OECD の鉱工業生産指数が「単位根を持つ」という帰無仮説は棄却できず、単位根をもつ結果となった。一方で、日本の鉱工業指数と実質実効為替レートが「単位根をもつ」という帰無仮説は 5%の有意水準で棄却され、単位根をもたない結果となった。次に、定数項とトレンド項目を含むモデル、定数項もトレンド項目も含まないモデルの結果は、すべての変数が「単位根を持つ」という帰無仮説は棄却できず、単位根をもつことがわかった。一方で、1 回の階差の検定結果では、どのモデルでもどの変数も「単位根をもつ」という帰無仮説は 1%の有意水準で棄却され、単位根をもたない結果となった。

以上の検定結果から、定数項を含みトレンド項を含まないモデルでは、貿易収支と OECD の鉱工業生産指数は $I(1)$で、日本の鉱工業生産指数と実質実効為替レートは $I(0)$であることがわかり、その他のモデルではすべての変数が $I(1)$であることがわかった。また、参考までに、各変数のレベルと 1 回の階差の推移を図 19 に示した。

表 1　単位根検定の結果

	レベル			1階の階差		
定数項:	あり	あり	なし	あり	あり	なし
トレンド項:	なし	あり	なし	なし	あり	なし
貿易収支	−1.546	−2.203	−1.154	−19.068 ***	−20.602 ***	−20.641 ***
日本の鉱工業生産指数	−2.875 **	−2.401	0.728	−19.135 ***	−20.406 ***	−19.151 ***
OECDの鉱工業生産指数	−1.656	−2.486	1.935	−5.858 ***	−6.298 ***	−5.849 ***
実質実効為替レート	−3.293 **	−3.099	1.070	−13.690 ***	−14.438 ***	−14.329 ***

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

*有意水準はそれぞれ*** 1%, ** 5%. * 10%を示す。

（出典）Augmented Dickey-Fuller test statisticの推定結果より作成。

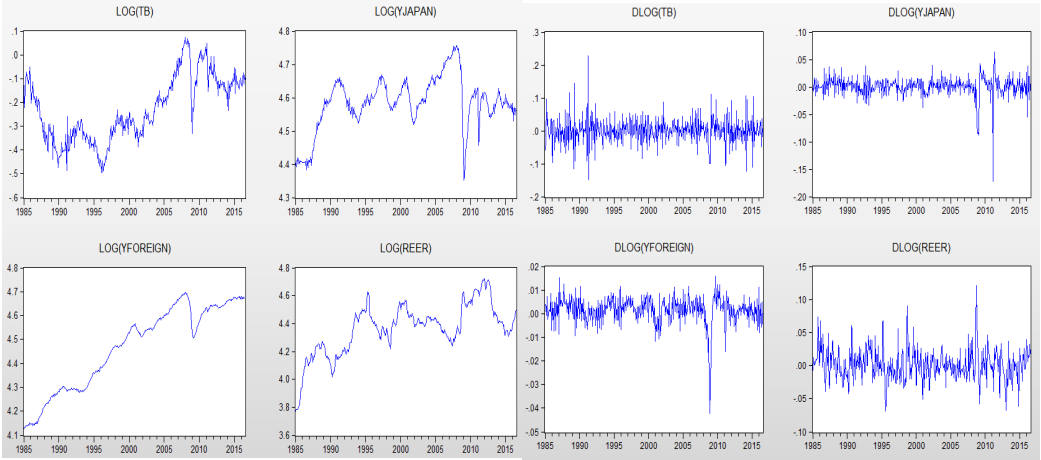


図 19　各変数のレベルと一階の階差の推移

出所）BIS *REER narrow indices*, OECD *Industrial Production*, 日本銀行「実質輸出」「実質輸入」より作成

3-2-4. 共和分検定

第１期から第３期までのそれぞれの期間でJohansen Cointegration Testを用いて共和分検定を行い、表 2 にその結果を示した。検定の結果、それぞれの期間において、少なくとも一つの共和分関係が存在することが確認され、4 つの変数間には長期の均衡関係があるという結果となった。

表 2　Johansen の共和分検定の結果

変数: 貿易収支・日本の鉱工業生産指数・OECDの鉱工業生産指数・実質実効為替レート

期間: 1985年1月 – 1998年12月

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
トレース検定量	1	2	1	1	1
最大固有値検定量	1	2	1	1	1

期間: 1999年1月 – 2008年8月

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
トレース検定量	2	3	2	1	1
最大固有値検定量	2	3	2	1	0

期間: 2008年9月 – 2016年7月

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
トレース検定量	1	1	1	1	1
最大固有値検定量	1	1	1	1	1

Selected (0.05 level) Number of Cointegrating Relations by Model

*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

（出典）Johansen Cointegration Testの推定結果より作成。

3-2-5. Conditional (Unrestricted) ECM の推計

以上の単位根検定と共和分検定の結果から、貿易収支、日本の鉱工業生産指数、OECDの鉱工業生産指数、実質実効為替レートの４つの変数は $I(0)$もしくは $I(1)$であり、共和分関係を持つとわかった。そこで、すべての変数で一回の対数階差をとり、Pesaran et al. (2001)の Conditional ECM に従い、（1）式を以下のように変形する。

$$\Delta lnTB_{Japan,t} = a + \sum_{k=1}^{n} b_k \cdot \Delta lnTB_{Japan,t-k} + \sum_{k=0}^{n} c_k \cdot \Delta lnY_{Japan,t-k} + \sum_{k=0}^{n} d_k \cdot \Delta lnY_{OECD,t-k} + \sum_{k=0}^{n} e_k \cdot \Delta lnREER_{Japan,t-k} + \delta_1 \cdot lnY_{Japan,t-1} + \delta_2 \cdot lnY_{OECD,t-1} + \delta_3 \cdot lnREER_{Japan,t-1} + \mu_t \quad (2)$$

（2）式の$\sum_{k=0}^{n} e_k$の中でプラスかつ有意な係数が推定され、δ_3がマイナスかつ有意な係数となれば、J カーブ効果が確認されたことになる。第 1 期から第 3 期までの Conditional ECM の推計結果はそれぞれ表 4、表 5、表 6 に示した[4]。なお、それぞれの期間における各変数のラグの数は AIC（Akaike Information Criterion）と BIC（Schwarz Bayesian Information Criterion）の基準に基づき選択した。

3-2-6. Bounds Test

次に、推定した各期間の Conditional ECM に含まれる変数に関して、「レベルで長期的な均衡関係があるかどうか」を Pesaran et al. (2001)の Bounds test を用いて確認する。表 3 にその推定結果をまとめた。第 1 期から第 3 期までの Wald 検定の F 値はそれぞれ 7.244、7.438、4.569 となり、Pesaran et al. (2001)の Bounds F-test の critical value をそれぞれ 1%、1%、5%の有意水準でクリアした[5]。また、「被説明変数の 1 期前の項がゼロであるか」という Bound t-test に関しては、第 1 期から第 3 期までの t 値はそれぞれ−4.223、-5.002、-4.071 となり、Pesaran et al. (2001)の Bounds t-test の critical value をそれぞれ 5%、1%、5%の有意水準でクリアした。

以上の結果から、貿易収支、日本の鉱工業生産指数、OECD の鉱工業生産指数、実質実効為替レートの 4 つの変数には長期的な均衡関係があると確認できた。

[4] 情報量の多い表となるため本章の末尾に掲載している。
[5] critical value は、Pesaran et al. (2001)の p300 と p303 の検定統計量の表の CaseIII(unrestricted intercept and no trend)を用いて判定した。

表 3　Bound test の結果と Pesaran et al. (2001)の critical values

Bounds F-test					I(0)	I(1)
	第1期	第2期	第3期	1%critical value	4.29	5.61
Wald検定　F値	7.244 ***	7.438 ***	4.569 **	5%critical value	3.23	4.35
Probability	0.000	0.000	0.001	10%critical value	2.72	3.77

*Wald検定の結果は、Pesaran et al. (2001) のBound testのcritical valueにより判断している。

Bounds t-test					I(0)	I(1)
	第1期	第2期	第3期	1%critical value	−3.43	−4.37
t値	−4.223 **	−5.002 ***	−4.071 **	5%critical value	−2.86	−3.78
Probability	0.000	0.000	0.000	10%critical value	−2.57	−3.46

*Wald検定の結果は、Pesaran et al. (2001) のBound testのcritical valueにより判断している。
*有意水準はそれぞれ*** 1%, ** 5%. * 10%を示す。
（出典）Bounds testの推定結果より作成。

3-2-7. Regular (Restricted) ECM の推計

以上の Bounds test の結果から、Pesaran et al. (2001)に従い Regular (Restricted) ECM を推計する。推計した長期均衡式を(3)、短期 Dynamics 式を(4)に示した。

・長期均衡式：

$$lnTB_{Japan,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot lnY_{Japan,t} + \alpha_2 \cdot lnY_{OECD,t} + \alpha_3 \cdot lnREER_{Japan,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

・短期 Dynamics 式：

$$\Delta lnTB_{Japan,t} = \beta_0 + \beta_1 \cdot EC_{t-1} + \sum_{k=1}^{n} \gamma_k \cdot \Delta lnTB_{Japan,t-k} + \sum_{k=0}^{n} \theta_k \cdot \Delta lnY_{Japan,t-k} + \sum_{k=0}^{n} \rho_k \cdot \Delta lnY_{OECD,t-k} + \sum_{k=0}^{n} \varphi_k \cdot \Delta lnREER_{Japan,t-k} + \mu_t \quad (4)$$

ここで、EC_{t-1}は長期均衡式(3)で得られた誤差修正項である。また、（3）式と（4）式の推定結果を表 7、表 8、表 9 にまとめた[6]。まず、長期均衡式の推定結果を以下にまとめる[7]。

[6] 情報量の多い表となるため本章の末尾に掲載している。
[7] 各係数の右上の*は有意水準を表し、それぞれ*** 1%, ** 5%. * 10%で有意であることを示す。

・第 1 期（1985 年 1 月 - 1998 年 12 月）

$$lnTB_{Japan,t} = 3.658^{***} - 1.076^{***}lnY_{Japan,t} + 0.428^{***}lnY_{OECD,t} - 0.217^{***}lnREER_{Japan,t} + \varepsilon_t$$

・第 2 期（1999 年 1 月 - 2008 年 8 月）

$$lnTB_{Japan,t} = -6.205^{***} + 0.407^{**}lnY_{Japan,t} + 1.203^{***}lnY_{OECD,t} - 0.315^{***}lnREER_{Japan,t} + \varepsilon_t$$

・第 3 期（2008 年 9 月 - 2016 年 7 月）

$$lnTB_{Japan,t} = -2.368^{***} + 0.946^{***}lnY_{Japan,t} - 0.531^{***}lnY_{OECD,t} + 0.090^{*}lnREER_{Japan,t} + \varepsilon_t$$

第1期(1985年1月 - 1998年12月)の係数は、日本の鉱工業生産指数に対して-1.076、OECD の鉱工業生産指数に対して 0.428、実質実効為替相場に対して-0.217、とどれも想定された符号が有意に推定された。つまり、長期的には円安になると貿易収支が改善することがわかった。第 2 期（1999 年 1 月 - 2008 年 8 月）の係数は、日本の鉱工業生産指数に対して 0.407、OECD の鉱工業生産指数に対して 1.203、実質実効為替相場に対して-0.315、と日本の鉱工業生産指数を除き想定された符号が有意に推定され、この期間も円安は長期的には貿易収支を改善するとわかった。第 3 期(2008 年 9 月 - 2016 年 7 月）の係数は、日本の鉱工業生産指数に対して 0.946、OECD の鉱工業生産指数に対して-0.531、実質実効為替相場に対して 0.090、とどれも想定された符号と逆の結果となった。この期間では、円安になっても貿易収支は改善しない結果となった。

次に、短期 Dynamics 式の推定結果（表 7、表 8、表 9）[8]について考える。第 1 期では、実質実効為替レートの当期のラグと 11 期前のラグの係数がプラスかつ有意な結果となり、J カーブ効果が確認できた。第 2 期に関しても、1 期前のラグと 2 期前のラグの係数がプラスかつ有意な結果となり、J カーブ効果が確認された。第 3 期に関しては、6 期前のラグの係数がプラスかつ有意な結果となったが、長期均衡式では円安は貿易収支を改善しないため、J カーブ効果はなかったといえる。つまり、リーマンショック以降、円安は貿易収支を悪化させる効果があったが改善させる効果はなかったとわかった。

[8] 本章の末尾に掲載している。

3-3. 考察

今回の実証分析では、第 1 期（1985 年 1 月 - 1998 年 12 月）と第 2 期（1999 年 1 月 - 2008 年 8 月）において、J カーブ効果が確認され、第 3 期（2008 年 9 月 - 2016 年 7 月）では J カーブ効果は見られなかった。清水・佐藤(2014)の分析[9]では、1999 年 1 月から 2013 年 9 月の期間では J カーブ効果が確認されなかったことと比較すると、J カーブ効果が働かなくなっているのはリーマンショック以降の影響が大きいと考えられる。

第 3 期で J カーブ効果が確認できなかった原因として、まず、2 章で取り上げたように、リーマンショック後の円高の影響で、日本企業の海外現地生産を加速させた結果、円安になって輸出数量が増えてもそれに伴って部品の輸入が増える逆輸入効果、現地で完成品を組み立て販売する輸出代替効果や、海外で組み立てた完成品を第 3 国に輸出する輸出転換効果が働いたからであると考えられる。つまり、円安になっても日本の貿易収支は改善されにくい構造へと変化している。また、2 章で述べたように、L.N.G.と原油価格の高騰とアベノミクスによる円安進行でそれらの輸入金額が拡大したことも、貿易収支が改善されなかった原因のひとつであると考えられる。

さらに、第 1 期では、長期の日本の鉱工業生産指数の係数が-1.076、短期の係数が-0.945 と大きな値となったことから、この期間の貿易収支は国内の需要動向に大きく影響を受けていたと考えられる。続いて、第 2 期では、長期の OECD の鉱工業生産指数の係数が 1.203 と、第 1 期の 0.428 よりも大きな値となっており、海外の需要動向から受ける影響が大きくなったといえる。最後に、第 3 期では、短期の 1 期前ラグの OECD の鉱工業生産指数の係数が 2.998 と非常に大きな値となっていることから、近年ではより一層海外の景気動向から受ける影響が大きくなっているとわかった。リーマンショック後から先進国の景気回復が遅れている影響で、貿易相手国の輸入が回復しないことも、第 3 期で円安が貿易収支を改善しない理由の一つであると考えられる。

[9]清水・佐藤(2014)は、サンプル期間を 1985 年 1 月～1998 年 12 月と 1999 年 1 月～2013 年 9 月の二つに分けて分析し、前期では J カーブ効果を確認し、後期では J カーブ効果はなかったと結論付けている。

3-4. まとめ

本章では、プラザ合意以降の 1985 年から 2016 年 7 月までの期間において、円の実質実効為替レートが日本の貿易収支に与えた影響について、ARDL バウンド検定アプローチを用いて J カーブ効果の実証分析を行った。本章の目的は、円の為替レート、日本の景気、先進国の景気のそれぞれが貿易収支に与える影響が 30 年間どのように推移してきたか比較することで、近年の貿易収支変動の主因を探ることであった。

分析の結果、1985 年からリーマンショックまでの期間では J カーブ効果が確認され、リーマンショック以降は J カーブ効果が確認できなかった。リーマンショック以降 J カーブ効果が存在しなかった原因として、日本企業の海外現地生産の加速に伴う貿易構造の変化で、逆輸入効果、輸出代替効果、輸出転換効果が働き、円安になっても輸出が増えにくい一方で輸入金額は拡大しやすい構造となっていると考察した。また、資源価格の乱高下が貿易収支に大きな影響を与えたことも、為替レートの貿易収支に対する影響力を弱めた原因であるという考察に至った。そして、近年では世界景気の動向が与える影響が非常に大きいとわかった。

本章の分析の弱点として、目的関数を貿易収支としたため、リーマンショック以降円安が貿易収支を改善していないとわかっても、それは輸出に対する影響がなくなっているのか、輸入に対して影響を失っているのかまではわからない。また、世界景気を図る指数として OECD の鉱工業生産指数を用いたため、途上国や新興国の景気から受ける影響を測ることができなかった。

本章での反省を踏まえ、4 章では、目的関数を輸出に絞り、為替レートが日本の輸出に与える影響を検証する。また、外生的要因の影響を詳しく探っていくために、海外景気指数は新興国や途上国を含めたものを使用し、さらに新たな外生変数として原油価格をモデルに組み込んで分析を進める。

表 4　第 1 期の Conditional ECM の推計結果

Conditional (Unrestricted) Equilibrium Correction Model

期間(adjusted):1986年1月 - 1998年12月

被説明変数:Δlog(実質輸出/実質輸入)

推計方法:最小二乗法

サンプル数:156 after adjustments

説明変数	係数		標準誤差	t値	p値
C	0.240		0.329	0.729	0.467
Δlog(実質輸出/実質輸入(-1))	-0.350	***	0.098	-3.572	0.001
Δlog(実質輸出/実質輸入(-2))	-0.269	***	0.080	-3.357	0.001
Δlog(日本の鉱工業生産指数)	-0.786	***	0.285	-2.757	0.007
Δlog(日本の鉱工業生産指数(-1))	0.044		0.274	0.161	0.873
Δlog(OECDの鉱工業生産指数)	2.032	**	0.787	2.582	0.011
Δlog(OECDの鉱工業生産指数(-1))	-0.509		0.758	-0.671	0.503
Δlog(実質実効為替レート)	0.315	***	0.120	2.616	0.010
Δlog(実質実効為替レート(-1))	0.102		0.136	0.751	0.454
Δlog(実質実効為替レート(-2))	0.229	*	0.132	1.740	0.084
Δlog(実質実効為替レート(-3))	0.157		0.138	1.138	0.257
Δlog(実質実効為替レート(-4))	0.112		0.138	0.814	0.417
Δlog(実質実効為替レート(-5))	0.214		0.135	1.582	0.116
Δlog(実質実効為替レート(-6))	0.252	*	0.138	1.820	0.071
Δlog(実質実効為替レート(-7))	0.280	**	0.136	2.062	0.041
Δlog(実質実効為替レート(-8))	0.173		0.133	1.306	0.194
Δlog(実質実効為替レート(-9))	0.045		0.135	0.332	0.740
Δlog(実質実効為替レート(-10))	0.004		0.135	0.033	0.974
Δlog(実質実効為替レート(-11))	0.444	***	0.129	3.433	0.001
log(実質輸出/実質輸入(-1))	-0.410	***	0.097	-4.223	0.000
log(日本の鉱工業生産指数(-1))	-0.249	**	0.109	-2.296	0.023
log(OECDの鉱工業生産指数(-1))	0.334	***	0.088	3.807	0.000
log(実質実効為替レート(-1))	-0.162	***	0.040	-4.052	0.000

R-squared	0.515	Mean dependent var	-0.001
Adjusted R-squared	0.435	S.D. dependent var	0.044
S.E. of regression	0.033	Akaike info criterion	-3.839
Sum squared resid	0.146	Schwarz criterion	-3.390
Log likelihood	322.458	Hannan-Quinn criter	-3.657
F-statistic	6.417	Durbin-Watson stat	2.101
Prob(F-statistic)	0		

Wald検定　F値	7.244	***
Probability	0.000	

*推計式はPesaran et al. (2001)のConditional ECMに従っており、Wald検定の結果は、Bound testのcritical valueにより判断している。

*ラグ数はAIC、BICから選択している。

*有意水準はそれぞれ*** 1%, ** 5%. * 10%を示す。

(出典)推定結果より作成。

表 5　第 2 期の Conditional ECM の推計結果

Conditional (Unrestricted) Equilibrium Correction Model

期間(adjusted):2000年1月 - 2008年8月

被説明変数:Δlog(実質輸出/実質輸入)

推計方法:最小二乗法

サンプル数:104 after adjustments

説明変数	係数		標準誤差	t値	p値
C	-3.782	***	1.309	-2.889	0.005
Δlog(実質輸出/実質輸入(-1))	-0.179	*	0.107	-1.666	0.099
Δlog(日本の鉱工業生産指数)	-0.391		0.268	-1.460	0.148
Δlog(OECDの鉱工業生産指数)	1.163	*	0.648	1.796	0.076
Δlog(実質実効為替レート)	0.101		0.147	0.688	0.493
Δlog(実質実効為替レート(-1))	0.554	***	0.152	3.649	0.001
Δlog(実質実効為替レート(-2))	0.626	***	0.158	3.957	0.000
Δlog(実質実効為替レート(-3))	0.309	*	0.171	1.806	0.075
Δlog(実質実効為替レート(-4))	0.484	***	0.153	3.169	0.002
Δlog(実質実効為替レート(-5))	0.500	***	0.147	3.395	0.001
Δlog(実質実効為替レート(-6))	0.394	***	0.149	2.638	0.010
Δlog(実質実効為替レート(-7))	0.299	**	0.146	2.039	0.045
Δlog(実質実効為替レート(-8))	0.226		0.142	1.594	0.115
Δlog(実質実効為替レート(-9))	0.174		0.140	1.248	0.215
Δlog(実質実効為替レート(-10))	0.317	**	0.138	2.301	0.024
Δlog(実質実効為替レート(-11))	0.278	*	0.144	1.936	0.056
log(実質輸出/実質輸入(-1))	-0.689	***	0.138	-5.002	0.000
log(日本の鉱工業生産指数(-1))	-0.528	**	0.246	-2.147	0.035
log(OECDの鉱工業生産指数(-1))	1.642	***	0.462	3.555	0.001
log(実質実効為替レート(-1))	-0.323	***	0.102	-3.166	0.002

R-squared	0.489	Mean dependent var	0.003
Adjusted R-squared	0.373	S.D. dependent var	0.030
S.E. of regression	0.024	Akaike info criterion	-4.488
Sum squared resid	0.047	Schwarz criterion	-3.980
Log likelihood	253.400	Hannan-Quinn criter	-4.282
F-statistic	4.226	Durbin-Watson stat	1.965
Prob(F-statistic)	0.000002		

Wald検定　F値	7.438	***
Probability	0.000	

*推計式はPesaran et al. (2001)のConditional ECMに従っており、Wald検定の結果は、Bound testのcritical valueにより判断している。

*ラグ数はAIC、BICから選択している。

*有意水準はそれぞれ*** 1%, ** 5%. * 10%を示す。

(出典)推定結果より作成。

表 6　第 3 期の Conditional ECM の推計結果

Conditional (Unrestricted) Equilibrium Correction Model

期間(adjusted):2009年9月 - 2016年7月

被説明変数:Δlog(実質輸出/実質輸入)

推計方法:最小二乗法

サンプル数:83 after adjustments

説明変数	係数		標準誤差	t値	p値
C	-0.693		0.640	-1.082	0.283
Δlog(実質輸出/実質輸入(-1))	-0.364	***	0.098	-3.722	0.000
Δlog(日本の鉱工業生産指数)	0.175		0.185	0.947	0.347
Δlog(OECDの鉱工業生産指数)	1.667	*	0.874	1.906	0.061
Δlog(OECDの鉱工業生産指数(-1))	2.829	***	0.656	4.315	0.000
Δlog(OECDの鉱工業生産指数(-2))	0.185		0.727	0.254	0.800
Δlog(OECDの鉱工業生産指数(-3))	-0.930		0.789	-1.178	0.243
Δlog(実質実効為替レート)	-0.074		0.184	-0.400	0.690
Δlog(実質実効為替レート(-1))	-0.086		0.169	-0.508	0.613
Δlog(実質実効為替レート(-2))	0.184		0.174	1.061	0.292
Δlog(実質実効為替レート(-3))	0.154		0.170	0.909	0.367
Δlog(実質実効為替レート(-4))	0.157		0.172	0.913	0.364
Δlog(実質実効為替レート(-5))	0.115		0.173	0.668	0.507
Δlog(実質実効為替レート(-6))	0.354	**	0.163	2.172	0.033
Δlog(実質実効為替レート(-7))	-0.115		0.161	-0.715	0.477
Δlog(実質実効為替レート(-8))	0.110		0.158	0.698	0.487
Δlog(実質実効為替レート(-9))	0.178		0.156	1.139	0.259
Δlog(実質実効為替レート(-10))	-0.095		0.158	-0.599	0.551
Δlog(実質実効為替レート(-11))	0.232		0.168	1.384	0.171
log(実質輸出/実質輸入(-1))	-0.408	***	0.100	-4.071	0.000
log(日本の鉱工業生産指数(-1))	0.393	**	0.154	2.546	0.013
log(OECDの鉱工業生産指数(-1))	-0.226	*	0.132	-1.710	0.092
log(実質実効為替レート(-1))	-0.022		0.038	-0.573	0.569

R-squared	0.606	Mean dependent var	-0.002
Adjusted R-squared	0.485	S.D. dependent var	0.047
S.E. of regression	0.034	Akaike info criterion	-3.714
Sum squared resid	0.084	Schwarz criterion	-3.096
Log likelihood	199.432	Hannan-Quinn criter	-3.465
F-statistic	5.032	Durbin-Watson stat	2.185
Prob(F-statistic)	0		

Wald検定　F値	4.569	**
Probability	0.001	

*推計式はPesaran et al. (2001)のConditional ECMに従っており、Wald検定の結果は、Bound testのcritical valueにより判断している。

*ラグ数はAIC、BICから選択している。

*有意水準はそれぞれ*** 1%, ** 5%. * 10%を示す。

(出典)推定結果より作成。

表 7　第 1 期の Regular (Restricted) ECM の推計結果

Regular (Restricted) Equilibrium Correction Model

＜長期均衡式＞

期間：1985年1月 － 1998年12月

被説明変数：log(実質輸出/実質輸入)

推計方法：最小二乗法

サンプル数：168

説明変数	係数		標準誤差	t値	p値
C	3.658	***	0.234	15.599	0.000
log(日本の鉱工業生産指数)	−1.076	***	0.084	−12.784	0.000
log(OECDの鉱工業生産指数)	0.428	***	0.081	5.296	0.000
log(実質実効為替レート)	−0.217	***	0.031	−6.968	0.000

R-squared	0.696	Mean dependent var	−0.325
Adjusted R-squared	0.690	S.D. dependent var	0.097
S.E. of regression	0.054	Akaike info criterion	−2.979
Sum squared resid	0.477	Schwarz criterion	−2.905
Log likelihood	254.256	Hannan-Quinn criter	−2.949
F-statistic	125.141	Durbin-Watson stat	0.701
Prob(F-statistic)	0		

＜短期Dynamics式＞

期間(adjusted)：1986年1月 － 1998年12月

被説明変数：Δlog(実質輸出/実質輸入)

推計方法：最小二乗法

サンプル数：156 after adjustments

説明変数	係数		標準誤差	t値	p値
C	−0.002		0.004	−0.440	0.661
Equilibrium Correction Term(−1)	−0.181	**	0.091	−1.979	0.050
Δlog(実質輸出/実質輸入(−1))	−0.458	***	0.103	−4.464	0.000
Δlog(実質輸出/実質輸入(−2))	−0.305	***	0.086	−3.553	0.001
Δlog(日本の鉱工業生産指数)	−0.945	***	0.303	−3.123	0.002
Δlog(日本の鉱工業生産指数(−1))	−0.054		0.282	−0.192	0.848
Δlog(OECDの鉱工業生産指数)	1.246		0.808	1.542	0.125
Δlog(OECDの鉱工業生産指数(−1))	−1.194		0.778	−1.534	0.127
Δlog(実質実効為替レート)	0.268	**	0.126	2.119	0.036
Δlog(実質実効為替レート(−1))	−0.094		0.139	−0.676	0.500
Δlog(実質実効為替レート(−2))	0.078		0.137	0.566	0.572
Δlog(実質実効為替レート(−3))	−0.081		0.138	−0.588	0.557
Δlog(実質実効為替レート(−4))	−0.148		0.135	−1.090	0.278
Δlog(実質実効為替レート(−5))	0.010		0.138	0.069	0.945
Δlog(実質実効為替レート(−6))	0.022		0.140	0.160	0.874
Δlog(実質実効為替レート(−7))	0.076		0.139	0.545	0.587
Δlog(実質実効為替レート(−8))	0.023		0.139	0.168	0.867
Δlog(実質実効為替レート(−9))	−0.154		0.138	−1.117	0.266
Δlog(実質実効為替レート(−10))	−0.169		0.140	−1.211	0.228
Δlog(実質実効為替レート(−11))	0.216	*	0.129	1.674	0.096

R-squared	0.426	Mean dependent var	−0.001
Adjusted R-squared	0.346	S.D. dependent var	0.044
S.E. of regression	0.036	Akaike info criterion	−3.709
Sum squared resid	0.173	Schwarz criterion	−3.318
Log likelihood	309.300	Hannan-Quinn criter	−3.550
F-statistic	5.308	Durbin-Watson stat	2.020
Prob(F-statistic)	0		

*ラグ数はAIC、BICから選択している。

*有意水準はそれぞれ*** 1%, ** 5%, * 10%を示す。

（出典）推定結果より作成。

表 8　第 2 期の Regular (Restricted) ECM の推計結果

Regular (Restricted) Equilibrium Correction Model

＜長期均衡式＞

期間：1999年1月 － 2008年8月

被説明変数：log（実質輸出/実質輸入）

推計方法：最小二乗法

サンプル数：116

説明変数	係数		標準誤差	t値	p値
C	−6.205	***	0.680	−9.128	0.000
log（日本の鉱工業生産指数）	0.407	**	0.198	2.054	0.042
log（OECDの鉱工業生産指数）	1.203	***	0.234	5.139	0.000
log（実質実効為替レート）	−0.315	***	0.076	−4.140	0.000

R-squared	0.893	Mean dependent var	−0.193
Adjusted R-squared	0.891	S.D. dependent var	0.122
S.E. of regression	0.040	Akaike info criterion	−3.551
Sum squared resid	0.182	Schwarz criterion	−3.456
Log likelihood	209.965	Hannan-Quinn criter	−3.513
F-statistic	312.976	Durbin-Watson stat	0.676
Prob(F-statistic)	0		

＜短期Dynamics式＞

期間(adjusted)：2000年1月 － 2008年8月

被説明変数：Δlog（実質輸出/実質輸入）

推計方法：最小二乗法

サンプル数：104 after adjustments

説明変数	係数		標準誤差	t値	p値
C	0.004		0.003	1.301	0.197
Equilibrium Correction Term(−1)	−0.258	**	0.112	−2.295	0.024
Δlog（実質輸出/実質輸入(−1)）	−0.349	***	0.110	−3.170	0.002
Δlog（日本の鉱工業生産指数）	−0.046		0.269	−0.170	0.865
Δlog（OECDの鉱工業生産指数）	0.702		0.659	1.065	0.290
Δlog（実質実効為替レート）	0.064		0.156	0.410	0.683
Δlog（実質実効為替レート(−1)）	0.274	*	0.150	1.833	0.070
Δlog（実質実効為替レート(−2)）	0.272	*	0.152	1.788	0.077
Δlog（実質実効為替レート(−3)）	−0.114		0.160	−0.711	0.479
Δlog（実質実効為替レート(−4)）	0.138		0.148	0.930	0.355
Δlog（実質実効為替レート(−5)）	0.177		0.145	1.220	0.226
Δlog（実質実効為替レート(−6)）	0.047		0.145	0.328	0.744
Δlog（実質実効為替レート(−7)）	−0.027		0.144	−0.188	0.852
Δlog（実質実効為替レート(−8)）	−0.050		0.143	−0.349	0.728
Δlog（実質実効為替レート(−9)）	−0.098		0.142	−0.690	0.492
Δlog（実質実効為替レート(−10)）	0.088		0.143	0.612	0.542
Δlog（実質実効為替レート(−11)）	−0.022		0.144	−0.153	0.879

R-squared	0.347	Mean dependent var	0.003
Adjusted R-squared	0.227	S.D. dependent var	0.030
S.E. of regression	0.026	Akaike info criterion	−4.302
Sum squared resid	0.059	Schwarz criterion	−3.869
Log likelihood	240.690	Hannan-Quinn criter	−4.127
F-statistic	2.892	Durbin-Watson stat	2.004
Prob(F-statistic)	0.0008		

*ラグ数はAIC、BICから選択している。

*有意水準はそれぞれ*** 1%, ** 5%. * 10%を示す。

（出典）推定結果より作成。

表 9　第 3 期の Regular (Restricted) ECM の推計結果

Regular (Restricted) Equilibrium Correction Model

＜長期均衡式＞

期間：2008年9月 - 2016年7月

被説明変数：log(実質輸出/実質輸入)

推計方法：最小二乗法

サンプル数：95

説明変数	係数		標準誤差	t値	p値
C	-2.368	***	0.688	-3.439	0.001
log(日本の鉱工業生産指数)	0.946	***	0.123	7.701	0.000
log(OECDの鉱工業生産指数)	-0.531	***	0.168	-3.159	0.002
log(実質実効為替レート)	0.090	*	0.048	1.872	0.064
R-squared	0.466		Mean dependent var		-0.099
Adjusted R-squared	0.448		S.D. dependent var		0.067
S.E. of regression	0.050		Akaike info criterion		-3.130
Sum squared resid	0.224		Schwarz criterion		-3.022
Log likelihood	152.654		Hannan-Quinn criter		-3.086
F-statistic	26.453		Durbin-Watson stat		0.911
Prob(F-statistic)	0				

＜短期Dynamics式＞

期間(adjusted)：2009年9月 - 2016年7月

被説明変数：Δlog(実質輸出/実質輸入)

推計方法：最小二乗法

サンプル数：83 after adjustments

説明変数	係数		標準誤差	t値	p値
C	-0.003		0.004	-0.668	0.506
Equilibrium Correction Term(-1)	-0.365	***	0.104	-3.510	0.001
Δlog(実質輸出/実質輸入(-1))	-0.421	***	0.100	-4.194	0.000
Δlog(日本の鉱工業生産指数)	0.388	*	0.205	1.890	0.063
Δlog(OECDの鉱工業生産指数)	-0.001		1.080	-0.001	1.000
Δlog(OECDの鉱工業生産指数(-1))	2.998	***	0.806	3.722	0.000
Δlog(OECDの鉱工業生産指数(-2))	1.122		0.829	1.355	0.180
Δlog(OECDの鉱工業生産指数(-3))	-0.836		0.882	-0.948	0.347
Δlog(実質実効為替レート)	0.002		0.180	0.013	0.990
Δlog(実質実効為替レート(-1))	-0.121		0.181	-0.667	0.507
Δlog(実質実効為替レート(-2))	0.267		0.181	1.474	0.145
Δlog(実質実効為替レート(-3))	0.183		0.175	1.046	0.300
Δlog(実質実効為替レート(-4))	-0.035		0.175	-0.200	0.842
Δlog(実質実効為替レート(-5))	0.004		0.173	0.023	0.982
Δlog(実質実効為替レート(-6))	0.362	**	0.169	2.148	0.036
Δlog(実質実効為替レート(-7))	-0.185		0.175	-1.058	0.294
Δlog(実質実効為替レート(-8))	0.060		0.177	0.342	0.734
Δlog(実質実効為替レート(-9))	0.183		0.169	1.081	0.284
Δlog(実質実効為替レート(-10))	-0.037		0.175	-0.213	0.832
Δlog(実質実効為替レート(-11))	0.091		0.159	0.575	0.568
R-squared	0.588		Mean dependent var		0.000
Adjusted R-squared	0.464		S.D. dependent var		0.044
S.E. of regression	0.032		Akaike info criterion		-3.812
Sum squared resid	0.066		Schwarz criterion		-3.229
Log likelihood	178.198		Hannan-Quinn criter		-3.578
F-statistic	4.738		Durbin-Watson stat		2.197
Prob(F-statistic)	0.000001				

*ラグ数はAIC、BICから選択している。

*有意水準はそれぞれ*** 1%, ** 5%. * 10%を示す。

（出典）推定結果より作成。

4. 為替レート、外生的要因、輸出の実証分析

4-1. 構造 VAR による実証分析

本章では、為替レートの変動と外生的な要因が日本の輸出に与える影響を検証する。前章ではリーマンショック以後に J カーブ効果が存在しなくなっていることを示したが、目的関数を貿易収支としたため、問題の本質が輸出にあるのか輸入にあるのかはっきりと示すことができなかった。また、世界景気から受ける影響が非常に大きいとわかったが、OECD 諸国のみの景気を反映する指数を用いたことから、途上国・新興国景気から受ける影響を測ることができなかった。

そこで本章では、為替レートが日本の輸出に与える影響に焦点を当て、新興国景気や原油価格など外生的要因と比較してどれくらい影響力をもつか検証することを目的とする。アプローチとしては、構造ベクトル自己回帰モデル(構造 VAR)を用いるが、VAR モデルの回帰式だけでは考察をする際に使いにくいうえ、直感的にも非常にわかりづらいため、インパルス応答関数と予測誤差分散分解という手法を使用する。本分析の流れとして、まず 3 つのモデルで推定を行い輸出量とその他の変数の関係を考察したのち、最も現実に即していると考えられるモデルを選定する。そして、そのモデルを用いてサンプル期間別に再推定を行い、リーマンショックとそれ以前の期間の各変数間の関係について考察を行うことで、近年の円安の影響力について言及していく。

4-1-1. 分析の仕組み

今回は祝迫・中田(2014)の分析フレームワークを参考に分析を組み立てた。先行研究に倣って、3 つのモデルで推定を行い、それぞれについて考察を行う。変数は輸出量・実行実質為替レート・世界の経済活動の指数・原油価格を使用する。これら指標を選んだ理由としては、前者は輸出を供給という側面でとらえたときにそもそもの市場全体の需要を世界全体の経済活動という視点でとらえることができると考えたからであり、後者は現代の企業が製品の生産をする際に欠かせないエネルギーとして最も一般的なものではないかと考えたためである。また、分析を行う際の回帰方法としては時系列データを分析する際に用いられる手法である VAR モデル、特に同時期の変数にも相関があるとして分析する構造 VAR モデルを用いている。この VAR モデルを採用した理由としては、時系列データであるため各変数のラグをとり分析を行いたいということと、時系列データが基本的に持つ単位根過程の排除のためにデータを階差にすることなく分

析を行えるということの 2 つのためである。

まず、1 つ目のモデルは、VAR システムによる実行実質為替レートと月次の輸出の 2 変数によるものである。2 つ目のモデルは実質実効為替レートだけでは説明しきれない輸出の変動を説明するために Lutz Kilian(2009)の世界景気の指標を変数として加えた 3 変数のモデルとなっている。3 つ目のモデルは原油価格と世界経済の総需要ショックを追加した計 4 つの変数による体系である。先ほども述べたように、1 つ目のモデルでは、為替が輸出に与える影響を図ることができるが、その他の要因による輸出の変動がかなり大きいことが予想される。そこで 2 つ目のモデルで世界経済活動の指標を含めた分析を行ったわけだが、そこにさらに原油価格を含めた最終的な分析を行い、為替の輸出の変動への影響を明らかにする。変数の選択には先行研究を参考にしたが、先行研究内で明らかに有意でなかった原油生産量を抜き、 4 変数での分析としている。

その後、3 つ目のモデルである 4 変数モデルを、前章と同じく以下の 3 つの期間にサンプル期間を分割して分析を行う。

・第 1 期：1985 年 1 月～1998 年 12 月
・第 2 期：1999 年 1 月～2008 年 8 月
・第 3 期：2008 年 9 月～2016 年 7 月

それぞれの期間で分析を行った結果、第 1 期と第 2 期・第 3 期の間に構造変化が見られたため、第 2 期と第 3 期を合わせて 1999 年 1 月～2016 年 7 月の期間として再推定を行った。それらの期間での結果を比較することで、時間の経過とともに各変数の輸出への影響力の移り変わりがあったかどうか、あるならばどのように変化していったのかを考察する。

4-1-2. データ

1977年1月から2016年8月までの月次データを利用し、VARのラグは12か月としている。まず、世界経済の活動の指数として、Drewry Shipping Consultants 社が公表している海上貨物輸送運賃のデータを元にKilianが作成し、Kilianのホームページで公開されている指数を用いた[10]。原油価格はアメリカ商務省が公表しているU.S. Crude Oil

[10] Lutz Kilian *Biographical sketch*, Ann Arbor: University of Michigan http://www-personal.umich.edu/~lkilian/

Imported Acquisition Cost by Refiners (Dollars per Barrel)を使用し、為替レートと輸出のデータに関しては、それぞれ日本銀行が算出している実質実効為替レートと実質輸出[11]を用いた。

4-2. インパルス応答

インパルス応答とはVARモデルを用いた分析手法として頻繁に使用される手法の一つであり、ある変数によるある時期でのショックがその変数やほかの変数の値に与える影響、伝播していく過程を分析することで変数間の動的関係を分析する手法である。インパルス応答関数には主に非直行化インパルス応答関数と直行化インパルス応答関数の二つがあるが、今回は攪乱項の相関関係を想定した直行化インパルス応答関数をグラフ化し、グラフから変数間の関係を読み取る。なお、FX が実質実効為替レートを、EXP01 が輸出を、REAL は世界経済の景気の指標を、POIL は原油価格のことをそれぞれ指している。また、今回はコレスキー分解といわれる行列への操作手法を用いてかく乱項の分解を行い、その分解されたかく乱項に一定のショックを与えることインパルス応答を計算している。なお、この時コレスキー分解は POIL、REAL・FX・EXP01 の順で行っている。今回はラグと同じく 12 期間先までのインパルス応答をとっており、累積インパルス応答のグラフと累積でないインパルス応答のグラフの両方を掲載する[12]。

4-2-1. 2 変数の VAR モデル

まず 2 変数の VAR モデルのインパルス応答関数の分析結果が下の図 20 と図 21 である。推定結果より、EXP01（輸出）と FX（実質実効為替レート）のどちらも過去の自らのショックが現在の値に大きく影響しており、グラフの傾きが右上がりであるため時間がたつほど過去の値の影響力が大きくなってくことがわかる。また、EXP01 から FX にはプラスの影響を与えているが、その逆ではマイナスの影響が出ている。前者は輸出が増えると為替が円高になることを示し、後者は円高になると輸出が減少するとい

11　貿易統計の財輸出金額を輸出物価指数で実質化し 2010 年を 100 とした季節調整済みの指数

12　なお、1 節で述べたサンプル期間の区切り方にある期間と、インパルス応答での単位としての期間の混同を避けるため、本稿ではサンプル期間を第 1 期・第 2 期・第 3 期と呼称し、インパルス応答においての単位を 1 期間・2 期間・3 期間と書くこととする。

うことであるが、輸出について自己のショックによる変動のほうが大きいため、説明力は高くないことが想定され、為替だけでは輸出の変動を説明しきれないといえる。

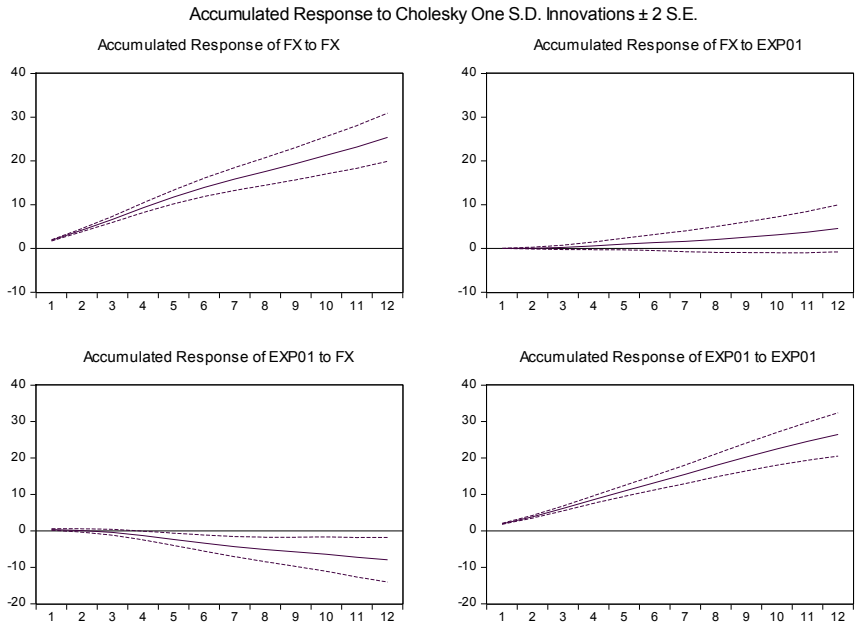


図 20　2 変数のモデルによる累積インパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」より作成

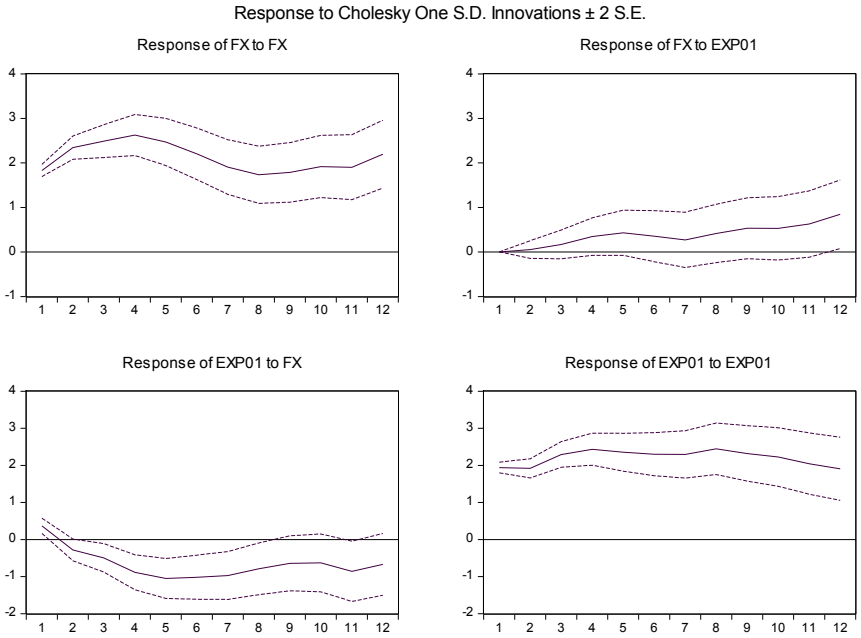


図 21　2 変数のモデルによるインパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」より作成

4-2-2. 3 変数の VAR モデル

次に 3 変数の VAR モデルのインパルス応答関数の分析結果が図 22 と図 23 である。

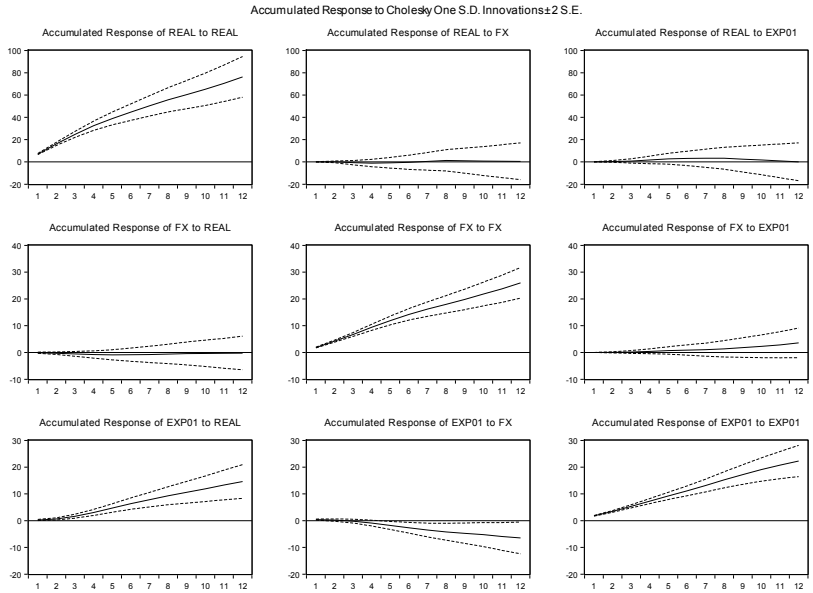


図 22　3 変数のモデルによる累積インパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets* より作成

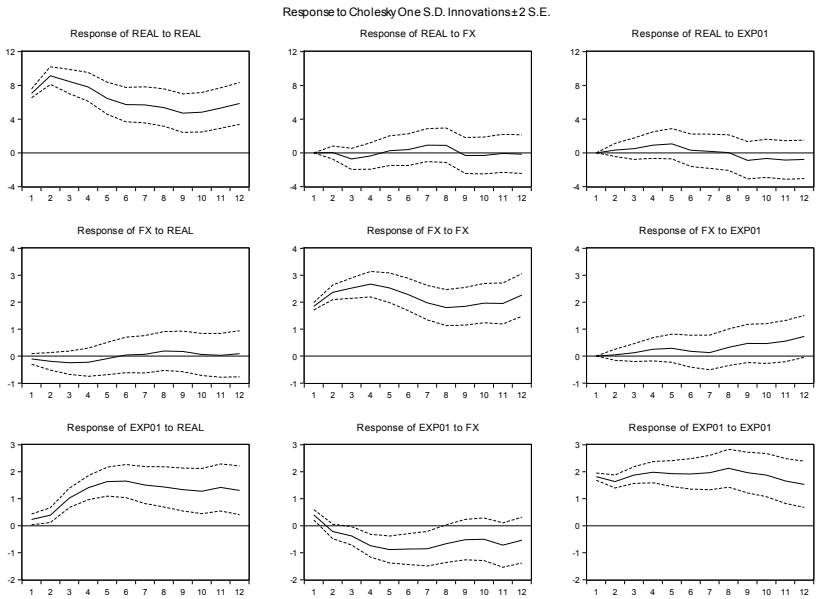


図 23　3 変数のモデルによるインパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets* より作成

先ほどと同様に、どの変数においても自己の過去のショックによる変動は大きく存在しており、グラフが右肩上がりであるのも同じである。次に新しくモデルに加えた変数である REAL（世界経済の景気の指標）を見てみると自己のショック以外からの影響をあまり受けておらず、輸出に正の影響を与えている。また、FX は 2 変数のモデルと変わらず輸出に負の影響を与えており、新しく REAL という変数を導入して大きく変化があったようには思えるが、このモデルにおいては為替と世界の景気によって輸出が変動することがわかり、モデルの説明力は向上したと考えることができる。また、REAL のショックが明らかに輸出に変動を生じさせているため、実質実効為替レートと輸出量だけの議論では輸出すべての変動を考える際には不足であり、他の要因も考慮に入れなければならないということがこのモデルから明らかになった。

4-2-3. 4 変数の VAR モデル

次に 4 変数の VAR モデルのインパルス応答関数の分析結果を図 24 と図 25 に示した。

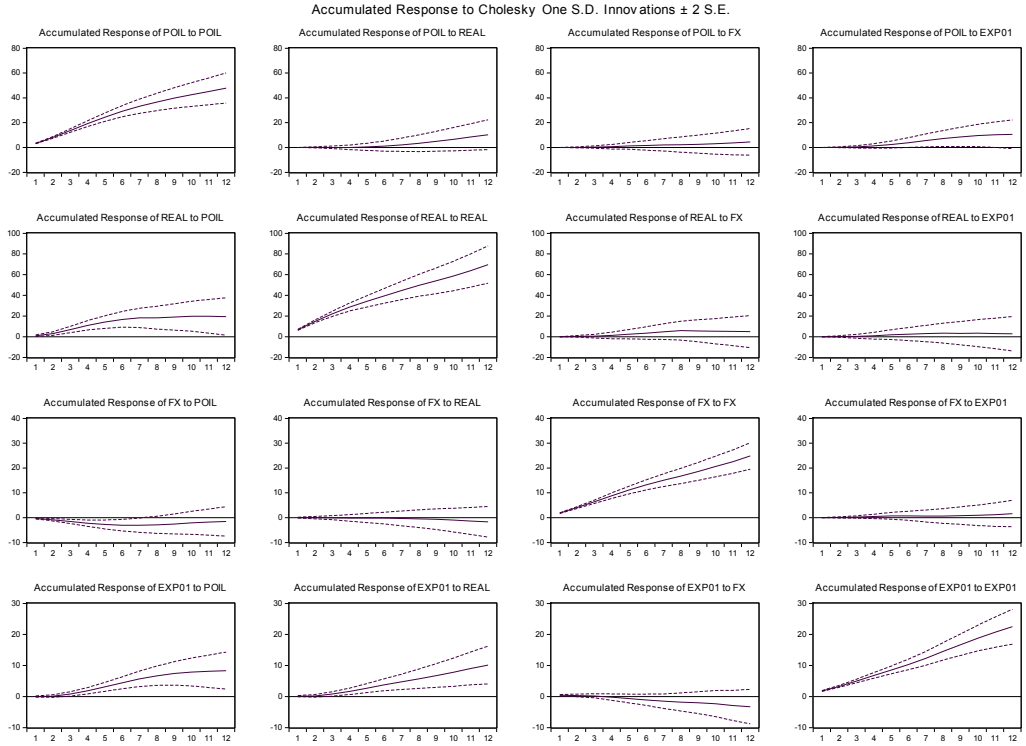


図 24　4 変数のモデルによる累積インパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

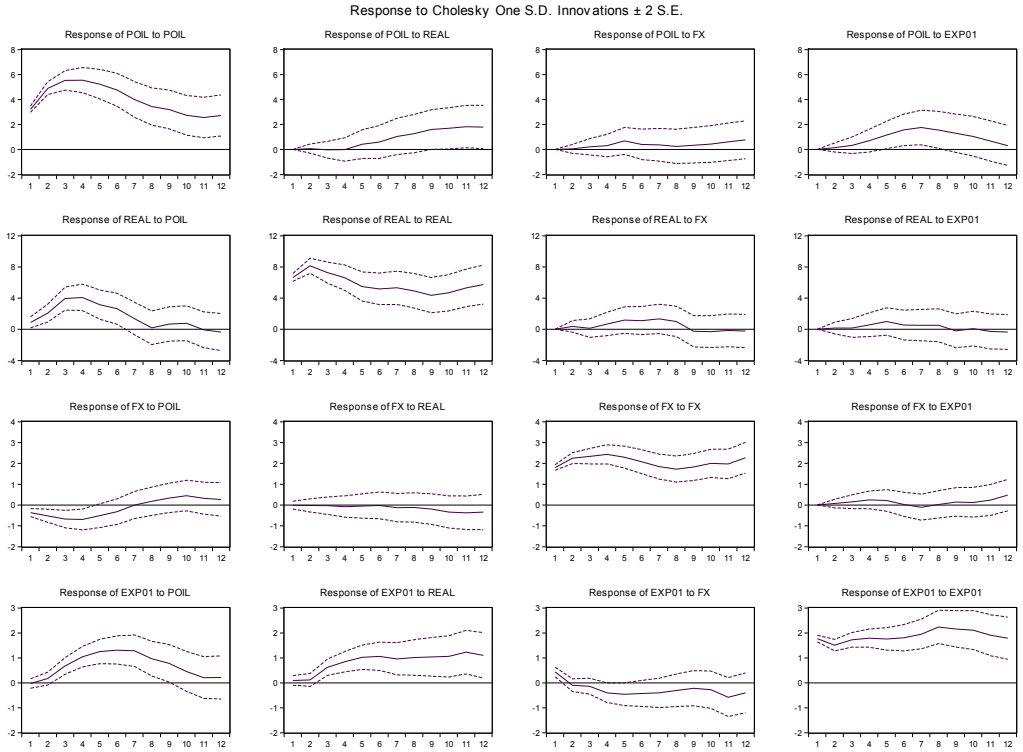


図 25　4 変数のモデルによるインパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

図 24、図 25 から、すべての変数における傾向として、過去の自らのショックが現在の自分の変動にかかわっていることがどの変数にも最も大きく存在していることがわかる。また、FX・REAL・EXP01 の 3 変数に関する影響の傾向は、3 変数モデルと特に変化はない。

そして、REAL は自己のショック以外に原油価格から影響を受けていることがわかり、原油価格の上昇が世界景気を上向きにするとわかった。原油価格が上昇するときには、原油の供給量が減少する場合と経済活動が活発化して原油の需要が高まっている場合の２通りが考えられるが、前者は 1986 年から毎年原油産油量が増えている[13]現状から考えると現実的ではないため、後者の要因によって価格が上昇していると考えられる。この場合経済の活発化により景気が上向きになることが想定できるため、理論と整合的であると思われる。

さらに、POIL（原油価格）は、EXP01 と REAL から大きく影響を受けているが、

[13] JX エネオス石油便覧資料・参考図 http://www.noe.jx-group.co.jp/binran/data/より

景気が良くなるか輸出量が増えている場合、石油製品の生産量の増加や船舶や輸送用の貨車などの燃料として、原油の需要が増えているので価格が上昇すると思われる。輸出はすべての変数から影響を受けており、今回追加した POIL からは正の方向に変動を受けている。祝迫・中田(2014)もこの件について言及しており、原油高が日本の輸出にプラスであるのは統計的には明らかであるが、過去の説明として十分説得的なものは存在していないとしている。また、原油価格と生産量に関する研究である Fukunaga, Hirakata, and Sudo (2011)においては、日本企業はエネルギー節約的で効率的にエネルギーを使う技術にたけているため、他国よりも原油価格の上昇によってうける影響が少なく、相対的に優位に立てるからではないかという説明をしている。これは祝迫・中田(2014)において本当に説得的であるかどうか疑問がつくとして懐疑的だとしながらも、統計的に原油価格が日本の輸出量に正の影響を与えているのは頑強的な結果があるとしている。ただこれまでの結果から、日本の輸出は実質実効為替レートの影響を受けているが、それだけで輸出の変動をすべて説明することはできず、他の世界の景気や原油価格などの変数の影響をも加味して考えなければならないという点を指摘することができるだろう。

4-2-4. サンプル期間別 4 変数の VAR モデル

これまで 1977 年 1 月から 2016 年 8 月まで全期間におけるモデルを 3 つ想定し分析を行ってきた。本項では、変数が最も多く現実に即していると考えられる最後の 4 変数モデルを使い、期間を分割して分析を進めていく。次の図 26・図 27・図 28・図 29・図 30・図 31 に、第 1 期（1985 年 1 月～1998 年 12 月）、第 2 期（1999 年 1 月～2008 年 8 月）、第 3 期（2008 年 9 月～2016 年 7 月）それぞれの期間における、累積インパルス応答関数とインパルス応答関数を示した。

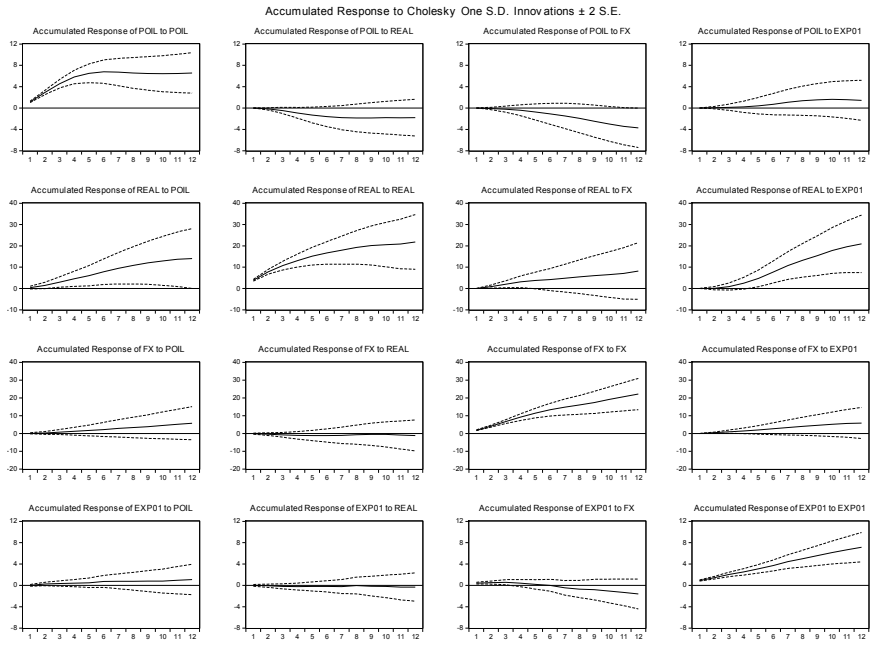


図 26　第 1 期（1985 年 1 月～1998 年 12 月）の累積インパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

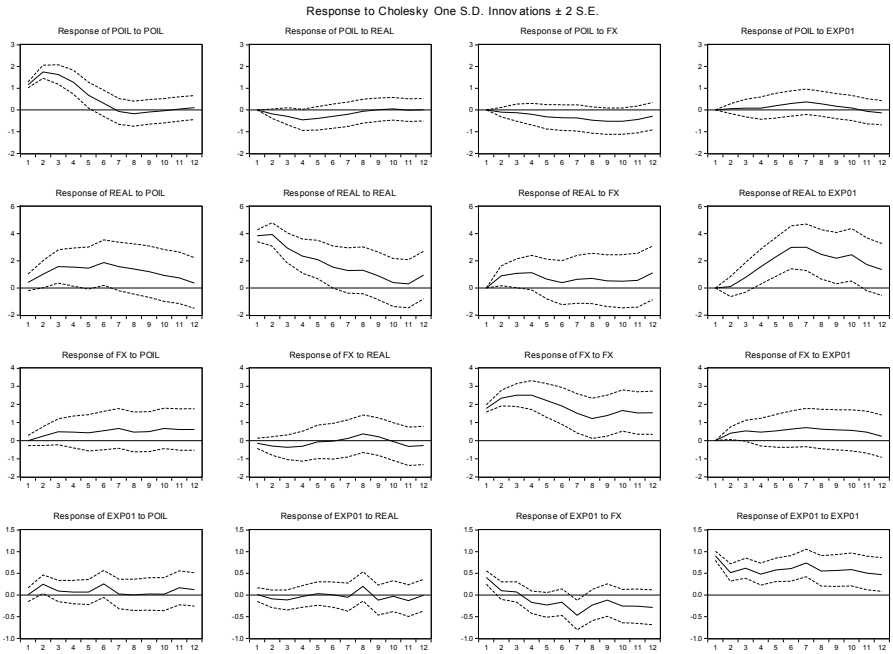


図 27　第 1 期（1985 年 1 月～1998 年 12 月）のインパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

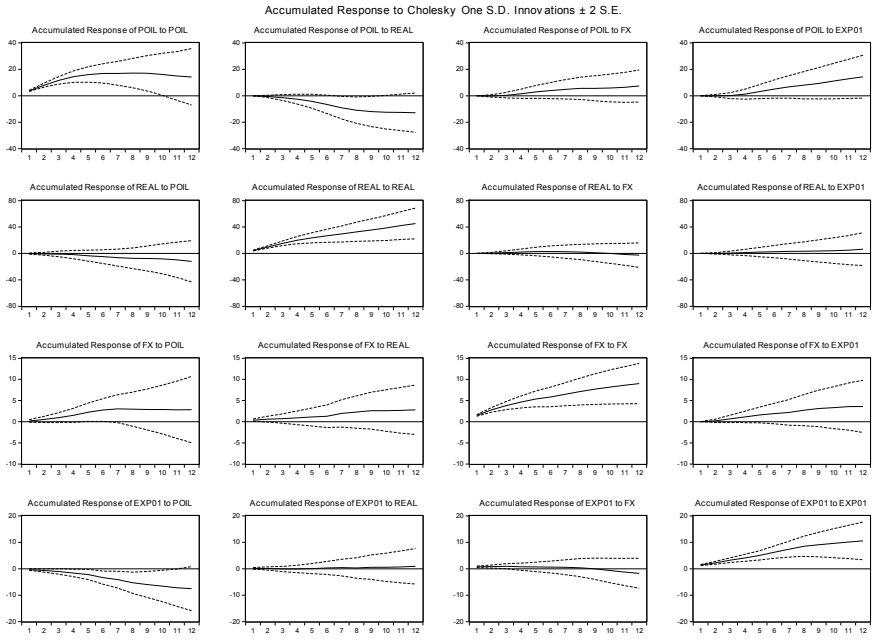


図 28　第 2 期（1999 年 1 月～2008 年 8 月）の累積インパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

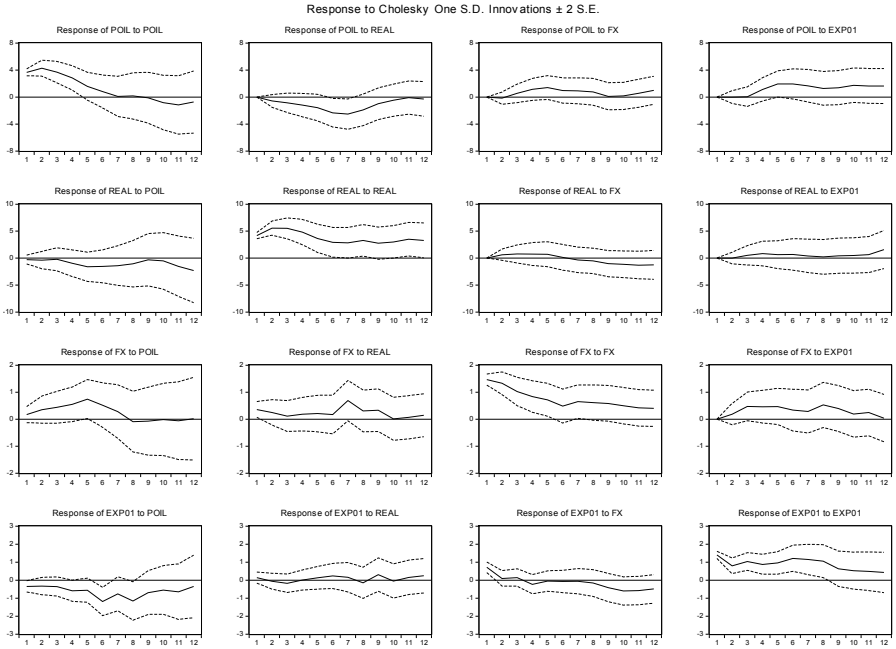


図 29　第 2 期（1999 年 1 月～2008 年 8 月）のインパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

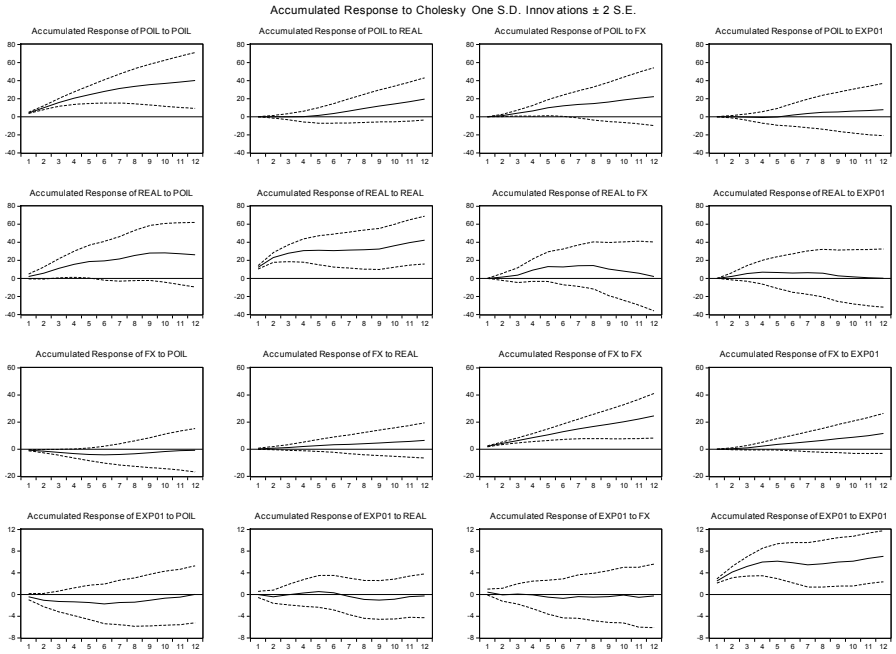


図 30　第 3 期（2008 年 9 月～2016 年 7 月）の累積インパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

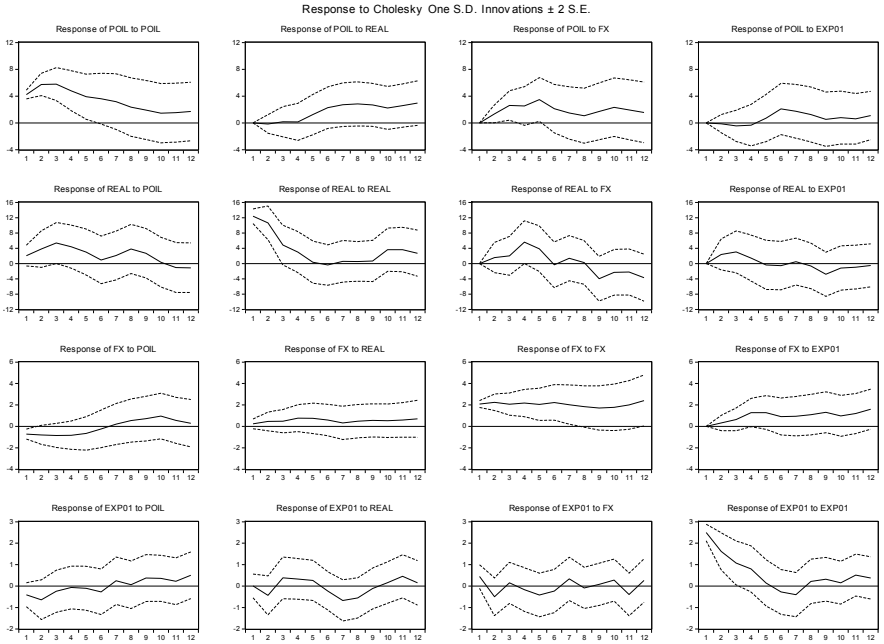


図 31　第 3 期（2008 年 9 月～2016 年 7 月）のインパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

全期間のグラフよりも期間が短いため、標本数が少なくなりグラフのぶれが大きく生じており、特に期間の短い第 3 期のグラフは信用度が低いと考えられるが、傾向は読み取れるため、3 つの期間のグラフを比較して考察を行う。本章では輸出量とその他の変数との関係について明らかにするのが目的であるため、各グラフの 4 列目に注目する。

まず、それぞれの累積インパルス応答とインパルス応答のグラフにおいて FX が EXP01 に与えた影響である 4 列目に着目すると、第 1 期において FX は 1 期間から少しの間プラスになっている。しかし、その係数は小さく 95%有意水準において有意でもないのでほぼゼロだとみなせる。その後は有意にマイナス方向への影響を与えている時期が存在し、累積インパルス応答を見ても右下がりのグラフになっているため実行実質為替レートが上昇すると、輸出量は減少するという関係にあり、全期間においての為替の影響と同じである。しかし、第 2 期と第 3 期を見てみると累積インパルス応答において右下がりのグラフではなく、ほとんど軸上に存在しており、実質実効為替レートが輸出にほとんど影響を与えていないことを示している。つまり、第 2 期と第 3 期では為替の影響がほとんど存在せず、為替が輸出を変動させないという結果が明らかになった。

また、REAL と POIL を見てみると第 1 期においてはほぼ軸上に存在するため、輸出にはほとんど影響を及ぼしていないといえる。また、第 2 期と第 3 期においても大きな変化はみられない。これは、第 2 期の POIL が有意にマイナスであるが、原油価格の上昇がコスト上昇につながったためと考えられる。今回の分析では第 1 期と第 2 期・第 3 期の間での変数の影響力の変化を見て取ることができる。つまり、第 2 期以降では為替の影響力が明らかに減少しほぼなくなっているのである。

しかし、全期間での推定とは異なり、期間が短くなったことによる標本数の減少によって、誤差が大きくなっていることが想定される。特に第 3 期においては標本数が 100 程度しか存在しないことが問題であった。そこで、構造変化が起きたと考察した第 2 期と第 3 期を合わせて 1999 年 1 月～2016 年 7 月の期間で再推定を行い、第 1 期との構造比較を行いこの問題の解決を図る。以下の図 32・図 33 にその期間における累積インパルス応答とインパルス応答を示した。

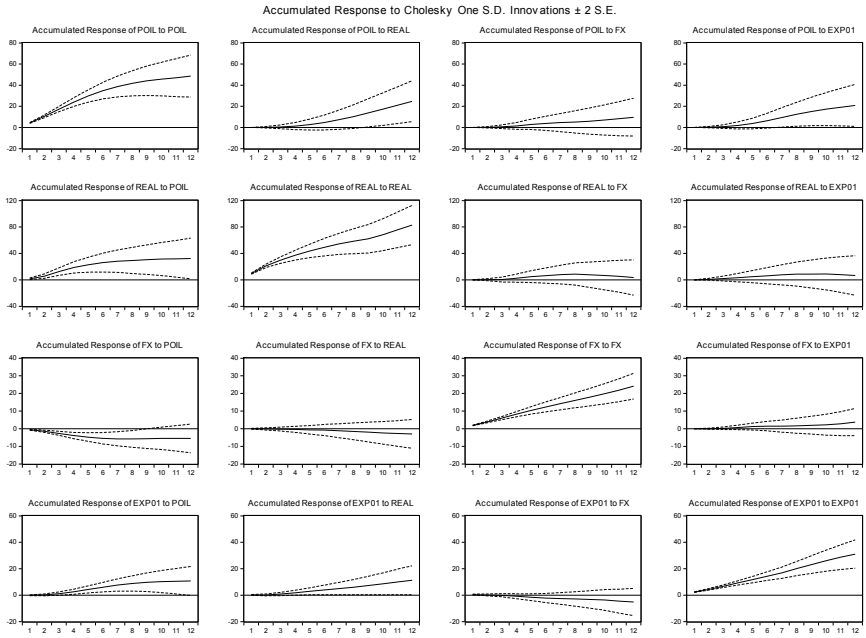


図 32　1999 年 1 月～2016 年 7 月の累積インパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

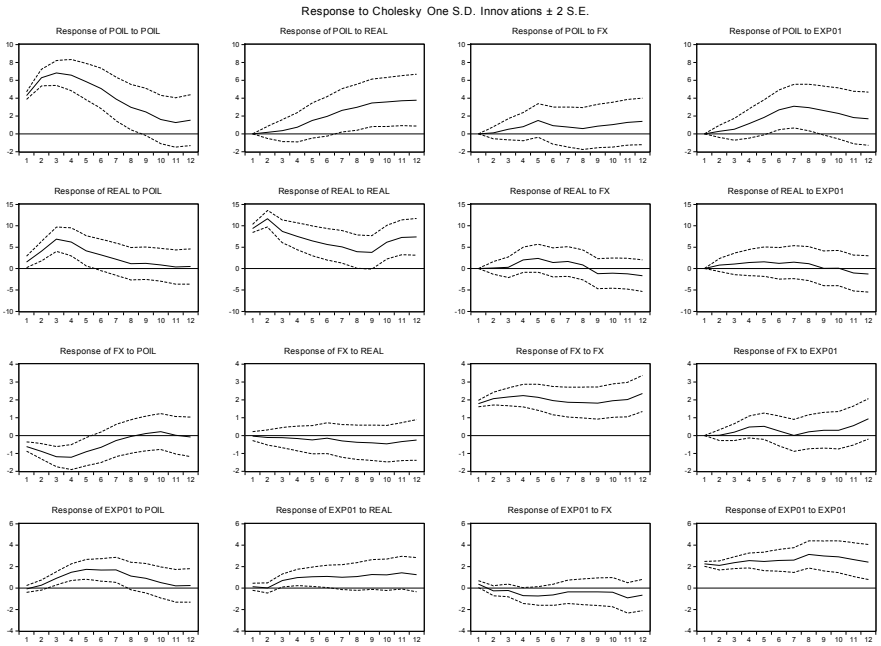


図 33　1999 年 1 月～2016 年 7 月のインパルス応答関数

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

４列目に着目すると、全期間と比較してインパルス応答の FX の傾きがより軸に近づいており、FX の影響が減少しているのがわかる。また、REAL や POIL の影響は第 2 期と第 3 期で個別に推定した場合と違い存在が確認できる。つまり、1999 年以降は為替の影響は減少しているが、世界経済や原油価格の影響を受けるようになっていっていることが示唆される。

以上をまとめると、インパルス応答関数によって輸出とその他の変数の関係について分析を行い、全期間においては輸出への為替の影響が認められたが、同時にその他の変数においても影響力があることを確認できた。期間を区切った分析においては、第 1 期では為替の影響が存在した一方で、第 2 期と第 3 期ではその影響はほぼ存在しないとわかり、また他の変数についても否定的な結果となった。第 2 期と第 3 期を合わせた期間においては、為替の影響力はあるが全期間に比べて小さく、世界経済の活動と原油価格が輸出に影響を与えていることがわかった。

インパルス応答では、個々の変数の影響力の大きさについては論じてこなかったが、次節では、分散分解を用いて、どの変数が輸出の変動に最も寄与しているかを検証し、為替レートの影響力の推移を考察する。

4-3. 分散分解

分散分解もインパルス応答関数と同様に、変数間の動学的関係を分析するための手法の一つであり、ある変数の全変動分の何%がその他の変数が寄与したものかという寄与率を計算することができる。今回は輸出の変動のうちほかの変数によるものがどれほどあるかが問題であるので、EXP01（輸出）のグラフを使って分析する。

4-3-1. モデル別分散分解

以下の図 34、図 35、図 36 は上から 2 変数・3 変数・4 変数の分散分解のグラフである。

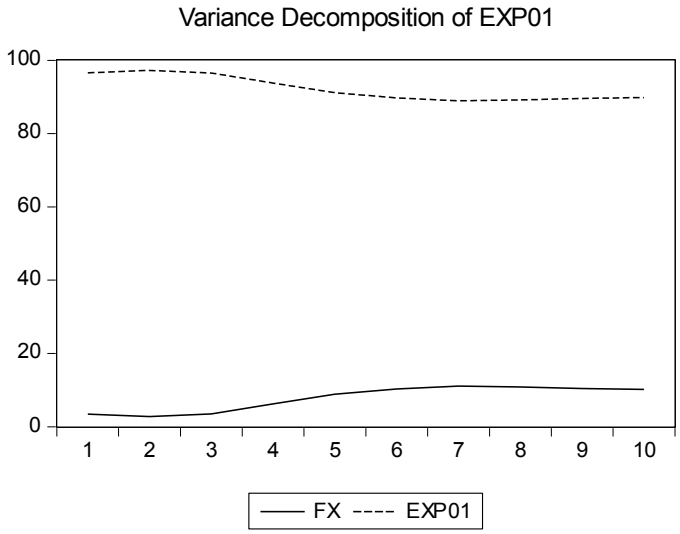


図 34　2 変数のモデルによる分散分解のグラフ

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」より作成

図 34 を見ると、3 期までは寄与率は非常に小さいが、6 期を過ぎたあたりから輸出の全変動分の 10%程度が FX(実質実効為替レート)による変動分となっており、若干ながら為替が説明力をもつとわかる。また、グラフの動きを見ると 6 期あたりから動きがなくなり、影響力が固定されていくのがわかる。ここから、過去 6 期前程度の為替の動きを見て輸出量が決まっていることが読み取れる。しかし、このモデルでは輸出固有の変動とされるものが非常に大きく実質実効為替レートだけでは輸出の変動を説明することはできない。

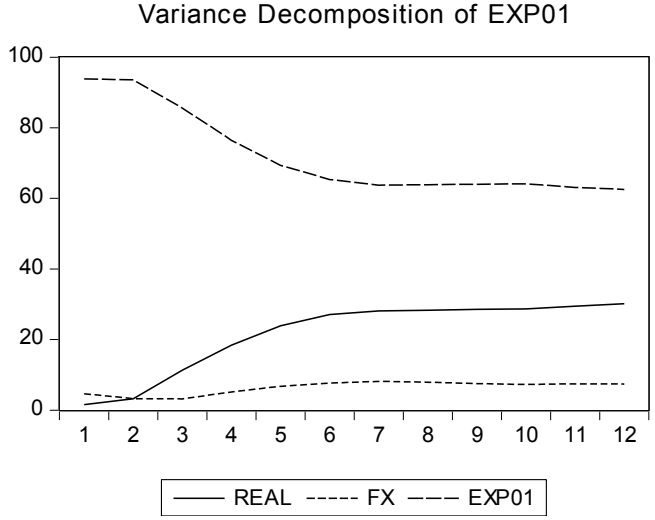


図 35　3 変数のモデルによる分散分解のグラフ

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets* より作成

次に、図 35 を見ると、FX の寄与は最大８%程度だが、REAL（世界景気指数）は30%ほどあり説明力が高いとわかる。また、どちらも６期から傾きがほとんどなくなっており、２変数の時と同じような傾向が見て取れる。

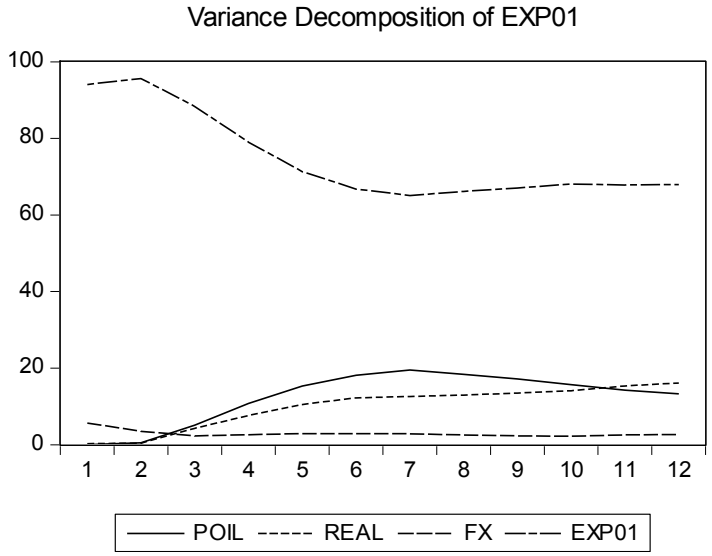


図 36　4 変数のモデルによる分散分解のグラフ

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

最後に図 36 の４変数のモデルの分散分解のグラフを見ると、輸出の変動に最も寄与しているのは POIL（原油価格）であり、次いで REAL である。しかし、直近の輸出を説明するのは説明力は小さいが FX であるとわかる。これは、為替レートが変動すると短期的に外貨建て輸出の円ベースでの価格が変化するためである。ただ、グラフから明確なように、この影響の大きさは限定的であり、短期的なものであるといえる。また、輸出固有の変動は今回の４変数モデルが最も小さかったため、モデル全体としての説明力は他の変数のモデルよりも高いとわかった。

以上の結果から、インパルス応答関数と同じく実質実効為替レートだけでは輸出の変動は説明することができないことがわかった。そのうえ、分散分解においては為替よりもむしろ原油価格や世界景気のほうが輸出の変動に寄与していることがわかった。

4-3-2. サンプル期間別分散分解

次に期間別の為替レート、外生的要因、輸出の関係性の推移を比較するため、前項で最も説明力が高いとした 4 変数のモデルをインパルス応答関数の節と同様にサンプル期間を分割して分析を行う。以下の図 37・図 38・図 39・図 40 は、それぞれ第 1 期（1985 年 1 月～1998 年 12 月）、第 2 期（1999 年 1 月～2008 年 8 月）、第 3 期（2008 年 9 月～2016 年 7 月）、第 2 期と第 3 期を合わせた期間（1999 年 1 月～2016 年 7 月）の分散分解のグラフである。

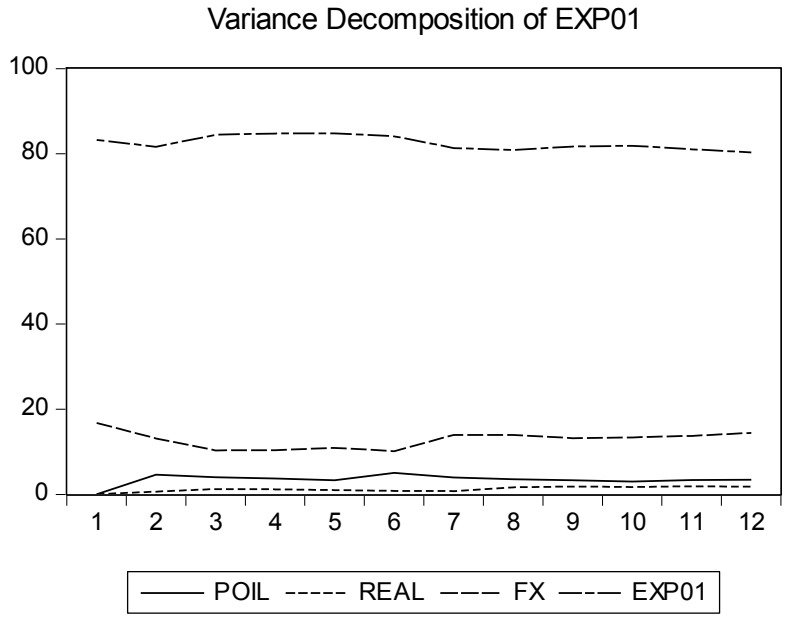


図 37　第 1 期（1985 年 1 月～1998 年 12 月）の分散分解のグラフ

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

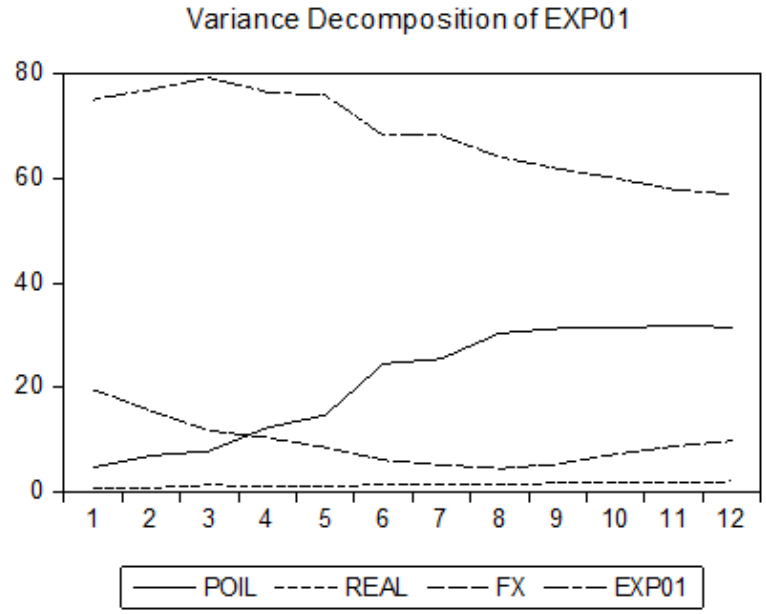


図 38　第 2 期（1999 年 1 月～2008 年 8 月）の分散分解のグラフ

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

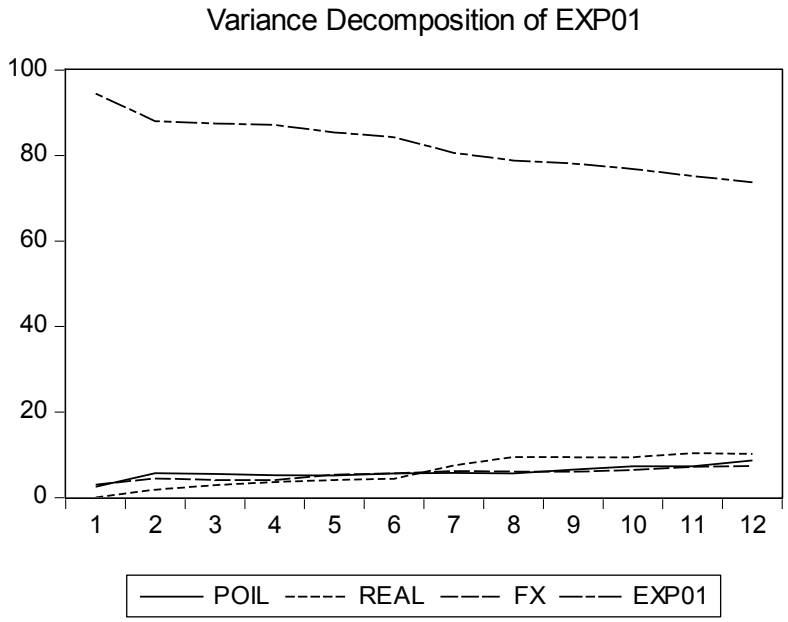


図 39　第 3 期（2008 年 9 月～2016 年 7 月）の分散分解のグラフ

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

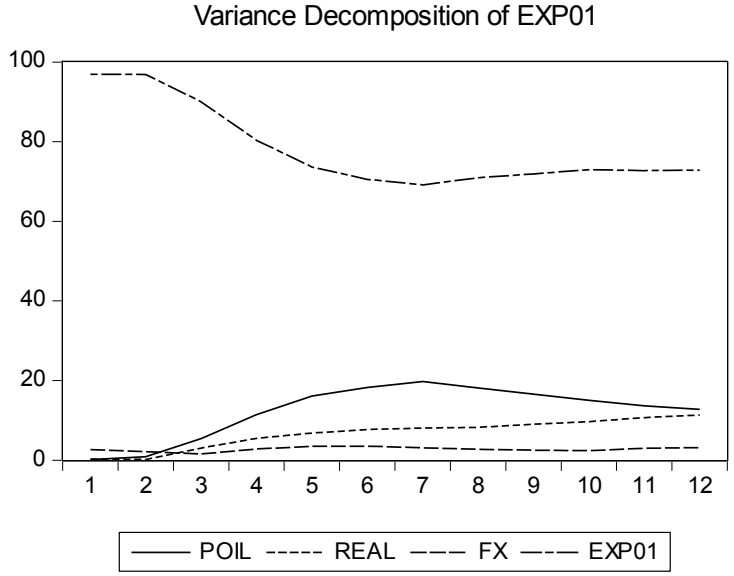


図 40　第 2 期・第 3 期（1999 年 1 月～2016 年 7 月）の分散分解のグラフ

出所）日本銀行「実質実効為替レート」「実質輸出」、Lutz Kilian *the index of global real economic activity in industrial commodity markets*, U.S. Energy Information Administration *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners* より作成

まず第 1 期では FX の説明力が最も大きいが、第 2 期、第 3 期と時間が進んでいくにつれその影響は小さくなっているとわかる。また、第 1 期では REAL と POIL の説明力は非常に小さいのに対し、第 2 期では REAL の説明力が若干高まり、POIL の説明力がかなり大きくなっている。しかし、第 3 期ではどの変数も説明力が低い結果となった。そして、第 2 期と第 3 期を合わせた期間においては、全期間の場合と似たようなグラフになり、POIL・REAL の順で説明力が高く、FX はほとんどないとわかった。

以上をまとめると、全期間においては 3 つの変数すべてに説明力が存在するが、為替よりも世界経済の活動の指標や原油価格のほうが輸出量の変動に寄与していることがわかった。サンプル期間を分割した分析では、日本において為替が輸出量を決める際に重要なファクターであったのは少なくとも 21 世紀以前においてであり、21 世紀に入ってから、特にリーマンショック以後ではほとんど寄与しないと結論付けることができる。また、インパルス応答とは違い、第 1 期と第 2 期の間で為替の寄与が忽然と消えたわけではなく、徐々に減少していったことがわかった。また、第 2 期以後は為替よりも世界経済の活動や原油価格といった他の要因による寄与が高いといえる。

また、本節で分散分解によって得られた結論はインパルス応答によって得られた結論と整合的であったことから、元のモデルがある程度確からしいといえるだろう。

4-4. まとめ

本章では、為替レートの変動と外生的な要因が日本の輸出に与える影響を検証することを目的として、構造ベクトル自己回帰モデル(構造 VAR) を用いてインパルス応答関数と予測誤差分散分解を推定することで検証を行った。変数として、円の実質実効為替レート、実質輸出、世界経済の活動の指標、原油価格の 4 つを用いた。

まず 1977 年 1 月～2016 年 8 月の期間を対象とした分析では、すべての変数に輸出金額への寄与が確認された。次に、サンプル期間を分割した分析では、第 1 期（1985 年 1 月～1998 年 12 月）においては為替レートの影響が確認されたが、徐々にその影響力は減少していき、リーマンショック以後の第 3 期（2008 年 9 月～2016 年 7 月）においてはその説明力はほとんどなくなった。また、他の 2 つの変数に関しては、為替レートの寄与とは逆に第 1 期の影響はほとんどなかったが、第 2 期（1999 年 1 月～2008 年 8 月）と第 3 期（2008 年 9 月～2016 年 7 月）では輸出の変動に大きく寄与するようになった。本節ではこれが、近年円安になっても輸出が改善されない理由であると結論づけた。

前章での分析結果との相違点として、前章では第 2 期（1999 年 1 月～2008 年 8 月）では J カーブ効果が確認され、為替レートは貿易収支を改善する力を持っていると結論づけたが、本章では輸出に焦点を当てて検証を行った結果、同期間における為替レートの寄与は非常に低く、輸出に対する影響はほとんどないと結論づけている。しかし、リーマンショック後の第 3 期（2008 年 9 月～2016 年 7 月）に為替レートの説明力がないという点においては一致しており、リーマンショック以降円安が貿易収支を改善しないという本稿全体としての主張は変わらない。

アベノミクスで異次元の金融緩和が行われてから、2014 年 10 月に追加緩和が行われ、2016 年の頭にはマイナス金利が導入されるなど、近年の日本の金融政策のもとでは、円の為替レートは減価しやすい状況になっているといえる。しかし、円安が進行するだけでは日本の輸出が増えないため、円安が進行したことに対して単純に喜ぶことは間違っているだろう。日本の輸出を本当に増やしたいのであれば、為替による効果に期待するのではなく、アベノミクスの第三の矢である成長戦略を強化し、日本の競争力を高めることが重要ではないだろうか。

前節と本節では、近年円安になっても輸出が増えないと指摘した。そこで次節では、輸出が増えない原因について、企業の価格戦略という視点から為替レートのパススルー率を推定することで検証を行う。

5. 為替レートパススルー率の実証研究

本章では、為替レートの変化が輸出価格に与える影響を検証する。本章の目的は、為替変動が輸出価格に及ぼす影響、並びに為替変動と輸出価格の関係性を明らかにすることである。この目的を達成するために、円安期・円安時においての円建て輸出価格へのパススルー率を算出するアプローチを用いた。その理由は、パススルー率を求めることにより為替変動が輸出価格にどのような影響を与えたのかが直接的かつ直感的に分かるからである。5-1.節では貿易取引通貨の比率が輸出入価格に与える影響、5-2.節では為替レートのパススルー率を検証する。

5-1. 貿易取引通貨の比率が輸出入価格に与える影響

まず、本節では、日本の貿易取引通貨比率からみる貿易赤字の拡大の原因を考える。

図 41 は、2016 年上半期における日本の輸出と輸入それぞれで使用された通貨の割合を、また図 42 はその 2000 年下半期からの推移を示している。これらの図からわかるように、日本の貿易の外貨建て取引の割合は、輸入が 8 割、輸出が 6 割と、輸入における割合の方が大きい。円安になると、短期的には外貨契約の輸出入価格が上昇するが、輸入の外貨建て取引の割合の方が大きいため輸出金額よりも輸入金額が拡大する。そして、長期的には、（1）輸入金額拡大に伴う輸入数量の縮小と、（2）現地販売価格の引き下げによる輸出数量の拡大、が起きれば貿易収支は改善する。しかし、（1）に関しては、企業の海外現地生産が年々加速していることから、（2）によって輸出数量が拡大してもそれに伴って部品輸入数量も増加するため、近年（1）の輸入数量縮小効果は薄まってきているといえる。そこで、（2）の影響が近年重要になってきているといえる。（2）に関しては、為替レートが変動した時にその影響をどれだけ輸出価格に反映させるかという企業の価格戦略によって大きく左右される。円安になっても輸出価格が低下しなければ輸出数量拡大効果は見込まれず、長期的な貿易収支改善効果も見込めないだろう。

そこで、次節では、（2）の現地販売価格の引き下げによる輸出数量の拡大効果が実際に起こっているかを、為替レートの変動に対して企業がどのように輸出価格を調整するかを表す為替レートパススルー率を計算することで検証していく。

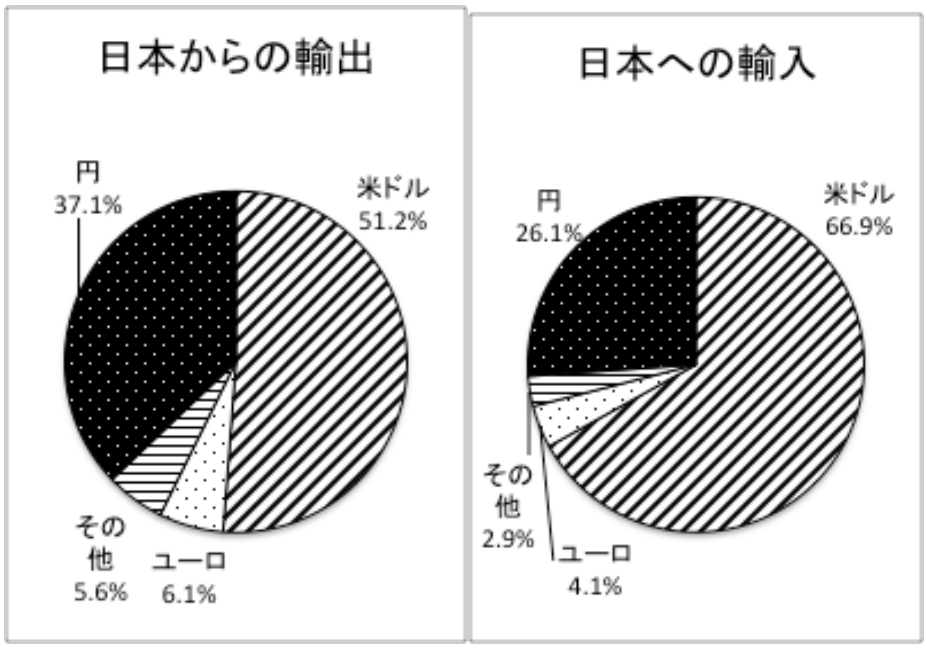


図 41　日本の貿易取引通貨別比率（2016 年上半期）

出所）財務省「貿易取引通貨別比率」より作成。

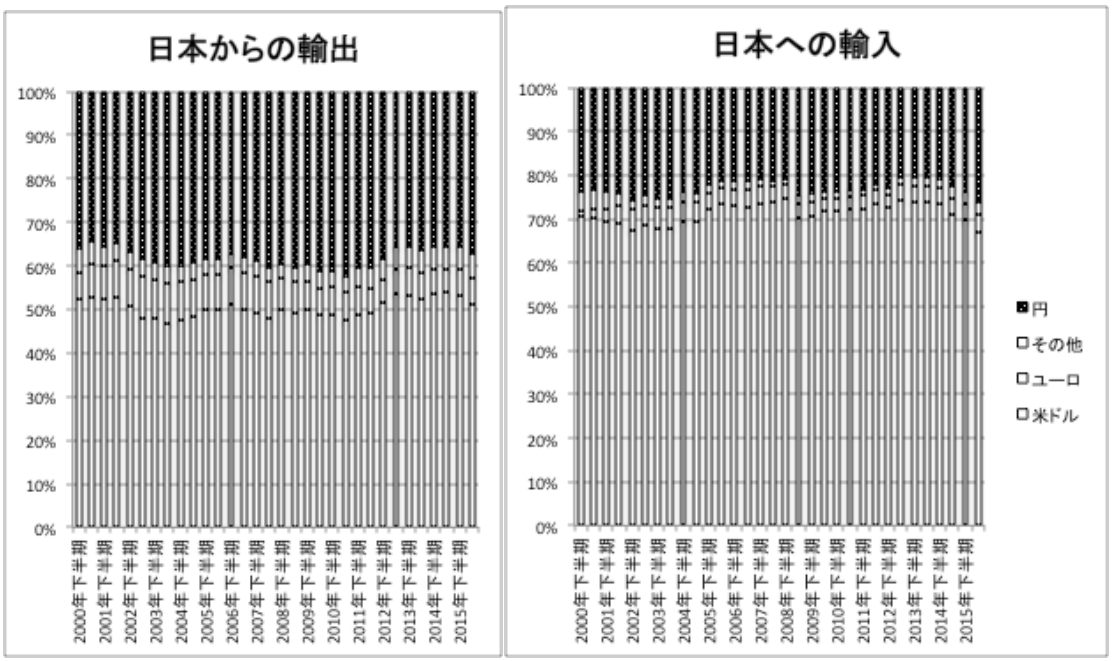


図 42　日本の貿易取引通貨別比率の推移

出所）財務省「貿易取引通貨別比率」より作成。

5-2. 為替レートパススルー率の概要

5-2-1. パススルー率の定義

まず始めに為替レートのパススルー率とは何か定義する。パススルー率とは、為替変動の変化をどの程度貿易財の価格変化に反映させるかを表す指標である。例えばドルに対し円が10%増価した場合、日本企業が円建て輸出価格を10%値上がりさせると、パススルー率は100%となり、これは完全なパススルーと呼ばれる。言い換えると、完全なパススルーとは為替変動リスクを全て輸入サイドに負担してもらう仕組みである。また同じようにドルに対し10%の円高があった場合、もし日本企業が輸出先でのドルの価格上昇を避けたいがゆえに円建て輸出価格を割り引くと、ドル建て価格の上昇率は10%ではなくなる。言い換えると、現地での価格を安定させるために、円建ての輸出価格を安くすることで円高による現地価格上昇を吸収する行動であり、これは不完全なパススルーと呼ばれる。

まとめると、パススルー率が高い場合は、為替変動リスクを相手に負担してもらう割合が高いということであり、逆にパススルー率が低い場合は為替変動リスクを自らが負担する割合が高いということである。このパススルー率という指標を用いることにより、円安が日本の輸出価格に及ぼす影響を観測することが可能である。

5-2-2. パススルー率の先行研究

続いてパススルー率に関する先行研究を見ていく。パススルー率に関する先行研究は数多く存在するが、特にパススルー率への関心を高めることにつながった出来事は1980年代におけるアメリカでの輸出入でのパススルー率の非対称性である。代表的な先行研究を挙げると、まずFroot and Klemperer (1989) は、市場が不完全競争になる要因の一環として、輸出企業は輸出先でのシェアを保つためにパススルー率を低く保っていることを挙げた。また Vigfusson, Sheets, and Gagnon（2005）らは、輸出サイドの視点から米国へのパススルー率を求めることに着目した。結果としては、輸出価格のパススルー率は地域特有の要因（アジア金融危機など）に影響を受けることが分かった。

近年ではCeglowski（2010）は、1992年から2006年にかけての米国の輸入価格から見た2国間のパススルー率の検証を行った。また2国間のパススルー率に関する代表的な先行研究として、Campa and Goldberg (2005)が挙げられ、彼らはOECDの23カ国を対象に、それぞれの輸入におけるパススルー率を検証した。

同時に日本のパススルー率に関する先行研究も多く存在する。例を挙げると、まず木村・河井・田中（1996）は、1985年以降の円高期において日本の輸出価格の変動の最も大きかった原因は為替変動であると考え、為替変動に伴う価格変化を使用して貿易障壁を検出する枠組みを開発したと同時にパススルー率を求めた。またParsons and Sato(2007)は、米国・欧州・東アジアと地域別の日本の輸出企業のパススルー率の推移を求めた。結果的にはアメリカへの輸出においてはPricing-to-Market (PTM)行動[14]が検証されたのに対し、東アジアにはそれほど見られなかった。

また塩路（2010）は、時変係数VARモデルを用いて1980年から2010年の間のパススルー率の検証を行い、時変係数VARモデルを用いる利点としては、「どのタイミングでどの程度のパススルー率の変動が起きていたかを明らかにすることができる点にある」[15]と発表した。そして最後に佐藤・清水（2014）は、近年、特にアベノミクス後ではなぜ円安になっても貿易収支が改善しないのかの研究の一環で、円の価値の変化以外にも輸出企業の生産価格の変化も考慮したモデルを使用し、1980年から2013年にかけてのパススルー率の推移を分析した。以上の研究を踏まえ、次節からパススルー率の検証を行う。

5-3. 為替レートパススルー率の検証

本節では、実際にパススルー率を求め、その推移を検証・分析していく。まず本論文で用いた分析方法の説明したのちに、用いたデータについて解説する。最後に結果をまとめた後、得られた結果の考察を行う。

5-3-1. 分析方法

パススルー率の算出方法は何通りか存在するが、そもそも2国間のパススルー率を検証するのか、あるいはaggregateのパススルー率を求めるのかで異なってくる。本論文ではaggregateのパススルー率に注目する。まず代表的な分析手法としてあげられるのが、佐藤・清水(2014)による重回帰分析を用いた検証[16]と、塩路（2010）によるVARモデルを用いたパススルー率の分析である。本論文では、(5)式のように表される、木

---

14 佐々木(1996)の定義を借りると、PTM 行動とは「為替相場が変わるときに、企業が戦略的に国内販売と海外販売（輸出）とで同一製品の相対価格を変化させること」である。

15 塩路(2010)

16 清水・佐藤（2014）は、$\Delta lnP_t^X = \beta_0 + \beta_1 \Delta lnE_t + \beta_2 \Delta lnP_t^D + \varepsilon_t$の回帰式を用いた。

村・河井・田中（1996）の用いた、円ベース輸出物価のパススルー率算出式を使用する[17]。

$$EPT = 1 + (\Delta PX(yen)/\Delta E) \quad (5)$$

（5）式において$Px(yen)$は円建て輸出価格、Eは名目為替レートを示す。またΔは各々の変化率を表す。

この式はEPTを変換することによって算出される。EPTは円の増価率に対してどの程度輸入国サイドの輸入価格が変化したかを測るものであり、（6）式のように表される。

$$EPT = \Delta PM(foreign)/\Delta E \quad (6)$$

（6）式において$PM(foreign)$は外貨建て輸入価格を示す。ここで２国間の輸送費を無視し、式を変形すると（5）式が求められる。

例を挙げると、もし円の価値が20%増価するのに対し、輸入国側の輸入価格が5%しか上がらなかった場合、EPTは25%となり、これは輸出国側の輸出価格の変化に置き換えると、円の20%の増価のうち5%を除いた15%の下落の負担を追うことを意味する。つまり、{20+(-15)}/20 = 25%となる。これは上記の（5）式と一致する。

この分析手法を用いる際の注意点としては、輸出価格は為替変動以外の要因でも変化するということである。つまり、この手法では為替変動以外でパススルー率の変動に寄与した要因もが加味されており、為替変動のみが与える影響を抽出できない点である。具体的に言うと、円建て輸出価格の変動は為替変動のみならず、「輸入中間財の価格変化、技術革新、リストラなどによる生産コストの変化」などが原因として挙げられる[18]。

5-3-2. データ

（5）式を通じパススルー率を求めるため、我々は輸出価格（Px）においては日本銀行の公開している円建て輸出価格指数(2010年基準)、為替変動（E）においては同じく日本銀行の公表している名目為替相場指数を用いた。

---

[17] パススルー率を求めるにあたりなぜ清水・佐藤（2014）の回帰式を使用しなかったかというと、彼らが分析に用いた「契約通貨ベースの名目実効為替相場」というデータが入手不可能だったためである。通常の名目実効為替相場指数で代替を試みたが有効な結果が得られなかった。そのため、木村・河井・田中(1996)の式を用いることにした。

[18] 木村・鈴木・斎藤・鈴木・島田・室田（1997）

またパススルー率の推移を分析する際、観察を行う期間の区間分けを行った。分ける軸となったのは、まず我々は過去の円安・円高時に日本企業のパススルー率はどのようにして変化していくかを分析するため、1980年から2016年の間の期間を10つに区分した[19]。区分は、図 43の1980年から2016年の日本の名目実効為替相場の上昇・下降の傾向により区切った。以下がその区分である：

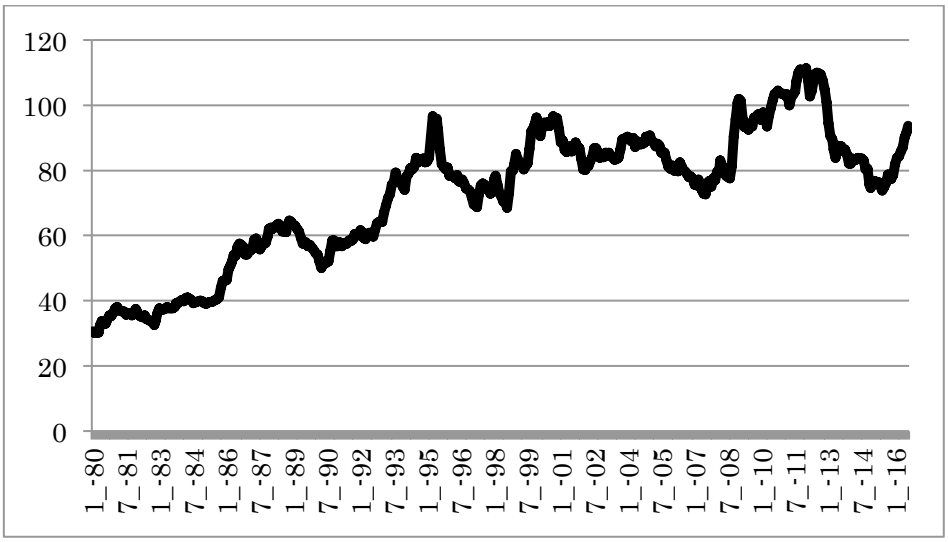


図 43　1980 年から 2016 年の日本の名目実効為替相場

出所）日本銀行「名目実効為替レート指数」より作成

1) 1980年1月～1985年10月　　（円安期）
2) 1985年10月～1988年11月　　（円高期）
3) 1988年11月～1990年4月　　（円安期）
4) 1990年4月～1995年4月　　（円高期）
5) 1995年4月～1997年2月　　（円安期）
6) 1997年2月～2000年9月　　（円高期）
7) 2000年9月～2007年7月　　（円安期）
8) 2007年7月～2012年10月　　（円高期）
9) 2012年10月～2015年6月　　（円安期）
10) 2015年6月～2016年8月　　（円高期）

[19] サンプル期間を 1980 年からとった理由は、清水・佐藤(2014)のパススルー率の研究と同区間で検証を行うためである。

5-3-3. 分析結果

図 44から図 52まで、1980年から2016年にかけての全産業の総合的な傾向として、パススルー率の下降トレンドが見てとれ、これらは多数の先行研究と一致する結果となっている。また産業別に見ても、電気機器を除く他６つの産業は全てパススルー率の下降トレンドがうかがえる。

次に円安時・円高時にパススルー率はどのように推移していくか分析を行う。まず、図 45の全産業を総合したものを見ると、円安時には円高時に比べ比較的パススルー率が高くなっている傾向があると言えるが、図 46から図 52まで産業別に見ると、明確なパターンは確認することができない。つまり、輸出企業の円安・円高時におけるパススルー率の設定は産業によって異なる上、それぞれの産業内でも確立されたルールは存在しないことがわかった。これは木村・その他(1997)の先行研究と一致する結論である。しかしながら全産業を合わせたパススルー率を見ると、円安時には高まり円高時には低くなる共通パターンが浮かび上がってきた。

よって、以上の分析により導き出せる結論は、（１）日本の輸出企業のパススルー率は下降トレンドにあり、（２）産業別では円高時・円安時においてのパススルー率の設定に明確なパターンは把握できないものの、（３）パススルー率は円安時には上昇し円高時には下降する、ということである。

続いて本論文の注目点である近年の傾向に注目して分析を行う。我々の分析結果によると、アベノミクス始動後、パススルー率の上昇が観測された。そしてアベノミクスが始まって以来続いていた円安傾向は、2015年の半ばを境に円高傾向へと方向性が転じ、この円高化に乗じて、我々の求めたパススルー率も再び低下が見られた。この結果は、清水・佐藤（2014）が求めた結果とは異なるものとなった。我々の結果は、円安時に各企業は現地価格を低め、円高になると現地価格の上昇を抑えているということを示している。つまり、日本の輸出企業は現地価格の競争率を高く保とうという狙いが存在しているということが垣間見える。これは次の考察部分で詳しく見ていく。

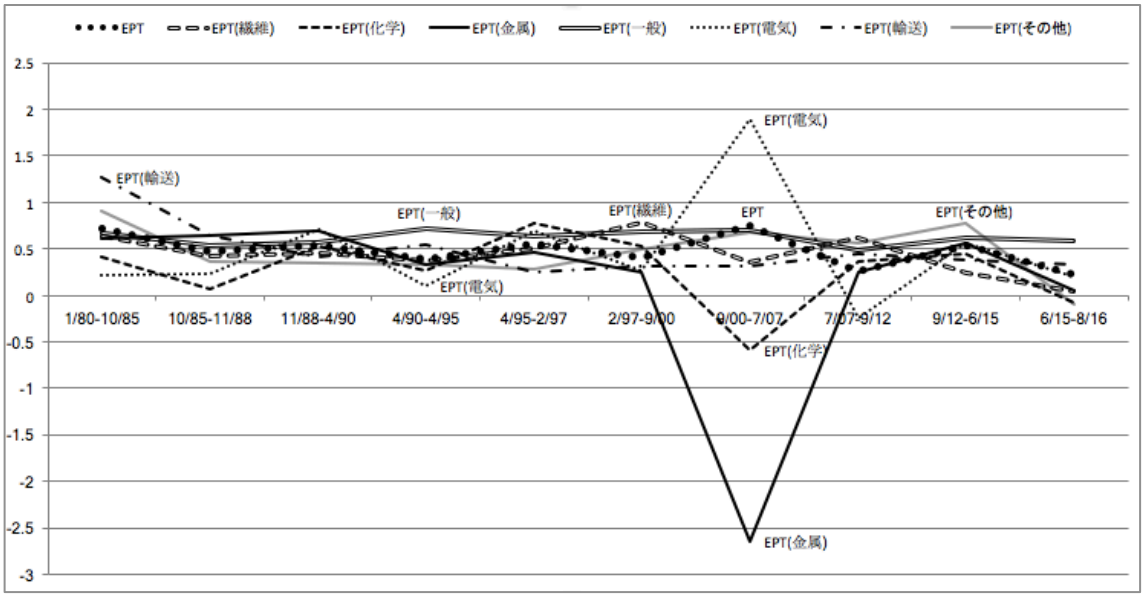


図 44　全産業の輸出パススルー率（1980 年から 2016 年）

出所）日本銀行「名目実効為替レート指数」「企業物価指数：2010 年基準円ベース総平均・類別繊維・化学・金属・一般・電気・輸送・その他」より作成

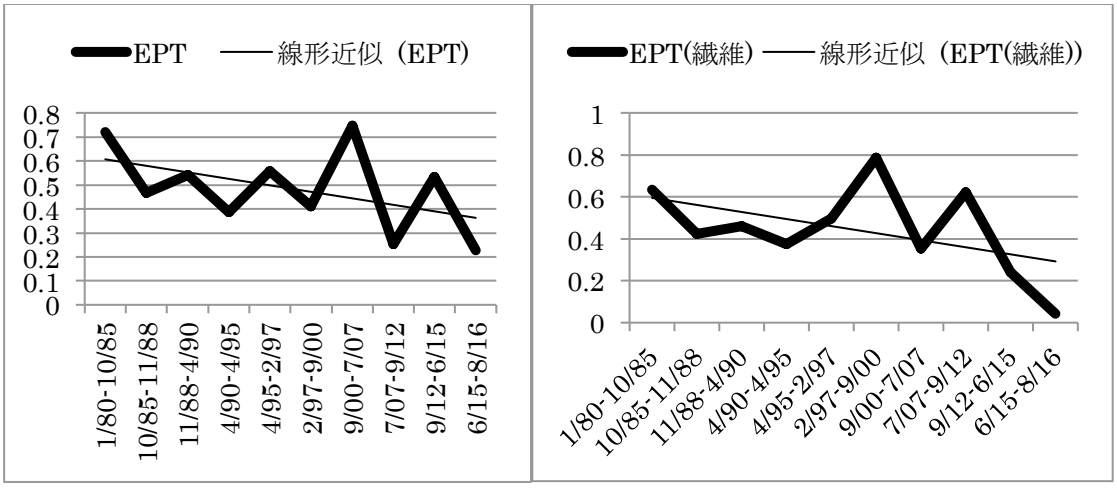
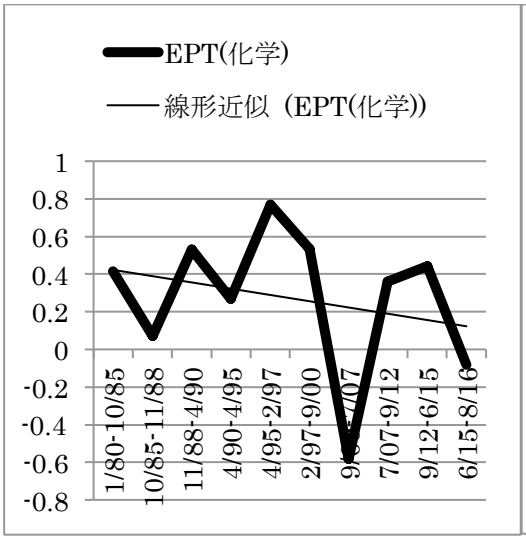


図 45　輸出パススルー率（全産業）

図 46　輸出パススルー率（繊維製品）

出所）日本銀行「名目実効為替レート指数」「企業物価指数：2010 年基準円ベース総平均・類別繊維」より作成



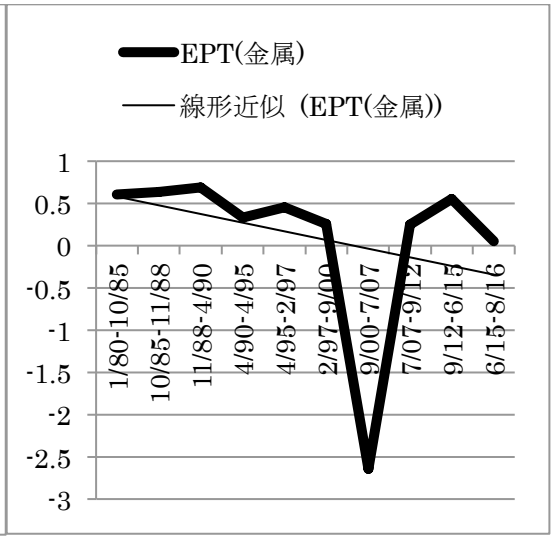
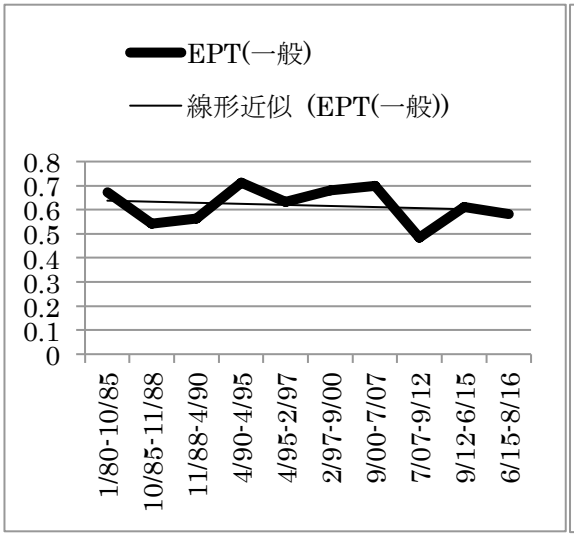


図 47　輸出パススルー率（化学製品）

図 48　輸出パススルー率（金属製品）

出所）日本銀行「名目実効為替レート指数」「企業物価指数：2010 年基準円ベース類別化学・金属」より作成



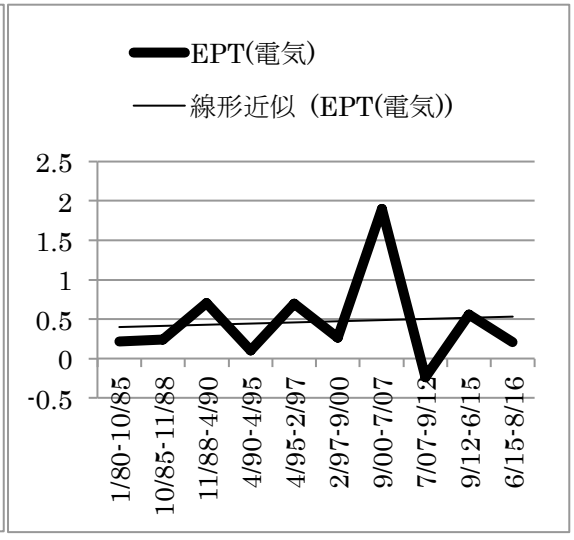


図 49　輸出パススルー率（一般機械）

図 50　輸出パススルー率（電気機械）

出所）日本銀行「名目実効為替レート指数」「企業物価指数：2010 年基準円ベース類別一般・電気」より作成

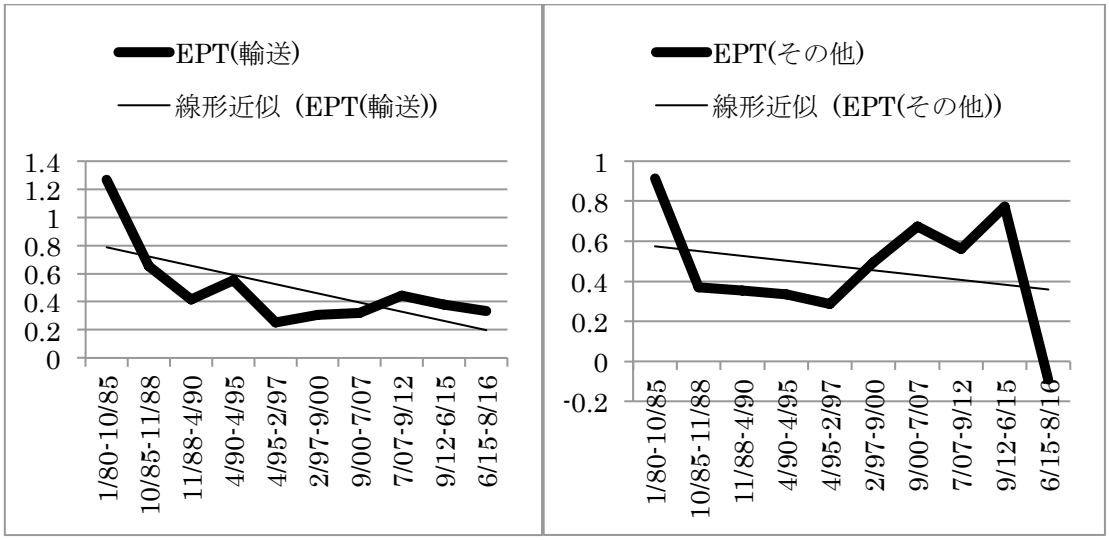


図 51　輸出パススルー率（輸送機器）

図 52　輸出パススルー率（その他製造品）

出所）日本銀行「名目実効為替レート指数」「企業物価指数：2010 年基準円ベース類別輸送・その他」より作成

5-3-4. 考察

以上の結果を受けて浮かぶ疑問は4つある。

（1）なぜ日本の輸出財のパススルー率は低下しているのか。

（2）なぜ為替レートの変動が輸出価格に及ぼす影響は小さくなってきているのか。

（3）そもそも、為替変動は輸出価格の決定要因とみなされているのか。

（4）パススルー率の低下は、2章で述べた輸出価格要因が貿易黒字への寄与要因であることとどのような関係性があるのか。

本節では、この4つの観点より考察を行う。

まずは、1つ目の疑問点を分析するため、円高・円安時においてパススルー率を低めるメリットを挙げてみる。円高時においてパススルー率を低下させるということは、本来であれば値上がりするはずの現地価格の上昇を抑えるということである。つまり、企業は輸出先での価格安定化を図ることにより、市場シェア・価格競争力を保つことができる。逆にデメリットとしては、輸出企業が為替リスクの吸収をすることにより、円建て輸出価格が本来より低く設定されているということである。

一方で円安時においてパススルー率を低下させるということは、現地価格は本来下落

するはずであるところを高く保っているということである。つまり、輸出企業は為替差異によって利潤を確保することができる。デメリットとしては、高いパススルー率であれば現地価格を下落させることでより価格競争力を高めることができるはずであるのに、それを行えないことである。

つまり、日本の輸出企業がパススルー率を総合的に低下させている意図としては、現地価格の安定化並びに価格競争力の維持が存在していると言える。

しかしながら、3点目の疑問で挙げている通り、為替変動のみによって日本の輸出企業が価格設定行動をベースしているとは考えづらく、そもそも為替変動を考慮せずに価格設定を行なっている可能性も十分にある。その証拠として、まず1つ目に経済産業研究所の海外生産を行っている日本企業へのヒアリング調査の結果によると、日本の輸出企業は価格改定を行う際、為替変動に合わせてではなく輸出財のモデルチェンジにあわせ行っていると判明した[20]。更に、日本の輸出企業は最終財・中間財にしろ、プライスセッターではなくプライステーカーであるが故、自由に価格設定を操ることが難しいと言える。言い換えると、輸出先での市場競争力の問題があるため、為替変動よりかはそれに合わせた価格設定行動をとっているとも言える。つまり、3つ目の疑問点に関していうと、企業は自社製品のモデルチェンジの時期に合わせ価格を変更することや、日本の輸出企業はプライステーカーであることを考慮すると、そもそも為替変動は価格決定要因の1つとして扱われていないケースもあるということが言える。

また1990年以降急速に進み上昇している海外生産比率の影響で、同一企業内での中間財取引が増え、輸出企業は日本円の為替変動に以前ほど敏感でなくなってきていると言える。親会社と現地法人との間で取引を行う際、為替によって価格が変動するよりも、価格を安定化させた方が都合が良いのである。これは2つ目の疑問点の分析を成すだろう。

さらに4点目の疑問である2章で言及された、「輸出価格要因がアベノミクス後の貿易黒字の最も大きな寄与要因である」という観測の裏付けとして、円建てに比べ大きな比率を占めている外貨建て取引の比率があげられる。本章の第1節で述べた通り、現在では輸出の6割は外貨建て取引で執り行われておりその中でも、ドル建て取引が際立って多い。この理由としては、（１）最終輸出地は未だ米国が大きな割合を占めていること、（２）東アジアとの中間財貿易を行う際もドルが世界の基軸通貨であることにより利便性が高いこと、の2点があげられる。ではなぜ外貨建て貿易取引比率が高いと、日本の輸出価格が黒字に働きかけるのか。それは、外貨建て取引のパススルー率は、安定的に

[20] 伊藤・その他（2008）

低くされているからである[21]。

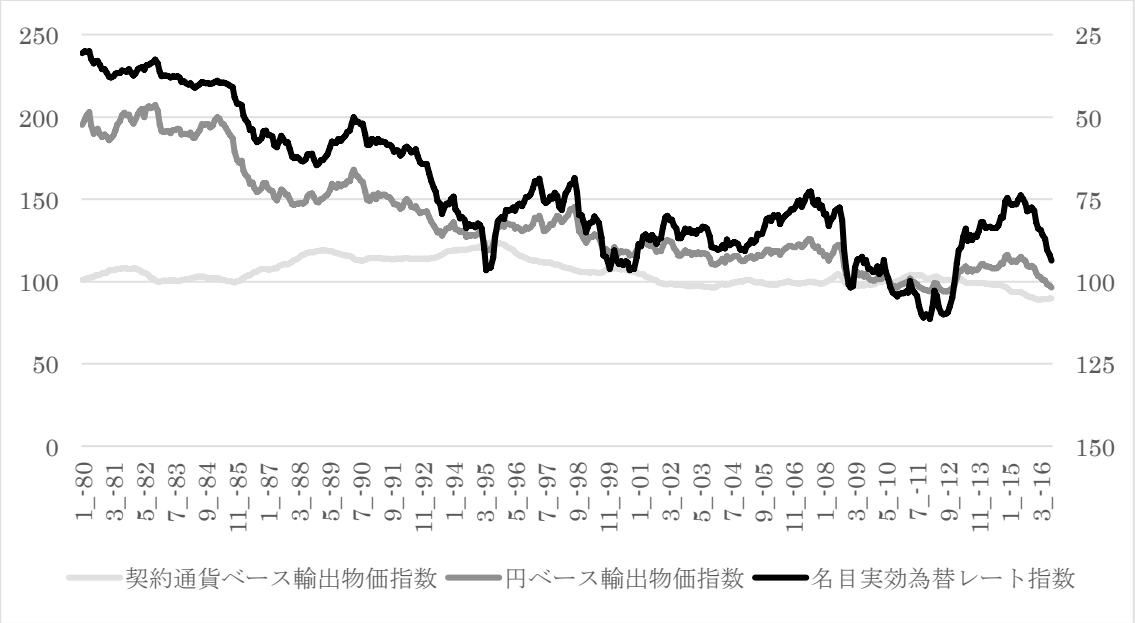


図 53　名目実効為替相場と輸出価格の関係[22]

（左軸が輸出物価指数、右軸が名目実効為替レート指数を表す）

出所）日本銀行「名目実効為替レート指数」「企業物価指数：2010年基準円ベース総平均」「企業物価指数：2010年基準契約通貨ベース総平均」より作成

図 53から読み取れるように、契約通貨ベースの輸出物価指数は、円ベースの輸出物価指数に比べ、変動幅が少ない。つまり、契約通貨ベースでの輸出物価指数は、円ベースのものよりもパススルー率は安定的に低いということがわかる。この外貨建て取引のケースを具体的に円安時・円高時に置き換えて考えてみる。円高時には、外貨建てでの

[21] 補足として、なぜ今回の分析では契約通貨ベース輸出物価の分析を行わず、円ベース輸出物価のパススルー率だけを求めたかを説明する。主な理由は 2 つある；（1）円の変化率を測る指数はあっても、契約通貨の変化率を測る指数が手に入らないため契約通貨ベースでのパススルー率を算出しようと思っても為替の変化率という外生変数がそもそも作ることができなかった、さらに（2）前記に付随して、今回の主な目的は円の為替変動に伴うパススルー率の変化の検証であったためである。さらに第 3 節の考察部分において外貨建て取引のパススルー率について言及しているが、これはグラフから読み取れる傾向のことであり、具体的な数値は上記の理由により算出することができなかったことに変わりない。

[22] 契約通貨ベース・円ベース輸出物価指数は左軸、名目実効為替相場指数は右軸で取ってある。さらに円安・円高時の為替レートと輸出額の関係性を見やすくするために右軸は数値を反転させてある。

設定価格を安定的に同じに保つということは、換算される円は相対的に減るということである。一方で、円安時に外貨建てでの設定価格を同じに保つと、逆に換算される円は相対的に増えるということによる。これが円安時の外貨建て取引の為替差益の原理であり、外貨建て貿易取引においては、アベノミクス後の円安時にパススルー率は低いままにし、為替差益で各企業は利益を上げていたと言える。まとめると、輸出取引の6割を占める外貨建て取引におけるこの為替差益行動こそが、アベノミクス後の輸出価格が貿易黒字に寄与する仕組みである。

また、この行動は、円建て取引においてパススルー率を高めているのと逆の動きになるが、これらの行動は矛盾していない。なぜかというと、円建て取引・外貨建て取引どちらにおいても、現地価格の安定化を目指しているからである。そもそも円建て取引を行うと、輸入側に為替の負担を負わせていることになるので、パススルー率を調整するのは価格競争力を保つためには必然と考えられる。逆に、外貨建て取引においては輸入側の通貨を扱うケースが多い為、元から為替変動のリスクは輸出側が追っているためパススルー率を低めるのは合理的である。

さらに、近年での貿易取引においての円建ての比率は比較的低くなってきている。つまり、企業の為替差益で得る利益の方が、企業が円建て取引においてパススルー率を高め現地価格を下げることによる為替リスク負担額を上回り、結果的に貿易黒字への最大の寄与要因であるという観測の裏付けとなる。言い換えると、円建て以外での貿易取引が増えているため、円安時においては企業の為替差益行動が貿易収支のプラス要因においての輸出価格の寄与率を高めていることになる。

以上をまとめると、日本の輸出企業がパススルー率を低めていて、円安の影響が輸出価格に影響を及ぼしにくくなっている原因として、（1）現地価格安定化・競争力維持、（2）海外生産比率の上昇、（3）円建て取引に比べ外貨建て取引の占める割合の大きさ、（4）各社はモデルチェンジの時期に合わせ価格設定行動をとること、（5）日本の輸出企業はプライステーカーであること、が挙げられる。

5-4. まとめ

本章では、為替レートの変動が輸出価格に及ぼす影響、並びに為替変動と輸出価格の関係性を明らかにすることが目的であった。そのためのアプローチとして、円安期・円安時においての円建て輸出価格へのパススルー率を算出した。その理由は、パススルー率を求めることにより為替変動が輸出価格にどのような影響を与えたのかが直接的かつ直感的に分かるからである。

分析の結果、まず円建て輸出価格へのパススルー率は下降トレンドにあるということが明らかになった。さらに円高時・円安時に分けて観測を行うと、産業別では明確なパターンは存在しないが全産業を合わせると円高時にはパススルー率は低くなり、円安時にはパススルー率は高くなる傾向が読み取れた。

考察では、日本企業が為替レートのパススルーを低め、円安の輸出価格へ与える影響が薄まってきている原因として以下の5点を指摘した。（1）日本の輸出企業は海外市場での競争力維持を目的として現地価格安定化を図っている。（2）日本企業の海外現地生産が加速し企業内貿易が増加した結果、以前と比べて為替レートが輸出価格を決める決定的要因ではなくなっている。（3）円建て取引に比べ外貨建て取引の占める割合が大きく、さらに外貨建て取引の方がパススルー率は低くなっている。（4）日本企業は為替レートの変動よりもむしろそれぞれの製品のモデルチェンジに合わせて価格設定を行なっている。（5）日本の輸出企業はプライステーカーである。

本稿では一貫して近年円安になっても輸出は伸びないと主張してきた。本章では、日本企業が為替レートのパススルー率を低め、円安が輸出価格へ与える影響が小さくなっていることがその主因であると結論づける。その他に考えられる原因として、2, 3章で挙げた、中国を始めとした各国経済成長の失速による世界的な貿易取引量の減少や、中国や韓国製品の競争力が高まっている中で海外市場における日本製品の魅力が相対的に低下していること、などが挙げられる。今後の研究では、日本の輸出が増えない原因として、世界の景気と貿易取引量の関係の分析や日本の輸出競争力の検証などを行っていきたい。

6. 結論

6-1. 結論

2012 年末から始まったアベノミクスで異次元の金融緩和が行われ、それまで 80 円台付近で推移していた円ドル為替レートは円安へ向かい、2013 年初頭には 100 円台、2015 年初頭には 120 円台にまで減価した。当初はアベノミクスによる円安進行で日本の貿易収支が改善するという期待があった。円安による輸入価格の上昇で一時的に貿易赤字が拡大するが、輸出価格低下による輸出数量の増加によって、長期的には貿易収支は改善するという J カーブ効果が働くと期待されたからである。しかし、それ以降日本の貿易収支は 2014 年 1 月をピークに赤字を拡大し続け、貿易収支黒字に回復したのは 2015 年の初頭であった。このような背景から、近年では円安に貿易収支を改善する効果はなくなっており、貿易収支に大きく影響を与える他の要因があるのではないかと議論されている。

清水・佐藤(2014)は、1985 年から 2013 年 9 月までの期間で J カーブ効果の検証を行い、1999 年以降 J カーブ効果は存在していないと結論付けている。しかし、アベノミクスによる円安は J カーブ効果を発揮しなかったと結論付けることはできないだろう。なぜなら、清水・佐藤(2014)の分析ではアベノミクスが施行されてから 10 ヶ月程度のデータしか使用されておらず、J カーブ効果が表れるのに時間がかかっており、まだその効果が現れていない可能性が考えられるからである。アベノミクスにより円安が進行し始めた 2012 年末から貿易収支が改善し始めた 2014 年 2 月までの 1 年以上のラグは、円安の効果が現れるのに 1 年かかったのか、もしくはもはや円安に貿易収支を改善する力はなく、他の要因に貿易収支が大きく影響されただけなのか、簡単に判断することはできない。

以上を踏まえて、本稿では直近の 2016 年までのデータを用いてアベノミクスの影響を含めた近年の円安が貿易収支に与える影響を、貿易収支の要因分解、J カーブ効果の検証、外生的要因の検証、為替レートのパススルー率の検証、の 4 つのアプローチから検証を行い、近年円安が日本の貿易収支に与える影響を検証した。そして、近年グローバル化する日本企業の生産活動と価格戦略のもとでは、円安は輸入金額を拡大させるだけで輸出数量の増加にはつながらない、と結論付けた。

第一に、特にアベノミクスが始まってから輸入金額が大幅に拡大した主因として、（1）原油と L.N.G.価格の高騰と円安によるその輸入価格の拡大、（2）日本企業の海外生産が加速し中間財の輸入が増えた結果、円安による輸入金額拡大効果を大きく受けたこと、

（3）円安は外貨建て輸出入価格を拡大させるが、輸出よりも輸入における外貨建て取引の比率が高いため、輸入価格の拡大幅の方が大きいこと、を示した。

第二に、近年円安になっても輸出が伸びない主因として、日本の輸出企業が為替レートのパススルー率を低めており、円安の輸出価格へ与える影響が薄まってきていることを挙げた。その原因として以下の 5 点を指摘した。（1）日本の輸出企業は海外市場での競争力維持を目的として現地価格安定化を図っている。（2）日本企業の海外現地生産が加速し企業内貿易が増加した結果、以前と比べて為替レートが輸出価格を決める決定的要因ではなくなっている。（3）円建て取引に比べ外貨建て取引の占める割合が大きく、さらに外貨建て取引の方がパススルー率は低くなっている。（4）日本企業は為替レートの変動よりもむしろそれぞれの製品のモデルチェンジに合わせて価格設定を行なっている。（5）日本の輸出企業はプライステーカーである。

また、日本の輸出が伸びない原因として、中国経済の失速など、世界景気の動向の影響も大きく受けるという結果が得られたが、本稿では深く分析を進めなかったため、今後の研究でさらに分析を進めていきたい。さらに、日本の輸出を本当に増やしたいのであれば、為替による効果に期待するのではなく、アベノミクスの第三の矢である成長戦略を強化し、日本の競争力を高めることが重要であると述べたが、日本製品の海外市場における競争力についても、今後検証すべき点である。

6-2. 政策提言

以上の結論を踏まえて、簡単な政策提言を行う。

政策提言（１）国内利益還元政策

日本企業が海外拠点で生産活動を行うと輸出代替効果が生じ、日本の貿易収支は目減りする。日本企業の海外子会社での利益が国内に還元されるには、第一次所得収支がその分黒字を回復していなければならない。しかし、清水・佐藤(2014)によると、海外市場での売り上げのシェアが高まっている昨今では、研究開発を海外拠点で行うために、海外拠点に利益を留保する動きがみられる。法人税の引き下げなど、国内での研究開発を促進し、海外拠点での利益を国内に還元する政策が必要だろう。

政策提言（２）エネルギー政策

日本はエネルギーの多くを輸入に依存していることから、先進国の中でも原油価格の変動や、災害時の需要ショックに脆弱である。今後南海トラフにおける地震の発生が懸念されているように、想定外の外的要因に耐えうるエネルギー供給を強化するべきだろう。また、2016 年 11 月 4 日に世界各国が温暖化対策に協力する「パリ協定」が発効し、日本は環境先進国として CO2 の大幅削減が期待されており、長期的なエネルギー戦略の議論を進めなければならない。一方で、「パリ協定」によって途上国にも環境対策が義務付けられたため、今後環境技術の市場は世界的に拡大していくと考えられている。こういった背景から、エネルギー政策の促進は日本にとって課題であり、同時にチャンスでもあるといえる。今後再生可能エネルギーの開発や、環境技術への投資を促進する政策を積極的に進めていくべきだろう。

政策提言（３）円建て貿易取引の促進政策

円安に伴う輸入金額拡大を緩和するには、輸入における円建て取引の比率を高めることが一つの解決策となる。また、J カーブ効果によって輸出数量が増えるためには、円建て輸出取引の比率が高まることが重要である。貿易取引における円の使用を促進する政策は過去に行われたが、日本企業は USD を使用することを好むため、その政策は失敗してきた。今後いかにして企業に円建て貿易取引比率を高めるインセンティブを与えていくかが重要な課題だろう。

参考文献

Backus, D. K., Kehoe, P. J. and Kydland, F. E. (1998) “Dynamics of the trade balance and the term of trade: the J-curve?,” *American Economic Review*, 84, 84–103.

Bahmani-Oskooee, M. (1985) “Devaluation and the J-Curve: Some Evidence from LDCs,” *The Review of Economics and Statistics*, 67(3), 500-504.

Bahmani-Oskooee, M. and A. Ratha. (2004) “The J-Curve: A Literature Review,” *Applied Economics*, 36(13), 1377-1398.

Bahmani-Oskooee, Mohsen. and Gour 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), pp.102-113.

Campa, J.M. & Goldberg, L.S. (2005) “Exchange Rate Pass-Through into Import Prices,” *Review of Economics and Statistics.* 87(4): 679-690. doi:10.1162/003465305775098189

Ceglowski, J. (2010) “Exchange Rate Pass-Through to Bilateral Import Prices,” *Journal of International Money and Finance.* 29(8): 1637-1651.

Froot, K.A. & Klemperer, P. (1988). “Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters,” *The American Economic Review.* Vol 79(4): 634-654.

Fukunaga, Ichiro, Naohisa Hirakata, and Nao Sudo (2011) “The Effects of Oil Price Changes on the Industry-Level Production and Prices in the United States and Japan,” in *Commodity Prices and Markets*, NBER East Asia Seminar on Economics, Volume 20,pp.195-231, University Chicago Press.

Haynes, S. and Stone, J. (1982) “Impact of the terms of trade on the US trade balance: a reexamination,” *Review of Economics and Statistics*, 702–6.

Junz, H. B. and Rhomberg, R. R. (1973) “Price-competitiveness in export trade among industrial countries,” *American Economic Review*, 63(2), 412–18.

Lee, J. and Chinn, M. D. (2002) “Current account and real exchange rate dynamics in the G-7 countries,” *IMF Working Paper*, (#WP/02/130).

Magee, S. P. (1973) “Currency Contracts, Pass-through, and Devaluation,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 303-323.

Marazzi, M., Sheets, N., & Vigfusson, R. (2005) “Exchange Rate Pass-Through to U.S. Import Prices: Some New Evidence,” *Board of Governors of the*

Federal Reserve System: International Finance Discussion Papers. Number 833.

Meade, E. E. (1988) "Exchange rates, adjustment, and the J-curve," *Federal Reserve Bulletin*, October, 633–44.

Parsons, C.R. & Sato, K. (2007) "New Estimates of Exchange Rate Pass-Through in Japanese Exports," *Center for International Trade Studies*. Working Paper 2007-02.

Pesaran, M. H. and Shin, Y. (1995) "An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis," in *Centennial Volume of Rangar Frisch (Eds) S. Strom*, A. Holly, and P. Diamond, Cambridge University Press, Cambridge.

Pesaran, M. Hashem, Yongcheol Shin and Richard J. Smith (2001) "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships," *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289-326.

伊藤隆敏・鯉渕賢・佐々木百合・佐藤清隆・清水順子・早川和伸・吉見太洋（2008）「貿易取引通貨の選択と為替戦略：日系企業のケーススタディ」独立行政法人経済産業研究所　RIETI Discussion Paper Series 08-J-009（2008 年 4 月）

祝迫得夫・中田勇人（2014）「為替レートが日本の輸出に与える影響の数量的評価：構造VARによる検証」RIETI Discussion Paper Series 14-J-051

祝迫得夫・中田勇人（2014）「原油価格，為替レートショックと日本経済」RIETI Discussion Paper Series 14-J-051

沖本竜義（2010）『経済・ファイナンスデータの計量時系列分析』，朝倉書店.

木村福成・小浜裕久（1995）『実証・国際経済入門』，日本評論社.

木村福成・河井啓希・田中巌（1996）「内外価格差と貿易障壁：価格データを用いた実証分析」三田学会雑誌（Keio Journal of Economics). Vol.89, No.2.（1996 年 7 月）

木村福成・鈴木英之・齋藤哲夫・鈴木俊之・島田文孝・室田弘壽（1997）「為替増価の経済効果の研究」経済分析　第 148 号　経済企画庁経済研究所（1997 年 3 月）

佐々木百合（1996）「日本企業と PTM 行動：PTM 弾力性の計測とインボイスカレンシーの影響について」日本経済研究　第 32 号　（1996 年 7 月）

佐藤亮洋・中島岳人（2013）「経常収支の黒字縮小の要因と最近の円安の影響」マンスリー・トピックス　No.018　内閣府（2013 年 5 月）

塩路悦朗（2010）「為替レートパススルー率の推移　―時変係数 VAR による再検証―」

独立行政法人経済産業研究所 RIETI Discussion Paper Series 10-J-055 (2010 年 11 月)

清水順子・佐藤清隆 (2014)「アベノミクスと円安、貿易赤字、日本の輸出競争力」RIETI Discussion Paper Series 14-J-022.

宿輪純一（2015)『通貨経済学入門　第 2 版』, 日本経済新聞出版社.

野尻純（2012)「日本の貿易収支に関する実証分析―韓国およびアメリカとの二国間貿易の研究―」早稲田大学大学院商学研究科, 323-341.

平井健之（2014)「わが国におけるワグナー仮説の再検討：ARDL バウンド検定アプローチによる実証分析」香川大学経済学部研究年報 (54), 79-103.

統計データ出所

Bank for International Settlements (BIS) *Effective exchange rate indices*, Basel: BIS.　http://www.bis.org/statistics/eer.htm

JX エネルギー「エネオス石油便覧資料・参考図」
http://www.noe.jx-group.co.jp/binran/data/

Lutz Kilian *Updated version of the index of global real economic activity in industrial commodity markets, proposed in "Not all oil price shocks are alike ...", monthly percent deviations from trend, 1968.1-2016.8*, Ann Arbor: University of Michigan　http://www-personal.umich.edu/~lkilian/

Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) *Industrial production*, Paris: OECD
https://data.oecd.org/industry/industrial-production.htm

U.S. Energy Information Administration (eia) *U.S. Crude Oil Imported Acquisition Cost by Refiners*, Washington, D.C.: eia
https://www.eia.gov/dnav/pet/hist/LeafHandler.ashx?n=pet&s=r1300____3&f=m

財務省貿易統計「輸出入額の推移（地域（国）別･主要商品別)」
http://www.customs.go.jp/toukei/suii/html/time.htm

財務省関税局「貿易取引通貨別比率」
http://www.customs.go.jp/toukei/shinbun/trade-st/tuuka.htm

日本銀行「時系列統計データ検索サイト」https://www.stat-search.boj.or.jp/