



RIETI Discussion Paper Series 14-J-022

アベノミクスと円安、貿易赤字、日本の輸出競争力

清水 順子
学習院大学

佐藤 清隆
横浜国立大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所
<http://www.rieti.go.jp/jp/>

アベノミクスと円安、貿易赤字、日本の輸出競争力[†]

清水順子（学習院大学）

佐藤清隆（横浜国立大学）

要旨

2012年末より歴史的な円高が是正され、1ドル100円前後という比較的円安の水準で安定的に為替相場は推移していたが、日本の貿易赤字は改善されるどころか、昨年よりも悪化している。2013年初めには、円安による輸入価格上昇によって当初は貿易赤字が増大するとしても、円安が徐々に輸出価格競争力を高め、輸出数量の増加とともに貿易収支も徐々に改善するというJカーブ効果が働くことが期待されていた。しかし、貿易収支が改善の兆しをみせないことから、根本的な問題は為替相場にあるのではなく、日本製品の国際競争力が低下していることにあるのではないかと危惧されている。

本稿では、上記の見解に対して以下の三点を指摘する。第一に、リーマンショック後の円高により、日本企業がアジアの生産拠点との国際分業を一層強化した結果、円安による工業製品の輸出増は同時に海外拠点からの部品輸入の増加も伴うことで、貿易収支改善効果が起こりにくい構造になっている。第二に、日本企業は海外市場で熾烈な価格競争に直面しているため、為替変動にもかかわらず現地の販売価格を安定化する行動（PTM行動）をとっている。実際にJカーブ効果の存在の有無を確認する実証分析結果からも2000年代は為替相場が貿易収支改善の効果をもたらしていないことが示された。第三に、産業別実質実効為替レートの動向を見ると、今回の円安で日本の主要産業が輸出競争力を高めていることが示唆される。したがって、円安が日本経済に与える影響については、全体としての貿易収支の動向を見て一喜一憂するのではなく、むしろ輸出競争力がどの程度回復しているのかを産業別に判断することが重要であろう。

JEL Classification: F23, F31, F33

Keywords: 円安、Jカーブ効果、為替相場のパススルー、PTM (pricing-to-market) 行動、輸出競争力、産業別実質実効為替相場

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

[†]本稿は、独立行政法人経済産業研究所におけるプロジェクト「為替レートのパススルーに関する研究」の成果の一部である。本稿の分析に当たっては、経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会の方々から多くの有益なコメントを頂いた。また、本研究は科学研究費基盤研究(A)24243041、基盤研究(B)24330101、そして基盤研究(C)24530362の支援も受けている。

1. はじめに

円ドル相場は2012年末から急激に変化した。2012年11月半ばまでは1ドル70円台の歴史的な円高水準が続いたが、その後急速に円安が進み、2013年1月後半に1ドル90円台に、そして2013年4月上旬には1ドル100円近くまで円安が進んだ。その後は2014年3月現在まで1ドル100円前後の水準で安定的に為替相場は推移している。

この2012年末からの急速な円安によって日本の貿易収支は改善するという期待が根強くあった。円安による輸入価格上昇によって当初は貿易赤字が増大するとしても、円安による輸出価格低下を通じて輸出数量が徐々に増加し、最終的に貿易収支も改善するというJカーブ効果が働くことが期待されたのである。しかし、円安への転換から1年以上が経過しても未だに貿易収支が改善の兆しをみせないことから、根本的な問題は為替相場にあるのではなく、日本製品の国際競争力が低下していることにあるのではないかと危惧されている。

わずか1年でJカーブ効果の後半部分、すなわち円安による輸出数量の増加と貿易収支の改善を期待するのは性急過ぎるとも考えられる。貿易収支改善には数年を要するのであり、円安の効果が発現するのは時間がかかるという考え方もある。しかし、これまでの貿易収支赤字拡大についてその原因を探り、円安による貿易収支改善効果に何か変化がみられるのかを分析することの意味は大きいと思われる。とりわけ、円安によって輸出価格が実際に低下するのか、また日本製品の国際競争力が相対的に低下していないかを現実のデータで確認することによって、今後の円相場の動向と貿易収支への影響を考えるための重要な示唆を得ることができるだろう。

昨今の貿易赤字拡大の主因の一つは、鉱物性燃料の輸入増大にある。東日本大震災後の輸入数量の増加に加えて、2012年末からの円安が円換算した輸入額を大幅に増大させている。しかし、2013年1～9月期の輸入額の対前年同期比伸び率は、鉱物性燃料の8.3%に対して、一般機械が16.4%、電気機器が19.8%、輸送用機器が15.6%であり、実は工業製品輸入の増加が貿易赤字拡大のもう一つの大きな要因となっている。さらに詳細な品目データをみると、電気機器に属する半導体等電子部品とICの輸入額の伸び率はそれぞれ35.7%、13.6%であり、輸送用機器に属する自動車部品の輸入額の伸び率は20.2%と部品輸入が増大している。

こうした工業製品や中間財輸入の増大は、世界各地に展開する日本企業の生産ネットワークの中で、適材適所で製造された安価な工業製品や部品を輸入し、さらに付加価値を高めた最終製品として国内で販売もしくは再輸出するという効率的な企業活動の結果としてもたらされたものである。日本企業がアジアとの国際分業を一層強化した今日では、工業製品の輸出増は同時に海外拠点からの部品輸入の増加も伴うことになり、円安による貿易収支改善効果が起こりにくい構造になっている。

日本企業の国際的な事業展開を考慮すると、貿易収支だけでなく所得収支の動向が重

要となる。アジアとの国際分業に加えて、日本企業は米・欧州諸国でも現地生産・販売体制を強化している。例えば日本の自動車企業では、日本からの完成車輸出よりも現地生産・販売のウェイトが大きくなっている。その生産販売活動の利益は所得収支のプラスとして反映される。実際に所得収支の中の直接投資収益の2013年1～9月期の対前年同期比伸び率は26.7%であり、証券投資収益の14.6%を大きく上回っている。確かに、国内雇用の回復という観点からはGDPの増加が政策課題となるが、日本企業の国際的な企業活動を考慮するならば、貿易収支だけでなく所得収支の直接投資収益の動向も考慮した上で日本企業の生産販売行動を判断することが肝要である。

本稿の目的は、まず現在の日本企業の国際的な事業展開と価格戦略のもとでは円安が必ずしも貿易収支の改善につながらないことについて、データをもとにその要因を提示するとともに、1990年代前後でJカーブ効果が確認された期間と比較しながら、為替相場が貿易収支に与える影響について実証分析を行う。次に、円安になると日本製品の相手国通貨建て輸出価格が安くなり、その結果徐々に輸出数量が増えて貿易収支が改善するというのがJカーブ効果であるが、実際に円安が輸出価格にどのような影響を与えているのか、すなわち為替相場のパススルーについて日本銀行の輸出物価統計をもとに検証する。さらに、産業別実質実効為替相場という新たなデータを用いて、今回の円安で日本の主要産業が輸出競争力を高めているという事実を提示したい。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、貿易赤字拡大の要因について、輸出入それぞれの品目別の月次データをもとに概観する。3節では、プラザ合意以降の1985年からアベノミクスによる円安時期を含めた直近までサンプル期間を用いて円の実質実効為替相場が日本の貿易収支に与えた影響についての実証分析を行う。4節では、為替相場の変動が輸出価格に与える影響について検証する。5節では、産業別実質実効為替相場を用いて日本の主要産業が輸出競争力の動向を提示する。6節で結論をまとめる。

2. 貿易赤字拡大の要因は何か？

日本では東日本大震災が起きた2011年3月以降ほぼ貿易赤字傾向が定着し、2013年の貿易収支（通関ベース）は11兆4745億円の赤字となり、比較できる1979年以降で最大になった。その主因は、震災による部品供給網の寸断による生産停滞、その後の円高、海外景気減速で輸出が低迷した一方で、原発稼働停止に伴う火力発電用の液化天然ガス（LNG）の輸入が拡大したためだと言われる。図1は貿易収支と円ドル為替相場の推移を表したものである。円ドル為替相場が80円近辺で定着した2011年1月に貿易赤字を計上した後、同年3月の東日本大震災の影響で翌4月以降貿易赤字傾向が顕著となった。2012年終盤から自民党の政権交代とアベノミクスにより急激な円安へと転じたが、貿易赤字傾向は依然として変わらず、2013年上期（4～9月）の貿易収支は4兆8

千億円の赤字と前年同期の 1.6 倍に拡大し、半期ベースとしては比較可能な 1979 年以降で最大となった。これは、液化天然ガスの輸入が高止まりする中、円ドル為替相場が前年同期に比べて二割以上円安になったことで円ベースの輸入額が押し上げられ、赤字額が大きく膨らんだためである。Jカーブ効果が示唆するように、円安によって当初は貿易赤字が拡大する、という局面が現れていることがわかる。

貿易赤字拡大について詳しく考察するために、まず 2010 年以降の輸入動向を品目別に見てみよう。鉱物性燃料の輸入は、東日本大震災後の輸入数量の増加に加えて、2012 年末からの円安が円換算した輸入額を大幅に増大させている。確かに、図 2 が示す通り、2013 年 9 月末までの財務省貿易統計によると鉱物性燃料の輸入総額に占める割合は 34% と品目別では一番高い。しかし、2013 年 1~9 月期の輸入額の対前年同期比伸び率は、鉱物性燃料の 8.3% に対して、一般機械が 16.4%、電気機器が 19.8%、輸送用機器が 15.6% であり、実は工業製品輸入の増加が貿易赤字拡大のもう一つの大きな要因となっている (図 3)。

工業製品輸入についてさらに詳細な品目データをみると、図 4 が示す通り、部品の輸入金額が伸びていることがわかる。電気機器に属する半導体等電子部品と IC の輸入額の伸び率はそれぞれ 35.7%、13.6% であり、輸送用機器に属する自動車部品の輸入額の伸び率は 20.2% と 2013 年に入って部品輸入が増大している。特に、自動車部品については、数量ベースでも着実に上昇傾向にあるが (図 5)、これは日本の自動車・部品メーカーの在アジア 製造子会社からの部品輸入が拡大しているからである¹。

こうした工業製品や中間財輸入の増大は、日本の製造企業の海外移転が進んだ結果によるものである。図 6 は内閣府の「平成 24 年度企業行動に関するアンケート調査結果」から作成したものであるが、海外現地生産を行う製造業企業の割合 (平成 23 年度実績) は 67.7% であり、特に加工型製造業においてその割合が 70% 以上と高くなっている。また、海外現地生産比率の割合は 17.2% (平成 23 年度実績) だが、加工型製造業は 24.7% と高い水準であり、上昇幅も大きい²。こうした工業製品輸入の増加は、世界各地に展開する日本企業の生産ネットワークの中で、適材適所で製造された安価な工業製品や部品を輸入し、さらに付加価値を高めた最終製品として国内で販売もしくは再輸出するという効率的な企業活動の結果としてもたらされたものである。日本企業がアジアとの国際分業を一層強化した今日では、工業製品の輸出増は同時に海外拠点からの部品輸入の増加も伴うことになり、それは円安による貿易収支改善効果が起こりにくい構造になっていることを示唆するものである。

¹ 森 (2001)によると、日本の自動車・部品メーカーによる在アジア 製造子会社は 1990 年代は現地市場向けの生産に専念していたが、1997 年のアジア通貨危機以降、価格競争力のあるアジア製部品を積極的に活用するため、多くの企業が輸出に取り組み始めた。特に、労働コストが低い中国と自動車産業が最も集積しているタイが日本への自動車部品供給基地となっている。

² 海外現地生産比率 = 海外現地生産による生産高 / (国内生産による生産高 + 海外現地生産による生産高) 海外現地生産比率を 0.0% と回答した企業を含めた単純平均である。業種別に

次に、輸出動向を見てみよう。図7が示す通り、2013年1～9月期の輸出額の対前年同期比伸び率は、鉱物性燃料が45.33%と一番高く、次いで化学製品が17.2%、原料品が17.15であり、これに対して電気機器が3.4%、輸送用機器が4.9%、一般機械が0.1%と日本の代表的な製造業の輸出はさほど伸びていない。輸送用機器の輸出数量の推移を表した図8が示す通り、2013年に輸出台数の大きな変化は見受けられない。

以上の結果をまとめると、2012年末からの円安は2013年9月時点では輸入代金を膨張させる影響が顕著であり、残念ながら輸出の拡大に寄与する効果は見られない。一方で、日本企業の国際的な事業展開を考慮すると、貿易収支だけでなく所得収支の動向が重要となる。アジアとの国際分業に加えて、日本企業は米・欧州諸国でも現地生産・販売体制を強化している。例えば日本の自動車企業では、日本からの完成車輸出よりも現地生産・販売のウェイトが大きくなっている。その生産販売活動の利益の一部は所得収支のプラスとして反映される。実際に所得収支の中の直接投資収益の2013年1～9月期の対前年同期比伸び率は26.7%であり、証券投資収益の14.6%を大きく上回っている。確かに、国内雇用の回復という観点からはGDPの増加が政策課題となるが、日本企業の国際的な企業活動を考慮するならば、貿易収支と所得収支を合わせて判断することが肝要であろう。

3. Jカーブ効果の実証分析

3-1. 為替相場が貿易収支に与える影響

為替相場の変動は貿易収支に影響を与える。短期的には、円安の効果は貿易収支の赤字要因となるが、いずれは赤字の縮小に寄与し、貿易収支が改善とするというのがJカーブ効果である。例えば、1985年のプラザ合意による円高により、日本の貿易黒字は一時的に拡大し、1988年まで黒字拡大が続いたが、その後貿易黒字が縮小に向かったのはJカーブ効果が一因であると考えられている。同様に、1990年から1995年にかけての円高時においても経常収支の黒字増加とその後の黒字減少が観察されている。さらに、1995年4月にその当時の戦後最高値1ドル79円台を付けた後に円安に転じたが、1996年には貿易収支黒字が減少し、その後1998年まで黒字が増加するJカーブ効果が見られた。

為替相場と貿易収支の関係に対する実証分析には多くの先行研究がある。代表的なものとして、Rose and Yellen (1989) は米国と日本を含む主な貿易相手国のデータを用いて実質為替相場の変動が二カ国間の貿易収支に与える影響について分析した結果、短期と長期どちらに対しても統計的に有意な結果は得られなかった³。これに対して、

³ Rose and Yellen (1989)の実証分析のサンプル期間は1960年から1985年であり、被説明変数は

Bahmani-Oskooee and Brooks (1999) は共和分関係とエラーコレクション・タームを用いた ARDL(Auto-Regressive Distributed Lag)モデルによって同様の対象国で分析を行った結果、ドルの実質的な減価は短期的には貿易収支に影響を与えないが、長期的には米国の貿易収支を好転させていることを確認した。また、日本の貿易収支に焦点を当てて分析を行った先行研究として、Bahmani-Oskooee and Goswami (2003)は、ARDL モデルを用いて日本と主要貿易相手国の二カ国間の貿易収支と実質為替相場の関係を分析し、日独と日伊の二カ国間貿易において J カーブ効果があったことを報告している⁴。

本稿では、上述した先行研究で用いられている ARDL モデルを用いて、プラザ合意以降の 1985 年からアベノミクスによる円安時期を含めた直近までサンプル期間を用いて円の実質実効為替相場が日本の貿易収支に与えた影響についての実証分析を行う。ここでの目的は、先行研究により実際に J カーブ効果があったとされた 1985 年の円高時期、および 1995 年以降の円安時期を含む前半と、それ以降の後半に二分割し、両者の結果を比較する。サンプル期間の分割については、(1) 日本企業の海外生産比率が 1998 年末で 10%台になった、(2) 1998 年 4 月の外為法改正で、外為取引への規制が解除され、外為取引が簡易化されたことにより、企業の外為取引が従来とは異なるようになった、という 2 つに理由から 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実質的に異なっていると判断し、1985 年 1 月から 1998 年 12 月までを前期、1999 年 1 月から 2013 年 9 月までを後期とする。

3-2. モデル

Rose and Yellen (1989)、その他の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。

$$\ln TB_{Japan,t} = a + b \cdot \ln Y_{Japan,t} + c \cdot \ln Y_{foreign,t} + d \cdot \ln REER_{Japan,t} + \varepsilon_t \quad (1)$$

ただし、 TB は貿易収支であり、ここでは日本の実質輸出と実質輸入の月次データを用いて、以下のように算出する。

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

Y については、月次ベースでデータの入手が可能な鉱工業生産指数を用いる。外国の鉱

ドルベースのアメリカの輸出から輸入を差し引いたものをアメリカの GDP デフレーターで実質化したものである。

⁴ Bahmani-Oskooee and Goswami (2003)のサンプル期間は 1973 年～1998 年であり、被説明変数には輸出/輸入の対数値を用いている。また、Bahmani-Oskooee and Ratha (2004)その他の J カーブ効果に関する実証分析の膨大な先行研究をまとめている。

工業生産指数については、OECD 諸国をまとめた鉱工業生産指数のデータで代替する。為替相場については、今回は日本の輸出総額、および輸入総額から算出される貿易収支であるため、BIS で算出されている日本の実質実効為替相場 (REER, narrow indices) を用いる⁵。予想される各係数の符号は、 $b < 0$ 、 $c > 0$ 、そして、もし実質的な円の減価が貿易収支を改善するのであれば、 $d < 0$ となる。また、後期については東日本大震災が日本の貿易収支に与えた影響を考慮して、震災ダミー (2011 年 3 月以降を 1、それ以外をゼロとするダミー変数) を説明変数として追加する

(1)式は、貿易収支に影響を与える各変数と貿易収支の長期的な関係を表す式である。為替相場と貿易収支の間に J カーブ効果が存在している場合には、両者の長期的な関係のみならず、短期的なラグを伴った分析することが重要となる。このため、本稿では、先行研究に倣い自己回帰型分布ラグ (Auto-Regressive Distributed Lag, 以下 ARDL) モデルを用いて推定を行い、説明変数が貿易収支に与える長期的効果のみならず、短期的効果も分析する。ARDL モデルを用いた推定方法は、Pesaran *et al.* (2001) に従い、(1) 式を以下のように変形する。

$$\begin{aligned} \Delta \ln TB_{Japan,t} = & a + \sum_{k=1}^n b_k \cdot \Delta \ln TB_{Japan,t-k} + \sum_{k=0}^n c_k \cdot \Delta \ln Y_{Japan,t-k} + \sum_{k=0}^n d_k \cdot \ln Y_{foreign,t-k} \\ & + \sum_{k=0}^n e_k \cdot \Delta \ln REER_{Japan,t-k} \\ & + \delta_1 \cdot \ln Y_{Japan,t-1} + \delta_2 \cdot \ln Y_{foreign,t-1} + \delta_3 \cdot \ln REER_{Japan,t-1} + \delta_4 \\ & \cdot D_{shinsai} + \mu_t \end{aligned} \quad (2)$$

(2)式において注目すべきは、REER が貿易収支に与えるラグを伴う短期的な効果 e_k と長期的な効果 δ_3 の符号と有意性である。もし、 $\sum_{k=0}^n e_k$ の中でプラスかつ有意な係数が推定され、さらに δ_3 がマイナスかつ有意な係数となれば、J カーブ効果が示されたことになる。(2)式を推定する前に、各変数の単位根検定、および各変数間の共和分検定を行った。その結果は表 1 に示されている通り、各変数はレベルでは単位根を棄却できず、1 回階差では単位根を棄却できるという I(1)変数であることが確認された。また、共和分検定の結果は、前期、後期とも 4 つの変数間において少なくとも 1 つの共和分関係があることが確認された。

次に、Pesaran *et al.* (2001)に従い(2)式の推計結果から Bounds *F*-test (長期均衡式に含まれるレベル変数の係数が全てゼロであるという帰無仮説のテスト)を行う。これによ

⁵ BIS が提供している実質実効為替相場のデータには 61 カ国・地域を対象とした broad indices と 27 カ国・地域を対象とした narrow indices があるが、前者は 1994 年以降のデータしかないので、今回は narrow indices を用いている。

り、貿易収支と実質実効為替相場、日本と OECD の鉱工業生産指数の間に長期的な均衡関係があるかどうかを確認することができる。推計結果をまとめた表 2、表 3 の下の欄の Wald 検定の F 値は前期が 5.701、後期が 3.778 であり、Pesaran *et al.* (2001) の Bounds F -test の critical value (説明変数の数が 3 の場合 1%水準、5%水準、10%水準の critical value はそれぞれ [4.29, 5.61], [3.23, 4.35], [2.72, 3.77]) に照らし合わせると前期は 1% の有意水準でクリアしており、後期もぎりぎり 10% の有意水準をクリアしている⁶。さらに、被説明変数の 1 期前の項がゼロか否かという Bounds t -test についても、前半が -4.129、後半が -3.578 であり、Pesaran *et al.* (2001) の Bounds t -test の critical value (説明変数の数が 3 の場合 1%水準、5%水準、10%水準の critical value はそれぞれ [-3.43, -4.37], [-2.86, -3.78], [-2.57, -3.46]) を前期は 5% 有意水準で、後半は 10% 有意水準でクリアしており、貿易収支と実質実効為替相場、日本と OECD の鉱工業生産指数の間に長期的な均衡関係があることが確認された。以上の Bounds test の結果から、下記のエラーコレクションモデル (ECM) を推計する。

長期均衡式：

$$\ln TB_{Japan,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot \ln Y_{Japan,t} + \alpha_2 \cdot \ln Y_{OECD,t} + \alpha_3 \cdot \ln REER_{Japan,t} + \alpha_4 \cdot D_{shinsai} + \varepsilon_t \quad (3)$$

短期のエラーコレクションモデル：

$$\begin{aligned} \Delta \ln TB_{Japan,t} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot EC_{t-1} + \sum_{k=1}^n \gamma_k \cdot \Delta \ln TB_{Japan,t-k} + \sum_{k=0}^n \theta_k \cdot \Delta \ln Y_{Japan,t-k} \\ & + \sum_{k=0}^n \rho_k \cdot \Delta \ln Y_{OECD,t-k} + \sum_{k=0}^n \varphi_k \cdot \Delta \ln REER_{Japan,t-k} + \mu_t \end{aligned} \quad (4)$$

但し、 EC_{t-1} は上述の長期均衡式で得られた誤差修正項 (エラーコレクション項) である。(3)式と(4)式の推計結果をまとめたのが、表 4、表 5 である。まず、長期均衡式は推計結果を元に以下のように書き表せる。

$$\ln TB_{Japan,t} = 4.588 - 1.134 \cdot \ln Y_{Japan,t} + 0.314 \cdot \ln Y_{OECD,t} - 0.235 \cdot \ln REER_{Japan,t} + \varepsilon_t$$

(0.255) (0.076) (0.057) (0.034)

$$\begin{aligned} \ln TB_{Japan,t} = & 9.681 - 0.708 \cdot \ln Y_{Japan,t} + 2.717 \cdot \ln Y_{OECD,t} + 0.074 \cdot \ln REER_{Japan,t} \\ & - 0.129 \cdot D_{shinsai} + \varepsilon_t \end{aligned}$$

(0.819) (0.106) (0.189) (0.057)

(0.020)

⁶Pesaran *et al.* (2001) の p300 と p303 の検討統計量の表の Case III (unrestricted intercept and no trend) の結果を用いて判定している。

前期（1985年1月～1998年12月）の結果は、日本の鉱工業生産指数に対して-1.134、OECDの鉱工業生産指数に対して0.314、実質実効為替相場に対して-0.235とそれぞれ想定された符号の係数がどれも有意に推定された。これは長期的には円安になると貿易収支が改善する、ということを示す。これに対して、後期（1999年1月～2013年9月）は日本の鉱工業生産指数に対してマイナス、OECDの鉱工業生産指数に対してプラスで有意だが、実質実効為替相場に対してはプラスかつ有意ではない。次にエラーコレクションモデルの結果は、前期は実質実効為替相場の同期と11期前ラグのどちらもプラスかつ有意な係数が推定されており、長期の結果と合わせると明確なJカーブ効果が存在していることを示している。これに対して、後期は3期前ラグでマイナス、6期前ラグでプラスで有意であり、Jカーブ効果は見られないという結果となった。

以上をまとめると、プラザ合意直後の1985年から1998年末までの期間ではJカーブ効果が実証されたのに対して、1999年1月から2013年9月までの期間ではJカーブ効果が見られないことが確認された。この結果は、前述の図6が示す通り、後半の期間は日本の製造業の海外生産比率が10%台に乗り、特に加工型製造業の海外生産比率は2007年以降は25%近辺に定着していること、日本企業がアジアとの国際分業を一層強化した今日では、工業製品の輸出増は同時に海外拠点からの部品輸入の増加も伴うことになり、それは円安による貿易収支改善効果が起こりにくい構造になっていることと整合的であると考えられる。さらに、1999年1月から2013年9月までの期間においては、それ以前の期間よりもOECDの鉱工業生産指数、すなわち先進国の需要が日本の貿易収支に与える影響が大きくなっていることを考慮すると、日本の貿易収支は為替相場の要因よりも海外需要の動向に対してより大きく左右されるようになっていることが示唆される。⁷

4. 円安は輸出価格を下げているか？

4-1. 円相場の変動と輸出物価指数

円安になると日本製品の相手国通貨建て輸出価格が安くなり、その結果徐々に輸出数量が増えて貿易収支が改善するというのがJカーブ効果である。このJカーブ効果の後半で、輸出数量が増えるための条件はどのようなものだろうか。

輸出数量が輸入国の所得と輸入国通貨建てでみた輸出価格の関数であると仮定すると、輸入国の所得が一定である限り、輸入国通貨建てでみた輸出価格が低下することが

⁷ この結果は、特に後半のサンプル期間においてリーマンショックが与えた影響（欧米諸国の輸入需要の減少の影響）が大きかったことを反映しているとも考えられる。

輸出数量の増加の条件となる。2012 年末からの円安局面で、輸入国側の通貨でみて日本の輸出価格が低下しているか否かを分析する必要がある。そこで、日本の輸出価格の変化を日本銀行の輸出物価統計を用いて確認してみよう。

日本銀行の輸出物価統計は、円ベースと契約通貨ベースの 2 つの輸出物価指数を産業別・品目別に公表している。企業間取引における代表的な商品に対して通関段階における船積み時点の価格を調査しており、契約通貨が外貨建てのものはその外貨建て価格データを集計して指数化して、契約通貨ベース輸出物価指数を作成している。円ベースの輸出物価指数については、外貨（契約通貨）建ての調査価格を直物相場（調査時点の月中平均）を用いて円換算して作成している⁸。

図 10 は、日本の全産業の輸出物価指数（円ベースと契約通貨ベース）を示している。また、参考として円ドル相場も 2005 年=100 の指数に変換して示している⁹。第一に注目すべきは、円ドル相場の水準が 2000 年以降大きく上下に変動しているにもかかわらず、契約通貨ベースの輸出物価が 2000 年から 2013 年末までほぼ 100 のまわりを推移し、水準がほとんど変わっていない点である。これは、日本の輸出企業が輸出価格を現地通貨建てで安定させる PTM (pricing-to-market) 行動をとっていることを示唆している。

第二に、契約通貨ベースと円ベースの 2 つの輸出物価指数の水準がリーマンショック後の円高期に大きく開いている。この 2 つの物価指数の格差が生じる理由は、円ベースの輸出価格が契約通貨建ての輸出価格を円換算して作成されているからである。しかし、円ベースの輸出価格は円ドル相場とまったく同じように動いているわけではない。リーマンショック以降、円ドル相場が大きく低下（増価）しているのに対して、円ベースの輸出価格の低下幅はおよそその 6 割程度にとどまっている。その理由としてまず考えられるのは、契約通貨として外貨建てのシェアは 6 割前後（その大半が米ドル建て）を占めているのみで、4 割弱が円建ての取引であるため、完全に円ドル相場と同じように変動するわけではない点である¹⁰。もう一つの理由として、契約通貨ベースの輸出価格そのものが上昇している可能性があげられる。図 10 において、契約通貨ベースの輸出価格は 2009 年 1 月の 98.3 から 2011 年 4 月には 104.4 まで上昇している。こうした輸出価格そのものの上昇も円ベースの輸出価格が円ドル相場とまったく同じ動きを示さない理由だと考えられる。

⁸ 日本銀行調査統計局『2010 年基準 企業物価指数の解説』（2012 年 7 月）を参照（http://www.boj.or.jp/statistics/outline/exp/pi/cgpi_2010/index.htm/）。

⁹ 図 10 で名目実効為替相場ではなく、円ドル相場を用いた理由は、後述するように、直近では日本の輸出の契約通貨の 5 割以上が米ドル建て、4 割弱が円建て、それ以外の 1 割程度がユーロおよびごく少数のその他通貨で取引されており、外貨建て取引の大半が米ドル建てとなっているからである。

¹⁰ 日本銀行ウェブサイトを参照（<http://www.customs.go.jp/toukei/shinbun/trade-st/tuuka.htm>）。後述するように財務省の統計によると、2013 年下半期の日本の世界全体に対する輸出の 53.4%が米ドル建て、35.6%が円建て、6.1%がユーロ建て、4.9%がその他通貨建てである（<http://www.customs.go.jp/toukei/shinbun/trade-st/tuuka.htm>）。

第三に、2012 年末からの円安局面で、契約通貨ベースの輸出価格は 2012 年 12 月の 101 から 2013 年 12 月には 99.2 へと低下しているが、その低下幅は円ドル相場の切り下げ（上昇）幅と比較するとごくわずかに過ぎない。この時期の急激な円安にもかかわらず、契約通貨ベースの輸出価格は大きな低下を見せていないのである。

輸出価格の変化をより詳しく確認するために、日本の主要輸出産業である一般機械¹¹、電気機械、輸送用機器の 3 つの産業に絞って輸出価格の推移をみてみよう¹²。図 11 によると、一般機械と輸送用機器の契約通貨ベースの輸出価格は 2000 年から 2013 年までほぼ 100 から 110 の水準を推移しており、大きな水準の変動はみられない。特にリーマンショック後の円高期に着目すると、一般機械の場合は輸出価格がほぼ横ばいに推移しているのに対して、輸送用機器ではやや上昇し、2008 年 9 月の 99.1 から 2012 年 12 月には 110 に上昇している。その後の円安局面ではやや水準が低下しているが、2013 年 12 月の水準は 107.4 にとどまっており、円安による大きな輸出価格低下はみられない。

なお、電気機械産業の契約通貨ベースの輸出価格は一貫して低下傾向をみせているが、これは世界的な電子部品や半導体、事務用機器等の価格低下を反映しており、必ずしも円高や円安の影響で輸出価格が低下傾向を示しているわけではない。むしろ、円ベースの輸出価格は円ドル相場の動きを反映して上昇と低下をみせていることを指摘しておきたい。

以上のように、日本の輸出価格を契約通貨ベースでみると、2012 年末からの円安局面で為替相場の変動とともに輸出価格が低下したという証拠は確認できない。契約通貨ベースの輸出価格指数は大きな変動を示さず、おおよそ一定の水準を推移していると結論できる。このような日本の輸出企業の価格設定行動は以下のように解釈できる。

筆者が伊藤隆敏教授（東京大学）、鯉淵賢准教授（中央大学）とともに経済産業研究所のプロジェクトとして行った日本の輸出企業に対するアンケート調査結果によれば、大企業ほど米ドル建てで輸出を行う傾向が強く、為替相場が変動しても直ちに価格改定は行わないという回答が得られた。海外市場で熾烈な価格競争に直面している日本企業は、現地の販売価格を安定化させる PTM 行動をとっており、リーマンショック以降 2012 年末まで続いた円高局面で、日本企業は円ベースの輸出価格低下に耐えて輸出を続けてきた。2012 年末から現在まで続く円安局面でようやく為替差益を享受できるようになったのである。

上述のアンケート調査結果によれば、輸出価格の改定は為替変動よりもむしろ製品のモデルチェンジなどに合わせて実施している場合が多い。2013 年 9 月期の中間決算で、

¹¹ 日本銀行の企業物価指数は 2010 年基準のデータより産業分類を大幅に改訂した。従来の「一般機械」から「はん用・生産用・業務用機器」に改訂され、その構成品目も大幅に入れ替えられた。本稿では、はん用・生産用・業務用機器に対して一般機械という名称を用いる。

¹² 本稿で用いた 2010 年基準の輸出物価指数の産業別ウェイトをみると、全産業を 100 とした場合、一般機械、電気機械、輸送用機器の 3 つの産業を合計は 66.6 となり、全体の 3 分の 2 を占めている。

日本の自動車企業の多くは海外市場で好調な販売実績を示しているが、これはあくまでも米・欧州経済の景気回復による需要増の影響であり、日本企業の積極的な製品開発による新型車種投入の成果である。Jカーブ効果で想定される「円安→輸出価格低下」というメカニズムは、円安への転換から1年程度ですぐに作用するわけではない。また、2000年以降の輸出物価指数の推移が示すように、契約通貨ベースの輸出価格の水準は大きな変動をほとんど見せず、安定的に推移しているのである。

4-2. 日本の輸出におけるパススルー率の推定

4-1節で、契約通貨ベースの日本の輸出価格水準が2000年代に入ってから現在まで大きな変動をみせていないこと、特に最近の円ドル相場が大きく円高と円安に振れたにもかかわらず、輸出価格水準に大きな変化が見られないことを確認した。ただし、水準として大きな変化はみられないが、輸出価格は為替変動とともに上下に小さな変動を繰り返している。グラフを観察するだけでは捉えきれない為替相場と輸出価格の関係を分析するために、本節では日本銀行の物価データを用いて輸出のパススルー率を推定する。

Campa and Goldberg (2005) は為替相場のパススルー率を推定するために、単一方程式による回帰分析によってパススルー率を推定している。本稿は、Campa and Goldberg (2005) に基づき、次のような回帰式を用いて分析を行う。

$$\Delta \ln P_t^x = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln E_t + \beta_2 \Delta \ln P_t^d + \varepsilon_t \quad (5)$$

ここで P^x は円ベースの輸出物価指数、 P^d は国内の投入物価指数、 E は自国通貨の外国通貨に対する為替相場を、 ε は誤差項、 Δ は階差オペレーターを表す。 β_1 は為替相場の輸出価格へのパススルー率、あるいはPTM弾力性と呼ばれる。 β_1 が有意に1であれば完全なPTMを意味し、為替相場の変動と円ベースの輸出価格が完全に連動していることを意味する。この時のパススルー率はゼロであり、日本の輸出企業は円相場変動のリスクを輸入相手に転嫁せず、すべて輸出企業が負担していることを示している。これに対して、PTM弾力性がゼロであれば日本の輸出企業は現地通貨ベースの輸出価格を安定させることなく、為替変動のリスクを輸入側に転嫁することを意味している。その時のパススルー率は100%（完全なパススルー）である。

円ベースの輸出物価指数と国内投入物価指数は日本銀行ウェブサイトから入手した。日本銀行が公表する国内投入物価指数は、産業連関表を用いて各産業部門で生産するために投入される財・サービス価格を加重平均したものである。

日本銀行は貿易相手国別の輸出物価指数を公表していないため、(5)式でPTM弾力性を推定する場合は名目実効為替相場が説明変数として通常用いられる。しかし、本稿

では Ceglowski (2010) に従って契約通貨（建値通貨）のシェアで加重平均した名目実効為替相場を用いる。この「契約通貨ベースの名目実効為替相場」は、円ベースの輸出物価指数を契約通貨ベースの輸出物価指数で除することによって、産業ごとに算出することができる。一般に用いられる実効為替相場とは異なり、契約通貨ベースの名目実効為替相場が上昇すると円安を、低下すると円高を意味する。

(5) 式を用いて推定する前に、すべての変数の定常性をチェックした。本稿では結果の掲載を省略するが、ADF (Augmented Dicky-Fuller) テストと PP (Phillips-Perron) テストの2つの単位根検定の結果、ほぼすべての変数が水準で非定常、階差をとると定常であることが確認された。

パススルー率の推定結果は表 6 に掲載している。(a) の全期間の推定結果をみると、契約通貨ベースの名目実効為替相場の係数が有意に正の値をとっており、0.68 から 0.82 と係数の値も非常に高い。次に (b) と (c) の推定結果をみると、1980 年から 1999 年までの前半期よりも後半の 2000 年から 2013 年において、為替相場の係数の値が平均して小さくなっている。これは、日本企業が後半の時期において為替相場のパススルー率を高めていることを示唆している。

次に、最近のパススルー率の変化をより詳しく捉えるために、Kalman Filter の手法に基づき、次の時変パラメーターモデルを用いて推定する。

$$\Delta \ln P_t^x = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} \Delta \ln E_t + \beta_{2,t} \Delta \ln P_t^D + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\beta_{i,t} = \beta_{i,t-1} + v_{i,t} \quad i = 0, 1, 2 \quad (7)$$

ここで $\beta_{i,t}$ と $v_{i,t}$ はそれぞれ時間を通じて変化する係数とその誤差項を示す。

本稿の関心はパススルー率（PTM 弾力性）の変化であり、(6) 式の契約通貨ベース名目実効為替相場の係数（ $\beta_{1,t}$ ）である。その係数の時間を通じた変化を示したのが図 12 である。まず全産業の結果をみると、1990 年から 2010 年初めまでほぼ 0.6 から 1.0 の間をパススルー率が推移している。これは日本の輸出企業が PTM 行動を積極的に行っていることを示唆している¹³。注目すべきは、2010 年の初めから急激にパススルー率が低下し、2012 年 1 月には 0.236 にまで低下している点である。リーマンショック後、欧州の財政危機に対する懸念が高まり、2010 年から 2011 年にかけて円は一段と増価し

¹³ 1990 年 2 月から 2010 年 4 月までのパススルー率 (PTM 弾力性) の係数の平均値は 0.722 である。これは、為替相場が 1% 増価しても現地通貨建て輸出価格は平均して 0.278 しか上昇しないことを示している。

た。この円高の進行を受けて、日本の輸出企業は PTM 行動を控えて、為替変動の価格転嫁を高めた（為替相場のパススルー率を上昇させた）と考えられる。もう一つ注目すべきは、2012 年末からの急速な円安への反転とともに、日本の輸出企業は為替変動の価格転嫁を抑えて（パススルー率を低下させて）、現地通貨建て輸出価格を安定させている点である。このように PTM 行動をとることで、日本の輸出企業は円安による円ベースの輸出価格上昇効果を楽しんでいると言えるだろう。

以上、為替変動に対する輸出価格の短期的な反応を為替相場のパススルー分析の手法を用いて分析を行った。契約通貨ベースの日本の輸出物価水準が為替相場の変動にあまり反応せず、2000 年以降ほぼ一定の水準を維持していることは図 10 と図 11 で確認することができる。しかし、水準はほぼ一定であっても為替変動に対して輸出物価水準が小さくかつ頻繁に反応していることも図 10 と図 11 より観察することができる。そこで本節では、日本の輸出物価の為替変動に対する短期的な反応をみるために、Kalman Filter の手法を用いて時変パラメーターモデルの推定を行った。実証分析の結果、日本の輸出は 2010 年から 2011 年に進行した著しい円高に対して為替相場のパススルー率を高め、輸出物価を引き上げていることが確認できた。また、2012 年末からの円安局面への転換に伴い、日本の輸出におけるパススルー率は大きく低下し、現地通貨建ての輸出価格を安定させる PTM 行動を積極的に行っていることも確認できた。円安局面で現地通貨建て輸出価格を安定させるということは、円ベースでの販売額が増加することを意味する。この円建て輸出物価の急上昇は図 10 と図 11 から確認できる。円安への転換によって、2013 年から日本の輸出企業の業績が著しく改善した理由は、こうした PTM 行動を前提とした円ベースでの販売額の増加にあると言えるだろう。

最後に指摘しておくべきは、最近の円建て貿易の低下傾向の影響である。これまでのパススルー分析は、契約通貨建て（現地通貨建て）輸出価格の為替変動に対する反応に焦点を当てていた。しかし、日本が円建てで輸出する場合、円建ての輸出価格自体が一定だと仮定すると、円安は輸入国通貨で測った輸入価格を低下させる効果を持つ。Jカーブ効果によって輸出数量が伸びるためには、この日本の円建て輸出のウェイトが高まることが重要だといえるだろう。しかし、日本の円建て輸出比率はここ数年でそのシェアを下げていく。図 13 が示す通り、全世界向け輸出において 2010 年には 41%であった円建て輸出比率が 2013 年には 35.6%にまで低下している。円建て輸出比率の低下は、Jカーブ効果による輸出数量増加のメカニズムを弱めることにつながるだろう。

5. 産業別実質実効為替相場から見る日本の輸出競争力

円安が日本経済にどのような影響を与えているかについて、貿易収支への影響と輸出価格への影響について分析を行った。本節では、円安によって日本の輸出競争力がどの

ような影響を受けているかを産業別に分析する¹⁴。

輸出価格競争力を測る指標として、主要貿易相手国通貨に対する円の実質為替相場の加重平均をとった実質実効為替相場がしばしば用いられる。いわば日本の世界全体に対する輸出価格競争力を示す指標であるが、筆者とシュレスタ・ナゲンドラ博士（横浜国立大学）、章沙娟氏（横浜国立大学）は27か国の産業別生産者物価データベースを構築し、2012年7月より経済産業研究所のホームページで13産業の実質実効為替相場を公開している。データ構築の詳細は Sato, Shimizu, Shrestha and Zhang (2013a, 2013b) を参照されたい。

図14は日本の産業別実質実効為替相場を示している。このグラフは2005年の最初の値を100に基準化して作成している。円の産業別実質実効為替相場は2005年から2008年半ばまで減価し、100から80前後の水準まで低下した。その後のリーマンショックによって急激に増価（上昇）し、全産業の平均値である黒のグラフの動きが示すように、100もしくはそれを少し上回る水準で推移してきた。しかし、2012年末からの円安への転換によって全産業の平均値（黒のグラフ）は再び80近くにまで減価（低下）している。これは日本の各産業の輸出価格競争力が名目の円安によって大きく改善していることを示唆している。特に、電気機械産業の実質実効為替相場は水準を大きく下げ、2013年12月の時点で66の水準まで減価している。また、輸送用機器の実質実効為替相場も円安によって大きく輸出価格競争力を改善させ、全産業の実質実効為替相場とほぼ同じ水準で推移している。

Sato, Shimizu, Shrestha and Zhang (2013a, 2013b) は日中韓の産業別実効為替相場を比較し、日本の輸出価格競争力の変化を分析している。本節でも同様に日本と韓国の産業別実質実効為替相場を比較し、両国間の輸出競争力の実態を観察してみよう。図15は日本と韓国の最大の輸出産業である輸送用機器と電気機械の2005年1月から2013年10月までの月次の産業別実質実効為替相場（2005年1月=100）を示している。生産者物価指数を用いて作成した実質実効為替相場は、いわば日本と韓国のコスト面での輸出競争力を表している。円高（ウォン高）を示すグラフの上昇は日本（韓国）の輸出競争力の低下を、円安（ウォン安）を示すグラフの低下は輸出競争力の改善を示す。

2008年9月からの急激な円高によって日本の輸出産業はコスト面での競争力を失った。同時期に大幅なウォン安に転じた韓国と比較するとその違いは明瞭である。さらに2010年後半から2012年末まで1ドル80円前後の円高が続いたが、その間も輸送用機器の実質実効為替相場はほぼ横ばいであった。これは日本企業が生産コストを削減し、競争力維持の努力を続けていたことを反映している。そして2012年末からの急激な円安によって、日本の輸送用機器産業のコスト競争力は一気に改善し、2013年10月時点で韓国を上回る競争力を示している。電気機械産業ではリーマンショック後に日本と韓国のコスト競争力の差は大きく開いてしまった。しかし、2012年末からの円安は日本

¹⁴ 本節は Sato, Shimizu, Shrestha and Zhang (2013a, 2013b) に基づいている。

の電気機械産業のコスト競争力を一気に高めており、韓国との競争力の差はかなりの程度縮まっている。

6. 結論

2012 年末より歴史的な円高が是正され、1 ドル 100 円前後という比較的円安の水準で安定的に為替相場は推移していたが、日本の貿易赤字は改善されるどころか、昨年よりも悪化している。2013 年初めには、円安による輸入価格上昇によって当初は貿易赤字が増大するとしても、円安が徐々に輸出価格競争力を高め、輸出数量の増加とともに貿易収支も徐々に改善するという Jカーブ効果が働くことが期待されていた。しかし、貿易収支が改善の兆しをみせないことから、根本的な問題は為替相場にあるのではなく、日本製品の国際競争力が低下していることにあるのではないかと危惧されている。

本稿では、このような見解に対して以下の三点を指摘した。第一に、リーマンショック後の円高により、日本企業がアジアの生産拠点との国際分業を一層強化した結果、円安による工業製品の輸出増は同時に海外拠点からの部品輸入の増加も伴うことで、貿易収支改善効果が起こりにくい構造になっている。実際に Jカーブ効果の存在の有無を確認する実証分析結果からも 2000 年代は為替相場が貿易収支改善の効果をもたらしていないことが示された。第二に、日本銀行の契約通貨ベースの輸出物価指数は 2000 年以降ほぼ一定の水準で推移している。海外市場で熾烈な価格競争に直面している日本企業は、為替相場の変動にかかわらず、現地での販売価格を安定化する行動（PTM 行動）をとっていると解釈できる。さらに、時変パラメーターモデルを用いて為替相場のパススルー率の時間を通じた変化をみると、リーマンショック以降の急激な円高期にパススルー率を高めた日本企業は、アベノミクスによる円安局面でパススルー率を低下させ、契約通貨ベースの輸出価格を安定させていることが確認された。円安は現地通貨建ての輸出価格低下につながっていないのである。また、貿易建値通貨選択の観点からは、円建て輸出が高いほど円安による現地通貨建て輸出価格低下の効果が期待されるが、近年円建て輸出比率は低下傾向にあることも、円安が貿易収支の改善をもたらさない遠因となっている可能性がある。第三に、産業別実質実効為替相場の動向を見ると、2012 年末からの円安で日本企業の輸出価格競争力は大きく改善しており、国際競争力自体は落ちていることが示された。特に、電気機械と輸送用機器では競争相手である韓国との差を大幅に縮めていることが確認できた。これについては、2012 年 9 月期に日本の輸送用機器メーカーが大幅に売上を伸ばし、好決算であったことから裏付けられる。

以上の結果から得られる政策インプリケーションとしては、以下が考えられる。東日本大震災以降の原発の停止による鉱物性燃料輸入の増加は引き続き貿易収支赤字の大きな要因となり、円安になればなるほど輸入額は拡大する。この状況で、円安による輸

出増という従来期待されていたJカーブ効果がなかなか現れないとすれば、日本の貿易赤字体質が定着する恐れがある。したがって、日本のエネルギー政策を長期的に見直すとともに、より安価なエネルギー供給源の開拓や新たなエネルギー資源の開発を進めることが重要である。一方で、本稿で行ったJカーブ効果の実証分析はラグが1年間に限られている。実際にJカーブ効果によって貿易収支が改善されるまでには過去2から3年かかった時期もあることから、この点についてはより長いスパンで再度検証する必要があるだろう。

また、海外への生産拠点移転による輸出の減少を所得収支黒字の増加で補うためには、海外拠点の利益を日本国内に還元するという流れを継続することが必要である。海外市場での売り上げシェアが高まるにつれ、従来は日本本社で行ってきた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見られる昨今においては、所得収支までも黒字が減少する恐れがある。こうした動きに対しては、日本国内における研究開発を促進する政策や海外利益の国内還流に際しての税制上の障害を取り除く政策（国外所得免除方式適用の一層の緩和）などが必要となる。

日本の契約通貨ベースの輸出価格が安定しているという分析結果は、円高に直面するたびに日本の輸出企業が利益幅を縮小しても価格を安定させる努力を続けていることを示唆している。円建て輸出を行う企業の場合、為替相場変動の影響を直接受けることはないが、そもそも輸出競争力がない限り円建て取引を高めることは難しい。外貨建てで輸出する企業の場合は、円高の影響を直接に受けることになる。円高による為替差損に耐えられない企業は海外に生産拠点を移すなどして対応し、日本から当該製品輸出を行わなくなる。リーマンショック後に進展した歴史的な円高局面では、日本企業がパスルー率を高めたことが時変パラメーターモデルによる推定結果から明らかになった。これは日本企業が輸出価格を引き上げた可能性を示唆しているが、円高時に輸出価格引き上げを行えない企業は、海外での生産に転換せざるをえない。実際に、一部の電気機器類や携帯端末などの通信機器類はリーマンショック後の円高期において輸出競争力が著しく低下した結果、現在ではほぼ100%海外生産されている。リーマンショック以降の長きにわたる円高が日本の製造業の海外生産を過剰なまでに促進した結果、現在、日本国内の製造業企業は競争力がある分野に特化しつつあるのかもしれない。その後、アベノミクスによる急激な円安によって為替差益を享受できたのは、こうした競争力のある製品を抱える企業だと言えるだろう。そしてアベノミクスによる円安は、企業の行き過ぎた海外生産移転を食い止める点で一定の効果があったと評価されるのではないか。今後は、アベノミクスの第3の矢である成長戦略を一刻も早く具体化し、輸出競争力がある産業分野をさらに育成できる環境を作り上げることが期待される。

参考文献

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.

Bahmani-Oskooee, Mohsen. and Artatrana Ratha, 2004, "The J-curve: A Literature Review," *Applied Economics*, 36, pp.1377-1398.

Campa, Jose Manuel and Linda S. Goldberg, 2005, "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices," *Review of Economics and Statistics*, 87(4), pp.679-690.

Ceglowski, Janet, 2010, "Has pass-through to export prices? Evidence for Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(1), pp.86-98.

MacKinnon, James G., Alfred Haug, and Leo Michelis, "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 14, No. 5, 1999, pp. 563-577.

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.

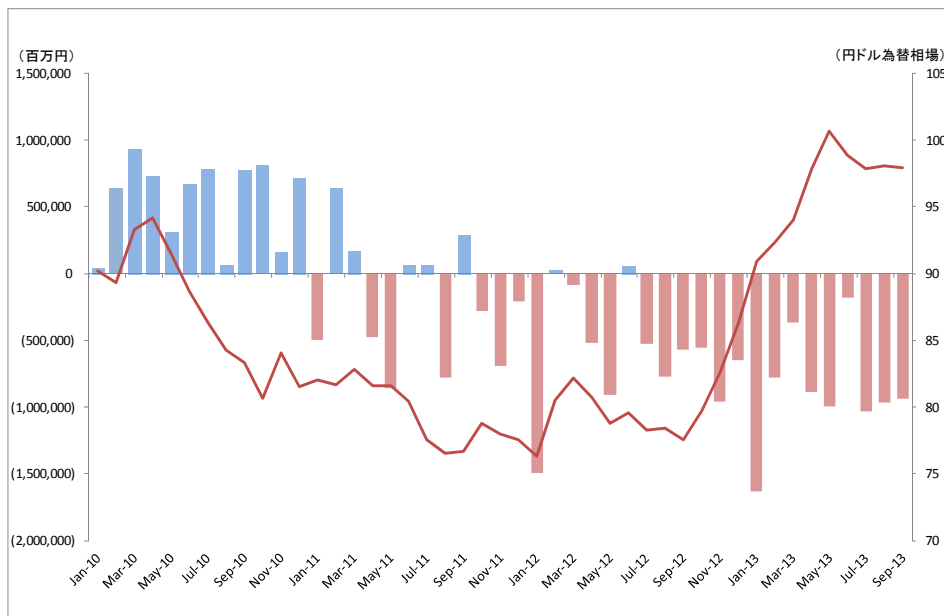
Rose, Andrew K. and Janet L. Yellen, 1989, "Is there a J-curve?," *Journal of Monetary Economics*, 24, p53-68.

Sato, Kiyotaka, Junko Shimizu, Nagendra Shrestha and Shajuan Zhang, 2013a, "Industry-specific Real Effective Exchange Rates and Export Price Competitiveness: The Cases of Japan, China and Korea," *Asian Economic Policy Review*, 8(2), pp.298-321.

Sato, Kiyotaka, Junko Shimizu, Nagendra Shrestha and Shajuan Zhang, 2013b, "Exchange Rate Appreciation and Export Price Competitiveness: Industry-specific real effective exchange rates of Japan, Korea, and China," RIETI Discussion Paper Series 13-E-032.

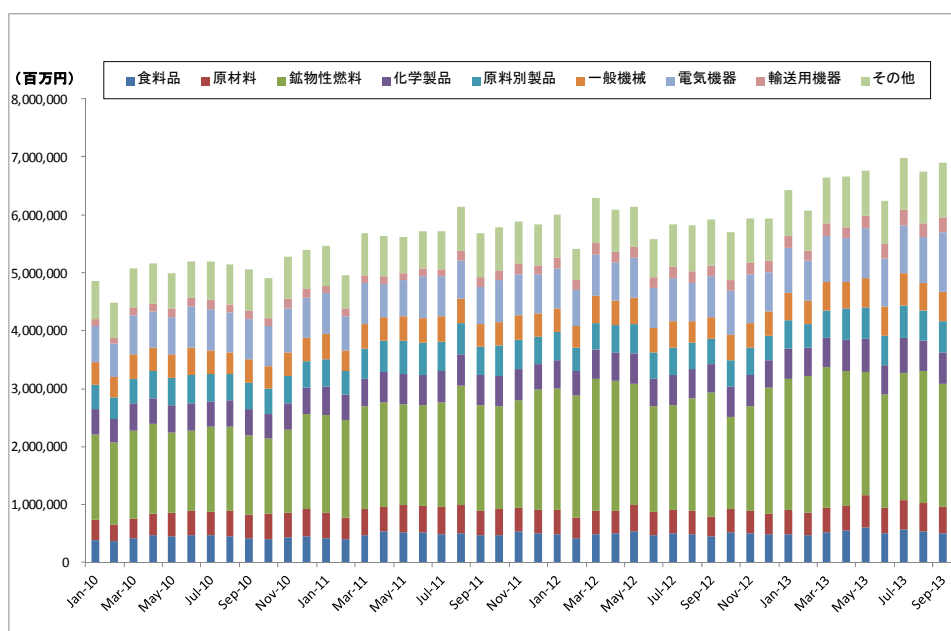
森美奈子、2001、「拡大する日本のアジアからの自動車部品輸入」アジア・マンスリー（日本総研）2001年5月号。

図 1:貿易収支と円ドル為替相場の推移 (2010年1月~2013年9月)



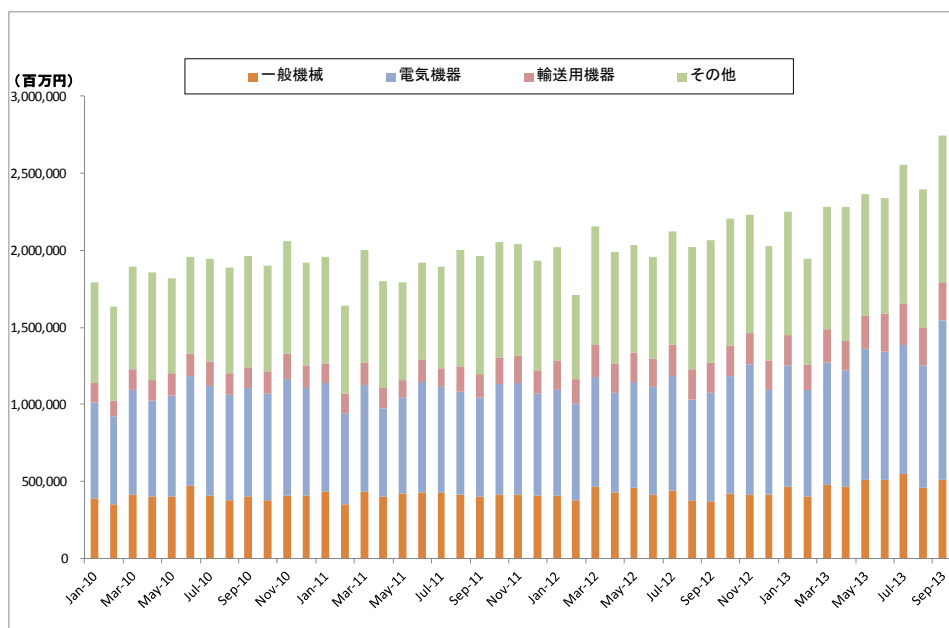
出所) 財務省貿易統計、日本銀行の時系列データより作成。

図 2:輸入金額の推移 (2010年1月~2013年9月)



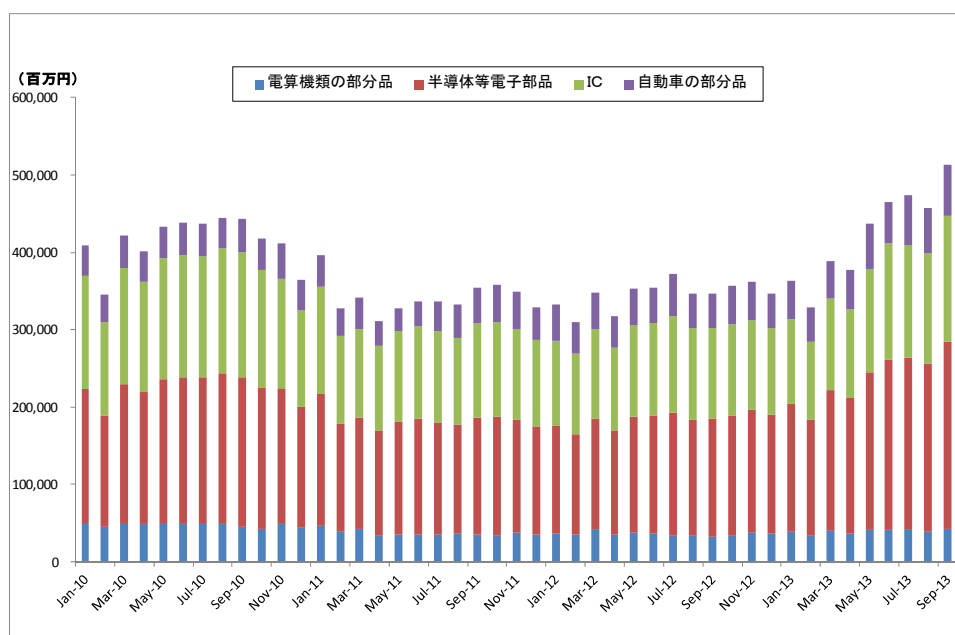
出所) 財務省貿易統計より作成。

図 3：主要製造業の輸入金額の推移（2010年1月～2013年9月）



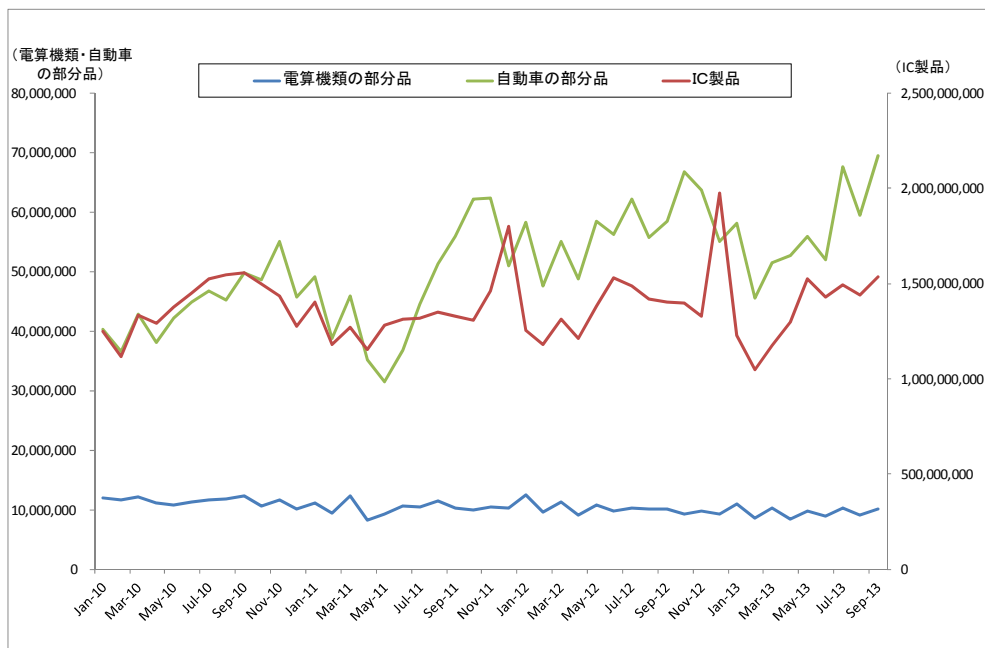
出所) 財務省貿易統計より作成。

図 4：部品輸入金額の推移（2010年1月～2013年9月）



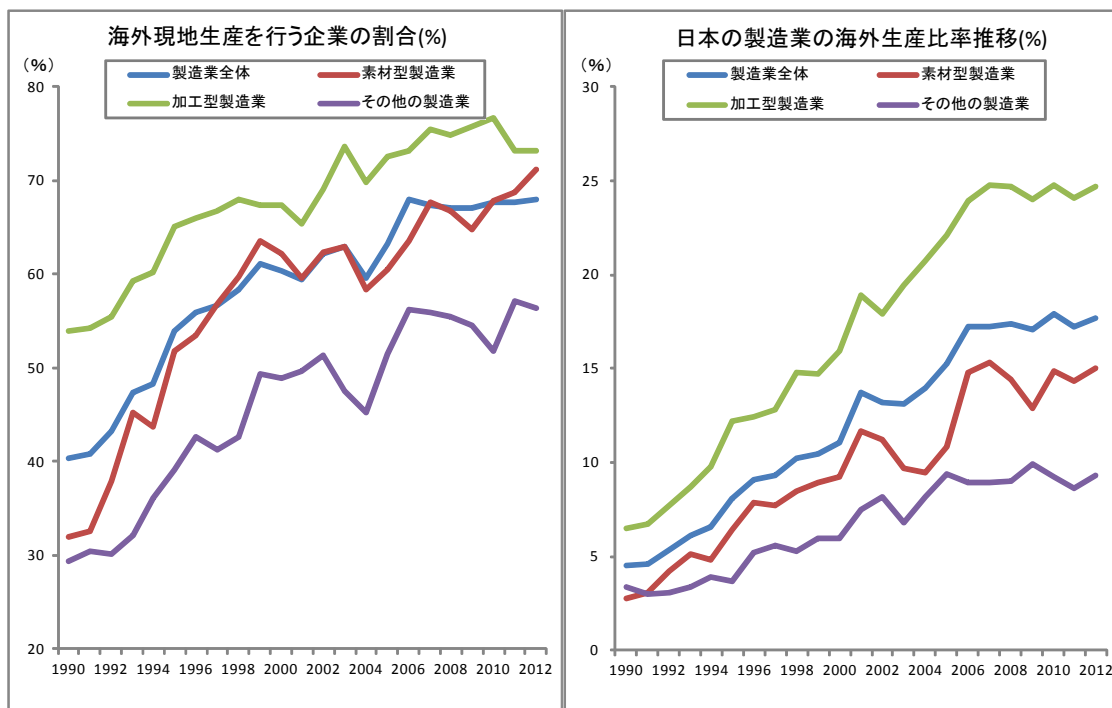
出所) 財務省貿易統計より作成。

図5：部品輸入数量の推移（2010年1月～2013年9月）



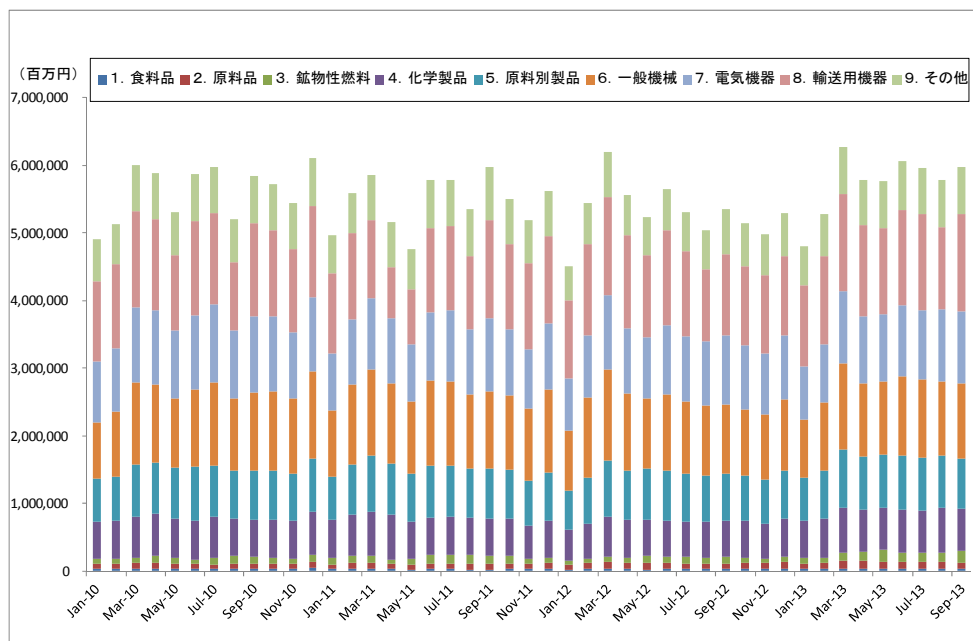
出所) 財務省貿易統計より作成。

図6：日本企業の海外現地生産状況



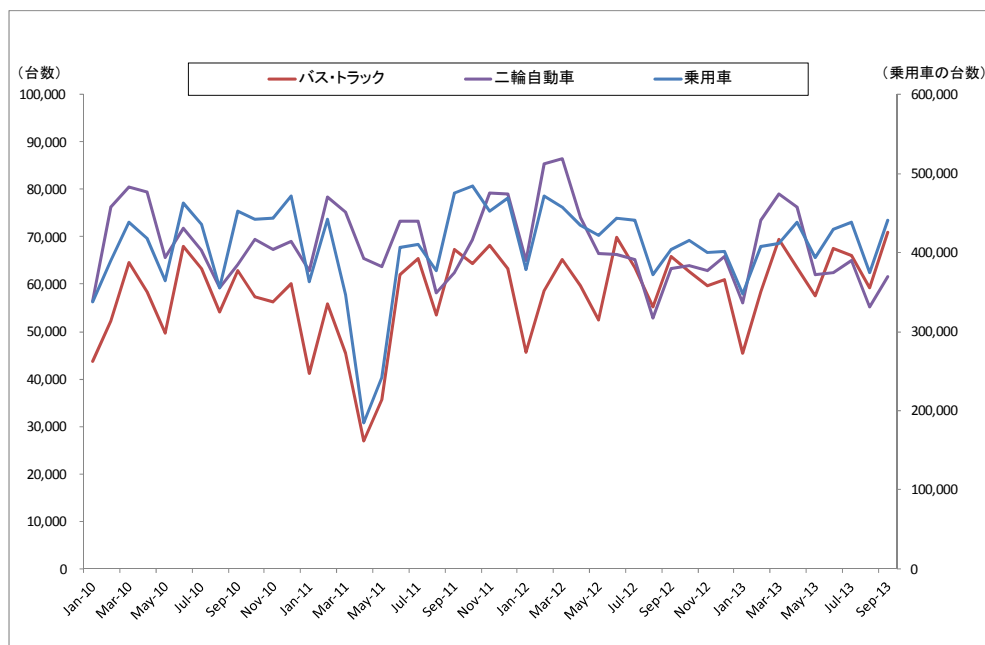
出所) 内閣府「平成24年度企業行動に関するアンケート調査結果」より作成。

図7：輸出額の推移（2010年1月～2013年9月）



出所) 財務省貿易統計より作成。

図8：輸出数量の推移（2010年1月～2013年9月）



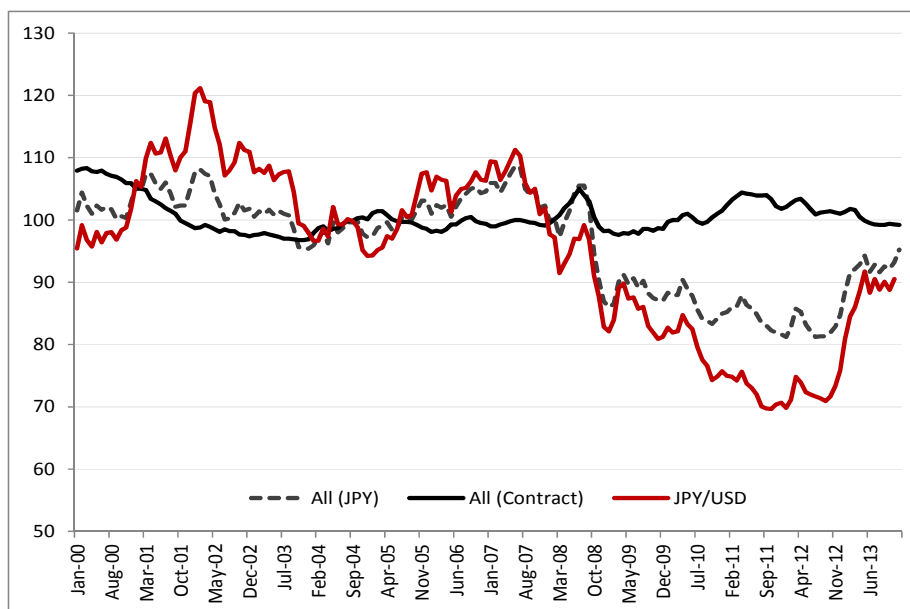
出所) 財務省貿易統計より作成。

図9：所得収支の内訳（2010年1月～2013年9月）



出所) 財務省 国際収支状況より作成。

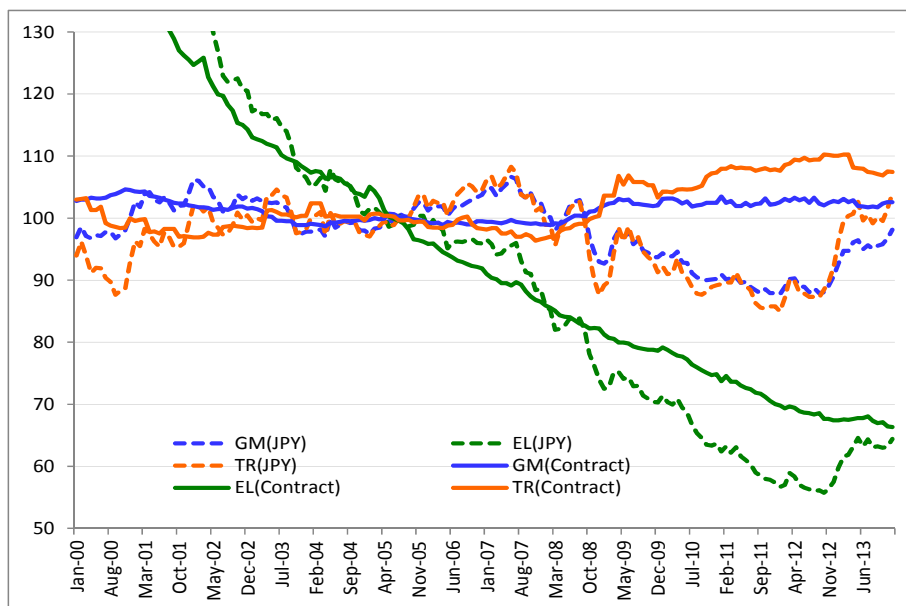
図10：円ドル相場と日本の輸出物価指数（全産業：2005年=100）



注) 2000年1月から2013年12月までの月次データ。All (JPY) は円ベースの輸出物価指数（全産業）、All (Contract) は契約通貨ベースの輸出物価指数（全産業）、JPY/USD は円ドル相場（月中平均）を示す。2010年基準の輸出物価指数を2005年=100を基準として変換して表示。円ドル相場も2005年=100を基準として指数化して表示。

出所) 日本銀行ウェブサイト。IMF, *International Financial Statistics*, CD-ROM.

図 11：日本の主要機械産業の輸出物価指数（2005年 =100）



注) 2000年1月から2013年12月までの月次データ。GM(JPY)とGM(Contract)は一般機械(はん用・生産用・業務用機器)の円ベースおよび契約通貨ベースの輸出物価指数、EL(JPY)とEL(Contract)は電気機械の円ベースおよび契約通貨ベースの輸出物価指数、TR(JPY)とTR(Contract)は輸送用機器の円ベースおよび契約通貨ベースの輸出物価指数を示す。

出所) 日本銀行ウェブサイト。

図 12：時変パラメーターモデルによるパススルー率の推定

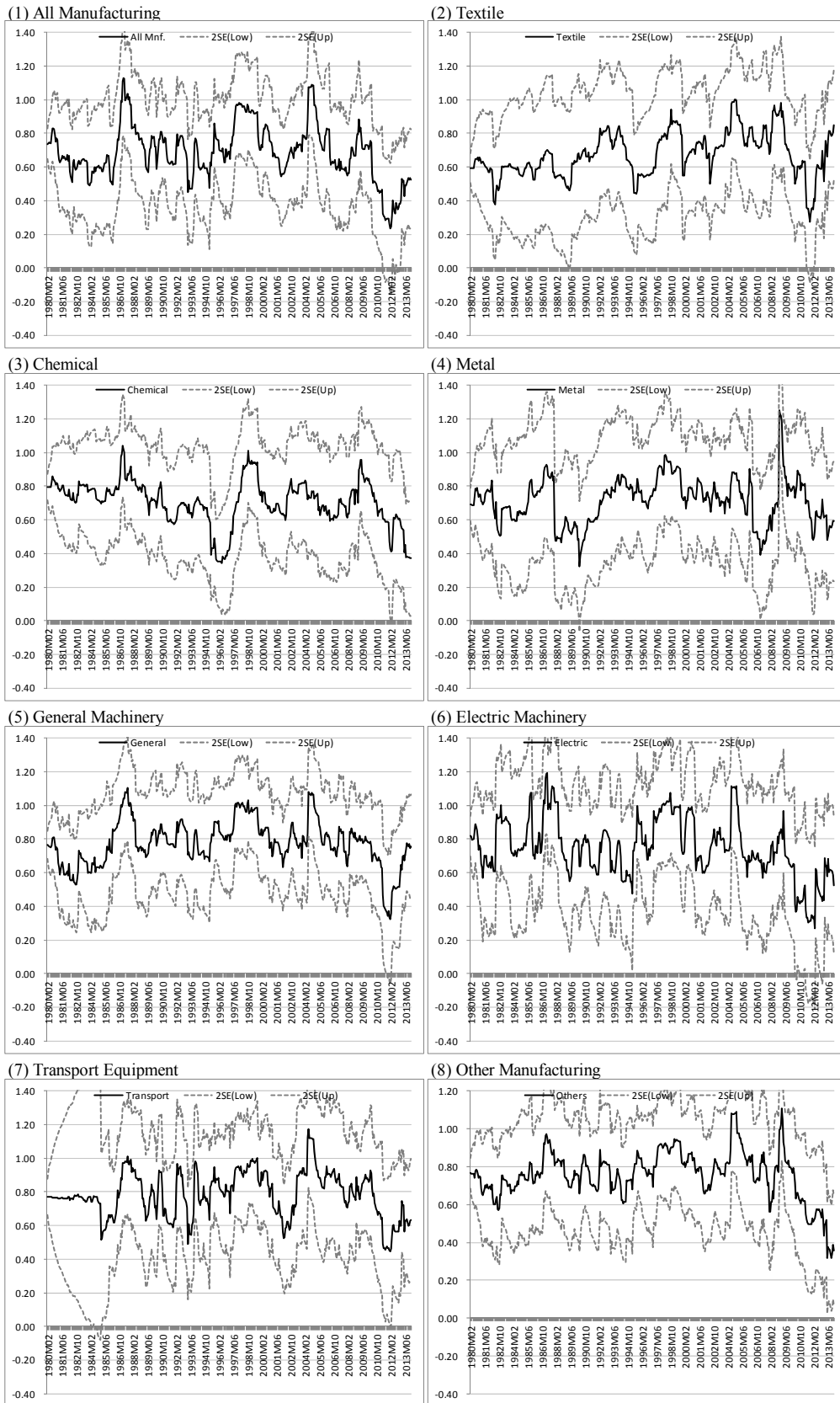
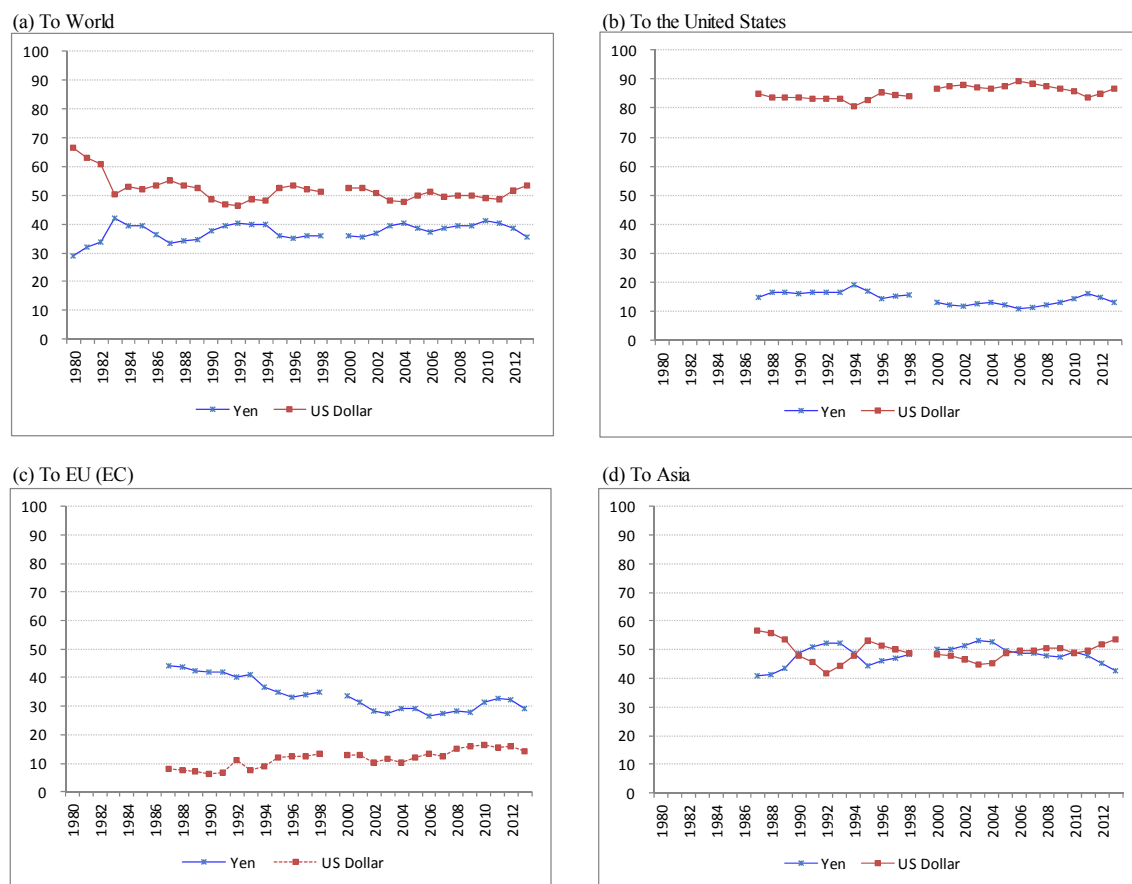
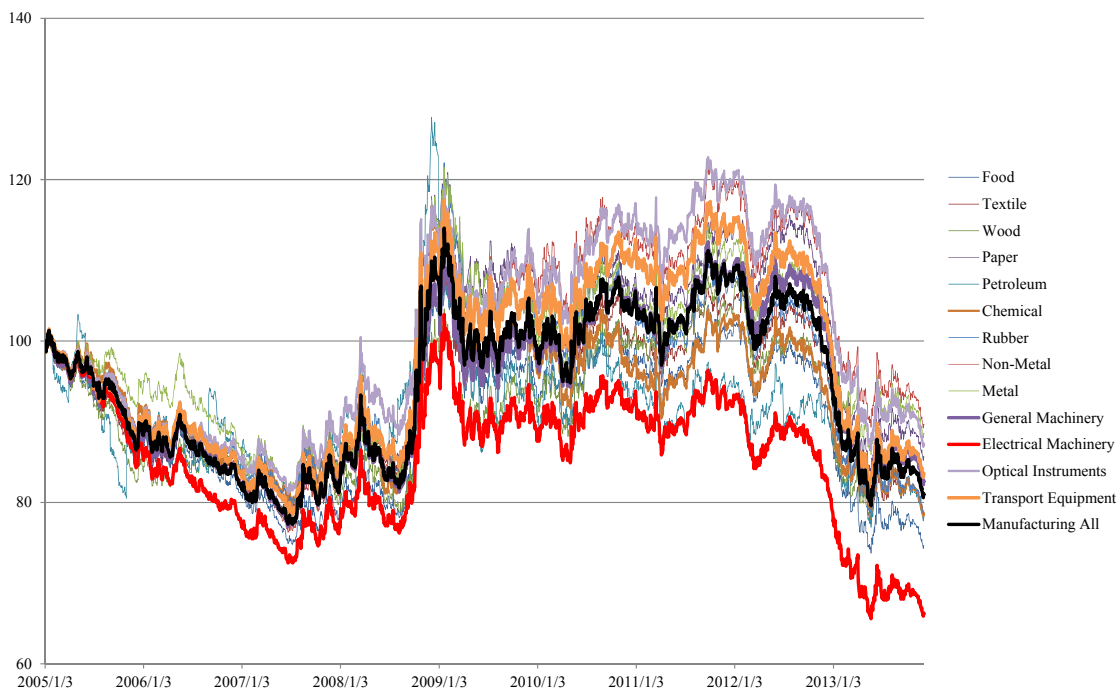


図 13：日本の輸出の貿易建値通貨のシェア



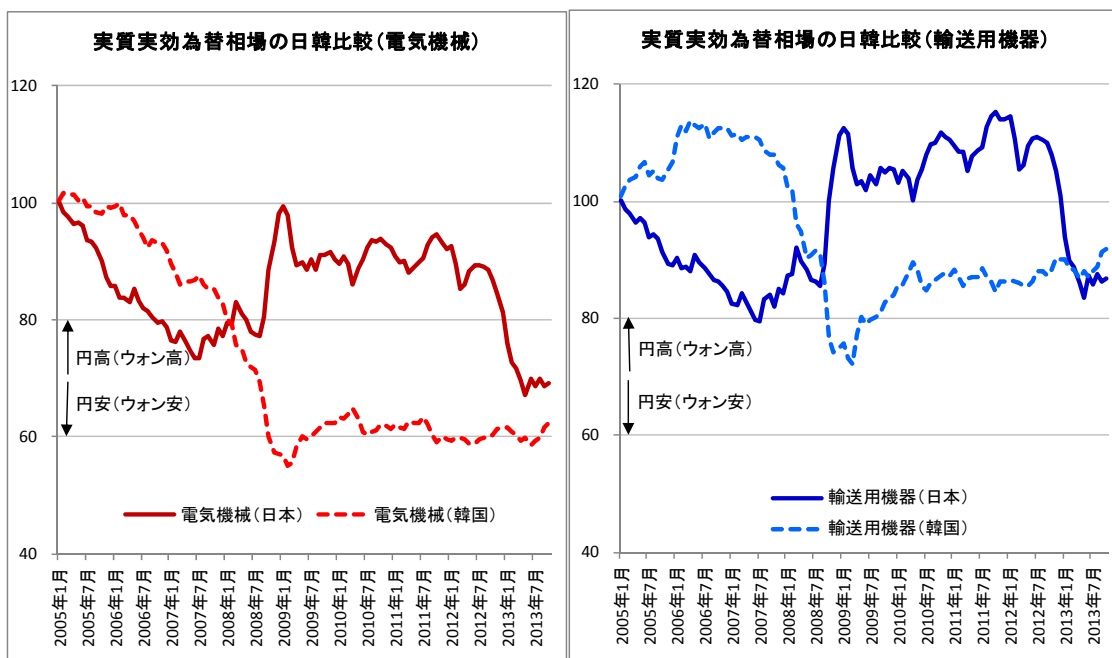
出所) 財務省ウェブサイト、経済産業省 (通産省) 統計より作成。

図 14：円の実質実効為替相場（2005年1月3日～2013年12月2日）



出所) 経済産業研究所ウェブサイト (<http://www.rieti.go.jp/users/eeri/index.html>)。

図 15：日本と韓国の実質実効為替相場の比較



出所) 経済産業研究所ウェブサイト (<http://www.rieti.go.jp/users/eeri/index.html>)。

表 1. 各変数の基本統計量・単位根検定および共和分検定結果

各データの基本統計量

	貿易収支	鉱工業生産指数 (日本)	鉱工業生産指数 (OECD)	実質実効 為替相場
平均	0.77	89.80	78.48	95.57
中央値	0.75	96.60	75.10	96.95
最大値	1.07	116.40	109.30	143.23
最小値	0.49	48.40	46.30	68.01
標準偏差	0.12	16.67	18.44	15.66
単位根検定(レベル)	-2.36	-2.45	-2.40	-1.15
単位根検定(前月差)	-20.94 ***	-14.89 ***	-13.14 ***	-6.71 ***

貿易収支は実質輸出/実質輸入として算出している。

実質輸出、実質輸入データは日本銀行、鉱工業生産指数はOECD、実質実効為替相場(narrowベース)はBISからそれぞれ採取した。

単位根検定は、Augmented Dickey-Fuller test statisticの結果を用いている。

各変数間のJohansen共和分テストの結果

前期：1985年1月～1998年12月

変数：貿易収支・実質実効為替相場・鉱工業生産指数Japan・鉱工業生産指数OECD

トレンド	None	None	Linear	Linear	Quadratic
テストのタイプ	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	0	2	1	1	1

期間：1999年1月～2013年9月

変数：貿易収支・実質実効為替相場・鉱工業生産指数Japan・鉱工業生産指数OECD・震災ダミー

トレンド	None	None	Linear	Linear	Quadratic
テストのタイプ	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
	No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
トレース検定量	0	1	1	1	2
最大固有値検定量	0	0	0	0	0

注) どちらも5%未満の有意水準での共和分関係の数を表している。

Critical valuesはMacKinnon-Haug-Michelis (1999)による。

表 2.

Pesaran et al. (2001)の Conditional ECMモデル

期間：1985年1月～1998年12月

被説明変数： $\Delta \log(\text{実質輸出}/\text{実質輸入})$

推計方法：最小二乗法（サンプル数168）

説明変数	係数	標準偏差	t値	p値
定数項	1.423	(0.461)	3.089	0.002
$\Delta \log(\text{実質輸出}(-1)/\text{実質輸入}(-1))$	-0.327	(0.123)	-2.651	0.009
$\Delta \log(\text{実質輸出}(-2)/\text{実質輸入}(-2))$	-0.246	(0.097)	-2.542	0.012
$\Delta \log(\text{鉱工業生産指数Japan})$	-0.544	(0.291)	-1.872	0.063
$\Delta \log(\text{鉱工業生産指数Japan}(-1))$	0.087	(0.247)	0.354	0.724
$\Delta \log(\text{鉱工業生産指数OECD})$	1.074	(0.793)	1.353	0.178
$\Delta \log(\text{鉱工業生産指数OECD}(-1))$	0.031	(0.837)	0.037	0.971
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場})$	0.192	(0.123)	1.564	0.120
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-1))$	0.208	(0.122)	1.715	0.089
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-2))$	0.257	(0.130)	1.982	0.049
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-3))$	0.128	(0.131)	0.971	0.333
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-4))$	0.109	(0.156)	0.698	0.487
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-5))$	0.147	(0.128)	1.149	0.252
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-6))$	0.188	(0.149)	1.264	0.208
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-7))$	0.291	(0.156)	1.867	0.064
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-8))$	0.170	(0.133)	1.281	0.202
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-9))$	0.068	(0.149)	0.455	0.650
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-10))$	-0.070	(0.128)	-0.547	0.585
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-11))$	0.383	(0.124)	3.103	0.002
$\log(\text{実質輸出}(-1)/\text{実質輸入}(-1))$	-0.395 ***	(0.096)	-4.129	0.000
$\log(\text{鉱工業生産指数Japan}(-1))$	-0.311	(0.113)	-2.760	0.007
$\log(\text{鉱工業生産指数OECD}(-1))$	0.194	(0.056)	3.485	0.001
$\log(\text{実質実効為替相場}(-1))$	-0.209	(0.048)	-4.320	0.000
修正済み決定係数	0.358			
ダービン・ワトソン値	2.021			
F値	5.241			
Prob(F値)	0.000			
Wald検定（長期均衡式に含まれるレベル変数の係数が全てゼロという帰無仮説）				
F値	5.701 ***			
Prob(F値)	0.000			

（筆者の計算による。）

注1：推計式はPesaran et al. (2001)の Conditional ECMモデルに従っており、検定結果はPesaran et al. (2001)中の Bound testの critical valueにより判定している。

注2：ラグ数はAIC基準、ジュワルツ基準から選択している。

注3：有意水準はそれぞれ* 10%未満、** 5%未満、*** 1%未満を表す。

表 3.

Pesaran et al. (2001)の Conditional ECMモデル

期間：1999年1月～2013年9月

被説明変数 $\Delta \log(\text{実質輸出}/\text{実質輸入})$

推計方法: 最小二乗法 (サンプル数177)

説明変数	係数	標準偏差	t値	p値
定数項	-1.331	(0.674)	-1.976	0.050
$\Delta \log(\text{実質輸出}(-1)/\text{実質輸入}(-1))$	-0.503	(0.086)	-5.868	0.000
$\Delta \log(\text{実質輸出}(-2)/\text{実質輸入}(-2))$	-0.212	(0.092)	-2.288	0.024
$\Delta \log(\text{実質輸出}(-3)/\text{実質輸入}(-3))$	-0.125	(0.078)	-1.597	0.113
$\Delta \log(\text{鉱工業生産指数Japan})$	0.173	(0.141)	1.227	0.222
$\Delta \log(\text{鉱工業生産指数Japan}(-1))$	0.657	(0.144)	4.570	0.000
$\Delta \log(\text{鉱工業生産指数Japan}(-2))$	0.271	(0.129)	2.093	0.038
$\Delta \log(\text{鉱工業生産指数Japan}(-3))$	0.106	(0.130)	0.818	0.414
$\Delta \log(\text{鉱工業生産指数OECD})$	1.311	(0.496)	2.643	0.009
$\Delta \log(\text{鉱工業生産指数OECD}(-1))$	0.506	(0.515)	0.983	0.327
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場})$	-0.102	(0.112)	-0.919	0.360
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-1))$	0.054	(0.113)	0.482	0.631
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-2))$	0.039	(0.114)	0.338	0.736
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-3))$	-0.133	(0.107)	-1.243	0.216
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-4))$	0.222	(0.107)	2.076	0.040
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-5))$	0.167	(0.106)	1.580	0.116
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-6))$	0.252	(0.104)	2.426	0.017
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-7))$	-0.014	(0.102)	-0.135	0.893
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-8))$	-0.077	(0.100)	-0.769	0.443
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-9))$	0.073	(0.101)	0.726	0.469
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-10))$	0.032	(0.100)	0.314	0.754
$\Delta \log(\text{実質実効為替相場}(-11))$	0.158	(0.100)	1.569	0.119
$\log(\text{実質輸出}(-1)/\text{実質輸入}(-1))$	-0.212 *	(0.059)	-3.578	0.001
$\log(\text{鉱工業生産指数Japan}(-1))$	-0.294	(0.083)	-3.544	0.001
$\log(\text{鉱工業生産指数OECD}(-1))$	0.640	(0.195)	3.288	0.001
$\log(\text{実質実効為替相場}(-1))$	-0.061	(0.036)	-1.704	0.091
震災ダミー	-0.043	(0.013)	-3.295	0.001
修正済み決定係数	0.418			
ダービン・ワトソン値	2.072			
F値	5.852			
Prob(F値)	0.000			
Wald検定 (長期均衡式に含まれるレベル変数の係数が全てゼロという帰無仮説)				
F値	3.778 *			
Prob(F値)	0.006			

(筆者の計算による。)

注1：推計式はPesaran et al. (2001)の Conditional ECMモデルに従っており、検定結果はPesaran et al. (2001)中の Bound testの critical valueにより判定している。

注2：ラグ数はAIC基準、ジュワルツ基準から選択している。

注3：有意水準はそれぞれ* 10%未満、** 5%未満、*** 1%未満を表す。

注4：震災ダミーは2011年3月以降は1、それ以外は0をとるダミーである。

表 4.

Error Collection Termを用いて推定するECMモデル

期間：1985年1月～1998年12月

<長期>

被説明変数： $\log(\text{実質輸出}/\text{実質輸入})$

推計方法：最小二乗法（サンプル数180）

説明変数	係数	標準偏差	t値	p値
定数項	4.588 ***	(0.255)	17.981	0.000
$\log(\text{鉱工業生産指数Japan})$	-1.134 ***	(0.076)	-14.984	0.000
$\log(\text{鉱工業生産指数OECD})$	0.314 ***	(0.057)	5.494	0.000
$\log(\text{実質実効為替相場})$	-0.235 ***	(0.034)	-6.870	0.000
修正済み決定係数	0.677477			
ダービン・ワトソン値	0.734579			
F値	126.3333			
Prob(F値)	0			

<短期>

被説明変数： $\Delta\log(\text{実質輸出}/\text{実質輸入})$

推計方法：最小二乗法

説明変数	係数	標準偏差	t値	p値
C	0.000 ***	(0.004)	-0.121	0.904
エラーコレクション項(-1)	-0.229 **	(0.092)	-2.485	0.014
$\Delta\log(\text{実質輸出}(-1)/\text{実質輸入}(-1))$	-0.418 ***	(0.100)	-4.187	0.000
$\Delta\log(\text{実質輸出}(-2)/\text{実質輸入}(-2))$	-0.262 ***	(0.083)	-3.147	0.002
$\Delta\log(\text{鉱工業生産指数Japan})$	-0.683 **	(0.292)	-2.338	0.021
$\Delta\log(\text{鉱工業生産指数Japan}(-1))$	-0.054	(0.269)	-0.202	0.841
$\Delta\log(\text{鉱工業生産指数OECD})$	0.468	(0.756)	0.620	0.536
$\Delta\log(\text{鉱工業生産指数OECD}(-1))$	-0.975	(0.743)	-1.312	0.192
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場})$	0.234 **	(0.118)	1.988	0.049
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場}(-1))$	0.048	(0.130)	0.368	0.713
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場}(-2))$	0.096	(0.131)	0.730	0.467
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場}(-3))$	-0.050	(0.132)	-0.378	0.706
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場}(-4))$	-0.119	(0.129)	-0.921	0.359
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場}(-5))$	-0.044	(0.130)	-0.335	0.738
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場}(-6))$	0.061	(0.130)	0.468	0.641
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場}(-7))$	0.087	(0.129)	0.676	0.500
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場}(-8))$	0.061	(0.129)	0.475	0.636
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場}(-9))$	-0.067	(0.128)	-0.521	0.603
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場}(-10))$	-0.181	(0.128)	-1.409	0.161
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場}(-11))$	0.201 *	(0.118)	1.696	0.092
修正済み決定係数	0.306			
ダービン・ワトソン値	1.982			
F値	5.137			
Prob(F値)	0.000			

(筆者の計算による。)

注1：ラグ数はAIC基準、ジュワルツ基準から選択している。

注2：有意水準はそれぞれ* 10%未満、** 5%未満、*** 1%未満を表す。

表 5.

Error Collection Termを用いて推定するECMモデル

期間：1999年1月～2013年9月

<長期>

被説明変数： $\log(\text{実質輸出/実質輸入})$

推計方法：最小二乗法（サンプル数177）

説明変数	係数	標準偏差	t値	p値
定数項	-9.681 ***	(0.819)	-11.826	0.000
$\log(\text{鉱工業生産指数Japan})$	-0.708 ***	(0.106)	-6.664	0.000
$\log(\text{鉱工業生産指数OECD})$	2.717 ***	(0.189)	14.389	0.000
$\log(\text{実質実効為替相場})$	0.074	(0.057)	1.295	0.197
震災ダミー	-0.129 ***	(0.020)	-6.597	0.000
修正済み決定係数	0.743257			
ダービン・ワトソン値	0.442606			
F値	128.3777			
Prob(F値)	0			

<短期>

被説明変数： $\Delta\log(\text{実質輸出/実質輸入})$

推計方法：最小二乗法

説明変数	係数	標準偏差	t値	p値
C	0.001	(0.003)	0.432	0.667
エラーコレクション項(-1)	-0.148 **	(0.060)	-2.459	0.015
$\Delta\log(\text{実質輸出(-1)/実質輸入(-1)})$	-0.497 ***	(0.089)	-5.560	0.000
$\Delta\log(\text{実質輸出(-2)/実質輸入(-2)})$	-0.156	(0.094)	-1.651	0.101
$\Delta\log(\text{実質輸出(-3)/実質輸入(-3)})$	-0.096	(0.080)	-1.197	0.233
$\Delta\log(\text{鉱工業生産指数Japan})$	0.228	(0.144)	1.579	0.116
$\Delta\log(\text{鉱工業生産指数Japan(-1)})$	0.645 ***	(0.148)	4.370	0.000
$\Delta\log(\text{鉱工業生産指数Japan(-2)})$	0.136	(0.127)	1.069	0.287
$\Delta\log(\text{鉱工業生産指数Japan(-3)})$	-0.042	(0.127)	-0.330	0.742
$\Delta\log(\text{鉱工業生産指数OECD})$	1.093 **	(0.506)	2.160	0.032
$\Delta\log(\text{鉱工業生産指数OECD(-1)})$	0.207	(0.520)	0.398	0.692
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場})$	-0.148	(0.114)	-1.303	0.195
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場(-1)})$	-0.017	(0.114)	-0.149	0.882
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場(-2)})$	-0.010	(0.114)	-0.085	0.933
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場(-3)})$	-0.256 **	(0.109)	-2.353	0.020
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場(-4)})$	0.129	(0.109)	1.179	0.240
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場(-5)})$	0.141	(0.108)	1.307	0.193
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場(-6)})$	0.205 *	(0.105)	1.952	0.053
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場(-7)})$	-0.058	(0.103)	-0.563	0.575
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場(-8)})$	-0.118	(0.102)	-1.152	0.251
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場(-9)})$	0.075	(0.103)	0.725	0.470
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場(-10)})$	0.035	(0.103)	0.344	0.731
$\Delta\log(\text{実質実効為替相場(-11)})$	0.126	(0.101)	1.247	0.214
震災ダミー	-0.010	(0.007)	-1.486	0.140
修正済み決定係数	0.381			
ダービン・ワトソン値	1.869			
F値	5.684			
Prob(F値)	0			

(筆者の計算による。)

注1：ラグ数はAIC基準、ジュワルツ基準から選択している。

注2：有意水準はそれぞれ* 10%未満、** 5%未満、*** 1%未満を表す。

注3：震災ダミーは2011年3月以降は1、それ以外は0をとるダミーである。

表 6：日本の産業別輸出のパススルー分析

(a) 1980M1-2013M12

	定数項	為替相場	投入物価	R ²	D.W.	NOBS
全産業	-0.0001 (0.0001)	0.69 ** (0.02)	0.41 ** (0.05)	0.77	2.04	407
繊維	0.0001 (0.0001)	0.71 ** (0.04)	0.36 ** (0.09)	0.58	2.00	407
化学	-0.0001 (0.0002)	0.70 ** (0.04)	0.69 ** (0.05)	0.64	1.47	407
金属	0.0002 (0.0002)	0.79 ** (0.04)	1.09 ** (0.11)	0.59	1.18	407
一般機械	0.0000 (0.0001)	0.81 ** (0.02)	-0.03 (0.08)	0.76	1.92	407
電気機械	-0.0005 ** (0.0001)	0.68 ** (0.02)	0.42 ** (0.09)	0.73	1.99	407
輸送用機器	0.0003 ** (0.0001)	0.82 ** (0.03)	0.17 (0.16)	0.72	2.15	407
その他	0.0000 (0.0001)	0.78 ** (0.03)	0.34 ** (0.08)	0.72	1.86	407

(b) 1980M1-1999M12

	定数項	為替相場	投入物価	R ²	D.W.	NOBS
全産業	0.0000 (0.0001)	0.73 ** (0.03)	0.26 ** (0.09)	0.79	1.90	239
繊維	0.0000 (0.0001)	0.67 ** (0.04)	0.26 ** (0.09)	0.59	1.63	239
化学	-0.0003 (0.0002)	0.71 ** (0.04)	0.55 ** (0.09)	0.65	1.23	239
金属	-0.0001 (0.0002)	0.85 ** (0.04)	0.30 ** (0.13)	0.65	0.87	239
一般機械	0.0000 (0.0001)	0.84 ** (0.03)	-0.11 (0.09)	0.78	1.88	239
電気機械	-0.0003 ** (0.0001)	0.67 ** (0.03)	0.34 ** (0.11)	0.77	1.82	239
輸送用機器	0.0005 ** (0.0001)	0.85 ** (0.03)	0.21 (0.20)	0.75	2.26	239
その他	0.0000 (0.0001)	0.81 ** (0.03)	0.06 (0.09)	0.81	1.98	239

(c) 2000M1-2013M12

	定数項	為替相場	投入物価	R ²	D.W.	NOBS
全産業	-0.0002 * (0.0001)	0.66 ** (0.04)	0.50 ** (0.07)	0.75	2.29	168
繊維	0.0002 (0.0002)	0.74 ** (0.06)	0.54 ** (0.19)	0.56	2.26	168
化学	0.0001 (0.0003)	0.67 ** (0.07)	0.73 ** (0.07)	0.63	1.75	168
金属	0.0003 (0.0003)	0.74 ** (0.06)	1.74 ** (0.17)	0.61	1.48	168
一般機械	0.0000 (0.0001)	0.78 ** (0.04)	0.12 (0.15)	0.73	1.98	168
電気機械	-0.0008 ** (0.0001)	0.71 ** (0.05)	0.53 ** (0.14)	0.69	2.24	168
輸送用機器	0.0001 (0.0002)	0.78 ** (0.04)	0.12 (0.27)	0.67	2.03	168
その他	0.0000 (0.0002)	0.71 ** (0.05)	0.73 ** (0.15)	0.63	1.89	168

注) **は 1%有意水準、*は 5%有意水準を示す。カッコ内の数値は標準誤差を示す。