



PRI Discussion Paper Series (No.13A-01)

為替レートの変動が輸出入に与える影響

**内閣府政策統括官付参事官付
前財務総合政策研究所研究部**

山下 大輔

2013 年 1 月

本論文の内容は全て執筆者の個人的見解であり、
財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を
示すものではありません。

財務省財務総合政策研究所研究部
〒100-8940 千代田区霞が関3-1-1
TEL 03-3581-4111 (内線 5489)

為替レートの変動が輸出入に与える影響¹

山下 大輔²

要約

本論文は、1980年第1四半期から2011年第3四半期までのデータを用いて、実質実効為替レートが輸出入に与える影響を構造VARで分析した。インパルス応答関数の結果から、リーマン・ショックの影響をコントロールした場合には、実質実効為替レートの増価が輸入に有意な正の影響を与える一方で、輸出には有意な負の影響を与えていないことが示された。この要因として、日本の輸出品の競争力の高さや企業の価格決定行動、企業内貿易が考えられる。一方で、リーマン・ショックの影響をコントロールしない場合には、実質実効為替レートの増価が輸出に有意に負の影響を与える一方で、輸入には有意な正の影響を与えていないことが示された。これはリーマン・ショック時の実質実効為替レートの変動の大きさのためであると考えられる。

キーワード：輸出、輸入、実質実効為替レート、構造VAR

JEL区分：F14、F31、F40

¹ 本稿の執筆にあたって、清田耕造准教授（横浜国立大学）より多くのご指導と有益なご助言をいただいた。また、財務省財務総合政策研究所の研究官の方々及び論文合評会参加者の方々からも貴重な意見をいただいた。ここに記して深く感謝の意を表したい。なお、本稿の内容や意見はすべて筆者の個人的見解であり、内閣府、財務省あるいは財務総合政策研究所の公式見解を示すものではなく、また本稿における誤りはすべて筆者個人に帰するものである。

² 内閣府政策統括官付参事官付、前財務総合政策研究所研究部。

1. はじめに

近年日本経済が円高に見舞われ、円高に対する不満や対策を求める声が上がったことは記憶に新しい。実際に、円ドル名目為替レートはこの30年の中で最も円高の水準にあると言える(図1)。日本政府も為替介入を実施するなど、円高の是正を行っている。一方で、実質実効為替レートで見た場合に、現在の為替水準は過去と比べてそれほど円高ではないと指摘されることもあり、また、図1を見る限り現在の水準が必ずしも過去と比べて過度に円高とは言えない。いずれにせよ、円高が注目を集めるのは事実である。では、円高はなぜ問題とされるのか。一般に、円高は輸出入に影響を及ぼすとされており、輸出には負の効果を、輸入には正の効果をそれぞれもたらすとされている。では、実際に日本経済において為替レートの変動が輸出入にどのような効果を与えてきたのか。それを検証するのが本論文の目的である。

これまでに為替レートが日本の輸出入に与える影響は様々な観点から検証されているが³、為替レートの水準がマクロの輸出入に与える影響を実証分析したものとして、宮尾(2006)や堀(2010)、Crane et. al(2007)が挙げられる。宮尾(2006)は、1975年から2001年までの円ドル名目為替レートが輸出入にどのような影響を与えていたかの検証を行っている。同研究は、輸出・輸入・円ドル名目為替レートの3変数や、それに金利又はGDPを加えた4変数の構造VARを用いている。同研究は、円ドル名目為替レートをターゲットとした金融政策運営の効果の検証を目的としたものであり、その文脈において、円安が輸出の増加、ひいてはGDPの成長に寄与するかを調べたものである。1975年からプラザ合意後までの期間では円ドル名目為替レートの水準が輸出に影響を与えていたのに対して、それ以後は輸出に有意に寄与していないこと、輸入はその全期間において円ドル名目為替レートの影響を有意に受けていることを示している。

堀(2009)は、1983年第1四半期から2006年第4四半期までの輸出及び輸入に対して実質実効為替レートがどのような影響を与えているかについて重回帰分析を用いて検証しており、実質実効為替レートが1%増価すると輸出を-0.4から-0.5%有意に減らし、輸入を0.34%有意に増やす効果があるとしている。Crane et. al(2007)は、1981年第1四半期から2006年第4四半期までのデータを用いて、ヨハンセンの最尤法で輸出入関数を推計しており、この中で実質実効為替レートの1%の増価が輸出を0.34%減らすことを示している。1994年までにデータを限定すると、実質実効為替レートの増価は輸出を0.74%減らすため、近年になって輸出の弾力性が減少していると述べている⁴。二国間貿易における為替レートの輸出への影響については、Bahmani-Oskooee and Goswami(2004)が挙げられ、日本とその9大貿易相手国(オースト

³ 為替のボラティリティが輸出に与える影響については、主に木村・中山(2000)、林(2011)が挙げられる。また、為替レートの水準の変動が輸出入価格や国内物価への程度波及するか(いわゆるパス・スルー)を実証分析したものとしては、大谷・白塚・代田(2003)や塩路(2011)等がある。

⁴ 日本の輸入についてはデータが不十分なため有用な結果が得られていないとしている。

ラリア、カナダ、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、スイス、イギリス、米国) との間の貿易のほとんどの場合において、実質為替レートは輸出に影響を与えなくなる一方で、輸入には大いに影響を与えていることが述べられている。このように為替レートの輸出への影響については分析結果が様々である一方で、輸入については概ね一致している。

本論文では、実質実効為替レートの水準の変動が輸出や輸入にどのような影響を与えているかを検討した。本論文の貢献は3つある。1点目は、宮尾(2006)の推計モデルに基づいて、実質実効為替レートをを用いた場合に結果がどのように影響を受けるかを分析したことである。円高と言われる場合には、円ドル名目為替レートの円高を指すことが多い。宮尾(2006)の結果に基づけば、円ドル名目為替レートの増価が輸出に与える負の影響は有意なものではない。しかし、輸出入に影響を与えるのは二国間の名目為替レートに両国のインフレ率を調整し、それを貿易量でウェイト付けした実質実効為替レートであると通常仮定されている。もし円ドル名目為替レートが輸出入の動きをとらえるのに妥当な変数でないとすれば、宮尾(2006)の結論をもって為替レートの変動が輸出に与える変動が有意でないと言うことはできなくなる。2点目は、本論文ではより直近までのデータを使用したことである(1980年第1四半期~2011年第3四半期)。また、3点目には、Pesaran and Shin(1998)が提唱した変数の順序に影響を受けない一般化インパルス応答関数を使用したことが挙げられる。宮尾(2006)はインパルス応答関数を求めるにあたってコレスキー分解を用いているが、この方法では変数の順序で結果が異なる可能性がある⁵。変数の中でどの変数がより外生的であるかを仮定することは非常に難しいためである。宮尾(2006)でも述べられていることだが、構造VAR(Vector Auto Regression:ベクトル自己回帰)モデルを用いて輸出入と為替レートの関係进行分析した論文は少ない。例えば上記の堀(2009)は、実質実効為替レートをを用いて輸出関数と輸入関数をそれぞれ重回帰分析で推計している⁶。しかし、実質実効為替レートが必ずしも外生変数であるとは限らず、単純な重回帰分析による推計結果には疑問が残る。そこで両変数が相互に関連し合うことを想定したVARを用いることとする⁷。

上記の分析方法を用いた結果、リーマン・ショックの影響を除去した場合には、実質実効為替レートの増価が輸入に対して有意な正の影響を与えている一方で、輸出に対しては負の効果を与えるものの有意でないことが示された。その要因を日本の輸出品の競争力の高さや企業の価格設定行動、企業内貿易の3つの観点から考察した。また、リーマン・ショックの影響を含

⁵ 宮尾(2006)は変数の順番を変えて頑健性の確認をしている。

⁶ 輸出関数の推計では日本の主要輸出先15カ国の実質GDP成長率の加重平均値を、輸入関数の推計では日本の実質GDPを説明変数に加えている。

⁷ なお、VARでインパルス応答関数を求める手法ではあくまで短期的なショックしか分析できないことに注意が必要である。

めた場合には、実質実効為替レートの増価が輸出に有意な負の効果を与える一方、輸入には有意な正の効果を与えないこともわかった。これはリーマン・ショック時の実質実効為替レートの変動の大きさのためと考えられる。以下、第2節で推計モデルとその結果を述べる。第3節では頑健性の検証を行ない、第4節で導かれた結果の要因について考察する。第5節は、結論と今後の課題について述べる。

2. 為替レートの変動が輸出入に与える影響の推計

本節では、為替レートの変動が輸出及び輸入にどのような影響を与えているかについて、構造VARを用いて分析することとする。同モデルを用いた推計で、宮尾（2006）は、1975年第1四半期から2001年第1四半期までの期間で、円ドル名目為替レートの変動が輸入には有意に影響を及ぼす一方で、輸出に与える影響が小さいことを指摘しているが⁸、直近までのデータを使用し、実質実効為替レートを用いた場合に結果がどのように変わるかを示すのが本節の目的である。

2.1 データ

本論文では、1980年第1四半期から2011年第3四半期までの輸出、輸入、為替レート、GDP（Gross Domestic Product）を用いて分析を行う。以下では、それらの変数の定義や処理について説明するとともに、モデルの推定に必要な統計的性質を確認する。

2.1.1 輸出、輸入及びGDP

輸出、輸入及びGDPについては、内閣府が公表している93SNA（平成12年基準、暦年連鎖方式）の実質値の季節調整済データを用いた。輸出及び輸入は財貨のみのデータを使用した。推計にあたって同データを対数変換し100を乗じている。

2.1.2 為替レート

為替レートについては、BIS（国際決済銀行）が公表している実質実効為替レートを用いた。BISはブロード・ベースとナロー・ベースの2種類のデータを公表しているが、長期の連続したデータはナロー・ベースしかないため、本論文ではナロー・ベースのデータを採用した⁹。な

⁸ 宮尾（2006）は結果の頑健性の確認のために名目実効為替レートを用いた推計を行っており、円ドル名目為替レートと同様の結論を得ている。

⁹ 実質実効為替レートの計算に含まれる対象国が少ないため、IMFが公表している実質実効為替レートを用いて頑健性の確認を行っている（3.3節）。なお、日本銀行が公表している実質実効為替レートは1993年以前のBISのナロー・ベースのデータと1994年以降のBISのブロード・ベースのデータを接続したものであるため、使用しなかった。実質実効為替レートの詳細は伊藤他（2011）を参照。

お、日本の実質実効為替レートの算出にあたってナロー・ベースに含まれる国はオーストラリア、カナダ、台湾、デンマーク、ユーロ圏（オーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、ギリシャ、アイルランド、イタリア、オランダ、ポルトガル、スペイン）、香港、韓国、メキシコ、ニュージーランド、ノルウェー、シンガポール、スウェーデン、スイス、イギリス、アメリカの 25 カ国である。公表データは 2010 年=100 として指数化されたものであるが、月次データであるため、算術平均を用いて四半期データに加工し、その上で対数化を行わない 100 を乗じている。1980 年第 1 四半期から 2011 年第 3 四半期までのデータを使用した。

2.1.3 単位根検定

モデルの推定に先立ち、上記の各変数について単位根検定を行った。単位根検定としては、DF-GLS (Dickey-Fuller Generalized Least Square) 検定と KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) 検定の 2 種類の検定を用いた。DF-GLS 検定はデータに単位根があるとの帰無仮説を検定する一方で、KPSS 検定はデータが定常であるとの帰無仮説を検定する。結果は表 2 にまとめている。輸入、実質実効為替レート及び GDP はレベルでは非定常であるが、1 階の階差をとると定常であると判断できる。

一方、輸出はレベルで定常であり、1 階の階差をとっても定常であることが示されている。しかしながら、リーマン・ショック以降の金融危機を考慮して、サンプル期間を 2008 年第 3 四半期までに変更して再度単位根検定を行うと、DF-GLS 検定では 5%水準で単位根があるとの帰無仮説が棄却できる一方で、KPSS 検定ではデータが定常であるとの帰無仮説を 10%水準で棄却できるようになり、レベルで定常とは必ずしも言えなくなる。加えて、2008 年第 3 四半期までのデータで 1 階の階差をとった場合には両検定ともに定常であることが示唆される。以上より、推計にあたっては全ての変数について 1 階の階差をとることとする¹⁰。

2.2 推計モデルの設定

輸出・輸入・為替レートの 3 変数 VAR、輸出・GDP・輸入、為替レートの 4 変数 VAR の推計を行う。なお、本 VAR に含まれる変数は同時決定していると考えられる。例えば、3 変数 VAR の場合に、今期の輸出は過去の輸出、過去の輸入及び過去の為替レートだけでなく、現在の輸入及び現在の為替レートにも影響を受けている。このような VAR を構造 VAR というが、構造 VAR でインパルス応答関数を求めるためには、誤差項の識別のために、通常の VAR と異なり、追加

¹⁰ 1 階の階差をとると各変数が有する情報を捨てすぎてしまっている恐れがある。共和分検定を実施し、VEC (ベクトル誤差修正) モデルで推計するのが妥当と考えられるが、本論文の分析で用いた Eviews ではインパルス応答関数の信頼区間の計算ができない等の問題があるため、実施していない。

的に誤差項に制約をおく必要がある。誤差項の制約の置き方は様々なものがある。宮尾 (2006) では、Sims (1980)をはじめとしてよく用いられている短期のリカーシブ制約 (コレスキー分解) が使用されており、輸出を最も外生的、円ドル名目為替レートを最も内生的とする制約が置かれている。確かに輸出は輸出先の所得に影響を受けるという意味で外生的である一方、一般的な経済モデルでは為替レートで輸出が決まるとされているように、どの変数がより外生的かを一意に決めることは難しい。よって、本論文では Pesaran and Shin (1998) が提唱した変数の順序に影響を受けない形でインパルス反応を求める一般化インパルス反応を用いることとする。

また、図 2~3 で示されているように、2008 年 9 月のリーマン・ショック以降に輸出入の乱高下が発生している。リーマン・ショックの影響をコントロールするために、輸出入のデータの一回の階差をとったときに変動が大きい 2008 年第 4 四半期、2009 年第 1 四半期、2009 年第 2 四半期について、それぞれ 1 つずつ定数項ダミーを推計式に加えることとする。

また、VAR の推計にあたってはラグの選択が必要となるが、本論文では AIC (Akaike Information Criteria) を基準としてラグの選択を行った。3 変数 VAR、4 変数 VAR とともに AIC を最小にするのはラグが 3 のときであった。

2.3 インパルス反応の結果

上記の制約に基づく構造 VAR に基づくインパルス応答関数を求める。インパルス応答関数とは誤差項に 1 標準偏差だけの変動を与えた場合に、構造 VAR に含まれる変数がどのように変動するかを示したものである。図で示されているのは 40 期 (10 年) 分の累積インパルス反応であり、上下の点線は ± 2 標準誤差の範囲の信頼区間である。ここでの実質実効為替レートのショックは実質実効為替レートの増価を意味する。下方の点線が 0 を上回っていれば有意に正の影響があり、上方の点線が 0 を下回っていれば有意に負の影響があることを示している¹¹。

輸出、輸入及び実質実効為替レートの 3 変数 VAR のインパルス反応は図 4 に、GDP を加えた 4 変数 VAR の同結果は図 5 にそれぞれ示されている。実質実効為替レートのショックに対する各変数の影響は一番右の列のグラフである。同列の輸出のグラフを見ると、実質実効為替レートのショックは輸出に負の影響を与える可能性を示しているが、上方の点線が 0 を上回っており、有意とは言えない。一方、同列の輸入のグラフを見ると、実質実効為替レートのショックは輸入に正の影響を与える可能性があり、加えて下方の点線が 0 を上回っているため有意な結果であるとわかる。つまり、実質実効為替レートが増価しても輸出を減らす効果があるとは必ずしも言えない一方で、輸入を増加させる効果があることが示されている。

¹¹ 3 節でも同様である。

3. 頑健性の検証

上記のインパルス反応の結果の頑健性を確認するために、以下の5点の検証を行う¹²。1点目として、上記で推計した構造VARに円ドル名目為替レートを変数に加える。これは輸出入が実質実効為替レートだけではなく、円ドル名目為替レートにも影響を受けている可能性があるからである。2点目は、上記で推計した構造VARの変数に海外GDPを加える。一般に、輸出は実質実効為替レートに加え、輸出国のGDPの変数であるとされているからである。3点目として、IMFが公表している実質実効為替レートを用いた分析を行う。これまで用いてきたBISの実質実効為替レート（ナロー・ベース）の対象国が少ないためである。4点目は、サンプル期間を1980年第1四半期から2008年第3四半期までに限定する。リーマン・ショックの影響をコントロールするためにダミー変数を用いてきたが、それでは不十分である可能性があるためである。5点目として、これまで使用してきたダミー変数を外して、リーマン・ショックの影響をコントロールしない分析を行う。これは、リーマン・ショック時の輸出入の大きな変動は、リーマン・ショックという単に外生的な要因だけでなく、リーマン・ショックを受けた為替レートの変動に基づく輸出入の変動である可能性があるからである。

3.1 円ドル名目為替レートの追加

ここでは、上記で用いた構造VARに円ドル名目為替レートを追加した場合に結果が異なりうるかを検証する。輸出入に影響を与えるのは実質実効為替レートとされているが、円ドル名目為替レートが影響を与えている可能性がある。また、実質実効為替レートと円ドル名目為替レートが相関を持っている場合に円ドル名目為替レートを変数に加えなければ過小定式化となってしまう恐れがある。よって、輸出、輸入、実質実効為替レート、GDPの4変数VARに円ドル名目為替レートを加えてインパルス反応を求めることとする。円ドル名目為替レートのデータは、東京市場のドル円スポットレート（17時時点）の月中平均を日本銀行の時系列統計データ検索サイトより取得し、算術平均を用いて四半期データに加工後、対数変換して100を乗じたものである。単位根検定の結果、レベルで単位根の存在が示されたため、1回の階差をとっている（表2）。各VARのラグ次数選択はAIC基準を最小とするものとし、3次のラグが選択された。上記の実質実効為替レートを用いた分析と同様に、変数の順番が結果に影響を与えない一般化インパルス反応を用いている¹³。なお、名目為替レートの単位が円／ドルであるため、誤差項の

¹² 1点目から3点目までの頑健性の確認では、2節での分析と同様に、2008年第4四半期、2009年第1四半期、2009年第2四半期にそれぞれ1つずつ定数項ダミーを追加している。

¹³ 以下の全ての頑健性の確認で一般化インパルス応答関数を用いている。

1 単位のショックは円安ショックである。

分析の結果は図 6 にまとめられている。右から 2 列目が実質実効為替レートにショックを与えたときの各変数の反応であり、1 行目が輸出、3 行目が輸入である。グラフからわかることとして、実質実効為替レートのショックは輸出に負の影響を与えるものの決して有意ではないことがわかる。一方、輸入に対しては有意に正の効果を与えていることがわかる。これは上記 2. の結果と変わらない。なお、右から 1 列目の円ドル名目為替レートのショックに対しては、輸出に正の効果を与えるものの決して有意であるとは言えず、輸入に有意な負の影響を与えていることがわかる。これは宮尾（2006）と同様の結果である。

3.2 海外 GDP の追加

輸出に影響を与えるのは実質実効為替レートに加え、海外 GDP が考えられる。海外 GDP が増えれば日本からの輸出が増えることは想定される。そこで、輸出、GDP、輸入、実質実効為替レートの 4 変数 VAR に海外 GDP を加えた場合に結果がどのように変動するかを分析することとする。海外 GDP を示す変数として、OECD が公表している OECD 全加盟国の実質 GDP 成長率（対前期比、季節調整済）を用いた。単位根検定の結果、単位根は検出されなかったため、水準のデータをそのまま追加した（表 2）。AIC 基準でラグ選択を行った結果、ラグは 7 が選択された。結果は図 7 にまとめられている。右から 2 列目が実質実効為替レートのショックに対する各変数の反応であり、1 行目が輸出、3 行目が輸入である。輸出を減少させる効果はあるものの有意とは言えないこと、輸入を有意に増加させる効果があることがわかる。よって、海外 GDP を追加しても結果は変わらなかったことになる。

3.3 IMF 実質実効為替レートを用いた場合

これまでは BIS が公表しているナロー・ベースの実質実効為替レートを用いて分析を行ってきた。BIS 実質実効為替レートは貿易ウェイトを 3 年ごとに改定するなど、貿易動向をより反映していると考えられ、長期の連続したデータが存在するのはナロー・ベースのデータであることから、これを使用した。しかしながら、対象国が少ないという短所がある。例えば中国は対象国に含まれていない。よって、IMF が公表している実質実効為替レート¹⁴を用いた場合に、全サンプル期間の 4 変数 VAR（輸出、GDP、輸入、実質実効為替レート）のインパルス反応がどのように変化するかを検証する。なお、IMF 実質実効為替レートは日経 NEEDS より取得した。単位根検定の結果は表 2 のとおりであり、レベルで単位根の存在が示されたので、1 階の階差をとつ

¹⁴ IMF 実質実効為替レートは 184 カ国を対象にしている。

ている。VARのラグ選択基準はAIC基準を用いており、ラグ3が選択された。結果は図8にまとめられている。一番右の列が実質実効為替レートにショックを与えたときの各変数の反応を示しており、1行目が輸出、3行目が輸入の反応である。これを見ると、実質実効為替レートの増価が輸入を有意に増加させる効果がある一方で、輸出を減少される効果が見られるものの決して有意なものではないことがわかる。つまり、IMF実質実効為替レートを用いても結果は変わらなかった。これまでBIS実質実効為替レートを用いてきたが、IMF実質実効為替レートを用いても結果が変わらなかったため、BIS実質実効為替レートを用いたこれまでの分析結果は妥当性があると考えられる。

3.4 サンプル期間を2008年第3四半期までに変更した場合

これまでの分析では、リーマン・ショック時の金融危機の影響をコントロールするために、2008年第4四半期、2009年第1四半期及び2009年第2四半期にそれぞれ定数項ダミーを入れて対処してきた。しかしながら、ダミー変数によって十分にリーマン・ショックの影響をコントロールできているとは言えないかもしれない。従って、リーマン・ショックが起こる以前までの期間（1980年第1四半期から2008年第3四半期まで）のデータを用いた場合に、輸出、GDP、輸入、実質実効為替レートを変数とする4変数VARのインパルス応答関数の結果が変化するか否かを検証することとする。なお、VARのラグ次数選択はAICを基準とし、ラグ次数7が選択された。結果は図9にまとめられている。一番右の列が実質実効為替レートにショックが与えられたときの各変数の反応を示しており、1行目が輸出、3行目が輸入の反応である。輸出に対して有意に負の影響を与えていないこと、輸入に対して当初は有意でないものの最終的に有意な影響を与えていることがわかる。よって、2008年第3四半期までにサンプル期間を限定してもこれまでの分析結果と概ね一致していることがわかる。

3.5 ダミー変数を除去した場合

これまでの分析では、リーマン・ショックの影響をコントロールするために定数項ダミーを入れていた。また、3.4節ではサンプル期間を2008年第3四半期までに限定して頑健性の確認を行った。確かに図2にあるとおり輸出入は大きく変動しているが、これはリーマン・ショックという単なる外生的な要因だけでなく、リーマン・ショックを受けた為替レートの変動に基づく輸出入の変動である可能性がある。図1から、実質実効為替レートは2008年第3四半期から2008年第4四半期にかけて、80.47から100.26まで約25%上昇している。その場合には、リーマン・ショック時に定数項ダミーを入れてしまうと為替レートの影響を過小評価していることになるかもしれない。ゆえに、ここでは定数項ダミーを入れずに全サンプル期間のデータ

を用いて分析を行うことにする。なお、VAR が変数間の変動を捉えやすくするために、これまでの頑健性の確認で用いてきた4変数VAR（輸出、GDP、輸入、実質実効為替レート）に加えて、金融危機時に変動の大きかった海外GDPを加えることとする。海外GDPのデータや取り扱いは3.2と全く同様である。VARのラグ選択基準はAICを基準とし、ラグ次数3が選択された。インパルス応答関数の結果は図10にまとめられている。右から2列目が実質実効為替レートにショックが与えられたときの各変数の反応を示しており、1行目の図が輸出、3行目の図が輸入の反応である。これを見ると、実質実効為替レートの増価ショックが輸出に有意に負の影響を与えていることがわかる。一方、輸入については正の効果がみられるものの決して有意な結果ではない。これはこれまでの分析結果と正反対である。リーマン・ショック時にダミー変数を加えて結果が変わるのは、リーマン・ショック時には実質実効為替レートと輸出入の関係が他の時期と異なっていたことを示している。

3.6 本節のまとめ

本節での頑健性の確認から、リーマン・ショックの影響をコントロールした場合には、実質実効為替レートの増価は、輸出を減少させる反応を起こさせるものの有意な結果でなく、輸入を有意に増加させることが示された。ただし、リーマン・ショックの影響をコントロールせず全サンプル期間でインパルス反応をみると逆の結果になることがわかった。このことはリーマン・ショック時に為替レートの変動と輸出入の関係が変化した可能性があることを示している。

4. 考察

2節の分析及び3節の頑健性の確認により以下のことが示された。リーマン・ショックの影響をコントロールした場合には、実質実効為替レートの増価に対して、輸入は有意に正の影響を与えられている一方で、輸出に対しては負の影響を与えるものの有意でない。ただし、リーマン・ショックの影響をコントロールしない場合には、輸出に対して有意に負の効果を与える一方で、輸入には有意な正の効果を与えていない。ではなぜそのようなことが起こっているのだろうか。リーマン・ショックの影響をコントロールした場合とコントロールしなかった場合に分けて考察を行う¹⁵。

4.1 リーマン・ショックの影響をコントロールした場合の結果の要因

¹⁵ なお、以下では実質実効為替レートと名目為替レートの差を考慮しない考察を行う。これは最近のパス・スルー率の低下の文脈で、名目為替レートの動きが実質為替レートを動かしているとの指摘によるものである（佐々木（2009））

リーマン・ショックの影響をコントロールした分析を行うと実質実効為替レートの増価が輸出を減少させるものの有意な結果でないこと、輸入を有意に増加させる効果があることが示された。以下ではその理由を3つの観点から考察する。

4.1.1 輸出品の競争力の高さ

まず、日本が輸出している財は外国の同種の財よりも競争的な財であることが考えられる。為替レートが増価しても現地価格に転嫁できるだけの競争力があり、多少の価格転嫁で需要が減らないような財を輸出しているのであれば、為替レートが増価しても輸出が減らないことはありうる。図10をみると、日本の輸出品目は自動車等の輸送用機器や半導体等電子製品を含む電気機器、一般機械が多い。これらの輸出品は日本が得意とする分野であり、日本製品のブランド力があり、外国の同種の財と十分に差別化されているかもしれない。一方で、輸入品目では円高の影響が価格に転嫁されやすい財（原油を含む鉱物性燃料）、円高で相対的に安くなった外国の財に代替されるような財（衣類など）の割合が多く、為替レートの変動を受けやすいのかもしれない。

4.1.2 企業の価格設定行動

考えられる要因の2点目は、企業の価格設定行動である。4.1.1節で述べたような競争力の高い輸出品でない場合には為替レートが増価しても輸出先での取引価格を変更せず、マーク・アップを減らすことで対応しているかもしれない（pricing to market : PTM）。そうであれば、為替レートが増価しても輸出が減らないことは考えられる。また、日本の主に製造業でPTM行動が当てはまるとの分析は数多い（例えばKnetter (1993)）。日本の主要輸出企業について、市場競争の程度が高い先進国向け輸出では、相手国通貨が貿易取引で使用されることが多く、PTMと整合的な通貨選択がなされているとの分析もある（伊藤他（2009））。よって、競争力がそれほど高くない輸出品についてはPTM行動をとっている可能性があり、そのために輸出が減っていない可能性がある¹⁶。

4.1.3 企業内貿易

考えられる要因の3点目は、海外現地法人との取引である企業内貿易（intra-firm trade）の増加である。日本の製造業全体で、主要な輸出相手国・地域向け輸出の50%超は企業内貿易

¹⁶ 実質実効為替レートの増価が輸出を減らさないとしても、PTMに基づく価格設定を企業が行っている場合には企業利益を圧縮させていることから、輸出を減らさないことをもって日本経済に悪影響を与えないと結論することはできない。

であるとの分析が伊藤他（2010）でなされている。企業内貿易では、円高が起こってもその分だけ海外現地法人への販売価格を下げる行動（transfer pricing）をとってれば、為替レートの増価が輸出に影響を与えないかもしれない。日本の多国籍企業について、為替レートの変動が企業内貿易にあまり影響を与えていないという分析も存在する（Kiyota, Matsuura and Urata（2008））。

また、日本の輸出品の多くが部品や資本財であり、輸出先で組み立てられて、再輸出（re-export）されることもありうる。この場合に、日本から部品等を輸入している国の為替レートが減価すると、その国は完成品の輸出及びそのための生産を増やす可能性があり、日本から部品の輸入を増やすことも考えられる。その場合には輸入国で為替が減価し、相対的に日本の為替レートが増価していても日本の輸出増加につながりうるとの指摘がある（Kamada and Takigawa（2005）、Thorbecke and Kato（2012））。輸出品のうち部品等を除外した完成品だけで分析した場合には、実質実効為替レートの増価が有意に負の影響を与えることを Thorbecke and Kato（2012）が示している。

4.2 リーマン・ショックの影響をコントロールしない場合の結果の要因

リーマン・ショック時の影響をコントロールしない分析を行うと、コントロールした場合と逆の結果になった。つまり、実質実効為替レートの増価は輸出を有意に減少させる一方で、輸入を有意に増加させなかった。この点については為替レートの変動の大きさが影響していると考えられる。3.5節で述べたように、実質実効為替レートは2008年第3四半期から2008年第4四半期にかけて、80.47から100.26まで約25%上昇している。リーマン・ショック以後は、為替レートの変動が大きくなったために実質実効為替レートの増価が輸出に有意な影響を与えた可能性がある¹⁷。為替レートの変動が大きくなると、例えば、企業が上記4.1.2節で述べたPTMに基づく価格設定を行っている場合に、マーク・アップで為替レートの変動を吸収できなくなり、取引価格を引き上げた結果、輸出を減らしていることが考えられる。一方、輸入については、通常に為替レートの変動に応じて数量がある程度調整されているが、リーマン・ショック時には為替レートが短期間に円高に大きく変動しても輸入需要がそれほど増えなかったのかもしれない。

5. まとめ

構造 VAR を用いて実質実効為替レートが輸出入に与える分析を行った結果、リーマン・ショ

¹⁷ 木村・中山（2000）等では、為替レートのボラティリティが大きくなれば輸出を減らす影響を及ぼすことが示されている。

ックの影響をコントロールした場合には、実質実効為替レートのショックが輸出に有意に負の影響を与えない一方で、輸入には有意に正の影響を与えていることが示された。輸出に有意な影響を与えていない理由として、輸出品の競争力の高さや企業の価格設定行動、企業内貿易が影響している可能性がある。一方で、リーマン・ショックの影響をコントロールせずに分析した場合には、影響を除外した場合と逆の結果が示された。これは、リーマン・ショック時には実質実効為替レートの変動が大きかったためと考えられる。

なお、本論文では分析できていない課題がある。まず、為替レートの輸出入への影響は貿易相手国や貿易品目により異なると考えられるが、本論文ではその点まで分析できていない。また、VAR の性質からサンプルサイズを大きくできる月次データでの分析が望ましいが、本論文では四半期データを用いた分析となっている。更に、VEC モデルでの分析となっておらず、各変数の情報を有効に利用できていない可能性がある。これらの点は今後の検討課題としたい。

参考文献

- 伊藤隆敏、鯉渕賢、佐藤清隆、清水順子（2009）、「インボイス通貨の決定要因とアジア共通通貨バスケットの課題」、RIETI Discussion Paper Series、09-J-013、経済産業研究所。
- 伊藤隆敏、鯉渕賢、佐藤清隆、清水順子（2010）、「日本企業の為替リスク管理とインボイス通貨選択—平成 21 年度日本企業の貿易建値通貨の選択に関するアンケート調査」結果概要」、RIETI Discussion Paper Series、10-J-032、経済産業研究所。
- 伊藤雄一郎、稲場広記、尾崎直子、関根敏隆（2011）、「実質実効為替レートについて」、日銀レビュー、2011-J-1、日本銀行。
- 大谷聡・白塚重典・代田豊一郎（2003）、「為替レートのパス・スルー低下：わが国輸入物価による検証」、『金融研究』9月号、59-90。
- 木村武・中山興（2000）、「為替レートのボラティリティと企業の輸出行動」、『日本銀行調査月報』3月号、83-109。
- 佐々木百合（2009）、「内外価格差と外国為替相場のパススルー」、『国際環境の変化と日本経済』バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 3（内閣府・経済社会総合研究所企画監修、深尾京司編）、第 9 章、慶應義塾大学出版会、310-329。
- 塩路悦朗（2011）、「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—」、財務省財務総合政策研究所「フィナンシャル・レビュー」、平成 23 年第 5 号、通巻第 106 号、69-88。
- 林ひとみ（2011）、「為替レートのボラティリティと国際貿易」、PRI Discussion Paper Series、No. 11A-13。
- 堀雅博（2009）、「アジアの発展と日本経済：外需動向・為替レートと日本の国際競争力」、『マクロ経済と産業構造』バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 1（内閣府・経済社会総合研究所企画監修、深尾京司編）、第 6 章、慶應義塾大学出版会、177-208。
- 宮尾龍蔵（2006）、「為替レート政策」、『マクロ金融政策の時系列分析—政策効果の理論と実証』、第 5 章、日本経済新聞社、143-161。
- Bahmani-Oskooee, Mohsen and Gour Gobinda Goswami (2004), "Exchange rate sensitivity of Japan's bilateral trade flows", Japan and the World Economy Vol.16, No.1, 1-15.
- Crane, Leland, Meredith A. Crowley and Saad Quayyum (2007), "Understanding the evolution of trade deficits: Trade elasticities of industrialized countries", Federal Reserve of Bank of Chicago Economic Perspective, Vol.31, 2-17.
- Kamada, Koichiro and Izumi Takigawa (2005), "Policy coordination in East Asia and across

- the Pacific”, Bank of Japan Working Paper Series, No.05-E-04.
- Kiyota, Kozo, Toshiyuki Matsuura and Shujiro Urata (2008), “Exchange rate volatility and MNCs’ production and distribution network: The case of Japanese manufacturing MNCs”, The Singapore Economic Review, Vol.53, No.3, 523-538.
- Knetter, Michael M (1993), “International comparisons of pricing-to-market behavior”, American Economic Review, Vol83, No.3, 473-486.
- Pesaran, H. Hashem and Yongcheol Shin (1998), “Generalized impulse response analysis in linear multivariate models”, Economics Letters, Vol.58, No.1, 17-29.
- Sims, Christopher A. (1980), “Macroeconomics and reality”, Econometrica, Vol.48, No.1, 1-48.
- Thorbecke, Willem and Atsuyuki Kato (2012), “The effect of exchange rate changes on Japanese consumption exports”, Japan and the World Economy, Vol.24, No.1, 64-71.

表1 基本統計量

	輸出	輸入	GDP	BIS 実質実効 為替レート	IMF 実質実効 為替レート	円ドル名目 為替レート	OECD 成長率
平均	42,211.3	29,913.5	454,739.4	98.1	103.2	140.0	0.591
中央値	37,578.1	29,999.0	483,686.7	98.5	105.1	121.0	0.637
最大値	82,685.9	52,089.1	567,356.1	142.2	150.0	259.6	1.758
最小値	16,541.6	12,525.1	279,347.8	70.2	69.9	77.8	-2.433
標準偏差	18,547.8	13,076.4	83,318.3	15.2	17.0	49.7	0.567
歪度	0.616	0.222	-0.730	0.198	0.012	1.219	-2.302
尖度	2.243	1.679	2.237	2.559	2.577	3.133	12.800
標本数	127	127	127	127	127	127	127

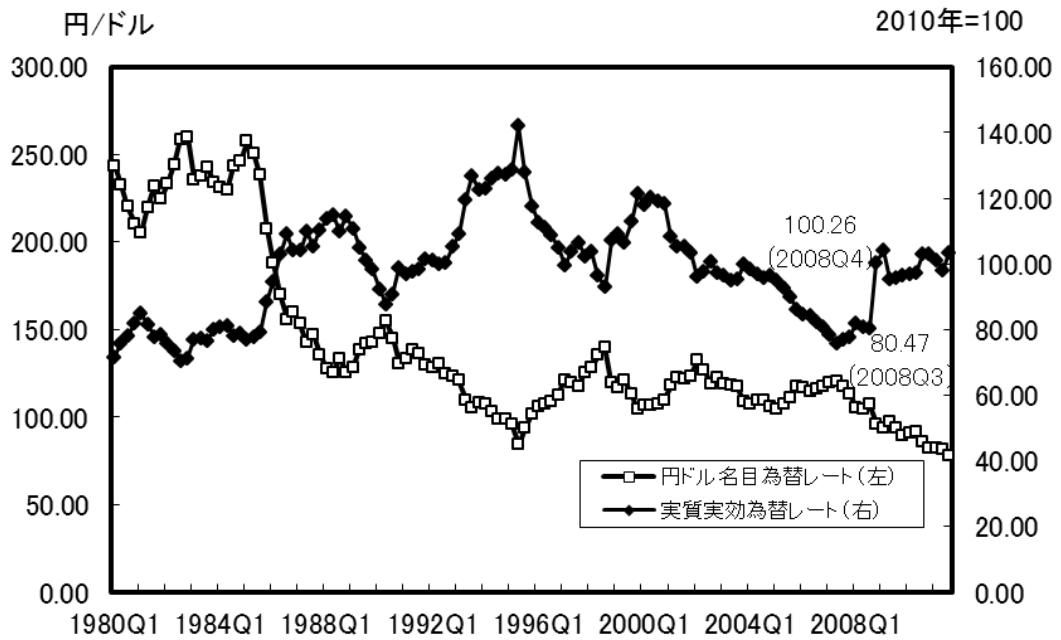
(注) BIS 実質実効為替レートと円ドル名目為替レートは月次データを四半期加工した後の基本統計量である。また、対数変換前のデータで算出している。

表2 単位根検定の結果

変数		DF-GLS 検定		KPSS 検定	
実質輸出 (全サンプル期間)	レベル	-4.09 (1) ***	トレンド、定数項	0.05 (7)	トレンド、定数項
	一階階差	-8.20 (0) ***	定数項	0.07 (10)	定数項
実質輸出 (2008年第3四半期まで)	レベル	-3.46 (2) ***	トレンド、定数項	0.14 (8) *	トレンド、定数項
	一階階差	-5.19 (2) ***	定数項	0.11 (1)	定数項
実質輸入	レベル	-2.22 (1)	トレンド、定数項	0.15 (9) **	トレンド、定数項
	一階階差	-2.74 (2) ***	定数項	0.07 (4)	定数項
BIS 実質実効為替レート	レベル	-1.52 (0)	トレンド、定数項	0.25 (9) ***	トレンド、定数項
	一階階差	-2.98 (2) ***	定数項	0.12 (5)	定数項
実質 GDP	レベル	-0.31 (1)	トレンド、定数項	0.32 (9) ***	トレンド、定数項
	一階階差	-3.33 (2) ***	定数項	0.07 (1)	トレンド、定数項
名目為替レート (円/ドル)	レベル	-2.23 (3)	トレンド、定数項	0.22 (9) ***	トレンド、定数項
	一階階差	-3.54 (2) ***	定数項	0.08 (6)	定数項
OECD 加盟国 GDP	レベル	-5.58 (0) ***	定数項	0.22 (6)	定数項
IMF 実質実効為替レート	レベル	-1.89 (3)	トレンド、定数項	0.26 (9) ***	トレンド、定数項
	一回階差	-3.74 (2) ***	定数項	0.14 (6)	定数項

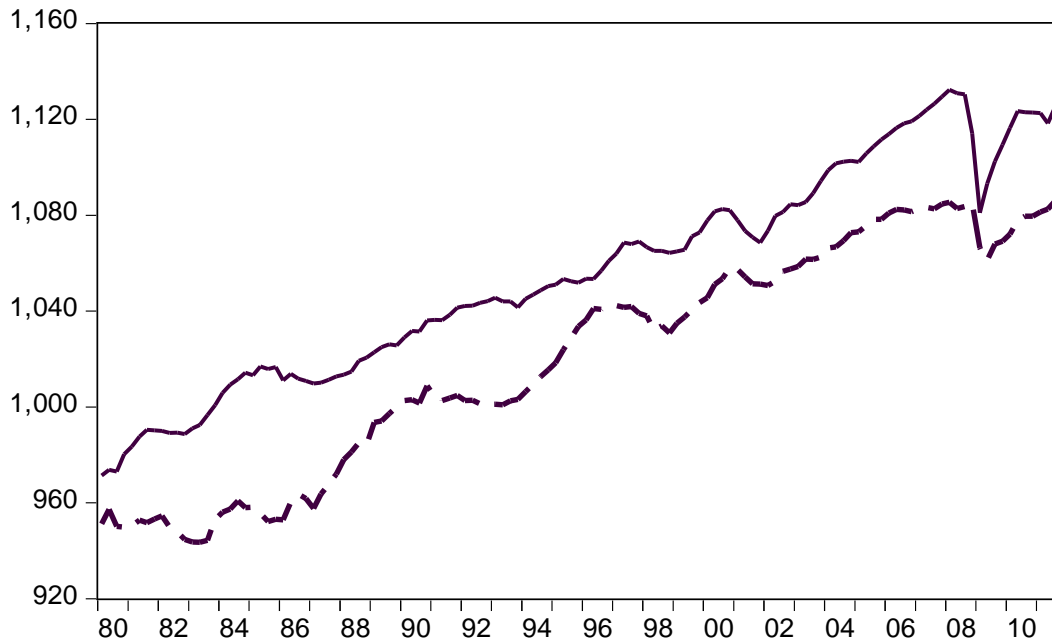
(注) DF-GLS 検定は単位根ありという帰無仮説を、KPSS 検定はデータが定常であるという帰無仮説をそれぞれ検定している。*は 10%有意水準、**は 5%有意水準、***は 1%有意水準で帰無仮説を棄却できることを示す。また、カッコ内の数字は、DF-GLS 検定では SIC で選択されたラグ次数、KPSS 検定では Newey-West の基準で選択された Bandwidth の次数を示す。

図1. 実質実効為替レート、円ドル名目為替レートの推移



(出典) 日本銀行ホームページ、国際決済銀行ホームページ

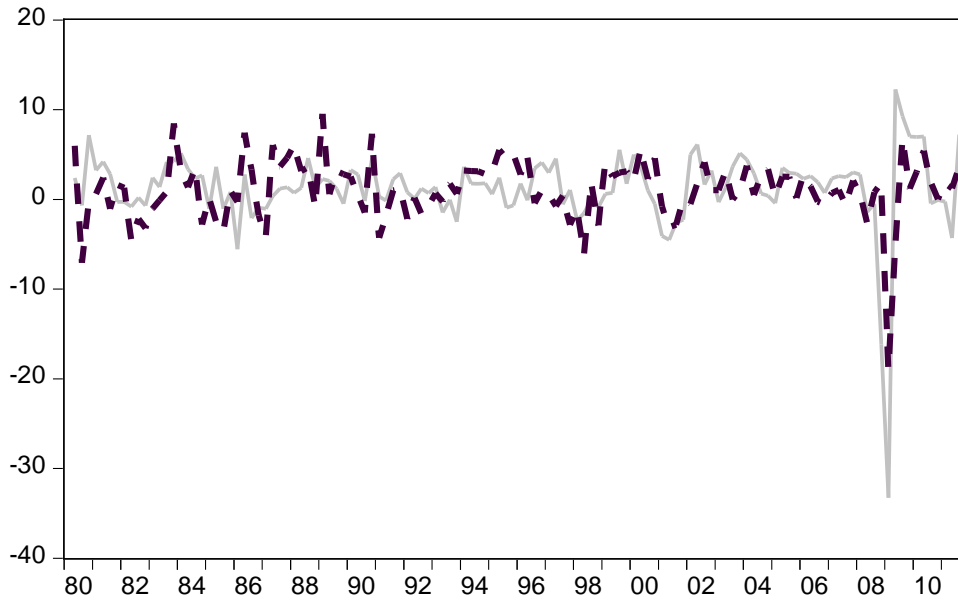
図2. 輸出（実線）、輸入（点線）



(出典) 内閣府「国民経済計算」

(注) 輸出入とも対数変換し100を乗じている。

図3. 輸出入 (1階階差) : 輸出 (実線)、輸入 (破線)



(出典) 内閣府「国民経済計算」

(注) 輸出入とも対数変換し 100 を乗じたものの 1 回階差である。

図4. 3変数VARのインパルス応答関数

(輸出、輸入、実質実効為替レート)

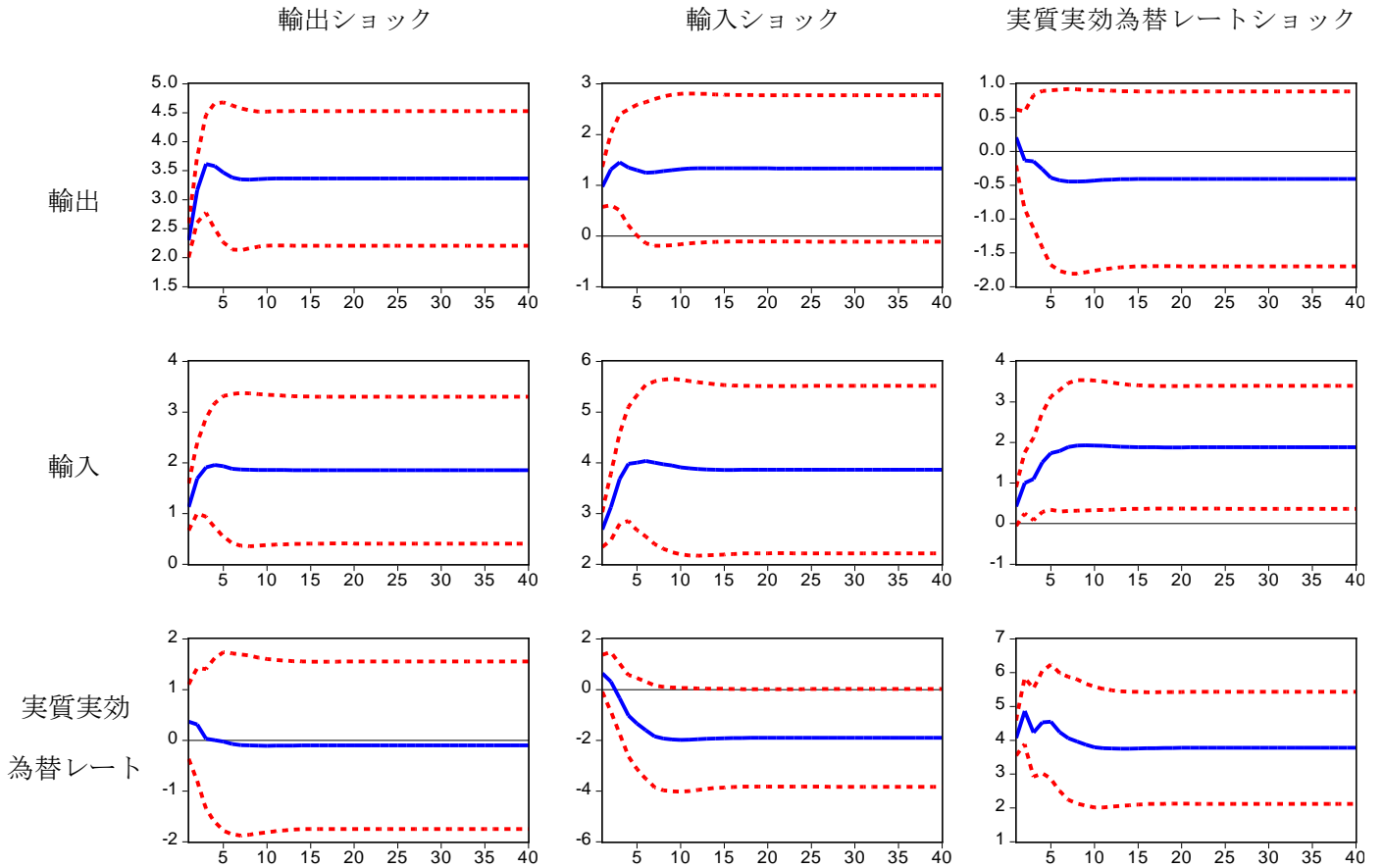


図5. 4変数VARのインパルス反応の結果
 (輸出、GDP、輸入、実質実効為替レート)

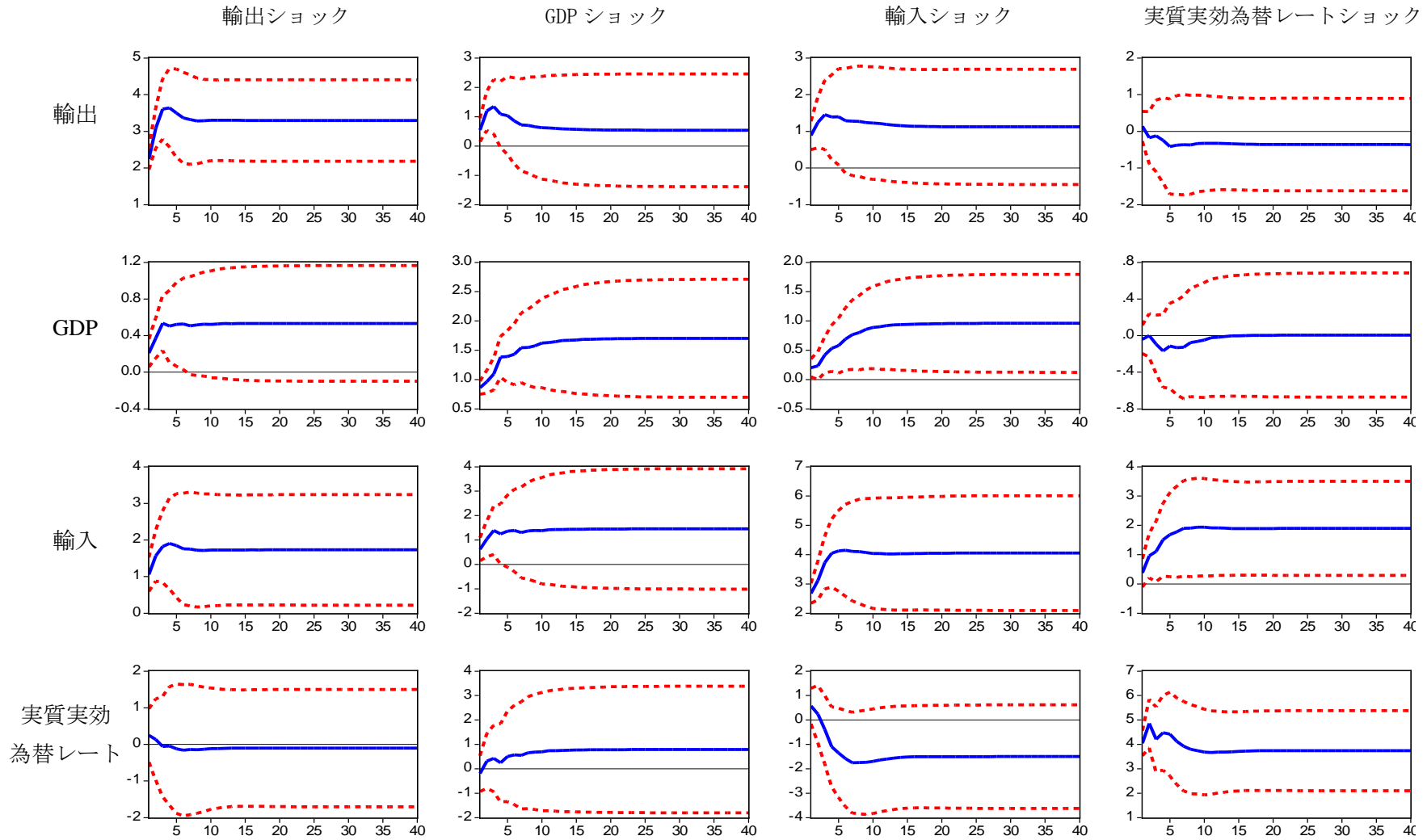


図6. 5変数VARのインパルス反応の結果
 (輸出、GDP、輸入、実質実効為替レート、円ドル名目為替レート)

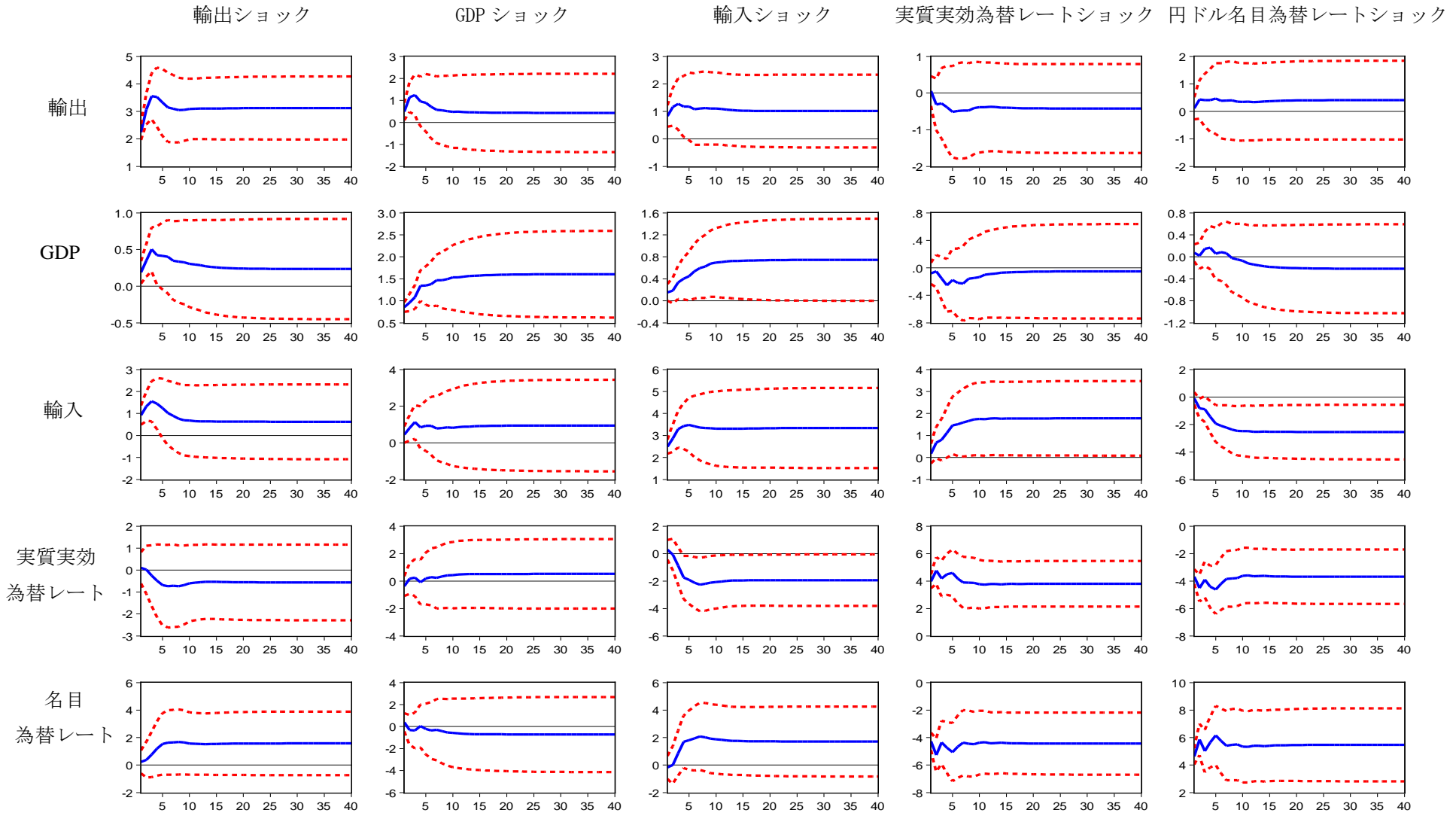


図7. 5変数VARのインパルス反応の結果
 (輸出、GDP、輸入、実質実効為替レート、海外GDP)

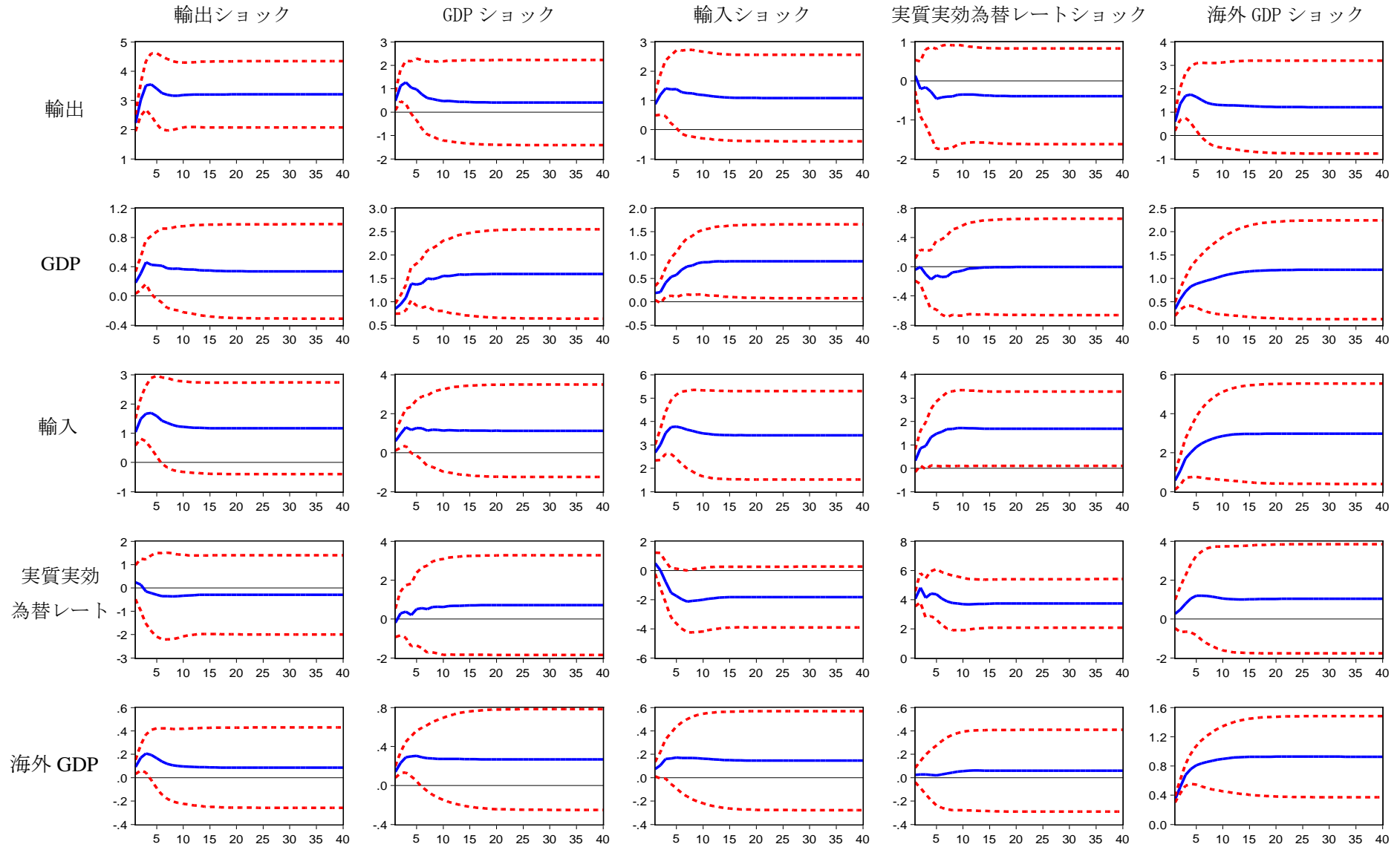


図8. 4変数VARのインパルス反応の結果
 (輸出、GDP、輸入、IMF実質実効為替レート)

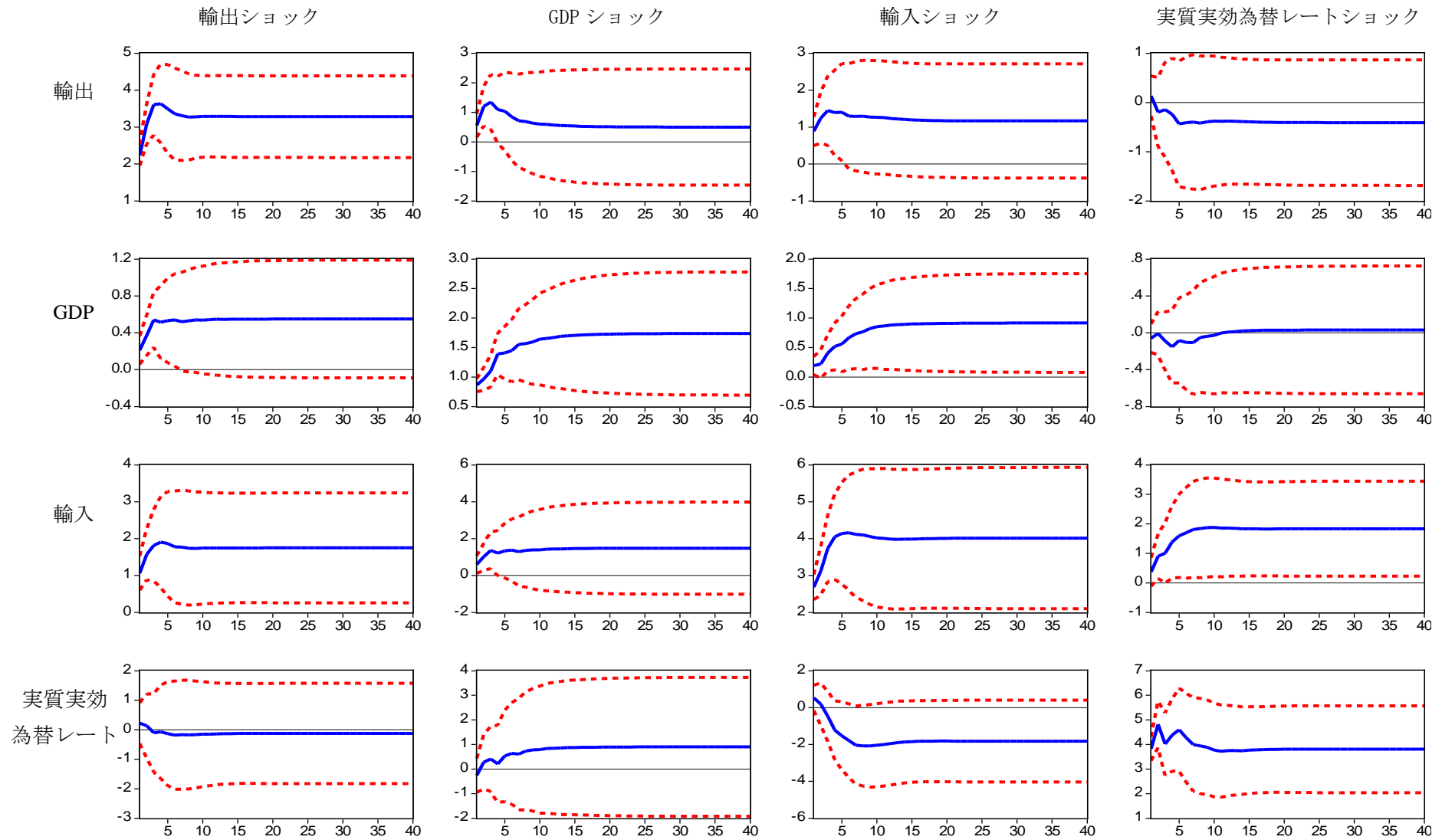


図9. 4変数VARのインパルス反応の結果（～2008年第3四半期）
 （輸出、GDP、輸入、実質実効為替レート）

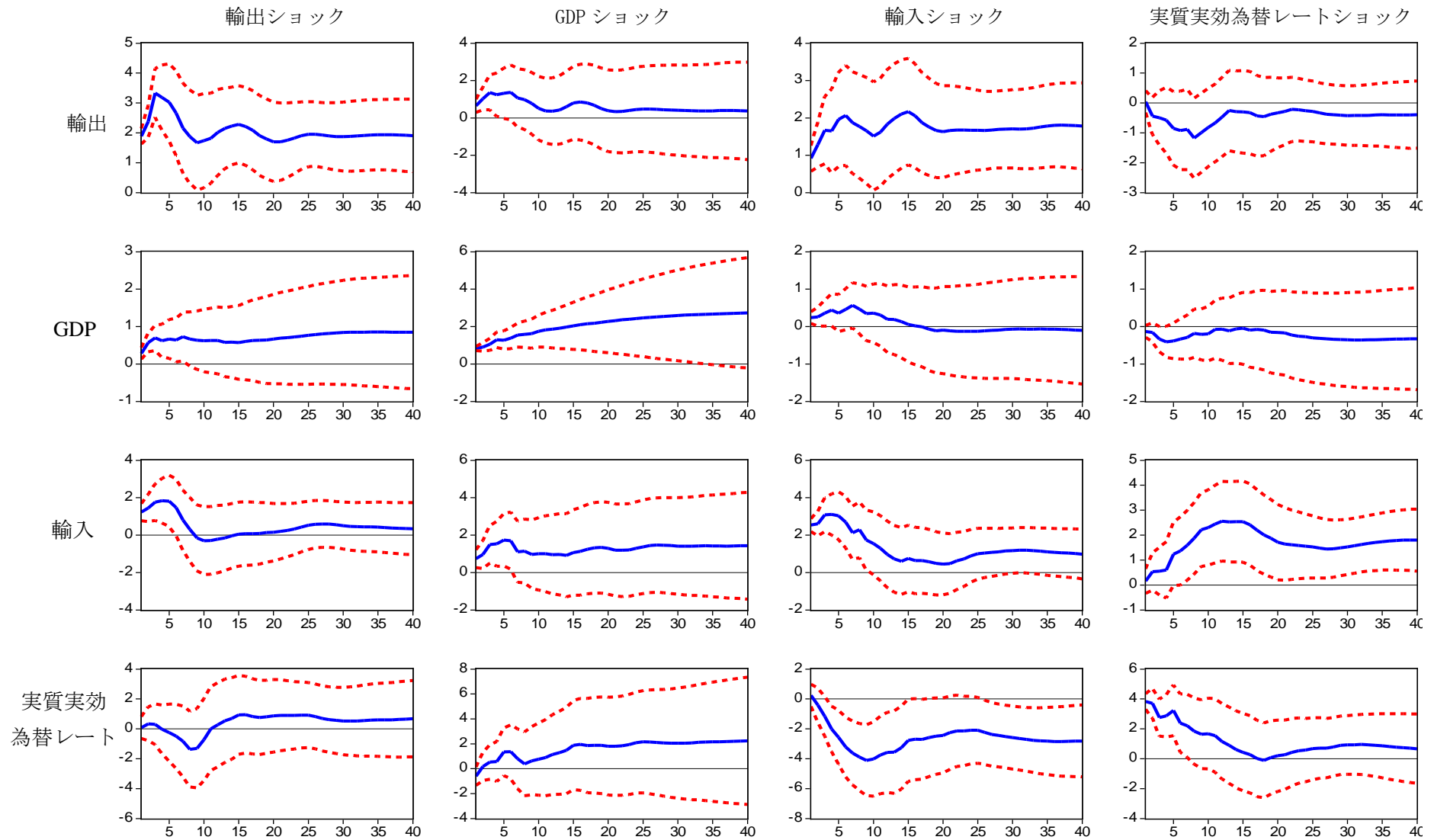


図9. 5変数VARのインパルス反応の結果（ダミー変数なし）
 （輸出、GDP、輸入、実質実効為替レート、海外GDP）

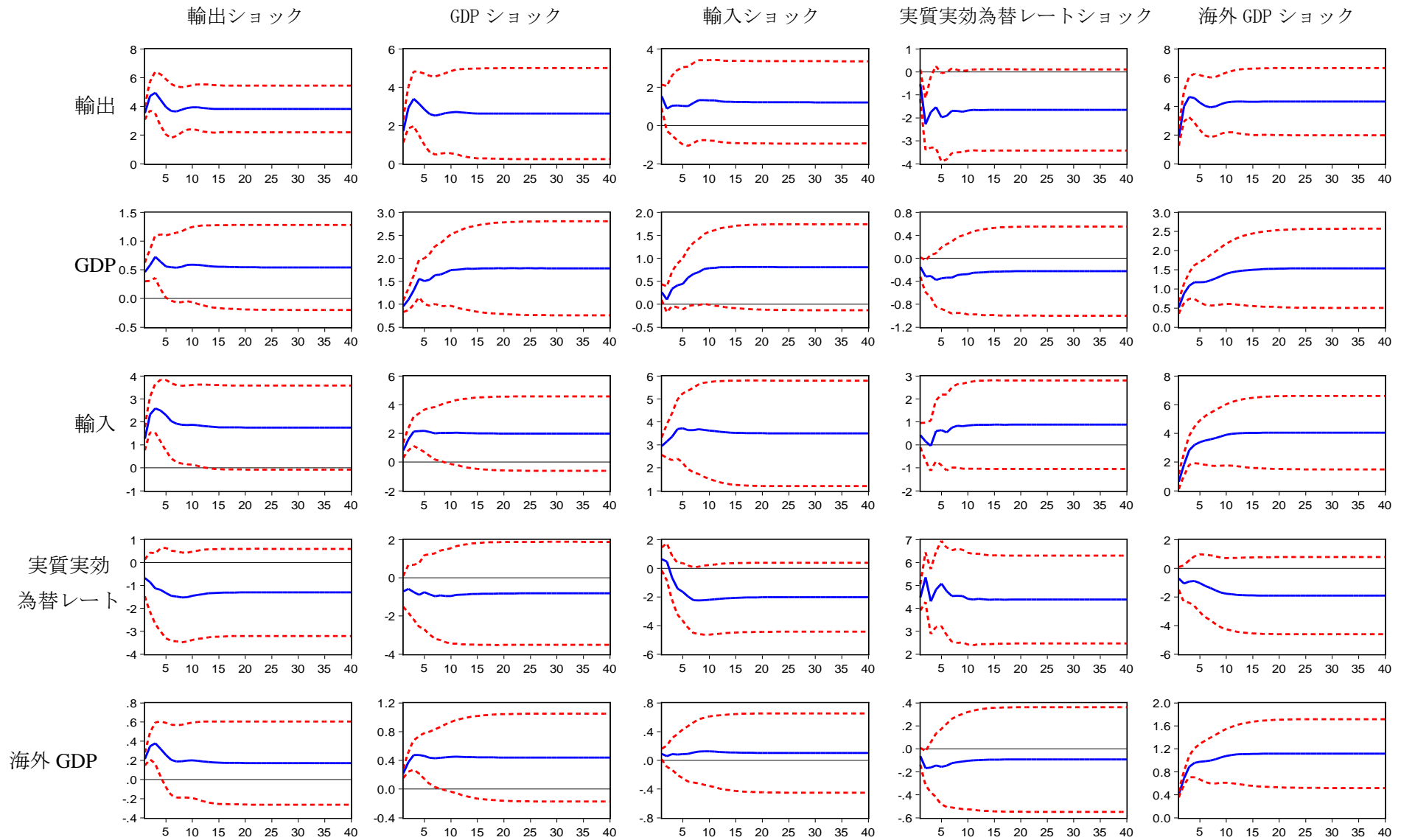
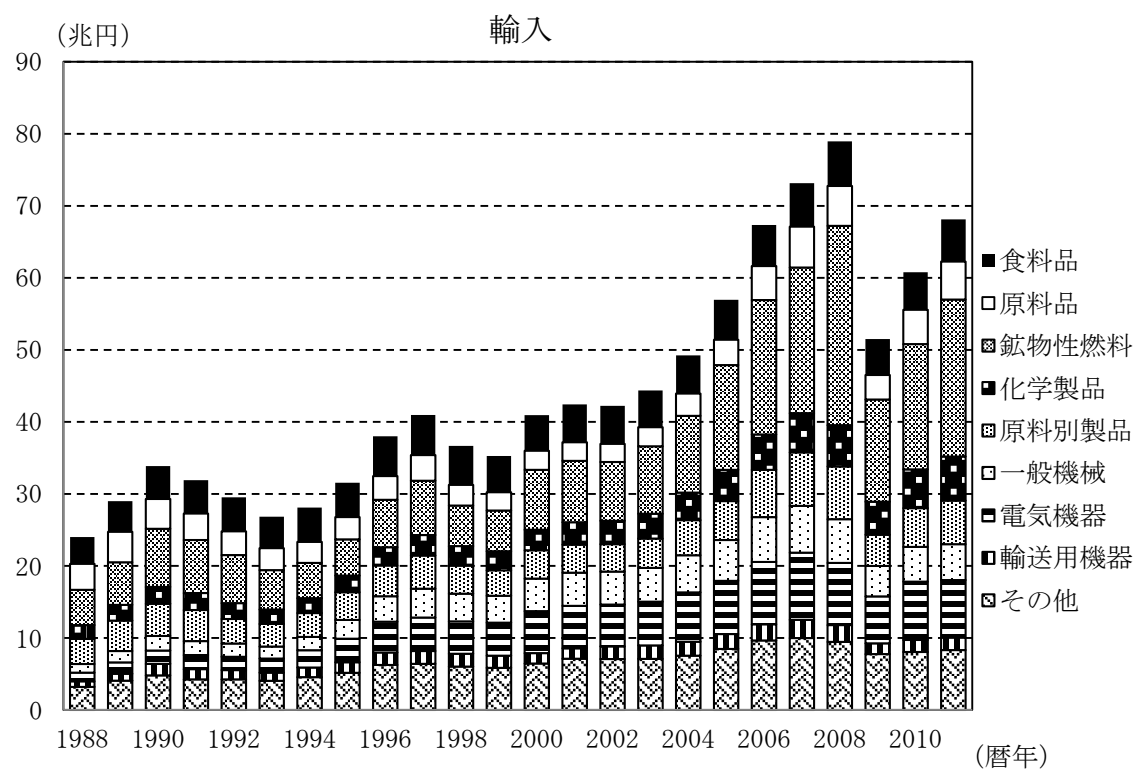
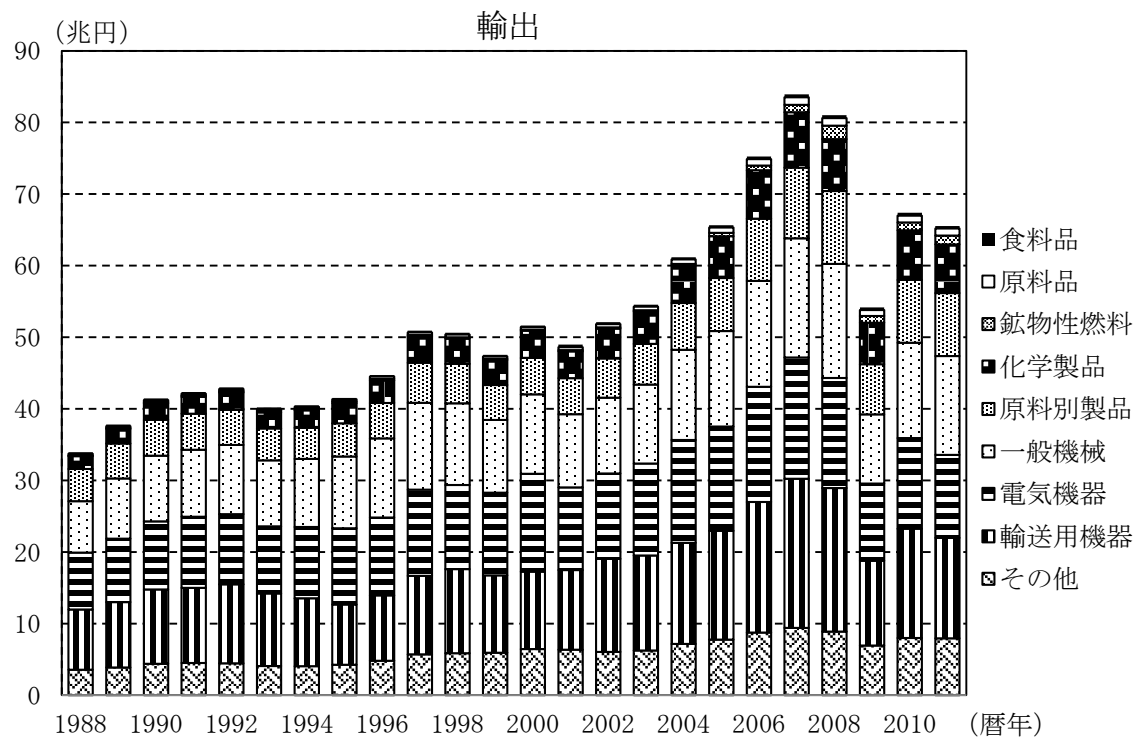


図 10、日本の輸出入品目の推移



(出典) 財務省「貿易統計」

(注) 「その他」に衣類が含まれる。