

経常収支の黒字縮小の要因と最近の円安の影響

参事官（経済財政分析―総括担当）付
参事官（経済財政分析―総括担当）付

佐藤 亮洋 ※
中島 岳人 ※

2011年の東日本大震災（以下、「大震災」という）を契機に貿易収支が赤字に転じて以降、我が国の経常収支黒字は縮小傾向で推移している。2012年秋以降、円安基調に転じた為替レートはこうした傾向に影響を与えると考えられるが、その影響はどの程度か、それによって貿易収支はいつ黒字に転じるのかなどの論点については論者によって見方が分かれている。

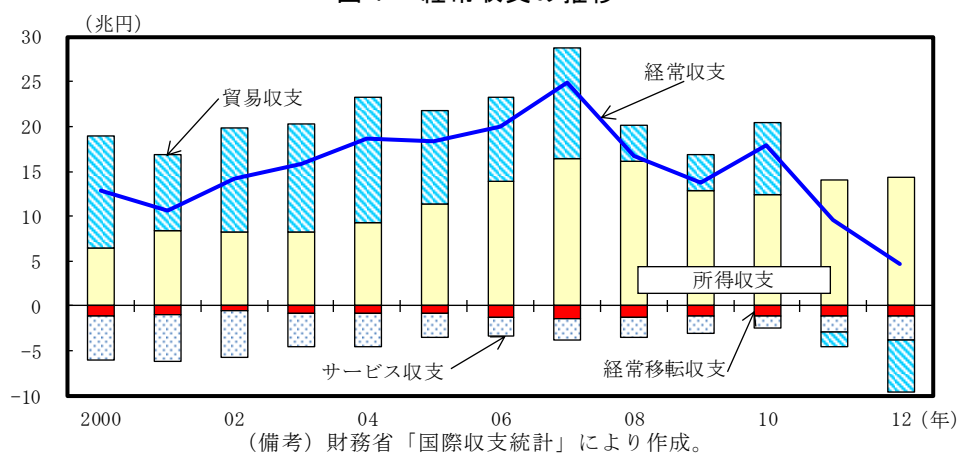
本稿では、2011年以降の経常収支の黒字縮小の要因を整理するとともに、最近の円安が当面の貿易収支や経常収支に与える影響について試算を通じて把握を試みる¹。

1. 経常収支の推移とその要因

（経常収支の黒字は2年連続で縮小）

我が国の経常収支黒字は2007年をピークに縮小傾向にあり、このところ2年連続で急速に縮小した（図1）。以下では2011年以降の経常収支の黒字縮小の要因を貿易収支、サービス収支、所得収支に分けて点検する。

図1 経常収支の推移



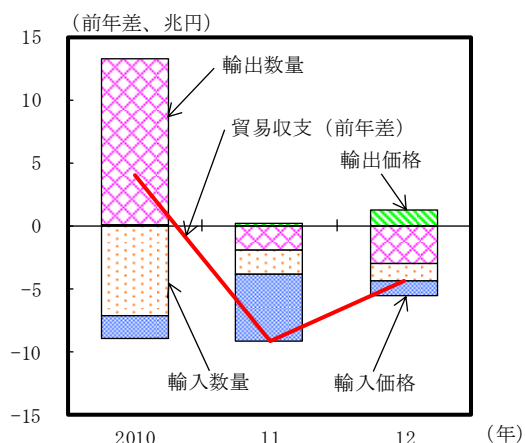
* 本レポートの内容や意見は執筆者個人のものであり、必ずしも内閣府の見解を示すものではない。

¹ 経常収支の中長期的な動向の分析には、経常収支が家計・企業・政府の各部門の貯蓄投資差額の合計に等しいという関係に着目したアプローチもある。本稿では為替レートの変動が経常収支に与える短期的な影響を把握するため、貿易、サービス、所得の各収支に着目した分析を行う。

（鉱物性燃料の輸入価格上昇と輸入数量増加、輸出数量の減少で貿易赤字が拡大）

2011 年以降は貿易収支が赤字となっている。品目別のデータが存在する貿易統計（通関ベース）を用いて、貿易収支の赤字拡大要因を価格と数量に分けると、2011 年は鉱物性燃料等の輸入価格上昇（5.3 兆円）の寄与が 6 割程度を占め、輸入数量増加（1.9 兆円）と輸出数量減少（2.0 兆円）もそれぞれ 2 割程度寄与した。2012 年も引き続き輸入価格上昇と輸入数量の増加が赤字拡大に寄与したものの、輸出数量減少の寄与が約 3 兆円と最も大きくなっている（図 2）。

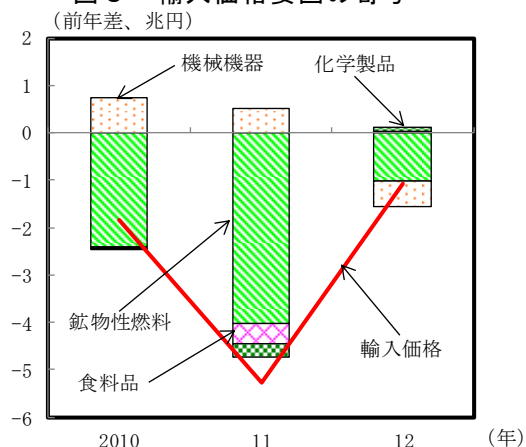
図 2 貿易収支の要因分解



（備考）財務省「貿易統計」により作成。

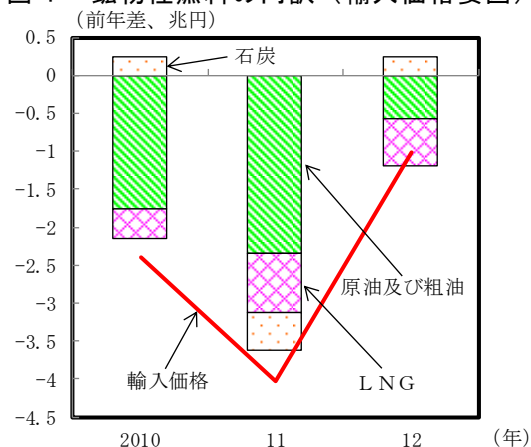
輸入価格要因の内訳をみると、2011 年は鉱物性燃料価格の上昇が約 4 兆円と最大の寄与となった。鉱物性燃料価格の寄与は 2012 年に約 1 兆円と大幅に縮小したものの、引き続き最も大きい（図 3）。鉱物性燃料価格の内訳をみると、2011 年は原油及び粗油価格が約 2.3 兆円と大幅に上昇し、2012 年は原油価格の上昇（0.6 兆円）と原油価格に連動している LNG 価格の上昇（0.6 兆円）が同程度の寄与となっている。

図 3 輸入価格要因の寄与



（備考）財務省「貿易統計」により作成。

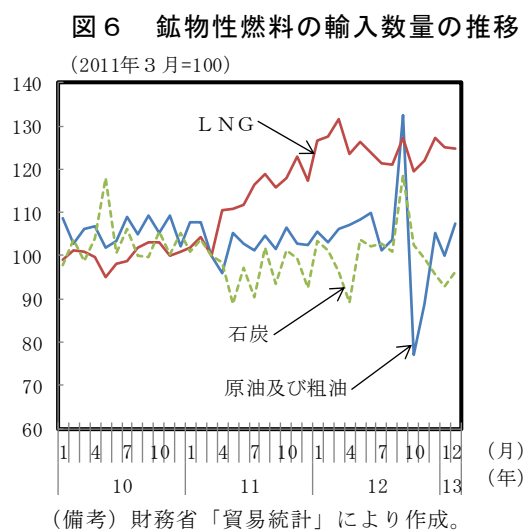
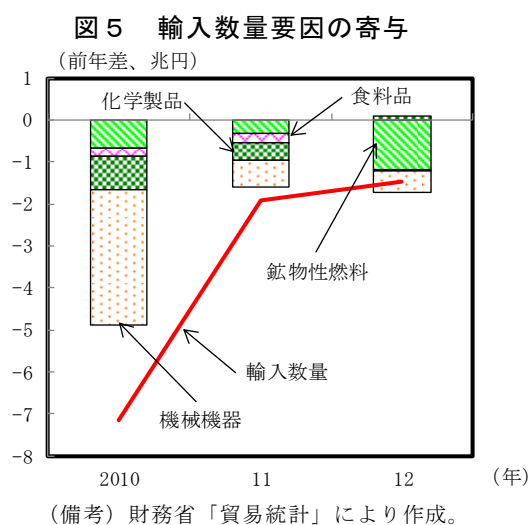
図 4 鉱物性燃料の内訳（輸入価格要因）



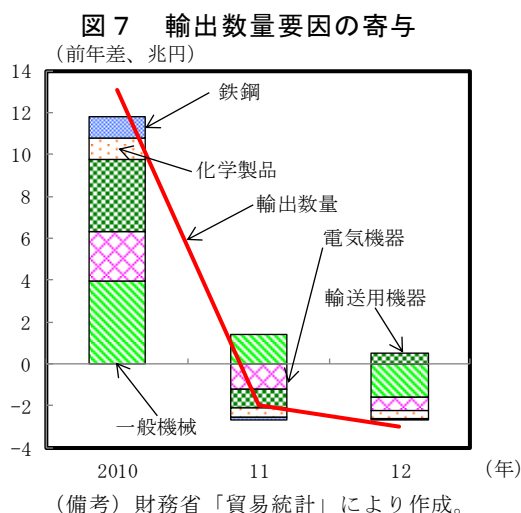
（備考）財務省「貿易統計」により作成。

輸入数量要因の内訳をみると、2012 年は鉱物性燃料の輸入数量の増加が 1.2 兆円と最大の寄与となっている（図 5）。

鉱物性燃料の輸入数量の内訳をみると、原子力発電所の停止に伴う火力発電量の増加により、2011 年 4 月から 2012 年 3 月にかけて L N G の輸入数量が大幅に増加した。ただし、2012 年 5 月の泊原子力発電所の停止を最後に、火力発電への代替が一巡したこともあり、L N G の輸入数量は高水準で横ばいとなっている。一方、原油や石炭の輸入数量はこの間、横ばい圏内で推移しており、大震災後の鉱物性燃料の輸入数量増加（1.5 兆円）の 6 割強を L N G が説明している（図 6）。



輸出数量要因の内訳をみると、2011 年は電気機器（1.2 兆円）と輸送用機器（0.9 兆円）の減少が主に寄与した（図 7）。電気機器では半導体等電子部品の減少が大きく、この背景には世界的なパソコン需要等の低迷がある。輸送用機器は、大震災後に生じたサプライチェーンの寸断による生産の滞りの影響により 2011 年は減少したが、2012 年は小幅ながら増加（0.5 兆円）した。2012 年は一般機械の減少が 2 兆円程度と最大の寄与となっているが、この背景には欧米諸国や中国等の設備投資の低迷があると考えられる。



以上を整理すると、貿易赤字拡大の主因は、2011 年は原油・LNG の輸入価格の上昇（3.1 兆円）、2012 年はそうした影響が引き続き残る中での一般機械を中心とした輸出数量の大幅な減少（3.0 兆円）とまとめられる。2010 年から 2012 年までの変化では、鉱物性燃料の輸入価格の上昇（5.0 兆円、1 月当たり 4 千億円強）、輸出数量の減少（5.0 兆円、1 月当たり 4 千億円強）、鉱物性燃料の輸入数量の増加（1.5 兆円、1 月当たり 1 千億円強）の順に寄与している。

（サービス収支の赤字は仲介貿易等の減少に伴い 2 年連続で拡大）

サービス収支の赤字は 2010 年まで縮小傾向にあったものの、2011 年以降は 2 年連続で赤字が拡大している（図 8）。鉱物性燃料等の輸入増加の影響により、2011 年以降、輸送サービス収支の赤字が拡大したほか、特に 2012 年はその他サービスの収支が 8 年ぶりに赤字に転じたことが赤字拡大に寄与した。

その他サービス収支が 2012 年に赤字に転じた要因としては、タイの洪水被害に伴う日本の保険会社の保険金支払いにより一時的に保険の赤字幅が拡大したこと、その他営利業務が大幅な赤字となったことがあげられる（図 9）²。その他営利業務の内訳をみると、第三国間の貿易に係る手数料等を計上する「仲介貿易・その他貿易関連」の黒字が縮小する一方、法務・経理関連サービス、広告・市場調査等に係るサービスを計上する「その他業務・専門技術サービス」の赤字が拡大している。前者は世界景気の減速等に伴う仲介貿易等の減少による影響、後者は日本企業による海外企業の M&A の増加を含めて対外直接投資が堅調に推移していることの影響などが考えられる。

他方、日本企業の海外現地生産比率の高まりによる海外子会社からのロイヤリティ等を背景とした「工業権・鉱業権使用料³」の受取増加に伴い、「特許等使用料」の黒字は拡大基調で推移している。

図 8 サービス収支の推移

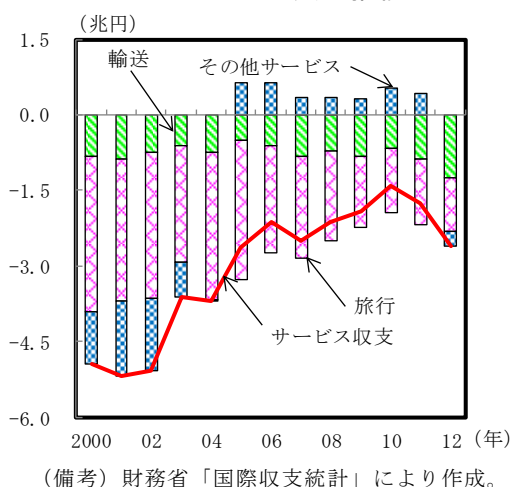
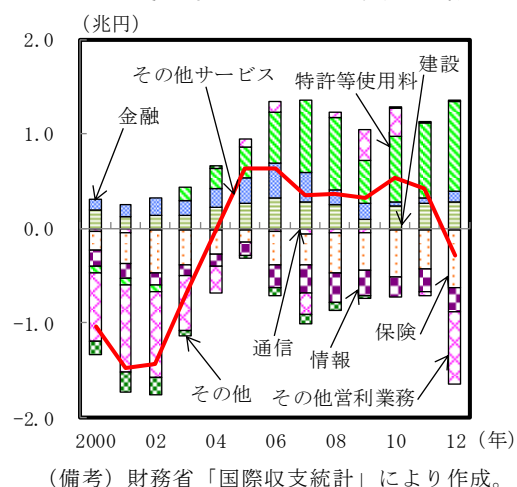


図 9 その他サービス収支の内訳



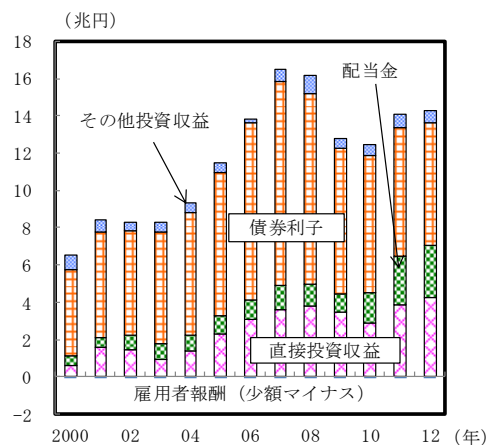
² 最近のその他サービス収支の動向の詳細については、佐藤（2013）を参照。

³ 特許権、商標権等に関する権利の使用料を計上する。

(所得収支の黒字は直接投資収益と配当金の増加により拡大)

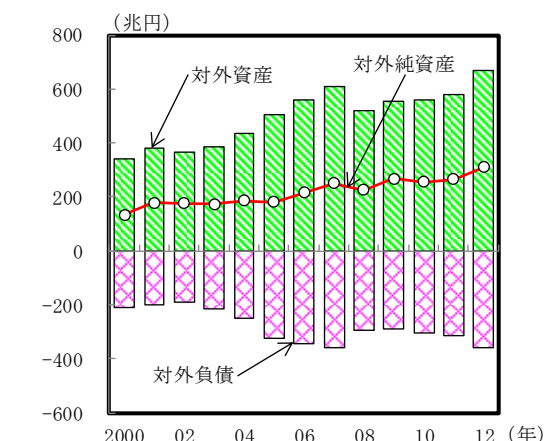
所得収支の黒字は 2007 年をピークに 3 年連続で縮小したが、2011 年以降は直接投資収益と配当金の増加により 2 年連続で黒字が拡大している (図 10)。その背景としては、経常収支の黒字を背景に対外資産の増加が続いているほか (図 11)、対外資産からの収益率がリーマンショック後に回復傾向にあることが指摘できる (図 12)。

図 10 所得収支の推移



(備考) 財務省「国際収支統計」により作成。

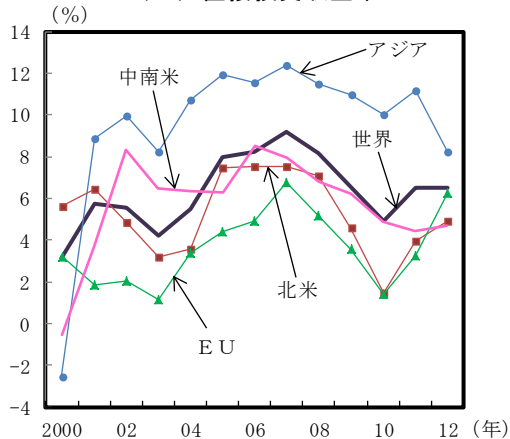
図 11 対外資産・負債の推移



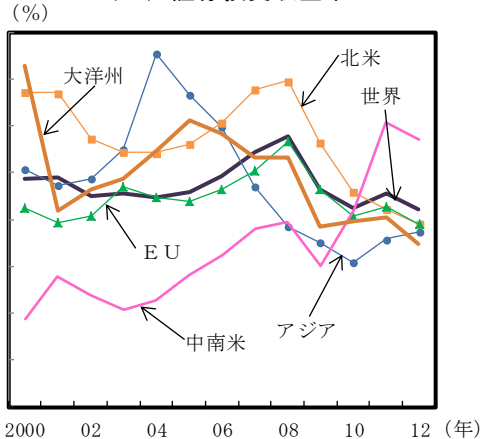
(備考) 財務省「本邦対外資産負債残高」により作成。
2012 年は一次推計値。

図 12 対外資産の収益率 (主要地域)

(1) 直接投資収益率



(2) 証券投資収益率



(備考)

1. 財務省「国際収支統計」、日本銀行「直接投資・証券投資等残高地域別統計」、「直接投資残高 (地域別かつ業種別)」、「証券投資残高 (地域別かつ業種別)」により作成。2012 年の値は推計値。
2. 直接/証券投資収益率 = (当年直接/証券投資収益 (受取)) ÷ ((前年直接/証券投資残高 + 当年直接/証券投資残高) ÷ 2)。

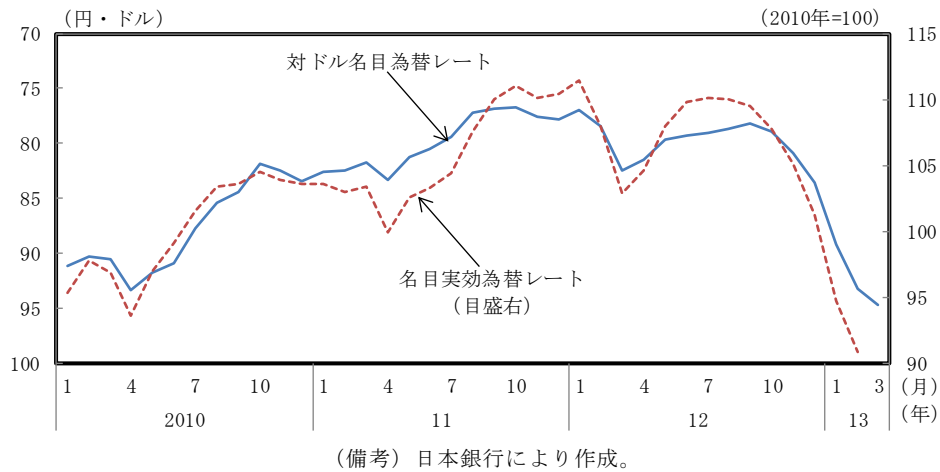
2. 最近の円安が経常収支に与える影響

(為替レートは 2012 年秋以降、円安傾向で推移)

2012 年 9 月末以降、ドル円の為替レートは円安基調で推移している。円は対ドルで 9

月 28 日の 77.6 円（東京市場ドル・円スポット・17 時時点）から 99 円半ば（4 月 11 日現在）まで約 22%下落している。主要貿易相手国の貿易額で各通貨間の為替レートをウェイト付した名目実効為替レートでも、2012 年秋以降円安基調に転じている（図 13）。

図 13 円ドル為替レート、名目実効レートの推移



以下では、こうした最近の円安が貿易収支に与える影響について検証する。円安は、輸出入価格に影響を与え、我が国の現地での輸出財と競合財との相対価格（外貨建て）、国内での輸入財と競合財の相対価格（円建て）の変化を通じて輸出入数量にも影響を与える。輸出入価格の変動に対して、輸出入数量の調整は遅れを伴うため、円安が貿易収支に与える影響を把握するには、時間の経過に伴って円安が輸出入の価格と数量にどのような影響を与えるかをみる必要がある。

（円安が輸出入価格に与える影響）

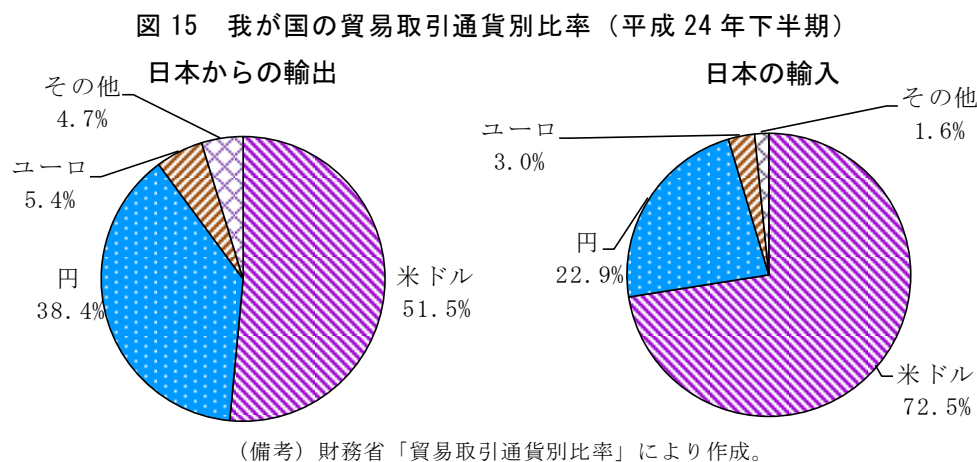
最初に、円安が輸出入価格に与える影響を整理しよう（図 14）。

図 14 円安が輸出入価格に与える影響（概念図）

		当初（契約価格変更前）			その後（契約価格変更後）		
		契約価格	円ベース	現地価格	契約価格	円ベース	現地価格
輸出 価格	円建て	⇒	⇒	⇩	⇩	⇩	⇩
	外貨建て	⇒	⇩	⇒	⇩	⇩	⇩
輸入 価格	円建て	⇒	⇨		⇨	⇨	
	外貨建て	⇒	⇩		⇩	⇩	

（備考） 1. 矢印は、円安が生じ、以後その水準で推移した場合とベースラインを比較した場合の価格変化の方向と大きさのイメージを示したもの。
2. 契約価格変更の際の実際の企業の価格設定行動は、各企業が置かれた環境によって異なると考えられるが、ここでは一般的と考えられるケースについて点線で示した。

契約価格の変更が行われない短期では、円安を反映して外貨建てで契約された財の円ベースの輸出入価格が上昇する。その際、輸出の外貨建て契約比率が約6割であるのに対し、輸入の外貨建て契約比率が約8割であることから、輸出価格よりも輸入価格の上昇幅が大きくなる（図15）。同時に、円建てで契約された財の現地価格が下落するため、現地での価格競争力はこの段階から高まる。



契約価格の変更が行われる段階に入ると、円建てで契約された輸出価格については、現地価格の低下に伴う売上減を受けて契約価格の引上げが行われるが、円安前と比べれば現地価格は低下すると見込まれる。一方、外貨建てで契約された輸出価格については、当初の円ベースの輸出価格の上昇を原資として、契約価格の引下げが行われると考えられる⁴。円建てで契約された輸入価格については、外貨建てでみた売上減を受けて、契約価格の引上げが行われると考えられる。外貨建てで契約された輸入価格については、当初の円ベースの輸入価格の上昇を受けて、契約価格の見直しが行われると想定されるものの、我が国の輸入財の約5割が国際市況で決まる一次産品のため、価格引下げが行われたとしても、その程度は限定的になると見込まれる。この結果、輸入価格は契約通貨の如何にかかわらず、円安前と比べて上昇する。

（輸出入の数量には価格要因のほか、所得要因も影響）

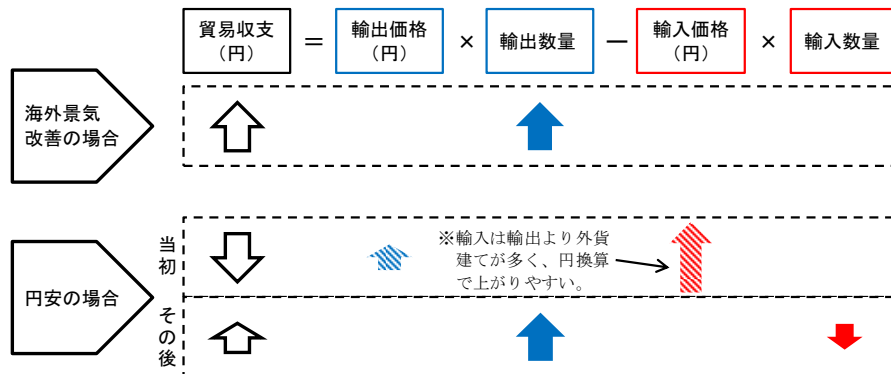
輸出入の数量には、価格要因（輸出入の相対価格）のほか、所得要因（輸出については輸出先の景気、輸入については国内景気）も影響を与える。これまでの様々な推計では所得要因の影響が大きいことが確認されている⁵。輸出入価格と輸出入数量への円安（価格要因）と所得要因の影響をあわせて整理したのが図16である⁶。

⁴ 売上高の増加は、現地価格の引下げのほか、販売促進活動に充てられることも想定されるが、単純化のためすべて現地価格の引下げにつながると想定している。

⁵ 例えば、堀（2009）を参照。

⁶ 円安によって貿易収支の赤字縮小や黒字拡大につながるための条件は「マーシャル＝ラーナー条件（輸入の価格弾力性と輸出の価格弾力性の和が1より大きい）」として知られている。岡部

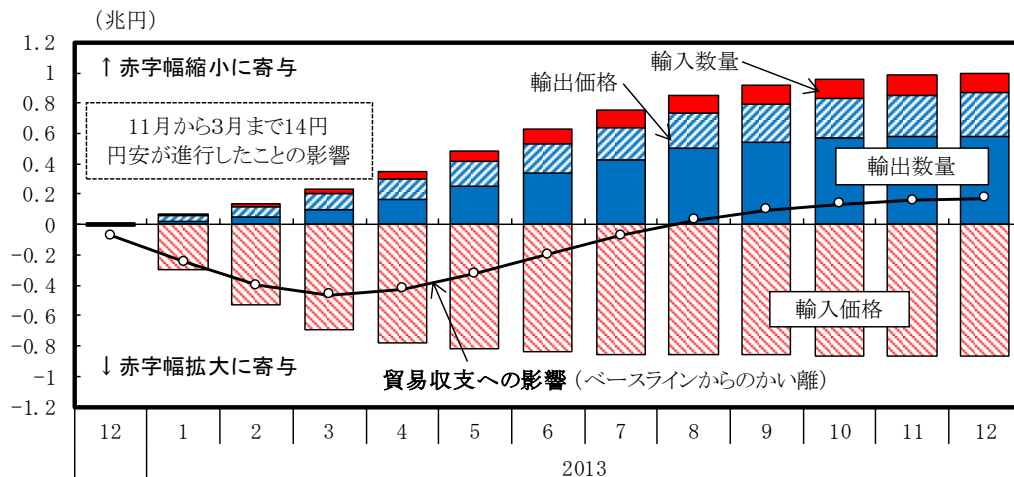
図 16 円安と所得要因の輸出入価格、輸出入数量への影響（概念図）



（円安は9ヶ月後以降に貿易赤字縮小に寄与）

上で整理した考え方に沿って、円安が輸出入の価格や数量、貿易収支に与える影響を定量的に把握する。具体的には、①輸入価格関数、②企業物価関数、③輸出価格関数、④輸入数量関数、⑤輸出数量関数を推計する。その上で、2012年11月の水準で円ドルレートを一定とした場合の貿易収支をベースライン、2012年12月から2013年3月まで実際の為替水準（11月の水準から14円、約15%の円安）を与え、4月以降は3月の水準で一定とした場合の貿易収支をインパクトケースとして、その差から最近の円安の貿易収支への影響を試算した（図17）⁷。

図 17 最近の円安の貿易収支への影響（試算）



（備考）財務省「貿易統計」、内閣府「景気動向指数」「企業行動に関するアンケート調査」、日本銀行、IMF、OECDにより作成。季節調整値。

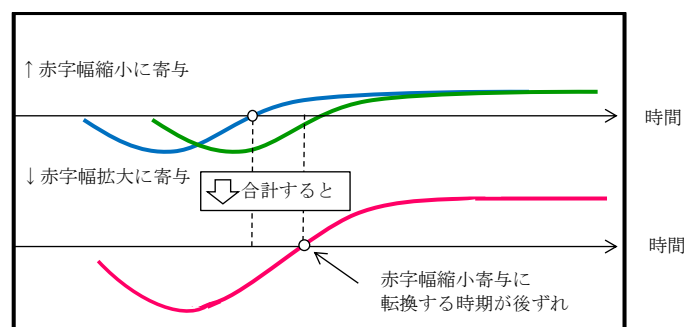
（2012）は、当初の貿易収支が不均衡である場合等を含む一般化されたマーシャル＝ラーナー条件を理論的に導出し、貿易収支が不均衡の下でも我が国の輸出入数量の長期的な価格弾力性が同条件を満たすことを示している。

⁷ 推計の詳細については、付注を参照。輸出入数量関数の推計式の係数を確認すると、海外現地生産比率の上昇が輸出を下押し、輸入を上振れさせているほか、リーマンショックや大震災を経て構造変化が生じている。また、海外現地生産比率の高まりに伴い、為替レートの変動に伴う価格弾力性が低下しているとの見方もあるが、統計的に有意な結果は得られなかった。

試算によれば、当初は輸入価格の上昇が赤字拡大に寄与する⁸ものの、輸出数量の押し上げ効果が次第に高まり、2013年8月に貿易収支の赤字縮小に寄与すると見込まれる。ただし、赤字縮小への寄与に転じる時期やその大きさ（約2千億円）については幅をもってみる必要がある。

貿易収支の赤字は2012年の月平均で約6千億円となっており、本試算は円安だけで2012年の貿易収支の赤字を埋めることは難しいことを示唆している。また、一段の円安が生じた場合には、貿易収支の赤字縮小に寄与する時期が後ずれすることにも留意が必要である（図18）

図18 一段の円安が貿易収支に与える影響（イメージ図）



（企業やエコノミストの見方）

貿易収支や景気の先行きをみる観点からは、輸出数量が増加に転じる時期が特に重要である。こうした問題意識の下、輸出企業へのヒアリングを行ったところ、企業により状況に違いはあるが、輸出への影響はすでに出始めており、価格競争力の改善に伴い、今後一層の輸出増加が期待される。しかしながら、輸入価格上昇に伴う価格転嫁に時間を要すること等を背景に、短期的な収益悪化の可能性も指摘された（表）。

表 円安の輸出への影響

○A社：採算がとれず輸出を控えていた製品の輸出を再開したため、輸出はすでに増加。現地販売価格の値下げ等も予定せず。
○B社：すべての輸出を円建てで行っており、現地通貨建ての価格競争力も向上。円安を受けた価格変更の予定はない。
○C社：輸出数量は増加傾向。4月から6月にかけても増加が見込まれる。輸出価格はアジア全体で回復傾向にあり、ドル建て価格を引き上げる方向。
○D社：円安転換時には短期的に損益悪化する部門もあるが、定常的に輸出をしている製品では円安による収益改善がすでに見られる。
○E社：主要製品は主に受注製品であり、足下での円高は正の即時かつ直接の影響はない。円高は正により収益改善も見込まれるが、価格競争力は上がるものの、製品価格にそのまま転嫁することは難しい。

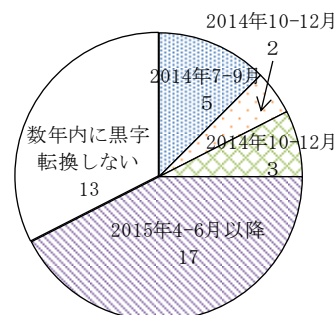
（備考）ヒアリングにより作成。

また、上記の試算では、円安の影響だけを取り出したが、先に述べたとおり貿易収支

⁸ 輸入の外貨建て比率（約8割）は、輸出（約6割）に比べて高いため（図15）。

には所得要因がより大きな影響を与えると考えられる。実際、今回の推計結果でも輸出の所得弾性値は大きいことが確認されている。世界経済の先行きについては、当面、弱い回復が続くものの、次第に底堅さを増すことが期待される。ESPフォーキャストによれば、エコノミストによって世界景気の見方には差があるものの、世界景気の回復と円安の効果によって、輸出は徐々に持ち直しに向かい、貿易収支の赤字幅も縮小に向かうとの見方が多い。また、貿易収支が黒字に転換する時期は「2015年4-6月以降」との見方が多い（図19）。

図19 貿易収支の黒字転換の時期



（備考）ESPフォーキャスト調査（2013年4月）により作成。

（経常収支への為替レート変動の影響）

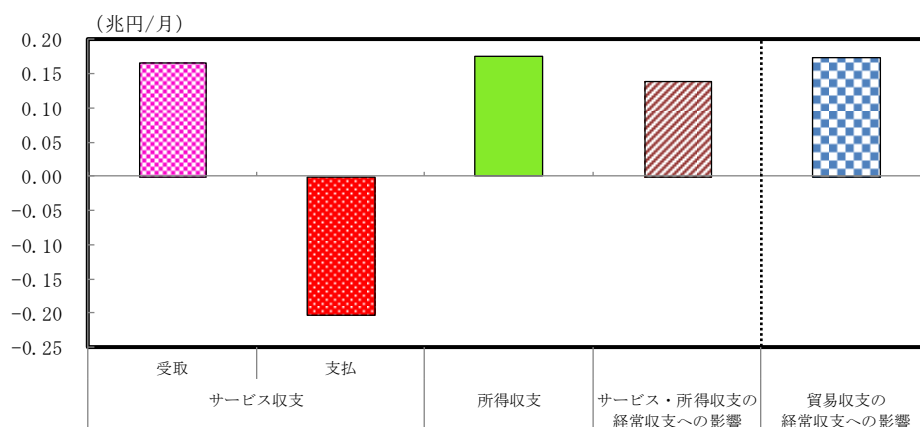
円が外貨に対して15%減価するという貿易収支と同様の前提を置いて、円安のサービス収支、所得収支への影響をみてみよう。

サービス収支、再投資収益を除く所得収支についてはすべて外貨建て取引であると仮定し、さらにサービス収支について数量に変化がないとして、機械的な試算を行った⁹。この場合、2012年の経常収支をもとに試算すると、約1.7兆円（1月当たり1.4千億円）の黒字要因となる（図20）。サービス収支は0.4兆円の赤字、所得収支は2.1兆円の黒字要因となる。ただし、円安に伴いサービス収支の受取が増加し、支払が減少すると見込まれるため、サービス収支の赤字要因は本試算よりも縮小する可能性がある。

Jカーブ効果による貿易収支への影響と組み合わせると、2012年11月から2013年3月までの為替レート変動の効果が出尽くした場合、経常収支に対して1月あたり約3千億円の黒字寄与となる。

⁹ 所得収支のうち証券投資収益、再投資収益を除く直接投資収益は、外貨建ての金額を当該月の為替レートを用いて円ベースの金額に換算していることから、円安の影響はただちに現れる。一方、再投資収益（2012年は2.1兆円で直接投資収益の約4割を占める）は、海外現地法人の内部留保金額を当該決算後、約6ヶ月後から1/12ずつ毎月計上されることから、円安の影響は6ヶ月程度の遅れを伴って、少しずつ表れる。

図 20 サービス収支、所得収支の価格面からの当初の経常収支への影響（機械的試算）



（備考）

1. 財務省「国際収支統計」により作成。
2. 平成 24 年の値について、円が外貨に対して 15%減価したときに、外貨建て価格が変化しない場合の増減額。サービス収支、再投資収益を除く所得収支は、すべて外貨建て取引と仮定。

3. むすび

2011 年以降の経常収支の黒字縮小には、鉱物性燃料の輸入金額の増加と一般機械を中心とした輸出数量の減少による貿易収支の赤字拡大が寄与している。

鉱物性燃料の輸入金額の増加は、輸入数量の増加要因と比べて原油及び粗油、LNG 等の輸入価格上昇の要因が大きい。仮に 2010 年と同水準の輸入数量であったとしても 1 月当たり 1 千億円強の赤字縮小要因にとどまるのに対し、同水準の輸入価格とした場合には 4 千億円強の赤字縮小要因となる。しかしながら、原子力発電所の停止に伴い、火力発電量は高止まりしており、輸入価格の上昇による輸入数量の調整は期待できない。再生可能エネルギーの導入、電力システム改革に伴う効率的な電力システムの構築等により、特定資源の輸入にあまり依存する必要のないエネルギー構造の実現を図ることは、鉱物性燃料の輸入数量の減少や貿易赤字の縮小につながると考えられる。

輸出数量の減少は海外景気の減速の影響が大きい。2010 年と同水準の輸出数量と仮定すると、4 千億円強の赤字縮小要因となる。つまり、鉱物性燃料の輸入価格の上昇と輸入数量の増加、輸出数量の減少をあわせると、この 2 年間で貿易収支の赤字要因は 1 月当たり約 1 兆円拡大したことになる。

サービス収支は、貿易収支と同様に 2 年連続で赤字が拡大しているが、海外 M&A の増加を含めて対外直接投資が堅調に推移している影響がみられることから、今後の所得収支の黒字寄与につながることに留意が必要である。

所得収支は、最近 2 年間では経常収支の唯一の黒字項目であり、今後の経常収支の推移を占う上で重要である。対外資産の収益率はリーマンショック後に回復傾向にあるが、

企業の効果的な海外事業展開を後押しすること等により、さらに高めていくことが求められる。

円安が経常収支に与える影響の試算結果についてまとめると、貿易収支については、2012 年 11 月以降の円安の効果は 9 か月後に黒字寄与へと転じるが、輸出数量の押し上げと同時に輸入価格の上昇もあり、1 月あたり 2 千億円弱と限定的なものになる。2012 年の貿易収支の赤字は月平均で約 6 千億円であり、円安の効果のみで赤字を埋めることは難しい。なお、輸出数量は価格弾力性と比べて所得弾力性が大きいため、輸出の増加や貿易収支の改善テンポには世界景気の動向がより重要である。ただし、推計式の係数を確認すると、海外現地生産比率の上昇が輸出を下押し、輸入を上振れさせているほか、リーマンショックや大震災を経て構造変化が生じている点には注意が必要である。

サービス収支、所得収支に最近の円安が与える影響は、1 月当たり 2 千億円弱の黒字寄与と試算された。貿易収支への影響とあわせると、1 月当たり約 3 千億円の経常収支の黒字寄与となる。

(参考文献)

- 市川雄介 (2010)、みずほ総合研究所「みずほ日本経済インサイト 円高が景気に与える影響の整理」
- 岡部光明 (2010)「為替相場の変動と貿易収支：マーシャル＝ラーナー条件の一般化と J カーブ効果の統合」SFC ディスカッションペーパー、SFC-DP 2010-001
(http://gakkai.sfc.keio.ac.jp/dp_pdf/10-01.pdf)
- 國峯孝祐 (2012)「貿易赤字に関する考察」マンスリー・トピックス No.004 (2012)、内閣府
(http://www5.cao.go.jp/keizai3/monthly_topics/2012/0216/topics_004.pdf)
- 佐藤亮洋 (2013)「赤字幅の拡大傾向が続くサービス収支」今週の指標 No.1062 (2013)、内閣府
(<http://www5.cao.go.jp/keizai3/shihyo/2013/0318/1062.html>)
- 白川浩道、塩野剛志 (2013)、クレディ・スイス証券株式会社「日本経済分析 第 37 号」
- 住友信託銀行 (2012)「円安で我が国貿易収支は改善するか」『住友信託銀行調査月報』2012 年 4 月号
(http://www.smtb.jp/others/report/economy/stb/pdf/732_1.pdf)
- 内閣府 (1993)『平成 5 年度 年次経済報告』
- 内閣府 (1997)『平成 9 年度 年次経済報告』
- 内閣府 (2002)『平成 14 年度 年次経済財政報告』
- 内閣府 (2004)『平成 16 年度 年次経済財政報告』
- 内閣府 (2012)『平成 24 年度 年次経済財政報告』
- 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」『第 1 巻 マクロ経済と産業構造』シリーズ「バブル/デフレ期の日本経済と経済政策」、内閣府経済社会総合研究所
(http://www.esri.go.jp/jp/others/kanko_sbubble/analysis_01_06.pdf)
- 吉野直行編著 (2012)「中長期的な経常収支の見方について」有識者会議レビューNo. 1、内閣府
(http://www5.cao.go.jp/keizai2/keizai-syakai/k-s-kouzou/houkoku/pdf/keijoshushi_1.pdf)

付注 1 為替レートの変動が通関収支に与える影響

為替レートの変動が貿易収支に与える影響を、以下の方法によって試算した。輸出価格関数、輸入価格関数、輸出数量関数、輸入数量関数及び企業物価関数の推計結果は、付注 2 のとおり。

<モデル>

- ・ 輸出価格関数 $EUV = F(CGPI, ER)$
- ・ 輸入価格関数 $IUV = F(WEP, COM, ER)$
- ・ 輸出数量関数 $EQI = F(CLI, REPI)$ $REPI = EUV / (WEP * ER)$
- ・ 輸入数量関数 $IQI = F(CI, RPI)$ $RPI = IUV / CGPI$
- ・ 企業物価関数 $CGPI = F(IUV)$

ER：名目円・ドルレート、WEP：競争国輸出物価指数、COM：日経商品指数 42 種、
CLI：OECD 景気動向指数、REPI：相対価格、CI：景気動向指数（一致指数）、
RPI：相対価格

<ベースライン>

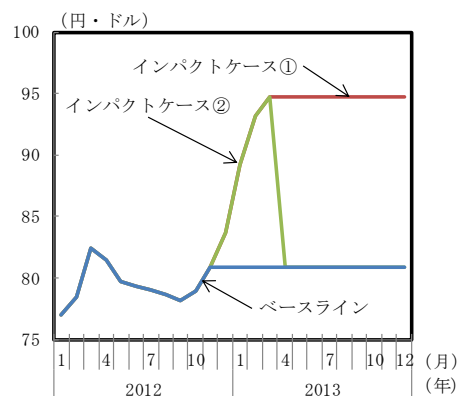
各変数に 2012 年 11 月まで実績値を与え、2012 年 12 月以降は 2012 年 11 月の水準で一定とした。

<インパクトケース>

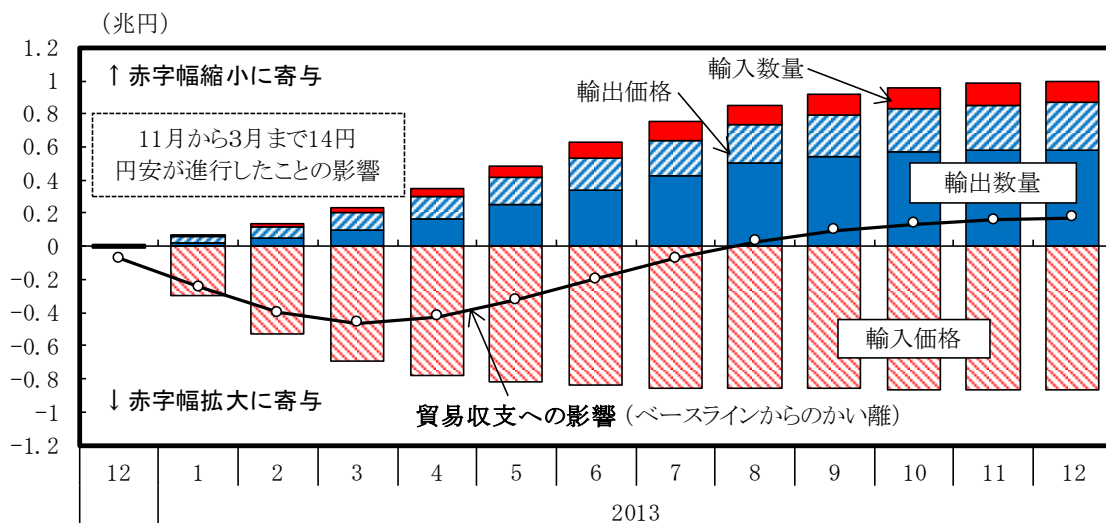
1. 為替レートに 2013 年 3 月までの実績値を与え、4 月以降は 3 月の水準で一定として、ベースラインと同様の計算を行い、インパクトケース①の通関収支を計算する。
2. 為替レートに 2013 年 3 月までの実績値を与え、4 月以降は 2012 年 11 月の水準で一定として、ベースラインと同様の計算を行い、インパクトケース②の通関収支を計算する。

インパクトケース①、インパクトケース②の通関収支とベースラインの通関収支の乖離を 2012 年 12 月～2013 年 3 月の為替レートの変動、その後の水準が通関収支に与えた影響とした。

付図 1 ベースライン、インパクトケースにおける為替レート

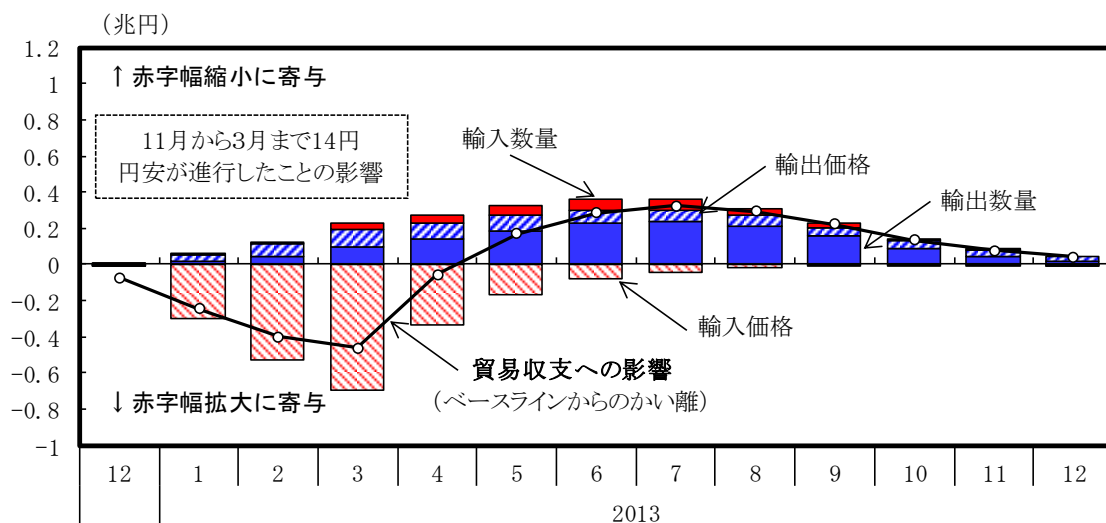


付図2 最近の円安の貿易収支への影響 インパクトケース①（試算）



（備考）財務省「貿易統計」、内閣府「景気動向指数」「企業行動に関するアンケート調査」、日本銀行、IMF、OECDにより作成。季節調整値。

付図3 最近の円安の貿易収支への影響 インパクトケース②（試算）



（備考）財務省「貿易統計」、内閣府「景気動向指数」「企業行動に関するアンケート調査」、日本銀行、IMF、OECDにより作成。季節調整値。

付注2 輸出入価格関数、輸出入数量関数、企業物価関数の推計

1. 輸出価格関数

①推計式

$$\ln(EUV) = \alpha \times \ln(CGPI) + \beta \times \ln(ER) + \gamma \times \ln(EUV)(-1)$$

EUV：輸出価格指数、CGPI：企業物価指数、ER：名目円・ドルレート、 α 、 β 、 γ はパラメーター。

いずれの変数も 2005 年=100 とした指数。

②推計結果

サンプル期間：2005～2012 年				
変数	係数	標準誤差	t 値	Prob.
$\ln(CGPI)$	0.17101	0.05069	3.37362	0.0011
$\ln(ER)$	0.04743	0.01430	3.31642	0.0013
$\ln(EUV)(-1)$	0.78381	0.05903	13.27752	0.0000
R^2_{adj}	0.88828	S.E. of regression		0.01607
Durbin-Watson stat	1.97087			

2. 輸入価格関数

①推計式

$$\ln(IUV) = c + \alpha \times \ln(WEP) + \beta \times \ln(COM) + \gamma \times \ln(ER) + \delta \times \ln(IUV)(-1)$$

IUV：輸入価格指数、WEP：競争国輸出物価指数、COM：日経商品指数 42 種、ER：名目円・ドルレート、 c 、 α 、 β 、 γ 、 δ はパラメーター。

いずれの変数も 2005 年=100 とした指数。

②推計結果

サンプル期間：2003 年～2012 年				
変数	係数	標準誤差	t 値	Prob.
c	-6.82845	0.73448	-9.29694	0.0000
$\ln(WEP)$	1.41593	0.16397	8.63516	0.0000
$\ln(COM)$	0.10881	0.04361	2.49517	0.0140
$\ln(ER)$	0.45804	0.04042	11.3333	0.0000
$\ln(IUV)(-1)$	0.49774	0.03665	13.5807	0.0000
R^2_{adj}	0.98350	S.E. of regression		0.01814
Durbin-Watson stat	1.45815			

3. 輸出数量関数

①推計式

$$\begin{aligned} \ln(EQI) = & \alpha \times \ln(CLI)(-2) + \beta \times \ln(REPI) + \gamma \times \ln(ospdr) \\ & + \delta_1 \times \ln(CLI)(-2) \times dummy(lehman) + \delta_2 \times dummy(sinsaist) + \varepsilon \\ & \times \ln(EQI)(-1) \end{aligned}$$

EQI：輸出数量指数、CLI：OECD 景気動向指数、REPI：相対価格（＝輸出価格指数/（競争国輸出物価指数×名目円・ドルレート））、ospdr：海外現地生産比率、dummy(lehman)：リーマンダミー（1＝2008M10～、0＝～2008M9。）、dummy(sinsaist)：大震災構造ダミー（1＝2011M4～、0＝～2011M3。）、 α 、 β 、 γ 、 δ_1 、 δ_2 、 ε はパラメーター。

いずれの変数も 2005 年=100 とした指数。

推計にはアーモンラグ法を用いた。（次数 2、ラグの長さ 6、終点制約有り。）

②推計結果

サンプル期間：2003～2012 年				
変数	係数	標準誤差	t 値	Prob.
$\ln(CLI)(-2)$	0.99160	0.20150	4.92106	0.0000
$\ln(REPI)$	-0.27010	0.08836	-3.05687	
(t=0)	-0.02251	0.00736	-3.05687	
(t=1)	-0.03859	0.01262	-3.05687	
(t=2)	-0.04823	0.01578	-3.05687	
(t=3)	-0.05145	0.01683	-3.05687	
(t=4)	-0.04823	0.01578	-3.05687	
(t=5)	-0.03859	0.01262	-3.05687	
(t=6)	-0.02251	0.00736	-3.05687	
$\ln(ospdr)$	-0.40726	0.10597	-3.84318	0.0002
$\ln(CLI)(-2) \times$				
dummy(lehman)	-0.016456	0.00278	-5.91327	0.0000
dummy(sinsaist)	-0.053605	0.01343	-3.99056	0.0001
$\ln(EQI)(-1)$	0.68771	0.05165	13.31495	0.0000
R ² adj	0.93474	S.E. of regression		0.02762
Durbin-Watson stat	1.23135			

4. 輸入数量関数

①推計式

$$\begin{aligned} \ln(IQI) = & \alpha \times \ln(CI)(-1) + \beta \times \ln(RPI) + \gamma \times \ln(ospdr) \\ & + \delta_1 \times \ln(CI)(-1) \times \text{dummy}(\text{lehman}) + \delta_2 \times \text{dummy}(\text{sinsaist}) + \delta_3 \\ & \times \text{dummy}(\text{mf}) \end{aligned}$$

IQI：輸入数量指数、CI：景気動向指数（一致指数）、RPI：相対価格（＝輸入価格指数/企業物価指数）、ospdr：海外現地生産比率、dummy(lehman)：リーマンダミー（1＝2008M10～、0＝～2008M9。）、dummy(sinsaist)：大震災構造ダミー（1＝2011M4～、0＝～2011M3。）、dummy(mf)：鉱物性燃料ダミー（1＝2012M9、0＝～2012M8、2012M10～。）、 α 、 β 、 γ 、 δ_1 、 δ_2 、 δ_3 はパラメーター。

いずれの変数も2005年=100とした指数。

推計にはアーモンラグ法を用いた。（次数2、ラグの長さ6、終点制約有り。）

②推計結果

サンプル期間：2003～2012年				
変数	係数	標準誤差	t 値	Prob.
$\ln(CI)(-1)$	0.80108	0.02741	29.22130	0.0000
$\ln(RPI)$	-0.19243	0.03924	-4.90447	0
(t=0)	-0.00898	0.02512	-0.35763	
(t=1)	-0.02447	0.01339	-1.82779	
(t=2)	-0.03436	0.00701	-4.90447	
(t=3)	-0.03867	0.00783	-4.93539	
(t=4)	-0.03738	0.00977	-3.82812	
(t=5)	-0.03051	0.00943	-3.23471	
(t=6)	-0.01805	0.00623	-2.89864	
$\ln(ospdr)$	0.38928	0.05003	7.78028	0.0000
$\ln(CI)(-1) \times \text{dummy}(\text{lehman})$	0.00727	0.00250	2.91013	0.0044
dummy(sinsaist)	0.03559	0.00695	5.12193	0.0000
dummy(mf)	0.06328	0.02027	3.12246	0.0023
R ² adj	0.90536	S.E. of regression		0.01969
Durbin-Watson stat	2.06332			

5. 企業物価関数

①推計式

$$\ln(CGPI) = c + \alpha \times \ln(IUV) + \beta \times \ln(CGPI)(-1)$$

CGQI：企業物価指数、IUV：輸入価格指数、 c 、 α 、 β 、 γ はパラメーター。

いずれの変数も 2005 年=100 とした指数。

②推計結果

サンプル期間：2003～2012 年				
変数	係数	標準誤差	t 値	Prob.
c	0.71618	0.09816	7.29618	0.0000
ln(IUV)	0.04538	0.00605	7.50404	0.0000
ln(CGPI)(-1)	0.79948	0.02652	30.1516	0.0000
R ² adj	0.98321	S.E. of regression		0.00413
Durbin-Watson stat	0.96420			

(備考)

- 財務省「貿易統計」、内閣府「景気動向指数」、「企業行動に関するアンケート調査」、日本銀行「企業物価指数」、日本経済新聞社「NEEDS-Financial QUEST」、IMF “International Financial Statics”、OECD.stat “Composite Leading Indicators” により作成。
- R²adj：自由度修正済決定係数、S.E. of regression：標準誤差、Durbin-Watson stat：ダービン・ワトソン比。