

米国の財政収支と経常収支：「双子」か「他人」か？

1. 米国のマクロ経済データに基づいて、まずは財政収支と経常収支、為替相場の相関関係を確認する。その結果を踏まえて、構造形ベクトル自己回帰モデルに基づき、財政収支の改善が経常収支や為替相場に及ぼす効果について分析する。
2. 対テロ戦争以後の急速な財政収支の悪化により、米国の財政収支と経常収支の間の相関が高まり、再び1980年代の「双子の赤字」の状態に近づきつつある。ただし、財政収支と為替相場との相関に関しては必ずしも80年代と同じとは言いきれない。
3. 財政収支の改善は経常収支の改善と為替相場の増価をもたらすが、経常収支の改善幅はそれほど大きくない。一方、為替相場の減価は財政収支と経常収支を改善させる。ただし、財政収支に対する効果はごく短期的であり、その規模も小さい。

1 はじめに

ブッシュ政権下での大型減税政策や対テロ戦争の遂行による軍事支出の増大により、米国の財政収支は悪化を続け、一般政府で測った財政赤字は、2003年から04年にかけて対国内総生産（GDP）比で5%の規模に達した¹。また、2004年には経常収支赤字も対GDP比で5.7%に達している²。

この状況は、財政収支と経常収支の、いわゆる「双子の赤字」が問題になった80年代前半を思い起こさせる。80年代初頭にレーガン大統領が就任すると、「供給重視の経済学」に基づく大型減税が実施される一方で、冷戦下で軍事的な優位を保つために軍事支出の増大が行われ、結果として大幅な財政赤字を記録することになった。また、ほぼ時を同じくして経常収支赤字も増大を続け、経常収支黒字国であった日本やドイツとの間で経済摩擦を激化させる要因にもなった。

その後、国内的には財政再建に向けたプログラムが実施されるようになり、対外的にもプラザ合意に代表される為替相場調整が進められた結果、90年代前半には経常収支赤字が対GDP比で2%を切り、財政収支も徐々に改善していくことになった（図1）。

90年代後半においても財政収支は改善を続け、2000年には大幅な黒字を計上するに至っ

¹冷戦後の「平和の配当」により、2000年には軍事支出は対GDP比で3%台まで減少したが、2002年以降再び増加を始め、2004年には4.7%に達した。

²この経常収支のデータは米国商務省経済分析局（Bureau of Economic Research: BEA）の“International Transactions Accounts”のTable 1に基づく。以後の分析では、財政データとの整合性から、BEAの“National Income and Production Accounts (NIPA)”のTable 4.1のデータを用いる。両者は、金の国際取引やプエルトリコなどの地域との取引などの扱いについて異なっている（詳細はBEAの“International Transactions Accounts”の解説を参照）。ちなみに、NIPAに基づく2004年の経常収支赤字は対GDP比で5.5%となっている。

た。その一方で、活発化した民間投資が国際資本により支えられたことなどにより、97年ごろから経常収支は急速に悪化を続け、2000年には対GDP比で4%を超える水準を記録した。これは、80年代の双子の赤字とは全く異なる状況であり、経常収支と財政収支の相関が弱まったことを示しているといえる。

しかし、上で述べたように、2001年に入ると財政収支が急速に悪化し始め、経常収支赤字の拡大が進行し続ける状況で、再び経常収支と財政収支の相関が強まり、「双子の赤字」が復活したかのようである。以前と異なるのは、現在、米国が対外的に純債務国に転落しているということである。この点で、以前よりも問題は深刻であるといえる。加えて、近年の多くの研究で、対外不均衡を是正するための経済調整が世界経済に及ぼす影響は大きいものになると指摘されている³。

ブッシュ政権の下で実施された各種の減税措置が期限を迎えることや、さらなる歳出削減プログラムの実施により、今後10年間で、ある程度の財政収支の改善が見込まれている。経常収支赤字の拡大が懸念される中で、このような財政赤字の削減が、対外不均衡の是正手段となることが期待される。80年代後半には財政収支の改善に次いで経常収支赤字の縮小が進んだこともある。

しかし、90年代後半の例を見るとおり、財政収支の改善が経常収支赤字の縮小をもたらすとは限らない。そこで、本章では、財政収支の改善が経常収支赤字の縮小に貢献するかどうかを判断する材料として、まず、経常収支と財政収支の相関関係を確認する。そして、その結果を踏まえて推定されたモデルに基づき、財政収支の改善が経常収支に及ぼす効果について検証する。また、米ドルの変化が世界経済に及ぼす影響の大きさを鑑みて、財政収支の変化が為替相場に及ぼす効果についても見ていく(図2)。

本章の構成は次のとおりである。まず第2節で、財政収支と経常収支の関係について、マクロ経済学の理論に基づいて考え方を整理する。次に第3節で、米国のマクロ経済データに基づいて、財政収支と経常収支の相関関係を確認する。そして第4節では、第3節の結果を踏まえて、構造型ベクトル自己回帰モデル(SVAR)に基づき、財政収支の改善が経常収支や為替相場に及ぼす効果について分析する。最後に第5節で本章の結論を述べる。

2 財政収支と経常収支の関係

この節では、マクロ経済学の考え方から、財政収支と経常収支の関係について整理する。

2.1 IS バランス論

まず、最も基本的な考え方として、国民経済計算と国際収支の会計上の関係から財政収支と経常収支を見る、IS バランス論(あるいは貯蓄投資差額論)がある⁴。一国の経済で生み出された付加価値は、それぞれの生産過程における貢献に応じて各家計や企業に分配される。さらに家計や企業に分配された所得の一部は政府により租税として徴収され、残

³小川・工藤(2004)は国際資本フローの変化が急激な経済調整を米国や国際経済に強いることになる恐れを指摘し、Ogawa and Kudo(2004)やObstfeld and Rogoff(2004)などは、米国の経常収支赤字が持続可能性を満たす水準にまで減少するためには大幅な為替相場の減価が必要であることを示している。

⁴小宮(1994)は、このアプローチをはじめとして、国際収支に関する伝統的な理論を用いて、当時の日米摩擦の中で広まっていた(そして現在もしばしば引用される)多くの誤った俗説を論破している。

りの可処分所得は、消費や貯蓄に充てられる。すなわち、分配された所得の処分方法に基づいて、

$$Y - T = C + S \quad (1)$$

という関係が得られる。ここで、 Y, T, C, S はそれぞれ、所得、租税、消費と貯蓄を表す。

一方、付加価値は財として体現され、市場を通じてその財を需要する者により購入される。こうして、支出面から

$$Y = C + I + G + CA \quad (2)$$

という関係が定義できる。ここで、 I, G, CA はそれぞれ、投資、政府支出、経常収支（外需）を表す。このときに注意しなければならないのは、国民経済計算の会計上、投資項目の中の在庫投資には、計画された部分以外に「意図せざる在庫投資」が含まれていることである。したがって、「意図せざる在庫投資」を含めれば、生産された財が何らかの形で事後的には需要されることになる。

上の (1) 式と (2) 式を合わせると、

$$(I - S) + (G - T) = -CA \quad (3)$$

が得られる。この (3) 式の左辺第 1 項は民間の投資と貯蓄の差額を表し、第 2 項は財政赤字を表す。右辺は経常収支赤字を示している。この関係から、他の事情を一定とすれば、財政赤字の拡大は経常収支を悪化させることが分かる。

以上の関係は、会計上の恒等式から導かれ、定義により、事後的には常に成り立つものである⁵。一見すると (3) 式から直接的に「双子の赤字」が導き出せるように思われるが、そのためには、民間の貯蓄・投資行動が財政政策の変化に対して反応せず、一定で変化しないということを想定する必要がある、必ずしも現実的であるとは限らない。

2.2 財政政策に対する民間の反応

IS バランス論は、国内貯蓄・投資、財政赤字と経常収支の関係を考える上で最も基本となる考え方であり、会計上の恒等式から導かれるので、どのようなモデルにおいても成立するという点で強力である。しかし、財政収支と経常収支の関係を考える場合には、マクロ経済学の観点から、民間の行動に関してもう少し考える必要がある。

まず、古くから用いられている理論として、(伝統的な)ケインジアン理論を国際経済に応用したマンデル・フレミング・モデルがある。伝統的なケインジアン理論では、国債発行を伴う財政支出の増加は有効需要の増大を通じて国内所得を増加させる。国内所得の増加は消費と貯蓄をともに増加させるが、同時に貨幣需要の増大を招き、貨幣市場の均衡への調整過程を通じて利子率の上昇を引き起こす。それは機会費用の増大により民間投資を減少させる。

⁵(2) 式を変形すると、 $CA = Y - (C + I + G)$ という関係が得られる。この右辺第 2 項の括弧内はアブソープションと呼ばれ、経常収支は国内総生産からアブソープションを除いた部分である。この関係を用いて国際収支に接近する古典的な方法をアブソープション・アプローチと呼ぶ。この関係式の $Y - C$ の部分に (1) 式を代入すれば (3) 式が得られることは自明である。

ここに海外部門を導入すると、外国の利率に比べて自国の利率が上昇していることから、金利裁定に基づく国際資本の流入が起こり、利率の上昇圧力を和らげる一方で為替相場を増価させて、同時に経常収支赤字を引き起こす。この場合、財政収支の悪化が経常収支を悪化させることになる。

次に、政府支出を増税によって賄う場合を考える。今、利率の変化を考えなければ、いわゆる均衡予算乗数の定理により、政府支出の増加分だけ国内所得が増加する。しかし、貨幣市場における均衡への調整を考えると、やはり利率が上昇して国際資本の流入を招くことから、経常収支赤字を発生させることになる。この場合、財政収支は変化しなくても経常収支が悪化することになる。

もうひとつ、財政収支と経常収支の関係についての有力な考え方は、リカードの等価命題に基づくものである⁶。Enders and Lee(1990)に基づき、簡単化のために生産を捨象して、各期首に財が家計に与えられる賦存経済を考える。まず、家計は時間を通じた消費の変動を抑えて平準化することを望んでいるとする。国債が発行されて一括税の減税が行われると財政収支は赤字になるが、民間部門が将来の増税に備えて減税による可処分所得の増加分を貯蓄に回すので、財政赤字の増加分が民間貯蓄の増加により相殺され、経常収支は変化しない。つまり、この場合は財政収支のみ悪化する。

次に、政府支出が一時的に増加する場合を考える。政府支出の増加分が国債発行により賄われる場合、その分だけ財政赤字が増加する。それに対して、家計は国債償還時の増税を予想して、現在から将来にわたって各時点で少しずつ貯蓄を増加させるので、当期の貯蓄の増加分は財政赤字の増加分には及ばない。したがって、「双子の赤字」が発生することになる。

また、政府支出の増加分が増税により完全に賄われる場合、家計は現在から将来にかけて各時点の消費を少しずつ減少させる。したがって、当期の可処分所得の急激な減少を外国からの借入により補い、将来にわたって少しずつ返済していくことになるので、当期において経常収支にのみ赤字が生じることになる。

このように、リカードの等価命題が成立する場合には、一時的な財政収支の変化が経常収支の変化をもたらすとは限らず、減税と政府支出増加の場合に分けて考える必要があるだろう⁷。以上の例から、経常収支と財政収支の悪化が同時に起こるとは限らず、政府支出の増加と減税の場合や、それらを賄う方法により、結果が変化することが分かる。した

⁶リカードの等価命題とは、政府支出の財源調達に租税であっても公債発行であっても、家計の消費行動に影響を及ぼさないというものである。これが満たされるための条件は、次のとおりである。(1)家計の意思決定の時間的視野が政府の存続期間と同じかそれ以上であること、(2)家計が資金の貸借を制限なく自由に行える(流動性制約に直面しない)こと、(3)租税の徴収の際に、民間の経済行動に非効率性(超過負担)を発生させないこと、(4)政府が時間を通じた(異時点間の)予算制約を満たすこと。(1)については、家計の寿命が有限であるとしても、Barro(1974)が想定するように人々が子孫の生活水準も考慮して遺産の額を決定するならば、等価命題が成立することが知られている。しかし、実際には遺産の動機はさまざまであり、戦略性も含まれる場合もあることから(1)が成立しない可能性もある。(2)については、多くの家計や企業が流動性制約に直面することが米国のデータでも確認されており、(3)についても、現実には累進税や比例税により超過負担が発生することが知られている。(4)はいわゆる財政赤字の持続可能性問題と同等であるが、Ahmed and Rogers(1995)やBohn(1995)らの実証分析では、十分に長い期間を取って分析すると、米国の政府の異時点間予算制約は満たされているという結果が得られている。以上の点から、米国においてリカードの等価命題の前提は満たされない可能性が高いものの、分析の参照基準としてはリカードの等価命題はなお有効であると考えられる。

⁷恒久的に政府支出が増加する場合は、政府支出を賄う方法により財政収支への効果は異なるが、経常収支は変化しない。

がって、財政収支に対する経常収支の反応は、それぞれの時点の財政政策のあり方によっても変化するという点を念頭におく必要がある。

3 財政収支と経常収支に関する実証分析

この節では、米国のマクロ経済データに基づいて、米国の財政収支の変化が経常収支に及ぼす効果を分析する。まず、分析に使用するデータについて説明を行い、次いで、財政収支と経常収支、為替相場について相関関係を分析する。

3.1 データ

ここでは、この節と次節の分析で用いるデータについての説明を行う。まず、財政収支の指標として、借入を除く収入から過去の債務に対する元利払いを除いた支出を差し引いた基礎的財政収支を用いる。基礎的財政収支の均衡は、当該期間中の政策的な支出が借入に頼らずに賄われていることを示す。さらに、金利と経済成長率が等しい場合、基礎的財政収支均衡の下で、政府債務の GDP に対する比率が一定で推移することが知られている⁸。このように、基礎的財政収支は政府債務の維持可能性を判断する際に有効な指標でもある。

次に、為替相場の指標として、実質実効為替相場を用いる。まず、実質為替相場とは、為替相場に当該 2 国間の物価の比率を乗じたものであり、物価変動の影響を考慮に入れて各国通貨の実質的な相対価値を求めたものである。次に、実効為替相場とは、多数の相手国通貨の為替相場をそれぞれの貿易規模に応じて加重した指標である⁹。この指標を用いることにより、各国通貨がそれぞれ異なる動きをしていても、ドルの変動の実態を計測することができる。

また、実質金利は、3ヶ月ものの米国財務省短期証券 (Treasury bill) の金利から予想消費者物価上昇率を差し引いたものとして作成されている。ここで、予想消費者物価上昇率は、消費者物価上昇率、金利、マネーサプライ増加率、財政収支、(景気指標として) GDP の循環要素の過去の値からベクトル自己回帰モデルを用いて得られる予測値を用いている。この指標は、財政収支の赤字化に伴う資金市場の逼迫状況を表したり、金融政策スタンスを推測したりするために用いられる。

そのほか、経常収支と GDP 循環要素のデータが分析で用いられる。GDP 循環要素としては、Hodrick-Prescott (HP) フィルタを用いて実質 GDP からトレンドを除去したものの実質 GDP に対する比率を用いる。これは、景気循環の指標として考えることができる。図 3 に GDP 循環要素の推移が示されているが、この指標が大幅に落ち込んでいる時期と、National Bureau of Economic Research (NBER) が発表している景気循環日付に基づく景気後退期がほぼ一致していることが分かる。

⁸基礎的財政収支が均衡しているということは、すなわち、その期間中に新たな借入が生み出されておらず、政府債務は過去の債務に対する金利の分だけ増加していることを示す。一方、GDP は経済成長率の分だけ増加するので、金利と経済成長率が等しければ、政府債務の対 GDP 比率は変化しないことが分かる。

⁹例えば、2004 年の Federal Reserve Board of Governors (FRB) によるドルの実効為替相場は、ユーロ圏 18.1%、カナダ 16.3%、中国 13.4%、日本 10%などのように、米国の主要な貿易相手である 26 カ国・地域の為替相場を加重した上で計算されている。

データの頻度については、第4節のSVARモデルにおける識別のために四半期データを用いる。また、データの標本期間は1973年第1四半期から2005年第3四半期の範囲である。これは、ブレトンウッズ体制崩壊後の変動為替相場制が採用されている時期に相当する。

データの出所は次のとおりである。まず、GDP循環要素の作成に用いられる実質GDPの系列は、米国商務省経済分析局(Bureau of Economic Research: BEA)の”National Income and Production Accounts (NIPA)”から、連鎖指数に基づく実質GDPの系列(NIPA表1.1.6)を採用している。次に、基礎的財政収支の系列は、NIPAの一般政府部門の表(NIPA表3.1)の、資金過不足(Net lending or net borrowing)の系列から財産所得の受取(Income receipts on assets)を差し引き、利子の支払い(Interest payments)を加えたものとして作成される。経常収支はNIPAの海外取引の表(NIPA表4.1)の経常収支(Balance on current account)を使用する。基礎的財政収支と経常収支については、名目GDP(NIPA表1.1.5)に対する比率を分析において用いる。

実質実効為替相場は、Federal Reserve Board of Governors (FRB)が発表しているデータを用いる。原データは月次であるが、四半期データに変換する際に、期間中の平均値を取っている。また、原データは季節調整されていないため、X12-ARIMAの手法を用いて季節調整を行っている。また、分析の際には対数値を用いている。

実質金利の作成に用いるデータとして、財務省短期証券金利は、FRBと米国財務省から、マネーサプライ増加率はFRBから、消費者物価指数は米国労働省労働統計局(Bureau of Labor Statistics: BLS)からそれぞれ取得しており、財政収支とGDP循環要素のデータについては上で述べたとおりである。

以上のようにして作成されたデータ系列の記述統計量を示しているのが表1である。経常収支と基礎的財政収支の階差系列の平均値が負の値をとっていることから、これらの系列は下降トレンドを持つ可能性が考えられる。次に、各系列の単位根検定を実施した結果が表2にまとめられている。ここからは、有意水準5%ですべての変数について単位根が棄却できないことが分かる。つまり、これらの系列が非定常過程にしている可能性が否定できない。したがって、以降の分析では主に階差系列を用いることにする¹⁰。

3.2 相関関係の分析:「双子」か「他人」か?

ここでは、基礎的財政収支と経常収支、実質実効為替相場の相関関係について検証する。まず、これらの変数の単相関係数を示しているのが表3である。基礎的財政収支と経常収支については、変数の水準を用いた場合には標本期間を通して弱い負の相関が見られる。階差を用いた場合には、標本期間全体では弱い負の相関関係を持つが、いわゆる「双子の赤字」の期間を含む1982年から1992年にかけてと、対テロ戦争開始後の2002年以降においては正の相関が見られる。これらの結果から、基礎的財政収支と経常収支の変化に関して、1980年代と2002年以降で相関が高まっていることが分かる。

¹⁰非定常な変数同士の回帰分析で統計的に有意な結果が得られたとしても、「見せかけの回帰」である可能性が否定できない。そこで、通常は非定常な変数について階差をとることで、この問題を処理することになる。ただし、非定常な変数同士でもそれらが共和分していれば統計的な結果が有効になりうる。しかし、共和分検定の結果から、ここでは、分析に用いる変数の一部が共和分関係にはない可能性があるため、階差系列を用いる方が安全であると判断した。

基礎的財政収支と実質実効為替相場については、変数の水準を用いた場合には標本期間を通して負の相関が見られるが、逆に2002年以降については正の相関が見られる。階差を用いた場合には、標本期間全体では弱い正の相関が見られるのみであるが、2002年以降については比較的強い負の相関が見られる。いずれにせよ、2002年以降は標本期間中で異例の関係を示していることが分かる。

一般に、財政収支は景気循環に対して正の相関を持ち、経常収支は負の相関を持つことが指摘されている。したがって、基礎的財政収支と経常収支に負の相関が見られるとしても、このような景気循環に対する反応の違いが現れているに過ぎない可能性もある。そこで、景気循環の影響を取り除いた上で分析する必要が出てくる。具体的には、各変数（基礎的財政収支、経常収支、実質実効為替相場）をGDP循環要素に回帰して、その推定残差を取り出すことにより、それぞれの非循環的要素を抽出することになる。

各変数の非循環的要素を抽出するために、それぞれGDP循環要素に対して回帰した結果が表4に示されている。まず、基礎的財政収支については、理論の予測のとおり、GDP循環要素の係数が有意に正の値を示していることが分かる。経常収支については、GDP循環要素の係数が負の値をとっており、符号条件は満たされるものの、その係数は統計的に有意ではない。また、実質実効為替相場については、GDP循環要素の係数が正の値で推定されているものの有意ではない。

以上の推定結果を用いて作成された、経常収支と基礎的財政収支の非循環要素の推移が図4に示されている。また、この図に示されている網掛け部分は、経常収支と基礎的財政収支の変化の方向が一致していることを表している。すなわち、基礎的財政収支と経常収支がともに悪化するか、あるいは改善する期間を示している。この図を見ると、1980年代に入ると網掛け部分が頻繁に見られるようになり、特に1984年から1988年頃にかけて、その傾向が強くなっていることが分かる。これは、ちょうど「双子の赤字」の問題が強く指摘されていた時期にあたる。その後、1990年代後半から2001年にかけては網掛け部分がほとんど見られなくなり、2002年以降、再び網掛け部分が現れるようになっている。これは、対テロ戦争の時期に対応する¹¹。

経常収支と実質実効為替相場の非循環要素を、基礎的財政収支の非循環要素に回帰することにより、それぞれの相関関係を見ることにしよう。この回帰モデルの推定結果は、表5の「(1)基本モデル」の列でそれぞれ示されている。この結果を見ると、経常収支と実質実効為替相場のいずれについても、基礎的財政収支の係数は有意に推定されていない。これは、表3の階差系列の全期間を通じた単相関係数が非常に小さな値をとっていることに対応すると考えられる。

3.3 期間ダミーを用いた分析

以上の結果を踏まえて、ここでは、「双子の赤字」が問題になった期間を含む1980年代と、対テロ戦争の時期を含む2002年以降について期間ダミーを設定して、それぞれの時期で基礎的財政収支の変化に対する経常収支や実質実効為替相場の反応を見ていくことにする。

¹¹植田ほか(1990)は、主要先進各国のデータを用いた分析結果から、1970年代と1980年代で経常収支の変動を規定する要因が異なることを指摘している。特に、1970年代には投資が経常収支変動の主要因であったが、1980年代には財政収支が重要な決定要因になっていったことを示している。

まず、1982年第1四半期から1992年第4四半期にかけて1の値をとる「80年代ダミー」を定義する。この期間には、図4で「双子の赤字」の傾向が強く表れていた時期が含まれる。それに加えて、前後数年の期間が余分に含まれることになる。その期間を含める理由は、まず、次節のSVARの推定において十分な標本期間を確保するためである。より重要な理由は、余分に含まれる期間においてはそれほど相関が強くないと考えられ、もし統計的に有意な結果が出るならば、この期間が含まれることにより結果が強められることはあるとしても、弱められることはないと考えられるからである。

もうひとつ、2002年第1四半期以降について1の値をとる「対テロ戦争ダミー」を定義する。もし、この期間と「80年代ダミー」で定義される期間について、基礎的財政収支に対する経常収支や実質実効為替相場の反応が等しければ、「80年代ダミー」で定義される期間の推定結果から、2002年以降の変数の動きをある程度予測することが可能であると考えられる。

以上で定義された2つの期間ダミーを、定数項ダミー、および、基礎的財政収支とそれぞれの期間ダミーの交差項としてモデルに導入して推定を行う。推定は各変数の階差をとったものを用いて行われる。まず、定数項に期間ダミーを入れることは、経常収支や実質実効為替相場の変化(率)が各期間で異なる可能性を考慮したものである。

そして、より重要なのは、基礎的財政収支と期間ダミーの交差項である。これは、基礎的財政収支の変化に対する経常収支や実質実効為替相場の変化(率)の反応が、それぞれの期間で異なるかどうかを検証するものである。もし、これらの交差項が統計的に有意な値をとるとすれば、ほかの時期に比べてこれらの時期の反応が異なることを意味している。さらに、「基礎的財政収支と80年代ダミーの交差項」と「基礎的財政収支と対テロ戦争ダミーの交差項」の係数が等しいとすれば、対テロ戦争の時期、すなわち、2002年以降の反応と1980年代の反応が酷似したものである可能性が高い。したがって、現在の基礎的財政収支の変化に対する経常収支や実質実効為替相場の反応を、1980年代のそれから推測することが可能になるのである。

以上の議論を踏まえて、期間ダミーを含めたモデルを推定した結果が、表5の「(2)期間ダミー」の列に示されている。まず、経常収支の非循環要素を被説明変数にしたモデルでは、定数項および定数項ダミーは有意に推定されていないが、基礎的財政収支の係数は有意に負の値をとっている一方で、基礎的財政収支と期間ダミーの交差項は正の値をとっており、80年代ダミーとの交差項は1%水準で有意である。また、対テロ戦争ダミーとの交差項も10%水準で有意に推定されている。したがって、期間ダミー以外の時期において、基礎的財政収支の変化は経常収支の変化と負の相関を持ち、1980年代や2002年以降においては、ほかの時期と異なり、正の相関を持つことが分かる。

実質実効為替相場の非循環要素を被説明変数にしたモデルでは、定数項ダミー、交差項ダミーともに「対テロ戦争ダミー」のところのみ有意に推定されているが、そのほかの係数は有意に推定されていない。

以上の結果を用いて、基礎的財政収支の変化に対する反応が、「80年代ダミー」と「対テロ戦争ダミー」の期間で等しくなるかどうかを検証する。具体的には、「基礎的財政収支と80年代ダミーの交差項」と「基礎的財政収支と対テロ戦争ダミーの交差項」の係数が等しいかどうかのF検定を実施することになる。その結果を示しているのが表6である。この結果を見ると、経常収支の反応については、2つの期間でそれほど異なるこ

とが示される。一方、実質実効為替相場の反応は、1980年代と2002年以降では大きく異なる可能性が高い。もし、1980年代のデータを用いた結果を2002年以降に当てはめるならば、実質実効為替相場について異なった含意が得られる可能性があることに注意しなければならないだろう。

4 財政収支の改善がもたらす効果

この節では、前節の分析の結果を踏まえて、経常収支と基礎的財政収支の相関関係が、現在と非常に似ている1980年代についてSVARモデルを推定することにより、財政収支の改善が経常収支に及ぼす影響について分析する。

4.1 構造型ベクトル自己回帰モデルに基づく分析

ここでは、前節の分析結果を踏まえて、経常収支と基礎的財政収支について、現在と類似した関係を持つ1980年代のデータを用いて構造型ベクトル自己回帰(SVAR)モデルを推定する。まず、GDP循環要素、基礎的財政収支、経常収支、実質金利、および実質実効為替相場を含むモデルを考える。これまでの分析で用いられてきた基礎的財政収支、経常収支、および実質実効為替相場に、前節の分析においては景気循環をコントロールするために用いられたGDP循環要素も加わっているほか、財政政策の影響や金融政策スタンスをコントロールするために実質金利もモデルに含まれる。

SVARモデルにおいては、構造型ショックの識別のために追加的な制約が必要となる。ここでは、Sims(1980)にしたがってCholesky分解を用いることにより、同時点におけるショックの波及に関する制約を置くことにする。

具体的には、Kim and Roubini(2003)と同様に、同時点において外生的である順に、GDP循環要素、基礎的財政収支、経常収支、実質金利、および実質実効為替相場という形で制約を置く¹²。つまり、GDP循環要素は過去の変数にのみ依存して決まり、基礎的財政収支は過去の変数と、その時点のGDP循環要素により決まる、などというように考える。この定式化では、実質実効為替相場は過去の変数と、その時点のすべての変数により決まることになる。

この変数の順序は、どのようにして正当化されるだろうか。まず、GDP循環要素と基礎的財政収支の関係については、Blanchard and Perotti(2002)のモデルの識別において、政府の税収がその時点の景気の影響を受けることが示されている。そのため、基礎的財政収支は同時点のGDP循環要素の影響を受けることになる。それに対して、財政政策について、経済状況の認知や政策の実行に伴うラグ(遅れ)が存在するため、過去の変数に対して反応することはできても、同時点におけるほかの変数に反応することはできないと考えられる。

¹²Enders and Lee(1990)も類似したモデルに基づいてSVARモデルを推定しているが、識別条件として、実質金利と実質為替相場が逆になっている。しかしながら、本章の主要な関心事である経常収支と基礎的財政収支の関係は、いずれの識別条件でも大きく変化しないので、ここではKim and Roubini(2003)と同様の識別条件を用いる。Kim and Roubini(2003)と本章の分析の違いは、彼らの変数の水準を用いるのに対して、変数の階差を用いていること、景気循環の要素として彼らは実質GDPを用いるのに対して、HPフィルタによりトレンド除去した実質GDPを用いていることである。

基礎的財政収支が経常収支に対して外生的であることは、データからも読み取ることができる。図 5(a) は、基礎的財政収支と経常収支の交差相関係数を描いたものである。1982 年から 1992 年にかけての期間をとると、ちょうどグラフが右上がりになっていることが分かる。これは、基礎的財政収支の変化が経常収支の変化に対して先行しており、かつ正の相関を持つことを示している。

残りの経常収支、実質金利と実質為替相場に関する順序付けについては、Kim and Roubini (2003) と同様に、金融部門の変数である金利や為替相場に対して、実物部門である経常収支が先行するという仮定を採用している。ただし、Kim and Roubini(2003) も述べているように、これらの順序付けが異なっていたとしても、財政ショックが経常収支に及ぼす効果についての結論は変わらないので、本章の主要な結論は変化しないと考えられるため、以降の分析において、上で述べた識別条件に基づく分析結果を中心に考察する。

4.2 経常収支に対する効果

ここでは、財政収支を改善させるような構造ショックが経常収支に及ぼす効果を検討する。まず、表 7 には、SVAR モデルの推定結果に基づく予測分散分解の結果が示されている。パネル (b) を見ると、経常収支の変動の 2 割程度が財政ショックにより説明できることが分かる。これは、経常収支の変動において財政収支の役割は比較的大きいことを示している。

次に、上で述べた方法で推定された SVAR モデルに基づいて導出された累積インパルス応答の推移が図 6 で示されている。これは、変数の階差について推定したモデルに基づく累積インパルス応答なので、描かれている効果は変数の水準に対するものであると解釈することが可能である。パネル (a) は基礎的財政収支に対する効果、パネル (b) は経常収支に対する効果、パネル (c) は実質実効為替相場に対する効果を示している。それぞれの図の点線は、1 標準偏差の幅を表しており、およそ 68% の信頼区間に当たる。

パネル (a) を見ると、財政改善ショックは、当期において基礎的財政収支を 0.5 ポイント改善する効果を持つ。また、パネル (b) を見ると、財政改善ショックは、0.2 ポイント弱だけ経常収支を改善させる効果を持つが、長期的にはその効果が 0.1 ポイントまで半減し、有意ではなくなっていることも分かる。

今後 10 年間の基礎的財政収支改善について、米国議会予算局は対 GDP 比で 3% 弱、日本経済研究センターの中期予測では対 GDP 比で 2% 弱という見通しである。上の分析結果に基づけば、これらの予測どおりに基礎的財政収支が改善したとしても、経常収支の改善幅は対 GDP 比で 1% 未満にとどまることになる。

以上の分析から、財政収支を改善させるような構造ショックは経常収支を改善させる傾向があり、経常収支の変動に対して相対的に大きな貢献をするものの、その効果の大きさはそれほど小さくなく、長期的には有意ではなくなってしまうことが明らかになった。逆に、経常収支を大幅に改善させ、維持可能な水準（例えば対 GDP 比で 2% 程度）にまで引き戻すためには、対 GDP 比で 10% を超える基礎的財政収支の改善が必要になるといえる¹³。

¹³ この結論は、もちろん、経常収支と基礎的財政収支の間の相関関係がそのまま安定することが前提となる。1990 年代後半のように、その相関関係が著しく変化する場合には、この予測よりも大きな調整が必要になる可能性も出てくる。

4.3 為替相場に対する効果

ここでは、財政収支を改善させるような構造ショックが実質実効為替相場に及ぼす効果を検討する。まず、表7のパネル(c)より、実質実効為替相場の変動の8割程度が為替ショックにより説明され、財政ショックは為替相場変動の5%程度しか説明できないことが分かる。

次に、図6のパネル(c)に示されている累積インパルス応答を見ると、財政改善ショックは、実質実効為替相手を0.5~1%程度増価させることが分かる。したがって、米国議会予算局や日本経済研究センターの見通しに基づく財政改善により、実質実効為替相場が2~3%程度増価することが明らかになる。

ただし、ここで述べた結果は、現在の実質実効為替相場と基礎的財政収支などの相関関係が、1980年代のそれとほぼ等しいと仮定した場合に当てはまるものである。前節の分析からも分かるとおり、現在の為替相場の動きは、過去のそれぞれの時期とは異なっている可能性が高く、ここでの結論を直接当てはめると、誤った結論を導く可能性があることに注意しなければならない。

4.4 ドル下落の効果

最後に、Ogawa and Kudo(2004)のように、ドルの実質実効為替相手を減価させるようなショックが、基礎的財政収支や経常収支に及ぼす効果を検討してみる¹⁴。まず、表7のパネル(a)において、基礎的財政収支の変動に占める為替ショックの貢献部分は4%程度と、非常に限定的であることが分かる。同様に、パネル(b)から、経常収支の変動に占める為替ショックの貢献部分も財政ショックに比べて半分以下であり、それほど大きくないことが分かる。

次に、図7に示されている為替減価ショックに対する累積インパルス応答から、実質実効為替相手を減価させるようなショックは、基礎的財政収支、経常収支ともに改善させるが、基礎的財政収支に対する効果は短期的で、その大きさも非常に小さいことが分かる。経常収支に対する効果は、長期的にも0.26ポイント程度であり、プラザ合意後と同程度の為替相場の減価が発生したとしても、経常収支の改善幅は2.5%程度にとどまることになる。したがって、Ogawa and Kudo(2004)やObstfeld and Rogoff(2004)らと同様に、経常収支を持続可能な水準に引き戻すためには、他国通貨に対する相当大幅なドルの下落が必要になることが分かる。

5 結論

本章では、ブッシュ政権の下で実施された各種の減税措置が期限を迎えることや、さらなる歳出削減プログラムの実施により、今後10年間で、ある程度の財政収支の改善が見込まれていることを前提に、今後の財政収支の改善が経常収支に及ぼす効果について実証分析を行った。

¹⁴Ogawa and Kudo(2004)の分析は、第一に、構造型VARではなく誘導型VARを用いている点、変数の階差ではなく水準を用いている点、推定期間を1980年代に限定していない点、本章の分析と異なる。

まず、財政収支の改善が経常収支赤字の縮小に貢献するかどうかを判断する材料として、経常収支と基礎的財政収支の相関関係を確認した。期間全体を通して相関関係を見た場合、基礎的財政収支の変化と経常収支の変化の間には有意な正の相関は見られなかった。

そこで、それぞれの時期によって経常収支と基礎的財政収支の間の相関関係が変化している可能性も考慮して、1982年から1992年の期間に対応する「80年代ダミー」と2002年以降に対応する「対テロ戦争ダミー」を用いて、それぞれのダミー変数と基礎的財政収支の交差項をモデルに加えることにより、基礎的財政収支の変化に対する経常収支の反応が期間を通じて変化するかどうかを検証した。

その結果、それぞれの期間ダミーと基礎的財政収支の交差項の係数が有意に推定され、他の時期とこれらの時期の、基礎的財政収支の変化に対する経常収支の反応が異なる可能性があることを明らかにすることができた。また、「80年代ダミー」の期間と「対テロ戦争ダミー」の期間で、基礎的財政収支との交差項の係数の推定値に有意な違いが見られないことから、これら2つの時期においては、基礎的財政収支の変化に対する基礎的財政収支の反応が似たものになる可能性が指摘できる。

以上の結果を踏まえて、1982年から1992年のデータを用いて構造型ベクトル自己回帰モデルを推定し、財政収支を改善させるような構造型ショックが、経常収支や実質実効為替相場にもたらす効果について検証した。その結果、財政改善ショックは経常収支を改善させ、実質実行為替相場を増価させることが判明した。しかし、経常収支の改善幅はそれほど大きくないことが分かった。米国議会予算局の見通しや日本経済研究センターの中期予測に見合うような財政収支の改善が起こるとしても、経常収支の改善幅は対GDP比で1%未満にとどまる可能性が高い。

以上の分析結果から、財政改善ショックだけで米国の経常収支赤字を維持可能な水準にまで引き戻すためには、現状からは非現実的といえるほどの大きなショックが必要になることが分かる。

また、為替原価ショックの効果についても検討してみた。為替減価ショックは基礎的財政収支と経常収支を改善させるものの、基礎的財政収支に対する効果はごく短期的で、かつ小規模なものにとどまる。経常収支に対する効果もそれほど大きいわけではなく、為替原価ショックにより経常収支赤字を維持可能な水準に引き戻すためには、プラザ合意後の調整を凌ぐような相当大幅な為替減価を発生させるようなショックが必要になることも分かった。

したがって、現在の米国の経常収支赤字を維持可能な水準にまで引き戻すためには、国内的にも対外的にも大幅な調整が必要であり、その調整が米国経済、ひいては世界経済に及ぼす影響は極めて大きなものになることが予測される。

参考文献

植田和男・佐々木清隆・中川和明・司淳(1990)「1970 - 80年代の経常収支変動：再論 OECD 主要5カ国データによる分析」、『フィナンシャル・レビュー』第16号、大蔵省財政金融研究所。

小川英治・工藤健(2004)「アメリカへの資金流入の変化と世界経済への影響」、伊藤隆敏・財務省財務総合政策研究所(編著)『検証・アメリカ経済』、日本評論社、229-281。

- 小宮隆太郎 (1994) 『貿易黒字・赤字の経済学』, 東洋経済新報社 .
- Ahmed, Shaghil, and John H. Rogers (1995) “Government Budget Deficits and Trade Deficits: Are Present Value Constraints Sustained in Long-term Data?”, *Journal of Monetary Economics* 36, 351-374.
- Barro, Robert J. (1974) “Are Government Bonds Net Wealth?”, *Journal of Political Economy* 81, 1095-1117.
- Blanchard, Olivier, and Roberto Perotti (2002) “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output”, *The Quarterly Journal of Economics* 117, 1329-1368.
- Bohn, Henning “The Sustainability of Budget Deficits in a Stochastic Economy”, *Journal of Money, Credit and Banking* 27, 257-271.
- Enders, Walter, and Bong-Soo Lee (1990) “Current Account and Budget Deficits: Twins or Distant Cousins?”, *The Review of Economics and Statistics* 72, pp.373-381.
- Kim, Soyoung, and Nouriel Roubini (2003) “Twin Deficit or Twin Divergence?: Fiscal Policy, Current Account, and Real Exchange Rate in US”, New York University.
- Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff (2004) “The Unsustainable U.S. Current Account Position Revisited”, NBER Working Paper No.10869.
- Ogawa, Eiji, and Takeshi Kudo (2004) “How much depreciation of the US dollar for sustainability of the current accounts?”, Hi-stat Discussion Paper 44, Hitotsubashi University.
- Sims, Christopher (1980) “Macroeconomics and Reality”, *Econometrica* 48, 1-49.

表 1: 記述統計量

変数		経常収支	基礎的 財政収支	実質実効 為替相場	実質金利	GDP 循環要素
水準	平均	-1.617	-0.488	4.531	0.372	0.002
	標準偏差	1.855	2.060	0.093	0.642	2.033
階差	平均	-0.047	-0.029	0.000	0.001	-0.021
	標準偏差	0.382	0.709	0.022	0.279	0.796

注) 標本期間は 1973 年第 1 四半期 (階差は 1973 年第 2 四半期) から 2005 年第 3 四半期まで

表 2: 単位根検定

変数		経常収支	基礎的 財政収支	実質実効 為替相場	実質金利	GDP 循環要素
水準	検定統計量	-1.670	-2.979	-1.824	-2.522	-3.434 *
	P 値	0.759	0.142	0.688	0.317	0.051
	ラグ長	0	3	1	0	1
階差	検定統計量	-10.702 ***	-6.307 ***	-8.349 ***	-13.244 ***	-8.490 ***
	P 値	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	ラグ長	0	1	0	0	0

注 1) 標本期間は 1973 年第 1 四半期 (階差は 1973 年第 2 四半期) から 2005 年第 3 四半期まで

注 2) 推定モデルには定数項とトレンド項が含まれる

注 3) 修正項のラグの長さは、Schwarz の情報量基準による最適値が選択されている

注 4) 推定値の右側の*, **, ***はそれぞれ、有意水準 10%, 5%, 1%で、それぞれの系列が単位根仮定にしたがうという帰無仮説を棄却していることを示す

表 3: 基礎的財政収支との単相関係数

変数		標本期間		
		全期間	1982-1992	2002-
水準	経常収支	-0.017	-0.086	-0.002
	実質実効 為替相場	-0.129	-0.504	0.340
階差	経常収支	-0.052	0.292	0.237
	実質実効 為替相場	0.073	0.021	-0.417

注) 「全期間」は 1973 年第 1 四半期 (階差は 1973 年第 2 四半期) から 2005 年第 3 四半期まで

表 4: 各変数の非循環要素の抽出

被説明変数	財政収支	経常収支	実質実効為替相場
定数項	-0.021 [0.052]	-0.049 [0.031]	-0.040 [0.262]
GDP 循環要素	0.376 *** [0.080]	-0.098 [0.071]	0.046 [0.202]
決定係数	0.172	0.034	-0.008
DW 統計量	2.359	2.006	1.368

注 1) 推定に用いられている変数は、各変数の階差系列である

注 2) 表中の [] 内の数値は推定値の Newey-West の方法で修正された標準誤差を示す

注 3) 推定値の右側の*, **, ***はそれぞれ、有意水準 10%, 5%, 1%で推定値がゼロであるという帰無仮説を棄却していることを示す

表 5: 基礎的財政収支と経常収支，実質実効為替相場の相関

被説明変数	経常収支（非循環要素）		実質実効為替相場（非循環要素）	
	(1) 基本モデル	(2) 期間ダミー	(1) 基本モデル	(2) 期間ダミー
定数項	-0.048 [0.031]	-0.035 [0.035]	0.039 [0.262]	0.194 [0.285]
80 年代ダミー (1982-1992)		0.021 [0.065]		-0.367 [0.633]
対テロ戦争ダミー (2002-)		-0.106 [0.084]		-1.297 ** [0.505]
基礎的財政収支 (非循環要素)	0.023 [0.082]	-0.152 *** [0.041]	0.243 [0.248]	0.438 [0.284]
基礎的財政収支（非循環） × 80 年代ダミー		0.487 *** [0.157]		-0.170 [0.594]
基礎的財政収支（非循環） × 対テロ戦争ダミー		0.234 * [0.130]		-1.469 *** [0.352]
決定係数	-0.006	0.108	-0.003	0.012
DW 統計量	1.997	2.067	1.372	1.388

注 1) 推定に用いられている変数は、各変数の階差系列である

注 2) 推定期間は 1973 年第 2 四半期から 2005 年第 3 四半期まで

注 3) 表中の [] 内の数値は推定値の Newey-West の方法で修正された標準誤差を示す

注 4) 推定値の右側の*, **, ***はそれぞれ、有意水準 10%, 5%, 1%で推定値がゼロであるという帰無仮説を棄却していることを示す

表 6: 基礎的財政収支とダミー変数の交差項の係数の差の検定

	経常収支 (2) 期間ダミー	実質実効為替相場 (2) 期間ダミー
F 統計量	1.618	5.447 **
(P 値)	(0.206)	(0.021)

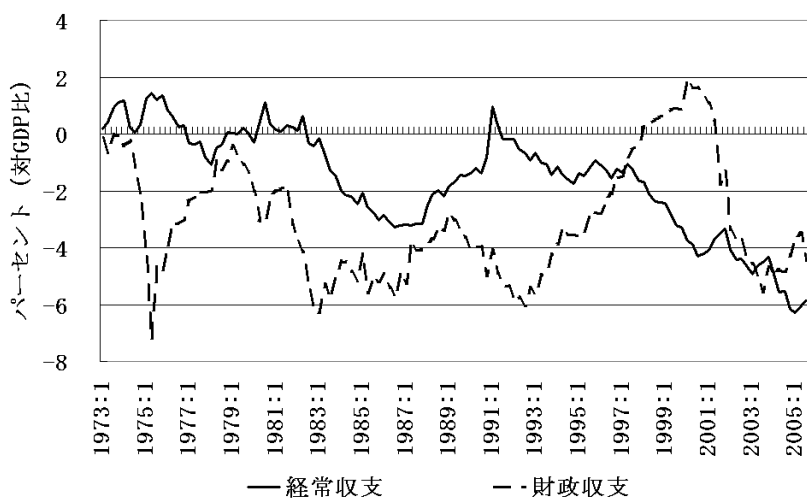
注 1) 表 4 の推定値に基づく「基礎的財政収支 × 80 年代ダミー」と「基礎的財政収支 × 対テロ戦争ダミー」の係数の差の検定

注 2) 検定に用いられる F 統計量の自由度は (1, 124)

表 7: 予測の分散分解

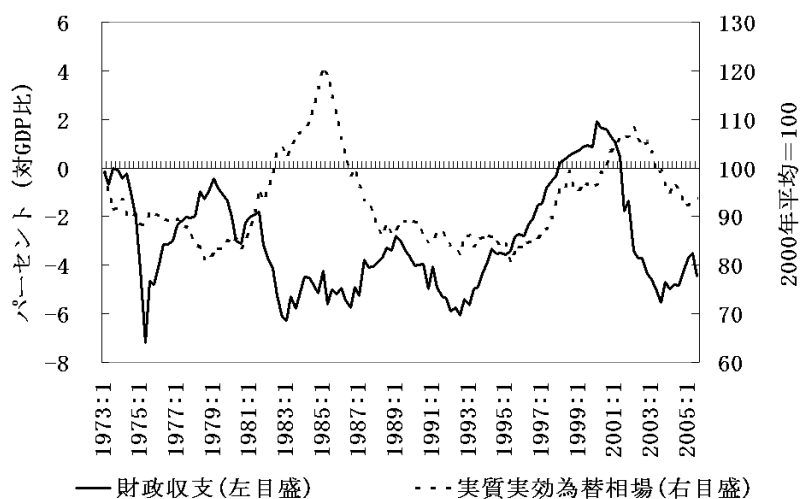
(a) 基礎的財政収支 (パーセント)						
ショック	GDP 循環要素	基礎的 財政収支	経常収支	実質金利	実質実効 為替相場	
四半期	1	12.1	75.3	3.6	5.1	3.9
	5	11.7	72.4	6.5	5.2	4.2
	12	11.7	72.4	6.5	5.2	4.2
(b) 経常収支 (パーセント)						
ショック	GDP 循環要素	基礎的 財政収支	経常収支	実質金利	実質実効 為替相場	
四半期	1	3.5	19.2	72.5	0.2	4.6
	5	4.3	18.6	69.2	0.5	7.3
	12	4.3	18.6	69.2	0.5	7.4
(c) 実質実効為替相場 (パーセント)						
ショック	GDP 循環要素	基礎的 財政収支	経常収支	実質金利	実質実効 為替相場	
四半期	1	2.0	5.4	6.3	7.4	79.0
	5	2.2	5.6	6.2	7.8	78.2
	12	2.2	5.6	6.2	7.8	78.2

図 1: 経常収支と財政収支の推移



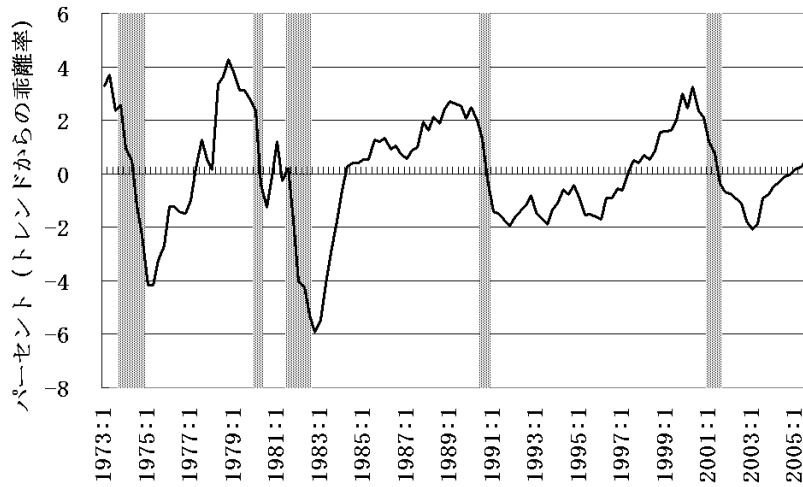
出所) Bureau of Economic Research “National Income and Production Accounts”

図 2: 財政収支と実質実効為替相場の推移



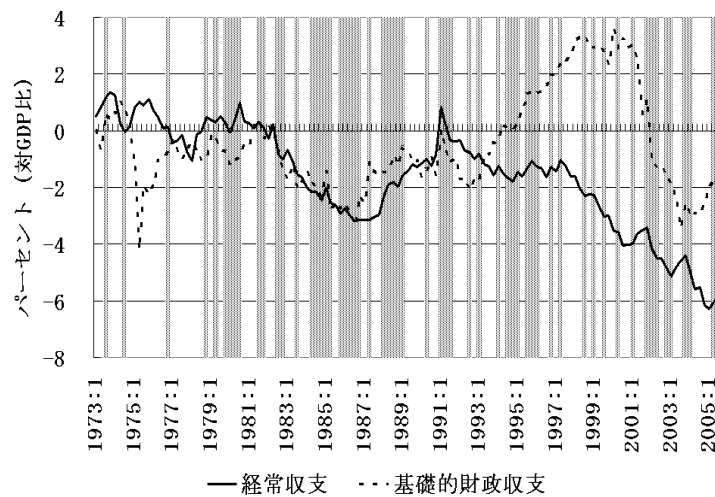
出所) Bureau of Economic Research “National Income and Production Accounts” (財政収支)
Federal Reserve Board of Governors (実質実効為替相場)

図 3: GDP 循環要素



注) 図の網掛け部分は National Bureau of Economic Research (NBER) による米国の景気後退期を示す

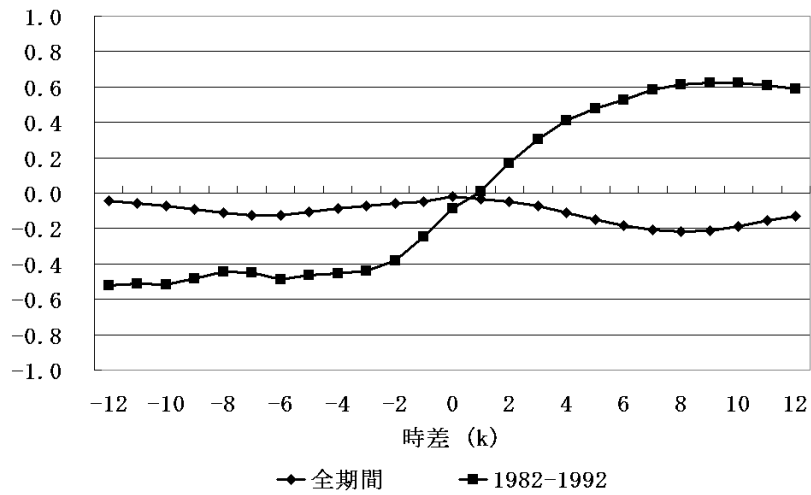
図 4: 経常収支と基礎的財政収支の非循環要素の相関



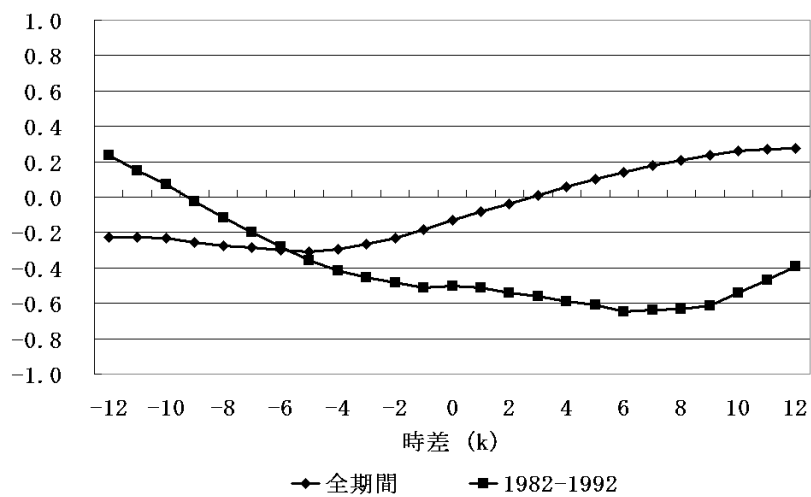
注 1) 経常収支、基礎的財政収支ともに、本文中で示された方法により非循環的要素を抽出したもの

注 2) 図中の網掛け部分は、経常収支と基礎的財政収支の変化の方向が同じであることを示す

図 5: 交差相関係数



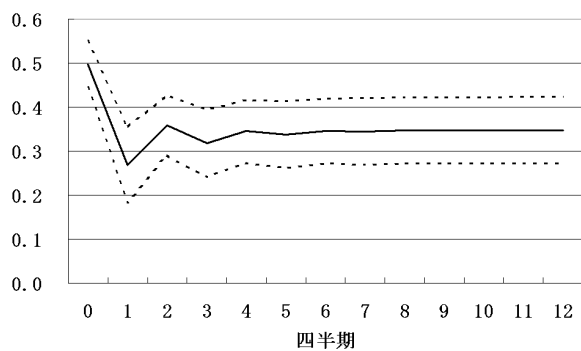
(a) 基礎的財政収支 (t) と経常収支 ($t+k$) の交差相関係数



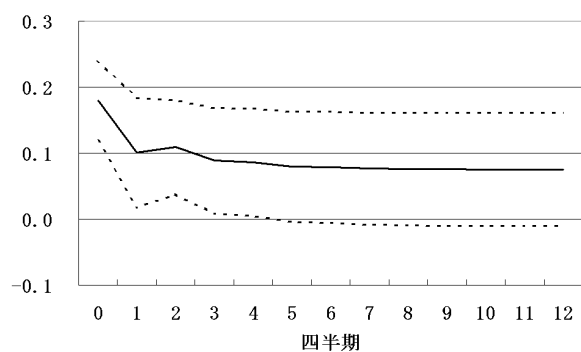
(b) 基礎的財政収支 (t) と実質実効為替相場 ($t+k$) の交差相関係数

注)「全期間」は 1973 年第 2 四半期から 2005 年第 3 四半期まで

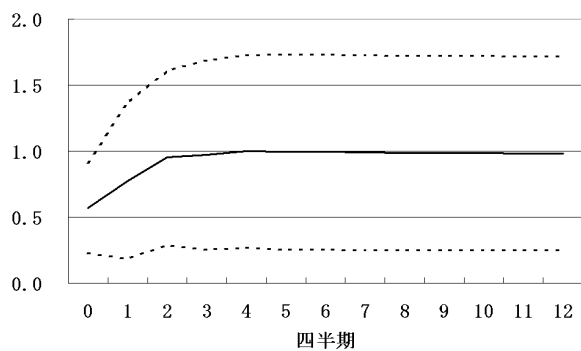
図 6: 財政改善ショックに対する累積インパルス応答



(a) 基礎的財政収支



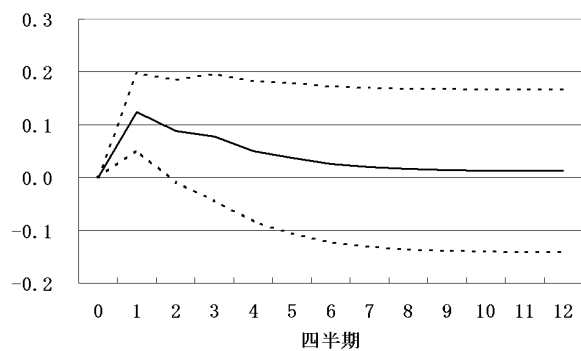
(b) 経常収支



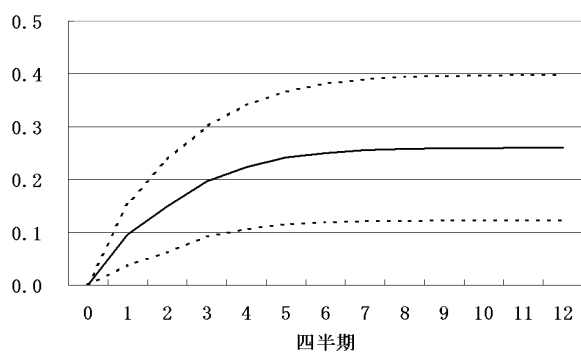
(c) 実質実効為替相場

注) 図の点線は1標準誤差(68%信頼区間にあたる)幅を表す

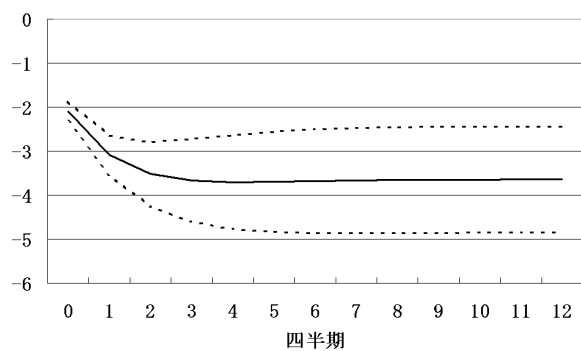
図 7: 為替減価ショックに対する累積インパルス応答



(a) 基礎的財政収支



(b) 経常収支



(c) 実質実効為替相場

注) 図の点線は1標準誤差(68%信頼区間にあたる)幅を表す