



(2010 年第 3 号)

2010 年 9 月 12 日

米国の経常収支不均衡の趨勢的シフトとその要因

～2000 年代の経常収支赤字拡大の真相を探る～

龍谷大学 経済学部教授
(財) 国際通貨研究所 客員研究員
竹中 正治

takenaka1221@yahoo.co.jp

概要

変動相場制の下での経常収支の変動要因については、これまで多くの理論的なモデルと実証研究が行われてきた。とりわけ米国の経常収支動向については、グローバル不均衡問題として理論と実証の双方の研究成果が蓄積している。にもかかわらず、その変動原因や経常収支赤字と対外純負債の持続可能性など主要な問題について意見は大きく分かれている。

本稿では、まず国際収支、経常収支の変動と要因に関する理論的な枠組みについて最小限のレビューを行う。その上で米国を対象に 1980 年から 2009 年の期間を前期 (1980 年－1994 年) と後期 (1995 年－2009 年) に分け、前期と後期では米国の趨勢的な経常収支 (対 GDP 比率) の水準にシフト (趨勢的な赤字の拡大) が生じていることを示す (図 1 参照)。同時にその諸要因のひとつとして、これまで注目されていなかった要因が働いている可能性を指摘する。

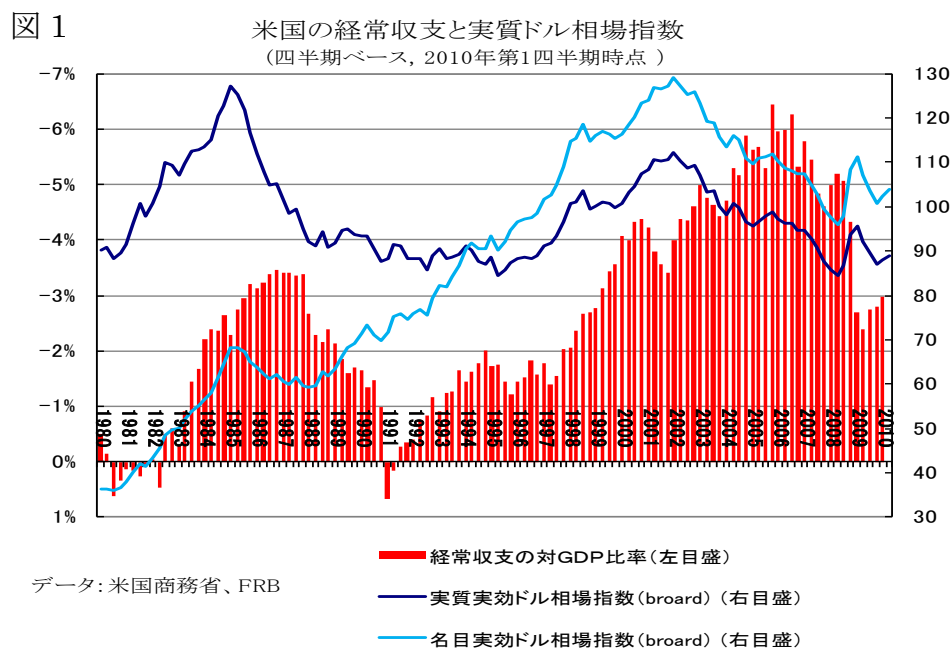
米国の経常収支赤字が対 GDP 比率で 2006 年のピーク時に 6%まで拡大した原因は、通説的には海外要因と国内要因の双方から理解される。海外要因としては米国への海外からの旺盛な資金流入による長期金利の低下圧力、国内要因

としては住宅資産価格の高騰による住宅建設投資の増加と正の資産効果が家計の消費性向を押し上げ（貯蓄率引き下げ）、国内の貯蓄投資バランスが貯蓄過少に変化したことが指摘される。ただし外因を重視するか内因を重視するかで論者によって議論は大きく2分されていると言えよう。

筆者もそのような海外要因と国内要因の理解を概ね踏襲している。しかしながら、2000年代の住宅資産価格の高騰による家計の消費性向上昇・貯蓄率低下と、経常収支赤字の拡大は、2002年～07年までの景気回復・好況局面という中期的循環的な要因として補足できるものだと考えている。その認識が正しければ、過去30年間の前期と後期を比較した場合の趨勢的な経常収支赤字をシフトさせた要因にはなり得ない。

同時にそうした米国の経常収支赤字の趨勢的な拡大は、対外純負債の膨張を招き、持続不可能であるという議論について筆者は異論がある。住宅バブル要因部分を除けば、趨勢的な経常収支赤字の拡大シフトは「持続可能であるからこそ起こったのだ」と考えている。本論ではそうした筆者の仮説を裏付ける要因を提示する。

具体的には循環的な経常収支変化の要因として、米国と貿易相手諸国の所得・経済成長要因と実質為替相場要因の2変数に加えて、経常収支の趨勢的な変化をもたらしている第3の要因の存在を追求する。この第3の要因として対外資産・負債ポジションが生み出す評価損益が働いている可能性を検討する。すなわち、実額でも対GDP比率でも特に1990年代以降、急速かつに趨勢的に拡大した対外資産・負債の評価益が、米国内の対外的な予算制約条件をシフトさせると同時に、国内の貯蓄・投資バランスを変化させた可能性を指摘する。



1. 米国の経常収支変化とその要因をめぐる理論的な枠組み

まず本論の展開に必要な視点から、国際収支、経常収支の変動と要因に関する理論的な枠組みについて最小限のレビューをしておこう。

(1) マサチューセッツ・アベニュー・モデル

経常収支の変化に関するいわゆるマサチューセッツ・アベニュー・モデル（以下MAモデル）を分かり易く解説し、経常収支に対する実質為替相場の調整機能に主に焦点を当てた著書としてKrugman（1991）¹の内容をまず確認しておくことにしよう。

MAモデルは次の5つの方程式からなる。

$$y=A(y, i-\pi)+NX(y, y^*, R) \quad \text{①}$$

$$M/P=L(y, i) \quad \text{②}$$

$$i-\pi = i^* - \pi^* + \theta \quad (R^e - R) \quad \text{③}$$

$$\Delta P/P = g(y) + \pi \quad \text{④}$$

$$\Delta \pi = \lambda (\Delta P/P - \pi) \quad \text{⑤}$$

式①は所得決定式であり、国内所得（ y ）と実質金利（ $i-\pi$ ）に依存する国内支出（ A ）と、国内所得（ y ）と海外所得（ y^* ）及び実質為替相場（ R ）に依存する純輸出（ NX ）の合計で総需要が決まることを示している。（ π ）は期待インフレ率、変数右肩の*印は貿易相手国の同種変数である。

式②は、実質マネーサプライ（ M/P ）が実質貨幣需要（ L ）と一致する均衡式であり、実質貨幣需要は所得と金利に依存することを示している。

式③は外国為替相場の決定式であり、為替相場は国内と海外の金融資産の期待収益率が等しくなるように決まる。すなわち期待される為替相場の変動幅は、名目金利（＝期待収益率）から期待インフレ率（ π ）を引いた実質期待収益率で決まる。ただし、実質為替相場（ R ）は長期期待為替相場（ R^e ）に一定のペースで回帰すると想定される。

式④は、インフレ率（ $\Delta P/P$ ）が期待形成を組み込んだフィリップ曲線によって決まることを意味する。

式⑤は、期待インフレ率は適応型の期待形成を想定しており、実際のインフレ率 $\Delta P/P$ に反応しながら徐々に調整されることを意味している。

このモデルはIS-LMモデルの修正版であり、例えば財政支出の拡大などで内需が拡大すると、図2の均衡点はEからE'にシフトし、所得（ Y ）が増加し、金利が上昇する。その結果、自国通貨相場が上昇し、貿易黒字は減少（貿易赤

¹ Krugman(1991)pp.51-53

字は拡大) する。金融緩和政策の場合は均衡点が E から E'' にシフトし、金利低下→為替相場減価→貿易黒字増加 (貿易赤字減少) となる。

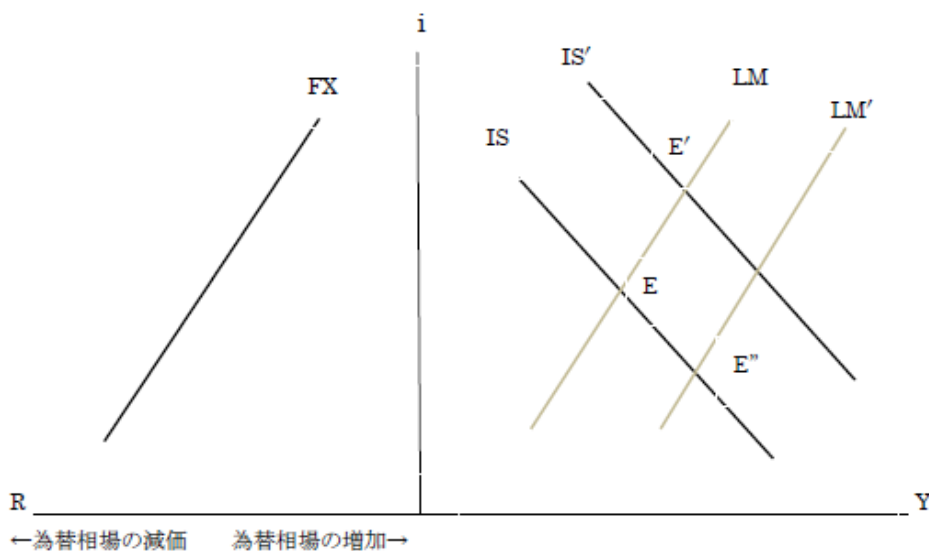
Krugman(1991)の当時の実証研究をベースにした主張の要点は、為替相場の変動は貿易、経常収支不均衡の調整要因としてタイムラグを伴いながらも機能するということにあった。1985年のプラザ合意以降の急速なドル下落が期待されたほど速やかには米国の経常収支赤字の縮小をもたらさなかったことから、為替相場の経常収支調整機能に関して否定的な議論が1980年代後半に強まった。

そうした状況下で米国を中心に多国間の経常収支と為替相場の変動について包括的な実証研究が行われた。それらの研究成果に基づき、実質為替相場の変動は当時の米国の場合、実質ドル相場の変化に約2年のタイムラグを伴って経常収支に影響を与えることが確認された。MAモデルは、そうした調整プロセスが働くことの理論的な枠組みとして語られたわけである。

MAモデルはマンデル・フレミング・モデルに、インフレと為替変動に対する期待を取り入れたものとして理解されている。本稿との関係では、実質為替相場の変化が貿易、経常収支に影響を与え始めるまでに約2年ほどのタイムラグが観測されたこと、並び式①の右辺が示す通り、貿易収支の変数は当該国と貿易相手国の所得変化、並びに実質為替相場の2つであることを確認しておこう。

図 2

MAモデルにおける実質為替相場と所得の決定



Krugman(1991)より

(2) 経常収支不均衡の循環的部分と構造的部分

小宮(1994)は、日米貿易摩擦が政治問題化した当時の状況下で、貿易・経常収支均衡は望ましくないもの、調整されるべきものだという議論に対して、それは今日に至るまで根強い「重商主義的偏見」であると強い批判を展開した²。すなわち、先進国諸国が変動相場制に移行し、国際的な資金移動が原則的に自由化した今日では、経常収支は短期的にも長期的にも均衡に収斂する必然性も必要性もないと主張し、経常収支の変化に関する理論的な枠組みを次のように説いた³。

その特徴は、完全雇用下(あるいは自然失業率の水準)で実現される経常収支を「趨勢的経常収支」、不完全雇用の下で実現される経常収支の変化を「循環的変動部分」と分けて考えることにある。現実の経常収支は双方の合成から成り、前者は長期のタイムスパンで成り立ち、後者は短期・中期のタイムスパンで変化する。

小宮が提示した枠組みの概要は、次の通のような自国が生産する財と外国が生産する財の2財からなる2国モデルで説明された。

$$S(Y, \alpha) - I(i, \beta) = X(e, Y, Y^*, \gamma) \quad \textcircled{1}$$

$$I^*(i, \beta^*) - S^*(Y^*, \alpha^*) = X(e, Y, Y^*, \gamma) \quad \textcircled{2}$$

$$S(Y, \alpha) + S^*(Y^*, \alpha^*) = I(i, \beta) + I^*(i, \beta^*) \quad \textcircled{3} \quad (\textcircled{1} \text{と} \textcircled{2} \text{から導出})$$

S : 総貯蓄

Y : 国民所得

I : 総投資

i : 利子率

X : 自国の純輸出(輸出-輸入)

e : 実質為替相場(これは外国で生産される財の自国生産財に対する相対価格であり、自国の交易条件の逆数に等しい)

α 、 β 、 γ : 貯蓄、投資、貿易のそれぞれに直接影響を及ぼす外生変数(与件)

式①は自国の国内貯蓄投資バランスが貿易収支(経常収支)に等しくなる均衡式である。貯蓄(S)は所得(Y)を変数とし、投資(I)は利子率(i)を変数としている。純輸出(X)はやはり自国の所得(Y)、外国の所得(Y^*)、実質為替相場(e)、並びに外生変数(γ)に依存する。式②は①と全く同様の他国の均衡式である。

² 小宮(1994)pp.111-144

³ 小宮(1994)pp.145-248

式③は①と②から導いたもので、2国合計（すなわち世界）の総貯蓄と総投資が均衡することを意味している。この3つの均衡式は、趨勢的な部分のみについても、趨勢的な部分と循環的な部分を合わせた経常収支と資本収支全体についても成り立つ。

さて、①と②からなる連立方程式は内生変数が4つ（ i 、 e 、 Y 、 Y^* ）であり、このままだと解けない。解き方は、完全雇用状態を想定する趨勢的な部分を扱うか、不完全雇用下の循環的な部分を扱うかで異なり、変数間の因果関係もそれによって異なってくる。

国際収支の趨勢的な変動部分の要因と因果関係

まず国際収支の趨勢的な変動を考える場合から始めよう。自国の実質GNP、つまり自国生産財の生産量を y とすれば、外国のGNP、 $Y^*=ey^*$ となるが、ここでは当然 y も y^* も完全雇用（あるいは自然失業率）状態のGNPが想定される。そしてそうしたGNPの水準は、マクロ経済で与件として想定される労働人口、資本の存在量、土地や天然資源の賦存量、技術などが一定であれば、 y も y^* も一定である。一定と想定することで内生変数を減らして連立方程式の解が得られることになる。

すなわち、「各国の趨勢的な y 、 y^* は、生産要素の賦存と生産関数（生産関数）によって決まり、 i （利子率）と e （為替相場）の値に依存しない。」⁴と説く。実質為替相場（ e ）は、交易条件の逆数であり、実質GDPには影響を与えない。ただし、例えば e の低下は日本の場合には円高であり、交易条件の向上でより多くの外国財を消費できることになり、日本の実質消費水準は上昇する。

ともあれ、 y 、 y^* は一定という想定の下に、後は外生変数が与えられれば、連立式的式は解け、実質為替相場（ e ）と実質金利（ i ）が決まる。 e と i が決まれば、全体の資金需給が決まり、自国と外国の資金の超過供給、または超過需要（すなわちそれぞれの国内貯蓄投資バランス）が決まる。資金移動の完全な自由が想定されているので、その国の資金不足（貯蓄超過）は同額の資本収支の黒字（資金流入）となり、逆は逆となる。

以上の小宮が説く古典派のマクロモデルでは、完全に自由な資金移動の下で世界の実質金利（ i ）はひとつに収斂して決まる。その結果、各国の資本収支の決定→経常収支の決定という方向で因果関係が働く。

では、経常収支は実質為替相場の影響は受けないとすると、実質為替相場はどのような働きをするのか。これについて小宮は「トランスファー過程の理論」を紹介する⁵。国際間の資金移動が「贈与や賠償」として行われる場合も、

⁴ 小宮(1994)pp.177

⁵ 小宮(1994)pp.183

投資・ファイナンスとして行われる場合も、資金の供給国から受入国に所得(資金)の移転 (transfer) が生じることに違いはない。移転する所得の限界的な変化部分のうち、受入国の輸入財の購入に当てられる部分の比率(限界輸入性向)は1より小さい。同様に資金供給国では資金の移転により輸入が減るが、その限界輸入性向も1より小さい。

両国の限界輸入性向の合計が1より小さい場合には、交易条件は資金供給国にとって不利に変化する(反対に1より大きければ逆となる)というのが、トランスファー理論の結論である。そして一般的には限界輸入性向は0.5より小さく、両国の合計も1より小さくなると考えられている。

なぜそうなるかと言うと、資金供給国からの所得の移転により、世界全体(両国合計)では資金供給国の生産する財に対する需要が減る(限界輸入性向は両国とも0.5より小さく、合計で1より小さいためである)からだ。その結果、資金供給国の生産する財の相対価格(資金受入国の生産する財に対する相対価格)は低下する。自国の生産する財の相対価格の低下とは交易条件が低下することであり、自国通貨の為替相場が減価する(日本なら円安)ことを意味する。すなわち、資本収支の赤字(資金の相手国への供給) = 経常収支の黒字 → 自国通貨安(円安)という方向の因果関係が働く。

これが完全雇用下での趨勢的な経常収支・資本収支を考える場合の為替相場と国際収支の因果関係であり、先に述べた MA モデルとは逆の因果関係となる。その意味で、MA モデルは不完全雇用下での短期・中期のモデルであると言える。

ともあれ、ここでは経常収支の変動について、実質為替相場と自国と貿易相手国の所得の2変数(循環的要因)では説明しきれない(調整されない)趨勢的な部分があり、長期的なタイムスパンでは趨勢的な経常収支の水準(対GDP比率)自体が変化、シフトするという点を確認しておこう。

国際収支の循環的な変動部分の要因と因果関係

次に小宮(2009)は国際収支の循環的な部分の解き方については、複数のアプローチがあることを例示している。既に見た通り、方程式2つに対して変数は4つである。従って、方程式を加える必要がある。その方法としては、(a) 2国の貨幣を明示的にモデルに導入し、利子率決定の方程式を加える、(b) 名目価格を内生変数として導入し、2国の財とサービス生産の供給曲線を加える、(c) 失業率と物価上昇率の関係を示すフィリップ曲線を導入する、などが例示されている。

既に見た Krugman の MA モデルは小宮の整理に従えば、不完全雇用と短期・中期のタイムスパンの下での経常収支の循環的な部分の説明モデルであり、

上記の(c)のアプローチにカテゴリーされ、さらに名目為替相場と名目価格(物価)の「期待」を要素として盛り込んだものである。小宮はそれを「修正マンデル・フレミング・モデル」と呼んでいる。

こうした諸モデルについて詳しくふれることは本稿の目的ではない。本論との関係で確認しておきたいポイントは、代表的なモデルとしてのマンデル・フレミング・モデルが説く循環的な部分に関わる変数間の因果関係については、小宮は一応そのまま受け入れていることだ。すなわち、変動相場制下の開放経済では、金融緩和→利子率下落圧力→資本流出→自国の実質為替相場の減価→輸出増加・輸入減少→経常収支黒字の増加(あるいは赤字の減少)(逆は逆)という因果関係が働くことを認めている。

また同様に財政政策の作用する因果関係については、拡張的な財政政策→利子率上昇圧力→資本流入(資本収支黒字化)→自国の実質為替相場の上昇→経常収支黒字減少(あるいは赤字増加)(逆は逆)という因果関係が働く。その結果、拡張的な財政政策の景気拡大効果は純輸出の減少によって相殺されるという周知の結論となる。

要するに経常収支の趨勢的な部分とは異なり、その循環的な変動では実質為替相場の変動を通じて経常収支が調整される因果関係が働くわけである。

(3) 異時点間の資源配分の最適化行動としての経常収支不均衡

経常収支の不均衡とは、一国の経済が現在時点と将来時点という時間軸の上で貯蓄過少、あるいは貯蓄超過が起こり、それが対外的にファイナンスされているという理解にも根強い支持がある。萩原(2008)はその理論的な系譜と内容を簡単にまとめ、「自由な国際資本移動が可能な開放経済では、経常収支不均衡は各国の経済主体が異時点間の効用最大を目指して、生涯所得を各期の消費に振り向けた結果生じるものと解釈する」考え方であるとしている(図3参照)⁶。

ただしこの考え方を厳密に追求すると、そのタイムスパンの長短はともあれ、経常収支不均衡は一定のタイムスパンの中では必ず均衡すると結論することになる。これはファイナンスとは有限の生涯を持つ個人や企業などの現在時点と将来時点の資源配分であるという定義から導かれる当然の帰結である。

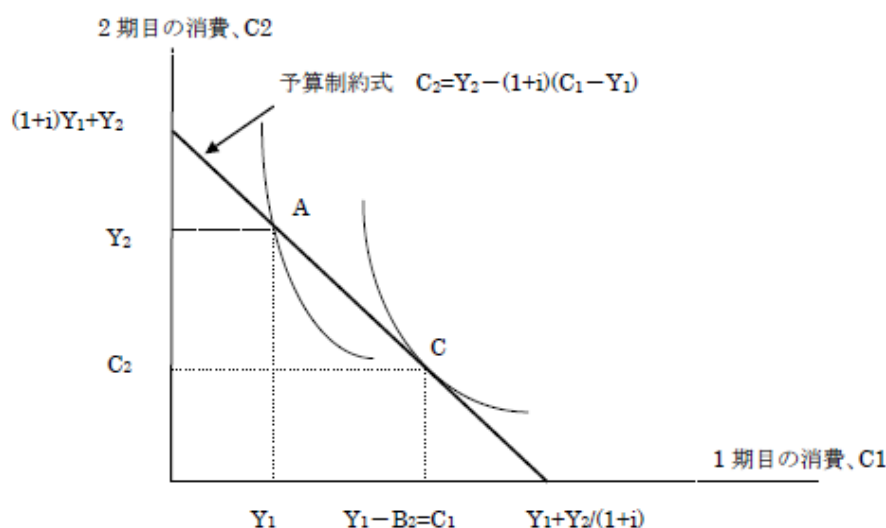
しかし、個人や企業と異なり、一国の経済には生涯期間の明確な限定性はない。にもかかわらずこの考え方を適用することは妥当であろうか。この点で、趨勢的な国際収支(経常収支と資本収支)不均衡は長期に持続し得るものであると主張する小宮(1994)⁷は、「政府を含む国民経済全体を、単一の『消費者に

⁶ 萩原(2008)pp.90-92

⁷ 小宮(1994)pp.252-253

みたてて類推する』のは適当とは思われない」と指摘し、異時点間の予算制約 (intertemporal budget constrain) を強調することに懐疑的、批判的である。

図 3 異時点間の経済資源配分の最適化行動



また、後述する松林（2010）は、異時点間の最適化行動として経常収支を考える同アプローチに肯定的である。この後説明する通り、同氏は「経常収支不均衡の構造的な部分と循環的な部分」という小宮とほぼ同様の概念を採用しているが、数十年あるいはそれ以上の超長期のタイムスパンの下では、構造的な部分も均衡すると想定している」と筆者にコメントしている。

この点で筆者の結論を先回りして言うておくと、一国の経済の場合であっても無限に対外負債を（対 GDP 比率でみて）拡大することは不可能であり、当然ながら対外的な予算制約下に置かれている。しかしながら、その予算制約とは有限の生涯を持つミクロの経済主体とは異なり「一定のタイムスパンの下で必ず均衡しなければならない」という厳格なものではないであろう。

むしろ、当該国の対外負債全般が利払いと償還を持続し（債券の場合）、あるいは配当と証券の売買の流動性を維持し（株式等の場合）、対外負債が長期的に持続可能な範囲に留まっているという認識が市場参加者の間で共有されること自体が、ファイナンスの持続可能性の要件となる。

米国について言えば、基軸通貨国として純対外負債の上限は GDP 比率で見ても他国よりは高いが、やはり無限ではない。米国の純対外負債が膨張・発散コースを辿っていると認識されれば、対外ファイナンスの持続可能性は最終的に

は崩壊するであろう。逆に純負債が対 GDP 比率で安定化し得るとの認識が支配的であれば、経常収支不均衡は超長期であっても持続し得るだろう。

(4) 国際収支変動の趨勢的部分と循環的部分を推計する

小宮(1994)は国際収支（経常収支と資本収支）の変動に趨勢的な部分と循環的な部分に分け、その変動をめぐる変数と因果関係は異なることを理論的に解説した。しかし、現実の日本や米国についてその国際収支の不均衡が、どの程度構造的で、どの程度が循環的であるかを推計したわけではない⁸。

その推計を実際に日本と米国について試みたのが、松林（2010）の労作である。松林は経常収支の変動を「構造的変動」と「循環的変動」、「その他の要因による変動」と3つに分ける。構造的変動による変動とは、生産要素の完全雇用条件下で、経済主体が最適化行動をとっている想定のもとで、経常収支を変動させている部分である、と意味づけている。従って小宮（1994）での「趨勢的変動部分」とほぼ同じ概念イメージである。

さらに循環的変動部分は景気循環や為替相場の短期的な変動に伴うものであり、その他要因に基づく変動とは「例えば地価や住宅価格といった資産価格の急速な高騰や下落にともなって変化する部分であり、前者2つの要因ではとらえ切れない部分」と意味づけている。小宮（1994）と異なる点は3番目の「その他要因に基づく変動」が想定されていることであり、この点は後に検討する。

構造的経常収支の推計

まず松林（2010）に沿って構造的部分から始めよう。経常収支の構造的変動を理解する場合のカギになる均衡式は以下の通りである。

$$S(y, r) - I(r) - G = CA(\varepsilon, y, y^*; Z)$$

S：貯蓄

I：投資

G：政府支出

CA：経常収支

y：実質自国所得

r：自国実質金利

ε ：自国通貨建て名目為替相場

⁸ 小宮(1994)pp.159-160「現在の日本の貿易黒字のうちどれだけが『趨勢的部分』で、どれだけが『循環的部分化』と質問されることが多いが、その問いに正確に答えるのは難しい」「(それは) 計量経済学の課題であり、いずれにしても難しく、私の能くするところではない。」小宮先生の「能くする」ところでなければ、筆者などは一生かかっても出来そうにない。その意味で松林(2010)の労作を高く評価したい。ただし、本文で述べるように推計結果には疑問が幾つかある。この点に関連して松林氏ご自身も改良の必要性を筆者とのやりとりの中で認めておられる。

e : 自国通貨建て実質為替相場
Z : 輸出競争力を表す外生変数
添え字* : 同種の外国の変数

構造的経常収支を推計するために変数の全ては完全雇用下の水準という想定であり、恒常的所得仮説に基づいて民間貯蓄関数を、民間設備投資と民間住宅投資について投資関数を、政府部門の構造的貯蓄・投資バランス（構造的財政収支）をそれぞれ求める。これらを日本と米国について推計する具体的な作業と関数の詳細は著書をご覧頂きたいが、作業の手順は次の通りである。

- ① 完全雇用 GDP（潜在 GDP）を計測する。
- ② 恒常所得、トービンの限界 q 、住宅レンタル価格、世界実質金利など直接観測不可能な変数を何らかの手法に基づいて計測する。
- ③ 諸関数を理論から演繹された諸要因（例えば貯蓄関数であれば恒常所得、設備投資関数であればトービンの限界 q ）、及び短期的変動要因（GDP ギャップや不確実性要因等）などを説明変数として推定する。
- ④ 推定結果を元に最適化行動に従う部分の理論値を諸関数の構造要因としてセットする。
- ⑤ 最初の均衡式を修正、特定化した均衡式に基づいて構造的経常収支を計測する。

これら作業の結果、日本を対象に 1981 年－2007 年の期間について、米国を対象に 1975 年－2007 年の期間について、それぞれ構造的な諸要因に基づく家計貯蓄と企業貯蓄の推計値、住宅投資と設備投資の推計値、政府純貯蓄の推計値が示され、最終的な結論として構造的な経常収支が推計される。

非構造的経常収支の推計

次に不完全雇用の下での開放経済体系の循環的経常収支を求める基本方程式は以下の通りである。

$$S(y) - I(r) - G = CA(\varepsilon, y, y^*; Z)$$

式の基本的な構造は構造的部分を求める場合と同じであるが、内外の景気変動、為替相場が経常収支を調整する役割を果たしている点が異なる。「循環的経常収支」とは「経済の短期的要因（国内外の景気変動、為替相場の短期的な変動など）によって発生する経常収支の水準」と定義される。さらに、構造的な要因と循環的な要因の双方を合わせても説明できない経常収支の水準は「その

他要因に基づく経常収支」と定義される。その他要因部分は、その意味ではモデルから論理的に導き出される推計値というよりも説明できない残差部分としての性質を帯びざるを得ないだろう。

循環的部分の算出手続きの概略は次の通り。まず経常収支の現実値から既に求めた構造的経常収支水準を差し引き、「非構造的部分」を算出する。この非構造的部分を次のような循環的諸要因とその他の要因を変数にして回帰することで、循環的部分とその他要因部分を推計する。

循環的要因としては、国内景気指標（GDPギャップ、株価変動率）、海外景気指標（日本の場合は米国実質GDP成長率、米国の場合は世界貿易指数）、為替相場の短期的変動（均衡実質為替相場からの乖離⁹⁾）である。

また、その他要因としては、資産価格の変化率と定数項で説明できる部分を取り上げている。具体的には、日本については企業土地資産残高変化率、米国は住宅価格の適正水準からの乖離率¹⁰⁾を変数として採用している。その他要因として資産価格を取り上げる理由は、地価や住宅価格のバブル的な高騰と崩壊、それに伴う企業や家計の行動パターンの変化は、長期的な視野に基づく最適化行動や、景気循環に伴う行動の範疇では説明できないからであると説明されている。

こうして算出された米国の構造的経常収支、循環的経常収支、その他要因経常収支（いずれも対潜在GDP比率）は図4-1、4-2、4-3の通りである。推計された結果を見て、3点注意すべき特徴が見られる。

第1に構造的経常収支赤字比率が1980年代と2000年代を比較して拡大していない、むしろ若干縮小していることである。第2に循環的経常収支比率は、2000年代初頭から2007年まで黒字を示している。第3にその他要因の経常収支は1980年からほぼ一貫して黒字縮小・赤字拡大の趨勢的なトレンドを示している。

3種の経常収支比率を合計すると現実値に一致する。これは非構造的経常収支（循環的部分とその他要因部分の合計）を回帰した際に、推計結果と現実値の乖離部分を「その他要因部分」に加えて表示してあるからだ。その乖離部分がどの程度であるのかが開示されていないが、この点でその他要因部分が「残差的性質」を帯びている。

⁹⁾ 均衡為替相場の計測方法は様々であるが、松林(2010)では「計測した構造的経常収支系列と、実質実効相場との長期均衡関係を共積分検定によって確認した後に、実質実効レートを定数項と構造的経常収支で回帰させ、その推計値を均衡実質為替レートとみなしている。」松林(2010)pp.240-241

¹⁰⁾ 米国の住宅価格の適正水準からの乖離率は、S&Pケース・シラー指数の10都市平均を、家賃価格指数の割引現在価値（割引率5%）と労働所得で回帰し、その推計値を適正価格としている。松林(2010)pp.246

図表 4-1



(松林 2010、図 11-9 より掲載)

図表 4-2



(注) 影が付けられた部分は、全米経済研究所 (NBER) により公表されている景気後退期。

(松林 2010、図 11-11 より掲載)

図表 4-3



（松林 2010、図 11-12 より掲載）

推計結果に関して上記の 3 点の特徴に注目して考えると、違和感を禁じ得ない点は次の 2 点に集約できる。第 1 は、その他要因部分が 1980 年以來 2005 年の赤字のピークまで一貫した趨勢的な赤字拡大トレンドを示していることである。一方で米国のその他要因として採用された住宅価格の適正值からの乖離率は図表 5 の通りであり、1980 年代前半はプラス乖離（適正值比で現実価格の割高）、1980 年代後半～2002 年までは概ねマイナス乖離（現実価格の割安）、バブル的プラス乖離は 2003 年～07 年に見られるに過ぎない。しかしながら、その他要因は 1980 年から推移的なトレンドで黒字縮小、赤字拡大を辿っている。

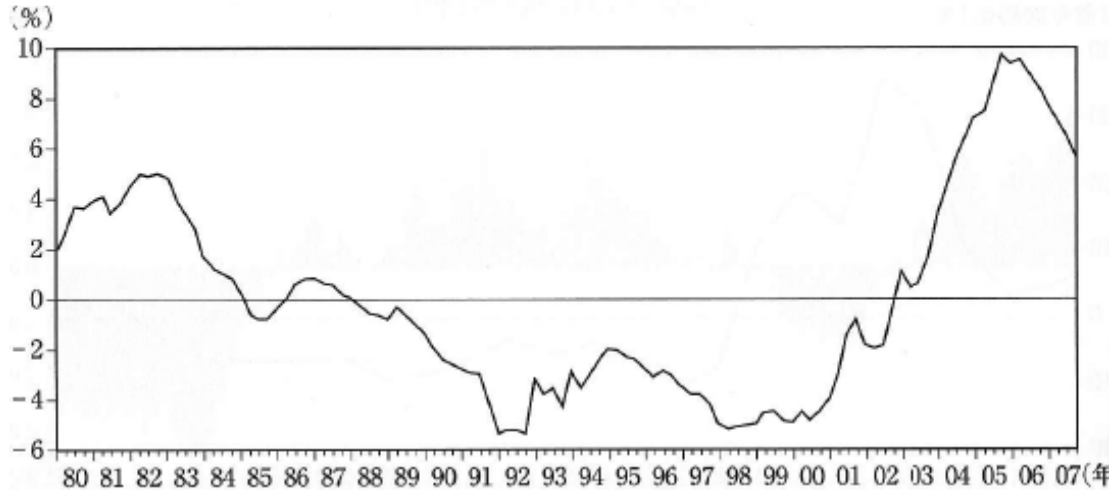
要するに住宅価格の変数と推計結果の整合性が腑に落ちない。これは非構造的部分の回帰による推計値と現実値の乖離部分を、その他の要因による経常収支に含めてしまっている結果かもしれない。

第 2 に、住宅価格の高騰が経常収支に影響を与える経路は、主要には正の資産効果による家計消費の増加（貯蓄率の低下）→内需成長率の上昇→輸入の増加、並びに住宅投資の拡大の 2 つであるはずだ。その結果、国内の貯蓄投資バランスの変化（貯蓄過小・投資過剰方向）と経常収支の変化（赤字拡大）が一致することになる（逆は逆）。

そうであるならば、住宅資産価格のバブルとその崩壊といえども、米国の内需成長率の変化という形で循環的な要因として反映されているはずではなからうか。にもかかわらず、住宅資産価格の適正值からの乖離（一種の「バブル項」？）を循環的要因とは別の変数として回帰分析の説明変数に加える必然性がよく理解できない。

図 5

米国における住宅価格の適正水準からの乖離率（1980年 Q1-2007年 Q4）



(松林 2010、図 9-10 より掲載)

直感的な表現をすれば、構造的な経常収支の変化とは、当然ながら長期にわたる経常収支変動水準の趨勢的变化として現れるはずである。その変化をグラフ化すれば、長期にわたって比較的安定しているか、あるいは趨勢的なトレンドとして現れるはずであろう。そのように考えると、松林 (2010) のむしろ「その他要因部分」が 30 年の期間にわたる米国経常収支の黒字から赤字へのトレンドを描いていることが気になる。実はモデルの構造的要因がとらえきれていない趨勢的な変動部分を「その他要因部分」が含んでいるのではないかという疑念を捨てきれない。¹¹

2. 米国の経常収支の趨勢的なシフトを推計する

さて、上記の疑問にどのようにアプローチできるか。ひとつは松林 (2010) の経常収支の推計モデルを検証し直すこと、とりわけ各投資関数、貯蓄関数などの妥当性を検証することであろう。この点で松林氏ご自身、モデルに改良の余地があることを率直にコメントされている。しかしそのような計量経済学の課題と作業は私の及ぶところではない。

そこで、以上の国際収支変動に関する理論的な枠組みを踏まえながらも、回帰分析を利用したもっと経験則的な帰納的アプローチをしてみよう。以下では、まず 1980 年～2009 年の米国を対象に、その経常収支の変動が、循環的な要因

¹¹ 松林(2010)は経常収支変動の分析に続けて、それと表裏の関係にある資本収支の変動についても構造的な部分と非構造的な部分に分け、実質金利の調整を通じて資本収支が経常収支と一致する（正負の符号は反対）様態を考察にしている。本論では扱わないので、ご関心の方は直接当該著書をご参照頂きたい。

(米国と貿易相手諸国の実質 GDP 成長率、実質実効ドル相場) で回帰することで、どこまで説明可能かを検証する。

そして松林とは逆に、趨勢的な経常収支の変化を(筆者は小宮(1994)に従って「構造的」ではなく「趨勢的」という表現をする)循環的な部分の推計値と現実値の差し引きとして推計してみよう。

その上で米国の経常収支の趨勢的な変化を生み出した非循環的要因(趨勢的要因)を加えた回帰分析を行ってみる。この第 3 の要因が経常収支の変動に対して因果的な関係を持つことが論理的に納得でき、かつ回帰分析の推計値と現実値の乖離が有意に縮小すれば、この第 3 の要因は、少なくとも仮説としては米国の趨勢的な経常収支の変化を生み出した候補要因であると言えるだろう。

(1) 循環的 2 要因による米国の経常収支変動の回帰分析

それではまず循環的な要因として、米国と貿易相手諸国の経済成長率と実質実効ドル相場の 2 変数を被説明変数として、米国の経常収支(対名目 GDP 比率)を回帰してみよう。

説明対象：米国の経常収支の対名目 GDP 比率(四半期ベース)

対象期間：1980 年第 1 四半期－2009 年第 4 四半期

説明変数 X1 (所得成長率要因)： g^{usa}/g^f

g^{usa} ：米国の実質内需(GDP－純輸出)成長率／米国の内需の趨勢的成長率

g^f ：貿易相手諸国の実質 GDP 成長率の加重平均／貿易相手諸国の実質 GDP の趨勢的成長率

貿易相手対象国：FRBが貿易ウエイトで作成するドル実効相場指数(broad)の 26 カの国と地域の内、ウエイトの大きい上位 9 の地域と国(ユーロ圏、カナダ、日本、メキシコ、中国¹²、英国、韓国、香港、オーストラリア、以上で 1980 年－2009 の期間において貿易ウエイトの 75%～80%を占める。)

変数 X1 の構成に関する補足：米国の経済成長率が潜在成長率を超える度合いが、貿易相手諸国のそれを上回る場合には、米国の純輸出の減少によって経常収支赤字は拡大、逆ならば逆の効果が作用すると想定できる。ただし、正確には成長率としては内需(GDP－純輸出)成長率が問題になると考えられる。しかし、貿易相手諸国については過去長期に遡った四半期、実質ベースの当該データが開示されていない諸国があるので、米国は内需成長率、貿易相手諸国は実質 GDP を使用した。また、米国と貿易相手諸

¹² 中国(本土)とメキシコの一部期間については四半期ベースの実質 GDP 値が開示されていないので、年データを使用した。すなわち同年の 4 四半期を同一成長率とした。

国の趨勢的成長率は対象期間の実績値を線形近似した水準を使用した。データは全て IMF による International Financial Statistics に基づく。

説明変数 X2 (為替相場要因) : FRB が公表する米ドル実質実効ドル相場 (broad) の趨勢値からの乖離率を使用する。その際 10 期 (2 年半) のタイムラグを設定する。また、「趨勢値」としては前後 5 年 (計 10 年) の移動平均値を使用する。

変数 X2 の算出法に関する補足 : 当初実質実効ドル相場 (図 6 参照) の対数値を使用した。当該データ系列は検証の結果、単位根の存在が棄却できない。そこで階差系列に修正して実質相場の変化率を変数にするか、あるいは適当な趨勢値からの乖離率を採るか検討したが、安定的な回帰結果が得られる趨勢値からの乖離率を採用した。

趨勢値としては実質相場の前後 5 年平均 (10 年) の移動平均値とした¹³。

変数 X2 のタイムラグに関する補足 : Krugman(1991)¹⁴では実質為替相場が経常収支に影響を与え始めるまでに約 2 年のタイムラグが観測されることが強調されている。1980 年 - 2009 年の時期の四半期ベースの米国の経常収支と実質実効相場の関係を単回帰すると、時期によってタイムラグは微妙に変化するが、ほぼ 10 四半期 (2 年半) のタイムラグを設定すると、相関度が最も高まることが観測され、推計でも 10 四半期のラグを設定した。

回帰結果は表 1 の通りである。前期 1980 年 - 1994 年と後期 1995 年 - 2009 年に分けてそれぞれ回帰すると、とりわけ前期については説明度も高く (重決定係数 0.80) 有意な結果が得られる。後期については説明度があまり高くない (重決定係数 0.48)。また変数 X1 (所得成長率要因) の係数の符号が正となり、想定と逆なる。前期部分については推計値 1、後期については推計値 2 として図 7 にグラフ化した。

さらに 1980 年 - 2009 年全期間を当該 2 変数で回帰した結果は説明度が著しく低下する (推計値 3)。図 7 に示した各推計値 (線グラフ) と現実値 (棒グラフ) を見比べると、全期間を 2 変数で回帰した推計値 3 の現実値からの乖離は著しい。とりわけ前期では推計値が現実値より赤字過大方向に乖離し、後期では推計値が赤字過少の方向に乖離している。

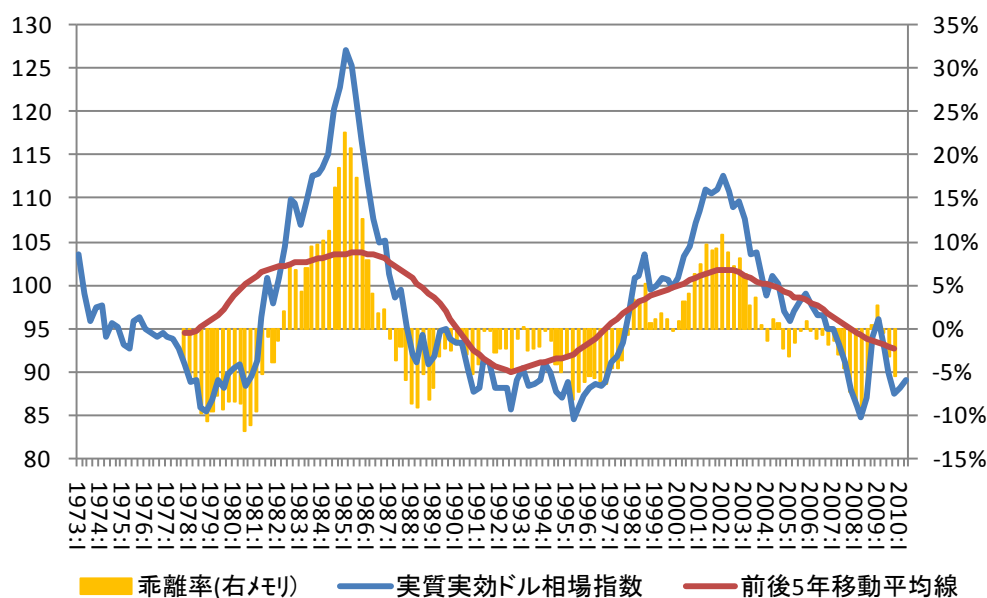
¹³ この点に関連して松林(2010)は循環的経常収支を回帰する変数として、「均衡実質実効ドル相場」を算出し、実質実効ドル相場の推計均衡値からの乖離率を採用している。均衡値の推計方式は松林(2010)pp.258-259 参照。ただし均衡値の推計方式は多様である。筆者の長期間 (10 年) の移動平均値は特定のモデルを想定せずに、長期の平均値は趨勢的な均衡値に近似すると考える経験則的な簡便法である。ただし、算出結果は松林(2010)の推計均衡値に近似しているようだ。またこのような趨勢値からの乖離率をとっても、得られるデータ系列の単位根の有無の検証結果は期間の採り方によってかなり微妙に変わる点に注意。

¹⁴ Krugman(1991)pp.20,pp.26

また図6の前期の回帰結果から得られた推計値1、並びに後期の回帰結果から得られた推計値2に注目して頂きたい。点線部分はそれぞれの推計式を他の期間に延長したものである。実線部分と比較して他の期間に延長した点線部分は現実値との乖離が大きくなることが分かる。

こうした循環的な2要因による推計値と現実値の乖離は、米国の経常収支変動と循環的な2要因との相関関係を観測対象の前期と後期で大きく変化させ、かつ経常収支赤字比率を趨勢的に拡大させた別の要因が働いていると想定すると辻褃が合うだろう。

図6 実質実効ドル相場(broad)と移動平均線

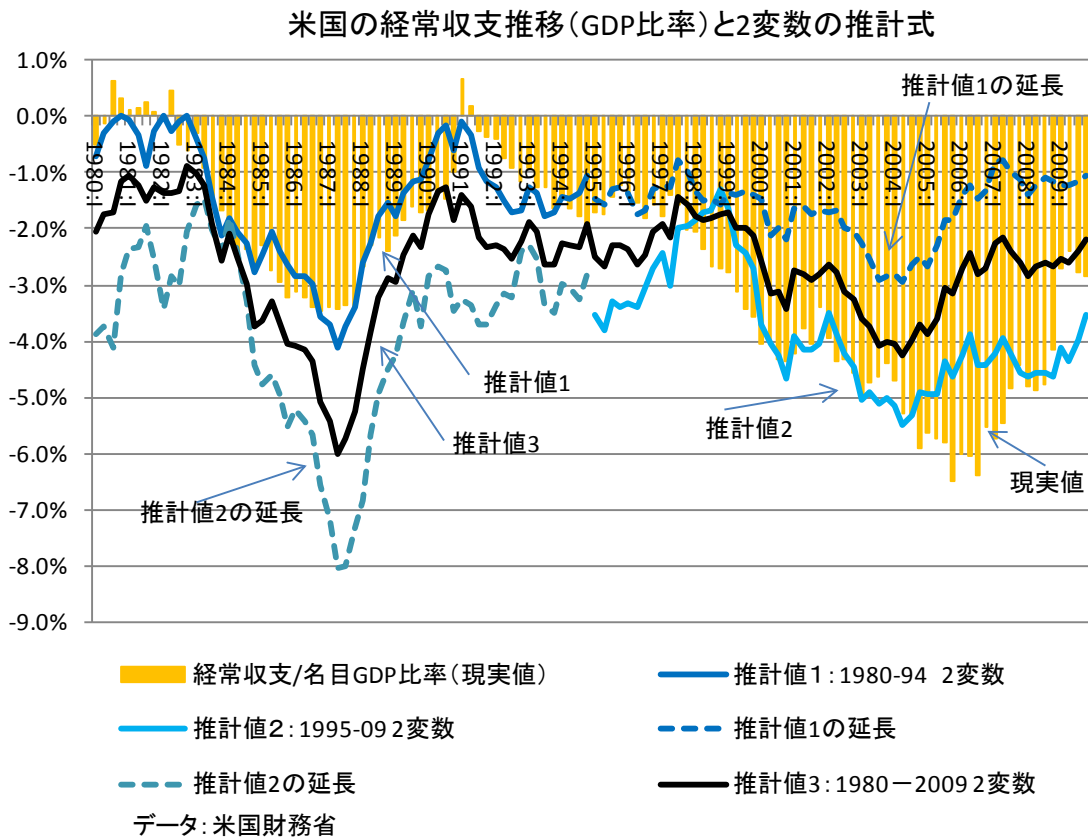


データ: 米国FRB

表1

回帰結果											
変数	期間	観測数	重相関R	重決定係数 R2	補正 R2	標準誤差		係数	標準誤差	t値	p値
2変数 推計値1	1980-1994 (前期)	0	0.8944	0.79997	0.793	0.00552	定数項	0.139044	0.034486	4.031897	0.000166
							X1	-0.15484	0.034579	-4.47775	3.67E-05
							X2	-0.11795	0.008443	-13.9702	4.68E-20
2変数 推計値2	1995-2009 (後期)	0	0.6926	0.47973	0.4615	0.0112	定数項	-0.3216	0.084143	-3.8221	0.00033
							X1	0.283993	0.084067	3.378194	0.001321
							X2	-0.17753	0.032338	-5.48973	9.69E-07
2変数 推計値3	1980-2009 (全期)	120	0.5667	0.32115	0.3095	0.01498	定数項	-0.01849	0.07081	-0.26119	0.794403
							X1	-0.00804	0.070887	-0.1134	0.909908
							X2	-0.1492	0.020055	-7.4395	1.84E-11
3変数 推計値4	1980-2009 (全期)	120	0.7598	0.57724	0.5663	0.01188	定数項	0.178258	0.060831	2.930385	0.004078
							X1	-0.19782	0.060572	-3.26583	0.001435
							X2	-0.11847	0.016312	-7.26273	4.7E-11
							X3	-0.55642	0.066379	-8.38249	1.4E-13

図 7



(3) 経常収支赤字の趨勢的な拡大シフトをもたらした第3の要因

それでは 1990 年代後半以降に米国の経常収支赤字比率を赤字拡大方向にシフトさせた第3の要因とは何だろうか。松林(2010)は、それを「非構造的その他の要因」として米国の住宅価格の2000年代の高騰に求めている。筆者も2000年代の住宅資産価格の高騰が資産効果を通じて家計の消費を押し上げ(貯蓄率を低下させ)、また住宅投資を押し上げ、経常収支赤字拡大に作用したことは、その通りだと考えている。しかし、それは内需成長率の趨勢的な水準からの上方乖離として循環的な要因として捕えられるものと考えられ、既に述べた通りの理由で松林(2010)の解釈には疑問を抱く。

図5が示すように米国の住宅価格が趨勢的な水準を超えてバブル的高騰局面に入るのは2003年前後から2006年のピークまでである。ところが、経常収支赤字の対GDP比率はITバブル崩壊の景気後退が底を打った年である2002年に既に3.9%となり、1980年代のピークの3.4%(1987年)を超えている。また2009年4月には住宅価格は2006年のピークから約35%下落したが(S&Pケース・シラー指数)、2009年の経常収支赤字比率は2.7%と1980年代のピー

クとさほど違わない赤字水準にとどまっている。従って、住宅資産バブルの影響を除いた後でも趨勢的な米国の経常収支比率は赤字拡大の方向にシフトしていると考えるべきではなかろうか。

以上の回帰結果がその存在を示唆する第 3 の要因は、循環的なものでも一時的なものでもなく、少なくとも 1980 年代から 2000 年代にかけて、経常収支赤字を拡大方向にシフトさせた趨勢的な要因でなければならない。

ここで筆者が提起する第 3 の要因は、米国の対外資産・負債がもたらす巨額な資産・負債評価損益要因である。竹中（2009）（2010）では、米国の対外純負債の持続可能性を考える際には、貿易収支と所得収支に加えて 1980 年代以降急速に拡大した対外資産・負債の間に存在する評価損益を考慮に加える必要があるという 2000 年代に登場した Gourinchas and Rey (2007a,b) に代表される研究視点を強調した。

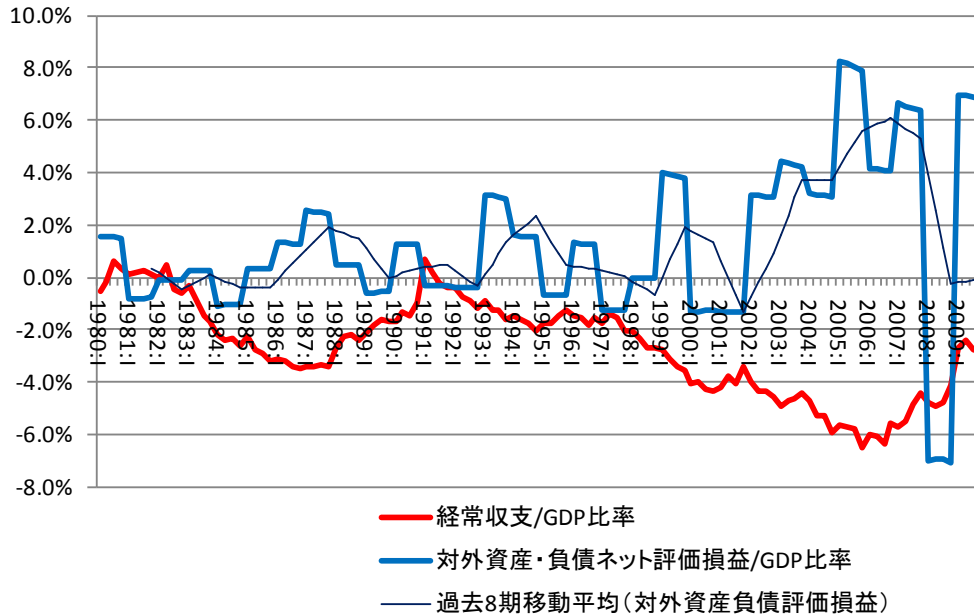
そして、筆者の検証として米国の対外資産・負債の間に長期にわたって存在するプラスの総合投資リターン格差（対外資産の投資リターン > 対外負債のコスト）が生み出す対外所得と評価損益（キャピタル損益）を加えると、長期的に米国の対外純負債は安定化する蓋然性が高いことを将来 20 年間の試算として示した。

米国の対外資産・負債が生み出してきた評価損益は米国商務省データ（International Investment Position、Bureau of Economic Analysis）に基づく限り 1980 年から 2009 年までの累計で純益約 4 兆ドルに達しており、特に 1990 年代以降の対外資産・負債両建ての急速な拡大により、毎年生じる評価損益の規模も急速に拡大してきた。

それが米国の貯蓄投資バランスに趨勢的なシフトをもたらしている可能性が考えられる。そこでまず発生している対外資産・負債の評価損益が、そのようなマクロ的な変化を起こすだけの規模と変動をしているかどうか、見当をつけてみよう。

図 8

米国の対外資産・負債の評価損益と経常収支の推移
(四半期ベース対名目GDP比率)



データ: 米国商務省

対外資産負債評価損益は年間データなので4分割で四半期ベースに換算

図 8 は米国の経常収支と対外資産・負債の評価損益（ネット）を名目 GDP 比率で表示したものである(赤字、あるいは損失はマイナス値)。対外資産・負債の評価損益は年間データなので 4 等分して年間ベースに換算した。見て分かる通り、評価損益の規模は年による変動は激しいが、1990 年代以降急速に拡大し、経常収支赤字に匹敵、あるいはそれを凌駕する水準になっている。評価損益の累計は 1980 年－2009 年の期間で純益約 4 兆ドルである。

それでは拡大する対外資産・負債の評価損益が国内の貯蓄投資バランスに与える因果関係はどのように考えられるだろうか。

既に説明した経常収支不均衡を現在時点と将来時点の異時点間の経済資源の最適配分の問題として考える視点(図 3)で考えてみよう。この場合、ネットでの評価益の発生は米国の対外予算制約条件を、経常収支だけで考えた場合よりも右方にシフトさせる。経済主体の最適化行動を想定すると、対外資産・負債評価益の発生→対外予算制約線の右方シフト→現在時点の経常収支赤字拡大となることが考えられる。

このことをもう少しミクロレベルの経済主体の具体的な選択の変化として考えてみよう。マクロ的に観測される評価損益の発生とは、ミクロレベルでは対外資産・負債を有する企業の場合、ドル建てで評価したバランスシート上の評

価損益として現れる。対外資産・負債の評価益は企業の財務内容を改善し、評価損はそれを悪化させる。従って、対外資産・負債の評価益→財務内容の改善→株価上昇・資金調達力増加→投資増加（逆は逆）という経路が考えられよう。

また家計の場合は、対外資産・負債の評価益→正の資産効果→消費の拡大・貯蓄率低下という経路が考えられる。ただし、この資産効果による消費と貯蓄への影響は循環的な所得の成長要因としてある程度は 2 変数による回帰分析に反映されているはずである。ここでの問題は、資産価値の趨勢的な変化（ここでは対外資産・負債の評価益の趨勢的な拡大）が、資産からのキャピタルゲインも含めた家計の生涯期待所得の増加として趨勢的に消費性向を押し上げる（貯蓄率を低下させる）部分として考えられる¹⁵。

以上の暫定的な見込みに基づいて、趨勢的な変化要因の候補として対外資産・負債の評価損益（対名目 GDP）を第 3 の変数として加えた回帰分析を試みよう。その際、家計や企業が資産・負債の評価損益にタイムラグを伴った反応をするかどうかの問題となる。

家計について恒常所得仮説に基づいて考えるならば、資産の評価損益が消費・貯蓄に与える影響にはある程度のタイムラグを想定するのが自然であろう。というのは、資産価格の上下動による資産価値の変化が一時的なものであれば、家計のキャピタル損益を含めた生涯所得期待は目立った変化をしない。従ってその場合は消費・貯蓄行動も変化しない。反対に、資産価値の変化が一時的なものではなく、中期的に持続する場合には、家計は生涯所得の期待値を後追いで修正するであろう。

また企業の場合についても財務的な評価損益の発生は、それが一時的なものではなく中期的に持続する場合に経営判断に目立った影響を与えると考えられ、相応のタイムラグを想定するのが自然であろう。「相応のタイムラグ」とはどの程度か。これはとりあえず経験則的導くしかない。極めてラフな見当であるが、図 8 では米国の対外資産・負債の評価損益を 8 四半期（2 年）移動平均すると経常収支の変動と逆相関する様子が見られる。

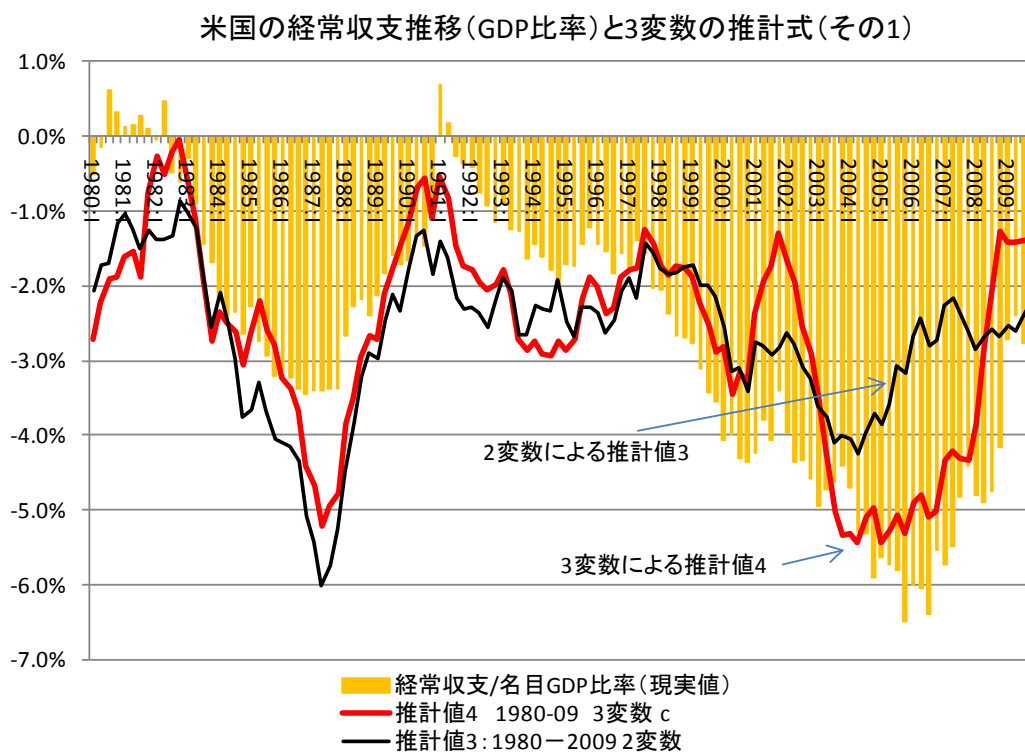
¹⁵ 松林(2010)は構造的経常収支の推計において家計の貯蓄関数の変数として、家計が保有する「自国の国債と株式、外国の債券」の 3 種の残高を入れている。「外国の債券」というのが文字通り確定利回り債券であるならば、評価損益は為替相場の変化による部分以外は反映されていないことになる。米国の対外資産の評価益の主たる部分は、直接投資と株式投資が長期的に生み出す評価益（キャピタルゲイン）と名目ドル相場下落による為替益から成っている。

さらに付言すれば、構造的経常収支を推計する際の貯蓄関数の変数として自国の株式を入れて、住宅投資を除いているは果たして整合的だろうか。米国について住宅資産を除く理由を「住宅価格の大幅な高騰と急速な下落、それに伴う企業や家計の行動パターンの変化は、長期的な視野に基づく最適化行動や、景気循環に伴う行動の範疇では必ずしも説明しきれないものがある。したがって・・・(中略)・・・その他要因として取り扱うのが適当であると思われる」という理由づけである。資産バブルとその崩壊を「長期的な視野に基づく最適化行動」とは考えられない点については筆者も同意見である。しかしながら、株式についても 1990 年代後半から 2000 年にかけてのいわゆる IT バブルとその崩壊など、バブルと崩壊減少が起こっており、住宅資産を除き、株式は変数に加えることの整合性には疑問を抱く。

そこで図 8 に示した米国の対外資産・負債の評価損益の 8 四半期移動平均値を第 3 の変数として加えて回帰した結果が、表 1 の推計値 4 である。全期間 2 変数の回帰結果に比べて、重決定係数は 0.32 から 0.58 に上昇し、説明度が大きく向上する。図 9 は 3 変数の推計値 4 をグラフ化したものである。棒グラフで描かれた経常収支の現実値を短期的な乖離を伴いながらも、大局的には概ね近似している。

次に第 3 の要因候補 (X3) がどれだけ経常収支赤字を拡大したかを推計してみよう。そのためには 3 変数の回帰で求められた推計式で $X3=0$ の場合の推計値 (修正後推計値) を求め、それと推計値 4 との乖離を見ればよいだろう。

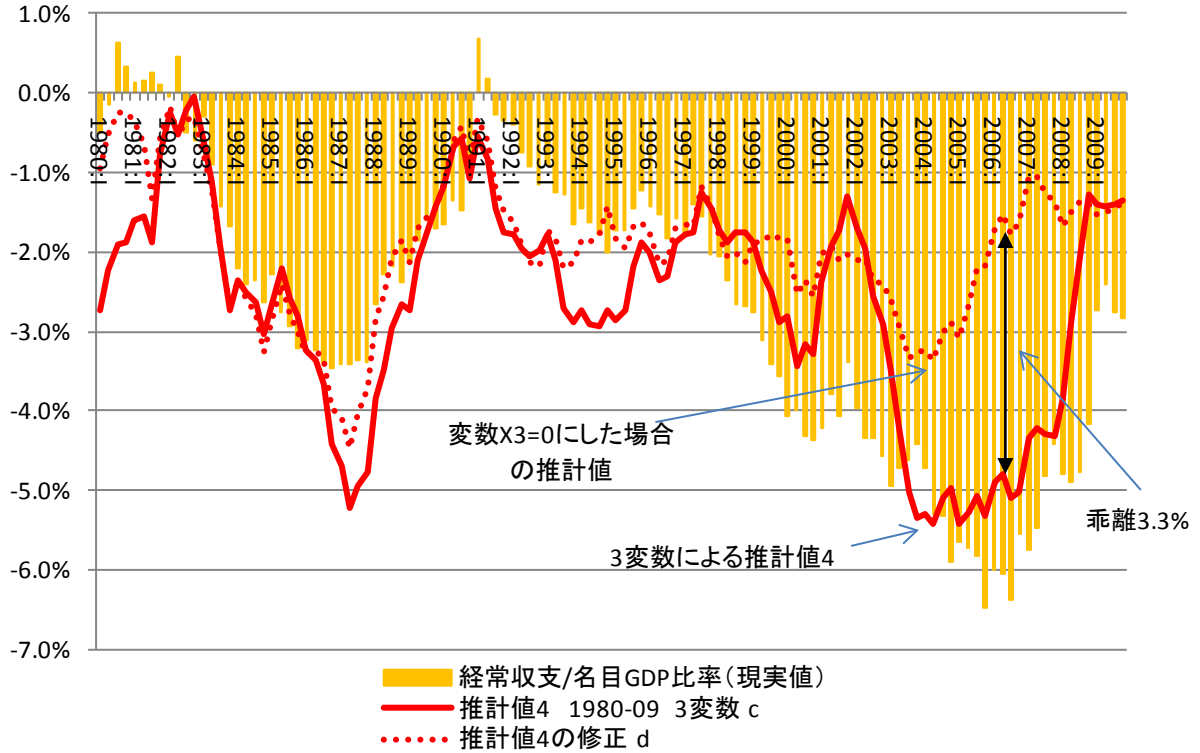
図 9



データ: 米国財務省

図 10

米国の経常収支推移(GDP比率)と3変数の推計式(その2)



データ: 米国財務省

その結果を図 10 に示した。修正推計値（実線）と推計値 4（点線）の乖離は 2006 年が最も大きく年平均で 3.3% となり、2006 年をピークとする現実の経常収支赤字の変化と符合している。また、同乖離率の平均値は 1980 年代 -0.4%、1990 年代 -0.3%、2000 年代 (2000 - 2009 年) -1.4% となり、変数 X3 は 2000 年代の経常収支赤字比率はそれ以前に比較して約 1.0~1.1% 拡大させる要因として作用したことが示唆される。

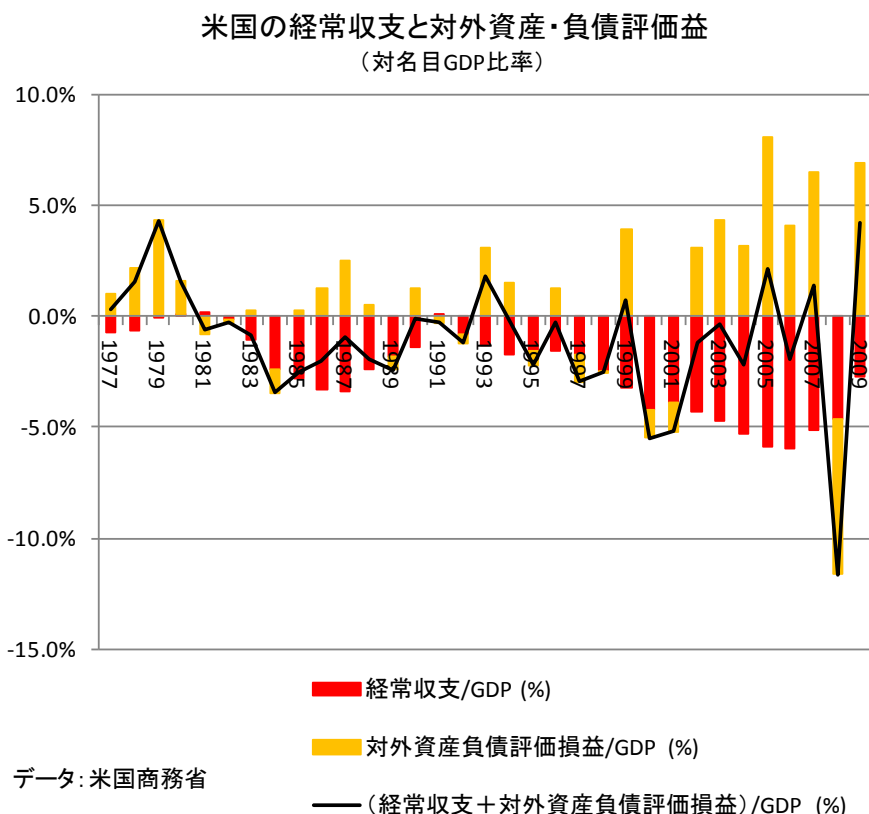
最後に米国の対外資産・負債評価損益を経常収支加えたグラフを図 11 に黒線で表示した。対外資産・負債の評価損益を経常収支に加えて見ると、米国の対外純負債が GDP 比率で膨張・発散過程にあるという根強いイメージも変わって見えてくるだろう。この点については竹中 (2009) (2010) (2010 年春季日本金融学会報告論文) をご参照頂きたい。

ただし、「2000 年代の住宅資産の評価益に依存した米国家計の消費・貯蓄行動と同じで、対外資産・負債の評価益に依存した米国の対外不均衡は脆弱ではないのか」と考える見方もあろう。それは米国の対外資産の価値がバブルを起

こしていると見るならば、その通りであるが、その場合のバブルは米国ではなく米国外の世界で起こっていることになる。

当該評価益は複数回の世界的な景気循環を経た過去 30 年間で、株式と直接投資（つまりリスク性資産）に傾斜した米国の対外資産が生み出したリスクプレミアムの実現部分であると考えられるならば、それを「脆弱」と決めつけることはできないだろう。

図 11



結論

本稿では、国際収支、経常収支の変動と要因に関する理論的な枠組みに関する先行研究に基づき、経常収支を趨勢的な部分と循環的な部分に分ける考え方を踏襲した。その上で米国の経常収支変動を 1980 年から 2009 年の期間を対象に推計と要因を考察した。

米国の経常収支赤字の対 GDP 比率で 2006 年のピーク時 6% までの拡大の原因は、通説的には外因と内因の双方から理解される。外因としては米国への海外からの旺盛な資金流入による長期金利の低下圧力、内因としては住宅資産価

格の高騰による正の資産効果が家計の消費性向を押し上げ（貯蓄率引き下げ）、国内の貯蓄投資バランスが貯蓄過少に変化したことが指摘される。

筆者もそのような外因と内因の理解を概ね踏襲している。しかしながら、2000年代の住宅資産価格の高騰による家計の消費性向上昇・貯蓄率低下、並びに住宅建設の拡大と、それに見合った経常収支赤字の拡大は、2002年～07年の景気回復・好況局面という中期的循環的な要因として補足できるもと考えるのが適切だろう。その認識が正しければ、住宅バブルは過去30年間の前期と後期を比較した場合の趨勢的な経常収支赤字をシフトさせた要因にはなり得ない。

この趨勢的なシフトを引き起こした要因を求めるために、筆者はまず循環的な経常収支変化の要因として、米国と貿易相手諸国の所得・経済成長要因と実質為替相場要因の2変数による回帰で対象期間の経常収支変動がどこまで説明できるかを推計した後、推計値と現実値の乖離を埋める第3の要因を考えるとという帰納的アプローチを行った。

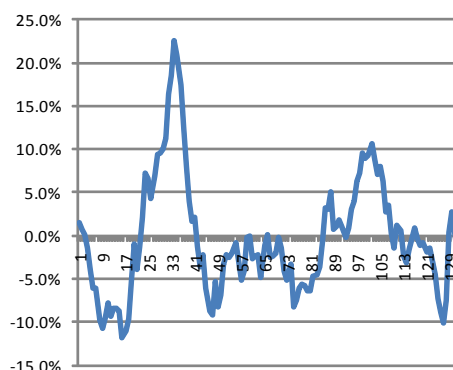
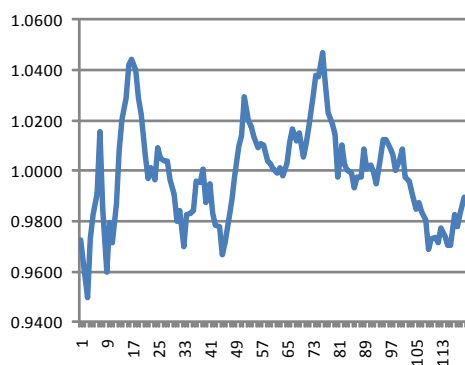
その結果、経常収支赤字の趨勢的なシフトを引き起こした第3の要因として対外資産・負債ポジションが生み出す評価損益が働いているという仮説を提示した。すなわち、実額でも対GDP比率でも特に1990年代以降、急速かつに趨勢的に拡大した対外資産・負債の評価損益が、米国内の対外的な予算制約条件をシフトさせると同時に、国内の貯蓄・投資バランスを変化させた可能性を指摘した。

こうしたアプローチと仮説の提示は、背後に特定の理論モデルを想定していないという批判をある程度免れないであろうが、一方で特定のモデルを構築した結果得られる推計値が現実の経常収支の変動を上手に説明できていない点において、一定の有効性を主張し得よう。

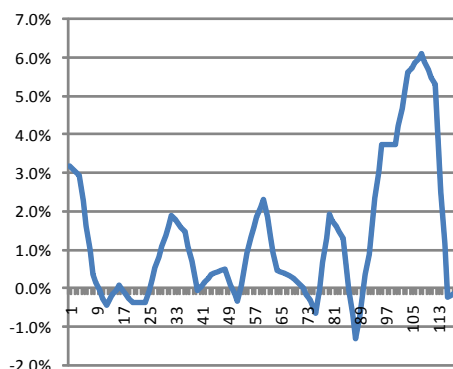
以上

單位根檢定結果

X1系列			X2系列		
Null Hypothesis: SER01 has a unit root			Null Hypothesis: SER01 has a unit root		
Exogenous: Constant			Exogenous: Constant		
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.91875	0.0026	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.63191	0.0892
Test critical values: 1% level	-3.487046		Test critical value: 1% level	-3.480818	
5% level	-2.88629		5% level	-2.883579	
10% level	-2.580046		10% level	-2.578601	
Null Hypothesis: SER01 has a unit root			Null Hypothesis: SER01 has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend			Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 2 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.97933	0.0119	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.611916	0.2759
Test critical values: 1% level	-4.038365		Test critical value: 1% level	-4.029595	
5% level	-3.448681		5% level	-3.444487	
10% level	-3.149521		10% level	-3.147063	
Null Hypothesis: SER01 has a unit root			Null Hypothesis: SER01 has a unit root		
Exogenous: None			Exogenous: None		
Lag Length: 5 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)			Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)		
	t-Statistic	Prob.*		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.09837	0.6477	Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.625874	0.0089
Test critical values: 1% level	-2.585405		Test critical value: 1% level	-2.582734	
5% level	-1.943662		5% level	-1.943285	
10% level	-1.614866		10% level	-1.615099	



X3系列		
Null Hypothesis: SER03 has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 9 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.9494	0.0431
Test critical values: 1% level	-3.490772	
5% level	-2.887909	
10% level	-2.580908	
Null Hypothesis: SER03 has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 9 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.33122	0.0666
Test critical values: 1% level	-4.043609	
5% level	-3.451184	
10% level	-3.150986	
Null Hypothesis: SER03 has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 9 (Automatic based on SIC, MAXLAG=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.16486	0.0298
Test critical values: 1% level	-2.586154	
5% level	-1.943768	
10% level	-1.614801	



参考文献

- Gourinchas, Pierre-Olivier, and Helene Rey, "International Financial Adjustment," *Journal of Political Economy*, 115(4), 2007a, pp.665-703
- Gourinchas, Pierre-Olivier, and Helene Rey, "From World Banker to World Venture Capitalist: US External Adjustment and the Exorbitant Privilege," in R.H. Clarida, ed. *G7 Current Account Imbalances: Sustainability and Adjustment*, The University of Chicago Press, 2007b, pp.11-55
- Pole Krugman "Has The Adjustment Process Worked?" 1991
邦訳ポール・クルーグマン、林康史&河野龍太郎訳「通貨政策の経済学」1998年、東洋経済新報社、pp.119-122
- 小宮隆太郎「貿易黒字・赤字の経済学」東洋経済新報社、1994年、pp.39-96、pp.145-248
- 竹中正治「米国の対外純負債の持続可能性を再考する」龍谷大学経済学論集第49巻第3号、2009年
- 竹中正治「グローバル・インバランスとドル基軸通貨体制の行方」日本総合研究所 *Business & Economic Review*、2010年2月号
- 萩原景子「経常収支不均衡の調整過程：近年の理論的分析の展望」日本銀行金融研究所、「金融研究」2008年12月
- 松林洋一「対外不均衡とマクロ経済」東洋経済新報社、2010年、pp.215-264

当資料は情報提供のみを目的として作成されたものであり、何らかの行動を勧誘するものではありません。ご利用に関しては、すべてお客様御自身でご判断下さいますよう、宜しくお願い申し上げます。当資料は信頼できるとされる情報に基づいて作成されていますが、その正確性を保証するものではありません。内容は予告なしに変更することがありますので、予めご了承下さい。また、当資料は著作物であり、著作権法により保護されております。全文または一部を転載する場合は出所を明記してください。

Copyright 2010 Institute for International Monetary Affairs (財団法人 国際通貨研究所)

All rights reserved. Except for brief quotations embodied in articles and reviews, no part of this publication may be reproduced in any form or by any means, including photocopy, without permission from the Institute for International Monetary Affairs.

Address: 3-2, Nihombashi Hongokucho 1-chome, Chuo-ku, Tokyo 103-0021, Japan

Telephone: 81-3-3245-6934, Facsimile: 81-3-3231-5422

〒103-0021 東京都中央区日本橋本石町 1-3-2

電話：03-3245-6934 (代) ファックス：03-3231-5422

e-mail: admin@iima.or.jp

URL: <http://www.iima.or.jp>