

経常収支及び輸出輸入の DGP と共和分の探索

鈴木 則稔

The Data Generating Process and Search for Cointegration of the Japanese Current Account, Export and Import

Noritoshi SUZUKI

0. はじめに

この論文の目的は、主に経常収支、貿易収支、またその構成項目である輸出、輸入について、そのDGPつまりData Generating Process(データ時系列値生成過程)の「和分(Integration)」に関する性格を確認すること、そしてこれら収支と何らかの「共和分(Cointegration)」関係が為替レートとの間に見出せないか検討準備し、分析を試みることである。また、この収支と何らかの変数との間に、検定をクリアする関係が(今回の探索の範囲で)見出せないときは、収支の構成項目である、「輸出」と「輸入」にも探索をのばす。

1. 経常収支や貿易項目のマクロ経済理論

経常収支がどのように決まるかということについて、現在のマクロ経済学でのオーソドックスな考え方は、最終的に(長期的に)は、家計、企業、政府各部門の総合的「ISバランス」によるとする立場であろう。一国の経常収支や貿易収支はマクロの生産と国内支

出の差で決まるとするのが経常収支の「アブソープション・アプローチ」である。これも単に「国内財市場インバランス=経常収支」と部分的に見るのではなく、他の市場のバランスも込みで考える一般均衡的視点で見るべきである。そのときにはこの経常収支へのアプローチも「総合的ISバランス論」の一部として包含されるだろう。

しかし、一方、教科書では必ず貿易項目と為替の直接的関わりが論じられる。そしてそれは貿易収支、経常収支にも及ぶ。すなわち、例えば円高のとき短期では日本の経常収支額は、ドル換算でも円表示でもともに増加すると言う。輸出、輸入ともに数量のほうが急激にはあまり動かないからである。これが中期的長さまで時間が経過すると、輸入の増加が鈍くない限り少なくとも円表示経常収支は減少を開始するとされる。次いで、輸入の増加効果が顕在化してくるとドル換算経常収支も低下を始めるとされる。よく言われる「為替レートの経常収支調整機能」というものは、この状況を想定したものであろう。しかし、現在では「長期においては、経常収支は為替レートの影響をほとんど受けない」という考え方が主流である¹⁾。これは、とくに

日本と米国との間の継続的経常収支の黒字と赤字という状況とその理解から定着したものである。実際のところどうなのだろうか。

2. データ

今回主軸にしたのは、四半期の時系列データである。月次データも参考として分析したが、結果として不明瞭な場合が多く、マクロ経済の関係を抽出するのに(今のところ)は疑問が残る。また、季節変動についての処理も判断が難しいところである。さらに、マクロ経済や国際経済関連のデータには、作成基準改定などの事情で不連続点が多く、時系列分析的手法を講ずるにはサンプル数が十分でない、等々の障害が出現する。このため、年次、四半期、月次すべてについて同じような分析を試みることが自在にできるわけではないことを強調しておきたい²⁾。

日本の四半期経常収支は、図1のような形状のグラフを描く。四半期レベルでは、4兆円台から3兆円台を行き来し、時折2兆円台に突入する(1990年の12月期には、1兆円を切った)こともあった。ここでは、先入観を

持たぬよう、個々別々の社会経済事象と照らし合わせるなど、「印象」からの漠然とした詮索はしないで置こう。

少なくとも和分の次数を確定する段階までは、単位根の検定に終始する。とくに今回は、共和分の探索においては貯蓄や投資という方向からではなく、経常収支以外では輸出や輸入など個別の貿易項目の関数に関する従来の理論を参考に、単純な形で回帰する変数を探すことになる。先に使った表現で言えば部分均衡的、要因分析的アプローチである。貯蓄や投資との関係からのアプローチや金融サイドからのアプローチは今後の機会に譲ることとする。

3. 経常収支の Data Generating Process - 四半期データから -

3.1 ADF 検定と PP 検定

日本の四半期経常収支の水準(円表示)について、1985年第1四半期から2001年第1四半期のデータで、ドリフトのみ、ドリフトとタイムトレンド付きの二つのケースについて ADF 単位根検定 (Augmented Dicky-Fuller

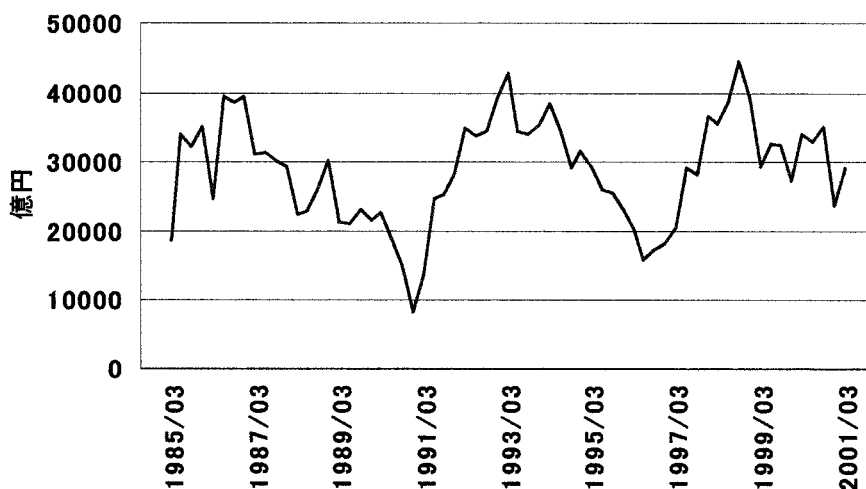


図1 日本の経常収支(水準)四半期

Unit Root Test)を行った結果、また、水準ではなく自然対数表示や対GDP比について、同様にADF検定を行った結果をまとめたものが、表1である。同様の対象に、PP単位根検定(Phillips-Perron Unit Root Test)を行った結果が、表2である³⁾。

ADF検定の結果を見てみよう。四半期の経常収支は、水準値でも、水準の(自然)対

数でも、さらに水準値の対GDP比(同期の四半期GDPに対する比率)でも、自己回帰外の回帰対象がドリフト項のみの場合は、極めて曖昧な結果となっている。これは収支水準の場合すなわちADF表の(1)にあるように、検定値-3.165が、検定の有意水準1%の値と5%の間に来ていることによる。対数の場合の同表(5)対GDP比の場合の同じ

表1 経常収支(85年~01年)のADF検定統計量

	変数	ADF t値:c	ADF t値:c&T	(P値)	1%臨界値	同左5%	同左10%	H0
(1)	CA水準	-3.165148		0.0268	-3.53659	-2.90766	-2.5914	?
(2)	同上		-3.109852	0.1129	-4.10795	-3.4816	-3.1687	○
(3)	CA1階差	-9.798113		0	-3.53836	-2.90842	-2.5918	×
(4)	同上		-9.679879	0	-4.11044	-3.48276	-3.16937	×
(5)	CA対数	-3.119001		0.0301	-3.53659	-2.90766	-2.5914	?
(6)	同上		-3.070884	0.1221	-4.10795	-3.4816	-3.1687	○
(7)	同上1階差	-8.814898		0	-3.53836	-2.90842	-2.5918	×
(8)	同上		-8.708744	0	-4.11044	-3.48276	-3.16937	×
(9)	CA/GDP	-2.649729		0.0886	-3.53659	-2.90766	-2.5914	?
(10)	同上		-3.003827	0.1393	-4.10795	-3.4816	-3.1687	○
(11)	同上1階差	-10.01026		0	-3.53836	-2.90842	-2.5918	×
(12)	同上		-9.910932	0	-4.11044	-3.48276	-3.16937	×

表の注釈1:cはドリフト項のみ、c&Tはドリフト項とタイムトレンド項を想定。

2:P値はMackinnonによる片側P値。

3:計算はEviews4. Quantitative Microsoft Software, LLC による。

表2 経常収支(85年~01年)のPP検定統計量

	変数	調整 t値:c	調整 t値:c&T	(P値)	1%臨界値	同左5%	同左10%	H0
(1)	CA水準	-3.155249		0.0275	-3.53659	-2.90766	-2.5914	?
(2)	同上		-3.099226	0.1153	-4.10795	-3.4816	-3.1687	○
(3)	CA1階差	-9.854736		0	-3.53836	-2.90842	-2.5918	×
(4)	同上		-9.735771	0	-4.11044	-3.48276	-3.16937	×
(5)	CA対数	-3.119001		0.0301	-3.53659	-2.90766	-2.5914	?
(6)	同上		-3.070884	0.1221	-4.10795	-3.4816	-3.1687	○
(7)	同上1階差	-8.978914		0	-3.53836	-2.90842	-2.5918	×
(8)	同上		-8.870568	0	-4.11044	-3.48276	-3.16937	×
(9)	CA/GDP	-2.547054		0.1095	-3.53659	-2.90766	-2.5914	○
(10)	同上		-3.003827	0.1393	-4.10795	-3.4816	-3.1687	○
(11)	同上1階差	-10.23575		0	-3.53836	-2.90842	-2.5918	×
(12)	同上		-10.33076	0	-4.11044	-3.48276	-3.16937	×

表の注釈1:cはドリフト項のみ、c&Tはドリフト項とタイムトレンド項を想定。

2:P値はMackinnonによる片側P値。

3:計算はEviews4. Quantitative Microsoft Software, LLC による。

く(9)も同様である。この曖昧さは、表2のPP検定の(1)と(5)にも現れている。唯一、単位根存在の帰無仮説を棄却できない結果を表しているのが、PP検定の(9)すなわち、対GDP比の場合である。

ところが、タイムトレンド項を加えた回帰の場合ADF検定値は、水準(2)、対数(6)、対GDP比(10)ともに、左側10%の臨界値より右に位置し、単位根存在の帰無仮説を棄却しない方を支持することになる。これは表2のPP検定でも同様である。

一方、1階差(図2を参照)をとったものはすべて帰無仮説、つまり「単位根の存在」を棄却する統計量の値をとっている。このような結果から、1985年から2001年の日本の四半期経常収支は、1次の和分I(1)に従うプロセスと見ることが妥当と思える。

3.2 逐次検定とローリング検定

前節ではデータ期間全体を通じての検定値を算出し、臨界値との対比を行った。つまり、期間全体としての単位根から見たDGPがどのようになっているかを検討したのである。

この節では、期間全体における構造変化を

想定した検定を行う。そもそも、ADFやPPなど、時系列の単位根検定法は「パワー(検出力) = 間違った帰無仮説を発見する確率 = 1 - 第二種の過誤の確率」が弱い上に、さらに構造変化があったときにもその力が弱まること指摘されている。それを補うためにBanerjee, Lumsdaine & Stock (1992)(BLSと略す⁴⁾)提唱による「少しずつずらす検定方法」で検討をしておこう。「逐次検定(Sequential Test)」と「ローリング検定(Rolling Test)」である。前者は、ドリフト項(定数項)あるいはトレンド項のダミー変数(ここではトレンド項)のある点から追加してADF検定量を計算し、それ以降そのダミー変数を1期ずつ後にずらしてさらに計算して行くことが特徴である。「ある点」の決め方はBLSの提唱する方法⁵⁾に従った。後者「ローリング検定」は、データ全体の3分の1を1期ずつずらして検定値の推移を見る方法である。最初から、構造変化点を断定せず、むしろその手がかりを探すものである。計算の結果は、図3と図4の二つのグラフに示されている⁶⁾。今回逐次検定の方はドリフト項に構造変化があることを想定したプログラムによって計算してある。

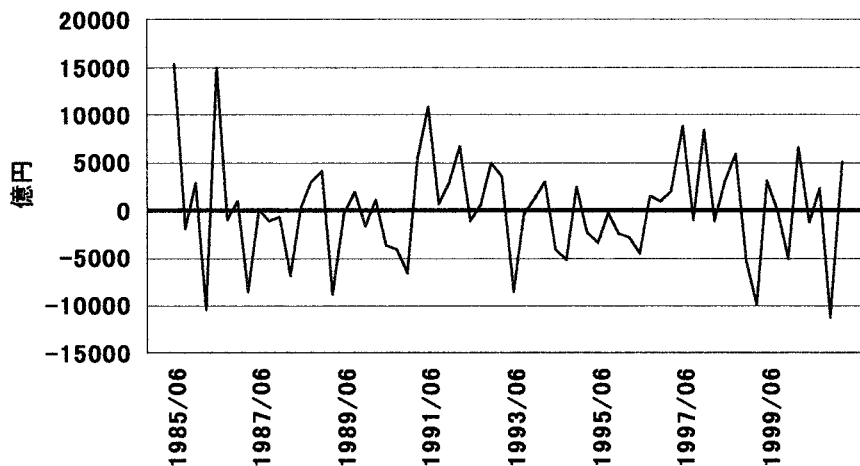


図2 経常収支：1階差(対前期)

ともに、経常収支の水準を対象としているので表1、表2の結果から推測されるように全体としては、5%臨界値(点線)を大きく上回り、「単位根存在」の帰無仮説を棄却できないことがわかる。そのなかで、ローリング検定の方には“第2期”と“第6期”、“第29期”で少し変化が見られるが、構造変化とまでは行かない程度であることもわかる。ただ、同じ検定の他の例(参考にした、松浦・

マッケンジー(2001)p.252)にも見られるように、逐次検定とローリング検定の形は同じようには出てこない。無論共通の“谷”など「異常点」も見つかるが、あまり共通性を感じない領域もある。この様な場合あまり断定的な判別はできないようである。

また、図5、図6には、経常収支の自然対数、図7、図8には対GDP比の両系列について、同じ二種の検定を行った結果が示され

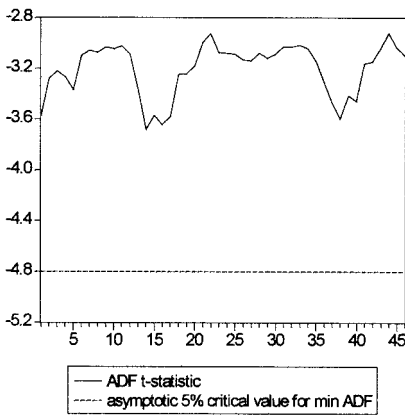


図3 逐次検定(経常収支水準)の結果

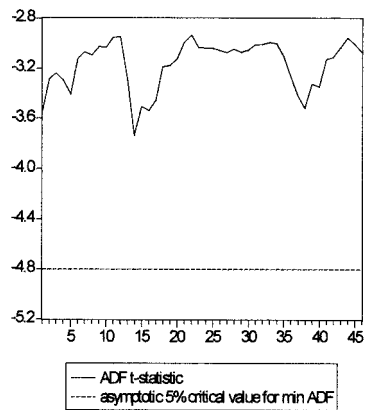


図5 逐次検定(経常収支自然対数表示)の結果

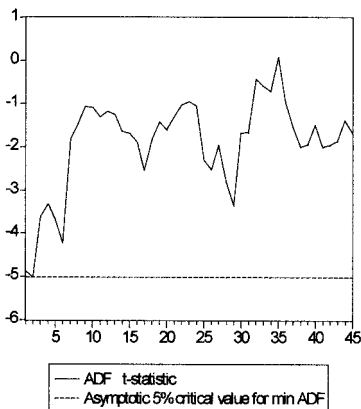


図4 ローリング検定(経常収支水準)の結果

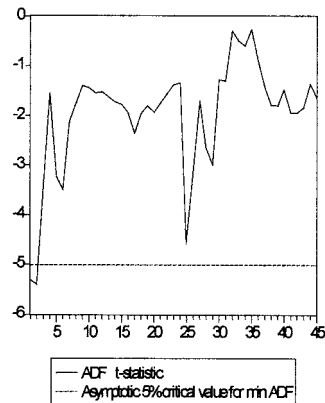


図6 ローリング検定(経常収支自然対数表示)の結果

図の注釈：図3～図8は、Eviews4. Quantitative Micro Software, LLC を使用作成。

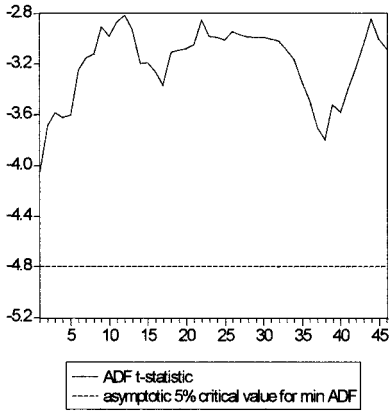


図7 逐次検定(収支対GDP比)の結果

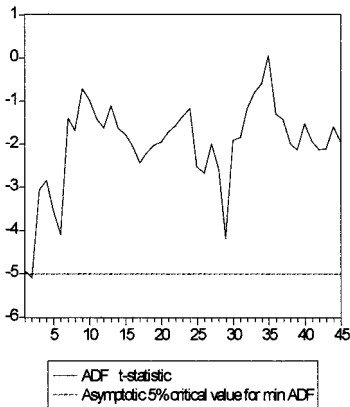


図8 ロールリング検定(収支対GDP比)の結果

ている。同種の検定では同じ様な形をとるが、とくに対数表示のローリング検定でははじめの方に構造変換を示唆する部分が見られる。逆に言えば86年から00年にかけてはこと単位根という側面については安定していたとも言えるだろう⁷⁾。

4. 共和分の探索

4.1 為替レート of DGP

前節までで、分析対象の「日本の四半期経常収支」がここ15年のデータで1次の和分(Integration)である見てさしつかえないことが判明したので、次にそれと統計的に有意な関係にある経済変数データを探索することにしよう。

まず、理論ではこれまで最もその関係を言及される変数である「外国為替レート」を取り上げる。ここでは、やはり円ドルレートを取り上げるべきであろう⁸⁾。このレートの推移は、85年第1四半期から01年同期までで、図9のような形をとっている。このような円ドルレートのDGPはどのようなものだろうか。比較のため、図10に示したより長期の73年からのデータ、自然対数化データ、さらに図9左側の高水準部分をカットした87年からのデータも同時に検討した。その結果、ADF検定は表3のように、PP検定は表4に示すような結果になった。

この結果から、四半期の円ドル為替レート(東京インターバンク市場期末値)の系列は

(1) 1973年第1四半期から2001年第1四半期のサンプルサイズ=115の系列では1次和分の性質が見られる。ADF、PP両検定ともに同じ判定を下せる。

(2) 1985年第1四半期から同上期までのサンプルサイズ=64の系列では上記性質が崩れる。自然対数表示で見て、ドリフトとタイムトレンド付きの場合1次和分の性格を有するが、原データでは0次和分の性格を帯びている。

(3) 一方、1987年第1四半期から同上期まで、サンプルサイズ=56の系列で、同様の計量をする、原データ、自然対数表示ともに73年からのデータと同じ様な1次和分の性格を示す。

このような結果が出たのは、図9の形から

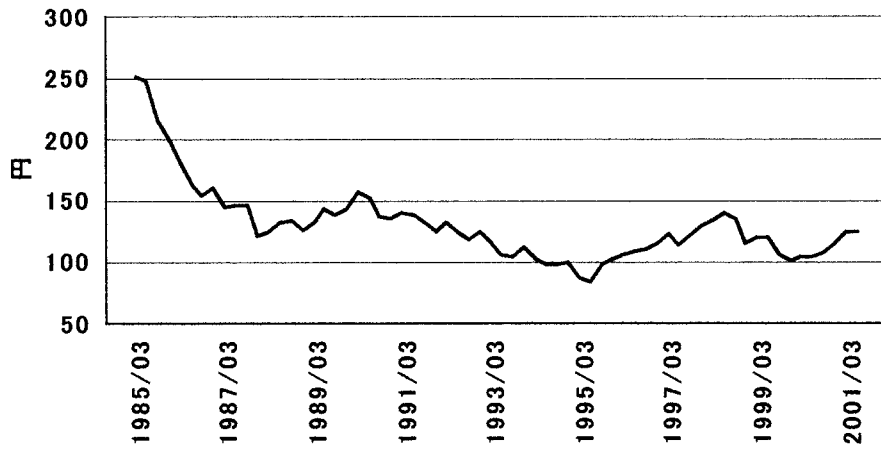


図9 円/ドル レート(四半期)東京インターバンク期末値 85~01

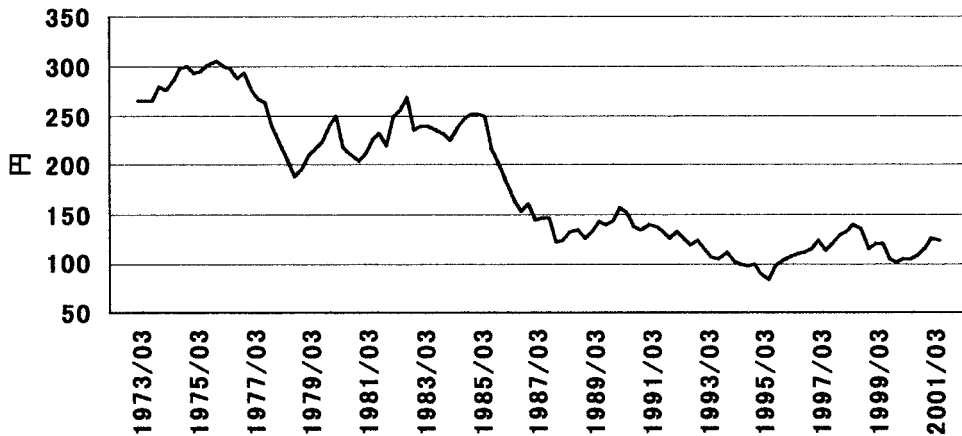


図10 円/ドル レート(四半期)東京インターバンク期末値 73~01

もわかるように左端の数値が異常に高いこと、87年系列ではそれをはずしてしまったことに原因があると推測される。いずれにしても、共和分関係の探索を目的とすれば1次和分の系列を見つけることが現実的な関門になるので、この論文では「日本の経常収支」と対置する変数としての「四半期円ドル為替レート」については、87年第1四半期から01年第1四半期の系列を採用する。なお、経常

収支の方の87年 - 01年の時系列も1次和分として扱うことが可能であるということは、表5、表6を見ることで確認できる。

4.2 共和分の探索 - 回帰の結果から -

ここまでの確認作業から、87年 - 01年の四半期経常収支と、同じく円ドルレートが共に1次和分(Integration)過程と見られるので、仮に両者間に有意な回帰係数が存在し、か

表3 関連が想定される為替レート諸系列の ADF 検定統計量

	変数	ADF t 値:c	ADF t 値:c&T (P値)	1%臨界値	同左5%	同左10%	H0	
(1)	EX7301	-1.180007		0.6813	-3.48966	-2.88743	-2.58065	○
(2)	同上		-2.473583	0.3406	-4.04204	-3.45044	-3.15055	○
(3)	同上1階差	-7.418067		0	-3.48907	-2.88743	-2.58065	×
(4)	同上		-7.387435	0	-4.04204	-3.45044	-3.15055	×
(5)	EX8501	-5.429535		0	-3.53659	-2.90766	-2.5914	×
(6)	同上		-4.4049945	0.0117	-4.10795	-3.4816	-3.1687	×
(7)	同上1階差	-4.436272		0.0007	-3.5402	-2.90921	-2.59222	×
(8)	同上		-5.03688	0.0006	-4.11302	-3.48397	-3.17007	×
(9)	LEX8501	-3.756643		0.0053	-3.53659	-2.90766	-2.5914	×
(10)	同上		-2.738252	0.2254	-4.10795	-3.4816	-3.1687	○
(11)	同上1階差	-6.009203		0	-3.53836	-2.90842	-2.5918	×
(12)	同上		-6.451811	0	-4.11044	-3.48276	-3.16937	×
(13)	EX8701	-1.776654		0.3878	-3.56002	-2.91765	-2.59669	○
(14)	同上		-1.969451	0.6041	-4.14086	-3.49696	-3.17758	○
(15)	同上1階差	-3.660641		0.0076	-3.56002	-2.91765	-2.59669	×
(16)	同上		-3.638361	0.0359	-4.14086	-3.49696	-3.17758	?
(17)	LEX8701	-2.05451		0.2635	-3.55267	-2.91452	-2.59503	○
(18)	同上		-1.831236	0.6762	-4.13053	-3.49215	-3.1748	○
(19)	同上1階差	-6.485989		0	-3.55502	-2.91552	-2.59557	×
(20)	同上		-6.474278	0	-4.13384	-3.49369	-3.17569	×

表の注釈1: EX7301=四半期外為レート(¥/\$)1973年Ⅲ~2001Ⅱ

2: EX8501=四半期外為レート(¥/\$)1985年Ⅰ~2001Ⅰ

3: LEX8501=四半期外為レート(¥/\$)の自然対数1985年Ⅰ~2001Ⅰ

4: EX8701=四半期外為レート(¥/\$)1987年Ⅰ~2001Ⅰ

5: LEX8701=四半期外為レート(¥/\$)の自然対数1987年Ⅰ~2001Ⅰ

6: cはドリフト項のみ、c&Tはドリフト項とタイムトレンド項を想定。

7: P値はMackinnonによる片側P値。

8: 計算はEviews4. Quantitative Microsoftware, LLC による。

つ、回帰の残差項 (Residual) がゼロ次和分、つまりAR (Auto-Regressive) モデルでの単位根を持たないということであれば、この二つの変数の間には共和分関係つまり長期的関係の存在が想定される。

ここでの表記を、 $Y(t)$: 経常収支、 $X(t)$: 円ドルレートとしたとき、モデル、

$$Y(t) = C_0 + C_1 \cdot X(t) + u(t) \quad (1)$$

($u(t)$ は攪乱項)

についてOLSを適用したとき、パラメータ C_0 、 C_1 の推計値が有意に存在するかが第一の関門である。しかし有意な結果は得られなかった。表7にあるように $X(t)$ にラグを5

期あたりまで付けても C_1 の t 値は有意と言うにはほど遠い。また、DW統計量もかなり低い。結局、 $X(t)$ または $X(t-j)$ ($j=1, 2, 3, \dots, 9$ くらいまで)で現在のところ有意な係数関係は見付からない。 $C_1=0$ の帰無仮説を覆すことはない。少なくとも円ドルレートから日本の経常収支額への共和分関係、つまり単純な長期的関係はいまのところ存在しないようである。参考までに、ここで用いた経常収支と円ドルレートに関する図11のクロス型コロログラム(標本偏自己相関関数)をヒントに変数 X にラグではなく仮にリードを与えて回帰すると t 値はかなり高く

表4 関連が想定される為替レート諸系列のPP検定統計量

	変数	調整t値:c	調整t値:c&T	(P値)	1%臨界値	同左5%	同左10%	H0
(1)	EX7301	-2.2057		0.2076	-3.61588	-2.94115	-2.60907	○
(2)	同上		-2.04319126	0.5596	-4.21913	-3.53308	-3.19831	○
(3)	同上1階差	-4.926009		0.0003	-3.61559	-2.94115	-2.60907	×
(4)	同上		-5.059429	0.0011	-4.21913	-3.53308	-3.19831	×
(5)	EX8501	-5.24113		0	-3.53659	-2.90766	-2.5914	×
(6)	同上		-3.960587	0.015	-4.10795	-3.4816	-3.1687	×
(7)	同上1階差	-5.092685		0.0001	-3.53836	-2.90842	-2.5918	×
(8)	同上		-5.734927	0.0001	-4.11044	-3.48276	-3.16937	×
(9)	LEX8501	-3.643493		0.0074	-3.53659	-2.90766	-2.5914	×
(10)	同上		-2.473847	0.2233	-4.10795	-3.4816	-3.1687	○
(11)	同上1階差	-5.979035		0	-3.53836	-2.90842	-2.5918	×
(12)	同上		-6.387787	0	-4.11044	-3.48276	-3.16937	×
(13)	EX8701	-2.207869		0.2059	-3.55267	-2.91452	-2.59503	○
(14)	同上		-2.084862	0.5427	-4.13053	-3.49215	-3.1748	○
(15)	同上1階差	-6.532763		0	-3.55502	-2.91552	-2.59557	×
(16)	同上		-6.516598	0	-4.13384	-3.49369	-3.17569	×
(17)	LEX8701	-2.116759		0.2391	-3.55267	-2.91452	-2.59503	○
(18)	同上		-1.968141	0.6056	-4.13053	-3.49215	-3.1748	○
(19)	同上1階差	-6.505494		0	-3.55502	-2.91552	-2.59557	×
(20)	同上		-6.474278	0	-4.13384	-3.49369	-3.17569	×

表の注釈1: 構成変数は表3と同じ

2: cはドリフト項のみ、c&Tはドリフト項とタイムトレンド項を想定。

3: P値はMackinnonによる片側P値。

4: 計算はEviews4. Quantitative Microsoftware, LLC による。

なる。ただ、この場合でも為替レートの合理的予測値（完全予測と言うべきだろうか）に経常収支が反応するといった状況を想定することになり、モデルとしては少々無理があるように思う。さらに、DW統計量がラグの時と同じようになりかなり悪い（0.5前後）なので、「見せかけ」の回帰の危険性が高い⁹⁾。

さて、為替レートを説明変数にするという当初のもくろみに戻って考えると、ここで、もしC₁のt値が高ければ回帰の残差項にEngle-Granger検定を適用して共和分の可能性を検証することができたわけだが、以上のように少なくとも現在のデータではそれを行うことができない。念のため、説明変数に経常収支自身の1期ラグを入れて（定数項なし）、ラグ付きの為替レートで回帰すると、

少なくとも説明力は遙かに大きくなる。

$$\begin{aligned} Y(t) = & 0.829 \cdot Y(t-1) + 38.933 \cdot X(t-4) + u(t) \\ & (t=11 \ 517) (t=2 \ 292) \text{ Radj} = 0.650 \\ & (p=0.000) (p=0.026) \text{ DW} = 1.892 \end{aligned} \quad (2)$$

こうなると、経常収支は自己回帰での説明力が極めて高いので、単に追跡することだけを考えれば、AR系のモデルを用いた方が良いと言えよう。しかし構造モデルの視点からは依然明確なものは現れない。経常収支と為替レートとの間には、単純回帰を元にした共和分は確認できないという、消極的結果が出てきたのみである。

4.3 貿易収支、輸出、輸入のDGP

為替レートを説明変数側にとったとき、経

表5 経常収支(87年~01年)のADF検定統計量

	変数	ADF t 値:c	ADF t 値:c&T	(P 値)	1%臨界値	同左5%	同左10%	H0
(1)	CA水準	-2.396189		0.1474	-3.55267	-2.91452	-2.59503	○
(2)	同上		-2.565357	0.2972	-4.13053	-3.49215	-3.1748	○
(3)	CA1階差	-7.562378		0	-3.55502	-2.91552	-2.59557	×
(4)	同上		-7.490594	0	-4.13384	-3.49369	-3.17569	×
(5)	CA対数	-2.492096		0.1228	-3.55267	-2.91452	-2.59503	○
(6)	同上		-2.664605	0.2548	-4.13053	-3.49215	-3.1748	○
(7)	同上1階差	-6.98251		0	-3.55502	-2.91552	-2.59557	×
(8)	同上		-6.920716	0	-4.13384	-3.49369	-3.17569	×
(9)	CA/GDP	-3.012533		0.0389	-3.55267	-2.91452	-2.59503	?
(10)	同上		-2.926242	0.1624	-4.13053	-3.49215	-3.1748	○
(11)	同上1階差	-7.760099		0	-3.55502	-2.91552	-2.59557	×
(12)	同上		-7.744438	0	-4.13384	-3.49369	-3.17569	×

表の注釈1:cはドリフト項のみ、c&Tはドリフト項とタイムトレンド項を想定。

2:P値はMackinnonによる片側P値。

3:計算はEviews4. Quantitative Microsoftware,LLC による。

表6 経常収支(87年~01年)のPP検定統計量

	変数	調整 t 値:c	調整 t 値:c&T	(P 値)	1%臨界値	同左5%	同左10%	H0
(1)	CA水準	-2.396189		0.1474	-3.55266	-2.91452	-2.59503	○
(2)	同上		-2.565357	0.2972	-4.13053	-3.49215	-3.1748	○
(3)	CA1階差	-7.562378		0	-3.55502	-2.91552	-2.59557	×
(4)	同上		-7.490594	0	-4.13384	-3.49369	-3.1757	×
(5)	CA対数	-2.608416		0.0973	-3.55266	-2.91452	-2.59503	○?
(6)	同上		-2.664605	0.2548	-4.13053	-3.49215	-3.1748	○
(7)	同上1階差	-6.965485		0	-3.55502	-2.91552	-2.59557	×
(8)	同上		-6.898631	0	-4.13384	-3.49369	-3.1757	×
(9)	CA/GDP	-3.012533		0.0398	-3.55267	-2.91455	-2.59503	?
(10)	同上		-2.930667	0.1611	-4.13053	-3.49215	-3.1748	○
(11)	同上1階差	-7.797345		0	-3.55023	-2.91552	-2.59557	×
(12)	同上		-7.760159	0	-4.13384	-3.49369	-3.1757	×

表の注釈1:cはドリフト項のみ、c&Tはドリフト項とタイムトレンド項を想定。

2:P値はMackinnonによる片側P値。

3:計算はEviews4. Quantitative Microsoftware,LLC による。

常収支との間には共和分関係、つまり長期的関係はなさそうということが明らかになったので、個別の貿易関連項目との関係を見ておこう。ここでは、かろうじて見付かった結果だけを示しておく。

(1) 87-01年の日本の対数化貿易収支を対数為替レートで単純回帰すると、対数為替レートのラグ5でt値が2.47、この前後も含めてそのP値がかろうじて0.01を越える。ラ

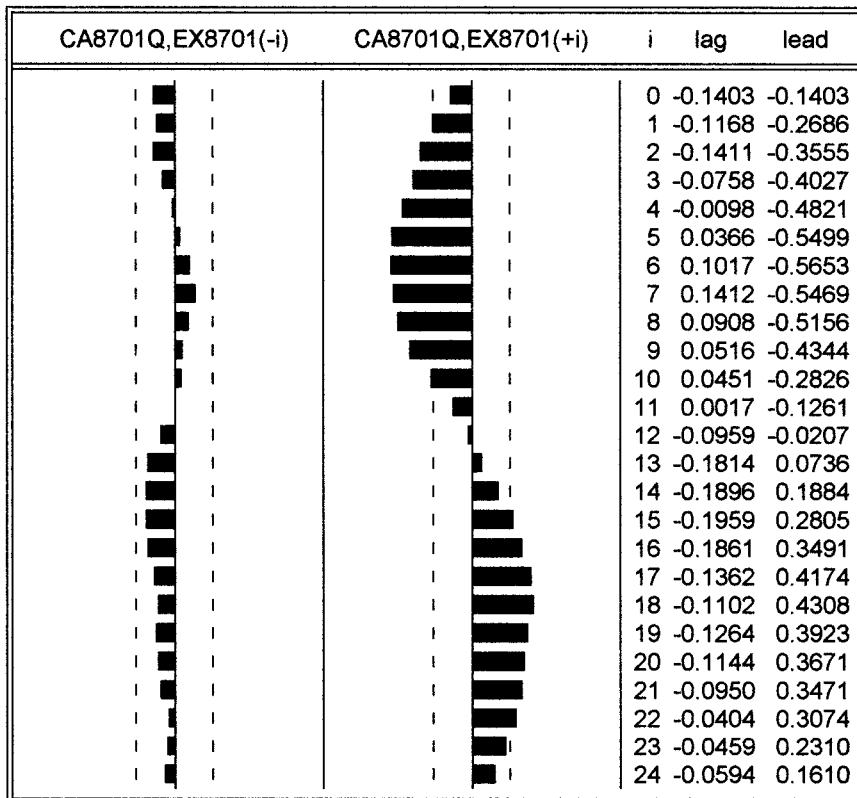
グ4では0.059になる。あったとしてきわめて希薄な関係なのかもしれない。念のためとった残差項には単位根はなかった。なお、87-01データでの対数化貿易収支の1次和分は表8のように確認している。また対数化しないそのままの貿易収支の87-01四半期でデータでは、この確認すら怪しくなっている。

(2) 教科書的には、為替レートからの影

表7 ラグ付き回帰式(1)の係数C, 推計値のt値とP値

変数	t 値	P 値
X (t)	-1.050	0.298
X (t-1)	-0.866	0.390
X (t-2)	-1.044	0.301
X (t-3)	-0.553	0.583
X (t-4)	-0.064	0.949
X (t-5)	0.273	0.786

響があるように見える輸出について、これまでと同様な観察を87-01データで行った。まず、表9から、日本の輸出額(円表示)の四半期87-01データは1次の和分であることは確認できる。ただ、少なくとも円表示輸出額を円ドルレートで単純回帰したときの係数には見るべきものがない。双方対数をとって行った回帰で、対数為替レート(5期のラグ付き)の係数のt値が最大で、それが2.476(P値=0.0167)にすぎない。もはや日本の輸出は、為替レートの影響をほとんど受けない構造上の性格をもっているのではないかと推測される。



図の注釈：データ：1987. ~ 2001. (観測数：57)。CA8701Q = 経常収支、EX8701 = 円ドルレート。i = Lag(ラグ)またはLead(リード)の次数。Eviews 4. Quantitative Micro Software, LLC による。

図11 クロス・コレログラム

表 8 貿易収支(円表示)(87年 ~01年)の ADF 検定統計量

	変数	ADF t 値:c	ADF t 値:c&T	(P 値)	1%臨界値	同左5%	同左10%	H0
(1)	TB8701	-3.533533		0.0108	-3.56267	-2.91878	-2.59729	○?
(2)	同上		-3.251983	0.0859	-4.14458	-3.49869	-3.17858	○
(3)	同上1階差	-7.758507		0	-3.55023	-2.91552	-2.59557	×
(4)	同上		-7.720718	0	-4.13384	-3.49369	-3.17569	×
(5)	TB8701対数	-2.398894		0.1467	-3.55267	-2.91455	-2.59503	○
(6)	同上		-2.321896	0.4155	-4.13053	-3.49219	-3.1748	○
(7)	同上1階差	-7.797656		0	-3.55023	-2.91552	-2.59557	×
(8)	同上		-7.756919	0	-4.13384	-3.49369	-3.17569	×

表の注釈1:cはドリフト項のみ、c&Tはドリフト項とタイムトレンド項を想定。

2:P値はMackinnonによる片側P値。

3:計算はEviews4. Quantitative Microsoftware,LLC による。

4:TB8701=貿易収支

表 9 輸出・輸入額(円表示)(87年 ~01年)の ADF 検定統計量

	変数	ADF t 値:c	ADF t 値:c&T	(P 値)	1%臨界値	同左5%	同左10%	H0
(1)	XP8701	-1.736274		0.4078	-3.55266	-2.91452	-2.59503	○
(2)	同上		-3.54104	0.0454	-4.14458	-3.49869	-3.17858	×?
(3)	同上1階差	-7.581165		0	-3.55747	-2.91657	-2.59612	×
(4)	同上		-7.5273	0	-4.13728	-3.4953	-3.17662	×
(5)	XP8701対数	-1.929508		0.3167	-3.55266	-2.91452	-2.59503	○
(6)	同上		-3.54104	0.0454	-4.14458	-3.49869	-3.17858	×
(7)	同上1階差	-8.150509		0	-3.55747	-2.91657	-2.59612	×
(8)	同上		-7.5273	0	-4.13728	-3.4953	-3.17662	×
(9)	IM8701	-1.118554		0.7025	-3.55266	-2.91452	-2.59503	○
(10)	同上		-3.707663	0.0306	-4.14458	-3.49869	-3.17858	×?
(11)	同上1階差	-6.232472		0	-3.55502	-2.91552	-2.59557	×
(12)	同上		-6.17244	0	-4.13384	-3.49369	-3.17569	×
(13)	IM8701対数	-1.769424		0.3916	-3.55266	-2.91452	-2.59503	○
(14)	同上		-3.627318	0.0371	-4.14458	-3.49869	-3.17858	×?
(15)	同上1階差	-6.113032		0	-3.55502	-2.91552	-2.59557	×
(16)	同上		-6.076377	0	-4.13384	-3.49369	-3.17569	×

表の注釈1:cはドリフト項のみ、c&Tはドリフト項とタイムトレンド項を想定。

2:P値はMackinnonによる片側P値。

3:計算はEviews4. Quantitative Microsoftware,LLC による。

4:XP8701=輸出、IM8701=輸入

(3) 輸入は、為替レートとの単純回帰の際、回帰係数が輸出などのケースに比べれば比較的高いt値を示し、同時に低いP値も示す。Y(t)を87-01四半期データの日本の輸入額、X(t)を同じく円ドルレートとすると、それでも比較的高いt値であったのが、単純回帰では、次の3期ラグの例であった。

$$\begin{aligned}
 Y(t) &= 258487.3 - 358506.69 \cdot X(t-3) + \epsilon(t) \\
 (t=4 \sim 402) \quad (t= -3.148) \quad R_{adj} &= 0.160 \\
 (p=0.000 \quad X_p=0.0027) \quad DW &= 0.139
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

6. 結語

ここで用いた85年ないし87年から01年にかけての、日本の経常収支四半期データからは、為替レートを説明変数側に置いたときの長期的関係を示唆する共和分を見出すには至らなかった。輸出単独ですら、あまり為替との関係を感じられない結果であった。これは、現在の日本の輸出産業がグローバル化した構造をなして、集計化された輸出額ではあまりレートの影響を受けない様に変質していることの証しかもしれない。輸入の方も結果は同程度である¹⁰⁾。

平常時に経常収支の水準自体の動きを懸念したり、政策の標的として何らかの手段で操作しようとする発想は時折出てくるが、批判をされるものである。ここでの結果は、まして為替レートの操作で、景気ならともかく、収支に何らかの作用を及ぼそうということは論外であることを裏付けている。

さて、最近の経常収支に関する研究には、次のようなものが見られる。すなわち、長期的経常収支の動向は国民の資産選択、すなわち国内での貯蓄が海外通貨（資産）での貯蓄か、によって決まるとする立場である。たとえば、Kraay, Ventura(2002)は、この立場に立って経常収支の説明を国内資産での貯蓄や、投資という変数への回帰に求めた。この分析は、国民所得にショックがあったとき、消費を平滑化するためとくに海外資産での貯蓄をバッファーにする、つまり短期では貯蓄の増加分をほとんど海外資産にあて、その後時間の経過と共に、国内資産と海外資産の当初比を保つようにする傾向があることをことを主張している。またこれは、もしも国内貯蓄が急増すれば投資量の変化をもたらすが、その際の調整費用急増をなだらかにする効果があるためであろうと推測している。今後、経常収支の決定モデルに関しては、このような金融的な方面からのアプローチが有望にな

るかもしれない。計量分析もこの方向での応用が期待できる。

注 釈

- 1) 岩田(1995) p.135、小野(2000) p.56、横山(1996)参照。また、80年代の日米間の経常収支問題を見る政府関係者などの視点を知るための参考として、畠山(1984)、バブル崩壊直後の視点として、経済企画庁(1994)が挙げられる。また、最近の日本経常収支の変調については、岸田(2001)、永田(2002)、経済産業省(2002)、伴(2002)、松林(2002)などがある。なお、オーソドックスな経常収支決定理論については、植田、亀水(1986)が参考になる。
- 2) データは「経済統計年鑑2001CD-ROM付き」を採用。ここで使用したソフトは、QUANTITATIVE MICRO SOFTWARE LLCの“EViews、4である。また、全般的に、郵政省郵政研究所(2000)が参考になる。
- 3) 用いた検定基準臨界値は、このソフトが提示したJ.G. Mackinnonの臨界値による。
- 4) プログラムは松浦、マッケンジー(2001) p.249を改造した。
- 5) サンプルサイズをT、ダミーを $t = k$ 以上としたとき、 $k = m, m + 1, m + 2, \dots, T - m$ まで増やしてADF検定をする。そのmの設定について、BLSは $m / T = 0.15$ を勧める。BLS(1992) pp.277参照。
- 6) ずらしをデータの1/3というローリング検定の目安についてもBLS(1992)参照。
- 7) このグラフの性格から個別の山や谷について、なにか特定の事象と結びつけるのは容易ではない。
- 8) 実効為替レートをを用いるという考えもあるが、今回は行わなかった。
- 9) 念のため為替レートに対して経常収支を説明変数としてOLSをとると、ラグ-4のときt値が-5.43、P値が0.000となる。ただこの場合もDWは低く見せかけ回帰の可能性はある。

10) 大谷・白塚・代田(2003)は為替レートが輸入物価に与える影響が全般的に低下したことに注目している。

参考文献

岩田規久男(1995)「国際金融入門」, 岩波書店
 植田和男, 亀水 晋(1986)「経常収支問題について」『フィナンシャル・レビュー』四月号 大蔵省財政金融研究所
 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』日本銀行金融研究所
 小野善康(2000)「景気と国際金融」, 岩波書店
 岸田秀樹(2001)「海外直接投資が経常収支黒字縮小の一因に」中央信託銀行調査報告 No.20
 経済企画庁(1994)「拡大する経常収支黒字と我が国の課題」『平成5年 年次経済報告』第3章
 経済産業省(2002)「国際収支構造の変化と日本経済」『平成14年度版通商白書』第2章
 週間東洋経済(2001)「経済統計年鑑2001 CD-ROM 付き」東洋経済新報社
 永田雅啓(2002)「日本の経常収支構造の変化」『季刊 国際貿易と投資』No.49、pp.165-169 .
 畠山 蕃(1984)「日米金融摩擦の経緯と緒論点」
 伴 金美(2002)「経常収支の中期展望: シミュ

レーション分析と予測」財務省委託調査『わが国の国際収支における中長期的な分析』5, pp.59-79 . 財団法人 財政経済協会
 郵政省郵政研究所(2000)「為替レートの決定メカニズム及び予測の理論に関する調査研究」報告書
 横山重宏(1996)「為替レートと経常収支の時系列分析」UFJInstitute Report Vol.1 No.2
 松浦克己、コリン・マッケンジー(2001)「EViewsによる計量経済分析: 実践的活用と日本経済分析」東洋経済新報社
 松林洋一(2002)「わが国経常収支の構造的変動と循環的変動」財務省委託調査『わが国の国際収支における中長期的な分析』4、pp.81-105 . 財団法人 財政経済協会
 Banerjee A., Lumsdaine R.L., Stock J.H. (1992) “Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses Theory and International Evidence”, Journal of Business & Economic Statistics, Vol.10, No.3 July. pp.271-287.
 Kraay A., Ventula J. (2002) “Current Accounts in the Long and Short Run” NBER WORKING PAPER SERIES 9030, National Bureau of Economic research