

加工マクロ経済データの構造変化検定*

市 橋 勝

1 論文の目的と課題

本稿の目的は、68SNAと93SNAのマクロ経済データを接続し、その時系列変化がどのような状態になっているのかを分析することである。

日本経済の長期の状態を分析する場合、時系列データは不可欠である。しかし、不幸なことに、日本のマクロデータは、第二次大戦時における断絶を経験しただけではなく、戦後も国連を中心とする国際的な統計基準に合わせるべく、数度の改定を余儀なくされてきた。その一つの例がSNA (System of National Account) である。

特に、2000年10月に日本はそれまでの68SNAから93SNAへと大規模な移行を行い、それに伴って、統計概念自体も改訂された¹。そのことに伴い、マクロデータは90年代の後半で93SNA方式に統計が切り替わってしまい、それまでの時系列データとは断絶される状態となっている。

統計の国際規格化自体は必要不可欠なことであるが、長期の時系列データが断絶してしまうことは、時間的変化を分析する経済研究にとっては致命的とも言える問題である。とりわけ、90年代の日本経済は、「失われた10年」とも言われるほどの長期不況の真っ只中にあり、90年代の実証的分析は極めて重要であることは言うまでもない。長期不況の日本経済を分析しようとする先行研究は既に数多いが、多くの実証研究ではデータの取り扱いに苦勞しているものの、データの接合そのものに関する研究は多いとは言えない。68SNAと93SNAのデータとを接続して分析する試みとしては、例えば、原田・吉岡[7]がある。そこでは四半期データを用いて1980年の第1四半期で68SNAと93SNAに接続する事で長期分析をしている²。産業別のストック推計を試みているものとしては、深尾・宮川[4]などがある

が、データの枠組み的にはむしろ68SNAに準拠している。鎌田・増田[8]では、統計の計測誤差がTFPやGDPギャップなどの推計にどのような影響を与えるかを分析しているが、基本的に理論研究である。

また、時系列データによる多くの経済研究では、四半期、月次、日報などのデータによってデータの標本数を確保する試みが採られるが、長期にわたる時系列分析では、上述のSNA改訂問題によって年次の十分な系列を採用できていないという状況がある。

以上のことから、戦後50年と今後も継続するであろうマクロ年次データを用いて日本経済分析が行える統計データを加工・整備する試みとして、本稿では68SNAに93SNAのデータを直接接続した場合、いかなるデータ的特質が生じるかを検討する。

以下では、まず、データの加工に関しての基本的な考え方を述べる。続いて、加工データの単位根検定のための棄却域設定を行い、実際に検定を行う。更に、作成された実質GDPデータの構造変化の検定を行う。また、マクロデータに不可欠な不突合データについても同様の検定を行う。最後に、簡単なまとめを述べる。

なお、本稿の分析目的と内容の流れを図示すれば、図1のようになる。

2 データの加工について

本稿では、マクロ経済データによる統計的な分析を行なう。分析で使用された長期時系列データは、データの入手が可能な1955年から2000年までの46年間で作成した。

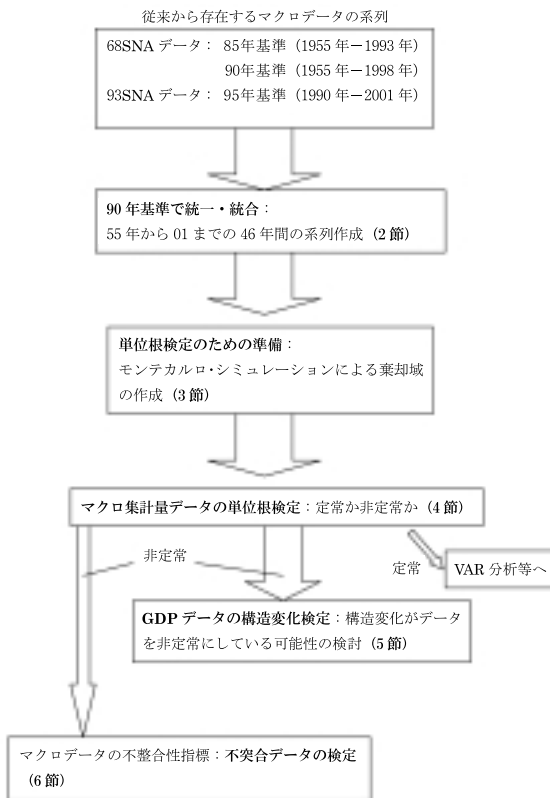
使用データは、基本的に内閣府が発表する『国民経済計算年報』等に掲載されているSNAデータである。このデータは日経メディアマーケティング社が提供する日経NEEDSデータによって電子媒体でも販売されており、長期系列について入手可能となっている³。

但し、データの利用上、次のような注意が必要である。

第一に、データの掲載期間は1955年からだが、調査時点の基礎統計等の変更に伴い3種類ほどのデータが存在してる。まず、68SNAに準拠した85年基準と90年基準が存在し、次に、93SNAに準拠した95年基準のものが並存している⁴。

第二に、この種類に応じて、データ掲載期間に違いが存在している。例えば、85年基準のデータは55年から93年まで、90年基準のデータは55年から98年まで、そして、93SNA95年基準のデータは90年から01年までが掲載期間になっている⁵。

図1：分析目的と内容の流れ



第三に、各データ間の共通する掲載期間におけるデータの値には違いが存在している。例えば、68SNAのデータ同士では、86年以降93年までの期間において、85年基準と90年基準とデータに違いがある。だが、その理由は明らかではない。

第四に、68SNAから93SNAへの移行には大きな改訂が行われたため、所得概念の充実化や無形固定資本の詳細化などにより、93SNAに準拠したデータのほうが大きめに推計されるというバイアスが存在している。

これらを踏まえた上で、我々はデータの期種が年次の名目値を利用している⁶。また、実質値とデフレータを次のように求めている⁷。

まず、基本的に名目値をインプリシット・デフレータにより実質化することで実質値を得ることとした。但し、インプリシット・デフレータは、経済活動別の製造業デフレータの場合、1955-90年の期間は「製造業デフレータ」として一種類の指標しか公表されていない為、データで公表されている名目値を実質値で除すことで、インプリシットに求めることとした。

具体的なデフレータの作成方法は、データの掲載期間に応じて、95年デフレータ、90年デフレータ、85年デフレータを作成し、その上で、それらを90年基準のデフレータに統一し接合する方法を取った。これにより、55年から01年までの90年基準価格指数系列を作成した⁸。

国民経済計算データとそのデータベースである日経NEEDSが有するデータの以上の特徴を考慮しつつ、次の要領で46年間の時系列データを作成し、分析の基礎データとした。

すなわち、第一に、55年から89年までの名目値には68SNA準拠90年基準の名目値を採用し、90年以降2000年までの期間は、93SNA95年基準の名目値を直接接続した。93SNAのデータの直接接続は、時系列データの連続性を考える限り望ましいことではない。だが、後に触れるように、名目値、実質値共に、レベル変数においては単位根は棄却されず、1階の階差を用いた成長率データでの単位根は5%水準で棄却されるため、「構造変化」はそれほど大きくはないと考えて、この方法によるデータを採用することと

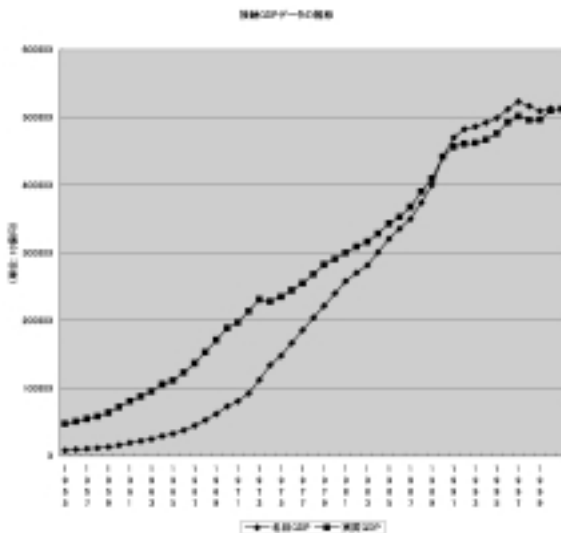
した。

第二に、デフレータは、前述の方法によって得られた価格基準の異なる3種類のデフレータを90年基準に統一し、46年間のデフレータとした。

用意されたデータは、マクロ経済の三面等価を前提とした需要、生産、付加価値の各集計値である。

但し、ここで付加価値項目については注意を要する。理論上、名目付加価値項目の合計（雇業者所得から間接税－補助金までの合計）と名目GDPは一致していなければいけない。SNAでは、産業別（経済活動別）にも付加価値項目は存在しているので、これらの合計（産業小計）によっても生産額を求めることは出来る。だが、この生産額はGDPとは一致しない。なぜなら、SNAの経済活動別費目の中の輸入税、帰属利子控除分、消費税控除分⁹は別立て項目として処理されているので、これらの項目を含めた合計額にしなければGDPにはならないからである。産業別小計と輸入税－帰属利子－消費税との合計を求めれば、理論上はGDPと一致する。だが、実

図2：接続加工したGDPデータの推移



際には統計上の誤差が発生する。

この両者の差額は、統合勘定や経済活動別の国内総生産における不突合値と一致しなければいけない。但し、我々の計算においては、この差額は不突合値と若干の差異が生じる結果となった¹⁰。他方、付加価値の各項目には、一国全体のものが存在しているが、これによる名目値合計は名目GDPとほぼ一致する結果となった。また、実質値の場合、産業別実質値の合計による付加価値面での計算誤差は、生産面での実質不突合値とほぼ同じ値となった。

そこで本論では、付加価値項目の名目値は一国全体の付加価値項目を用い、実質値のほうは産業別小計と実質化された「輸入税－帰属利子－消費税」との合計による付加価値項目を用いることとしている。

3 単位根検定のためのモンテカルロ・シミュレーション

前節の方法で作成した46年間の時系列データについて、次に、単位根検定をしておく。

但し、EViewsなどの統計パッケージソフトによる単位根検定は、MacKinnon[10]の漸近分布による検定棄却域が採用されている¹¹。だが、本論では標本数が高々46程度のスモールサイズであるので、小標本による棄却域がどの程度になるのかを確認しておく必要があるだろう。

そこで、ここでは、46個のサンプルサイズ用の単位根検定の棄却水準を考えるために、最も単純な単位根のARモデルを考え、モンテカルロ・シミュレーションにより相応しい棄却水準を求めたい。

シミュレーション・モデルは以下の式である。

まず始めに検定したい時系列モデルは以下通りである。

$$(1 - \rho L)y_t = u_t \quad u_t \sim n.i.d(0, \sigma_u^2). \quad (1)$$

ここで L は、ラグオペレータである。よって、ラグオペレータによりこの式を展開すれば、

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t$$

となる。更に、この式の左辺を階差データに変形して、

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

である。但し、 $\alpha = \rho - 1$ である。この(2)式の形を用いれば、係数 α の検定は、通常のOLSによる t 検定と同じやり方となる。

この時作成される検定量は、 $H_0: \alpha = 0$ or $H_0: \rho = 1$ を検定するための経験的分布である。

二つ目のモデルは、(1)式をドリフト付に修正したものである。

$$(1 - \rho L)(y_t - \mu_0) = u_t \quad u_t \sim n.i.d(0, \sigma_u^2) \quad (3)$$

ラグオペレータを用いて展開した形に直せば、

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + u_t.$$

但し、 $\mu = (1 - \rho)\mu_0$ である。階差データの形に直して、

$$\Delta y_t = \mu + \alpha y_{t-1} + u_t. \quad (4)$$

よって、この時の帰無仮説を正確に記せば、 $H_0: (\mu, \alpha) = (0, 0)$ or $H_0: (\mu, \rho) = (0, 1)$ となる。

そして、三つ目はドリフト項とトレンド項を共に有するモデルで、

$$(1 - \rho L)(y_t - \mu_0 - \beta_{10}t) = u_t \quad u_t \sim n.i.d(0, \sigma_u^2) \quad (5)$$

となる。ラグオペレータを用いて展開すれば、

$$y_t = \mu + \beta_{10}t + \rho y_{t-1} + u_t.$$

但し、 $\mu = (1 - \rho)\mu_0 + \rho\beta_{10}$ 、 $\beta_1 = (1 - \rho)\beta_{10}$ である。

よって、

$$\Delta y_t = \mu + \beta_{10}t + \alpha y_{t-1} + u_t. \quad (6)$$

となる。この時の帰無仮説を正確に記せば、 $H_0 : (\mu, \beta_1, \alpha) = (\beta_{10}, 0, 0)$ or $H_0 : (\mu, \beta_1, \rho) = (\beta_{10}, 0, 1)$ となる。シミュレーションにおいては、 $\beta_{10} = 0$ として計算してある¹²。

シミュレーション方法は、55年から00年までの年次データ数46と同じサンプルサイズで、合計10,000回の実験をそれぞれのモデルについて3回ずつ行い、その中央値を各分布の棄却水準とした¹³。その結果は、表1の通りである。この表で τ_{nc} はドリフトもトレンドも存在しないモデルの τ 値統計量、 τ_μ はドリフトのみ、 τ_t はドリフトとトレンドが存在するモデルの統計量を示している。

この表の数値は、Dickey and Fullerの数値表やDavidson and MacKinnonの数値と比較して、それほど大きな違いはないことが分かる¹⁴。

続いて、図3は、各検定量の検出力を示したものである。検出力とは、統計学における第二種の過誤 β を犯さない確率($\theta := 1 - \beta$)であり、それは図における $P(\theta)$ である。ここでは、上記のモデルにおいて ρ が1から小さくなっていった場合の検出力を、シミュレーションから計算した10,000個のデータにおける相対累積度数から0.01刻みでピックアップして示したものである。この図によれば、 τ_t の検出力だけが他と比べて低いこ

表 1 : 棄却域の比較表

τ 分布についてのモンテカルロ実験の結果

T=46, n=10,000			
パーセント点	0.01	0.05	0.1
τ NC	-2.624	-1.956	-1.605
$\tau\mu$	-3.579	-2.923	-2.595
τt	-4.196	-3.500	-3.186

Fuller (1976) (山本 (1988) 付表 2 より引用。)

T=50			
パーセント点	0.01	0.05	0.1
τ NC	-2.62	-1.95	-1.61
$\tau\mu$	-3.58	-2.93	-2.6
τt	-4.15	-3.5	-3.18

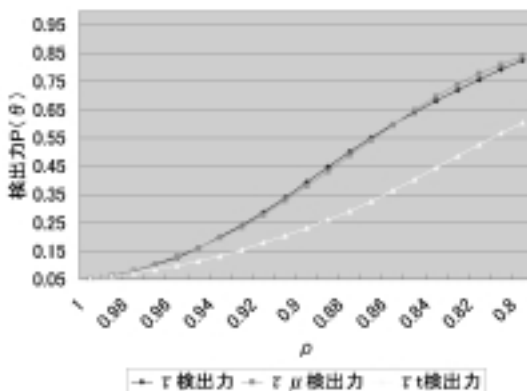
Davidson & Mackinnon (1993) Chap.20

T=1000			
パーセント点	0.01	0.05	0.1
τ NC	-2.56	-1.94	-1.62
$\tau\mu$	-3.43	-2.86	-2.57
τt	-3.96	-3.41	-3.13

(註) τ 添え字の意味は、NCがドリフト、トレンドなし。 μ がドリフトのみ存在。 t がドリフト、トレンドあり。

図 3 : τ 値の経験的検出力

経験的検出力の比較



とが特徴となっている。

一般に、時系列データにおける単位根検定の検出力は低いと指摘されているが、本論の実験では、特にドリフトとトレンドが存在する統計量の検出力が低い結果となっている。

4 検定結果

ここで検定するARモデルは、以下のようなAR(p)式である。

$$y_t = \rho y_{t-1} + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \beta_p \Delta y_{t-p} + u_t \quad u_t \sim i.i.d(0, \sigma_u^2) \quad (7)$$

実際に行う単位根検定は、次の変形式でなされている。

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \cdots + \beta_p \Delta y_{t-p} + u_t \quad (8)$$

但し、 $\alpha = \rho - 1$ である。

検定するは仮説、

$$H_0 : \alpha = 0 \quad H_1 : \alpha < 0$$

となる。

この(8)式を元に、ドリフト付き、線形トレンドとドリフト付きの、合計3種類のモデルの検定を、レベル変数だけでなく、階差データを用いて、単位根帰無仮説が棄却されるまでADF検定を行なった。ラグ次数は、AICの最小値によって判定した。

またここでは、一般的な p 次のAR仮定に従う事を前提にしたADF検定のほかに、分散不均一を考慮したPP検定による非定常過程の検定も行った。

それらの結果が表2である。記号は、 $GDPN$ が名目GDP、 $GDPDF$ がGDP

表 2 : GDP 関連の ADF 単位根検定

年次データ	ADF 検定				PP 検定			
	なし	P 値	定数値	P 値	定数項	P 値	定数項	P 値
GDPN ラグ次数	-2.14943 9	0.0321 *	-0.949107 1	0.7631 1	-2.053404 1	0.5569 1	2.531315 5	0.9967 5
ΔGDPN	-1.43383	0.1395	-2.06304	0.2601	-1.793223	0.6915	-1.330256	0.1672
Δ ² GDPN	-6.15875 1	0 **	-6.090554 1	0 **	-6.433878 1	0 **	-6.29959 24	0 **
Δ ² GDPN ラグ次数	0.349398 1	0.7817	-1.535336 1	0.5068	-0.493968 1	0.9803	1.734028 8	0.9784
GDPDF	-1.80583	0.0678	-2.241416	0.1951	-2.575072	0.293	-1.600067	0.1024
ΔGDPDF	-6.65358 1	0 **	-6.585829 1	0 **	-6.831043 1	0 **	-8.547829 8	0 **
Δ ² GDPDF ラグ次数	1.828527 2	0.9824	-0.418002 0	0.8972	-3.285563 0	0.0833	4.223999 1	1
GDPDR90	-1.13545	0.2291	-4.071303	0.0026 **	-3.983277	0.0164 *	-1.939608	0.051
ΔGDPDR90 ラグ次数	1.5437 6	0.1138	-3.153724 1	0.0296 *	0.740283 1	0.9996	3.75807 5	0.9999
ln(GDPN)	-2.66767 1	0.0088 **	-2.255467 1	0.1905	0.31808721 1	0.9982	-4.300847 5	6.00E-05 **
ln(DFGDP90) ラグ次数	0.459903 3	0.8098	-3.718725 1	0.007 **	-1.020051 1	0.9308	4.332302 3	1
ln(GDPDR90) ラグ次数								

* : 5 %水準
** : 1 %水準

デフレータ、 $GDPR90$ が実質GDP（90年基準）、 $\ln(\)$ は各変数の対数値、 $g(\)$ は成長率を表す。

この表によれば、次のようなことが指摘できる。

1. レベル変数による検定では、名目GDP、対数名目GDP、対数実質GDP、対数GDPデフレータ、更に、名目GDP成長率、実質GDP成長率において単位根仮説が棄却される。但し、レベル変数の名目GDPは、PP検定においては仮説が棄却されない。
2. 名目GDPは1階の階差データでは、ADF検定、PP検定共に帰無仮説を棄却できず、2階の階差データまで必要とされる¹⁵。
3. GDPデフレータは、1階の階差データでは帰無仮説が棄却されず、2階の階差データで定常となっている。但し、対数GDPデフレータは、レベルデータで帰無仮説が棄却されている。
4. 実質GDPは1階の階差で定常となることが示されている。但し、上記のとおり、対数実質GDPの場合はレベル変数で単位根仮説が棄却され、定常であると判定されている。

以上より、名目GDPとGDPデフレータは $I(2)$ 変数、実質GDPは $I(1)$ 変数、そして、対数名目GDP、対数実質GDP、対数GDPデフレータ、名目GDP成長率、実質GDP成長率の各変数は $I(0)$ 変数と見なすことができる。

5 構造変化とデータの接合に伴う変動の検定

単位根検定は、対象とする期間に構造変化等があると検出力が低下するという問題が指摘されてきた。すなわち、構造変化がデータに含まれる場合、構造の変化の前後でデータが定常であっても単位根仮説を棄却できず、非定常として認識されてしまうという問題である。

戦後46年間の長期の日本経済においては、従来指摘されてきたとおり、

73年の第一次オイルショックや90年のバブル経済崩壊など、大きな経済事件が幾つか起きている。また、70年代半ばまでの高度経済成長と、その後の安定成長、更に80年代後半のバブル景気があり、90年代の長期不況が続くなど、歴史的には明確な特徴を有した時期が存在している。このような諸事件は、経済データにどの程度の変動として現れているのであろうか。

また、我々は本論において、長期データの作成目的から、68SNAデータと93SNAデータとを90年時点で直接接合するという加工を行っている。93SNAは、所得概念の詳細化や、無形資産の明示化など、大幅な改定を行っているため、63SNAによるGDP推計よりも大きめに推計されていることが指摘されている¹⁶。したがって、93SNAとの直接のデータ接続は、値の上方へのバイアスをもたらしている可能性が考えられる。この点は、データの人工的な変動として現れているはずであり、それがどの程度の大きさであるのかどうかを調べておくことは必要なことである。

そこで、本節では、前節で求めた実質GDP (GDPR90) について、構造変化やデータ接合に伴う変動を織り込んだ場合の単位根検定を、Banerjee [1] を参考に、同様の手法で検定してみることとする¹⁷。但し、Banerjee 達の方法は、基本的に大標本が前提の検定統計量¹⁸しか記されていないので、本稿のようなさほど大きくないサイズの検定の場合には、その検定統計量による判断は適切であるとは言えないかも知れない。そこで、ここでも標本サイズ46の検定統計量をモンテカルロ・シミュレーションで再度求め直してある。

まず、分析のための基本モデルを以下のように考えよう¹⁹。この時、その帰無仮説を単位根として検定するやり方は、逐次検定Sequential Testと呼ばれている。

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 DU_t + \alpha_3 TB_t + \beta_1 t + \beta_2 DT_t + \rho y_{t-1} + u_t. \quad (9)$$

但し、 $\alpha_1 \neq 0$, $\beta_1 \neq 0$ である。また、 DU_t はダミーのドリフト項、 TB_t は設定

されたタイム・ブレイク・ポイント・ダミー、 DT_t はタイム・トレンド・ダミーである。

$$\begin{aligned} DU_t &= 1, & t > T_B \\ &= 0, & t \leq T_B \end{aligned} \quad (10)$$

$$\begin{aligned} TB_t &= 1, & t = T_B \\ &= 0, & t \neq T_B \end{aligned} \quad (11)$$

$$\begin{aligned} DT_t &= t, & t > T_B \\ &= 0, & t \leq T_B. \end{aligned} \quad (12)$$

帰無仮説は、

$$H_0 : \rho = 1$$

である。

検定の仕方は、Banerjee[1]と同様に、タイム・ブレイクのポイント T_B を、標本全体の15%に取り²⁰、その後一期ずつブレイク・ポイントをずらして係数の検定を行なう。ここでは、8期間目(1963年)をブレイクポイントの初期として設定して検定した。

なお、検定の際に使用した統計量 τ_t 値は、84年から94年までの11年間の各点でブレイクポイントを与えることで求めた。その際、 $\alpha_2 \neq 0$ 、 $\alpha_3 \neq 0$ 、 $\beta_2 \neq 0$ の元で、標本数46のモンテカルロ・シミュレーション(各10,000回)から得た。その結果が表3である。実際の検定では、この11年間の平均値を棄却水準とし、ここでは5%水準で判定することとした。

構造変化を考慮したこの逐次検定モデルで、単位根仮説が棄却されないという結果を得れば、それは、構造変化を考慮してもなおデータは非定常であることを意味している。また、単位根仮説が棄却されれば、この構造

変化モデルでデータの挙動が説明されている可能性が高まり、レベルデータは定常である可能性が高いという解釈ができる。

検定結果を図にしたものが、図4である。

図からは、逐次のブレイク・ポイントのどの期においても単位根仮説を

表3：逐次検定棄却水準（84年－94年）

τ_t	T=46 (1955-2000)		
パーセント点	0.01	0.05	0.1
TB=94	-4.56023	-3.84957	-3.49309
93	-4.6377	-3.91628	-3.5397
92	-4.76441	-3.99335	-3.6235
91	-4.79817	-4.00224	-3.68318
90	-4.80473	-4.07891	-3.71595
89	-4.8321	-4.11179	-3.75594
88	-4.87606	-4.17561	-3.82408
87	-4.90691	-4.17402	-3.84424
86	-4.97012	-4.23229	-3.87615
85	-4.95609	-4.24907	-3.91062
84	-5.03197	-4.3208	-3.95158
最大値	-4.56023	-3.84957	-3.49309
最小値	-5.03197	-4.3208	-3.95158
平均値	-4.83077	-4.10036	-3.74709

図4：構造変化の逐次検定GDPR



棄却できないことが分かる。

このことは、46年間の長期において、実質GDPの非定常性はそこに含まれている構造変化から来るものというよりも、元々ランダムな変動を示しているデータであったということを示唆している。73年前後のオイル

図5：ブレイクポイントと西暦との対応関係

ブレイクポイント (期)	西 暦
1	1963
2	1964
3	1965
4	1966
5	1967
6	1968
7	1969
8	1970
9	1971
10	1972
11	1973
12	1974
13	1975
14	1976
15	1977
16	1978
17	1979
18	1980
19	1981
20	1982
21	1983
22	1984
23	1985
24	1986
25	1987
26	1988
27	1989
28	1990
29	1991
30	1992
31	1993
32	1994
33	1995
34	1996
35	1997
36	1998

ショックにせよ、91年以降のバブル崩壊にせよ、定常な時系列的特徴を打ち破るほどの大きな構造変化ではなかったということになる。更に、90年のデータ接合問題も、全体的なランダムな変動に吸収される形で推移していると見なすことができる。

但し、1987年から89年までの3年間のブレイク・ポイントでは、求めた τ_t 値が、-3.9063、-4.0957、-4.0700となっており、極めて棄却水準(-4.1)に近い値となっている(10%水準では棄却されている)。すなわち、これらの時期は単位根とは別の要因、すなわち、何らかのドリフト変化やトレンド変化が確認されるものの棄却水準を越えるほどまでのものではなかったということになる。

以上、逐次検定によっては、46年間の実質GDPは単位根を有した非定常状態であったと解釈することができ、攪乱項による確率的挙動が大きかったと把握することができる。

もう一つの検定は、Rolling検定と言われるもので、これは対象とするサンプルを切り抜いて来て、その限定された期間を1期ずつずらして単位根検定を行うというものである。

検定モデルは次のような形のモデルである。

$$y_t = \alpha_1 + \beta_1 t + \rho y_{t-1} + u_t. \quad (13)$$

そして、

$$H_0 : \rho = 1$$

である。

このモデルは、要するに、ドリフト及び線形トレンドを有する単位根モデルと同様であるが、期間 t の時期が、 $t=n+1, \dots, t=n+s$ で、 n を0から $T-s$ まで動かすことで対象とする期間を移動させる点が、通常の単位根検定と異なる点である。ここで s は対象とする期間数である。Banerjee[1]によれば、この期間数は全体の3分の1にする事が提案されているので、

ここでは46年間の3分の1で15期ということになる。

但し、もっと短い期間で構造変化が起きている可能性も考えられるので、 $s=15$ 以外に、 $s=10$ とした検定も行なった。その時の検定量 τ_t 値は、表4である。この表は、対象とする期間を15期にしたものと10期にしたもののモンテカルロ・シミュレーションの結果を掲載している。

この検定の解釈であるが、先の逐次検定と若干異なる。期間を区切つてのRolling検定モデルで単位根が棄却されないという結果を得れば、その期間内でデータが定常ではなかったことを意味する。逆に、単位根が棄却されれば、対象期間においてはデータは定常であるかも知れず、その前後で構造変化が起きている可能性がある（その期間内で構造変化が起きているわけでは必ずしもない）。

$s=15$ のケースでの検定結果を図にしたものが、図6であり、 $s=10$ が図7である。

図7では、1箇所だけ構造変化が確認される結果となっている。この1

表4：Rolling検定15期と10期

Rolling検定 15期間分				Rolling検定 10期間分			
τ_t 分布				τ_t 分布			
パーセント点	0.01	0.05	0.1	パーセント点	0.01	0.05	0.1
86-00	-4.64704	-3.73754	-3.30768	91-00	-5.10308	-3.94734	-3.43203
85-99	-4.6346	-3.73566	-3.32641	90-99	-5.12475	-3.96004	-3.41024
84-98	-4.72279	-3.75688	-3.32431	89-98	-5.19881	-3.96555	-3.43507
83-97	-4.65079	-3.74341	-3.33874	88-97	-5.25663	-3.92169	-3.39952
82-96	-4.70952	-3.72286	-3.30291	87-96	-5.24018	-3.95397	-3.41541
81-95	-4.75644	-3.76991	-3.32457	86-95	-5.24018	-3.95397	-3.41541
80-94	-4.73776	-3.72226	-3.31304	85-94	-5.14004	-3.91297	-3.40444
79-93	-4.68356	-3.77367	-3.3193	84-93	-5.11311	-3.89871	-3.38858
78-92	-4.71625	-3.74875	-3.29614	83-92	-5.23076	-3.95477	-3.43045
77-91	-4.71317	-3.71372	-3.30076	82-91	-5.11965	-3.95469	-3.42873
76-90	-4.8008	-3.77862	-3.33905	81-90	-5.13835	-3.89208	-3.38574
75-89	-4.6739	-3.71399	-3.29207	80-89	-5.17598	-3.93271	-3.42483
74-88	-4.63613	-3.73634	-3.3264	79-88	-5.251	-3.95496	-3.43415
最大値	-4.6346	-3.71372	-3.29207	最大値	-5.10308	-3.89208	-3.38574
最小値	-4.8008	-3.77862	-3.33905	最小値	-5.25663	-3.96555	-3.43507
平均値	-4.69867	-3.74258	-3.31626	平均値	-5.17942	-3.93873	-3.41574

表5：ブレイクポイントと西暦との対応関係

期数	ローリング期間 (15期)		ローリング期間 (10期)	
1	1955	1969	1955	1964
2	1956	1970	1956	1965
3	1957	1971	1957	1966
4	1958	1972	1958	1967
5	1959	1973	1959	1968
6	1960	1974	1960	1969
7	1961	1975	1961	1970
8	1962	1976	1962	1971
9	1963	1977	1963	1972
10	1964	1978	1964	1973
11	1965	1979	1965	1974
12	1966	1980	1966	1975
13	1967	1981	1967	1976
14	1968	1982	1968	1977
15	1969	1983	1969	1978
16	1970	1984	1970	1979
17	1971	1985	1971	1980
18	1972	1986	1972	1981
19	1973	1987	1973	1982
20	1974	1988	1974	1983
21	1975	1989	1975	1984
22	1976	1990	1976	1985
23	1977	1991	1977	1986
24	1978	1992	1978	1987
25	1979	1993	1979	1988
26	1980	1994	1980	1989
27	1981	1995	1981	1990
28	1982	1996	1982	1991
29	1983	1997	1983	1992
30	1984	1998	1984	1993
31	1985	1999	1985	1994
32	1986	2000	1986	1995
33	1987	2001	1987	1996
34			1988	1997
35			1989	1998
36			1990	1999
37			1991	2000
38			1992	2001

箇所は、オイルショック直後の74年から83年までの10年間であり、その τ_t 値は-4.2308で5%有意となっている。すなわち、逐次検定と異なり、 $s=10$ のRolling検定においては、73年のオイルショックが日本経済に大きな構造変化を与えているという解釈が成立する。

だが、93SNAデータとの直接接合地点である90年を含むRolling検定は、逐次検定と同様に帰無仮説は棄却できない結果となっている。最小値でも90年から99年までの-3.2905であり、我々の経験分布におけるP値は11.8%であった。

対象期間を15年にとった図6のほうの結果では、単位根仮説が棄却される期間は一度も存在していない。こちらも逐次検定の結果と同様、戦後46年間の実質GDPは一貫して単位根を有する確率的挙動によって説明される可能性が高いことになる。

以上、本節で行った構造変化検定は、Rolling検定の10期間による場合においてのみ、オイルショック直後の構造変化を検出することとなった。この構造変化の解釈は、73年のオイルショックが、従来語られてきたように、日本経済に本格的な構造変化を与えたと言うことができる。但し、Banerjee達が行ったテストの期間（データ範囲のおよそ3分の1）よりも短めに検

図6：構造変化のRolling検定GDPR
(15期間)

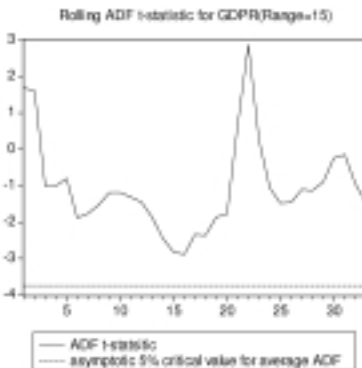
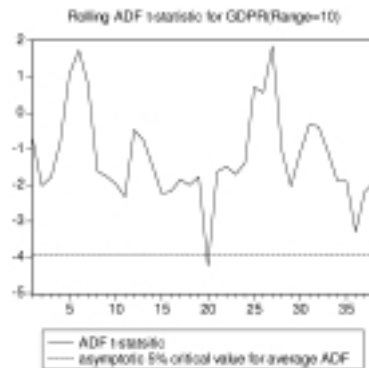


図7：構造変化のRolling検定GDPR
(10期間)



定期間を設定したことが、小標本から来る低い検出力の為に、構造変化として「過敏」に反応した結果である可能性もあるので、注意が必要であるだろう。他の15期間のRolling検定や逐次検定においては、単位根仮説を棄却できない結果となっているので、この結果だけを持って74年からの構造変化を断定することは出来ないかもしれない。

ともあれ、我々のデータ加工上の問題意識から注目していた90年における93SNAとのデータ接合は、検定においては確率の変動という形で認識されており、構造変化と解釈されるほどに大きな変動ではなかったという結果となっている。

こうして、日本における戦後46年間の実質GDPは、概ね単位根を有する非定常状態であったと考えることができる。

6 不突合名目値と実質値の変動

マクロ経済の集計量には統計的不突合値が存在していることが知られており、実際、毎年発表される「国民経済計算年報」にも不突合項目が存在し、掲載されている。

SNAにおける不突合の定義は、国内総生産－（経済活動別国内生産小計＋輸入税－消費税控除－帰属利子）である。これは支出（需要）面から求めた国内総生産額に対応して、生産面から集計した総額との「誤差」に相当する概念と理解できる。また、分配（付加価値）面から見れば、国内総生産－付加価値額の合計として把握される「誤差」と同義となる。よって、この不突合は、定義上SNAの統合勘定における不突合と一致する。

この不突合値は、GDPというマクロ集計量の一種の調整項目としての性格を有しており、それ自体がマクロ経済統計の精度を見る指標と言えなくはない。そこで本節では、このマクロデータの集計誤差である不突合値の時系列的特徴を調べてみることで、逆にマクロ経済統計の精度を確認することにしよう。

先の方法同様、90年接続で加工したやり方で実際に得た不突合値の概要は、図8と図9のようになっている。図8が日本経済における46年間の名目不突合値であり、図9が実質値である。

但し、実質不突合値は「国民経済計算年報」で発表²¹されている値をそのまま使用し、90年時点で93SNAと接合している。その際、93SNAの実質値は95年基準であるので、インプリシットにデフレータ（に相当するもの）を計算し、それを一度90年基準に変換した後に、そのデフレータで再度実質化を行い90年以前のデータと接合するという方法を取っている²²。

不突合値は、名目値と実質値とで大きな変動の差異があり、実際二つの図では、対照的な変動の仕方をしていることが分かる。すなわち、名目値は90年以降その値が次第に大きくなっているのに対して、実質値のほうは70年に大きな段差が存在し、その後小さな変動を繰り返している。

図9における、実質値の70年時点での大きな段差は、その原因が何によるものであるのかは不明であるが、内閣府によれば、「支出と生産のリンク時点数及び断面が異なっているため不突合の意味が難しい」ことから、1955年から69年の15年間については不突合実質値が公表されていない²³。すなわち、実質値の70年時点の段差は、90年基準の実質化に伴うデフレータによるものと判断できるが、その原因は分かっていない。ある何らかの「不具合」が存在しているということが分かるだけである。この点は、我々

図8：不突合名目値の推移55年－00年

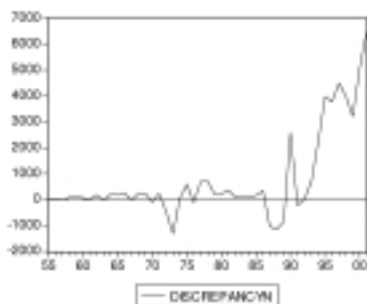
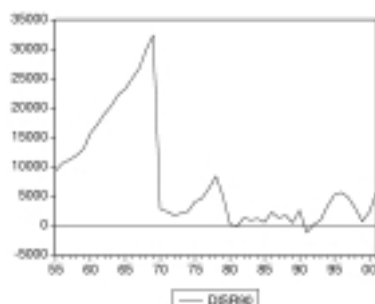


図9：不突合実質値の推移55年－00年



が55年以降の実質マクロデータを扱う場合の大きな注意点である。

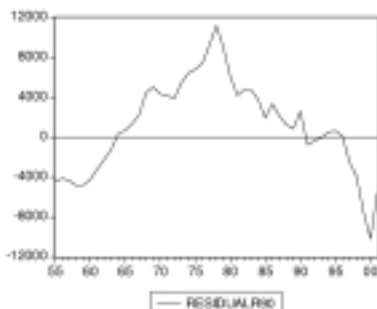
また、名目値のほうの誤差は、90年代に広がりを見せる傾向にあるが、この原因についても特定されているわけではない。データの加工上、90年において段差が存在しそれが一定の誤差の大きさとして寄与していることは事実であるが、その後の誤差の大ききまでを、データの加工によるものと解釈することはできない。93SNAによる改定以降、どのような統計調査や推計上の問題から日本のマクロデータの誤差が大きくなっているのか、詳しいことは不明のままである。

ところで、実質値のマクロデータは、90年時点のデフレータを経済活動別に計算によって作成し、その集計によっても求めることができるので、計算実質値の集計結果と前述で得た実質GDPとによる「不突合」も得ることができる²⁴。それを示したものが、図10である。これは図9の結果とは全く異なった推移を描いている。

この図によれば、78年が最大の不突合で11兆1642億円、2000年が最小の不突合値で-10兆2315億となっている。この絶対値の大きさは、各々、78年時点の対実質GDP比で4.16%、2000年の対実質GDP比で2.00%である²⁵。

この解釈は難しいところだが、不突合データは、元々マクロ需要合計と生産合計のギャップから定義されていることから、一種の需給ギャップの

図10：計算不突合実質値の推移55年-00年



指標であると捉えることが出来る。その見地から言えば、80年代前半に、大きな需給ギャップを体験したのかもしれないと指摘しうる。しかも、このギャップは80年代前半で正值を取っていることから、本稿での定義（実質GDP値－経済活動別実質値集計）によれば、超過需要（需要>供給）が発生していた可能性がある。すなわち、65年以降90年まで、日本経済は超過需要状態であり、78年をピークとする超過需要が、その後80年代半ば以降のバブル景気につながっていったと考えることも出来る。

また、逆に、55年から65年の時期や97年から01年までの時期は、超過供給が発生していたとの解釈が出来る。これは、90年代の不況、とりわけ97年以降の投資や消費需要の冷え込み²⁶と合致する結果である。

このような不突合値の変動が、構造変化のような大きな変化を含むものであったかどうかを次に検討してみたい。上記三つの不突合値を、前節と同様に、構造変化検定にかけた結果が、図11と図12である。

まず、名目値の不突合を見てみよう。名目値は、先の図8で見たように、93SNAへの移行以降、値が年々拡大しているのが特徴であった。構造変化検定の結果は、図11の通りである。

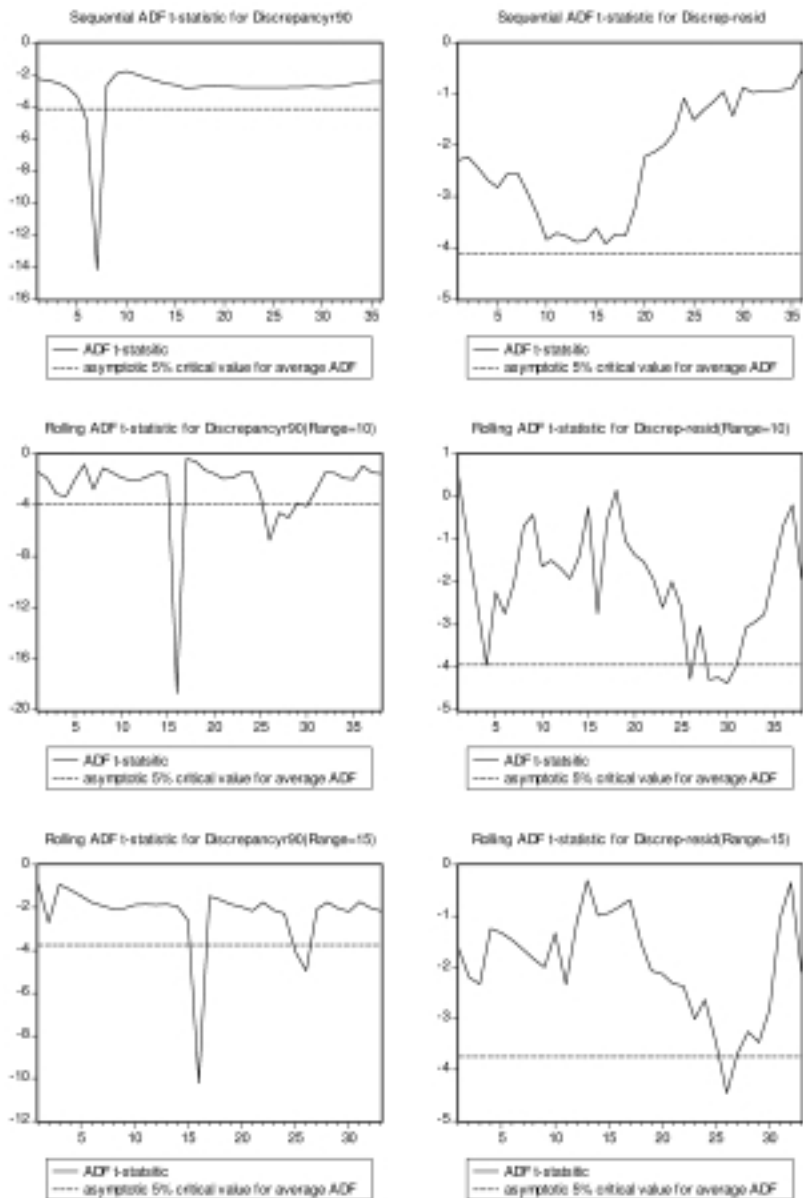
始めに、逐次検定では、21期（1983年）から28期（90年）までで構造変化が確認されている。29期では仮説が棄却されないものの、30期（92年）から33期（95年）に再び構造変化が確認される結果となっている。すなわち、公表実質値の不突合値と違って、データの後半に構造変化が認識される結果となっている。これは、先の図11の形状から見て予想される結果ではある。

次に、Rolling検定（10期間）のほうでは、それとは対照的に、1期（1955－64年）から6期（60－69年）にかけてと8期（62－71年）という、データの前半期において単位根仮説が棄却されている。更に、20期（74－83年）から21期（75－84年）、そして、23期（77－86年）にも仮説が棄却され、合計10期間において仮説が棄却されている。Rolling検定（15期間）では、1期（1955－64年）から4期（58－72年）の合計4期間で単位根仮説が棄

図11：不突合名目値の構造変化検定



図12：不突合実質値の構造変化検定（公表値と計算値）



却されているが、これもデータの前半期でのみの棄却という結果となっている。

名目値は、逐次検定ではデータの後半に、**Rolling**検定ではデータの前半に単位根仮説が棄却されるという対照的な結果となっている。この結果は、検定モデルに依存した結果であると解釈することができる。すなわち、既述した通り、逐次検定モデルでは先の(9)式によって説明される構造変化がおきた場合に単位根仮説が棄却される特徴がある。従って、データの後半期で多く単位根仮説が棄却されているのは、(9)式による構造変化が起きた結果であるとの解釈が可能である。名目不突合値は、80年代中盤から90年代中盤にかけて、ドリフトのシフトやトレンドの変化によるARモデルで構造変化がある程度追跡することができ、また、その結果、そのような構造変化を考慮すれば、データは定常である可能性が高いということを示しているのである。

これに対し、**Rolling**検定のほうは、期間を限定したドリフト、トレンド付きARモデル(13)式なので、検定期間に単位根が棄却されているということは、その限定された時期のデータは定常であり、対象期間以外で構造変化が発生し、それが単位根と認識されている可能性を示している。従って、**Rolling**検定でデータの前半期に多く単位根が棄却されているのは、対象とした60年代から70年代初頭までは、データが定常であると判定してよいということを示唆している。実際、データの推移そのものを見れば、名目不突合値は70年代初頭まで相対的に小さな変動となっている。

以上、検定モデルの性質の違いから対照的な結果となっていることが分かるが、それは各モデルの特徴から各々より敏感に単位根仮説を棄却した結果であると解釈できる。よって、結果として得られた含意は、検定結果の不整合を示すものではなく、補完的な内容のものであると言っていだろう。

続いて、実質値のほうの結果を見てみたい。図12は、不突合の実質値を「公表値」と「計算値」に分けて2列で示している。「公表値」とは上に述

べた日経NEEDSによる国民経済計算からの公表データであり、「計算値」とは名目値とデフレータによって我々が計算した実質値合計と実質GDPとの「残差」による不突合実質値のことである。

まず、図12の左側の公表値であるが、これは69年から70年に大きな段差がある関係で、逐次検定、Rolling検定10期、15期のいずれにおいても、単位根仮説が棄却されていることが分かる。逐次検定では、6期（1968年）と7期（69年）で構造変化が確認されている。但し、それ以外の時期においては、(9)式のような構造変化は起きていないと見なすことができる。Rolling検定（10期間）では、16期（1970-79年）、更に、26期（1980-89年）から28期（1982-91年）、そして、30期（1984-93年）の合計5期間において単位根が棄却されている。また、Rolling検定（15期間）では、16期（1970-84年）、25期（1979-93年）、26期（1980-94年）の合計3期間で単位根が棄却されている。

一方、図12の右側、不突合計算値のほうは、まず、逐次検定では、検定対象の36期間において構造変化は確認されていない。但し、Rolling検定においては、10期検定で、26期（1980-89年）、28期（1982-91年）から30期（1984-93年）の合計4期間において、また、Rolling検定15期では、26期（1980-94年）の1期間において単位根仮説が棄却されている。

すなわち、この結果から、公表値では1970年のデータ断層が大きな影響を与えているものの、それ以外の期間においては、公表値と計算値上の不突合は、ほぼ同じ検定結果となっていると見なすことが出来る。

つまり、実質値の不突合によれば、Rolling検定の結果により、80年前後ないしは90年代初頭にデータの構造変化を経験していると判断することが出来ることになる。この結果は、4節で見たGDPの構造変化検定とは異なる結果である。このような相違はどう解釈すべきものなのか。

一つの可能性は、整合的なGDPデータを作成するための統計上の改定が、不突合値に何らかの影響を与えたのではないかというものである。つまり、この時期のマクロ経済データでの何らかの改訂が影響を与えている

のではないだろうか。例えば、80年は経済統計の基準年の改訂が行なわれた年であり、それは78年に日本が国連の提唱以来10年かけて移行した68SNA体制の元での最初の基準改訂でもあった。デフレータの改訂も含めた統計の変更が、実質不突合値に影響を与えてた結果であるのかも知れない。また、90年は基準改訂の年だけではなく、我々のデータにおいては直接接続という段差も含まれており、この影響である可能性もある。更に、実際の経済においても90年から92年頃まではバブル経済が崩壊していく年であるから、Rolling検定の結果は、バブル経済とその崩壊がデータの不突合値の構造変化として現れているものなのかも知れない。

7 結論的覚え書き

本稿は、マクロ経済データの人工的接続が、時系列変化に如何なる影響を与えるのかという問題意識の元、68SNAと93SNAのデータを90年において接続することで検討してきた。本稿では以下の諸点が明らかとされた。

1. 90年時点の直接接続によるGDPデータによれば、対数名目GDP、対数実質GDP、対数GDPデフレータ、更に、名目GDP成長率、実質GDP成長率において単位根仮説が棄却された。
2. 名目GDPとGDPデフレータはI(2)変数、実質GDPはI(1)変数との結果を得た。
3. 実質GDPの構造変化に関する逐次検定においては、構造変化が確認されず、単位根仮説が棄却されなかった。
4. 但し、Rolling検定では、オイルショック直後の74年から83年までの10年間で、単位根仮説が棄却された。
5. データの接続地点の90年時点における実質GDPの構造変化は検出されなかった。
6. 不突合値では、名目不突合値と実質不突合値との挙動は異なるものとなった。名目不突合値では、逐次検定において83年から95年時点まで単

位根仮説が棄却される構造変化が認識され、Rolling検定においては55年から70年代前半の時期ではデータが定常であるとの結果を得た。

7. 一方、実質不突合値では、Rolling検定において70年のデータの段差の他に、80年代前半から90年代初頭において単位根仮説が棄却された。この結果は、この時期の統計改訂、バブル経済の発生と崩壊の影響である可能性がある。

以上により、実質GDPベースにおいては、我々が行なった直接接続による方法によっても構造変化のような大きな段差を確認できなかったという意味において、 $I(1)$ の非定常データとして利用可能であると判断することができる。但し、GDPを集計する構成項目の一つである不突合値を構造変化検定にかけると、幾つかの点で構造変化を認識する結果となった。

本稿における課題として、まず第一に、68SNAデータと93SNAデータとを直接接続してその「構造変化」の程度を検定するという方法の是非がある。時系列データは、統一した方法による収集が望ましいのは言うまでもない。本稿では、長期的動向の視点から、戦後の系列の特徴と90年代との比較を行いたいという問題意識からこのような方法を採用した。だが、80年代からの分析であるならば93SNAの遡及計算で足りるし、データ数だけの問題ならば四半期データでいいということになる。また、90年代半ばまでの分析なら68SNAデータがある。この辺は分析目的に依存するところである。

但し、経済統計の利用者としては、50年から100年程度の長期統計が整備されているならば、社会経済に関してより豊富な分析が可能になることは明らかである。本稿は、そのようなデータが未整備の場合のデータ加工の試算例であるが、今後より合理的な加工方法を検討する必要がある。

第二の問題は、不突合値の経済学的な解釈を如何に行うかということがある。不突合値は、経済統計上、マクロ経済全体の集計量と個別の変数の積み上げとの「誤差」に過ぎない。不突合値を単位根検定にかけると、名目値も実質値も共に $I(1)$ という非定常であることが確認された²⁷。不突合値

の非正常性というのは、不突合であることの定義から言えば「正しい結果」であるのかもしれない。だが、このデータ自体が、経済上の大きな変化や経済統計作成上の大きな変更などから強い影響を受けているとするならば、不突合値の統計的検定を行うことがマクロ経済全体の何らかの変化を分析できる糸口になるのかもしれない。実際、構造変化検定においては、経済的経験と合致する時期に構造変化として現れている可能性が示唆された。不突合値の挙動が、何らかの経済統計的な解釈ができるのかどうか、我々が観察している経済現象のいずれかを説明するような可能性があるあるのかどうか、更なる検討が必要である。

以上、本稿では戦後の長期系列の接続データの時系列特徴を概観した。今後は、このデータに基づくマクロ経済の三面等価の状況分析や成長率の要因分解、生産性の分析などを行なっていく予定である。

* 本稿は、平成14年度～16年度科学研究費補助金、基盤研究(C)(2)「日本経済の長期不況とアジア経済の相互依存特性に関する数量分析的研究」(研究代表者 広島大学総合科学部助教授 市橋 勝)の成果の一部である。また、本稿は、2005年9月17、18日に開催された日本経済学会秋季大会で報告された提出論文に加筆修正したものである。コメントを頂いた学習院大学の宮川努先生、一橋大学の斯波恒正先生には記して感謝したい。更に本稿作成にあたり、本誌査読者から幾つかの有益な指摘を受けた。感謝申し上げたい。

但し、なおも残り得る本稿での誤謬は、全て筆者に帰するものである。

- 1 93SNAへの移行の歴史的経緯とその概念については、倉林[9]参照。また、最新の解説に関しては内閣府[13][14]を参照。
- 2 但し、接続方式は必ずしも明らかではない。
- 3 使用したデータは、基本的に2004年時点で入手可能な日経NEEDSデータである。データのダウンロードとその加工は、神戸商科大学の斎藤清教授が開発されたXCAMPUSプログラムを利用させて頂いた。斎藤[17]
- 4 例えば、国内総生産GDPデータであれば、85年基準はGDP &、90年基準はGDPBY90、そして95年基準はGDPとして掲載されている。
- 5 データによっては2003年まで掲載されているものもある。
- 6 データのサンプル数確保の観点で言えば、四半期データのほうが望ましいかもしれない。だが、後に見るように、本論で利用する経済活動別(産業別)の分析は基本的に年次データのみ利用可能なので、年次データを分析の基本とした。本論では、特に断りのない限り年次データを利用した分析となる。四半期データは必要に応じて利用している。

- 7 なお、本論では2004年11月以降に改訂された「連鎖型」のデフレータではなく、従来の「固定基準型」のデフレータを用いている。
- 8 但し、経済活動別デフレータにおいては、石油・石炭だけが、実質生産額85年基準の85年以降に異常値が見られた為、次の手続きでデフレータ55-00を作成した。
 (1)85年基準のデフレータ55-93を作成。(2)90年基準のデフレータ70-98を作成し、それを85年基準に変換する。(3)上記の両デフレータを85年接続し、デフレータ55-98年を作成。これで、85年デフレータの85年以降の異常値を切り捨てる。(4)最後に、上記の新デフレータと、別途作成のデフレータ95の90年基準変換値とを接続し、作業完了。
- 9 「総資本形成に係る消費税」
- 10 「国民経済計算年報」上においては、両者の差額は不突合値と一致している。だが、NEEDSデータの名目値による我々の計算によれば、絶対値で最大83億円（誤差率0.059%）、平均34億円（同0.008%）程度の差異が発生する結果となった。この齟齬の主な原因は、データ加工上の誤差であると思われる。
- 11 EViews Ver.5. Quantitative Micro Software[16]参照。
- 12 この β_{10} の値の処理は、分布の位置を決めることに相当するが、負の値を採れば検定統計量の分布は左にシフトし、正の値なら分布は右にシフトすることになる。
- 13 ここでのシミュレーション方法は、杉原[19]を参照した。
- 14 Dickey and Fullerの数値表とは、サンプルサイズ50の結果との比較であり、Davidson and MacKinnonの数値表では、サンプルサイズが1000となっているものとの比較である。山本[21]、Davidson and MacKinnon[2]参照。
- 15 レベル変数において一度単位根が棄却されながら、階差データで棄却されないという現象は奇妙な結果である。これはラグ次数による情報量の変化が影響しているのか、それとも構造変化などの影響であるのか、ここでは不明であり更なる考察が必要である点である。
 但し、ここではPP検定の結果と併せて、名目GDPは $I(2)$ 変数との解釈を取っている。
- 16 93SNAの解説は、内閣府ホームページや浜田[6]など参照。
- 17 検定用のプログラムは、松浦・マッケンジー[11]で公開されているEViews用のプログラムを改良して利用した。また、同様の検定の例については鈴木[20]参照。
- 18 標本数が100、250、500の三種類。
- 19 Perron[15]参照。
- 20 標本期間全体に占めるブレイクポイントの初期値を15%の位置に設定する。
- 21 但し、この不突合実質値の一部（55年から69年まで）は内閣府の報告書では発表されていない。ここでのデータは日経NEEDSの磁気テープで公表されているものである。データコードは次の通りである。「国民経済計算 経済活動別国内総生産 実質 GDP 統計上の不突合（実質）10100519 SD90 A 1 1955.1-1998.1 中止 AG=S 国民経済計算年報 10億円」
- 22 90年以前の不突合値のデフレータを、インプリシットに計算によって求めようとする、その値に微小な値が多く含まれてしてしまう関係で、逆に名目値からの直接計算で実質値を求めようとする誤差が大きくなってしまうため、ここでは90年以前の实質不突合値は公表値を用いた。

- 23 内閣府[13], p. 654。「3. 不突合について」参照。
- 24 なお、我々のデータでは、実質GDPは四半期の年次換算による値の為、その分の若干の計算誤差も含まれている。
- 25 但し、対実質GDP比の大きさの基準だけで言えば、55年に9.37%という値を得ており、これが最大の誤差率となっている。
- 26 特にこの時期は、消費税の値上げやアジア通貨危機等などの経済事件が起きている。
- 27 但し、不突合デフレータは $I(0)$ であった。

参考文献

- [1] A. Banerjee, R. L. Lumsdaine and J. H. Stock (1992), 'Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence', *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, No. 3, July, 1992.
- [2] R. Davidson and J. G. MacKinnon (1993), *estimation and inference in econometrics*, Oxford University Press, 1993.
- [3] R. F. Engle and C. W. J. Granger(1991), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press, 1991.
- [4] 深尾京司・宮川努他 (2003)、「産業別生産性と経済成長：1970—98年」、内閣府経済社会総合研究所、『経済分析』、第170号、Jun., 2003.
- [5] 浜田宏一、堀内昭義 (2004)、『論争 日本の経済危機』、日本経済新聞社、2004。
- [6] 浜田浩児 (2001)、『93SNAの基礎』、東洋経済新報社、2001。
- [7] 原田泰・吉岡真史 (2004)、「日本の実質経済成長率は、なぜ1970年代に屈折したのか」、*ESRI Discussion Paper Series*, 内閣府経済社会総合研究所、No.119, pp. 1-25, Oct., 2004.
- [8] 鎌田康一郎・増田宗人 (2001)、「統計の計測誤差がわが国のGDPギャップに与える影響」、『金融研究』、第20巻、第2号、日本銀行、2001。
- [9] 倉林義正、『SNAの成立と発展』、岩波書店、1989。
- [10] J. G. MacKinnon (1996), 'Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests', *Journal of Applied Econometrics*, 11, 601-618, 1996.
- [11] 松浦克巳、コリン・マッケンジー (2001)、『EViewsによる計量経済分析』、東洋経済新報社、2001。
- [12] 蓑谷千風彦 (1997)、『計量経済学』、多賀出版、1997。
- [13] 内閣府経済社会総合研究所 (2000)、「新しい国民経済計算 (93年SNA)」、<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/93snapamph/top.html>, 2000.
- [14] 同 (2000)、「93SNA移行解説書」、<http://www5.cao.go.jp/2000/g/1115g-93sna/93snamenu.html>, 2000.
- [15] P. Perron (1989), 'The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis', *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401, 1989.
- [16] Quantitative Micro Software (2004), *Eviews5 User's Guide*, Quantitative Micro

Software, 2004.

- [17] 斎藤清 (2004)、『XCAMPUS構文解説』、兵庫県立大学、
<http://xcsv.kobeuc.ac.jp/xcdocs/default.htm>, 2004.
- [18] 副島豊 (1994)、「日本のマクロ変数の単位根検定」、日本銀行金融研究所、『金融研究』、第13巻、第4号、12月、1994。
- [19] 杉原左右一 (1996)、「ARIMA(0, 1, 1)帰無仮説対ARIMA(1, 0, 1)対立仮説に関する単位根検定の小標本特性」、関西学院大学、『情報科学研究』、No.11、10月、1996。
- [20] 鈴木則稔 (2004)、「経常収支及び輸出輸入のDGPと共和分の探索」、東京家政学院筑波女子大学、『筑波女子大学紀要』、第8集、p.23-36., 2004。
- [21] 山本拓 (1988)、『経済の時系列分析』、創文社、1988。
- [22] 吉川洋 (2003)、「マクロ経済」、橘木俊詔編著『戦後日本経済を検証する』第一章、東京大学出版会、2003。

Structural change test of processed macro economic data

Masaru ICHIHASHI

Faculty of Integrated Arts and Sciences, Hiroshima University

This paper aims to analyze a result of the statistical test for macro economic time series data of Japan, which was connected directly between 68SNA and 93SNA. We especially focused on the analysis of the structural change during 46 years after the war.

We connected the time series data at year point of 1990 and then tested the behavior using ADF test and PP test for the Unit Root. Before that test, we prepared critical region of τ distribution fitted our sample size by Monte Carlo simulation. Moreover, we tested processed real GDP data for structural change using Sequential test and Rolling test applied on Banerjee, Lumsdaine and Stock (1992). Discrepancy data, which was original error of SNA, was also tested by these tests.

The concluding remarks we got are as follows:

First, Japanese real GDP data had Unit Root during post-war period and it was $I(1)$ variable. The growth rate of real GDP was $I(0)$ variable because null hypothesis for Unit Root was rejected.

Second, processed real GDP had not big structural change and remained Unit Root during 46 years except the result of Rolling test of 10 periods from 1974 to 1983. This exception may say that the Oil shock in 1973 affected Japanese economy seriously as said well.

Third, on the other hand, nominal and real Discrepancy data both had some structural change. Because both data included large difference in time series, nominal Discrepancy showed structural change from middle period to late of the data and real Discrepancy had

structural change from late of 1980's to beginning of 1990's which was Japanese 'Bubble Economy' period. It was inferred from this result that variation of Discrepancy might be a kind of index of macro economic situation.