

# ファイナンシャル時系列データ分析における構造変化と単位根検定(1):実践

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 明治大學商學研究所 公開日: 2009-03-09 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 小原, 英隆 メールアドレス: 所属:
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10291/2084">http://hdl.handle.net/10291/2084</a>

# ファイナンシャル時系列データ分析における構造変化と単位根検定(1): 実践

## Unit Root Tests with Structural Breaks for Financial Time Series (1)

小 原 英 隆

Hidetaka Ohara

### 目次

- 1 はじめに
- 2 単一時系列データについての構造変化と単位根検定
  - 2.1 単位根検定の開発の現場
  - 2.2 trend breakの探索を内生的に統合したunit root test
  - 2.3 さらに最近の研究動向
  - 2.4 日本の時系列データにおける構造変化とunit root test
- 3 回帰係数の安定性に関する新しい検定
- 4 単位根検定の実践プログラム
  - 4.1 自動ラグ決定Augmented Dickey-Fuller Testのプログラム
  - 4.2 1個の未知の構造変化点のある単位根検定プログラム (以下次号)
  - 4.3 2個の未知の構造変化点のある単位根検定プログラム

## 1 はじめに

<sup>(1)</sup> 本稿は、金融の実証研究にたずさわる諸研究者のファイナンシャル・データ分析を助けるため、実践に役立つ方法を提供したい。先の東北大学における日本金融学会全国大会（1999年10月23・24日）においても、ほとんどの実証研究において、新しい統計手法である非定常時系列分析が使われていた。本稿は、統計理論の厳密性は追わず、分布の漸近理論については、問わない。これについては、Hatanaka (1996)が集大成されたテキストである。日本語において実証家向けのわかりやすい単位根検定の解説と単位根検定のcritical valueの表が存在するのは、山本 (1988)である。蓑谷 (1994)の解説も、季節単位根を含めた実証家向けである。しかし、残念ながら山本 (1988)はやや時代が前となり、この後の研究の単位根検定の進展に対して、日本

---

(1) 謝辞。 *Journal of Business and Economic Statistics*誌のJuly, 1992の存在は、脇田成先生（現東京都立大学）の書によって知った。*Journal of Business and Economic Statistics*誌のJuly, 1992は、構造変化と単位根検定特集になっており、以下に含まれる6本の論文がある。これによって、構造変化と単位根に関する小生の研究がスタートすることとなった。同氏には、直接にもいろいろ教わった。心より感謝したい。この論文の作成にあたっては、全国銀行協会の研究援助をいただいた。ここに記して、感謝する。

語でのよいテキストはまだないようだ。そこで、本稿でははじめに、構造変化と単位根検定に関して、サーベイを行なう。

単位根については、Nelson and Plosser (1982)をはじめとして、多くの研究で、1980年代は、ほとんどの時系列データについて、その存在が確認されてきた。(正確には、単位根の帰無仮説が棄却できない。)金融時系列データにunit rootが存在することは、実証の方法論にも甚大な影響を与える。実証の面では、非正常な時系列データの場合、共和分(Co-integration)など、従来と全く異なる推計方法を取らなければならなくなる。実際に欧米でも日本でも、データ実証分析では「革命」と呼ぶに近い形で手法の転換が見られている。よって、「単位根検定」は、実証研究の第一段階として不可欠なものとして存在する重要なものである。

もちろん、客観的な統計テストの結果は認めなければならない。しかし、1990年代に入って、時系列データにおけるunit root について、否定的な結果を出した研究が、多く出て来ている。ここで、構造変化と単位根の問題がつながってくるのである。ここでの問題意識は、従来の単位根検定方法は、経済に当然起こっている構造変化を全く無視しており、そのことによって、バイアスが生じているのではないかということである。後で述べるように、Perron (1989)によって、構造変化を統合した単位根検定が開発されて以来、この分野の研究が進んで来た。

なお、単位根検定には別の問題も出てきている。事前の季節調整とunit root テストの不整合という問題である。Ghysels (1990)は、戦後の四半期時系列データにおいて、季節調整しないquarterly dataでは、単位根が出ないのに、季節調整済みデータを用いると、単位根が出る実例を示した。この議論では、もし年次データの単位根が出れば、そちらは否定できない。しかし、少なくともPerron (1989)以来の諸結果は、年次では時系列データの単位根は、棄却できるようなものである。このことは、単位根はそれほどrobustではないことを示唆している。

また、単位根の問題とは別に、時系列データの構造変化の点を内生的に統計的に見つけたということも、興味深い。上記の*Journal of Business and Economic Statistics*誌の単位根の論争の副産物でもあるが、これ自体も、大変意味があると思う。たとえば、日本の高度成長の転換点は、通俗的に、第1次オイルショックである。しかし、Yoshikawa and Ohtake (1987)や吉川 (1992)は、高度成長の転換点は、1970年にすでにあったと主張している。Iwamoto and Kobayashi (1992)は、rollingしてbroken trend の回帰をして、標準誤差が最小という基準で1971年第1四半期に構造変化の点をみなしている(詳しくは2.4節参照)。

構造変化を内生化した新しいテストをすぐ日本などに応用できるかというというと、できるのである。そのことを第4節の実践プログラムで示したい。Perron型は漸近分布を、固定された構造変化点ごとに作らねばならないので、検定の分布表を作るには手間がかかるが、ひとたび分布表が出来れば、実証研究への応用はたやすいのである。さらにまた、後で述べるように、Zivot and Andrews型の検定は、構造変化点が未知だが、漸近分布が構造変化点にかかわらず

一つなので、実際の検定がやりやすい。

次に本稿第3節では、回帰係数の安定性分析に関する新しい検定について触れたい。興味深い分野であり、まだ決定版と言えるものはないようであるが、さまざまな新しい試みが多く出てきているようである。

第2節と第3節とに分けてしまったが、両者は密接な関係があるだろう。基本となるBrown, Durbin and Evans (1975)は、ラグの入らない同時点での多重回帰のみ取り扱っている。しかし回帰係数の安定性の方が、Perron流の、構造変化のタイプを特定化されたtrend breakよりも一般的なもので、I(1)でもI(0)でも通用する係数の安定性分析ができれば、trend breakの問題もより改善されると思われる。

第4節では、実践のために筆者が開発した自動ラグ決定の単位根検定プログラムを公表する。

## 2 単一時系列データについての構造変化と単位根検定

本節では、trend breakとunit root testとの関連について展望する。

### 2.1 単位根検定の開発の現場

一般に、検定方法の開発と、検定のための分布表の作成には、次のような努力が必要となる。

まず、非定常時系列の検定理論の開発は、漸近理論の確立のために、ブラウン運動に関する各種定理を駆使することが必要となる。特に、構造変化を入れると、ジャンプやトレンドの屈折が入るが、ある意味で、変数の連続性が損なわれるため、数学的にはやや「汚い」形となり、計算は大変となる。

次に、非定常時系列の検定の分布を求めるのには、イムホフの積分を用いる場合以外は、検定統計量が解析的には解けないので、コンピューター・シミュレーションを必要とすることになる。

なお、未知の構造変化が導入されると、コンピューター・シミュレーションにおいては、recursiveやstepwiseに変化点を探索するような繰り返し計算の過程が入るので、計算の量も加速度的に大変になる。この作業は、量も回数も膨大な計算ゆえ、分割して計算を行なわねばならないが、ルーティーン的なプログラム改訂、コンパイルの仕事に、計算の実行管理を多く必要とする。

さらにコンピューター・シミュレーションにより、有限小標本の性質を調べる必要がある。現実のFinite Sampleで厳密な検定をするためには、そのつど、シミュレーションで、分布を出す必要がある。なお一般に、数値シミュレーションにおいては、乱数の作成が必要になるが、表計算ソフトやGAUSSなどの出来合いの乱数関数による乱数の発生は、周期が短く、バイアスが生じてしまう危険性があるので、避けるべきである。伏見(1989)のように、M系列乱数を用いるべきである。Ohara(1999)は、これを行なっており、また、Ohara(1999)は、漸近分布に

よる実証結果は、有限でもほとんど変わらないことまで確認した。後で述べるが、副島 (1994)、宮越・佃 (1998) は、有限標本に関する考察を欠いている。

Ohara (1999) は、これら全ての工程を経て作成された。Ohara (1999) は、Kunitomo (1996) の漸近理論を応用し、コンピューター・シミュレーションによって、複数の未知の構造変化点がある場合のt値型検定統計量の漸近分布を算出し、コンピューター・シミュレーションによって、有限標本のsize distortionやpowerを検証した。副島 (1994)、宮越・佃 (1998) は、全く検定方法への考察なしにひたすら現実データへの適用を行なっているだけである。

## 2.2 trend breakの探索を内生的に統合したunit root test

ユーザーよりの立場で、単位根検定の実際と落とし穴について書かれた優れた文献として、Campbell and Perron (1991)がある。Campbell and Perron (1991)は、単位根検定の実践上のルールを提供している。そして、Campbell and Perron (1991)のルール6は、構造変化についてであり、「単位根帰無仮説を棄却できないことは、回帰式に含められる決定論的[訳注 stochasticでない]コンポーネントに関するミススペシフィケーションによるものかもしれない」と述べているのである。つまり、真のデータがbreakのある定常過程の場合、通常のDickey-Fullerタイプの検定では、誤って帰無仮説を採択してしまうことを示している。つまり、従来の実証研究で、単位根が出たと言っているが、それは、構造変化を無視して、何も考えずに機械的にDickey-FullerテストやPhillips-Perronテストをあてはめたための失敗かもしれない。構造変化と単位根に関しては、若き大家Stock (1994)も展望論文を書いており、発展しているトピックである。

Perron (1989)、Rappoport and Reichlin (1989) は、大恐慌や、戦後のデータではオイルショックといった構造変化を考慮にいれて、単位根の対立仮説に、1個のtrend breakのあるtrend stationaryを採用した。結果はセンセーショナルであり、Perron (1989)は、Nelson and Plosser (1982)が、単位根を棄却できなかった系列のうちのほとんどにおいて単位根を棄却できた。単位根を精密に検定するには、出来るだけ長期のデータを用いることが望ましいが、時系列データが長期に渡れば渡るほど、構造変化が加わる可能性が高くなるのである。長期時系列において、単位根がでるのは恒常的にpermanent shock が加わっているためではなく、極めて稀に起こるbig shock に全体の結果が依存してしまっている、という含意である。big shock 以外では、定常的である。

1990年代に入って、このPerron (1989)に対する研究が多く生まれているようだ。*Journal of Business and Economic Statistics*誌のJuly, 1992号は、単位根と構造変化の特集となっているが、それらの論文は、Perron (1989)の手法のさらなる発展が展開されている。それらの論文は、Perron (1989)が、break pointを外生的に与えていることを批判し、break pointの決定を内生的に統合した単位根テストを作って追試を行っている。それらの論文にほぼ共通する結果

は、株価指数などでは、単位根を棄却しなくなり、戦前を含む年次実質GNPでは、大恐慌を  
変化点として単位根を棄却できたが、戦後の四半期GNPでは、trend breakのない単位根を棄  
却できないということになった。

Christiano (1992)は、bootstrap methodと呼ばれるシミュレーションを用いることによっ  
て、戦後のアメリカの時系列データを例にとり、trend breakの存在のテストにおいて、一般的  
に起こりうるpitfallを指摘している。すなわちデータプロットや歴史から外生的に構造変化点を  
与えるにしろ、内生的に何らかの統計処理でtrend breakを見いだすにしろ、trend breakの検  
定に、伝統的なFテストを行うのでは、trend breakが存在する方に非常に強いバイアスがかか  
ってしまうという警告を発している。

このChristianoのシミュレーションは、データ数、trend breakの時点によって、個別的に、  
極めて多種の設定を必要とするので、Dickey-Fuller テストのように1枚の表があれば正確な検  
定がすぐできるというものではない。

内生的にtrend breakを探し出すため、次のような回帰式を考えるとする。

$$y(t) = \mu + \theta d_{it} + \beta t + \gamma d_{it} + \sum \phi_k y(t-k) + \varepsilon(t), \quad (1)$$

$$\Delta y(t) = \mu + \theta d_{it} + \beta t + \gamma d_{it} + \sum \phi_k \Delta y(t-k) + \varepsilon(t), \quad (2)$$

$$\text{where } d_{it}=0, \text{ for } t=1, 2, \dots, i-1, \quad d_{it}=1, \text{ for } t=i, i+1, \dots, T.$$

2カ所にある $d_{it}$ によって、切片とtrendの傾きの変化を両方包括している。(1)式は、真のデータ  
がtrend stationaryであると想定しており、Christianoの場合、summation  $\sum$ に付くラグは4  
であり、(2)は、difference stationary、ラグ数3である。Christianoの主張は、どちらのケース  
でも成立する。ここで、帰無仮説をtrend breakがない $\theta = \gamma = 0$ として、伝統的なFテストを行  
うと、trend breakが存在するという結果が出る方向に非常に強いバイアスがかかってしまうとい  
うことである。この主張の根拠は、bootstrap methodと呼ばれるシミュレーションによって  
いる。アメリカの戦後四半期時系列データの標本数と同じ156個の人工的データセットを(1)式ま  
たは、(2)のdata generating mechanismによって1000組作り、各時点でのF値をそれぞれ計算  
して、1000の中の大きい順に並べる。それを帰無仮説のもとでのFの分布とみなして、上位5%  
のF値が、5%のcritical valueとなる。それは、従来のF分布のcritical valueよりはるかに  
高い値となる。従来のFテストでは、戦後アメリカの時系列データにおいて、5時点でF値は、  
5%のcritical valueも越え、trend breakが存在したことになるが、ブートストラップ・シミュ  
レーションのcritical valueは、一回も越えてない。つまり構造変化はないことになる。

なぜこうなるかは、論文にははっきりとは書いてないが、私の言葉で言うと、構造変化を判  
定する検定ではF値を二回使うことになるからであろう。trend breakがあるかのFテストの前  
に、プレテストとしてbreakが、あるとすればもっともらしい点をまず選択することになるが、  
最もストレートにはF値の最大の時点を選ぶということになるだろう。その時点を帰無仮説に

代入して, trend breakが存在するかの本検定をするわけだから,すでに最大のF値がスタートから前提されている。つまり, バイアスのない検定のためには, 棄却臨界値の絶対値を上昇させる必要があるのである。構造変化をデータから内生的に発見した上での構造変化があるかないかの検定では, critical valueあるいは, p値が, 大きく修正されなければならない。

Perron (1989)の単位根テストも, (2)式に近く,

$$\Delta y(t) = \mu + \theta d_{it} + \beta t + \gamma d_{it} + \alpha y(t-1) + \sum \phi_k \Delta y(t-k) + \varepsilon(t) \quad (3)$$

である。Perron (1989)は, このaugmented Dicky-Fuller型の回帰式に外生的にtrend breakを置いた定常過程という対立仮説を導入した場合の $\alpha$ のt値の漸近分布を出した。Christianoは, これについてもシミュレーションを行った。プレテストで, 内生的に breakの点を与えた上でt検定する場合, 上と同じように, プレテストの操作が検定のcritical valueに大きな影響を与えるであろう。結果はChristianoのシミュレーションの $t_\alpha$ は, Perron (1989)のcritical valueに比べて, 大きく高いわけではないが, 0.8程度高い。結局Perron (1989)テストでも, 20%有意水準でも, 時系列データの単位根は棄却できない。

後で述べるように, 副島 (1994)は, 変化点の位置を未知として動かしているのに, 検定分布表は, Perron (1989)の変化点の位置が固定されたものを使っているために, もろに, Christianoの批判に該当してしまっている。副島 (1994)の実証方法は, バイアスのなかった誤った手続きを使っているので, 注意が必要である。

もっとも, 副島 (1994)にも暫定的理由があった。副島 (1994)は, 帰無仮説単位根側にも, トレンド屈折を入れたかったが, Zivot and Andrews (1992)の検定分布表は, 帰無仮説にトレンド屈折がなかったための, とりあえずの苦肉の策であった。しかし, 検定がバイアスを持つことは消えないし, 副島 (1994)の意図する検定は, 後述のHatanaka-Yamadaの問題もある。

ただし, 後でも述べるように, 単位根検定の結果は, ラグの数に大きく影響される。 $\Delta y(t-k)$ のラグの数を2としたPerron (1987), Christiano (1988)の場合には, 8%の有意水準では, 単位根を棄却できたという。私の解釈では, 単位根の存在はラグの数に大きく影響され, ロバストでないということになる。15%の有意水準ですら, likelihood ratioによるとtrend breakも存在しない。

次に, Christiano (1992)の批判を克服すべく, Zivot and Andrews (1992)は, 構造変化点を未知とする単位根検定を開発した。これは, 重要な意義がある。漸近分布critical valueは構造変化点の位置に依存せず, 一つとコンパクトなので, 他の実証研究にもすぐ使える。上記のChristianoの指摘したpitfallをふまえて, Perron (1989)の単位根のt検定の追試を行っている。まず, プレテストとしてtrend breakの点を見つけるアルゴリズムを $\alpha=1$ のt値(マイナスの値)を最小化(絶対値の最大化)したものとする。これは, break pointをtrend stationaryに最も有利に, 単位根の帰無仮説に最も不利になるように選ぶという操作である。彼らは, 画

期的なことに、このアルゴリズムをstandardized Brownian Motion に変換することにより、trend breakを内生化した t 値の漸近分布を導きだした。コンパクトな分布表もstandardized Brownian Motionの積分を離散正規確率変数の和で近似するシミュレーションで得られ、完成された分布表はすぐにも実用化できる。

ただし、注意すべきは、Zivot and Andrewsの場合の帰無仮説は、trend breakのない単位根プロセスであり、(3)式であげたPerron (1989)と異なり、単位根側の構造変化は外生的に仮定せず、構造変化は一つのData Generating Processから、内生的にランダムに生み出されたものと解釈されている。

さらに、Finite Sample のMonte Carlo Methodでは、この漸近分布のcritical valueは、unit root を棄却する方向に偏っていることが判明した。しかし、Zivot and Andrews (1992)のような有限標本の単位根検定は、結局、データごとに、ARMAモデルなどで、特定化をし、シミュレーションをするしかないようだ。私見では、この特定化の時点で、AICを使うにしても次数の選択のなどに、検定結果が影響されてしまうのではないかと思う。

Zivot and AndrewsのFinite Sampleにおける単位根検定の最終結果では、Perron (1989)がunit root を棄却した多くの系列で、単位根が棄却できないという結果にくつがえった。しかし、GNPでは、名目実質とも5%でtrend breakなしの単位根を棄却できた。trend break の位置は、長期データでは、Perron (1989)と同じ1929年が多いが、貨幣の流通速度のように大恐慌とは違う年(1949年)が出てきたものもいくつか出た。戦後の四半期GNPでは、推計された変化点の位置は、1972年第2四半期となった。しかし、戦後の四半期GNPについて結果は、Christianoと同様、unit root を棄却できない。trend breakもないことになる。

Perron (1997)も、実は1990年にZivot and Andrewsとほぼ同時期に同様の構造変化点が未知の検定を行っていたが、mimeoのまま、公刊が遅れたものである。Perron (1997)は、Zivot and Andrews (1992)とは異なる、独自の漸近理論を展開している。

Banerjee et al. (1992)も、Zivot and Andrews (1992)と同様に、未知の構造変化点を統合している。

Banerjee et al. (1992)に特徴的なのは、Brown, Durbin and Evans (1975)に始まるrecursive に係数を推定して係数の安定性を検定する手法を単位根に使えるようにextendしていることである。これも、画期的なものである。Banerjee et al. (1992)は、上のZivot and Andrews (1992)と同様の、trend breakの選択を内生化した近似漸近分布表も、導出している。recursiveとは、ここではサンプル数を1つずつ増やして統計量の時系列を作って、最大、最小などを見ることである。第2にrolling testとして、サンプル全体への一定割合の区間をずらしてゆく方法、第3にはsequential testという名で、上のZivot and Andrews (1992)と同様、サンプルすべて使って、breakの点を1つずつずらしてゆく方法が提示されている。第3のsequential test



では、 $t$  値タイプのほか、Quandt (1960)流の尤度比 Likelihood Ratio (QLR) も使われ、後者の方は、すべての係数が期間中一定であることを検定する。

以上のような係数変化の手法を導入したメリットは、p.278にあるようにtrend breakの前は、stationaryで、後は単位根過程という仮説も検討可能であることである。しかし、すぐ後にみるように実証では出番はなかった。第1のrecursive と第2は、理由は私にはわかっていないが、critical valueは(3)式での $\Delta y(t-k)$ のラグの数には影響されないようだ。第1と第2は、複数のbreakを発見できる利点もあるが、しかし、シミュレーションによって、単一のbreakのあるstationaryの対立仮説に対してパワーが低いことが判明した。したがって、第1、第2のテストで単位根が棄却できなくてもunit root の存在はあまり確かではない。結局は、第3の $t$  値やLikelihood Ratio (QLR)が、重視される。

Banerjee et al. (1992)は、先進7カ国での戦後の四半期データに、求められた漸近分布表を適用した結果、アメリカについては、no-trend-break unit rootをまったく棄却できない。ただし、Banerjee et al. (1992)の場合、 $\Delta y(t-k)$ の最大ラグの数は、4と少ないため、後述のように問題が残っている。戦後についてなので、上のZivot and Andrewsと同様の結果である。興味深いことに日本においてのみ、単位根が棄却された。日本の場合、 $t$ 統計量の $p$ 値は3%、trend breakの時点は、1970年第1四半期である。イタリア、フランス、ドイツでは、 $I(1)$ プロセスだが、1974年頃に、ドリフト項の低下が起こったように見える。ただし、私見だが、Zivot and Andrews (1992)のFinite Sample の結果では、この漸近分布は、単位根を棄却する方向に偏っている(liberal)ことが判明しているので、日本の結果は多少未定の余地がある。他の国では、Liberalなテストなのに単位根が出たので問題はないようだ。

Chu and White (1992)は、上の3つとは趣が異なり、trend breakのある仮説を帰無仮説にしたシンプルな1段階のテストを提示している。この漸近分布は、トレンドのないデータを扱ったPloberger et al. (1989)の係数の安定性分析を拡張したものになっている。Zivot and Andrews型の単位根のテストでは判定できないことがある。つまり、単位根帰無仮説が棄却できない場合、構造変化トレンドのstationaryとは限らず、ドリフトの変化つき単位根の可能性もある。彼らの検定は、これに対処しようという試みである。彼らの検定は、単位根検定やbreakの時点に関してもサンプルの中央以外では精度が低いが、検定のパワーは高いと主張されている。彼らは、Perron (1989)の追試をした結果、アメリカの戦前からの実質年次GNPでは、Perron (1989)と同じく、5%でtrend breakの存在を棄却できない。しかし、戦後の四半期GNPでは、trend breakの存在は棄却された。これは、上記の3論文の結果と一致している。

一方で、Hendry and Neale (1991)は、有限サンプル・シミュレーションを行ない、真のデータがbreakのある定常過程の場合、通常のDickey-Fullerの検定では、誤って、帰無仮説を採択してしまうことを示している。

他に、1個の構造変化点を入れた単位根の検定は、Cheung (1994), Hatanaka and Koto (1995), Noriega (1994), Raj (1992), 副島 (1994), 宮越・佃 (1998), 山本・Zhai (1995) によって、実証に応用された。これらは、すでに開発された検定をデータに応用しただけであるが、ただし、Hatanaka and Koto (1995)は、独自のFタイプテストの開発を行なっている。また、山本・Zhai (1995)では、山本拓教授の開発された、カイ2乗をそのまま使える実用的検定方法が応用されている(宮越・佃 1998の言うように、検出力は弱いようだ)。

注意すべきは、Christianoの項で述べたように、副島 (1994)の検定手続きには、誤りがあることである。副島 (1994)のように、変化点を未知として動かした場合は、変化点を外生的に固定したPerron (1989)の分布表を用いたのでは、バイアスがある検定にしかならない。副島 (1994)のように、変化点を未知として動かした場合は、Zivot and Andrews (1992)型の変化点の探索を統合した検定の分布表を用いなければならない。

宮越・佃 (1998)は、副島 (1994)の致命的ミスは克服している。しかし、宮越・佃 (1998)は、後述するように、ラグ数の調整を行っていない点で問題がある。

### 2.3 さらに最近の研究動向

Ohara (1999)は、小原 (1994)ですでに骨格ができていたが、ようやく公開されたものである。Ohara (1999)は、複数の未知のトレンド屈折が存在する場合の単位根検定を初めて開発した。著作権の関係でここでは引用できないが、Ohara (1999)の図を御覧いただきたい。現実には、アメリカの貨幣の流通速度の長期年次データや、日本の戦後のGDPデータには、casual viewで、複数の構造変化点が存在するように見える。アメリカの貨幣の流通速度の長期年次データという重要なファイナンシャルデータにおいて、今まで、Perron (1989), Zivot and Andrews (1992)が単位根を棄却しなかったのに、複数構造変化点を統合したOhara (1999)の単位根検定では、単位根を棄却したのである。また、Perron (1989)は、別な検定として、2つの変化点をアドホックに与えて、split sampleでADF検定をしたので、単位根を棄却できなかったが、Ohara (1999)は、変化点を内生的に探索したので、Perron (1989)とは別の変化点の位置が導きだされ、全サンプル期間で、単位根が棄却されたのである。このことをもって、未知の複数の構造変化点の単位根検定が必要である実例であると、筆者は考えている。

Bai and Perron (1998)は、定常の線形回帰モデルにおいて、複数の未知の構造変化点を扱う検定を開発している。Ohara (1999)に書いたように、Lumsdaine and Papell (1997)は、公開日時こそ早かったが、研究ノートの的なもので、内容はお粗末である。

1) 彼らは、Ohara (1999)で成し遂げた、Perron (1989)のTheorem 1の理論的拡張を行っていない。つまり、Lumsdaine and Papell (1997)は、なぜ複数構造変化点の単位根検定が必要なのか、理論的証明が出来ていない。Ohara (1999)では、真のData Generating Process

が複数構造変化点がある場合に、真の構造変化点の数以下の数の構造変化点を仮定すると、誤って、単位根を棄却に失敗し、検定にバイアスが生ずるという理論的証明がなされている。つまり、Lumsdaine and Papell (1997)では、Campbell and Perron (1991)の趣旨を生かしていないで、アドホックに、構造変化点を複数の拡張してみただけである。

2) 彼らの棄却分布表の求め方は、漸近分布の形を求めず、アドホックに単に有限シミュレーションでやっつけてしまっている。そのため、Ohara (1999)は、理論的には2個以上の複数の変化点に対応できるが、彼らは、二個の変化点にしか対応できない。

3) 彼らの棄却分布表はわずか500個のサンプルによるもので、不正確である。

4) 彼らは、トレンド屈折が複数回あるケースを扱っていない。彼らは、アメリカのデータの実証において、既存の結果を鵜のみにして、機械的にジャンプのみの変化点のタイプを当てはめているが、Ohara (1999)は、アメリカの四半期GDPに2度の屈折がある対立仮説を使用し、単位根を棄却した。アメリカ経済においても、恒常的技術ショックによる、リアルビジネスサイクル理論は、適応しない。アメリカ経済の成長は、黄金時代と言われた1960年代に加速して、1968年に再び元の速度に戻ったという結果を得た。1970年代には、アメリカの生産性スローダウンが言われたが、時系列データからは、1950年代と比較すると、それほど成長トレンドが落ちたわけではないのである。

5) 彼らは、Ohara (1999)で成し遂げた、size distortionやpowerに関する有限サンプルのシミュレーションを行なっていない。

なお、私が尊敬してやまない畠中教授は、帰無仮説側に未知の構造変化を入れる検定に疑念を持っておられる。Hatanaka and Yamada (1996, 1997, 1998)は、同じ論文が改訂され続けている。計算担当のYamada氏は、GAUSSでシミュレーションを行い、私のTSPプログラムを元に、GAUSSプログラムに翻訳して実証を行なっていた。

畠中教授は、まず、 $I(0)$ でも $I(1)$ でも通用する方法で、構造変化点を推計し、それから単位根検定を実行するという二段階法を提唱されている。1段階目の推計は漸近的には正しい構造変化点を当てるのだが、問題は現実のデータ程度の有限サンプルの場合である。今のところ、現実の四半期データの個数に対応した150個程度の筆者による有限サンプル・シミュレーションでは、一段階目の変化点の探索の精度がさほどよくないので、帰無仮説側に構造変化を入れる検定において、二段階法の完全な優位性はまだ示されていない。

単位根と構造変化の検定をmultivariateに拡張するというのが、要望されているが、いくつかの試みがすでにある。Banerjee et al. (1992)によると、Hansenの1990未公開論文は、T. W. Anderson and DarlingのStatisticsを多次元に拡張して利用したMean-Chow testを提出している。共和分CointegrationについてはHansen (1992)やBai, Lumsdaine and Stock未公開論文がある。また、上のChu and White の検定量は、2変数のCointegrationに直接適用できると

主張されている (p. 293)。

また、構造変化がある場合に、共和分があるかないかを判定する検定方法の開発も近年進んで来た。Gregory and Hansen (1996)は、Engle and Grangerタイプの共和分の残差検定において、構造変化点がある場合の検定方法を開発した。また、Gregory and Hansenは、別な論文で、Engle and Grangerタイプの共和分の残差検定において、共和分ベクトル内に構造変化点がある場合の検定方法を開発している。Inoue (1999)は、ヨハンセンタイプの共和分検定で、deterministic trendの部分に、一つの構造変化点がある場合の検定方法を開発している (Zivot and Andrews 1992のように、帰無仮説には構造変化なし)。なお、共和分が存在することを前提に、係数に構造変化があるかどうかを検定することは、また別問題であり、これにはBruce Hansenの方法が、普及しているようだ。

最後に、unit rootと、理論における恒久ショックと一次的ショックの区別との中の含意についての一般的問題点についてふれておこう。吉川 (1992, pp. 42-45)は、たとえ、時系列データに単位根が存在したからといって、現実にpermanent shockが、100%を占めているとか、ドミナントであるとは、決して言えないと論じている。最も単純な例では、 $y(t)$ を時系列データの自然対数をとったものとして、 $\mu$ はドリフト、 $\varepsilon(t)$ は、系列無相関なホワイトノイズとする。

$$y(t) = \mu + y(t-1) + \varepsilon(t) - m \varepsilon(t-1) \quad (4)$$

つまり、時系列データは自己回帰部分には単位根が存在するが、ノイズの部分においても、AR(1)になっている。すなわち、全体として、1次のMAが入っている。今期の1だけのショックは、来期以降に持続的な影響を与えるが、その大きさは、 $1-m$ でしかない。もし $m$ が正で1に近ければ、時系列データに単位根があったとしても、 $\varepsilon$ のショックは、時系列データに一時的影響しか与えないという面が、permanentな影響よりドミナントになりうるのである。事実、一時的影響と永久的影響の割合を測ったCochrane (1988)のvariance ratioの分析結果はそうなっている。またCochrane (1988)の実験によると、上記のようなMAの次数が低いほど、permanent shockの影響を過大評価してしまうという。

実践上の注意は、ラグを多くすると面倒と言う理由で、ラグを少ししか取らない実証研究が多いということである。ADFテストは、ARMAのMA部分を長いARラグで近似せんとするものであるから、ラグは相当程度必要である。経験的に、単位根検定の結果は、ラグの数に大きく依存する。悪い例として、ラグの決定ということを考えず、Microfitというメニュー形式のソフトの4期ラグまでのアウトプットを全てそのまま載せるというようなお粗末な論文も存在した。

また、宮越・佃 (1998)は、ラグ数を四半期で5に固定してしまっており、ラグ数の決定を怠っている点で、実証研究プロパーの論文としては致命的問題がある (新しい検定方法を開発した論文の巻末の一応用例として用いられるならば、ラフな実証も許されようが)。宮越・佃 (1998)は、ダービンワトソン比が2に近いことをもって、ラグ数の調整を行わないことを正当化してい

るが、現神戸大学の福重教授によると、ダービンワトソン比は、1次の系列相関しか考慮しないものであるから、ダービンワトソン比だけでは不十分なのである。

ラグの数についての理論的考察は、Ng and Perron (1995)を参照のこと。本稿第4節では、これに配慮して、畠中教授の実例をもとに、最大ラグが24期まで入り、自動的にラグ数を選択するプログラムを提供する。

variance ratioやMAの次数とunit root, permanent shockと理論との関連を今後の課題としたい。

## 2.4 日本の時系列データにおける構造変化とunit root test

日本の高度成長の転換点は、通俗的にも、プロットでも第一感は、第1次オイルショックである。しかし、吉川 (1992)は、高度成長の転換点は1970年代初頭にすでにあったと主張している。吉川 (1992)の本は、計量経済学的手法も包括しているが、それを越えた歴史的理論的分析を駆使した構造的分析である。高度成長を構造として、内需依存型として捉える。吉川 (1992)の本は、農村から都市への人口移動に伴う住宅、耐久消費財需要が、旺盛な建設投資、製造業の設備投資につながるメカニズムを指摘している。吉川 (1992)は、高度成長は、その源泉である人口移動が、データの的にも大きく低下を見せた1970年頃に既に終焉していたと考えている。

実証研究では、Iwamoto and Kobayashi (1992)は、日本のGNPで、1969年第3四半期から1974年第2四半期まで、しらみつぶしに構造変化点をずらしてBroken Trendの回帰をして、標準誤差が最小という基準で1971年第2四半期に構造変化の点をみなしている。上で述べたBanerjee, Lumsdaine and Stock (1992)でも、日本のtrend breakの時点は、1970年第1四半期であった。吉川 (1992)説は有力であるといえよう。

再び単位根の話に戻るが、竹内恵行教授は、日本への単位根検定の初めての応用(Takeuchi 1987)において、第1次オイルショックの1973年第4四半期を外生的に構造変化点として、データを区切ると、オイルショック以後においてのみ、単位根が消失することを示した。この竹内教授の初期の研究に対して、Iwamoto and Kobayashi (1992) (書かれたのは1990年)は構造変化点は、1971年第2四半期が1番もっともらしいと結論している。Iwamoto and Kobayashi (1992)の実証結果では、そこから先の後半のデータでさえも単位根は存在する。

しかし、これらは、上であげたような*Journal of Business and Economic Statistics*誌のtrend breakを探す推定を統合した単位根の検定ではないことから、いずれも不十分である。Iwamoto and Kobayashi (1992)が書かれたのは1990年であるのでやむを得ないことであるかもしれない。trend breakの時点はほぼ一致しているが、Banerjee, Lumsdaine and Stock (1992)では、単位根は、戦後全体でも棄却されている。7ヶ国中日本だけであるし、critical valueもさほどロバストではないが、とにかく正反対の結果が出ているということである。筆者の実証でも、

日本の戦後GDPでは、単位根が棄却された。また、Iwamoto and Kobayashi (1992)が書かれた1990年の後、Takeuchi (1991)が公刊され、Stepwise Chow testなどを導入し、Iwamoto and Kobayashi (1992)が批判の対象とした前の論文よりは、改良されている。

また、Ghyselsの季節調整の問題も含めて、再検討をしてみる必要があるだろう。日本の季節単位根に関しては、坂野 (1996, 1997, 1998a, 1998b)が、powerなどの検討を含めて、非常に優れた研究を行なわれている。

副島 (1994)、宮越・佃 (1998)などは、全く検定方法への考察なしにひたすら現実データへの適用を行なっているだけであり、誤りも散見される。上で述べたように、副島 (1994)がPerron (1989)のcritical valueの表で、構造変化点をずらして検定を行ったのは、誤りである。既に述べたように、副島 (1994)は、それを行なってしまっている。本稿第4.2節では、変化点が未知の場合に適切なZivot and Andrews (1992)型の検定のプログラムを提供する。既に述べたように、宮越・佃 (1998)は、優れた業績だが、ラグ数の決定手続きを欠いており、問題がある。

筆者のこれまでの研究成果としては、従来一個の構造変化しか考えていない従来の単位根検定に対して、筆者は初めて、変化点が複数かつ位置が未知な場合の単位根検定を開発し、従来の実証結果をかなり覆した (小原 1994)。筆者の問題意識は、未知の構造変化を統合しない先行研究でGNPは非定常と出たのは、例えば日本における70年代初頭の成長率の屈折などの構造変化を無視して、機械的に単位根検定を行なったからではないかというものである。Ohara (1999)において、その検定方法を実証に使った結果、日本のGNPは、1971年第1四半期と1992年第1四半期との2つのトレンドの折れを持った定常過程である、という先行研究をくつがえす結果を出した。この実証結果は、日本経済が、1990年代初頭から、再び構造変化を経て、成長率が低下していることを意味する。これは、平成に入ってから10年不況との関連で、興味深い。

筆者は、この問題に関してさらに、根源的検討が必要だと考える。

### 3 回帰係数の安定性に関する新しい検定

回帰係数の安定性の検定は、使えるものは真っ先に実証研究に使ってみたい。というのも、例えば貨幣需要の関数や輸出入関数は、国際金融政策にとって重要であるが、輸出関数は不安定であり、5年から10年で、関数関係が大きく変化することが知られている。その原因をきちんと分析すれば、論文になるということである。ここでもし、回帰係数の変化についてよい道具があれば、もちろん論文のロジックは本人の力量で決まるとはいえ、関数関係の変化の時点が、より客観的に確定でき、原因の推定にも役立つのではないと思われる。CUSUMテストは、かなりポピュラーになっている。CUSUMテストは、伴・和合著のTSPの本にも出ている。Defour (1982)は、回帰係数の構造変化についての包括的なすぐれたサーヴェイであるが、もっと単純で、t値テストが使える検定を提唱している。ヨーロッパのPloberger たちも

近年、Fluctuation Testと名付けられた新しいテストを提唱しているが、CUSUMとあまり違わないようだ。

品質管理から出てきたというCUSUMには、どうして、逐次計算した回帰残差の和をとると、構造変化がわかるのか、かなり神秘的なものを感じていたが、Defour (1982)の解説を読んで、基本的に予想誤差の程度、Over-PredictionとUnder-Predictionの持続性を測っているのだとわかった。彼女は、CUSUMのように累積和をグラフにするより、推定分散で標準化したrecursive residualの系列を直接見る方が基本的であるとしている。さらにそれとほとんど同等だが、signの面でよりすぐれた推定分散で標準化したrecursiveな、回帰係数の1階差の系列を勧めている。CUSUMは、多少の難として、CUSUMがbandと交わった点は構造変化の点としてはかなり不正確であり、bandは線形近似である。recursiveな回帰係数の1階差の系列は、ある種のt検定が可能である。標準化されたrecursive residualの系列は、時点Kまでは期待値ゼロである。K+1から最後までサンプルでは、Over-Predictionならその期待値は正になる。帰無仮説は期待値ゼロである。私の解釈が多少入るが、CUSUMでは、ずっとプラスが続いて初めてbandに交わるという点で、signに大きく依存しているのに対して、こちらでは、プラスとマイナスが交互にきても、その平均に偏りが出れば、t値に引っかかる。つまり、これは、残差の情報をよりうまく使っている。正規性や均一分散の仮定などが満たされそうもない場合には、よりロバストなランクテストも用意されている。

#### 4 単位根検定の実践プログラム

以下で、日本で最も普及しているTSPというソフトウェアの単位根検定プログラムを公表する。これは、データ、期間を直せば、すぐに実証研究に使える。

##### 4.1 自動ラグ決定Augmented Dickey-Fuller Testのプログラム

Dickey-Fullerのラグなしの単位根検定は、Said and Dickey (1985)によって拡張され、現在ではラグ付き内生変数を入れる、いわゆるADF (Augmented Dickey-Fuller)検定が定番となっている。

実際上は、単位根検定における検定結果には、ラグ数の決定が重要な影響をもたらす。畠中教授は、戦後四半期データでは、23期までのラグを考慮されたということで、本プログラムでも最大ラグ数は、24期としている。単位根検定におけるラグ数の決定に関しては、Ng and Perron (1995)も参照のこと。

以下にプログラムを書く。

? 自動ラグ決定 ADF TSP プログラム

? 覚書

?

? ©Hidetaka Ohara 1999, All rights reserved

?

小原 英隆

? (1) 自動ラグ決定 TSP プログラム

?

? 日本で一番よく使われている、TSP (TSP International) において、

? Unit Root Test (単位根検定) の最もポピュラーな

? Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test を行うものです。

?

? ラグ数が大きい場合にラグ数の自動判定をするプログラムは、

? 他のソフトでは、なかなかないのではないのでしょうか。

?

? Usage: このプログラム名を `autoadf.tsp` とし、

? 結果ファイル名を 仮に、`result.txt` とし、

? テキスト形式のデータ名を `data.txt` とすると、

? TSP のバッチ型モードで、

?

? `tsp autoadf.tsp result.txt`

? とします。

?

? なお、データにあわせて、テキスト形式かスプレッドシート形式か、

? `load` 文の内容と、サンプル期間 `smpl` の年次を変えて下さい。

?

? プログラムは、四半期専用ですが、少し直せば、月次でも使えましょう。

?

? バグについては、責任を持ちませんが、お知らせいただければ、改善します。

?

? (2) プログラミング上の注釈。

? Unix Version, Ver. 4.1A, 4.3 での動作確認しかしていません。

?

? 最多の AR ラグの `if` 文で、チェックして、`t` 値が有意なら、`adf` の値に、

? 単位根検定の `t` 値が入る。 `nlag` に、その時のラグ数も記録される。

? 一応、12 ラグ、24 ラグ 別に、DF 統計値を求めて、

? 最後に、`adf` に、総合された `t` 値が出る。

? ラグの数の理由は、直観的に四半期で 24 ラグは多過ぎるようにも思えるが、

? 畠中先生が、ラグ数 23 で行なっている例があるからである。

?



?

? プログラムのラグについての、回帰 (olsq コマンド) の順番は、小さい順でよい。

? なぜなら、t 値逐次法によるラグ決定法によると、ラグ数が大きい方から始めて、

? ストップするのがよいとされている。

? 判定は、最後のラグの t 値で、10 Percent 基準の絶対値 1.60 によって、

? 検定することがよく使われている。

? このプログラムの場合、adf の値は、上書きされてゆくので、

? むしろ、ラグ数の小さい方から始めた方が、ラグ数が大きい方が残る。

? この t 値逐次法は、Perron (1989) *Econometrica* などで単位根検定に使われている。

options crt ;

? Hidetaka Ohara Copyright(C);

freq q ;

\*\*\*\*\*

? Please change these according to your data

smpl 1955:2 1994:1 ;

load(file = 'data.txt') y1;

\*\*\*\*\*

?

write y1;

genr y = log(y1) ; ? If you have already taken log, comment out.

trend time ;

set n1 = @nobs - 1 ;

set adf = 0.0 ;

? ADF

?

regopt(pvprint) t ;

regopt(noprint) @ssr,@s,@s2,@sdev,@nobs,@ymean,

@dw,@dhalt,@rsq,@arsq,@fst,@ssr,@logl,@sbic ;

genr dy = y - y(-1);

olsq(silent) dy c time y(-1) ;

```
? print @dw ;
set adf0 = @t(3) ;
    set auto12 = @t(3) ;
    set nlag12 = 0;
set adflag0 = adf0 ;
? lag small to large
? lag 24
olsq(silent) dy c time    y(-1) dy(-1) ;
    ? print @dw ;
set adf1 = @t(3);
set lagt = @t(4);
    if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
        set auto12 = adf1 ;
        set nlag12 = 1;  enddo ;
?
olsq(silent) dy c time    y(-1) dy(-1) dy(-2);
    ? print @dw ;
set adf2 = @t(3);
set lagt = @t(5);
    if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
        set auto12 = adf2 ;
        set nlag12 = 2;  enddo ;
?
olsq(silent) dy c time    y(-1) dy(-1)-dy(-3);
    ? print @dw ;
set adf3 = @t(3);
set lagt = @t(6);
    if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
        set auto12 = adf3 ;
        set nlag12 = 3;  enddo ;
?
olsq(silent) dy c time    y(-1) dy(-1)-dy(-4);
    ? print @dw ;
```

```
set adf4 = @t(3);
set lagt = @t(7);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto12 = adf4 ;
set nlag12 = 4; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-5);
    ? print @dw ;
set adf5 = @t(3);
set lagt = @t(8);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto12 = adf5 ;
set nlag12 = 5; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-6);
    ? print @dw ;
set adf6 = @t(3);
set lagt = @t(9);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto12 = adf6 ;
set nlag12 = 6; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-7);
    ? print @dw ;
set adf7 = @t(3);
set lagt = @t(10);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto12 = adf7 ;
set nlag12 = 7; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-8);
    ? print @dw ;
set adf8 = @t(3);
```

```
set lagt = @t(11);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto12 = adf8 ;
set nlag12 = 8; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-9);
    ? print @dw ;
set adf9 = @t(3);
set lagt = @t(12);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto12 = adf9 ;
set nlag12 = 9; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-10);
    ? print @dw ;
set adf10 = @t(3);
set lagt = @t(13);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto12 = adf10 ;
set nlag12 = 10; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-11);
    ? print @dw ;
set adf11 = @t(3);
set lagt = @t(14);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto12 = adf11 ;
set nlag12 = 11; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-12);
    ? print @dw ;
set adf12 = @t(3);
set lagt = @t(15);
```

```
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto12 = adf12 ;
set nlag12 = 12; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) .dy(-1)-dy(-13);
    ? print @dw ;
set adf13 = @t(3);
set lagt = @t(16);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto24 = adf13 ;
set nlag24 = 13; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-14);
    ? print @dw ;
set adf14 = @t(3);
set lagt = @t(17);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto24 = adf14 ;
set nlag24 = 14; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-15);
    ? print @dw ;
set adf15 = @t(3);
set lagt = @t(18);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto24 = adf15 ;
set nlag24 = 15; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-16);
    ? print @dw ;
set adf16 = @t(3);
set lagt = @t(19);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
```

```
set auto24 = adf16 ;
set nlag24 = 16; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-17);
? print @dw ;
set adf17 = @t(3);
set lagt = @t(20);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto24 = adf17 ;
set nlag24 = 17; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-18);
? print @dw ;
set adf18 = @t(3);
set lagt = @t(21);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto24 = adf18 ;
set nlag24 = 18; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-19);
? print @dw ;
set adf19 = @t(3);
set lagt = @t(22);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto24 = adf19 ;
set nlag24 = 19; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-20);
? print @dw ;
set adf20 = @t(3);
set lagt = @t(23);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto24 = adf20 ;
```

```
set nlag24 = 20; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-21);
    ? print @dw ;
set adf21 = @t(3);
set lagt = @t(24);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto24 = adf21 ;
set nlag24 = 21; enddo ;
?
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-22);
    ? print @dw ;
set adf22 = @t(3);
set lagt = @t(25);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto24 = adf22 ;
set nlag24 = 22; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-23);
    ? print @dw ;
set adf23 = @t(3);
set lagt = @t(26);
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto24 = adf23 ;
set nlag24 = 23; enddo ;
?
olsq(silent) dy c time y(-1) dy(-1)-dy(-24);
    ? print @dw ;
set adf24 = @t(3);
? extraordinary adflag24 save
    set adflag24 = adf24 ;
set lagt = @t(27);
```

```
if abs(lagt) > 1.60; then ; do ;
    set auto24 = adf24 ;
set nlag24 = 24 ; enddo ; ,
else; do ; set auto24 = 100.0 ;
set nlag24 = 100 ; enddo ;

?
if auto24 < auto12 ; then ; do ;
    set adf = auto24 ; set nlag = nlag24 ;enddo ;
    else ;do ;set adf = auto12 ;set nlag = nlag12 ; enddo ;
cdf(dickeyf,df=@nob) adf;
?
print adf,nlag ;
print auto24,nlag24,auto12,nlag12 ;
print adflag0,adflag24 ;
stop ;
end;
```

#### 4.2 1個の未知の構造変化点のある単位根検定プログラム (以下次号)

#### 4.3 2個の未知の構造変化点のある単位根検定プログラム