九州大学学術情報リポジトリ
Kyushu University Institutional Repository

中国マクロ経済変数の非定常性とDGPの構造変化

張, 艶
福岡女子大学文学部 : 准教授

https://doi.org/10.15017/15764

出版情報：經濟學研究. 74 (4), pp.175-189, 2008-02-15. 九州大学経済学会
バージョン：
権利関係：

KYUSHU UNIVERSITY

中国マクロ経済変数の非定常性とDGPの構造変化*

張　　艶

第1節　はじめに

1978年の経済改革以後、中国は計画経済から市場経済に転換しつつある。特に、1990年代に入ってから市場経済化が本格的に進み、金融面においても、金融政策の中間目標の転換、金融政策の変更や金融システム改革などが実施された。このように、90年代以降、中国のマクロ経済の環境は大きく変化し、マクロ経済変数のDGP（データ生成過程：Data Generating Process）に構造変化が生じた可能性がある。

時系列データの分析では、まず単位根検定を行うことにより、データの定常性を検証することは、必要不可欠な手順となっている。単位根が存在するのかしないのか、あるいは構造変化があったのか無かったのかの検証は、経済分析の出発点として重要である。DGPの性質の差により、その後の経済分析、計量経済学的方法は全く異なり[1)]、また政策的なインプリケーションも異なることになる。しかし、中国の先行研究の多くは、データのDGPについて詳細な検討を行っておらず、構造変化の有無を検証していない。本論文の目的は、中国のマクロ経済時系列データについて、構造変化の可能性を考慮した単位根検定を通じてDGPを分析し、それにより政策分析の出発点を与えることにある。

論文の構成としては、まず、先行研究を概観する。次に、分析手法を紹介する。そして、使用データについて紹介した後、分析に入る。分析の手順は以下のとおりである。まず、中国の金融変数・実体変数の時系列データについて、ADF（拡張Dickey-Fuller）検定とPP(Phillips-Perron)検定により単位根が存在するという帰無仮説を検証する。そして、ADF検定とPP検定により帰無仮説が棄却されない変数については、Perron（1997）の方法により構造変化の有無を検証する。さらに、Perron（1997）の方法でも単位根の存在が棄却されない変数については、2回の構造変化を認めるClemente, Montanes and Reyes（1998）の方法により検証する。

* 本論文は、日本金融学会2006年度春季大会の報告論文に基づいて作成されたものである。本論文の作成にあたり、広島大学松浦克己教授、早稲田大学嶋村紘輝教授から大変貴重で詳しいコメントを頂戴した。深く感謝したい。ただし、あり得べき誤りは全て筆者に属するものである。

1）たとえば、①単位根の有無でモデルの形が変わり、レベルで分析を行うか、階差モデルで行うかになる。②構造変化の有無で推計期間、モデルが異なる。構造変化がある場合、構造変化の前後で推計期間を変えるか、あるいは構造変化の時点をモデルに取り込むかになる。

第2節　先行研究

現在、時系列データの分析では単位根検定は不可欠の手順となっている。時系列の単位根検定ではADF検定やPP検定などが利用されてきたが、構造変化の可能性を無視してこれらの検定法を単純に適用すると、誤った結果をもたらす恐れがある。すなわち、単位根検定に関しては定数項や傾きに変化が生じるというデータ生成過程に構造変化が起これば、ADF検定やPP検定には単位根ありという帰無仮説を棄却しにくいバイアスが生じる可能性がある[2)]。

構造変化を考慮した単位根検定は、Perron（1989）によって最初に提示された。Perron（1989）においては、構造変化の時期が既知であることが想定されている。それに対し、Christiano（1992）は、構造変化の時期はデータに依存して選択されるべきであると指摘している。さらに、Banerjee et al.（1992）、Zivot and Andrews（1992）などにおいては、構造変化の時期を未知として、それを内生的に選択する試みが行われた[3)]。また、Perron（1997）はBanerjee et al.（1992）やZivot and Andrew（1992）を発展させて、単位根が存在するか否か、構造変化が生じたか否か、生じたとすればいつの時点でどのように変わったのかを分析した[4)]。さらに、Perron（1997）では1回の構造変化を考慮したのに対し、Clemente, Montanes and Reyes（1998）はPerron and Vogelsang（1992）をさらに発展させ、2回の構造変化を考えた。

日本では、Yamamoto（1996）、Ohara（1999）、Hayashi（2005）などにおいて、構造変化を考慮した単位根検定の分析が行われてきたが、中国では研究の蓄積は非常に少ない。現在、中国の時系列データの分析では、まず単位根検定を行うことにより、データの定常性を検証することは一般的となっているが、DGPの構造変化の有無を検証する先行研究は見あたらない。馬（2005）では、構造変化の検証の必要性を指摘しているが、理論を論述したにすぎず、実際にデータを利用して分析を行っていない。本論文では、中国のマクロ経済変数のデータ生成過程に構造変化があったのか無かったのかという問題に注目して、単位根検定を行い、時系列データの定常・非定常性に関する性質を明らかにする。

第3節　分析手法の概要

1．Perron（1997）の検定方法

(1) Perron（1997）のモデル

Perronは以下の三つのモデルを示している[5)]。ここで、構造変化は最大で1回とされる。T_bは構造変化の時点を表す。

2）松浦・マッケンジー（2001）、松浦・竹澤（2005）などを参照。
3）Harris and Sollis（2003:70-74）を参照。
4）松浦・竹澤（2005）などを参照。
5）Perron（1997:357-360）、松浦・竹澤（2005）などを参照。

・モデル1 (innovational outlier model 1)

モデル1においては、帰無仮説と対立仮説双方の下で定数項の変化のみが考慮される。単位根検定は以下の式において$\alpha = 1$のt検定で行われる。

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t \qquad (1)$$

$$DU_t = 1 \quad \text{if } t > T_b \qquad D(T_b)_t = 1 \quad \text{if } t = T_b + 1$$
$$= 0 \quad \text{otherwise} \qquad = 0 \quad \text{otherwise}$$

・モデル2 (innovational outlier model 2)

モデル2において、定数項と線形トレンドの傾きの変化が考慮される。$\alpha = 1$のt検定で単位根検定を行う。

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i} + e_t \qquad (2)$$

$$DT_t = t \quad \text{if } t > T_b$$
$$= 0 \quad \text{otherwise}$$

・モデル3 (additive outlier model)

モデル3においては、傾きとトレンドの変化が同時に起きるとし、線形トレンドがブレーク・ポイントの前後でつながるように傾きが変化することが許容される。手順は二つのステップに分けて進められる。具体的には、以下のとおりである。

まず、(3a) 式の回帰を行うことで、変数のトレンドを除去する。

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t \qquad (3a)$$

$$DT_t^* = t - T_b \quad \text{if } t > T_b$$
$$= 0 \quad \text{otherwise}$$

そして、残差$\tilde{y}_t$に関して$\alpha = 1$のt検定で単位根検定を行う。

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \qquad (3b)$$

(2) 構造変化時点 T_b とラグの次数 k の選択

上記三つのモデルの下で、$t_{\hat{a}}(i,T_b,k)$ (i=1,2,3) により、構造変化時点 T_b とラグの次数 k における $\alpha=1$ の t 検定統計量が示される。T_b と k は未知数であり、以下の方法で内生的に選択される。

・T_b の選択方法

T_b は以下の二つの方法で内生的に選択される。

A. 各々の i について、$t_{\hat{a}}(i,T_b,k)$ を最小とする T_b を選択する。

$$t_a^*(i)=Min_{T_b\in(k+1,T)}\, t_{\hat{a}}(i,T_b,k) \quad (\text{i=1,2,3})$$

なお、$t_a^*(1)$ と $t_a^*(2)$ の漸近的分布は Zivot and Andrews (1992) で検討された。

B. 定数項（モデル1）の変化に関する t 統計量 $t_{\hat{\theta}}$ を最小にするか、あるいは傾きの変化(モデル2、モデル3）に関する t 統計量 $t_{\hat{\gamma}}$ を最小にする T_b を選択する。

具体的には、モデル1については、以下のとおりである。

$$t_{a,\theta}^*(1)=t_{\hat{a}}(1,T_b^*,k)$$

ここで、T_b^* は次の条件を満たすものとする。

$$t_{\hat{\theta}}(T_b^*)=Min_{T_b\in(k+1,T)}\, t_{\hat{\theta}}(T_b,k)$$

モデル2、モデル3については、$t_{a,\gamma}^*(i)$ $(i=2,3)$ はモデル1の $t_{a,\theta}^*(1)$と類似の形で定義される。

・k の選択方法

k の選択については、k をあらかじめ固定せずに、データに依存した方法で選択するほうが、検出力を高めることができる[6]。データに依存した方法とは、general to specific アプローチに基づいて、有意になるラグの最大値を選択することである。具体的には、t-sig（t値に基づく）と F-sig（Fテストを利用）という二つの方法が提案されている[7]。

6）Ng and perron (1995)、Perron and Vogelsang (1992)、Hall (1994) を参照。

7）t-sig については Perron (1997)、F-sig については Said and Dickey (1984) を参照。

2．Clemente, Montanes and Reyes (1998) の検定方法

Clemente, Montanes and Reyes (1998) では、以下の帰無仮説を検定する[8)]。

$$H_0: y_t = y_{t-1}+\delta_1 DTB_{1t}+\delta_2 DTB_{2t}+u_t \qquad (4)$$
$$DTB_{it} = 1 \quad \text{if } t = TB_i+1 \qquad (i = 1,2)$$
$$=0 \qquad \text{otherwise}$$

対立仮説は以下の (5) 式のとおりである。

$$H_A: y_t = \mu+d_1 DU_{1t}+d_2 DTB_{2t}+e_t \qquad (5)$$
$$DU_{it} = 1 \quad \text{if } t > TB_i \qquad (i = 1,2)$$
$$=0 \qquad \text{otherwise}$$

ここで、TB_1 と TB_2 は変化時点であり、単純化するため、以下のように仮定される。

$$TB_i = \lambda_i T \quad (i = 1,2) \qquad 0 < \lambda_i < 1,\ \lambda_2 > \lambda_1$$

・IO モデル (innovational outlier model)

IO モデルは、次の 2 つのステップで、単位根帰無仮説を検定する。すなわち、まず(6)式を推計し、次にすべての構造変化時点の組み合わせのもとで、自己回帰のパラメータ(ρ)が 1 であるかどうかを検定するために、t 値の最小値を求める。

$$y_t = \mu+\rho y_{t-1}+\delta_1 DTB_{1t}+\delta_2 DTB_{2t}+d_1 DU_{1t}+d_2 DU_{2t}+\sum_{i=1}^{k} c_i \Delta y_{t-i}+e_t \qquad (6)$$

なお、$0 < \lambda_0 < \lambda_1,\ \lambda_2 < 1-\lambda_0 < 1$ と仮定されるので、トリミング値(λ_0)を選択する必要がある。

・AO モデル (additive outlier model)

AO モデルは、次の 2 つのステップで、単位根帰無仮説を推計する。すなわち、まず、(7)式を推計することによって、変数の確定的部分 (deterministic part) を除去する。

$$y_t = \mu+d_1 DU_{1t}+d_2 DU_{2t}+\tilde{y}_t \qquad (7)$$

8) Clemente,J., Montanes,A., Reyes,M. (1998:176-178)、松浦・竹澤 (2005) などを参照。

次に、(8)式において、t値の最小値を求めることによって、$\rho = 1$という仮説を検定する。

$$\tilde{y}_t = \sum_{i=0}^{k}\omega_{1i}DTB_{1t-i} + \sum_{i=0}^{k}\omega_{2i}DTB_{2t-i} + \rho\tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^{k}c_i\Delta\tilde{y}_{t-i} + e_t \qquad (8)$$

第4節　使用データ

1．中国の経済統計[9]

中国マクロ経済変数の非定常性とDGPの構造変化の分析に入る前に、まず、中国の経済統計の流れについて紹介する。中国の統計計算は、前ソ連の経験に基づき、1950年代からMPS（System of Material Product Balances、物質平衡表体系）が採用されていた。大躍進と文化大革命の間、中断されたものの、1978年経済改革の後、また復活し発展してきた[10]。具体的には、経済改革後、MPSによる国民所得統計の作成が再開され、MPSの1981年産業連関表と1983年産業連関表が作られた。MPSは主に農業、工業、建築業、運輸業、商業を対象とする計算体系で、サービス業が計算範囲に含まれていなかった。

経済改革の深化と経済の急速な発展に伴って、第三次産業が急速に伸びてきた。MPSはマクロ管理の需要に応じられなくなった。そこで、MPSを利用すると同時に、1985年にSNA（System of National Accounts、国民経済計算）によるGDP統計、1987年にSNAの産業連関表の作成、1992年にSNAの資金循環統計の作成が始められた。

1993年に、MPSによる国民所得統計が廃止され、SNAのGDP統計は国民経済統計の中心的な指標となった。これにより国民経済統計はMPSとSNAの並存から、SNAのみの実施となった。また、同年にSNAの資産負債表と国民経済口座の作成が始まった。現在、国民経済統計の指標のうち、国民資産負債を除いて、GDP統計、産業連関表、資金循環統計及び国際収支統計は、すべて『中国統計年鑑』に公表されている。

さらに、2002年1月に国際通貨基金（IMF）のGDDS（General Data Dissemination System、データ公表共通システム）に加入し、GDP、財政、金融、価格、労働力などのデータを定期的に公表することが義務付けられ、データの透明度もより向上するようになった[11]。

2．データ

本分析に用いられるデータは、1983年1月から2003年12月までの利用可能な月次データである。使用データの求め方と出所は、第1表のとおりである。

9）中国の統計データについては、許(1999)(2002a)(2002b)(2003)などを参照。

10）大躍進とは、1958年から1960年にかけて、極めて短期間に、鉄鋼・穀物生産などを無理に増産しようとし、急進的な理想社会の実現を目指した運動のことである。天児他編（1999:695）を参照。文化大革命とは、1966年から1976年まで中国を激動させた政治・社会・文化の全般にわたる運動のことであり、事実上の内乱状態を招いた。天児他編（1999:1106）を参照。

11）ただし、IMFには、SDDS（Special Data Dissemination Standard）とGDDSの2種類の基準があり、SDDSには、先進国の大部分が入っているのに対して、GDDS加入国は発展途上国が多く、中国の統計に関しては、IMFではまだ発展途上国のレベルとしか認めていないことと考えられる。

第1表　使用データ

使用データ	データの求め方	出　所
貸出金利		IMF
預金金利		IMF
M1	83年から99年6月までの月次データは四半期データから補間法で求めた	IMF
M2	83年から99年6月までの月次データは四半期データから補間法で求めた	IMF
実質工業総生産	名目工業総生産／GDPデフレータ	中国統計、中国統計年鑑
実質固定資産投資	名目固定資産投資／GDPデフレータ	中国統計、中国統計年鑑
実質社会商品小売総額	名目社会商品小売総額／GDPデフレータ	中国統計、中国統計年鑑
実質輸出	名目輸出／GDPデフレータ	名目輸出：IMF
実質輸入	名目輸入／GDPデフレータ	名目輸入：IMF
小売物価指数上昇率	小売物価指数対前年同月比	中国統計
為替レート		IMF
GDPデフレータ	月次データは年次データから補間法で求めた	中国統計年鑑2004年 p.53、p.56

（注）　M1とM2については、四半期データしか入手できないため、ほかのデータと統一するように、ここで補間法により月次データを作成する。補間法というのは、「変化率一定」という仮定でデータを作成する方法である。
たとえば、1991年＝105.3、1992年＝109.3とする。各月は「変化率一定」と仮定されると、以下のようになる。
$105.3\times(1+r)^{12}=109.3$
ここで、rは月平均変化率である。そこで、1991年の各月のデータが以下のように作成できる。
$105.3\times(1+r)^{1}, 105.3\times(1+r)^{2}, 105.3\times(1+r)^{3}, 105.3\times(1+r)^{4}, \ldots\ldots, 105.3\times(1+r)^{11}, 105.3\times(1+r)^{12}$

金融変数としては、貸出金利、預金金利、M1、M2を使用する。実体変数としては、実質工業総生産、実質固定資産投資、実質社会商品小売総額、実質輸出、実質輸入、小売物価指数上昇率、為替レートなどを使用する。各変数共に季節調整前の月次データを用いる[12]。また、金利、物価と為替レート以外の変数は自然対数値を使用する。

第5節　ADF検定とPP検定

データの定常性が満たされるかどうかを検定するために、単位根検定を行う。ここでは、ADF検定とPP検定を利用し、トレンド項と定数項を含むもの、定数項のみ含むものの2通りの方法により検定を行う。検定結果は、第2表のとおりである[13]。最適ラグの次数はSIC基準により自動選択した。

12）季節調整済データを利用する場合、単位根検定や共和分検定に深刻なバイアスがかかることが指摘されている。また、変数間で季節調整方法が異なる場合、その問題はより深刻となり、推計では一致性も得られないという問題が起きることも指摘されている。松浦・マッケンジー（2001）を参照。

13）1階の階差をとった場合、すべての変数についてADF検定またはPP検定で単位根ありという帰無仮説は棄却された。ここではその単位根検定の結果を省略する。

第2表　単位根検定（レベル）

	ADF検定		PP検定	
	トレンド項＋定数項	定数項	トレンド項＋定数項	定数項
貸出金利	-1.21669	-0.709553	-1.272565	-0.885925
ラグ	0	0	4	5
預金金利	-1.372378	-0.362212	-1.500517	-0.61714
ラグ	0	0	6	6
M1	-2.166688	-1.589268	-2.033573	-0.920726
ラグ	13	13	3	2
M2	-0.987012	-2.425272	-0.278367	-1.867652
ラグ	13	13	3	4
実質工業総生産	-1.474097	0.861676	-7.895347***	-0.240639
ラグ	13	13	2	35
実質固定資産投資	1.098888	1.332158	-10.03746***	-4.737119***
ラグ	12	12	11	0
実質社会商品小売総額	-2.946151	-1.49303	-5.567961***	-0.309367
ラグ	12	12	1	17
実質輸出	-3.038786	-0.669108	-11.0866***	-1.317652
ラグ	13	13	9	20
実質輸入	-4.543608***	-1.114227	-11.83851***	-1.768292
ラグ	15	13	10	6
小売物価指数上昇率	-2.98768	-2.660934*	-2.427528	-2.153817
ラグ	4	4	9	10
為替レート	-1.332431	-1.464674	-1.332431	-1.461192
ラグ	0	0	0	2

（注）***は1%、**は5%、*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。以下同様。

（金融変数）

金融変数（貸出金利、預金金利、M1、M2）についてみると、ADF検定とPP検定共に、定数項あり、定数項＋トレンドありのケースで、単位根が存在するという帰無仮説を棄却することはできない。

（実体変数）

・実質工業総生産

実質工業総生産については、ADF検定では単位根が存在するという帰無仮説は棄却されないが、PP検定のトレンド＋定数項ありのケースでは、1%水準で帰無仮説が棄却されている。

・実質固定資産投資

実質固定資産投資については、ADF検定では単位根が存在するという帰無仮説は棄却されないが、PP検定のトレンド＋定数項ありと定数項ありのいずれのケースでも、1%水準で帰無仮説が棄却されている。

・実質社会商品小売総額

実質社会商品小売総額については、ADF検定では単位根が存在するという帰無仮説は棄却されないが、PP検定のトレンド＋定数項ありのケースでは、１％水準で帰無仮説が棄却されている。

・実質輸出

実質輸出については、ADF検定では単位根が存在するという帰無仮説は棄却されないが、PP検定のトレンド＋定数項ありのケースでは、1%水準で帰無仮説が棄却されている。

・実質輸入

実質輸入については、定数項のみのケースではADF検定、PP検定共に、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されない。しかし、トレンド＋定数項ありのケースでは、ADF検定とPP検定で共に単位根が存在するという帰無仮説は１％水準で棄却されている。

・小売物価指数上昇率

小売物価指数上昇率については、ADF検定のトレンド＋定数項ありのケースとPP検定では、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されないが、ADF検定の定数項ありのケースでは、10%水準で棄却されている。

・為替レート

為替レートについては、ADF検定とPP検定共に、定数項あり、トレンド＋定数項ありのケースで、単位根が存在するという帰無仮説を棄却することはできない。

第６節　構造変化を考慮したDGP

１．Perron（1997）の検定結果

貸出金利、預金金利、M1、M2、為替レートについては、ADF検定とPP検定のいずれによっても、単位根が存在するという帰無仮説を棄却することはできないため、ここでは、貸出金利、預金金利、M1、M2、為替レートに対して、構造変化を考えたDGPの分析を行う。まず、Perron（1997）による１回までの構造変化を考えた単位根検定を行う。結果は以下のとおりである[14)]。

・貸出金利

貸出金利については（第３表、第１図）、モデル１（innovational outlier model１）、モデル２（innovational outlier model２）、モデル３（additive outlier model）のいずれも、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されない。

・預金金利

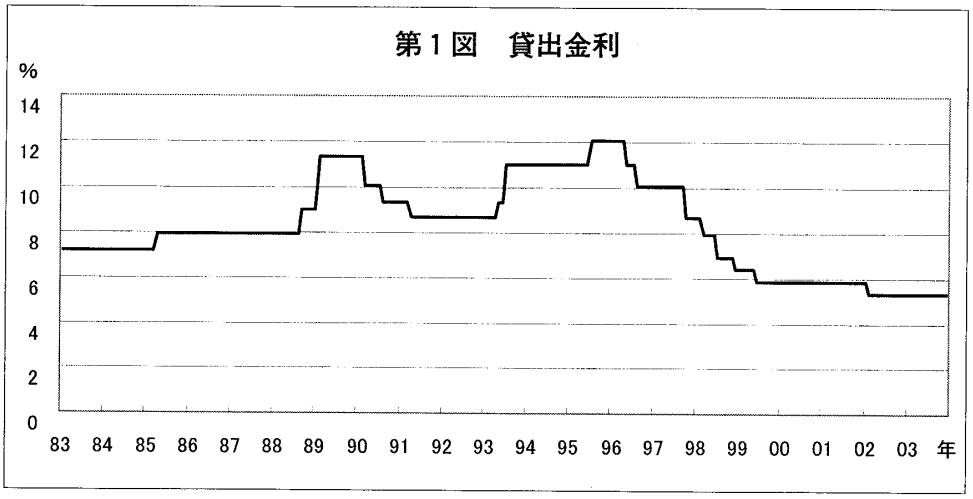
預金金利については（第４表、第２図）、貸出金利と同様に、モデル１、モデル２、モデル３のいずれでも、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されない。

14）臨界値については、Perron and Vogelsang（1992）のTable3とTable４を参照。

第3表　貸出金利の Perron（1997）の検定結果

期間1983:01－2003:12　Obs＝252

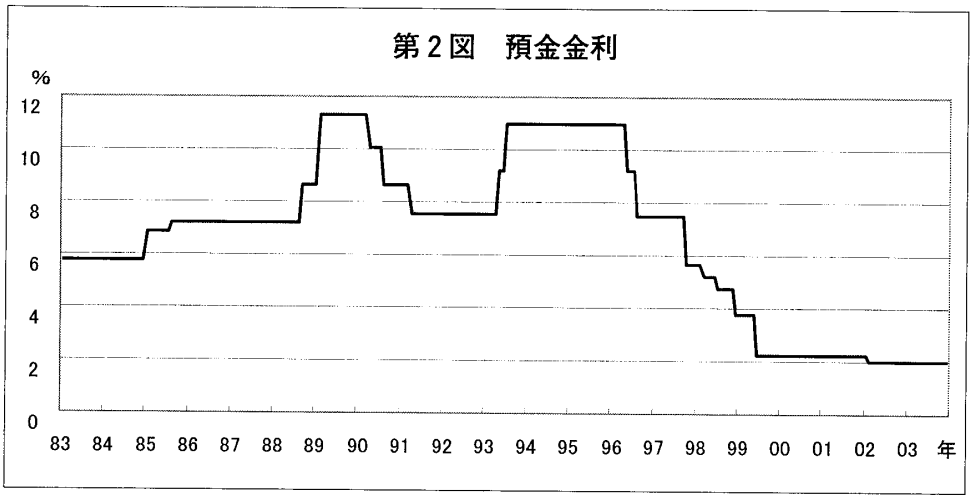
	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_α
モデル1	1997:08	5	−0.41984	0.35088		0.93419	−4.256
			(−3.9575)	(1.23014)			
モデル2	1993:03	9	1.01942	−0.28156	−0.00661	0.92024	−4.20147
			(3.73836)	(−0.97156)	(−3.52591)		
モデル3	1995:08	9			−0.09677	0.92645	−3.33928
					(−27.65797)		



第4表　預金金利の Perron（1997）の検定結果

期間1983:01－2003:12　Obs＝252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_α
モデル1	1996:03	0	−0.48546	0.46591		0.95655	−3.891
			(−4.3589)	(1.25688)			
モデル2	1993:03	5	1.12305	−0.27652	−0.00752	0.93562	−3.57659
			(3.09848)	(−0.72978)	(−2.96024)		
モデル3	1994:10	5			−0.12885	0.94893	−2.70729
					(−27.471)		



・M1

M1については（第５表、第３図)、モデル１とモデル２では、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されない。モデル３では、帰無仮説は10％水準では棄却されるが、５％水準では棄却されない。その構造変化の時期は、1997年５月である。この時期は中国の軟着陸の時期であった。経済過熱を抑制するために、金融政策は引き締め政策に転換されていた。

・M2

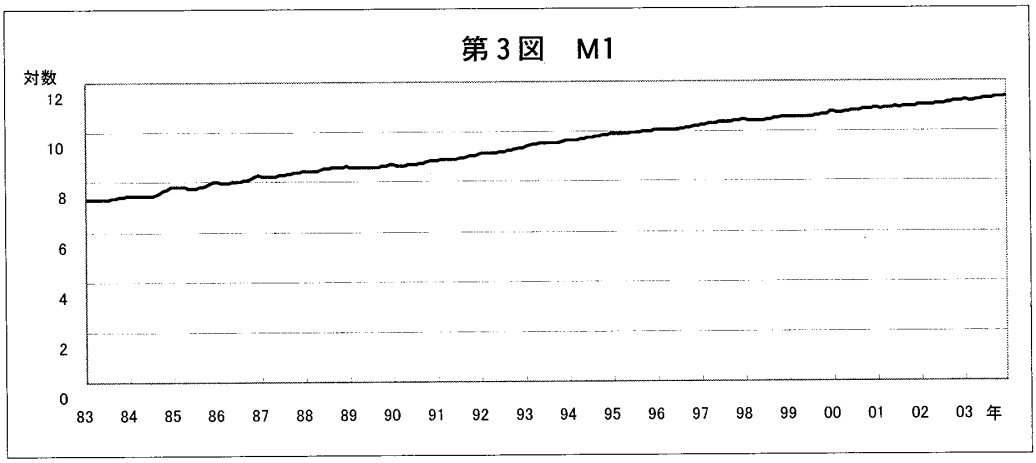
M2については（第６表、第４図)、モデル１とモデル３では、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されない。モデル２では、帰無仮説は５％水準で棄却される。その構造変化の時期は、1994年５月である。この時期において、金融政策の中間目標が転換された。具体的には、中国人民銀行が、国家銀行の貸出枠をコントロールするだけでは、社会の通貨・貸出総額を完全にコントロールすることは難しくなってきたため、1994年に、金融政策の中間目標は、主に貸出枠としていた従来の方式から、通貨供給量の調節へと転換された。この政策の下で、中国人民銀行は、通貨供給量の具体的目標および経済の運営状況に基づき、四半期ごとにベースマネーの供給計画を策定した。それにより、ベースマネー、とくに準備通貨を操作目標とし、M1、M2を中間目標として、金利、公開市場操作、預金準備金、再割引などの金融政策手段を用い、マネーサプライを調節した。

第５表　M1のPerron（1997）の検定結果

期間1983:01－2003:12　Obs＝252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_α
モデル1	2000:06	12	-0.01302	-0.01062		0.93705	-4.4778
			(-3.1212)	(-0.67762)			
モデル2	1993:08	1	0.04627	-0.02113	-0.00026	0.92642	-4.23144
			(3.41428)	(-1.17419)	(-3.16341)		
モデル3	1997:05	12			-0.00467	0.92911	-4.3384*
					(-16.1587)		

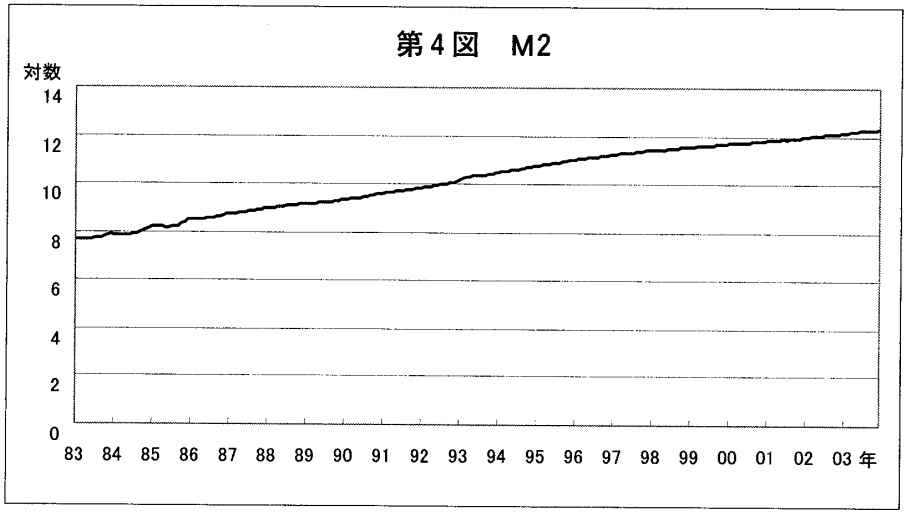
第３図　M1



第6表　M2のPerron（1997）の検定結果

期間1983:01－2003:12　Obs＝252

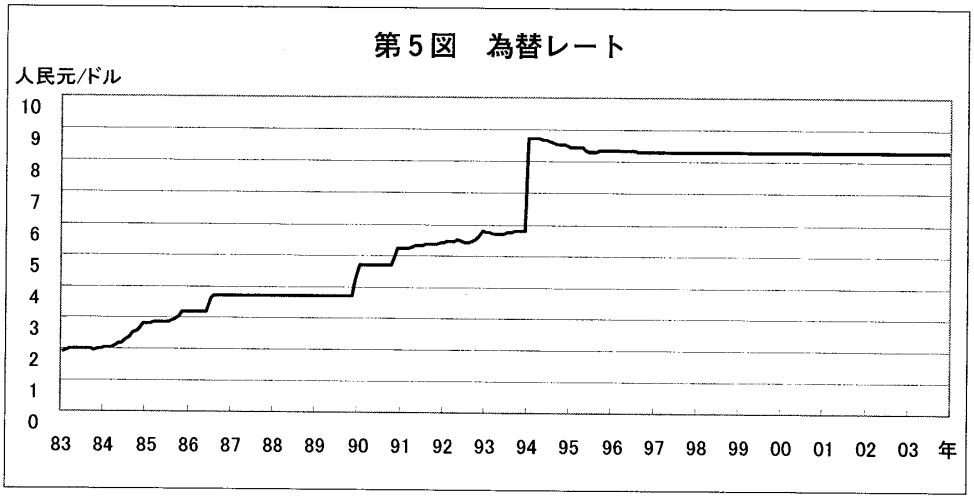
	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_α
モデル1	1989:08	12	0.00831	−0.01131		0.98489	−3.03745
			(3.2717)	(−1.1144)			
モデル2	1994:05	12	0.0653	−0.00835	−0.00038	0.94554	−4.96756**
			(4.4857)	(−0.82808)	(−4.39189)		
モデル3	1997:03	1			−0.00938	0.94323	−3.98375
					(−40.259)		



第7表　為替レートのPerron（1997）の検定結果

期間1983:01－2003:12　Obs＝252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_α
モデル1	1989:10	0	0.13755	−0.14815		0.95979	−2.49349
			(2.76901)	(−0.76448)			
モデル2	1993:11	1	3.55537	−1.3646	−0.01738	0.493	−13.87632***
			(13.92817)	(−7.85127)	(−13.5035)		
モデル3	1996:09	0			−0.04242	0.93045	−3.05087
					(−20.2509)		



・為替レート

為替レートについては（第7表、第5図）、モデル1とモデル3では、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されない。モデル2では、帰無仮説は1％水準では棄却されている。その構造変化の時期は、1993年11月である。この時期は為替レート改革の直前であった。1994年1月1日から為替レートの改革が行われた。具体的には、人民元レートを統一レートとし、市場の需給を基礎とした単一の管理された変動相場制に移行した。このため、1994年に入ってから1ドルに対する人民元は、5.8から8.7に大幅に切り下げられた。それ以降、この検定期間においては、為替レートはずっと安定している。

2．Clemente, Montanes and Reyes（1998）の検定結果

貸出金利と預金金利については、Perron（1997）の方法では単位根が存在するという帰無仮説は棄却されなかったため、2回の変化を考慮したClemente, Montanes and Reyes（1998）の方法により検証する。その結果は第8表、第9表のとおりである[15]。これより、貸出金利と預金金利については、IOモデルとAOモデルのいずれでも単位根が存在するという帰無仮説は棄却されない。

第7節　結び

本論文では、中国のマクロ時系列データのDGPについて考察し、構造変化の有無を検証した。その分析結果は次のとおりである。

①　実質工業総生産、実質固定資産投資、実質社会商品小売総額、実質輸出、実質輸入、小売物価

第8表　貸出金利のClemente, Montanes and Reyes（1998）の検定結果

期間1983:01－2003:12　Obs＝252

	T_{b1}	T_{b2}	k	DU_1	DU_2	$\alpha-1$	$t_{\alpha-1}$
IO model	1988:07	1997:08	5	0.22945	-0.41482	-0.0892	-5.065
				(3.711)	(-5.074)		
AO model	1988:10	1998:04	3	2.42896	-4.24681	-0.0941	-3.139
				(17.993)	(-31.176)		

第9表　預金金利のClemente, Montanes and Reyes（1998）の検定結果

期間1983:01－2003:12　Obs＝252

	T_{b1}	T_{b2}	k	DU_1	DU_2	$\alpha-1$	$t_{\alpha-1}$
IO model	1993:03	1996:03	0	0.25772	-0.58698	-0.05651	-4.657
				(3.327)	(-5.360)		
AO model	1988:10	1997:11	3	2.63041	-6.57526	-0.08542	-3.102
				(12.821)	(-32.458)		

15）臨界値については、Clemente, Montanes and Reyes（1998）のTable1とTable2を参照。

指数上昇率などの実体変数については、少なくともADF検定かPP検定のいずれかで単位根が存在するという帰無仮説が棄却される。すなわち、実質工業総生産、実質固定資産投資、実質社会商品小売総額、実質輸出、実質輸入、小売物価指数上昇率はI(0)変数であり、定常過程であると考えられる。

② ADF検定とPP検定では、単位根が存在するという帰無仮説が棄却されない貸出金利、預金金利、M1、M2、為替レートについては、1回の構造変化を認めたPerron（1997）の方法によると、M1、M2および為替レートはモデル1・モデル2・モデル3のいずれかのケースで単位根が存在するという帰無仮説は棄却される。その原因については、以下のように考えられる。M1とM2については、金融政策の変更、金融政策の中間目標の転換などから、DGPに構造変化が生じている可能性が指摘できる。また、為替レートの改革により、為替レートのDGPに構造変化が生じている可能性もある。

③ 貸出金利と預金金利については、Perron（1997）の方法でもClemente, Montanes and Reyes（1998）の方法でも、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されない。貸出金利と預金金利は単位根が存在することから、今後、実証分析に使用する際には、慎重に検討する必要がある。

なお、本論文では、中国のマクロ時系列データについて統計面で検討したが、今後の課題としては、中国の統計方法について詳しく調べ、MPSからSNAへの転換に伴う統計の整合性や、データの接続可能性の問題などをさらに考察したい。

参 考 文 献

日本語文献

a 単行本

天児慧・石原亨一・朱建栄・辻康吾・菱田雅晴・村田雄二郎編（1999）『岩波現代中国事典』岩波書店.

松浦克己・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.

b 雑誌論文

松浦克己・竹澤康子（2005）「金融変数と実体変数に構造変化は存在したのか―データ生成過程の検証」日本金融学会秋季大会報告論文. 6月19日.

中国語文献

a 単行本

許憲春(1999)『中国国民経済核算体系改革与発展』経済科学出版社.

中国国家統計局『中国統計年鑑』各年：中国統計出版社.

b 雑誌論文

馬丹（2005）「具有階段性趨勢序列的単位根検験」『統計教育』第2期：25-26.

許憲春（2002a）「我国国民経済核算面臨的問題及改革的方向」『統計研究』第4期：8-13.

許憲春（2002b）「我国国民経済核算的回顧与展望」『統計研究』第7期：8-11.

許憲春（2003）「中国国民経済核算新的規範」『中国統計』第5期：9-11.

中国国家統計局『中国統計』（元『中国統計月報』）1983-2004年:中国統計出版社.

英語文献

a 単行本

Harris, R. and Sollis, R. (2003) *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, John Wiley & Sons, Chichster.

b　雑誌論文

Banerjee,A.,Lumsdaine,R.L.,Stock,J.H. (1992) "Recursive and sequential tests of the unit root and trend break hypothesis: theory and international evidence", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp.271-287.

Christiano,L.J. (1992) "Searching for breaks in GNP", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp.237-250.

Clemente,J.,Montanes,A.,Reyes,M. (1998) "Testing for a unit root in variables with a double change in the mean", *Economics Letters* Vol.59, pp.175-182.

Hall,A.(1994) "Testing for a unit root in time series with pretest data based model selection", *Journal of Business and Economic Statistics* 12, pp.461-470.

Hayashi, N. (2005) "Structural Changes and Unit Roots in Japan's Macroeconomic Time Series: Is Real Business Cycle Theory Supported?", *Japan and the World Economy*, Vol.17, Issue 2, North Holland, pp.239-259.

Ng, S. and Perron, P. (1995) "Unit root tests in ARMA models with data dependent methods for the selection of the truncation lag",*Journal of the American Statistical Association* 90, pp.268-281.

Ohara,H.I. (1999) "A unit root test with multiple trend breaks: a theory and application to US and Japanese Macroeconomic time-series", *The Japanese Economic Review* 50, pp.266-290.

Perron,P. (1989) "The Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", *Econometrica* 57, pp.1361-1401.

————(1997) "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Journal of Econometrics* 80, pp.355-385.

Perron,P. and Vogelsang,T.J. (1992) "Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp.301-320.

Said,S.E. and Dickey, D.A. (1984) "Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order", *Biometrika* 71, pp.599-608.

Yamamoto,T. (1996) "A Simple Approach to the Statistical Inference in Linear Time Series Models which may Have Some Unit Roots", *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol.37, No.2, pp.87-100.

Zivot, E. and Andrews, D.W.K. (1992) "Further evidence on the Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis", *Journal of Business and Economic Statistics* 10, pp.251-270.

c　ホームページ

IMF　http://www.imfstatistics.org/imf/.

〔福岡女子大学文学部　講師〕