

中国経済の安定と構造変化－韓国との比較において

松浦克己*
張 艶*

要 約

本稿では、中国が長期にわたり順調な成長を遂げる一方で韓国がアジア通貨危機の中で屈折した点に注目して、両国の主要な経済変数のデータ生成過程（Data Generation Process）を比較することで、中国経済の成長と安定要因を分析したい。中国経済の分析で特に配慮されるのは、中国経済の二つの特徴とされる①中国元がドルとリンクする固定的な為替制度、②投資主導型の成長、の二点である。

1980年代、90年代半ばまで共に順調な成長を遂げていた中国と韓国経済であるが、1997－1998年のアジア通貨危機では明暗を分けた。DGPの検討で分かったのは中国経済を主導している固定資産投資と輸出の安定性である。我々のDGPを通じた中韓比較は、金利などの金融政策にせよ為替政策にせよ、漸進的で一歩ずつ進む着実な政策が、長期的な成長につながることを示唆している。

目 次

- I はじめに
- II 中国と韓国経済変数の動き一図による比較
- III DGPの検定方法
- IV 中国経済のDGP
- V 韓国経済のDGP
- VI まとめ

I はじめに

膨大な人口を抱えるために潜在的な経済力に注目されていた中国は、1978年以降の経済改革を経て、今日では世界経済の主要なプレーヤとなった。その間の政策は漸進的で（incremental）で一歩ずつ進む（experimental approach）着実なものと呼称されている [Prasad and Rajan 2006]。米国ドルにペッグした為替制度を採用しているが、アジア通貨危機の影響もほとんど受けることなくこの30年間順調な高度成長を遂げている。アジアの小竜の一国といわれた韓国が1970年代から1990年代半ばまでの順調な高度成長の後、アジア通貨危機の直撃を受け深刻な調整を余儀なくされたことと対照的である。変動相場制に移行した韓国では2002

年から2005年にかけて非正規雇用比率が27%から37%に上昇したといわれるほど社会の安定に影響を落とし、韓国社会の二極化が指摘されている [He and Tresselt 2004]。ジニ係数で見た分配状況の悪化は他のOECD諸国やアジア通貨危機に見舞われた国と比較しても類例を見ないとされている [IMF 2006]。それは貧困層の絶対的な所得水準の低下を伴っているとされる点でも、韓国の社会問題の悪化は際だっている。韓国でみられた混乱に中国のような大国が陥ることは、中国自身のみならず日本にとっても好ましくない。本稿では、中国が長期にわたり順調な成長を遂げる一方で韓国がアジア通貨危機の中で屈折した点に注目して、両国の主要な経済変数のデータ生成過程（Data Generation Process）を比較することで、中

* 広島大学大学院社会科学研究所 教授

〒730-0053 広島市中区東千田1-1-89 TEL 082-542-7032 E-mail : kmatsuur@hiroshima-u.ac.jp

* 福岡女子大学文学部 准教授

〒813-8529 福岡市東区香住丘1-1-1 TEL & FAX 092-661-2411 E-mail : ellie@fwu.ac.jp

国経済の成長と安定要因を分析したい。

中国経済の分析で特に配慮されるのは、中国経済の二つの特徴とされる①中国元がドルとリンクする固定的な為替制度、②投資主導型の成長、の二点である [Aziz 2006]。ドルとのリンクが輸出促進につながり、外貨保有残高は1兆ドルを超え世界最大となった。鉱業資源や食料に対する旺盛な需要は、世界のエネルギー市場や穀物市場を左右するようになった。有力な自動車や電気メカなどの進出もあり、世界の一大生産拠点ともなった。中国の生産や貿易動向は、対中輸出が日本経済回復の主要な要因の一つと指摘されるように、日本を含むアジア経済に大きく影響を与えるようになった。貿易や金融を巡る最近の米中間の論争は、かつての日米経済摩擦を思い出させるものがある。ある意味で最近の米中間の経済摩擦は、中国経済が米国にとっても、無視しがたい重要な地位を占めるようになったことを端的に示すものである。

中国における消費支出のGDPに対する比率（名目ベース）は1980年の51%から2005年の40%未満となった^(注1)。他方で投資のシェアは2005年で約40%である。これは1990年代を約10%上回る水準である。1990年代の実質家計消費の伸びが年率約8%と堅調であったことを考えると、この間の投資の伸びがいかに高かったかが分かる。中でも固定資産投資（土地を含む）は2003年以降名目で20%を超える伸びを示している [Barnett and Brooks 2006]。これは中国経済の成長が、投資取り分け固定資産投資により主導されていることを

示唆している。この投資は主に企業の内部留保^(注2)と次いで銀行貸出によってファイナンスされている。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、図により、中国と韓国の経済変数の動きを見てみる。次に先行研究をサーベイしたあと、DGPの検定方法について紹介する。そして、中国経済のDGPと韓国経済のDGPについてそれぞれ検証する。検証のプロセスは以下の通りである。まず経済変数について、ADF検定とPP検定により単位根が存在するという帰無仮説を検証し、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、1回の構造変化を認める Perron (1997) の方法と2回の構造変化を認める Clemente, Montanes and Reyes (1998) の方法により構造変化と単位根の関係を検証する。最後にDGPを通じた中韓比較により、政策のインプリケーションを導き出す。

II 中国と韓国経済変数の動き一図による比較

中国経済を特徴づける為替レートや固定資産投資などの主要な変数と、それらの変数に対応する韓国経済のデータの動きを比較してみたい。本稿では1985年1月以降にSNAが作成されはじめたというデータ作成上の経緯を鑑み、1985年1月以降2005年12月までを分析対象期間とする [許2003]。

中国に関しては多くのデータが作成されているわけではないが、その中で、金融変数としては為替レート（人民元/米ドル）をまず取り上げる。

表1 中国経済データ

使用データ	データの求め方	出所
為替レート	人民元/米ドル	IMF
貸出金利		IMF
預金金利		IMF
M1	85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	85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
工業総生産		中国統計
固定資産投資		中国統計
社会商品小売総額		中国統計
輸出		IMF
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

この他に貸出金利、預金金利、M1、M2も取り上げる^(注3)。実体変数としては固定資産投資に加えて工業総生産、社会商品小売総額、輸出、輸入、小売物価指数上昇率を使用する。各変数共に季節調整前の月次データを用いる^(注4)。また、為替レート、金利と物価以外の変数は自然対数値を使用する。データの求め方と出所は、表1のとおりである。

中国と韓国の公表データは定義が異なる。韓国

のデータをできるだけ中国の変数に対応させるために、韓国については為替レート（韓国ウォン／米国ドル）、貸出金利、預金金利、M1、M2を使用する。工業生産指数IIPとIIP変化率、輸出、輸入、消費者物価指数（CPI）、CPI上昇率を使用する。各変数共に季節調整前の月次データを用いる。ここでも金利、為替レートとIIP、CPI上昇率以外の変数は自然対数値を使用する。使用データの求め方と出所は、表2のとおりである。

表2 韓国経済データ

使用データ	データの求め方	出所
為替レート	韓国ウォン／米国ドル	IMF
貸出金利		IMF
預金金利		IMF
M1		IMF
M2		IMF
工業生産指数（IIP）、IIP変化率	IIP変化率：工業生産指数対前年同月比	IMF
輸出		IMF
輸入		IMF
消費者物価指数（CPI）、CPI上昇率	CPI上昇率：消費者物価指数対前年同月比	IMF

直感的な把握のために図により概観したい。図1^(注5)に中国関係のデータ、図2-a^(注6)、図2-b^(注7)に韓国関係のデータを示す。為替に関して一見して見えることは、①人民元／米国ドルの変動が韓国ウォン／米国ドルの変動に先行した

こと、②1998年の通貨危機前後も2001年以降も人民元／米国ドルの動きが安定しているのに対し、③韓国ウォン／米国ドルは危機の前後で急騰後急落し、2001年以降も下落していることである。

図1 中国経済の動き

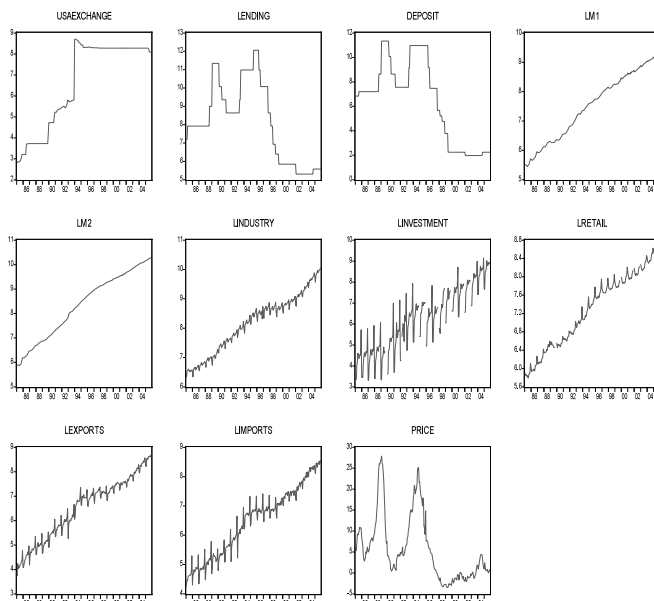


図 2-a 韓国経済の動き (1)

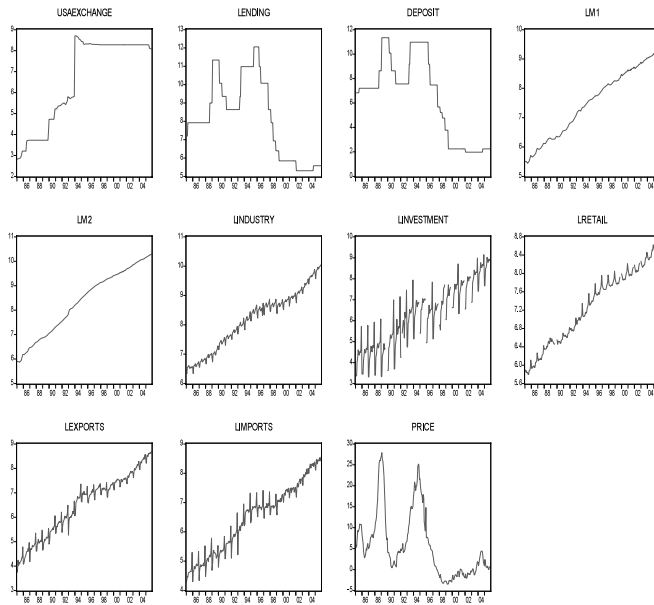
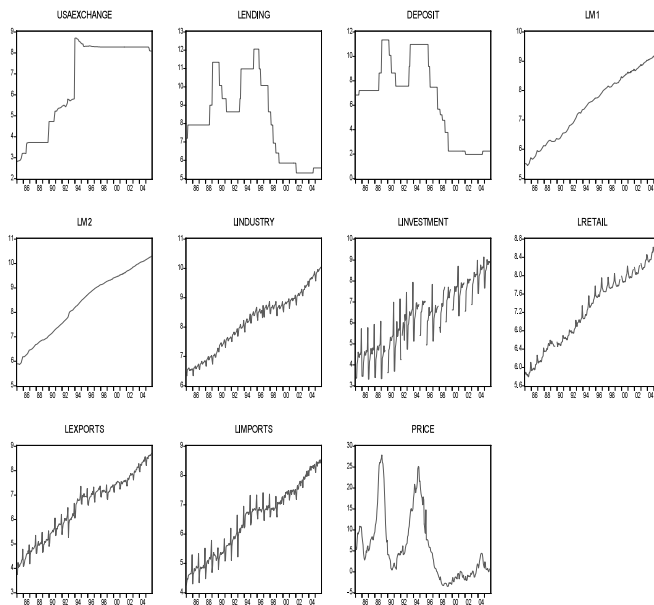


図 2-b 韓国経済の動き (2)



さらに投資などについて④中国の固定資産投資、工業総生産、輸出入が通貨危機をはさんでも順調に増加した。これに対し韓国では⑤危機の前後でIIP、IIP変化率、CPI上昇率、輸入が落ち込み、⑥M1も減少し、預貸金利が急上昇したことである。この簡単な中韓比較は中国が漸新的な経済政

策を展開した反面、韓国ではIMF主導による急激な為替制度の変革と金融引き締めがなされたことを裏付けている。この時期の政策がアジア通貨危機後の中国の順調な発展と韓国社会の二極化につながったことは、疑問がないであろう。

III DGPの検定方法

1 先行研究

第Ⅱ節ではグラフにより直感的な把握に努めた。次により厳密な統計的な検証を行うための方法について紹介する。経済構造に大きな変化が起きたと考えられるときは、マクロ時系列データに構造変化が起きた、あるいは変数間の関係に構造変化が起きた、のいずれか一方あるいは双方の事態が発生しているであろう。本稿では前者のデータの構造変化の問題に焦点を合わせる。具体的には①単位根検定により、データの定常性を検証する。②単位根の存在が棄却されないとき、構造変化の有無の検証を行う。いうまでもなくDGPの性質の差により、その後の経済的分析、計量方法は全く異なり^(注8)、また政策的なインプリケーションも異なるからである。

単位根の構造変化の検証は、Perron (1989) により構造変化の時期が既知であり、その時期はデータに依存せず外生的に与えられると仮定した形で最初に提示された。それに対し、Christiano (1992) は構造変化の時期の選択はデータに依存すると指摘した。その理由としては、有限サンプルの下で統計量の漸近分布も、構造変化の時期の選択とデータ間の相関程度に依存することを挙げている。さらに、Banerjee et al. (1992)、Zivot and Andrews (1992) などで構造変化の時期を未知として、それを内生化する試みが行われた [Harris and Sollis 2003, 70-74]。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、1回の構造変化が生じたか否か、生じたとすればいつの時点でもどのように変わったのかを分析した [松浦・竹澤2005]。さらにClemente, Montanes and Reyes (1998) はPerron and Vogelsang (1992) を発展させ2回の構造変化を考えた。本稿でも1回の構造変化と2回の構造変化を考慮する^(注9)。

2 分析手法の概要

(1) Perron (1997) の検定方法

(イ) Perron (1997) のモデル

Perronは以下の三つのモデルを示している [Perron 1997, 357-360; 松浦・竹澤2005]。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。

・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認められる。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。

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

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

$$= 0 \quad \text{otherwise} \quad = 0 \quad \text{otherwise}$$

・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認められる。 $\alpha = 1$ の t 検定で単位根検定を行う。

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

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

$$= 0 \quad \text{otherwise}$$

・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イク・ポイントの前後でつながら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、変数は(3a)式でdetrendされる。

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

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

$$= 0 \quad \text{otherwise}$$

そして、(3b)式で $\alpha = 1$ の t 検定で単位根検定を行う。

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

(ロ) 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、 $t_a(i, T_b, k) (i=1, 2, 3)$ 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。

・構造変化時点 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. $\alpha = 1$ の検定で最小となる t 統計量を選択する。

$$t_a^*(i) = \text{Min}_{b \in (k+1, T)} t_a(i, T_b, k) \quad (i=1, 2, 3)$$

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_θ 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_γ を最小にするかを選択する。

具体的には、モデル 1 については、以下のとおりである。

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

ここでは T_b^* 次の条件を満たすものとする。

$$t_\theta(T_b^*) = \text{Min}_{b \in (k+1, T)} t_\theta(T_b, k)$$

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。

・ラグの次数 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 [Ng and Perron 1995; Perron and Vogelsang 1992; Hall 1994]。データに依存した方法とは、general to specific の考え方で有意になる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。(注10)

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

Clemente, Montanes and Reyes (1998) は以下の帰無仮説を検定する [Clemente, J., Montanes, A., Reyes, M. 1998, 176-178; 松浦・竹澤2005]。

$$H_0: y_t = y_{t-1} \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + u_t \quad (4)$$

$$DTB_{1t} = 1 \quad \text{if } t = TB_1 + 1 \quad (i=1, 2)$$

$$= 0 \quad \text{otherwise}$$

対立仮説は以下の (5) 式のとおりである。

$$H_1: y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DTB_{2t} + e_t \quad (5)$$

$$DU_{1t} = 1 \quad \text{if } t > TB_1 \quad (i=1, 2)$$

$$= 0 \quad \text{otherwise}$$

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。

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

・IOモデル (innovational outlier model)

IOモデルは、以下の (6) 式を推計することにより、2回の構造変化の下で単位根ありの帰無仮説を検定する。

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

すべての構造変化の時点において自己回帰のパラメータが 1 であるかどうかを検定するため、pseudo-t 値を最小にする。なお、

$$0 < \lambda_0 < \lambda_1, \quad \lambda_2 < 1 - \lambda_0 < 1$$

と仮定されるので、サンプルに関してトリミング値 (λ_0) を選択する必要がある。

・AOモデル (additive outlier model)

AOモデルは、次の二段階推計により、単位根仮説を推計する。まず、(7) 式により変数の確定的部分を除去する。

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

次に (8) 式で $\rho = 1$ の仮説を検定するために pseudo-t 値を最小にする。

$$\tilde{y}_t = \sum_{i=0}^k \omega_{1i} DTB_{1t-i} + \sum_{i=0}^k \omega_{2i} DTB_{2t-i} + \rho \tilde{y}_{t-1}$$

$$+ \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \quad (8)$$

社会商品小売総額、輸出、輸入、小売物価指数上昇率の単位根検定結果は表3のとおりである。^(注11) 最適ラグの次数はSIC基準により自動選択した。

IV 中国経済のDGP

1 ADF検定、PP検定

為替レート、金利、工業総生産、固定資産投資、

表3 中国の単位根検定（レベル）

変数	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
為替レート（人民元／ドル） ラグ	-1.1454 0	-1.7117 0	-1.1840 1	-1.7069 2
貸出金利 ラグ	-1.8310 0	-0.7687 0	-1.9092 5	-0.9209 5
預金金利 ラグ	-1.7208 0	-0.4318 0	-1.8554 6	-0.6491 6
工業総生産 ラグ	-1.6800 13	-0.2814 13	-5.8369*** 8	0.0309 32
固定資産投資 ラグ	1.3276 13	1.7248 13	-10.2862*** 12	-2.9163** 8
社会商品小売総額 ラグ	-2.5435 13	-0.5390 13	-4.6037*** 3	-0.3482 19
輸出 ラグ	-2.4709 13	-0.7877 13	-9.1005*** 9	-1.1959 24
輸入 ラグ	-2.4915 14	-0.0696 13	-13.4382*** 10	-1.1412 14
小売物価指数上昇率 ラグ	-2.9503 4	-2.5601 4	-2.5135 9	-2.0280 9

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。

工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額、輸出、輸入はADF検定あるいはPP検定のいずれかにより1%水準で、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されている。これらの5変数はI(0)変数と考えることができる。人民元／米ドル、貸出金利、預金金利、小売物価指数上昇率は10%水準で単位根の存在が棄却されない。貸出金利、預金金利、人民元／米ドル、小売物価指数上昇率は単純なI(0)変数ではなく、工業総生産などはDGPを異にすることが分かる。

以上のことから1985年1月～2005年12月を通じてデータ作成過程が一定でかつI(0)変数であるのは工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額、輸出、輸入の5変数であることが分か

^(注12)。中国経済を主導したのが固定資産投資、輸出であること[松浦・張2007]を考えると、両変数のDGPが定常で安定しているということは注目される。いうまでもなく人々にとり固定資産投資や輸出の動向が容易に予測可能であり、それにより安定した期待形成が行われるからである。1998年前後のアジア通貨危機にもかかわらず、中国経済を主導した固定資産投資や輸出のDGPに変化がないということは、これらが中国経済の安定を支えたことを示している。

2 DGPの構造変化

10%有意水準で単位根の存在が棄却できなかった人民元／米ドル、貸出金利、預金金利と小売物

価指数上昇率の変数について検証を進めたい。この場合次の二つの可能性がある。

- ① 構造変化があったために、単位根が存在するように見える。構造変化を明示的に考慮した場合、単位根の存在は棄却される。
- ② 構造変化の有無にかかわらず単位根が存在

する I (1) 変数または I (2) 変数である。

(1) Perron (1997) の検定結果

まず、1 回の構造変化の影響を見る Perron (1997) の方法により、構造変化と単位根の関係を検証する (表 4) (注13)。

表 4 中国の Perron (1997) の検定結果

為替レート (人民元/ドル) の Perron (1997) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_a
モデル 1	1993:11	0	0.2783 3.6202	-0.1859 -0.9607		0.9266	-3.5885
モデル 2	1993:11	1	3.1814 14.4233	-1.4088 -8.2106		0.4716	-14.4005***
モデル 3	1996:06	0			-0.0453 -25.5313	0.9254	-3.1815

貸出金利の Perron (1997) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_a
モデル 1	1997:08	5	-0.3903 -3.8640	0.3399 1.2062		0.9367	-4.2708
モデル 2	1989:02	5	0.2615 1.8728	0.1159 0.3544	-0.0100 -2.9991	0.9789	-1.4773
モデル 3	1995:02	5			-0.0768 -20.1551	0.9549	-2.6533

預金金利の Perron (1997) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_a
モデル 1	1996:03	0	-0.4650 -4.4268	0.4610 1.2657		0.9562	-3.8806
モデル 2	1989:02	5	0.2628 1.4077	0.1698 0.4089	-0.0108 -2.4434	0.9788	-1.4792
モデル 3	1994:06	5			-0.0983 -18.1394	0.9640	-2.2829

小売物価指数上昇率の Perron (1997) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_a
モデル 1	1995:11	12	-0.8522 -2.7428	7.2162 6.2129		0.9410	-4.3982
モデル 2	1988:09	7	1.4721 2.5628	0.1506 0.1280	-0.0654 -3.5816	0.9563	-3.4788
モデル 3	1988:09	7			-0.2725 -5.5108	0.9548	-3.5847

(人民元/米ドルレート)

人民元/米ドルレートについては、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が、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(図1参照)。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、為替レートはずっと安定している。1993年11月の構造変化はこのことを反映していると考えられる。言い換えれば図1から明らかなように、1998年前後の通貨危機の時点で中国元/米国ドルは安定した動きを示していた。1960年代の日本のような厳格な外国との資金取引管理が1990年代から今日まで中国で行われていることで、急激な外

資の流出入も防止された。いわば1998年以降も継続したドルペッグと外為資金管理が、現在までは中国の成長を支えたといえよう(注14)(注15)。

(小売物価指数上昇率、貸出金利、預金金利)

小売物価指数上昇率、貸出金利、預金金利とも、モデル1、モデル2、モデル3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。

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

貸出金利、預金金利、小売物価指数上昇率については、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。その結果は表5のとおりである(注16)。2回の構造変化を検討した場合でも、単位根の存在は棄却されない。

表5 中国のClemente, Montanes and Reyes (1998) の検定結果

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

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_{b1}	T_{b2}	k	DU	$\alpha - 1$	$t_a - 1$
IO model	1993:03	1997:08	5	0.1884 3.2730	-0.4716 -4.9400	-0.0861 -5.0520
AO model	1988:11	1998:04	7	2.1689 14.2500	-4.3548 -35.3650	-0.0964 -2.8800

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

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_{b1}	T_{b2}	k	DU	$\alpha - 1$	$t_a - 1$
IO model	1993:03	1996:03	0	0.2548 3.3810	-0.6298 -5.6440	-0.0627 -5.1080
AO model	1988:10	1997:11	3	2.1340 9.3340	-6.7281 -37.0700	-0.0897 -3.1950

小売物価指数上昇率の Clemente, Montanes and Reyes (1998) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_{b1}	T_{b2}	k	DU	$\alpha - 1$	$t_a - 1$
IO model	1992:12	1995:06	12	0.4688 1.8040	-0.9649 -3.1670	-0.0543 -3.9080
AO model	1994:04	1995:12	12	9.1330 7.1500	-18.3267 -14.4200	-0.0515 -2.2900

以上をまとめると、

- ① 工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額、輸出、輸入はI (0) 変数である。
- ② 人民元／米ドルは1993年11月の構造変化を踏まえるとI (0) 変数である。
- ③ 貸出金利、預金金利と小売物価指数上昇率は2回の構造変化を考慮しても単位根の存在は棄却されない。これらはI (1) 変数である。

中国経済を主導した固定資産投資、輸出のDGPが安定していること、アジア通貨危機に約4

年先立つ構造変化を踏まえれば為替レートが安定したI (0) 変数であることが中国経済のDGPの特徴である。

V 韓国経済のDGP

1 ADF検定とPP検定

韓国経済のデータに関する単位根検定結果は表6のとおりである^(注17)。最適ラグの次数はSIC基準により自動選択した。

表6 韓国の単位根検定 (レベル)

変数	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
為替レート (ウォン/ドル) ラグ	-2.1752 2	-1.5399 2	-2.2836 6	-1.6188 7
貸出金利 ラグ	-2.2092 1	-1.6371 1	-2.2362 8	-1.6715 8
預金金利 ラグ	-3.0211 1	-1.9256 1	-2.5323 6	-1.5032 6
M1 ラグ	-1.7364 13	-1.6904 13	-2.5461 2	-0.9327 13
M2 ラグ	0.6473 0	-2.0433 0	1.1164 6	-2.1692 3
IIP ラグ	-1.1669 13	1.2777 13	-4.414897*** 11	1.3342 40
IIP変化率 ラグ	-4.766232*** 12	-3.807486*** 13	-7.012372*** 10	-6.906904*** 10
輸出 ラグ	-3.615310** 13	-1.0017 13	-6.844323*** 1	-2.0282 70
輸入 ラグ	-2.6877 12	-0.9463 12	-2.9166 2	-1.0617 10
CPI ラグ	-2.6508 2	0.2269 3	-2.5063 11	0.1430 13
CPI上昇率 ラグ	-2.9186 13	-2.2655 13	-2.4604 0	-2.1140 0

IIP、IIP変化率、輸出はADF検定あるいはPP検定のいずれかにより1%水準で、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されている。この3変数はI (0) 変数と考えることができる。為替レート (ウォン/ドル)、貸出金利、預金金利、M1、M2、輸入、CPI、CPI上昇率は10%水準で単位根の存在が棄却されない。為替レート (ウォン/ドル)、貸出金利、預金金利、M1、M2、輸入、消費者物

価指数は単純なI (0) 変数ではなく、IIP、IIP変化率、輸出とはDGPを異にすることが分かる。

2 DGPの構造変化

10%有意水準で単位根の存在が棄却できなかった変数について検証を進めたい。

(1) Perron (1997) の検定結果

まず、1回の構造変化の影響を見るPerron

表7 韓国のPerron (1997) の検定結果

為替レート (ウォン/米ドル) のPerron (1997) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_a
モデル1	1997:09	8	67.9502 4.7569	-41.7610 -1.3320		0.8572	-5.44917**
モデル2	1997:09	8	175.6809 5.8038	-70.9728 -2.2718	-0.5306 -4.0018	0.8265	-6.54108***
モデル3	2005:07	8			-55.1417 -2.5653	0.9572	-2.9565

貸出金利のPerron (1997) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_a
モデル1	1998:07	1	-0.3016 -3.4688	0.2640 0.7463		0.9615	-3.2357
モデル2	1996:05	12	1.3248 4.1292	-0.4248 -1.2096	-0.0063 -3.6224	0.9029	-4.6646
モデル3	1998:03	3				-0.0774 -13.8377	0.9521

預金金利のPerron (1997) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_a
モデル1	2000:07	8	-0.3021 -2.9351	0.2344 0.7050		0.9341	-3.8582
モデル2	1996:05	8	1.4346 4.5036	-0.7052 -2.0138	-0.0075 -4.1625	0.8965	-5.17423*
モデル3	1999:03	8			-0.0881 -15.3246	0.9297	-3.6457

M1のPerron (1997) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_a
モデル1	1997:01	12	-0.0633 -3.2909	0.0482 0.8588		0.9016	-3.3259
モデル2	1991:08	12	0.1017 2.7851	-0.0447 -0.7847	-0.0008 -1.8509	0.8673	-3.2987
モデル3	1993:11	12			-0.0077 -20.8305	0.9196	-1.8847

M2のPerron (1997) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_a
モデル1	2004:01	12	-0.0220 -3.2287	0.0244 1.4675		0.9548	-2.0679
モデル2	1999:06	12	0.2167 5.7942	-0.0212 -1.2842	-0.0011 -5.8951	0.9327	-3.0923
モデル3	2004:12	12			-0.0407 -14.1834	0.9267	-3.7846

輸入のPerron (1997) の検定結果

期間1985：01－2005：12 Obs=252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_a
モデル 1	1997：09	12	-0.1338 -4.7155	0.1330 1.8832		0.7777	-5.47769**
モデル 2	1997：10	12	-0.1056 -1.8772	0.0563 0.7932	-0.0002 -0.7454	0.7536	-5.32814*
モデル 3	1989：10	12			-0.0112 -11.5630	0.8757	-3.6185

CPIのPerron (1997) の検定結果

期間1985：01－2005：12 Obs=252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_a
モデル 1	2001：04：00	12	-0.3248 -3.126	0.0444 0.1136		0.9147	-4.197
モデル 2	1997：10：00	12	1.5142 3.816	-0.1815 -0.4842	-0.0089 -3.9952	0.8878	-4.8899*
モデル 3	1998：02	12			-0.0511 -8.9038	0.9175	-3.9502

CPI上昇率のPerron (1997) の検定結果

期間1985：01－2005：12 Obs=252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_a
モデル 1	1987：01	12	0.6624 3.3489	-0.6988 -1.3160		0.9074	-4.0113
モデル 2	1991：11	12	1.1768 3.1303	0.4309 0.8089	-0.0225 -3.8846	0.8386	-4.4893
モデル 3	1989：08	12			-0.1446 -14.4089	0.8801	-3.6575

(1997) の方法により、構造変化と単位根の関係を検証する (表 7 参照)。

(ウォン／米ドルレート)

ウォン／米ドルレートについては、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が、モデル 1 とモデル 2 では、帰無仮説はそれぞれ 5%水準と 1%水準では棄却されている。その構造変化の時期は、アジア通貨危機時の 1997 年 9 月である。中国元／米ドルは 1 回の構造変化を踏まえれば I (0) 変数であった。中国の構造変化の時点は 1993 年 11 月であった。この時期は中国経済はもとより韓国経済も順調な時期であった。着実に漸進的な政策展開を行っていると評価される中国であるが、その中国が約 4 年早く為替レートの構造変化を行い、遅れた韓国が危機の中で変化を余技なくされたということは注目される。

(貸出金利、預金金利)

貸出金利はモデル 1、モデル 2、モデル 3 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。預金金利については、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が、モデル 2 では、帰無仮説は 10%水準では棄却されている。その構造変化の時期は、1996 年 5 月である。

(M1、M2)

M1、M2とも、モデル 1、モデル 2、モデル 3 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。

(輸入)

輸入については、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 1 と

モデル2では、帰無仮説はそれぞれ5%水準と10%水準では棄却されている。その構造変化の時期は、1997年9月と1997年10月である。

(消費者物価指数)

CPIについては、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が、モデル2では、帰無仮説は10%水準では棄却されている。その構造変化の時期は、やはり通貨危機時の1997年10月である。なおCPI上昇率についてはモデル1～3で単位根の存在は棄却されない。

1997年9～10月に為替レート、輸入、CPIの構造変化がみられる。図2aにみられるように為替レートの変動は構造変化後も激しい。中国の為替レートが1993年の構造変化後安定した動きを見せているのとは対照的である。輸入もこの時期低

下している。日本と同様に資源の大半を貿易に依存する韓国で輸入が落ち込んだということは、国内の生産活動もまた低下したということを示唆する。

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

貸出金利、M1、M2、CPI上昇率についてはさらに、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。その結果は表8のとおりである。貸出金利については1997年10月および98年5月の二回の構造変化を考慮すると単位根の存在は棄却される。M1、M2、CPI上昇率の変数に関しては、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。

表8 Clemente, Montanes and Reyes (1998) の検定結果

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

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_{b1}	T_{b2}	k	DU	$\alpha - 1$	$t_a - 1$
IO model	1997:10	1998:05	11	1.6031 7.8490	-1.9816 -8.4430	-0.0974 -6.977**
AO model	1998:02	1999:01	12	4.4861 10.5050	-7.4090 -16.8610	-0.0329 -1.1080

M1のClemente, Montanes and Reyes (1998) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_{b1}	T_{b2}	k	DU	$\alpha - 1$	$t_a - 1$
IO model	1990:07	2000:08	12	0.0509 2.8470	0.0402 3.0130	-0.0537 -3.6850
AO model	1991:06	2001:01	12	1.1590 33.6400	0.6642 17.6600	-0.1103 -2.8550

M2のClemente, Montanes and Reyes (1998) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

	T_{b1}	T_{b2}	k	DU	$\alpha - 1$	$t_a - 1$
IO model	1989:06	1998:03	12	0.0130 2.7450	0.0153 2.9570	-0.0130 -3.6430
AO model	1990:12	1998:05	1	1.1309 23.4460	1.2566 27.7000	-0.0719 -3.1750

CPI上昇率のClemente, Montanes and Reyes (1998) の検定結果
 期間1985：01－2005：12 Obs=252

	T_{b1}	T_{b2}	k	DU	$\alpha - 1$	$t_{\alpha} - 1$
IO model	1987：01	1998：09	12	0.5784 3.2060	-0.3881 -3.8340	-0.1122 -4.3650
AO model	1988：04	1999：03	12	2.9059 9.2820	-3.2447 -13.2470	-0.0944 -2.7840

VI まとめ

1980年代、90年代半ばまで共に順調な成長を遂げていた中国と韓国経済であるが、1997～1998年のアジア通貨危機では明暗を分けた。DGPの検討で分かったのは中国経済を主導している固定資産投資と輸出の安定性である。中国元／米ドルレートは1993年11月の構造変化はアジア通貨危機に約4年先行していた。その後の推移は安定している。IMF主導のドラスティックな政策の下で、韓国は1997～1998年前後に韓国ウォン／米ドルレート、輸入、CPI、預貸金利の構造変化がみられた。その後の変化も為替レートに代表されるように大きなものがある。中国が高度成長を続ける一方で、

韓国社会が二極化をきたした原因の一つはここにあるであろう。

前述したように、固定資産投資は主に企業の内部留保と次いで銀行貸出によってファイナンスされている。そこでは資本効率の低下や不良債権の増大による銀行システム不安定性の増加という問題も指摘されている。ドルと人民元をリンクさせる為替政策は、金利を通じたマクロ経済政策の展開に大きな制約をもたらす問題や、人民元高を見込んだ投機的な外国資金流入を招きかねない危険も指摘されている。我々のDGPを通じた中韓比較は、金利などの金融政策にせよ為替政策にせよ、漸進的で一歩ずつ進む着実な政策が、長期的な成長につながることを示唆している。

- (注1) 消費のウエイトが低いということは貯蓄のシェアが高いということである。
- (注2) Barnett and Brooks (2006) によると、都市部の固定資産投資の64.3% (2003年) ～53.3% (2005年) が国有企業により行われており、その国有企業ではほとんど配当が行われていない。
- (注3) 現在の中国では、M0、M1、M2についての区分は、以下のとおりである。M0は流通している現金、M1 (狭義マネーサプライ) は、M0+小切手による支払いが可能な企業の普通預金、M2 (広義マネーサプライ) は、M1+個人預貯金+企業の定期性預金+企業のその他預金+証券会社顧客保証金である。
- (注4) 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。
- (注5) 図1においては、USAEXCHANGE、LENDING、DEPOSIT、LM1、LM2、LINDUSTRY、LINVESTMENT、LRETAIL、LEXPORTS、LIMPORTS、PRICEはそれぞれ為替レート (人民元／米ドル)、中国の貸出金利、預金金利、M1、M2、工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額、輸出、輸入、小売物価指数上昇率を表す。
- (注6) 図2-aにおいては、KOREAWAN、LENDRATE、DEPRATE、LM1、LM2、KIIP、LEXPORT、LIMPORT、KCPIはそれぞれ為替レート (韓国ウォン／米ドル)、韓国の貸出金利、預金金利、M1、M2、IIP、輸出、輸入、CPIを表す。
- (注7) 図2-bにおいては、KOREAWAN、LENDRATE、DEPRATE、LM1、LM2、DIIP、LEXPORT、LIMPORT、DCPIはそれぞれ為替レート (韓国ウォン／米ドル)、韓国の貸出金利、預金金利、M1、M2、IIP変化率、輸出、輸入、CPI上昇率を表す。
- (注8) 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モデルに取り込むかになる。松浦・マッケンジー (2001)、松浦・竹澤 (2005) などを参照。
- (注9) 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いる。
- (注10) t -sigについてはPerron (1997)、 F -sigについてはSaid and Dickey (1984) を参照。
- (注11) 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。

(注12) M1とM2については1985年1月～1996年6月の期間は四半期データしか公表されていない。そこで、次の二つの方法を試みた。①公表された四半期データにより単位根検定を行う。②補間法により欠値を埋めて、単位根検定を行う。公表された四半期データと補間法による月次データにDGPが共通していれば、少なくとも単位根の検定結果は共通するであろう。これについてADF検定とPP検定を行った。その結果は次のとおりである。

Mの単位根検定（レベル）

変数	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
方法①				
M1	4.2152	5.0398	5.4188	15.7826
ラグ	9	9	25	31
M2	3.7895	6.0222	4.9980	16.9430
ラグ	1	1	4	4
方法②				
M1	-1.5315	-1.8975	-1.0833	-1.3451
ラグ	13	14	1	0
M2	-0.8132	-1.6510	-0.2486	-2.9372**
ラグ	13	13	4	4

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。

M1については方法①、方法②のいずれも単位根の存在が棄却されない。M2については方法①では単位根の存在は棄却されない。方法②については、PP検定の定数項のみのケースでは5%水準で単位根の存在は棄却される。すなわち、M1はI(1)変数であり、M2は補間法によりDGPが変わっている。補間法による月次データの場合と四半期データによる場合で差があるので、以下ではM1とM2については取り上げない。

(注13) 臨界値については、Perron and Vogelsang (1992) のTable 3 と Table 4 を参照。

(注14) 中国元がドルにリンクしているということは、円安の日本やウォン安の韓国ウォンに対して中国元は切り上がったということである。

(注15) Perron (1997) の検定結果により、為替レートは1993年11月頃の構造変化を認めると1%水準で単位根の存在を棄却する。これより為替レートを単純なI(1)変数とみなすことはできないことがわかる。為替レートに関するこの結果は、中国経済に関し為替を含む分析を行う際には、1993年11月前後でDGPを改めて検証した上で、モデルを構築する必要があることを意味している。

(注16) 臨界値については、Clemente, Montanes and Reyes (1998) のTable 1 と Table 2 を参照。

(注17) 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。

文献リスト

【日本語文献】

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。

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。

松浦克己・張艶(2007)。「中国経済の何に注目すればよいのか」日本経済学会春季大会報告論文。6月3日。

【英語文献】

Aziz,J.(2006). Rebalancing China's Economy: What Does Growth Theory Tell Us?. IMF Working Paper. WP/06/291.

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.

Barnett, S. and Brooks, R.(2006). What's Driving Investment in China?. IMF Working Paper. WP/06/265.

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 59 : pp.175-182.

-
- Enders,W.(2001).Applied Econometric Time Series. John Wiley & Sons,Inc.
- 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.
- Harris,R. and Sollis,R.(2003).Applied Time Series Modelling and Forecasting. John Wiley & Sons. Chichester.
- 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*. 17(2):North Holland : pp.239-259.
- He,Dong, and Thierry Tresselt(2004).A Family Divided-Labor Market Duality in Korea, Republic of Korea: Selected Issues, IMF Country Report, No.04/45,February.
- IMF. <http://www.imfstatistics.org/imf/>.
- IMF(2006).Republic of Korea: Selected Issues. IMF Country Report No.06/381.October.
- 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.
- Perron,P.(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.
- Pesaran,M.Hashem and Yongcheol Shin.(1998).Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models.*Economics Letters* 58 : pp.17-29.
- Prasad,E.S. and Rajan,R.G.(2006). Modernizing China's Growth Paradigm. IMF Policy Discussion Paper. PDP/06/3.
- 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*.37(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.
- [中国語文献]
- 許憲春(2003).「中国国民經濟核算新的規範」『中国統計』第5期:9-11.
- 中国国家统计局.『中国統計』(元『中国統計月報』)1983-2004年:中国統計出版社.
- 中国国家统计局.『中国統計年鑑』各年:中国統計出版社.