

中国経済の VAR 分析

松 浦 克 己*
張 艷**

要 旨

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ーとなり、とりわけ日本を含むアジア経済において大きな影響力を持ち、その生産動向、貿易の推移、金融の変化は各国より大きな関心が抱かれるようになった。中国経済の分析で注意を必要とする点は、限られたデータで比較的短い期間について判断せざるを得ないということである。そのためにデータ生成過程 (DGP) の問題については慎重な対応が求められる。本論文は、慎重な DGP の検証を踏まえてできるだけ簡潔なモデルで、中国経済の動向を予測できることを目的とする。

我々は、国際経済関係に直結する輸出入、為替、工業総生産などに注目する。それと関連して通貨量、金利、物価を取り上げる。具体的には、

- ① 分析期間を通じてデータの作成方法が一定していること。
- ② 説明されるべきモデルに含まれている DGP は統一されていることが望ましい。
- ③ DGP で単位根の存在が棄却されるとき、構造変化を考慮した検定では、結果はどうか。仮に構造変化が認められるのであれば、その時期で構造変化があったことを示すものといえる。
- ④ その上で、中国の輸出入、工業総生産等を予測する最も簡単なモデルは何か。中国経済の何に注目すれば、その動向をより簡潔に予測できるのか。

を考察する。

本論文の分析結果は次のとおりである。

- ① 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変数はI(0)変数である。
- ② 1993年末の構造変化を考慮すれば、為替レートはI(0)変数である。
- ③ 貸出金利、預金金利、小売物価指数上昇率、M1、M2はI(1)変数である。
- ④ DGPの共通する5変数VARモデルのインパルス反応から、固定資産投資の影響が最も強く、次に貿易であることが分かった。家計消費の代理変数と考えられる社会商品小売総額のインパクトは弱かった。なお、為替レートを含むモデルを考察する場合は、1993年末の構造変化を明示的に考慮する必要がある。

以上の分析結果から分かるように、固定資産投資が中国経済を主導している。過熱などが危惧されている固定資産投資が中国経済の高度成長を牽引している以上、その急激な縮小は不測の混乱をもたらす恐れがある。問題があるとなれば、緩やかな調整が望まれる。

キーワード：中国経済、マクロ経済変数、時系列データ、データ生成過程、構造変化、VARモデル、固定資産投資

A VAR Analysis of the Chinese economy

Katsumi Matsuura and Yan Zhang

Abstract

After the economic reform in 1978, China is converting from a planned economy to a market economy. The environment of the macro-economy in China has greatly changed especially after the 1990's, and there is a possibility that a structural change occurred in the Data Generation Process (DGP) of macroeconomic variables. However, much early research on the Chinese economy does not make a detailed examination of DGP, and does not check the presence of structural change. The purpose of this paper is to analyze DGP in the macroeconomic time-series data of China through the unit root test, and to predict the trend of the Chinese economy by a simple model.

The analysis result is as follows. ① Total industrial production, investment in fixed assets, total retail amount of commodities, exports and imports are I (0) variables. ② The exchange rate is a I (0) variable if considering the structural change at the end of 1993. ③ The lending rate, deposit rate, retail price index, M1 and M2 are I (1) variables. ④ Investment in fixed assets has the strongest influence on the Chinese economy.

Key words: Chinese economy, macroeconomic variables, time-series data, data generation process, a structural change, VAR model, investment in fixed assets

1. 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ーとなった。その間の政策は漸進的 (incremental) で一歩ずつ進む (experimental approach) 着実なものと評価されている (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。ドルとのリンクが中国の輸出促進につながっていることも指摘されている。その結果、外貨保有残高は1兆ドルを超え世界最大である。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ーカなどの進出もあり、世界の一大生産拠点ともなった。財務省が発表した貿易統計によると、2006年8月の対中貿易総額は2兆8百億円で、対米の2兆3百億円を上回り、中国は日本の最大の貿易相手国として定着しつつある。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ているように、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。

中国が世界経済の主要なプレーヤーとなり、とりわけ日本を含むアジア経済に大きな影響力を持つにつれ、その生産動向、貿易の推移、金融の変化は各国より大きな関心が抱かれるようになった。その関心の中でも成長の主たる要因が投資であり、消費ではないことが注目されている

(Aziz 2006)。たとえば名目ベースで消費支出の GDP に対する比率は1980年の51%から2005年の40%未満となった⁽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）。このことは近年における中国経済の成長が、投資とりわ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⁽²⁾に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。あるいは人民元高を見込んだ投機的な資金流入を招きかねない。そのような事態になれば国内経済も混乱するであろう。

このように中国経済が世界経済の主要なプレーヤーとなるにつれ、その動向に対する関心は深くなっている。中国経済のモデルは、その政策的インプリケーションを取り入れやすくする意味で簡潔であることが望ましい。実際にも日本ほど各種のデータが取り揃えられているわけではなく、限られたデータで判断せざるを得ない。データの作成が比較的近年に始まることから、自由度を確保する上でもモデルに含まれる変数を大きく増やすことはできない⁽³⁾。

1990年代以降市場経済化が本格的に進んだことで、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。これらの改革によりデータ生成過程（DGP）が変化することもある。そのために DGP の問題については常にも増して、慎重な対応が求められる。

そこで我々は、輸出入、為替、工業総生産、固定資産投資、通貨量、金利、物価を取り上げ、できるだけ整合性のある簡潔なモデルの構築を目指す。

- ① 分析期間を通じてデータの作成方法が一定であること。
- ② 説明されるべきモデルに含まれている DGP は統一されていることが望ましい。たとえば全ての変数が $I(0)$ 、あるいは $I(1)$ で統一されていることが望ましい。
- ③ DGP で単位根の存在が棄却されないとき、構造変化を考慮した検定では、結果はどうなるか。仮に構造変化が認められるのであれば、その時期で構造変化があったことを示すものといえる⁽⁴⁾。
- ④ その上で、中国の輸出入、工業総生産等を予測する最も簡単なモデルは何か。中国経済の何に注目すれば、その動向をより簡潔に予測できるのか。

を考察する。

論文の構成としては、まず、中国の経済統計を概観する。次に、単位根検定を行う。単位根検定の手順は以下のとおりである。先行研究をサーベイしたあと、分析手法を紹介する。そして、中国の金融変数・実体変数の時系列データについて、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。さらに、単位根検定の結果により、Granger の因果関係の検定を行い、その分析結果を受けて VAR モデルを推計し、各変数間のインパルス反応を分析する。中国の時系列データの分析では、単位根検定によるデータの定常性を検証することは一般的であるが、構造変化の有無を含めた詳細な DGP の検証は行われていない。DGP の詳細な検証を踏まえた簡潔なモデルの構築が本論文の特徴である。

2. 中国の経済統計⁽⁵⁾

中国の統計計算は、旧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。経済改革の深化と経済の急速な発展に伴って、第三次産業を対象に含まない MPS はマクロ管理の需要に応じられなくなった。そこで、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。SNA の GDP 統計は国民経済統計の中心的な指標となった。1993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、国民資産負債計算を除いて、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 月に国際通貨基金の GDDS (General Data Dissemination System, データ公表共通システム)

図表 1 データの出所等

使用データ	データの求め方	出所
貸出金利		IMF
預金金利		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
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
為替レート	人民元/米ドルと人民元/円	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

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⁽⁶⁾。

1985年1月以降にSNAに作成され始めたというデータ作成上の経緯に鑑み、本論文では1985年以降を分析対象期間とする。

本論文の分析では、金融変数としては、貸出金利、預金金利、M1、M2、為替レート（人民元/米ドルと人民元/円）を使用する⁽⁷⁾。実体変数としては、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使用する。各変数共に季節調整前の月次データを用いる⁽⁸⁾。また、金利、為替レートと物価以外の変数は自然対数値を使用する。

本分析に用いられるデータは、1985年1月から2005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、図表1のとおりである。

3. 単位根検定

3.1 先行研究

時系列データの分析では、単位根検定により、データの定常性を検証する。注意を要するのは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である。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⁽⁹⁾、また政策的なインプリケーションも異なる。

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ている。その理由としては、有限サンプルも統計量の漸近分布も、構造変化の時期の選択とデータの間に関連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)。また、Perron (1997) は Banerjee, Lumsdaine and Stock (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 (松浦・竹澤 2005)。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、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。馬 (2005) では、構造変化の検証の必要性が指摘されているが、理論を論述したにすぎず、実際にデータを利用した分析を行っていない。

3.2 分析手法の概要

3.2.1 Perron (1997) の検定方法

3.2.1.1 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。

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

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

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

・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。

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

3.2.1.2 構造変化時点とラグの次数の選択

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。

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

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 を最小にするかで選択する。

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 T_b^* は次の条件を満たすものとする。

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

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⁽¹⁰⁾。

3.2.2 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)。

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

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

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

対立仮説は以下の (5) 式のとおりである。

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

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

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

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。

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

・ 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。

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

3.3 ADF 検定と PP 検定

(ADF 検定と PP 検定)

金利、為替レート、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の単位根検定結果は図表2のとおりである⁽¹¹⁾。最適ラグの次数はSIC基準により自動選択した。

図表2 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
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
為替レート (人民元/ドル) ラグ	-1.1454 0	-1.7117 0	-1.1840 1	-1.7069 2
為替レート (人民元/円) ラグ	-1.5537 1	-1.9046 1	-1.2950 1	-1.8677 1
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。貸出金利、預金金利、人民元/米ドル、人民元/円、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、人民元/円、小売物価指数上昇率は単純な I(0)変数ではなく、工業総生産などとは DGP を異にすることが分かる。

(M1と M2における補間法の妥当性)

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る。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

図表3 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

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。結果は図表3のとおりである。

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。データの生成過程を替えた（各月を補間で作成した）ことの影響があることから，これからの分析では，月次データ不備のM1とM2を分析対象から外す。

以上のことから，1985年1月～2005年12月を通じてデータ作成方法が一定でかつ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る。中国経済モデルの候補としては，まずこの5変数によることとなる。

3.4 DGPの構造変化

I(0)とされた5変数によるモデル作成の前に，10%有意水準で単位根の存在が棄却できなかった貸出金利，預金金利，人民元/米ドル，人民元/円，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なる。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。そこで，貸出金利，預金金利，人民元/米ドル，人民元/円，小売物価指数上昇率に対して，構造変化を考えたDGPの分析を行う。

3.4.1 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 (図表4)⁽²⁾。なお、各変数は図表5のとおりである。

図表4 Perron (1997) の検定結果

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_α
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_α
モデル1	1996:03	0	-0.4650	0.4610 -4.4268	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

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_α
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

為替レート (人民元/円) の Perron (1997) の検定結果

期間1985:01-2005:12 Obs=252

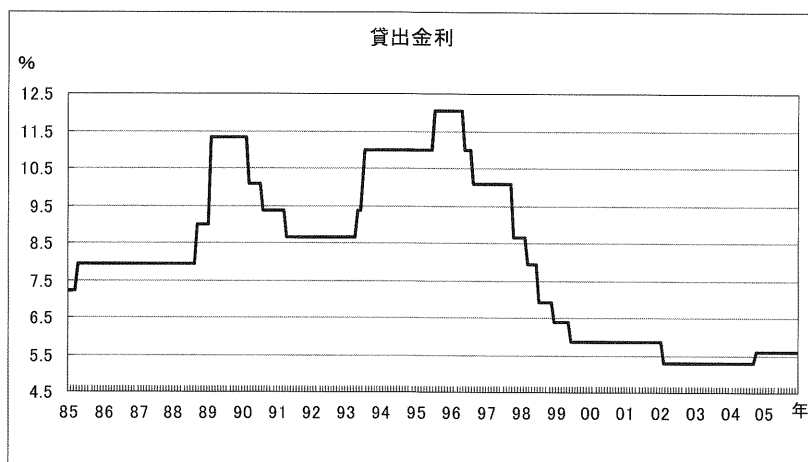
	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_α
モデル1	1995:04	1	-0.0018 -3.0572	-0.0034 -1.4170		0.9910	-0.8007
モデル2	1993:11	11	0.0123 5.7962	-0.0053 -2.2615		0.8369	-6.0607***
モデル3	1995:06	1			-0.0006 -19.9012	0.9501	-2.8318

小売物価指数上昇率の Perron (1997) の検定結果

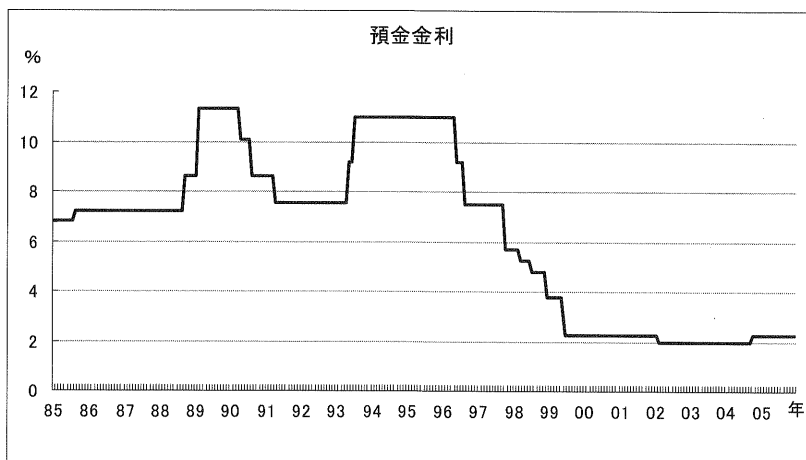
期間1985 : 01 - 2005 : 12 Obs = 252

	T_b	k	DU	$D(T_b)$	DT	α	t_α
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	0.9548 -5.5108	-3.5847	

図表5 各変数

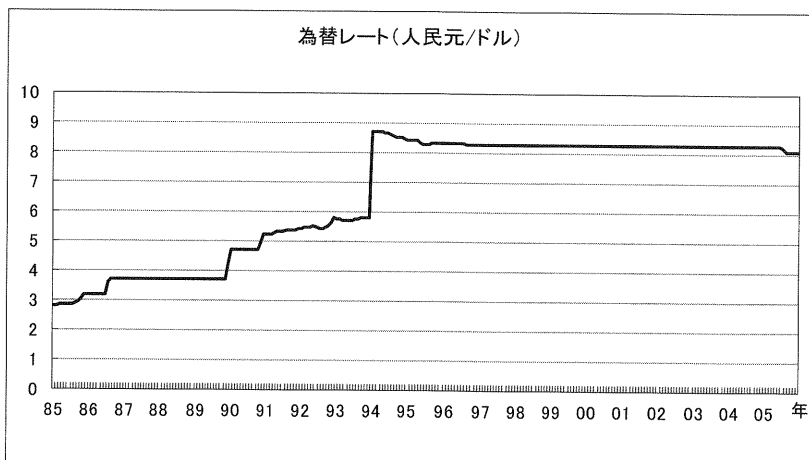


出所：IMF

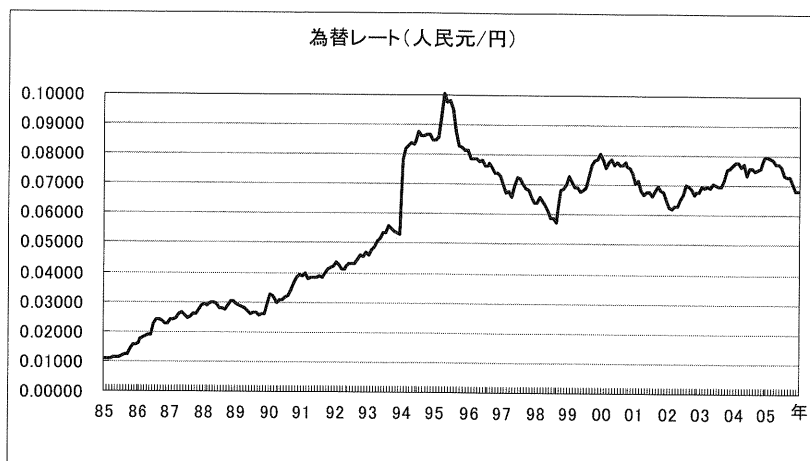


出所：IMF

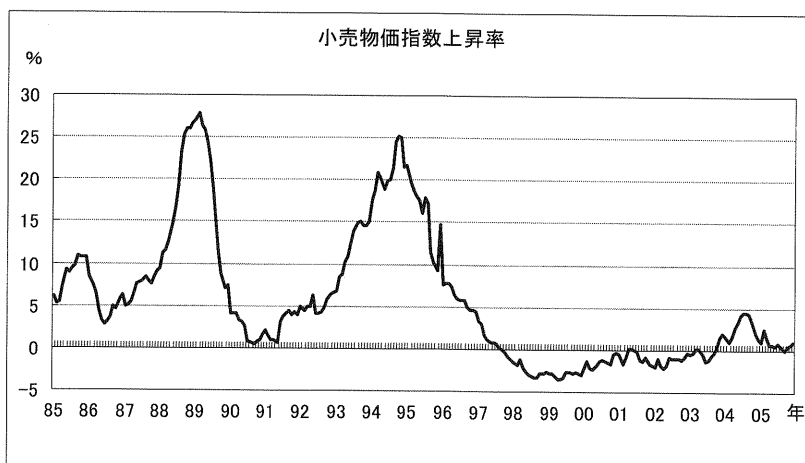
中国経済の VAR 分析



出所：IMF



出所：IMF



出所：『中国統計』各年

(貸出金利, 預金金利)

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。

(人民元/米ドルと人民元/円レート)

為替レート(人民元/米ドルと人民元/円)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。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, 為替レートはずっと安定している⁽⁴³⁾。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。

(小売物価指数上昇率)

小売物価指数上昇率については, 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。

Perron (1997) の検定結果により, 為替レート(人民元/米ドルと人民元/円)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。

3.4.2 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。その結果は図表6のとおりである⁽⁴⁴⁾。

Clemente, Montanes and Reyes (1998) の検定結果によると, 貸出金利, 預金金利と小売物価指数上昇率については, 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。

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/米ドルと人民元/円レートは, 1993年11月の構造変化を踏まえると, I(0)変数である。

図表 6 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		$\alpha - 1$	$t_{\alpha - 1}$
IO model	1993 : 03	1997 : 08	5	0.1884	-0.4716	-0.0861	-5.0520
				3.2730	-4.9400		
AO model	1988 : 11	1998 : 04	7	2.1689	-4.3548	-0.0964	-2.8800
				14.2500	-35.3650		

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

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

- 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。

4. Granger の因果関係

1985年から2005年まで、①データの作成方法が変わらない、②単位根の存在が棄却されるという意味で、DGPが一定という条件を満たすのは、工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額、輸出、輸入である。そこで、共にI(0)変数とされた工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額、輸出、輸入についてGrangerの因果関係を検定したい。

月次データであるのでラグは12期とした。Grangerの意味で因果関係を全ての変数と全く持たないという変数はない(図表7)。この意味で5変数を内生変数とするVARモデルは十分な意味を持つことが分かる。

5. VARモデルによる分析

VARモデルによる中国経済の先行研究ではYu(1998)が、経済改革後の投資、貿易、工業生産の関係について分析し、固定資産投資と輸出が中国の経済成長の重要な決定要因であると報

図表7 Granger 因果性テストの結果 (12期ラグ)

帰 無 仮 説	F 値	P 値
固定資産投資が工業総生産に Granger の意味で因果性はない	6.2353	0.0000
工業総生産が固定資産投資に Granger の意味で因果性はない	2.5546	0.0056
社会商品小売総額が工業総生産に Granger の意味で因果性はない	5.9676	0.0000
工業総生産が社会商品小売総額に Granger の意味で因果性はない	10.5147	0.0000
輸出が工業総生産に Granger の意味で因果性はない	3.6675	0.0001
工業総生産が輸出に Granger の意味で因果性はない	4.9845	0.0000
輸入が工業総生産に Granger の意味で因果性はない	3.8851	0.0000
工業総生産が輸入に Granger の意味で因果性はない	2.7391	0.0018
社会商品小売総額が固定資産投資に Granger の意味で因果性はない	1.8056	0.0574
固定資産投資が社会商品小売総額に Granger の意味で因果性はない	7.0354	0.0000
輸出が固定資産投資に Granger の意味で因果性はない	1.5742	0.1117
固定資産投資が輸出に Granger の意味で因果性はない	14.9956	0.0000
輸入が固定資産投資に Granger の意味で因果性はない	2.3036	0.0124
固定資産投資が輸入に Granger の意味で因果性はない	8.4693	0.0000
輸出が社会商品小売総額に Granger の意味で因果性はない	15.5473	0.0000
社会商品小売総額が輸出に Granger の意味で因果性はない	8.0127	0.0000
輸入が社会商品小売総額に Granger の意味で因果性はない	15.2845	0.0000
社会商品小売総額が輸入に Granger の意味で因果性はない	3.9612	0.0000
輸入が輸出に Granger の意味で因果性はない	6.9265	0.0000
輸出が輸入に Granger の意味で因果性はない	1.5841	0.0978

告している。王召 (2001) は、固定資産投資、金利、GDP の分析で投資に対する金利の役割について検討し、金利の市場化の必要性を主張している。陳・趙・高 (2002) は、GDP と金融政策手段の変数 (マネーサプライ、貸出額、実質金利) を含む VAR 分析により、金融政策手段の役割を検討した。張煥明 (2003) は、財政赤字と税収入、国債の関係をとり上げ、短期間では、財政赤字は穏健な金融政策との組み合わせにより、経済成長に対して一定の積極的な役割があるが、長期的には経済成長に対してマイナスの影響を与える、と報告している。張艶 (2006) は、物価、金融政策変数 (マネーサプライ、金利)、実体経済変数 (産出量、投資、消費) を含む 6 変数の VAR モデルを利用し、中国の物価上昇率が低い原因を分析し、金融政策と実体経済の効果を明らかにした。周・汪 (2006) は、経済改革後の中国資本形成、投資効率と経済成長の関係についてとり上げ、実質経済成長率、政府投資増加率、民間資本増加率の間に強い相関性があることを指摘した。

しかし、これらの先行研究には時系列分析の手順に問題を抱えている。王召 (2001)、陳・趙・高 (2002) は単位根検定を行っていないので、データの定常性が確認されていない。周・汪 (2006) は一階の差分を取った変数を用いているが、単位根検定や共積分関係の検証が行われていないの

で、結果の一致性に重大な疑問がある。張煥明（2003）では変数がI(1)であることを示し、VARの推計を行っている。Yu（1998）では変数がI(1)であることと共和分関係が存在することを確認し、VECMの推計を行っている。ただし張煥明（2003）とYu（1998）は変数の構造変化の有無を検定していないために、構造変化を踏まえて考えれば変数がI(0)である可能性を考慮していない。張艷（2006）では、マネーサプライの1階の階差はADF検定のトレンド項と定数項をいずれも含まないケースでは、単位根の存在が棄却されなかったが、さらに構造変化を考慮した単位根検定は行われなかった。本研究はこれまでの先行研究と違い、構造変化の有無を含めた詳細なデータ生成過程の検証を行い、モデルを構築したことが特徴である。

Grangerの因果関係の検定結果を受けて工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額、輸出、輸入の5変数のVARモデルの推計を行った⁴⁵⁾（図表8）。ラグの次数はSC基準により1期とした。外生変数は定数項とトレンドである。

VARモデルの推計結果の経済的意味を見るためにはインパルス反応を分析することが有益で

図表8 VARモデルの推計結果

	工業総生産	固定資産投資	社会商品小売総額	輸出	輸入
工業総生産(-1)	0.7735 -0.0581 [13.3145]	0.6033 -0.3373 [1.7886]	-0.0279 -0.0356 [-0.7820]	0.3950 -0.1060 [3.7282]	0.5050 -0.1279 [3.9483]
固定資産投資(-1)	-0.0844 -0.0142 [-5.9615]	0.2141 -0.0822 [2.6040]	-0.0074 -0.0087 [-0.8548]	-0.1283 -0.0258 [-4.9682]	-0.1183 -0.0312 [-3.7934]
社会商品小売総額(-1)	-0.2412 -0.0652 [-3.7012]	-2.4715 -0.3784 [-6.5311]	0.7742 -0.0400 [19.3745]	-0.4053 -0.1189 [-3.4093]	-0.3991 -0.1435 [-2.7812]
輸出(-1)	0.1501 -0.0507 [2.9594]	0.4391 -0.2945 [1.4912]	0.1043 -0.0311 [3.3562]	0.8207 -0.0925 [8.8725]	-0.0631 -0.1117 [-0.5653]
輸入(-1)	0.0629 -0.0479 [1.3128]	-0.0717 -0.2781 [-0.2577]	-0.0187 -0.0294 [-0.6359]	-0.1641 -0.0874 [-1.8779]	0.4910 -0.1055 [4.6553]
定数項	2.2963 -0.4262 [5.3875]	12.1770 -2.4747 [4.9207]	1.1837 -0.2613 [4.5298]	1.8629 -0.7774 [2.3962]	2.1142 -0.9385 [2.2528]
トレンド	0.0038 -0.0007 [5.0803]	0.0275 -0.0043 [6.4206]	0.0015 -0.0005 [3.2827]	0.0072 -0.0014 [5.3608]	0.0089 -0.0016 [5.4787]
赤池情報量基準(AIC)		-7.8319			
シュバルツ情報量基準(SC)		-7.3055			

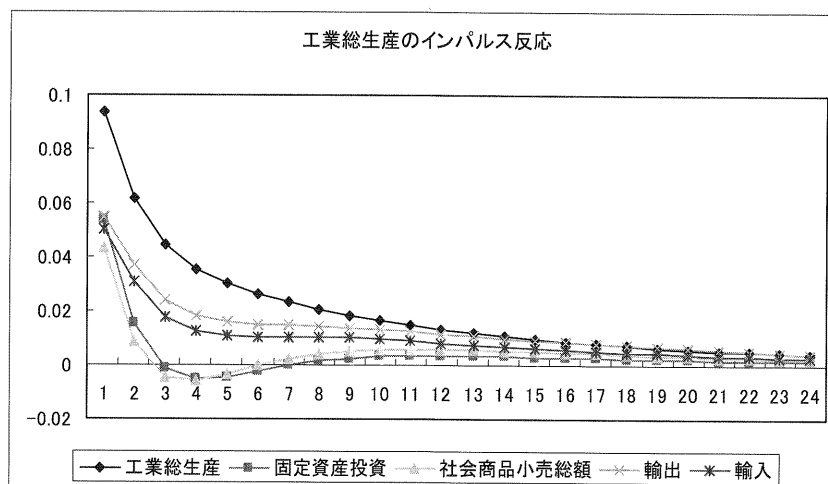
ある。ただし通常の Cholesky 分解による時、VAR モデルの変数の順番により結果が大きく異なることがあると知られている。一つの目安として各方程式の残差の相関係数の絶対値が0.2未満であれば、説明変数の並べ方を変えてもインパルス反応の結果は大きく変わらないとされている (Enders 2001)。方程式の残差の相関係数をチェックしたところ、工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額、輸出、輸入に関する方程式の相関係数はかなり高いことが分かる (図表9)。

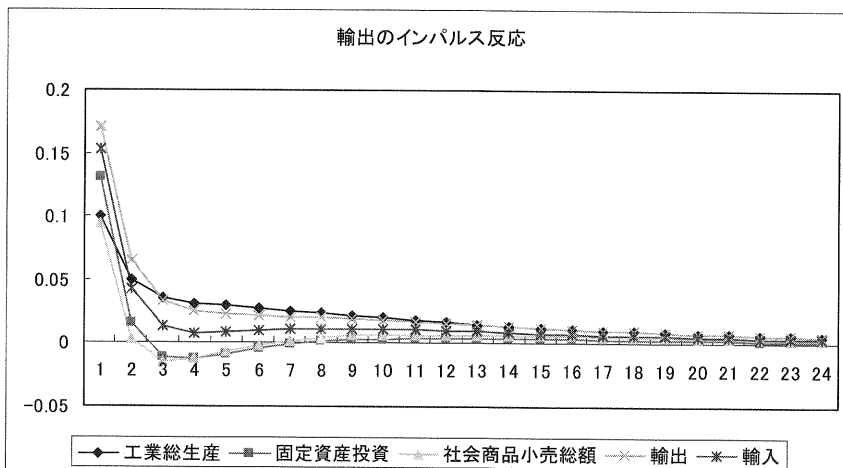
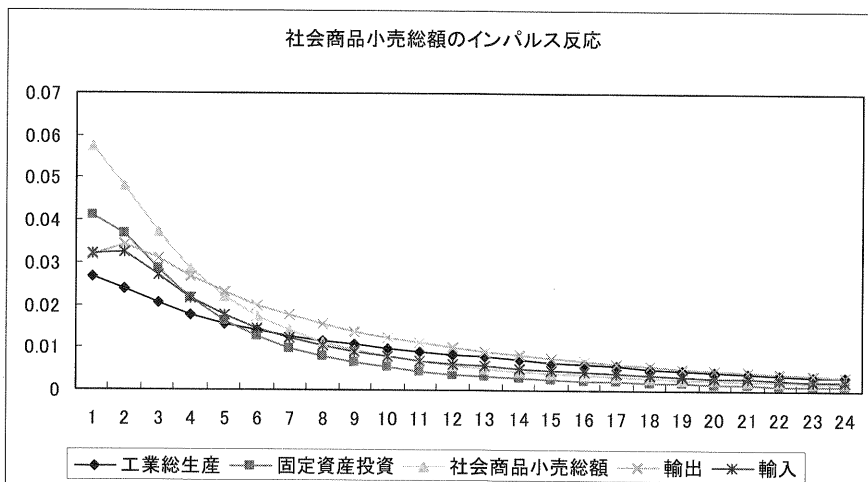
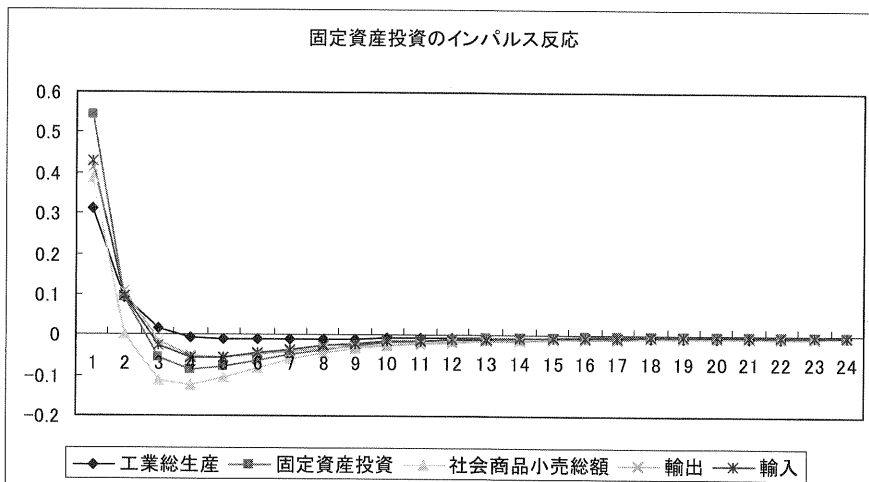
そこで変数の並べ方に依存しない一般化インパルス反応 (Pesaran and Shin 1998) の分析を行った。図表10は1標準偏差のショックに対する5変数のインパルス反応を示している。図表11はその累積反応である。縦軸はトレンドからの乖離を表し、横軸は期間を表す。長期的な反応を見るため、ここでは24期のラグをとった。

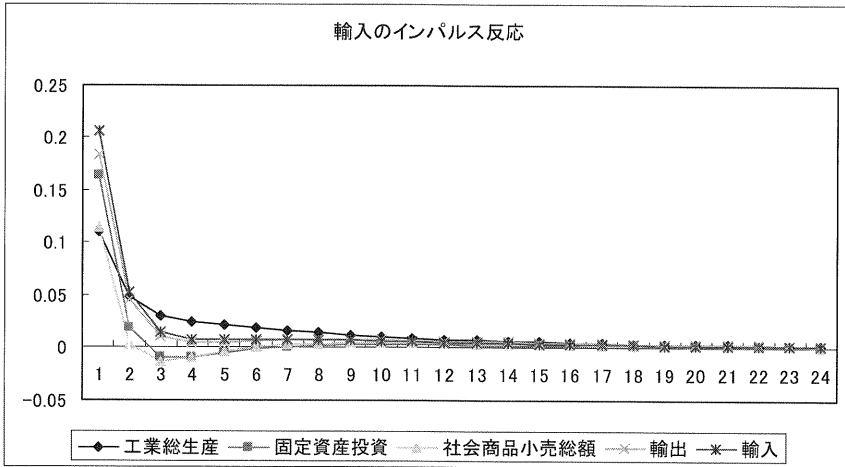
図表9 5変数 VAR モデルの残差の相関係数

	工業総生産	固定資産投資	社会商品小売総額	輸出	輸入
工業総生産	1	0.5738	0.4619	0.5850	0.5371
固定資産投資		1	0.7125	0.7635	0.7915
社会商品小売総額			1	0.5540	0.5584
輸出				1	0.8924
輸入					1

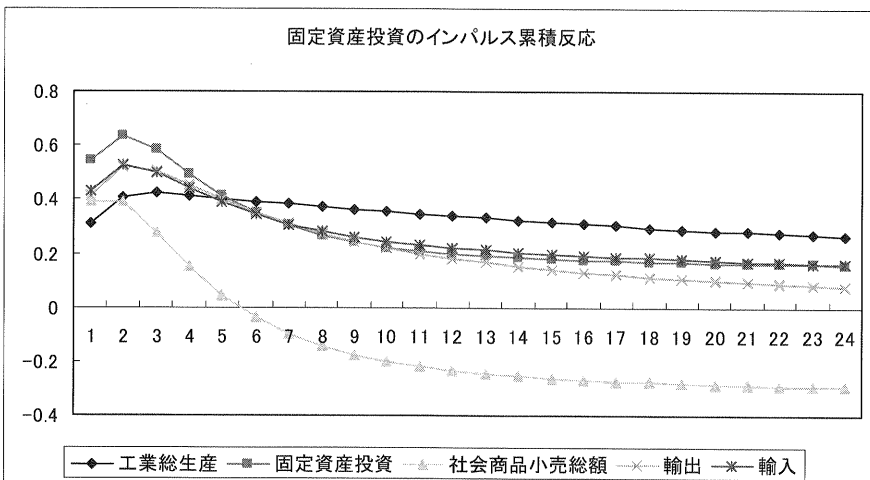
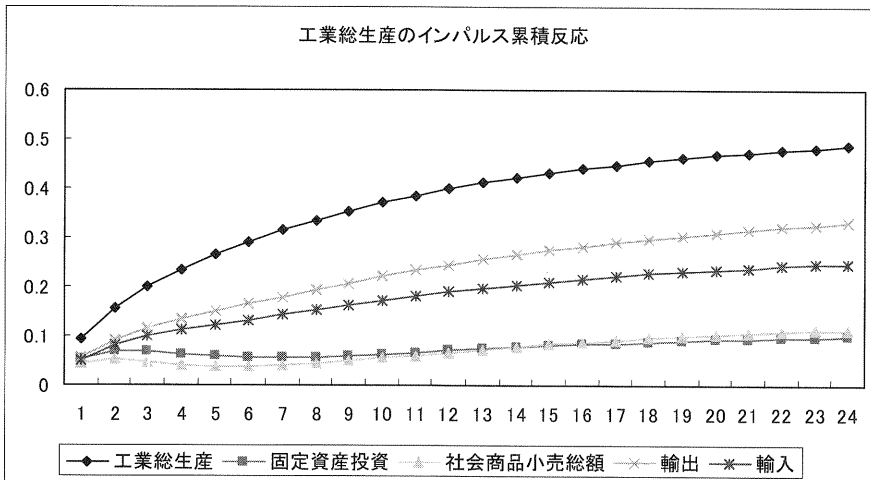
図表10 インパルス反応

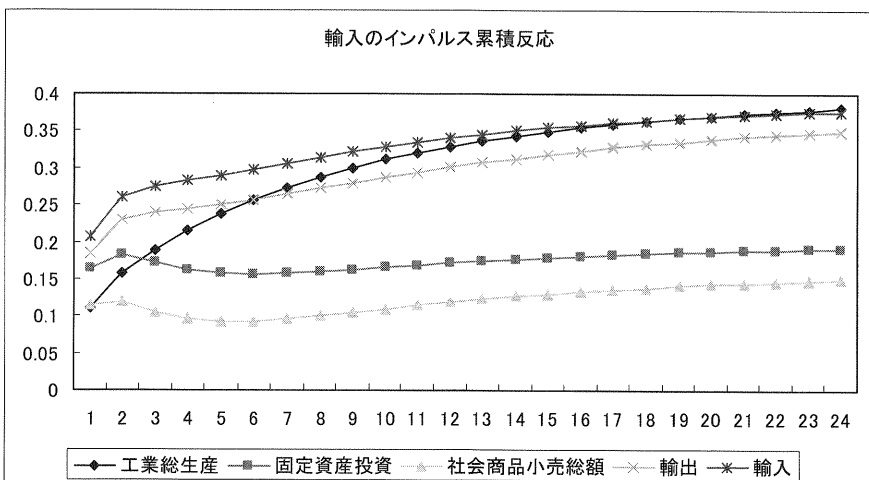
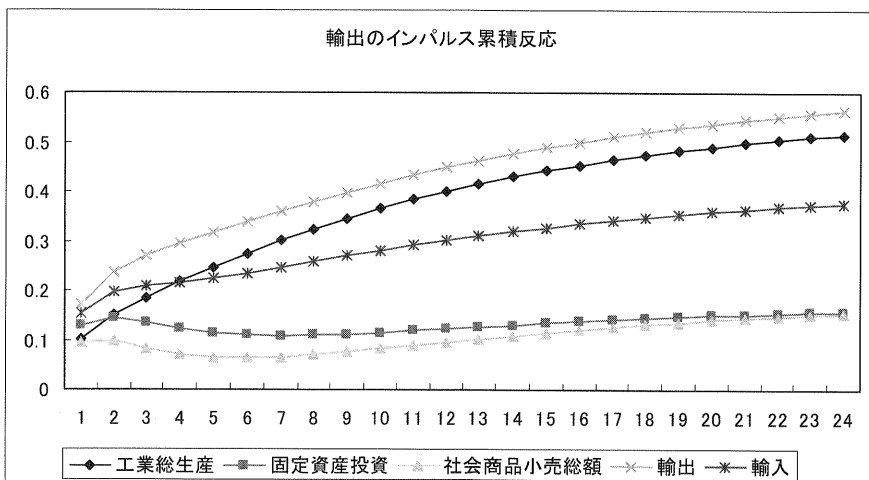
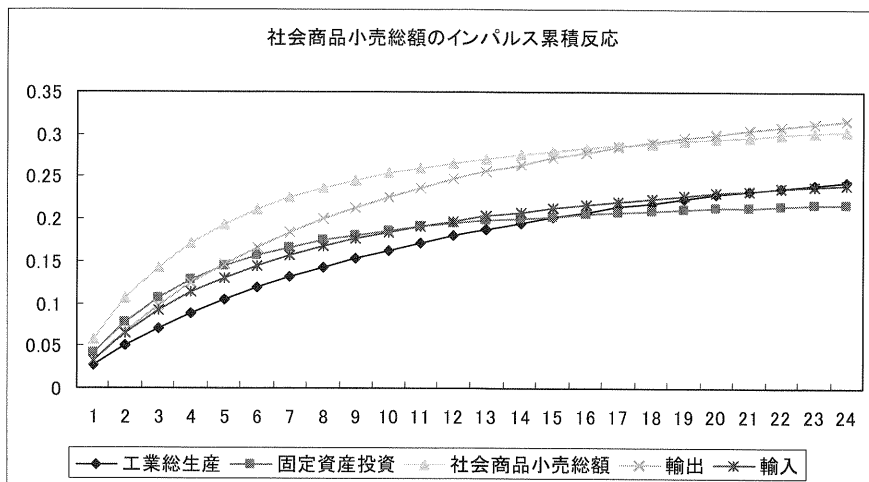






図表11 インパルス累積反応





(固定資産投資)

中国経済を主導し、一部では過熱とまでいわれる固定資産投資の反応は、第1期に1標準偏差の自身のショックに対し0.544、工業総生産のショックに対し0.312、社会商品小売総額のショックに対し0.388、輸出のショックに対し0.416、輸入のショックに対し0.431の反応を示す。2期には自身のショックに対し0.093、工業総生産のショックに対し0.094、社会商品小売総額のショックに対し0.0004、輸出のショックに対し0.105、輸入のショックに対し0.096にそれぞれ減少した。これは他の4変数に比べるとかなり大きなインパクトを持つものである。改めて中国経済における固定資産投資の影響力の高さを示すものである。同時に3期(3ヶ月)以降、急速にショックが弱くなるということも注目される。固定資産投資は短期的に大きなインパクトを持つが、かなり早期に影響は縮減する。近年の中国では、その固定資産投資は、各期とも縮減されることなく活発に行われ続けた。ある期の影響が縮減する前に次の期の固定資産投資が活発に行われた。それがその期の成長につながり、中国経済を長期的にも主導したと考えられる。過熱投資、あるいは固定資産投資が不良債権化した場合に銀行の健全性に大きな影響を与えることが、一部で危惧されている。しかし固定資産投資を急速に圧縮することは、鉞工業生産や輸入などに不測の影響を与えかねない。結果として一部で危惧される固定資産投資の不良債権化を加速しかねない。仮に固定資産投資が過熱状態であるならば、緩やかな調整が望ましいといえよう。

(工業総生産、社会商品小売総額)

工業総生産の反応については、1期に1標準偏差の自身のショックに対し0.094、固定資産投資のショックに対し0.054、社会商品小売総額のショックに対し0.043、輸出のショックに対し0.055、輸入のショックに対し0.05の反応を示す。そのショックの程度は固定資産投資に比べればかなり小さい。2期以降、反応が徐々に小さくなることは、固定資産投資のケースと同様である。

家計消費の代理変数ともいうべき社会商品小売総額の反応は、1期に1標準偏差の自身のショックに対し0.057、工業総生産のショックに対し0.027、固定資産投資のショックに対し0.041、輸出のショックに対し0.032、輸入のショックに対し0.032の反応を示す。工業総生産に比べても小さい。中国経済の成長が消費主導ではなく、投資主導であることが改めて裏付けられる。

(輸出、輸入)

輸出の反応については、1期に1標準偏差の自身のショックに対し0.171、工業総生産のショックに対し0.1、固定資産投資のショックに対し0.131、社会商品小売総額のショックに対し0.095、輸入のショックに対し0.153の反応を示す。

輸入の反応については、1期に1標準偏差の自身のショックに対し0.206、工業総生産のショックに対し0.111、固定資産投資のショックに対し0.163、社会商品小売総額のショックに対し0.115、輸出のショックに対し0.184の反応を示す。2期には自身のショックに対し0.053、工業総生産の

ショックに対し0.048, 固定資産投資のショックに対し0.018, 社会商品小売総額のショックに対し0.004, 輸出のショックに対し0.045の反応を示す。輸出・輸入のショックの大きさは固定資産投資に次ぐ。このことは貿易が中国経済成長の大きな要因であることを示している。

以上見たように、固定資産投資の影響が圧倒的に大きい。その意味で、固定資産投資が中国経済を予測する上で極めて重要といえよう。累積インパルス反応でも、固定資産投資が重要であるという点には変わりはない。

6. 結び

本論文では、中国経済をより簡潔に理解するために、データ生成過程 (DGP) の慎重な検討を踏まえて VAR モデルを構築した。I(0)変数という点で DGP が共通する固定資産投資、工業総生産、社会商品小売総額、輸出、輸入の 5 変数 VAR モデルが中国経済の動向を理解する上で有益であることを明らかにした。中国経済を主導しているのは第 1 に固定資産投資であり、それが圧倒的な影響を示していた。次は貿易であった。家計消費の代理変数と考えられる社会商品小売総額のインパクトは弱かった。過熱などが危惧されている固定資産投資であるが、それが中国経済の高度成長を牽引している以上、その急激な縮小は不測の混乱をもたらす恐れがある。問題があるとすれば、緩やかな調整が望まれる。

本論文では、為替レートが1993年末の構造変化を考慮すれば、I(0)変数であることを示した。中国の為替制度については、米中間で論争がある。データが定常であるということは、ある種の均衡が成立している可能性を示唆する。元高を見越した投機的な外国資金の大量流入も危惧されているわけであるが、中国経済の成長を阻害しない漸進的で着実な為替制度の変更が望ましいといえよう。

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。
- (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。
- (3) SNA の作成期間が短いという点は日本でも見られる問題である。
- (4) モデルの作成上は、構造変化の前後に分割して行うだけの自由度が確保できるか、あるいは構造変化が認められる変数を除いてモデルを構築することが妥当かということが課題となる。
- (5) 本節と次節については、張 (2008) を参照。なお、中国の統計データについては、例えば許 (2003) などを参照。
- (6) ただし、IMF には、SDDS (Special Data Dissemination Standard) と GDDS (General Data Dissemination System) 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い。
- (7) 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。

- (8) 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。
- (9) 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。
- (10) t -sig については Perron (1997)、 F -sig については Said and Dickey (1984) を参照。
- (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。
- (12) 臨界値については、Perron and Vogelsang (1992) の Table 3 と Table 4 を参照。
- (13) 為替レート (人民元/円) は、人民元/ドルレートと円/ドルレートにより求めた。この人民元/円の結果は日本円/ドルレートの変動も反映しているが、Perron (1997) の検定結果により、人民元/ドル同様、人民元/円も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。具体的には、1994年に入ってから1円に対する人民元は、0.053から0.078に大幅に切り下げられた。
- (14) 臨界値については、Clemente, Montanes and Reyes (1998) の Table 1 と Table 2 を参照。
- (15) 5変数 VAR モデルの残差が定常であることは確認している。

参考文献

- 陳飛・趙昕東・高鉄梅 (2002)。「我国貨幣政策工具変量効応の実証分析」『金融研究』総第268期 (第10期) : 25-30.
- 馬丹 (2005)。「具有階段性趨勢序列の単位根検験」『統計教育』第2期 : 25-26.
- 王召 (2001)。「対中国貨幣政策利率伝導機制的探討」『経済科学』第5期 : 75-84.
- 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.
- 張煥明 (2003)。「財政赤字対 GDP の衝擊効応分析」『預測』, 22(2) : 11-14.
- 張艶 (2006)。「中国のマクロ経済と物価変動の分析—経済改革後の中国経済—」東京 : 成文堂.
- 張艶 (2008)。「中国マクロ経済変数の非正常性と DGP の構造変化」『経済学研究』74巻4号.
- 中国国家統計局。『中国統計』(元『中国統計月報』) 各年 : 中国統計出版社.
- 中国国家統計局。『中国統計年鑑』各年 : 中国統計出版社.
- 周建・汪偉 (2006)。「資本形成、投資効率と経済増長—間の動態相関性—来自中国1978~2004年数拠の実証研究」『財経研究』, 32(2) : 78-89.
- 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.
- Aziz, J. (2006). Rebalancing China's Economy: What Does Growth Theory Tell Us?. *IMF Working Paper*. WP/06/291.
- Banerjee, A., R. L. Lumsdaine and J. H. Stock (1992). Recursive and Sequential Tests of the Unit-root and Trend-break Hypotheses: Theory and International Evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*. 10(3): 271-287.
- Barnett, S. and R. Brooks (2006). What's Driving Investment in China?. *IMF Working Paper*. WP/06/265.
- Christiano, L. J. (1992). Searching for a Break in GNP. *Journal of Business and Economic Statistics*. 10(3): 237-250.
- Clemente, J., A. Montanes and M. Reyes (1998). Testing for a Unit Root in Variables with a Double Change in the Mean. *Economics Letters*. 59(2): 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(4): 461-470.
- Harris, R. and R. Sollis (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: 239-259.
- IMF. <http://www.imfstatistics.org/imf/>.
- Ng, S. and P. Perron (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(429): 268-281.
- Ohara, H. I. (1999). A Unit Root Test with Multiple Trend Breaks: a Theory and an Application to US and Japanese Macroeconomic Time-series. *Japanese Economic Review*. 50(3): 266-290.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*. 57(6): 1361-1401.
- Perron, P. (1997). Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*. 80(2): 355-385.
- Perron, P. and T. J. Vogelsang (1992). Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity. *Journal of Business and Economic Statistics*. 10(3): 301-320.
- Pesaran, H. H. and Y. Shin (1998). Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models. *Economics Letters*. 58(1): 17-29.
- Prasad, E. S. and R. G. Rajan (2006). Modernizing China's Growth Paradigm. *IMF Policy Discussion Paper*. PDP/06/3.
- Said, S. E. and D. A. Dickey (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average Models of Unknown Order. *Biometrika*. 71(3): 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): 87-100.
- Yu, Qiao (1998). Capital Investment, International Trade and Economic Growth in China: Evidence in the 1980-90s. *China Economic Review*. 9(1): 73-84.
- Zivot, E. and D. W. K. Andrews (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-price Shock, and the Unit-root Hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*. 10(3): 251-270.