

中国統計データとエネルギー効率

修 震 傑

中国が1978年に「改革・開放」政策を実施し始めてからいよいよ30年が経つ。この30年間に中国経済が大きく発展してきたのは言うまでもない。10数億の人口を持つ中国が世界経済成長の牽引力になることへの期待感と、パワーあるゆえに世界経済に悪影響を引き起こすかもしれない中国の脅威に対する警戒心も混在している模様である。また中国経済成長については懐疑的な見方もある。中国政府は毎年「中国統計年鑑」をはじめ、様々な統計データを公表している。しかしそれがどれだけ正確な情報を与えているかは問題であり、統計データの不透明さは警戒心や疑いを増幅させる一因にもなっている。

世界銀行は1990年代初期以前に中国経済のレポートを作成した際には、中国政府の統計数字を直接採用したが、90年代初めには、中国政府の統計数字に疑問を抱き、独自の情報に基づいて中国の国内総生産というデータを調整した。

アメリカ中国経済研究者 T. Rawski (2001) が発表した学術論文は中国のエネルギー効率の指標が他国の過去に辿ったパスから著しく乖離していると指摘し、1997年から2000年までの中国の国内総生産の増加値の真实性を疑うと書いている。これらの疑問に対して中国国家統計局計算司の許憲春司長は、いかなる国にとっても、国内総生産のデータを100パーセント的確なものにするのは不可能であるが、中国の現在の統計データは中国の国民経済発展の客観的状況を基本的に反映していると語った。中国国家統計局の邱曉華

局長は、「中国経済の高速成長が頼ったのは経済発展のサポートであって、偽りの数字ではない。ロースキ教授は学術面であまり厳格でなく、誤った結論を引き出した。下心のある人が彼の文章を利用することに至っては、学術問題範囲外のことである」と語った⁽¹⁾。中国統計局はこれらの指摘について、1990年代初期から波となったIT革命のような代表的なニューエコノミーは90年代後半ようやく中国に波及し、このIT革命は中国にとって歴史的にまれなチャンスであるため、中国の成長過程は必ずしも他国と同じ道を歩む必要はないと自信満々に答え、中国の経済成長つまりGDPについての疑問を一蹴した。学術的な研究も中国のGDPについての推計も一時期盛んになった。中国経済成長について肯定派も否定派も多数の論文を発表した。

本論文は中国の高度成長あるいは真のGDPについて論じるつもりはない。その代わりに統計学の角度から、中国経済成長の過程にはエネルギー効率向上に伴う技術革命があったかどうかを検証したい。もしそのような技術革命がなかったとすれば、エネルギー効率の飛躍的な向上という現象をどう見るか。これによって統計データの信憑性を考えてみたい。

本論文の方法

本論文に利用されるデータは単純なものである。1978年-2004年中国のエネルギー効率(エネルギー消費量をGDPで割る)の年次時

キーワード：マルコフチェーン、状態変数、フィルター、平滑化

系列データを分析する。よく知られているように短期のエネルギー需要の価格弾力性は非常に小さく、これは短期の生産過程においてエネルギーに対する技術的限界代替性が小さいということの意味している。また長期的にエネルギー効率は変化するが、それは主に産業構造の変化によってもたらされたものであり、他の要因の変化に敏感ではない。したがって、エネルギー効率の年次データを使って技術、産業構造の変化があったかどうかを検定するのは比較的行われやすい。エネルギー効率という数字を変化させる要因は可能性として、①技術、産業構造、など構造的な変化の要因、②クールビズ、サマータイムなど産業構造の変化に伴わない一時的な省エネ政策の要因、③統計上の問題などの要因、と考えられる。これらの要因は統計上の数字で示しているエネルギー効率に影響を及ぼし、本論文ではこれらの要因をまとめて「レジーム⁽²⁾」と呼ぶ。上に示している①の要因は技術によるものであり、②と③の要因は人あるいは組織の意思決定によるものである。物理的な状態を示す技術は、人為的な意思決定が統計上のエネルギー効率に及ぼす影響とは異なる「パターン」を示しているはずである。これによってエネルギー効率を示す統計データの変化は技術的な要因なのか、または一時的な政策あるいは無関係の数字マジックなのか、を検証することが可能であると考えている。以下では、①に示している要因——技術革新などの産業構造の変化を「技術的要因」と、②と③に示している意思決定によるものを「政策的要因」と呼ぶ。ここでは、政策といっても、一時的エネルギー関係政策と、統計上の問題つまり「統計政策」を含む。

計測する前にこのようなレジームの変化のタイミングがはっきり分かったとき、ダミー変数という手法はよく用いられるが、レジームの変化のタイミング自体が研究対象となるとき、外生的に与えるのは適切ではない。本

論文はMarkov-switchingという手法を利用して中国の統計上のエネルギー効率に影響する「レジーム」の変化を計測する。構造変化をはじめエネルギー効率データに関係する要因——「レジーム」は直接的に観察するのが不可能なので、「レジーム」を状態変数として分析モデルに導入する。平常の状態を状態1、産業平均的に高いエネルギー効率をもたらず状態を状態2とする。エネルギー効率は観察されるデータであり、レジームの影響を受けている。したがってベイズルールによってレジームを表す状態変数の確率をエネルギー効率から逆に計測することができる。このように年度毎の「レジーム」の各状態の確率を推計する。一時的なエネルギー政策と統計上の問題の「政策的要因」も、技術革新あるいは構造変化などの「技術的要因」も、統計上のエネルギー効率を高めることができるが、それぞれの要因はそれぞれ異なる特徴を伴う。「政策的要因」は実施されたり、中止されたりすることができるが、技術革新や産業構造の変化は一旦達成されたら、達成以前の状態に逆戻りすることができない。「政策的要因」とは異なる「技術的要因」のこの特有の性格を制約として計測モデルに加える。この制約付きのモデルが棄却されると、「技術的要因」がなかったと証明される。他方、「政策的要因」であると証明されると、この「政策的要因」は一時的な政策なのか、統計上の問題なのかについて、比較的判断しやすい。一時的なエネルギー政策は観察でき、公布されるためである。また、一時的な政策がエネルギー効率に大きな良い影響があれば、継続的に実行されるはずであり、政策を取りやめることもあり得ない。つまり「技術的要因」の性格を有しているのである。状態の変化が確認され、かつ「技術的要因」と一時的エネルギー政策の要因が否定された場合は、統計に関係する問題となり、データの信憑性に問題があるとしか解釈できない。

既存研究

マルコフ推移確率をもつ観察できない変数を含んでいるモデルはGoldfeldと Quandt (1973)によってレジームの変化の研究に使われた。しかし、彼らのモデルではマルコフ推移確率が外生的な変数として扱われた。J. Hamilton (1989)がビジネス循環モデルを研究する際に、はじめてマルコフ推移確率を内生変数として動学モデルに適用した。それ以降マルコフスイッチ計量モデル (Markov-switching) に関する数多くの研究が行われた。マルコフスイッチモデルは時変パラメータ (time-varying parameters) を持つ状態空間モデル (state-space) の拡張とも考えられる。両者の違いは状態空間モデルでは状態変数 (state) を連続的な変数として、マルコフスイッチモデルでは状態変数を離散変数として扱うという点である。ここで共通する特徴は、状態が観察不可能な変数として計測モデルに含められて計測されることである。実際の経済においてはいくつかの要因が観察できないながら重要な役割を演じている。例えば、消費者のマインド、予期利子率、構造変化などである。これらの状況を反映して分析するのに最もよく使われているモデルは状態空間モデルである。状態空間モデルは

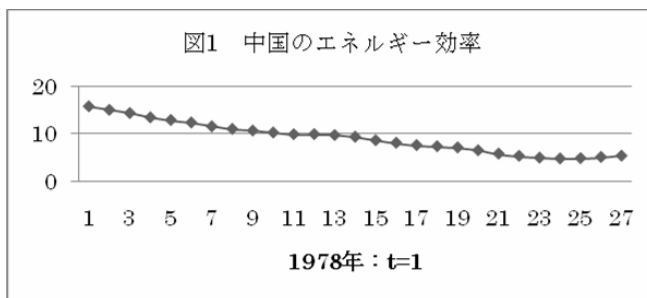
Kalmanによって考案され、最初にエンジニアリングに使用されたが、Harvey (1981)はKalmanフィルターを使って経済の時系列データ分析に適用し威力を発揮した。

マルコフスイッチモデルは離散的な状態変数を扱うため、Kalmanフィルターとは異なる計算方法が必要とされる。Hamilton (1989)は初めてマルコフスイッチ計量モデルの計測に適用するHamiltonフィルターという方法を提示した。Kim (1994)はKim平滑化という状態変数確率の修正方法を提示し、より正確に計測できるとともに計算方法も簡素化した。また、Lam (1990)は時間トレンドをマルコフスイッチモデルに適用した。

本論は中国の統計データを検証すると同時に日本の類似データを用いて計測する。日本の統計データを利用して計測する目的は日本の統計データが比較的信用できるものとして、本論文が提示している分析方法がきわめて有効であることを示すためであり、本論の「信憑性」に傍証にあたえる。

また、私の所見に限って、マルコフスイッチモデルでエネルギー効率を検証する文献はまだ存在していないし、マルコフスイッチモデルを用いてデータの信憑性を検証する論文も存在していない。

図1 中国のエネルギー効率

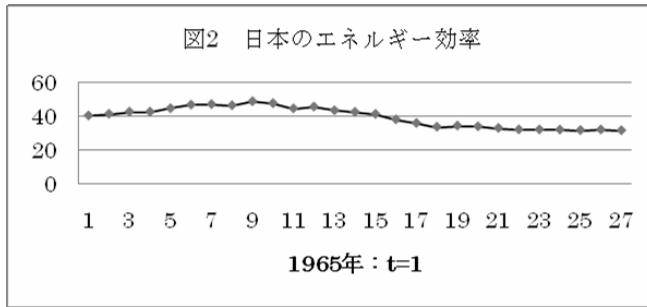


エネルギー効率=エネルギー使用量/GDP

エネルギー使用量は標準石炭換算値であり、単位は万トン。GDPは指数であり、1978年を100とする。

エネルギー使用量とGDPは原データであり、中国統計年鑑1990-2005年より。

図2 日本のエネルギー効率



エネルギー効率=エネルギー使用量/GDP

エネルギー使用量の単位は10¹²J, GDPは実質値であり, デフレーターは1995年を1とする。

GDPおよびGDPのデフレーターはNEEDS日経マクロ経済データ (CD-ROM) 2007年版, エネルギー使用量は「エネルギー白書2006 資源エネルギー庁」のホームページより。

Markov Switchingモデルを用いて中国のエネルギー効率及び統計データの信憑性を分析する論文は現段階まだないが, 中国エネルギー効率に関する研究文献はすでに数々存在している。

エネルギーの視点から最も早く中国の国民経済計算の信憑性を研究したのはT. Rawski (2001) である。彼による主な批判の論拠は, 1998年-2001年エネルギー消費の変動率とGDP成長率の不整合である。1998年-2001年の累積成長が34.5%にもかかわらずエネルギーの消費量は累積5.5%の低下となっている。彼は中国の97年, 98年のGDPが水増しされていると指摘している。

Zhong (2001) は1990年-1996年の統計データに基づいて, エネルギー消費の変動をGDP総量の寄与度, 産業構造変化の寄与度, 各産業内のエネルギー効率の寄与度に分解し, 次の分解式を用いて, 計測を行った。

$$\text{国内総生産の寄与: } \Delta E_Q = \Delta Q \sum s_{i0} I_{i0}$$

$$\text{産業構造変化の寄与: } \Delta E_S = Q_t \sum (s_{it} - s_{i0}) I_{i0}$$

$$\text{エネルギー効率の寄与: } \Delta E_I = Q_t \sum s_{it} \Delta I_i$$

ただし,

Q : 実質GDP

s_i : 実質付加価値割合 (対GDP)

I_i : i産業エネルギー効率 = i産業のエネルギー消費標準 / i産業の実質付加価値

△は増減, 添え字0は1991年, tは96年を表す。

Zhong研究は1990-96年における中国エネルギー効率の改善は産業構造に寄与しているが, 主に各産業内のエネルギー効率の寄与によってもたらされたものと結論している。

日本でも中国のGDPとエネルギー消費に関する研究が行われた。張 (2002) は1980年-1997年のエネルギー消費と実質GDPの統計データを利用して, エネルギーの効率⁽³⁾ (エネルギー消費/実質GDP) のトレンドを計測した。1998年の現実値 (統計値) がトレンドの推定値より4.5%低くなっている。張の計測結果は次の通りである。

$$E = -0.2515t + 505.79 \quad (E = \text{石炭に換算されたエネルギーの消費量 (万トン) / 実質GDP})$$

小川はZhong (2003) のモデルに基づいて, 最も問題視された1998年の中国統計データをカバーするように1997-99年間の変動を対象期間として分析を行った。この期間の中国のエネルギー消費減少のほとんどはエネルギー効率の改善によってもたされており, 産業構造変化は逆にエネルギー消費を増加させる効果を示している。両氏とも中国の統計データの信憑性については言及を避けた。

個別事例を引用しながら政治制度によって

生じた中国経済統計データの信憑性を分析したのは小島 (2003), 統計制度の不整合と統計問題の関係を研究したのは高橋 (2004)。

本論のモデル

本論文はMarkov-switchingモデルで中国のエネルギー効率のデータを分析する。

t 期において観察できない「レジーム」を状態変数 s_t で表す。従来⁽⁴⁾の平常な状態であれば, $s_t = 1$ とし, エネルギー使用の比較的に効率をもたらす状態を $s_t = 2$ とする。異なる時期と時期の間に生じる状態の推移をマルコフ過程であると仮定する。初年度を $t = 1$ とし, 観察された年次は $t = 1, 2, \dots, T$ と順に付ける。ここでは, T はサンプル数でもある。

計測モデルは⁽⁵⁾

$$y_t = c_{st} + \varepsilon \tag{式 1}$$

ただし,

$$c_{st} = \alpha_{st} + \beta_{st} t \quad s_t = 1 \text{ or } 2$$

ここでは, パラメータ α_{st} と β_{st} は時変 (time-varying) パラメータであり, 状態 s_t に依存する。 y_t は t 期のエネルギー効率であり, 観察されるデータである。 ε はホワイト誤差項であり, σ^2 の分散をもち, i.i.d. 系列に従う。

状態 s_t の推移の確率はマルコフ過程に従うため, t 期の状態は t-2 期以前の状態に直接関係しない。

$$\Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = p$$

$$\Pr[s_t = 2 | s_{t-1} = 1] = 1 - p$$

$$\Pr[s_t = 2 | s_{t-1} = 2] = q$$

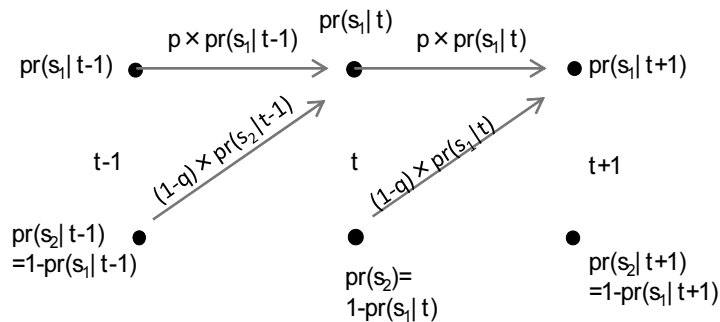
$$\Pr[s_t = 1 | s_{t-1} = 2] = 1 - q$$

マルコフチェーンの行列は次のようにできる。

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} \\ p_{12} & p_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p & 1-q \\ 1-p & q \end{bmatrix} \tag{式 2}$$

マルコフチェーンのイメージは図 3 に示されている。

図 3 マルコフチェーンのイメージ



上の点は $s = 1$ の状態, 下の点は $s = 2$ の状態を表す。本論文が 2 つの状態を扱うため状態 2 の確率が 1 から状態 1 の確率を引いた数字となる。 p_{11} (あるいは p) は, t 時期の状態 $s = 1$ を前提に, t+1 時期の状態 $s = 1$ に留まる確率であり, p_{22} (あるいは q) は t 時期の状態 $s = 2$ を前提に, t+1 時期の状態 $s = 2$ に留まる確率である。

t 時期において, 観察不可能な状態を示す確率変数 s_t は可能性として 2 つの状態がある。状態が $s_t = 1$ であれば, 観測できる変数 y_t が正規分布 $N(c_1, \sigma)$ に従い, 状態が $s_t = 2$ であれば, 観測できる変数 y_t が正規

分布 $N(c_2, \sigma)$ に従うとする。したがって状態変数が所与 $s_t = i$ として与えられたとき, 観測できる確率変数 y_t の条件付き確率密度は

$$f(y_t | s_t = i; \theta) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(y_t - \alpha_i - \beta_i t)^2}{2\sigma^2}\right]$$

となる。ただし、ここで θ はこれから計測されるパラメータ $\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \sigma$ を含むパラメータベクトルである。

観測不能な状態 s_t が状態 i となる確率 $Pr(s_t = i)$ を仮に所与としたとき、条件確率密度に基づき、乗法定理を利用して観測可能な確率変数 y_t と観測不能な確率変数 s_t の結合 (joint) 確率密度関数は

$$\begin{aligned} f(y_t, s_t = i; \theta) &= Pr(s_t = i) \cdot f(y_t | s_t = i; \theta) \\ &= \frac{Pr(s_t = i)}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(y_t - \alpha_i - \beta_i t)^2}{2\sigma^2}\right] \end{aligned}$$

となる。

y_t の条件なしの確率密度はあらゆる状態についての総和であり、状態 s_t に関する境界 (marginal) 確率密度であり、

$$\begin{aligned} f(y_t; \theta) &= \sum_i \frac{Pr(s_t = i)}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(y_t - \alpha_i - \beta_i t)^2}{2\sigma^2}\right] \end{aligned} \quad \text{式 3}$$

となる。観測されたデータ (エネルギー効率) の対数尤度関数は

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t; \theta) \quad \text{式 4}$$

となる。

以上では、各状態の確率 $Pr(s_t = i)$ があたかも所与されたように展開されたが、実際のところではこの状態の確率を推測しなければならない。

各時期の状態確率の扱いに関する計測はさまざまな方法があるが、本論文では時期の流れに従う逐次的フィルターというアルゴリズム (Hamilton1989, 1993) を用いてこの状態の確率を推計する。

t 時期に y_t が観測された時点、利用できる情報の集合つまり観測されたデータ $\{y_1, y_2, \dots, y_t\}$ を Ω_t としよう。確率変数としての y_t が t-1 時期のとき、利用できる情報 Ω_{t-1} に基づき、無条件確率密度 (状態 s_t に関して境界 (marginal) 確率密度) は次のようになる。

$$\begin{aligned} f(y_t | \Omega_{t-1}; \theta) &= \sum_i f(y_t | s_t = i, \Omega_{t-1}; \theta) Pr(s_t = i | \Omega_{t-1}) \\ &= \sum_i \frac{Pr(s_t = i | \Omega_{t-1})}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(y_t - \alpha_i - \beta_i t)^2}{2\sigma^2}\right] \end{aligned} \quad \text{式 5}$$

ただし、 $Pr(s_t = i | \Omega_{t-1})$ は t-1 の情報に基づき、t 時期の状態 i の確率の予測値である。

t 時期のとき、利用される情報は $\Omega_t = \{\Omega_{t-1}, y_t\}$ になる。新しいデータ y_t が観測されたとき、この新しい情報を利用して、t 時期の状態の確率をベイズルールに基づき改めて計算することができる。これはフィルタリングと呼ばれる。t 時期の状態の確率を更新するためのフィルターは、

$$\begin{aligned} Pr(s_t = i | \Omega_t; \theta) &= Pr(s_t = i | y_t, \Omega_{t-1}; \theta) \\ &= \frac{f(y_t, s_t = i | \Omega_{t-1}; \theta)}{f(y_t | \Omega_{t-1}; \theta)} \end{aligned} \quad \text{式 6}$$

である。ただし、

$$\begin{aligned} f(y_t, s_t = i | \Omega_{t-1}; \theta) &= Pr(s_t = i | \Omega_{t-1}; \theta) \cdot f(y_t | s_t = i, \Omega_{t-1}; \theta) \end{aligned}$$

状態の推移がマルコフチェーンに従うとすれば、t 時期のフィルターを通した t 時期の状態の確率に基づき、t+1 期の状態という確率変数の確率は予測値として

$$\begin{aligned} Pr(s_{t+1} = i | \Omega_t; \theta) &= \sum_j p_{ji} \cdot Pr(s_t = j | \Omega_t; \theta) \end{aligned} \quad \text{式 7}$$

となる。ここでは $p_{11} = p, p_{12} = 1-p, p_{22} = q, p_{21} = 1-q$ である。式 7 はマルコフチェーンの定義により直接得たものである (図 3 を参考)。

t+1 期のとき y_{t+1} が実際のデータとして観察され、情報は Ω_t から $\Omega_{t+1} = \{\Omega_t, y_{t+1}\}$ に更新される。またこの新しい情報を加えた t+1 までのすべての情報に基づき、フィルターを利用し t+1 時期の状態の新しい確率を次のように算出することができる。

$$\begin{aligned} Pr(s_{t+1} = i | \Omega_{t+1}; \theta) &= Pr(s_{t+1} = i | y_{t+1}, \Omega_t; \theta) \\ &= \frac{f(y_{t+1}, s_{t+1} = i | \Omega_t; \theta)}{f(y_{t+1} | \Omega_t; \theta)} \end{aligned} \quad \text{式 6'}$$

式 6' は単なる式 6 の添え字の変換にすぎない。

各時期の状態の確率に関する推測には2つの異なる概念が用いられた。それぞれは式7と式6（あるいは式6'）に示されている。式7は次の時期の状態を予測すること、つまりt時期の状態を推測するのは、 y_t が観測される前に行ったので、この「予測」された確率を「事前確率」と呼ぶ。式6はt期におけるt時期の状態の確率に関する推測であり、このとき y_t がすでに観測された。この推測は y_t が観測された後に行ったため、この確率を「事後確率」と呼ぶと区別しやすいであろう。

更新されたt+1期の状態確率（事後確率）を利用して、さらに次期t+2期の事前確率を求めることができる。このように式6と式7を交替利用しながら繰り返してT期まで適用する。このアルゴリズムはHamiltonによってまとめられ、Hamiltonフィルタリングとも呼ばれる。フィルターは基本的にベイズ解析である。

t = 1 初期の状態の確率が分つたとすれば、上記の手順を踏まえて各時期の状態の確率を逐次的に推測することができる。このようにして得られる尤度関数は次のように表わされる。

$$L(\theta) = \sum_{t=1}^T \log f(y_t | \Omega_{t-1}; \theta) \quad \text{式8}$$

ただし

$$f(y_t | \Omega_{t-1}; \theta) = \sum_i \frac{\Pr(s_t = i | \Omega_{t-1})}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(y_t - \alpha_i - \beta_i t)^2}{2\sigma^2}\right]$$

さらに

$$\begin{aligned} \Pr(s_t = i | \Omega_{t-1}) &= \Pr(s_t = i | \Omega_{t-1}; \theta) \\ &= \sum_j p_{ji} \cdot \Pr(s_{t-1} = j | \Omega_{t-1}; \theta) \end{aligned}$$

本来のパラメータ $\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \sigma$ に p_{11} と p_{22} を加えて一緒に計測される。

何より、初期状態の確率が与えられなければ、上に示された手順は始まらない。初期状態の確率つまり初期値に関する推測は、すべ

てのデータが観測される前に行ったことであるためデータから得られる情報は何もない。したがってこの初期状態の確率についての推測は観測データ以外の知識から得るしかない。異なる研究対象によって、異なる選択方法がありうる。たとえば、ある期間中技術進歩があるという前提に立って、この期間における技術進歩の転換期（ワンスイッチのタイミング）を計測するとき、初期値を $\Pr(s_1 = 1 | \Omega_0; \theta) = 1$ として設定することができる。しかしワンスイッチでないモデルには、初期値に関しては理論的な前提知識がないため、特定の制約を付けるのは恣意性が残る。それを無くすために、この初期の状態の値を一定なアルゴリズムに従って推測したほうが良いと思われる。本論文は混合分布解析を用いて初期状態を解析した。

一般的にこの初期値の設定はその後の状態の推測に影響を及ぼす。前述したようにワンスイッチモデルを検証する場合はこの初期値が論理的に規定され、あるいは制約として付け加えられたので、そのあとに計算された各時期の状態の確率を修正する必要はない。一般的に新しいデータが観測されたとき、過去の状態の確率に関して、もっと正確な推測値を評価することができる。この各時期の状態の確率の値を一定なアルゴリズムにより再計算するのが望ましい。本論文はKim平滑化（Kim1994, 1999）という手法を用いて各時期における状態確率の推定値を再計算した。状態を平滑化する考え方は状態空間モデルの平滑化と共通であるが、マルコフチェーンにおける平滑化は異なる方法が必要とされる。

各状態の確率はマルコフチェーンおよびフィルターを通して、最後の時期（t = T）まで逐次的に計測される。（t = T）のときの状態の事後確率 $\Pr(s_T = i | \Omega_T; \theta)$ はすべての情報を利用して計測されたものであり、最も多い情報を含んでいると考えられる。逆に最初の状態の事前確率に関する予測には利用で

きる情報は何もなく、最も少ない情報しか含んでいない。その最も多い情報を含んだ計測値すなわち T 時期の状態確率を利用して、逐次的後ろ向き（時間の流れと反対方向）に、次のように計算することができる。

$$Pr(s_t = i | \Omega_T; \theta) = Pr(s_t = i | \Omega_t; \theta) \prod_j \frac{p_{ij} \cdot Pr(s_{t+1} = j | \Omega_T; \theta)}{f(s_{t+1} = j | \Omega_t; \theta)}$$

式9

このように t = T の状態からスタートし、状態 $Pr(s_t = i | \Omega_T; \theta)$ を t = T-1, T-2, ..., 1 のように後ろ向き逐次的に計算され、最後には t = 1 に遡って初期状態を含めすべての時期における状態の確率が新しく計算する。このように平滑化された各時期の状態 $Pr(s_0 = i | \Omega_T; \theta)$ は「確定値」として様々の検定に用いられる。

この後ろ向きの逐次的に計算された各時期の状態の確率は前向きの逐次的計算 (Hamiltonフィルタリング) によって計測された状態の確率とは一般的に異なる。混乱を避けるために各時期における状態の確率に関して、3つの概念を次のように定義する。

1. 事前確率, フィルターを透す前の確率である。t 時期の事前確率は t-1 のときマルコフチェーンに基づいて予測された確率である。この事前確率の計算式がマルコフチェーンを含み、尤度関数に組み込まれ、評価される。
2. 事後確率, フィルターを透した確率である。t 時期の事後確率は y_t が観測されたとき、t 時期のフィルターによって計算される確率であり、t+1 の状態の確率を予測するために用いられたものである。
3. 平滑確率, すべての情報 Ω_T を利用し、Kimアルゴリズムによって計算された各時期の状態の確率である。最終評価値である。これに基づいて、各時期のレジームがどの状態にあるかを判断する。
本論文では初期値 (初期状態の事前確率) の

計測は混合分布解析によって計測される。初期状態の事前確率 (初期値) はデータが全く観測されていないときの推計値で、無条件確率でなければならない。マルコフチェーンが既約 (irreducible) かつエルゴード的 (ergodic) であるとき、各時期の事前確率は同一であり、次のようにならなければならない。

$$Pr(s_t = 1) = \pi$$

最大尤度法で事前確率を含めたすべてのパラメータ $\theta = (\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \sigma, \pi)$ を次の尤度関数に代入して計測する (Hamilton1994)。

$$L(\theta) = \sum_{i=1}^T \log f(y_i; \theta) \quad \text{式10}$$

ただし、

$$f(y_i; \theta) = \sum_i \frac{\pi_i}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left[-\frac{(y_i - \alpha_i - \beta_i t)^2}{2\sigma^2}\right] \quad \text{式10-1}$$

となる。ただし、 $0 \leq \pi_i \leq 1$ と $\sum_i \pi_i = 1$

本論文は混合分布統計を初期値の解析にだけ用いたが、混合分布解析を用いてマルコフスイッチモデルを解析することもできる。筆者がために混合分布解析で本論のモデルを計測したところ、ほぼ同じ結果が得られた。混合分布解析は他分野、特に生物学の領域で盛んに研究されている。混合分布に関するサーベイおよびさまざまな解析方法は Titterton, Smith, and Makov (1985), また Markov-Switching モデルと混合分布についての深い議論は S. Fruhwirth-Schnatter (2006) をそれぞれ参照されたい。以上の計測手順を次のようにまとめる。

ステップ1: 混合分布解析によって初期状態の事前確率 (π_i) を計測する。式10と式10-1
ステップ2: π を初期状態の確率として Hamilton フィルタリングを利用して各パラメータ計測する。式6-8

ステップ3: Kim平滑化のアルゴリズムで各時期の状態の平滑確率を求める。式9より。

初期状態の取扱いとして、本論での計測方法と少し異なる方法もある。ステップ1を省

略し、初期値を単独に計測しないで、フィルターと同時に計測するという方法である (Kim1999)。マルコフチェーンが既約かつエルゴード的であるとき、そのとき初期状態の確率 π_i は

$$Pr(s_0 = 1 | t = 0) = \pi_1 = \frac{1-q}{2-p-q}$$

$$\text{or } Pr(s_0 = 2 | t = 0) = \pi_2 = \frac{1-p}{2-p-q}$$

となる。これらの式を式6-8に代入して同時に計測する方法である。

本論文で使用している混合分布分析を用いて初期値を単独に計測する方法 (Hamilton 1994) と、初期値をフィルターと同時に計測する方法 (Kim1999) は原理的に同じである。本論のデータに基づいて両方法で計測し比較したところ、意味のある差はみられていない。

データについて

中国

中国は国民経済計算において、1985年にMPS方式 (旧社会主義国でよく使われる計算方式) からSNA方式に変更し始めた (許1997, 高橋2004)。1985年-92年にはMPS方式と並行してSNA方式の「中国国民経済計算」を作成した。1987年に1978年-1984年のGDPを推計した。1993年からはMPS方式の国民経済計算を止めてSNA方式のみで計算されている。1952年-1977年のGDPについては1997年に推計したが、1977年以前、特に「大躍進」と「文化大革命」の統計データの信憑性がほとんどないのは中国政府さえも認めている (小島2003)。現時点では最新の統計データは2005年のデータを載せている「中国統計年鑑2006年」を利用できるが、そこに載せられたデータ (過去含む) は2005年に実施されたセンサスに基づいて大幅に修正された。修正方法がトレンド法によるため、年次データの系列相関は異常に高い。統計学上か

ら見れば、そのように修正されたデータは国民経済アカウントの原データとみるよりむしろ推計値と見なしてもよい。この理由から2005年版までの「中国統計年鑑」を利用し、1978年-2004年の合計27個の年次データを採用した。本論文に使用した中国のデータはすべて「中国統計年鑑」に収録されたものである。エネルギー効率の算出は図1の説明を参照。

日本

GDP および GDP のデフレーターは NEEDS 日経マクロ経済データ (CD-ROM 2007年版) より、エネルギー使用量は「エネルギー白書2006 資源エネルギー庁」のホームページより。いずれも1964年以前のデータは収録していない。中国と比較するために中国のサンプル数と等しく日本の27個の年次データを採用した。従って1965年-1991年のデータを採用した。

エネルギーの算出式は中国と同じ。

本論文用のデータは表1に示されている。

これ等のデータを図示したものが図1と図2である。

計測

過去の文献によく見られる単純時間トレンドモデルで中国のエネルギー効率を計測したところ、その残差は次の図4に示される。

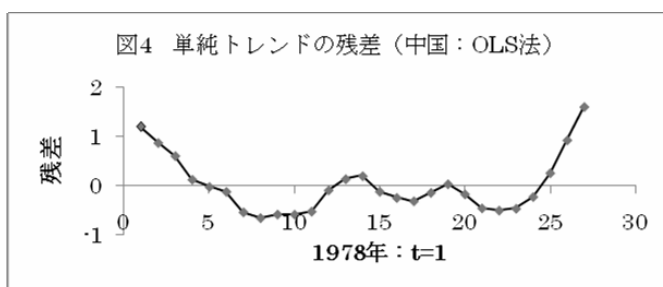
図に示したグラフをみれば、残差はかなり系列相関が見られる。単純トレンドモデルの残差を示している図4は、中国エネルギー効率を研究するとき異なるモデルが必要である1つの証拠になると思われる。

本論に用いたモデルを計測する前にエネルギー効率のデータをLOG変換して100倍した。LOG変換しないままのトレンド線形モデルで予測するときエネルギー効率がトレンドによって負の数値に導かれる可能性があるため

表 1 エネルギーの効率

年次	中国	年次	日本
1978	15.76778	1965	40.07523
1979	15.02437	1966	41.10192
1980	14.33769	1967	42.32368
1981	13.43427	1968	42.28347
1982	12.86715	1969	44.34466
1983	12.34584	1970	46.42735
1984	11.50858	1971	46.77286
1985	10.96885	1972	46.09685
1986	10.62333	1973	48.41575
1987	10.20248	1974	47.2655
1988	9.843006	1975	44.28442
1989	9.858848	1976	45.26884
1990	9.668149	1977	43.13322
1991	9.309786	1978	42.16337
1992	8.572379	1979	41.01703
1993	8.025581	1980	37.82911
1994	7.537701	1981	35.68616
1995	7.290125	1982	33.51074
1996	7.046499	1983	34.19314
1997	6.420581	1984	33.7419
1998	5.713672	1985	32.78371
1999	5.248356	1986	31.90692
2000	4.866395	1987	31.91302
2001	4.687345	1988	31.80529
2002	4.755143	1989	31.52108
2003	5.008325	1990	31.86147
2004	5.270855	1991	31.40323

図 4 単純トレンドの残差 (中国：OLS法)



で、LOGの変換は物理的的角度からも必要とされる⁽⁸⁾。

各モデルの計測についてはすべて最大尤度法によって計測された。尤度関数の評価はGAUSSのOPTMUMによって数値解析された。

$\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \sigma$ など制約のないパラメータを上記の計測式に示されたまま書き込んでよいが、プログラムは尤度関数の極値を $(-\infty, +\infty)$ の区間からグローバル的にサーチするため、Markov-chainにある p, q は確率であり、これを計測式にそのまま書き込めば、負の値になったり1より大きい値になったりすることがありうる。したがって $0 < p < 1, 0 < q < 1$ という制約付きの尤度関数にある p, q を次のように変換してから数値計算を行う。

$$p = \frac{\exp(p_0)}{1 + \exp(p_0)}$$

$$q = \frac{\exp(q_0)}{1 + \exp(q_0)}$$

このように変換して計測される変数は無制約となり、 $(-\infty, +\infty)$ の区間からグローバル的にサーチできる。計測したいパラメータのベクトル(変換前)は $\theta = (\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \sigma, p, q)$ とする。プログラムで直接計測されたパラメータのベクトル(変換後)は $\phi = (\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \sigma, p_0, q_0)$ とすると、2つのベクトルには $\theta = \theta(\phi)$ という関係がある。尤度関数に直接書き込んだパラメータベクトル ϕ の共分散は情報行列(Hessian)の逆行列によって計算され、

$$\text{cov}(\hat{\phi}) = \left\{ -\frac{\partial^2 L(\hat{\phi})}{\partial \phi \partial \phi'} \right\}^{-1}$$

となる。ただし、ここでは、 $\hat{\phi}$ はML評価値であり、右辺は各パラメータのML評価におけるHessianの評価値である。

尤度関数に直接書き込んだパラメータベクトル ϕ とわれわれがもともと求めたいパラメータベクトル $\theta(\alpha_1, \alpha_2, \beta_1, \beta_2, \sigma, p, q)$ の分散の変換関係は

$$\text{cov}(\hat{\theta}) = \left[\frac{\partial \hat{\theta}(\phi)}{\partial \phi} \right] \text{cov}(\hat{\phi}) \left[\frac{\partial \hat{\theta}(\phi)}{\partial \phi} \right]'$$

に示されている。

式1と式2によって構成されたモデルでは、マルコフチェーンにある p と q に対してモデル構築する前に、確率の本来の定義によって、 $0 < p < 1, 0 < q < 1$ の制約を課したが、モデル構成の過程には一切制約を加えていないので、式1と式2によって構成されたモデルを「制約なしモデル」と呼ぶ。

表2の計測された初期値に基づいて、各パラメータの計測結果は表3に示している。

Kimアルゴリズムにより、平滑化された状態の確率は表4に示している。表4をグラフ化して示しているのが図7、図8に描かれた実線である。

表3と表4に基づいて、計算された残差は図5(中国)と図6(日本)に示している。

日本は8年目(1972年)に構造変化の動きが見られ、10年目(1974年)に状態がシフトしたとみられる。11年目(1975年)には疑うことなく完全に構造変化を遂げた。それ以降はずっと状態2(エネルギー効率が高い状態)に留まり、技術革新の特徴つまり不可逆性をもはっ

表2 混合分布解析による初期状態計測値

中国	日本
0.659558 (0.124205)	0.251978 (0.090824)

括弧に示された数字は標準誤差であり、Hessianの逆行列に基づき計算されたものである。

表3 「制約なしモデル」の計測結果⁽⁹⁾

	中国		日本	
	パラメータ	標準誤差	パラメータ	標準誤差
状態1の定数項	278.8494	2.067139	367.3906	3.238814
状態2の定数項	281.7859	1.890133	406.81642	3.079673
状態1の傾き	-4.38022	0.114927	2.2392328	0.731596
状態2の傾き	-5.20817	0.103984	-2.5681267	0.1614
分散	2.916725	0.428649	3.859636	0.548682
尤度値Log	-73.63146		-77.71262	
p	0.877403	0.099877	0.89343245	0.008616
q	0.788562	0.159371	0.99999997	1.27E-09

表4 各年次の状態の確率(「制約なしモデル」)

年次	中国	年次	日本
1978	0.578204	1965	1
1979	0.554548	1966	1
1980	0.529017	1967	1
1981	0.492238	1968	1
1982	0.443108	1969	0.99998362
1983	0.385617	1970	0.9779765
1984	0.296487	1971	0.87522569
1985	0.300373	1972	0.71591707
1986	0.451921	1973	0.54617347
1987	0.67705	1974	0.26757636
1988	0.90127	1975	0.000863289
1989	0.999248	1976	6.67312E-06
1990	0.999992	1977	1.08234E-11
1991	0.999999	1978	7.81861E-18
1992	0.999979	1979	8.51202E-22
1993	0.999899	1980	2.5761E-32
1994	0.999556	1981	2.85853E-42
1995	0.999957	1982	1.92167E-54
1996	0.99999	1983	9.21732E-56
1997	0.927329	1984	5.32585E-62
1998	0.000113	1985	2.38337E-71
1999	3.00E-09	1986	3.93889E-81
2000	6.44E-12	1987	5.78073E-86
2001	1.61E-11	1988	1.54509E-91
2002	7.73E-05	1989	1.77874E-98
2003	0.999993	1990	1.0573E-100
2004	1	1991	2.9591E-108

図5 制約なしモデルにおける中国の残差

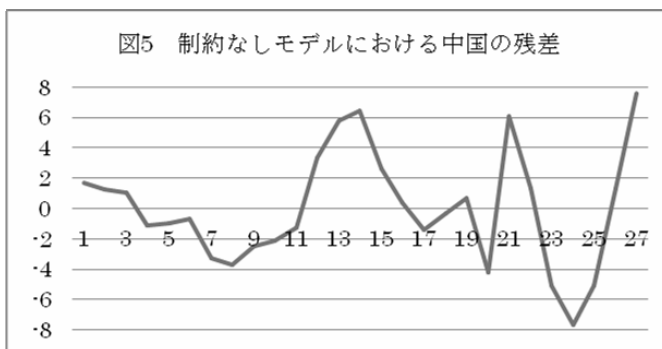
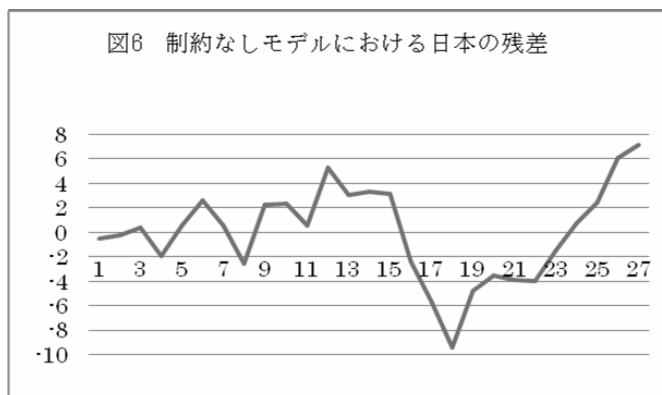


図6 制約なしモデルにおける日本の残差



きり示している。これに対して、中国のレジームの変化ははっきりしているが、技術的な変化の特徴を示していない。5年目(1982年)に一旦状態1(従来の状態)から状態2(効率が良い状態)にシフトしたが、10年目(1987年)には再び従来状態に戻ってしまった。もしこれが技術革新によるとすれば、1988年に再び旧技術水準に戻ってしまうという解釈を示さざるを得ない。これは考えられないので、1982年におけるレジームの変化は技術革新と考えられない。それ以降は11年間ずっと従来状態に留まっていた。21年目(1998年)に再び状態1(効率が低い)から状態2にシフトしたが、5年後また従来状態に戻ってしまった。

中国の1978年-2004年間のエネルギー効率をもたらした変化は技術によるものなのか、また他の要因によるものなのか。これを統計的に検証するために、「技術的要因」に伴う特徴を制約としてモデルに加える。

制約1：初期条件について、 $s_1 = 1$ 、(最初は従来状態)

$$\text{制約2：不可逆性条件, } P = \begin{bmatrix} p & 0 \\ 1-p & 1 \end{bmatrix}$$

これは、この2つの制約はレジームが現実一旦状態1から状態2にシフトしたら、再び戻らないような条件である。式1と式2に上の2つの制約を付け加えたモデルを「制約付きモデル」と呼ぶ。計測結果は次の表に示されている。

表5 「制約付きモデル」の計測結果

	中国		日本	
	パラメータ	標準誤差	パラメータ	標準誤差
状態1の定数項	278.5423	1.869605	278.542	2.830902
状態2の定数項	189.9892	21.25351	189.989	3.089685
状態1の傾き	-4.41833	0.167162	-4.4183	0.540874
状態2の傾き	-1.1607	0.869706	-1.1607	0.163993
分散	3.899058	0.508287	3.89906	0.513264
尤度値Log	-78.691282		-76.3342	
p	0.952674	0.04221	0.95267	0.097985

表6 「制約付きモデル」より計測された状態確率

年次	中国	年次	日本
1978	1	1965	1
1979	0.99912	1966	1
1980	0.997002	1967	1
1981	0.998904	1968	1
1982	0.994296	1969	0.999517
1983	0.972981	1970	0.922603
1984	0.986161	1971	0.77882
1985	0.959432	1972	0.622204
1986	0.821265	1973	0.652082
1987	0.643951	1974	0.567623
1988	0.475495	1975	0.004469
1989	0.501893	1976	5.36E-05
1990	0.801171	1977	2.09E-10
1991	0.960493	1978	1.51E-18
1992	0.934013	1979	2.00E-30
1993	0.902772	1980	2.68E-52
1994	0.831888	1981	1.30E-83
1995	0.974404	1982	1.79E-126
1996	0.99806	1983	1.57E-170
1997	0.776515	1984	1.78E-220
1998	0.000149	1985	2.88E-279
1999	7.82E-11	1986	0
2000	9.41E-20	1987	0
2001	2.35E-28	1988	0
2002	1.31E-31	1989	0
2003	7.37E-25	1990	0
2004	8.71E-07	1991	0

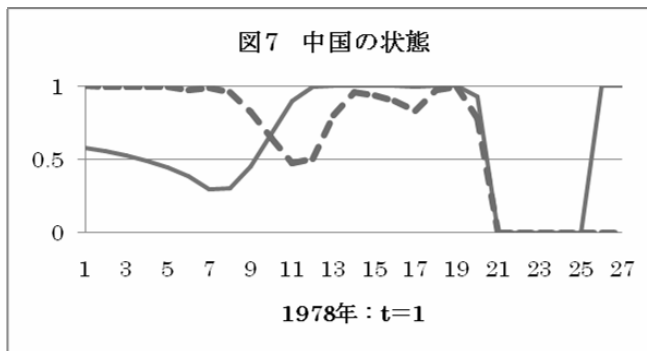
日本の場合、「制約付きモデル」を「制約なしモデル」と比較すると、状態1から状態2にシフトする年次は1年後退した(1974年から1975年に変わった)。中国の場合は1998年にシフトしたとしか考えられない。制約付きのモデルから計測された状態の確率を図7、図8の点線のグラフに示している。

もし、「制約なしモデル」のレジームの変化が技術的な要因によってもたらされたものとするれば、「技術的要因」に伴う特徴を制約としてモデルに加えても、計測された状態はそれほど変わらないはずである。制約を加えなくても、もともとそういう性質を持っているためである。しかし、「制約なしモデル」のレジームの変化はもともと「技術的要因」から生じたものでなければ、技術的な要因を示す制約をモデルに加えると、計測されたレジームは「制約なしモデル」のレジームと大きく異なってしまう、と考えられる。これを示すために「制約付きモデル」によって計測された状態の確率と「制約なしモデル」によって計測された状態の確率の比較を図7と図8に示している。実線は「制約なしモデル」の

計測値であり、点線は「制約付きモデル」の計測値である。両国の差異は一目瞭然である。日本は「技術的制約」を計測モデルに付け加えて得られたレジームと制約を付け加えずに得られたレジームを示す状態の確率はそれほど変わらない。つまり、日本のデータはすでに内包的技術的な要因を持っている、という意味である。これに対して中国のデータは日本のデータほど「技術的要因」を持っていないことを示している。

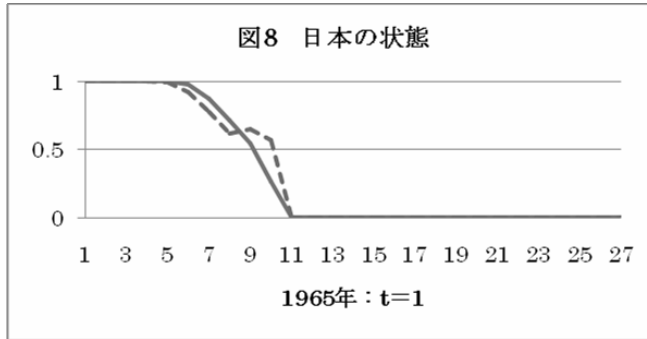
マルコフチェーンの要素 p_{11} は状態1に留まる確率を、 p_{22} は状態2に留まる確率を表す。したがって、 $1-p_{11}$ は状態1から状態2へ変わる確率を、 $1-p_{22}$ は状態2から状態1に変わる確率を表す。 $\frac{(1-p_{11})-(1-p_{22})}{(1-p_{11})+(1-p_{22})}$ の大きさで、ある程度不可逆性を測ることができる。詳しくはMcCauley(2007)を参照。日本はこの値が0.999で、強い不可逆性を表す。中国はこの数値が-0.266で、これは旧技術から新技術へ移行する通常のパターンより、旧技術から新技術へ逆行する確率が大きいことを表している。

図7 中国の状態



実線は「制約なしモデル」によって計測された状態の確率である。
点線は「制約付きモデル」によって計測された状態の確率である。

図8 日本の状態



実線は「制約なしモデル」によって計測された状態の確率である。
 点線は「制約付きモデル」によって計測された状態の確率である。

推計および検定

数字的に拘らないのであれば、図7、図8は中国のエネルギーの変化が技術的な要因から生じた現象ではないと十分に受け止められると思う。もちろん統計学的に検定することができる。

本論では F 検定および尤度比検定を使ってこの可能性を検定する。立てられた仮説は次の通りである。

$H_0: s_1 = 1, q = 1$ (「制約付きモデル」と同様)
 $H_1: H_0$ でない (「制約なしモデル」と同様)
 標準化された F 値は

$$F = \frac{(V_0 - V_1)/G}{V_1/(T-K)} \tag{式15}$$

である。ここでは、 V_0 は H_0 モデルによって計算された残差 2 乗和であり、 V_1 は H_1 モデルによって計算された残差 2 乗和である。 G は仮説の制約数である。 T はサンプル数で、 K は推計に使われたパラメータ数であり、 $T-K$ はデータの自由度である。

F 検定に使われる計算式15に示されている各引数を求めるためには、 y_t の推計値を求めなければならない。式 1 によって、 t 時期の状態が所与されたとき、 y_t の推計値は次のように計算される。

$$E(y_t | s_t = i, \Omega_T; \hat{\theta}) = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i t$$

ただし、 $\hat{\cdot}$ は評価値を表す。 t 時期の状態が所与されていないとき、 y_t の推計値は

$$E(y_t | \Omega_T; \hat{\theta}) = \sum_i Pr(s_t = i | \Omega_T; \hat{\theta}) \cdot (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i t) \tag{式16}$$

となる。つまり y_t の推計値は各状態の平滑化された確率で加重平均された値である。したがって y_t を推計するためには式 1 ある 4 つのパラメータにマルコフチェーンにある 2 つパラメータと初期状態の確率を加える必要があり、 $K = 7$ となる。

残差 2 乗和は次の通りである。添え字 cn は中国、jp は日本を示す。

$$V_{1cn} = 198.6552, V_{0cn} = 364.6229$$

$$V_{1jp} = 374.0137, V_{0jp} = 377.4961$$

式15によって F 値は

$$F_{jp} = 0.372436 \sim F_{2, 20}$$

$$F_{cn} = 33.41824 \sim F_{2, 20}$$

となる。

H_0 仮説が成立する確率としては、日本は 65% 以上であり、統計学では否定できない確率である。中国は $4.2E-07$ である。これは、1978年-2004年の27年間には中国のレジームの変化が「技術的要因」であると認められる可能性は 0.0001% 以下であると示している。

また尤度比検定を用いるとき、中国の「制約付きモデル」は0.05%の有意度で棄却でき、日本の「制約付きモデル」は25%の有意度でも棄却できなかつた。⁽¹¹⁾

「制約付きモデル」が技術革新の性質を有するモデルで、棄却されたのは技術進歩がなかつたと立証されたことを意味する。

レジーム変化についておよび結論

ここでは、1つの疑問——そもそもレジーム変化は本当なのか、つまり、レジームの変化という「前提」における技術革新の検定は適切ではない、と考えられないだろうか。この疑問を払拭するために、またF検定でこれらの仮説を検証する。

$H_0: s_i = s_j$ (1つの状態)

H_1 : 状態に制約なしモデル

H_0 仮説はレジームの変化のないモデルに対応する。通常OLSによって計測可能である。これは詳細な検定をしなくてもF検定によって棄却されることが想像つく。1つの状態のモデルによって計測される残差が「制約付きモデル」の残差よりさらに大きいからである。よって、1978年-2004年の27年間にはレジームの変化があつたことは否定できない。

エネルギー効率を変化させる要因は可能性として次のような点が原因と考えられる。

1. 通常の技術進歩
2. 技術革新
3. 産業構造をもたらす産業政策
4. 一時的なエネルギー関係政策：一時期の炭素税、クールビズ、サマータイム、エアコン温度の設定など
5. 異常気象
6. 統計上の問題

1に挙げた通常の技術進歩はトレンド変数(t)によって説明された。2に挙げた技術革新はモデル検定によって否定された。3に挙

げた産業構造をもたらす産業政策は、技術革新と同じ特徴をもっているため、否定された。中国はかつて1986年-1992年の間にサマータイム制度を実施したが、その期間を除いて実施された記録はないし、サマータイムのほかに4に挙げた政策は実施されたことがない。したがって4が示している一時政策の原因でもない。レジームの変化と重った異常気象の記録もない。⁽¹²⁾よって、残されるのは統計上の原因の可能性しか考えられない。

しかし、統計データに問題があるとしても、中国国民経済の統計に関する議論は大きく3つの問題に分けられる。統計制度上の問題——統計基準を頻繁に変えることで生じる異なる時期のデータ間の整合性の問題、計算上の問題——項目の分類や実質化の方法に関する基準の不正確、不透明性、および特有な政治制度から生じた問題——過大や過小報告という偽りの問題、などなどである。本論文はそういう具体的な結論には至っていない。ただし、言えることは、中国のデータは特殊な要素があり、中国の統計「誤差」を通常の統計学上の「誤差」としては片づけられない。中国の統計データを用いてモデル計測するとき、特に慎重に扱うことが重要である。

参考文献

- Andrews, Donald and Werner Ploberger. 1994. "Optimal Tests When a Nuisance Parameter Is Present Only under the Alternative." *Econometrica* 62:1383-1424.
- Dempster, Laird, and D. B. Rubin, 1979, "Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm", *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 39:1-38.
- Durbin, J. and S. J. Koopman, 2001, *Time Series Analysis by State Space Methods*. Oxford: Oxford University Press.
- Fruhwitich-Schnatter, S. 2006, *Finite Mixture and Markov Switching Models*. Springer.

- Goldfeld, S and R. Quandt, 1973, "A Markov Model for Switching regression." *Journal of Econometrics* 1, 3-16.
- Hamilton, J. D. 1989. "A new Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle." *Econometrica* 57:357-84.
- Hamilton, J. D. 1990. "Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime." *Journal of Econometrics* 45:39-70.
- Hamilton, J. D. 1993. "Estimation, Inference, and Forecasting of Time Series Subject to Changes in Regime," in G. S. Maddala, C. R. Rao, and H. D. Vinod, eds., *Handbook of Statistics*, Vol.11. New York: North-Holland.
- Hamilton, J. D. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hamilton, J. D. 1996. "Specification Testing in Markov-Switching Time Series Models". *Journal of Econometrics* 70:127-57.
- Hansen, Bruce E. 1992. "The Likelihood Ratio Test under Non-Standard Condition: Testing the Markov Switching Model of GNP." *Journal of Applied Econometrics* 7:S61-S82.
- Harvey, Andrew C. 1981. *Time Series Models*. Oxford: Philip Allan and Humanities Press.
- Kim, Chang-Jin. 1994. "Dynamic Linear Models with Markov-Switching." *Journal of Econometrics*, 60, 1-22.
- Kim, Chang-Jin and C. R. Nelson, 1999, *State-Space Models with Regime Switching*. The MIT Press.
- Lam, Pok-Sang. 1990, "The Hamilton Model with a General Autoregressive Component: Estimation and Comparison with Other Models of Economic Time Series." *Journal of Monetary Economics*, 26, 409-432.
- McCausland, W. J 2007, "Time reversibility of stationary regular finite-state Markov chains" *Journal of Econometrics*, 136, 303-318.
- Neftci, S. N, 1984, "Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle ?" *Journal of Political Economy* 92: 307-328.
- Perron, P. 1990. "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing mean." *Journal of Business & Economic Statistics* 8, 153-162.
- Quandt, R. E. and J. B. Ramsey, 1978, "Estimating Mixture of Normal Distribution and Switching Regression" *Journal of the American Statistical Association* 73: 730-752.
- Rawski, T. G. (2001) "What's happening to China's GDP statistics?", *China Economic Review*, 12(4), December
- Titterton, D. M., A. F. M. Smith, and U. E. Makov 1985, *Statistical Analysis of Finite Mixture Distributions*. New York: John Wiley & Sons.
- Zhong, Xiang Zhang 2001 "Why has Energy Intensity fallen in China's Industrial Sector in 1990s?" *CDS Research Report*, September 2001
- 小川雅弘2003年「1997から99年の中国エネルギー消費の変動要因」, 『大阪経大論集』第54巻第4号
- 許憲春(1997)「中国国民経済計算の改革と発展」(中国語) 経済科学出版社。
- 小島麗逸2003「中国の経済統計の信憑性——GDP推計——」『アジア経済』第44巻第5・6号
- 高橋克秀2004「中国GDP統計の信頼性 未完の移行期, MPS体系とSNA体系の接合と矛盾」『神戸大学経済学研究年報』第51巻
- 中国統計局『中国統計年鑑』各年版(1990年-2005年) 中国統計出版社

中国統計局2006『中国経済普查』中国統計出版社
張南2002『中国GDP統計批判』の統計的検証』
『統計学』第83号

注

- (1) 北京週報（日本語版）[http://www. bjreview. cn/JP/JP/2003-05/2003-05-fm-2. htm](http://www.bjreview.cn/JP/JP/2003-05/2003-05-fm-2.htm)
- (2) 計量経済学では「レジームの変化」とほぼ同じ意味を持つのは「構造変化」である。「構造変化」は技術的な変化を指すことが多いので、本論文ではエネルギー効率が産業構造や技術的な要因やエネルギーの使用習慣に影響を及ぼす政策の要因、また統計上に反映される要因などのすべてをまとめて「レジーム」という。統計データからブラックボックスを推計するときは「ボックスの構造変化」を意味する。
- (3) 本論文で使用されたエネルギー効率という用語は既存研究を踏まえたものであり、エネルギーの使用量をGDPで割ったものである。数字が大きければエネルギーの効率が悪いということの意味する。
- (4) 状態1と状態2は基本的に相対的な概念である。状態1が具体的な状態を示せるかどうかは論じる問題による。技術進歩を論じる場合、平常の状態（状態1）は技術革新される前の状態を示している。一時的な政策などの問題を論じる時、状態1と状態2は全く相対的である。つまり、ひとつの状態は何の理由もなく1として指定され、他の状態は2となる。このとき、1つの状態から他の状態への変化こそが重要であるが、どういう状態にあるかは重要ではない。
- (5) 分析モデルを時間トレンドモデルにするか、あるいはARIMAモデルにするかという選択に関して、基本的に単位根検定が必要となる。本論文のモデルを構築する前にAR(1)モデルを通して検定（t-検定0.95）したところ、単位根は棄却された。
- (6) 「事前確率」と「事後確率」はもともとゲー

ム理論にある概念である。ここでは、ほぼ同じ意味で使っている。

- (7) マルコフチェーンの要素 $p_{ii} = 1$ とするとき、過程が一旦状態 i に入ると、確率1で状態 i に留まることになる。このとき、マルコフチェーンは可約(reducible)であると定義される。可約でないとき、既約(irreducible)と言われる。
- (8) データをLOGに変換せず、単純な時間トレンドモデルで計測（張2002）したところ、その残差は図4の通りである。残差の間の相関は明らかである。
- (9) ベージアン計量の観点からみると、初期状態の事前確率が主観的に与えられるのはおかしくない。サンプルが十分にあれば、パラメータは初期状態の事前確率と関係なく一定の値に収束する。しかし、本論では、限られたサンプル数において、なお計測式が非線形であるため、計測されたパラメータの値が初期状態と無関係とは理論的根拠はないと思われる。しかし、筆者が初期状態の事前確率を0.1~0.9において、0.1ずつ区切って計測したところ、すべてのパラメータの変化の範囲は10%を超えていない。モデルは十分な頑丈性をもっていていると思われる。
- (10) 「制約付きモデル」の尤度値（LOG）と「制約なしモデル」の尤度値（LOG）の差の2倍は χ^2 分布に従う。
- (11) 通常では、モデルに制約を加える場合は、尤度値が減少となるが、日本の場合において、「制約付きモデル」の尤度値が「制約なしモデル」の尤度値より大きい結果となった。これは「制約なしモデル」における初期状態の事前確率に混合分布解析の結果を用いて適用したことによるものである。より正確に言うと、「制約なしモデル」にも、初期状態の事前確率に「混合分布解析の結果」という制約を付けている。
- (12) 異常気象の原因を完全に否定するために、多国間の同時期の時系列データを利用して比較する方法が考えられる。

[Abstract]

Testing the Reliability of China's Statistics from data Concerning Energy Efficiency

Zenji SHU

No one doubts that the remarkable growth of China's economy during the 30 years following the onset of economic reform in 1978 has been a great event in the world. Official statistics of the 1990's about China's economic performances imply that China's economy has passed the turning point that shifts its industrial structure to a state of high-speed growth without rising energy use. However, economists have raised serious doubts about the reliability of China's national statistics. The question that arises is whether the variations in the figures concerning energy efficiency are due to changes in industrial structure and technology, or are there problems with China's statistics? The difficulty in answering this question is that the change in structure and technology is not easily observed. For this reason, this study uses the Markov Switching Model, and it pays attention to the irreversibility of the path of structural change. This paper leaves no doubt what official figures concerning China's GDP and energy consumption are unreliable.

Key Words : Markov Chain, State, Filter, Smoothing