

## 対外国意識指標作成の試み（二）

中 村 悦 大

### 3. 因子の抽出とその解釈

本節では対外国指標作成のため、動学的因子分析法により評価の共通変動を探ることとする。

#### 3-1. 動学的因子分析

これまでの検討により、各国に対する評価がなんらかの共通の変動パターンを持っているということが分かった。しかしながら、相関係数等ではそれがいつどのように動いているのかを理解することはできない。よって、何らかの方法により各国の評価を共通して動かす潜在的な要因を抽出する必要がある。

サーベイデータにおいては、因子分析法ないしは主成分分析法がその構造を抽出するために用いられる。しかしながら、本稿で用いられるデータは時系列データであるため、多少の修正が必要になる。

階差をとった諸系列は、定常であり、おそらく  $AR(1)-MA(1)$  で表現可能であると考えられる。それゆえ、因子に一階の自己回帰構造を仮定する必要があるようである。また一次の移動平均を導入する必要があるようである。このように、因子分析に動学的構成を導入したモデルは、一般的に動学的因子分析と呼ばれる。

動学的因子分析には、2種類の異なる推定法が存在する。1つ目は Stock と

Watson により提案された Kalman Filter を用いた状態空間法による推定であり (Stock and Watson 1991), 2 つ目は, Forni, Hallin, Lippi と Reichlin (以降 FHLR) により導入された一般化動学的因子分析 (Generalized Dynamic Factor Analysis) である (Forni, Hallin, Lippi and Reichlin 2000, 2005)。

FHLR の一般化動学的因子分析は計算時間の点で, 状態空間法を用いた最尤推定よりも有利である。複数の潜在因子を多数のマクロ経済指標から得る場合などには, 状態空間法を用いることは難しいが, FHLR の一般化動学的因子分析であれば可能である。また, すべての係数をパラメトリックに推定するのではなく, 共通変動と, 誤差項のもたらす独自変動を区分するのみであるからセミパラメトリックとも呼ばれる。

しかしながら, FHLR の一般化動学的因子分析では, 係数をパラメトリックに推定しないために, 事前に因子の予想がつかない場合, 因子の性格付けが難しい。よって, 今回は状態空間法による推定を用いることとする。

モデルと推定法は Kim and Nelson (1999) および Harvey (1989) に詳しい。本稿で用いられるモデルは以下の 3 本の式からなるシステムである!

$$x_{jt} = a_j * x_{jt-1} + \omega_{j,t}$$

$$\epsilon_{it} = \delta_i \epsilon_{it-1} + \omega_{i,t}$$

$$y_{i,t} = \sum (c_{ij} * x_{j,t}) + \epsilon_{it}$$

$x_{jt}$  は時点  $t$  での  $j$  番目 ( $j = 1..k$ ) の潜在因子である。 $a_j$  は潜在因子の一階の自己回帰係数である。 $\omega_{j,t}$  は正規分布に従う誤差項である。 $x_{jt}$  の分散は識別のために 1 に固定されている。 $y_{i,t}$  は  $i$  番目の従属変数であり, この研究では,  $i$  番目の国の好き率から嫌い率を引いたものの, 階差をとった系列である。 $c_{ij}$  は  $j$  番目の潜在因子の  $i$  番目の従属変数に対する影響を測る係数である。 $\epsilon_{it}$  は  $i$  番目の方程式の誤差項である。この誤差項はその過去の影響  $\delta_i \epsilon_{it-1}$  (ただし  $|\delta_i| < 1$ ) とホワイトノイズ  $\omega_{i,t}$  の和として表現される。

状態空間表現を用いるために, 最初の 2 つの方程式をスタックし, 次の式を得る。

対外国意識指標作成の試み (二)

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ \vdots \\ X_{kt} \\ \epsilon_{1t} \\ \vdots \\ \epsilon_{pt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \ddots & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{kk} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \delta_1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \delta_p \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t-1} \\ \vdots \\ X_{kt-1} \\ \epsilon_{1t-1} \\ \vdots \\ \epsilon_{pt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \omega_{1kt-1} \\ \vdots \\ \omega_{kkt-1} \\ \omega_{1et-1} \\ \vdots \\ \epsilon_{pet-1} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{pt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_{11} & \cdots & c_{1k} & 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ c_{p1} & \cdots & c_{pk} & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t} \\ \vdots \\ X_{kt} \\ \epsilon_{1t} \\ \vdots \\ \epsilon_{pt} \end{bmatrix}$$

行列を用いて再度、このシステムを表現しなおせば、次のような状態空間表現を得ることができる。

$$X_t = AX_{t-1} + \omega_t \tag{1}$$

$$y_t = CX_t \tag{2}$$

ここで  $\omega_t \sim N(0, Q)$  であり、かつ  $Q = \begin{bmatrix} 1 & & & & & \\ & \ddots & & & & \\ & & 1 & & & \\ & & & \sigma_1 & & \\ & & & & \ddots & \\ 0 & & & & & \sigma_p \end{bmatrix}$  である。

方程式(1)は遷移方程式とよばれ、方程式(2)は測定方程式と呼ばれる。推定はカルマンフィルターとスモーカーを用いたアルゴリズムによる最尤法で行われ、パラメーターと潜在因子の推定値を得た。

### 3-2. 推定結果

ここでは、実際の推定結果を示す。

## 因子数の推定

実際のデータを用いて1因子モデルと2因子モデルを推定した。推定に際しては、平均水準の影響を排除するため、筆者は各々の変数から平均を引いて分析を行った。表6には、各々因子数を変化させた場合のシュバルツのベイズ情報量基準(BIC)および赤池情報量基準(AIC)を示している。BICとAICはパラメーター数の異なるモデルを比較する場合に用いられる基準である。より多くのパラメーターを導入すれば、自然とより多くのことを説明できる。一方、大量のパラメーターを導入することはデータの変動に対して過剰に適応してしまうというオーバーフィットを起こしてしまう危険性がある。BICとAICは最適なバランスを探索する指標である。

表6 1因子モデルと2因子モデルの比較

因子数	対数尤度	BIC	AIC
1因子	-2249.61	4633.51	4555.23
2因子	-2240.96	4664.16	4557.92

\*BIC, AICともに小さな方が良いモデルである。

我々のモデルに関しては、両基準とも最良のモデルは1因子モデルであると主張している。加えて、BaiとNgにより提案された潜在因子数の検定によっても(Bai and Ng 2002, 2007)、われわれのケースでは因子数は1であると結論された。この2つの結論より、この時期の日本人の海外に対する評価は、少なくともこの9つの国に対しては、1因子のモデルにより説明できると結論する。

## 因子負荷量

表7には、因子負荷量およびその他のパラメーターが示されている。各々の変数から平均を引いた場合に加えて(表7.1)、標準化を行った場合の推定結果も示した(表7.2)。表のうち、測定方程式の列が、いわゆる因子負荷量である。

符号とその大きさより、基本的には因子はイギリス、アメリカ、フランス、ドイツにプラスの影響を与え、ソ連、中国、韓国にマイナスの影響を与えてい

る、インドとスイスに対する係数は、有意ではあるがその絶対値は小さい。

この結果から、因子は基本的には西洋－非西洋という先行研究が指摘してきた仮説を裏付ける結果となっている。よって、基本的には堀の一次元仮説は、四半期データの下では確かめられたと言える。

しかしながら、いくつかの違いが存在する。まず、この結果は階差系列によりもたらされているという点である。この意味することは、関係は動学的であるということである。堀の仮説は基本的には静学的な観察によりもたらされており、いつ日本人の親西洋度が変化するかなどの疑問には答えられない。むしろ、堀の観察からは、変化は起きないと考える方が普通である。日本人の価値観は対象を通じて安定的であるということに堀の力点は置かれている。しかしながら、われわれのデータは階差系列なので、潜在因子は親西洋－親非西洋の間を変動する。この点に関しては3-3で再び説明する。

2点目に、われわれの推定結果は、堀の西洋－非西洋という区分をより詳細に説明できるという利点がある。この推定結果からは、アメリカ、イギリス、フランス、ドイツは一方の端に位置しており、ソ連、中国、韓国はもう一方の端に位置している。この軸が西洋－非西洋の軸であれば、スイスはやはり西洋側に、インドは非西洋側に位置しているはずであるが、そのような構成にはなっていない。よって、厳密に言えば、西側諸国と、非西洋独裁ないしは権威主義的諸国<sup>4)</sup>との間の軸であるといえる。

日本はアメリカと同盟を組んでいるため、基本的には西側諸国を好むというのは理解できる。また時事通信のデータの場合、一般的にスイスの好感度が高い。よって、好き嫌いでいえば、確かにスイスまで含む西洋諸国を好むと言える。

しかしながら、時事通信データの場合、スイスは基本的に良いイメージを保ち続け、あまり短期的に上下しない。そのため、有権者意識が西洋と非西洋との間を変動するという側面に注目した場合、この変動のケースには入ってこない。また、インドは逆に無関心故に入ってこない。日本人の意識は、一般的に西洋諸国を好みながら、しかし西側諸国と、インドを除く非西洋の国との間で揺れていたと言える。

表7 状態空間モデルの推定結果

表7.1 階差データをもとにした推定結果（平均を引いた後のデータ）

	測定方程式		状態方程式		誤差分散	R-Squared
	係数	t値	係数	t値		
C(AR1)			-0.33	-2.36	1.00	
			MA項			
従属変数	係数	t値	係数	t値		
アメリカ	0.55	3.47	-0.05	-0.47	6.31	0.21
ソ連	-0.55	-3.79	0.05	0.69	6.14	0.24
イギリス	0.53	5.60	-0.27	-2.54	2.65	0.38
フランス	0.45	6.45	-0.36	-3.19	1.66	0.40
スイス	0.15	7.50	-0.30	-3.29	1.56	0.11
ドイツ	0.42	6.68	-0.28	-2.44	1.62	0.36
インド	-0.09	-8.89	-0.32	-3.89	1.25	0.18
中国	-0.58	-3.02	-0.01	-0.15	11.05	0.15
韓国	-0.49	-4.26	0.05	0.55	5.36	0.16

表7.2 階差データによる推定結果（標準化後）

	測定方程式		状態方程式		誤差分散	R-Squared
	係数	t値	係数	t値		
C(AR1)			-0.35	-2.02	1	
			MA項			
従属変数	係数	t値	係数	t値		
アメリカ	0.42	3.09	-0.04	-0.40	0.79	0.21
ソ連	-0.46	-2.59	0.04	0.33	0.75	0.25
イギリス	0.54	1.85	-0.27	-2.17	0.63	0.37
フランス	0.49	2.36	-0.36	-2.92	0.61	0.39
スイス	0.14	6.39	-0.30	-2.85	0.89	0.11
ドイツ	0.48	2.45	-0.28	-2.31	0.63	0.37
インド	-0.09	-6.68	-0.35	-3.56	0.82	0.18
中国	-0.32	-3.77	0.07	0.71	0.86	0.14
韓国	-0.36	-3.91	0.04	0.46	0.84	0.16

**因子変動**

次の図5および6は因子の変動を示している。1960年代の初めには、日本人は極めて西側寄りの感覚を持っていた。しかしながら、1960年代前半から70年代にかけ、親西側意識は低下してゆく。ベトナム戦争やニクソンショック・オイルショック等の世界経済の混乱の影響がうかがえる。

1970年代には、一方で、日本とソ連、中国の関係は改善する。よって、親非西側諸国の意識はこの時期最高になり、そのミラーイメージとして親西側意識は最低になる。

しかしながら、オイルショックの時期を底に、経済回復やベトナム戦争の終結により、親西側の意見は再び上昇に転じる。最終的には、冷戦の勝利と天安門事件により、1990年代の初めには、再び1960年代の初頭の水準まで日本の

図5 親西側マクロオピニオン変動の平滑化推定値-階差系列

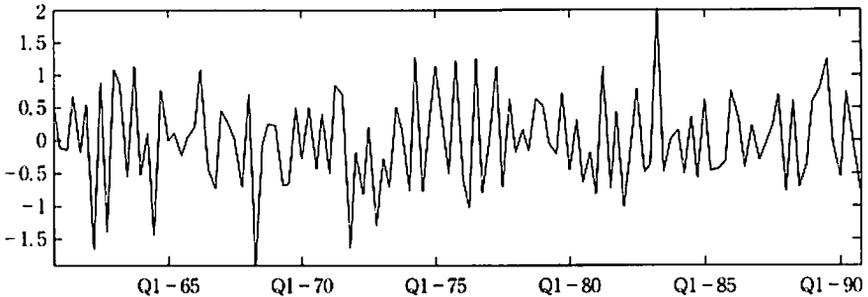
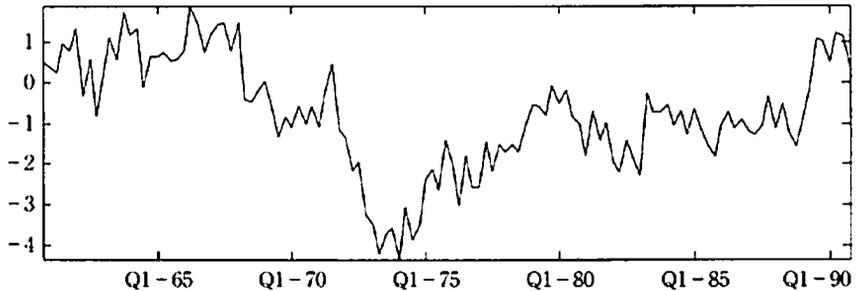


図6 親西側マクロオピニオンの平滑化推定値



親西側意識は回復することになる。これが、日本人の1960—1990年の30年間のマクロ対外国意識指標の変動の概観である。

### 3-3. 月次データを用いての分析

ここでは、この理解が月次データにおいても維持されるかを検討しよう。四半期データを使うべきか月次データを使うべきかというのは難しい問題である。月次データを用いた時のメリットとしては、より詳細な因子の検討が可能であろう点あげられる。逆に、個々の集計データを作る際のサンプル数の減少から変動が不安定になる可能性もある。

月次データのケースでは、因子数が4つであるとBai and Ngの検定では示されている。筆者は二次元のモデルまでしか実装していないため、一次元および二次元のモデルを推定し、その因子を四半期データのものとは比べることであり、推定結果が頑強であることを示そう<sup>5)</sup>

このように、一次元モデルではやはり西側—非西側という特徴付けができる推定結果が得られる。二次元モデルはそれをさらに詳細にしたものであり、第一次元が英米—非西側、第二次元が独仏—非西側である。このように月次データを用いた場合においても、基本的には日本人の思考パターンは西側諸国と(インドを除く)それ以外の国との間で揺れていたと考えて良いと結論したい<sup>6)</sup>

表8 月次データの推定結果 (因子負荷量のみ)

従属変数	一次元モデル		二次元モデル	
	第一次元		第一次元	第二次元
アメリカ	-0.31		-0.50	-0.06
ソ連	0.45		0.30	0.34
イギリス	-0.58		-0.48	-0.38
フランス	-0.59		-0.15	-0.62
スイス	-0.11		-0.17	-0.02
ドイツ	-0.48		-0.01	-0.06
インド	0.09		0.26	-0.05
中国	0.49		0.37	0.33
韓国	0.55		0.26	0.47

### 3-4. 意識の変動を記述するもの

では、因子の変動は何によって規定づけられているのだろうか。前半部分では、政治体制に由来する抑圧的な政治的事件や、平和主義に反するイベントが起きた場合に大きな影響があるのではないかと想像した。実際に、広い意味での政治体制といえる西側民主主義国－非西洋非民主主義国という分別は、ある種の対立次元として思考の大枠を形作っているようである。しかし、その両者の間での因子の変動はまた別の要因に規定されていると考えることができる。より詳細な検討は別稿に譲るとして、ここではきわめて大まかな特徴を見よう。

#### 変動の揺れの大きな時期と対応する国際的事件

因子が大きくプラス側に振れた時期、マイナス側に振れた時期をそれぞれ上位5つのみ取り出し、その時期にどのようなイベントがあったかを検討してみよう。

プラス側に移動した大きな時期から考えてゆく。1983年第3四半期には大韓航空機爆破事件が発生した。これは日本に比較的近い地域でソ連が起こした非人道的事件であり、これがソ連を含む非西側諸国のイメージを悪くしたのは間違いない。実際に、29人の日本人も搭乗しており、また日本だけでなく国際的にもこの事件はソ連のイメージを低下させた。1974年の第3四半期には、文世光事件で韓国に対する評価が急落している。この事件そのものも評価の低下に関係しているであろうが、評価の低下は事件に対しての韓国国民の激しい、暴力的な反日デモに由来すると考えられる。これも国民感情としては理解できるうえに、暴力的手段を伴った非民主的なデモという点において日本人の好まない形態であるといえる。

ただし、1977年の第3四半期のように、特定の国が原因となった大きなイベントでは基本的に解釈ができない時期も存在する。1つの理由としては、この指標が親西側指標であり、特定の国が原因となって何らかの変動をするという性質のものでないということが挙げられる。もう1つの理由として、平滑化による推定が行われているためではないかと考えられる。平滑化とは、基本

表9 因子の大幅な変動の起きた時期

	正の変動		負の変動	
	年	半期	年	半期
最大	1983	3	1968	3
2 番目	1974	3	1962	3
3 番目	1977	3	1972	1
4 番目	1976	4	1964	4
5 番目	1966	3	1963	1

的には将来のデータを使って過去を予測する作業であり、実質科学的には、のちの流れから見てこのあたりで大きく変動したと推定する作業であると考えることができる。よって、逆にその当時の情報のみでは予測できないことがあるのではないかと考える。

平滑化されているため、特定の時期の特定の事件に反応しないということは、マイナスの変動の側にもみられる。たとえば、1968年第3四半期はワルシャワ条約機構軍がチェコスロバキアに侵攻したという事件が起こった。これに伴いソビエトに対する感情の悪化が起きるが、これは9カ国の中でソビエトにしか関連しておらず、また日本から遠い東欧の事件ということもあり、親西側意識は上昇していないどころか逆に下降している。1972年第1四半期はニクソンの中国訪問がある。この時、実際にはアメリカに対する評価が低下したのではなく、中国への悪感情が減少し<sup>8)</sup>、そのため、親西側意識が低下したように見える。

このようにみると、基本的に、短期的に重要な国際的事件により変化が起こる場合には、単に重要な事件というだけでなく、日本が巻き込まれないしは日本に近い地域で起こり想像力が働くというような条件付きで、親西側意識は変動しているようである。また、なんらかの良い行為により好感度が増して評価が上がるというよりは、嫌い率の上昇や下降により親西側意識は動いている。評価が大きく動くときには、ある程度のセンセーショナルリズムが必要であるということから、マイナスの影響を与える事件の方が影響が見えやすいのであろう。

一国を中心とした長期的な事件—ベトナム戦争を例に—

逆に、一国が中心となった長期的イベントは親西側意識の変動に影響を与えているだろうか。ベトナム戦争の親西側意識への影響を単純な最小二乗法により検討してみよう。北爆の開始から米軍の撤兵完了までの時期のように長く期間をとり、ダミー変数を用いて親西側意識への影響を測ると、表10のように、親西側意識に対してベトナム戦争は有意な影響を与えていないという結論になる。

とはいえ、歴史的にこの時期に評価を下げているのは間違いないし、実際に親西側意識は低下しているのであるが、この期間を通じて親西側意識に常にマイナスの下降圧力をかけるというよりは、断続的に影響を与えていると考えた方が正しいであろう。また、われわれが作成した親西側意識指標は、多くの国の評価を交えたものであるが、アメリカのみに絞れば、やはりベトナム戦争は有意にマイナスの影響を与えている。思考のフレームワークを作る体制レベルの西側意識ではなく、明確に責任のある国に対しての評価は比較的長く期間を取って説明要因としても有意な影響として見てとれるようである。

表10 ベトナム戦争の親西側意識への影響（最小二乗法）

	従属変数 親西側意識(t)			従属変数 親米意識(t)	
	推定値	t値		推定値	t値
独立変数			独立変数		
定数項	0.09	1.12	定数項	0.42	1.42
親西側意識(t-1)	-0.41	-4.88	親米意識(t-1)	-0.16	-1.67
ベトナム戦争	-0.25	-1.74	ベトナム戦争	-1.80	-3.14
N of OBS	119		N of OBS	119	
決定係数	0.18		決定係数	0.09	

#### 4. まとめと展望

本稿では、日本人の対外国意識の指標を、状態空間法を用いた動学的因子分析法により試論的に作成した。

ここで冒頭の疑問に答えて、本稿を終わろう。日本人は総体としてどの国を好み、どの国を嫌ってきたのだろうか。この答えは図1、2および3から理解できる。基本的には西洋諸国を好み、非民主的な西洋諸国を嫌っていたというのが分かる。民主的でない非西洋諸国であるインドは、好きでも嫌いでもない状態になる。これは民主化後のロシアが同じような傾向をたどる。

日本人は一般に欧米好きの非欧米嫌いといわれるが、欧米好きが減れば、非欧米好きが増えるような、意識間の動学的な関連性があるのだろうか。この疑問に対しては、動学的な関連性はあるが、欧米好きの非欧米嫌いの変動するのではなく、むしろこの時期に関して言えば、西側-非西側非民主主義諸国の間で評価が動いていると考えられる。

外国に対する評価軸の次元は欧米-非欧米の次元なのだろうか。この疑問に対しては、基本的に大きな軸は、西側-非西側非民主主義諸国の次元であると考えられる。ただし、月次データでさらに詳細に因子を検討することにより、また別の軸を発見できる可能性はある。

最後に、好き嫌いの評価を動かすものは何だろうか。この疑問に対してはそれほど詳細な検討を行えなかったため、最終的な結論を出すことができない。しかし、変動の大きな時期を見れば、基本的には日本が巻き込まれないしは日本人が想像し易い非人道的イベントや非平和主義的行動がある場合に、評価は動くように見える。また、ベトナム戦争のように比較的長く続く政治的事件では、その期間全体を通じてマイナスの影響があるというよりは、影響の強く出る時期と弱く出る時期が存在するようである。もっとも従属変数の変動から推論を行っているこのような方法は正しい評価方法とは言えず、のちの体系的な検討が必要である。筆者は、政治経済体制や平和主義的傾向が影響を与えるのではないかと予想したが、むしろそれらは思考の軸の形成を形作っており、

変動を記述する要因はさらに検討を重ねる必要がある。

本稿では、日本人の対外国意識の基本的な変動スタイルを記述することを目指した。動学的因子分析法を用いることにより、おおよそその目的にかなう指標は作成できたと考える。

しかしながら、この研究はさらに拡張してゆく必要がある。1つには本稿では不十分であった、評価を動かす要因を探究する必要がある。これに関しては次稿においてより詳細に検討される。もう1つには、時期を拡張し、1990年代以降の国際関係の変化がどのように対外国意識に影響を与えているのかを検討する必要がある。1990年から2006年までを同様な手法で筆者が検討したところでは、基本的にはこのような対立軸は維持しているが、フランスのムルロア環礁での核実験の影響をコントロールしてやれば、非西洋の軸からロシアが抜けた形になっており、西洋と東アジアの間での対立変動になっている。これもまた稿を変えて論じる必要がある。

## 謝辞

本稿は科学研究費（若手研究スタートアップ「政治意識のダイナミクスの検討と新しいマクロ政策意識指標の提案」）の支援を得て収集したデータが用いられている。

## 注

- 1) Kim and Nelson (1999). Ch. 3. を参照。
- 2) 推定に用いたデータは著作権上の問題が存在するが、MATLAB プログラムは提供可能である。
- 3) 筆者は Ng の Matlab code を利用させていただいた。これはインターネットを通じて入手可能である。
- 4) もちろん韓国の民主化が行われた 1987 年以降のデータも期間としては短いが含まれる。
- 5) 二次元モデルの推定結果は、バリマックス回転後の因子である。
- 6) 月次データを用いた場合、個々の国別の評価変動に対する 1 因子モデルおよび 2 因子モ

デルの説明力は小さくなる。実際に因子数を増やしてみないと容易に結論できないが、やはり短期的なサンプリングによる揺らぎが大きな影響を与えていると考えられる。

- 7) たとえば、日本大使館や日本企業の韓国支社への爆破予告の電話がたびたびかかり、9月6日には日本大使館に乱入したデモ隊により大使館一階は完全に破壊されたという。朝日新聞 9月7日付朝刊 23面。
- 8) もっともこの中国に対する嫌い率は1967年9月の46.2%をピークに以降は減少トレンドに入り、1972年の10月調査（田中訪中後初調査）には3.6%にまで低下する。
- 9) これはアメリカに対する好き率より嫌い率を引いたものである。

## 参 考 文 献

- Bai, Jushan and Serena Ng. 2002. "Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models." *Econometrica*, 70(1): 191-221.
- Bai, Jushan and Serena Ng. 2002. "Determining the number of Primitive Shocks in Factor Models." *Journal of Business and Economic Statistics*, 25: 52-60
- Forni Mario., Hallin, Marc., Lippi, Marco and Reichlin, Lucrezia. 2000. "The Generalized Factor Model: Identification and Estimation". *The Review of Economics and Statistics*, 82: 540-54
- Forni Mario., Hallin, Marc., Lippi, Marco and Reichlin, Lucrezia. 2005. "The Generalized Dynamic Factor Model: One-Sided Estimation and Forecasting" *Journal of the American Statistical Association*, 100: 830-840
- Harvey, Andrew. C. 1989. *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*. Cambridge: Cambridge University Press.
- 堀洋道. 1977. 「日本人の外国評価とその特徴」日本人研究会編『日本人研究5』至誠堂
- Kim, Chang-Jin and Charles R. Nelson. 1999. *State-Space Models with Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches with Applications*. Cambridge: MIT Press.
- Stock, H. James and Mark. W. Watson. 1991. "A Probability Model of the Coincident Economic Indicators" in *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, eds. K. Lahiri and G. H. Moore. Cambridge: Cambridge University Press.