

政治的自由と経済的自由の因果性の検定[†]

奥 井 克 美

1. は じ め に

本稿の目的は、政治的自由度と経済的自由度を表す世界各国のパネルデータを用い、それらの因果性を調べることにある。ここで政治的自由度とは、どの程度民主化が進んでいるかを指し、経済的自由度とはどの程度市場化が進んでいるかを指す。民主化が市場化をもたらすのか、市場化が民主化をもたらすのか、これらを因果性のテストによって考察する。

発展途上国の開発戦略を考える際に、しばしば民主化と市場化のどちらを優先すべきかが問題になる。本稿の結果は、この問題の解決に寄与すると思われる。例えば、民主化が市場化をもたらし、かつ、市場化が民主化をもたらさない、との結果が得られれば、民主化を優先すべき、ということになる。

本稿の構成は次のようである。2. では、本稿の問題意識や先行研究との関係に言及する。3. では、本稿の考察に用いる、政治的自由度と経済的自由度のデータの出所及び作成方法を述べる。4. では、これらのデー

[†] 本稿は、2002年5月26日の日本経済政策学会第59回全国大会B-1セッションにおける報告論文である。討論者である福重元嗣先生（大阪大学）、コメントをいただいた川野辺裕幸先生（東海大学）、杉嶋岑氏、谷田義弘氏、そしてセッション参加者に感謝する。

タを概観する。民主化が進んだ後に市場化が進んだ国の方が、市場化が進んだ後に民主化が進んだ国より多いことが示される。5. では、本稿の分析に用いるモデル及び分析方法について述べる。6. では、分析結果が示される。7. では、結論及び政策含意を述べる。本稿の結論を先取りするならば、民主化が市場化を促進するとはいえないし、市場化が民主化を促進するともいえない、である。

2. 背 景

1980年代のソ連東欧社会主義体制の崩壊、1997年のアジア通貨危機や最近のアルゼンチンの債務不履行問題等により、どのような国家政治経済体制を築いていけばよいのか、それにはどのようなプロセスが望ましいのか、という古くからの問題が最近また緊急で重要になってきている。

これについて、市場化の導入進展や民主化の発展が大切だということは、多くの人々が比較的抵抗なく受け入れるものの、その戦略については大きく意見が割れる。この意見の相違の大きなものの一つが、市場化か民主化のどちらが優先されるべきかについてである。一方は、市場化を急ぎ経済の効率化を重視すべきと言い、もう一方は、経済成長よりもまず民主化によって人々の選択の自由を拡大させるべきだと言う。市場の力を強く信じる人々、Sachs らビッグバンアプローチによる市場移行改革を唱える人々、開発経済学の分野でもLalのように政府の失敗を重視する人々、現在のIMFの政策等は、前者に近いと言えよう。市場の失敗が大きいと考える人々、政府の果たす役割に大きな期待を寄せる経済学者、経済成長よりも民主主義を重視し人々に最低限の権利（entitlement）を与えよと説くSen等は、後者に近いと言えよう。

この相違は、市場化と民主化の因果性がわかれば、解消に向かうと考えられる。例えば、民主化が市場化を促進する傾向が強く、市場化が民主化

を促進する傾向がみられないのであれば、民主化の方を優先する政策が望ましい、と言えよう。本稿の目的は、計量経済学の力を借りてこの政治的自由と経済的自由の因果性に関する理解を深め、望ましい体制建設を行う手がかりを得ることにある。

政治的自由と経済的自由との関係については、Friedman (1962) に「経済的自由は政治的自由を達成するために不可欠の手段である (邦訳 (1975), p. 8)」にあるよう、以前から意識されていた。しかし、両者の関係を探る理論モデルの構築は、ほとんど行われてこなかったようである。計量分析も筆者が知る限り、ほとんどない。数少ないものの一つが、Wu and Otto (1999) である。彼らは政治的自由、経済的自由、経済成長、経済発展の4者の関係を log-linear モデルという分析手法を用いて調べている。彼らの結果は、政治的自由と経済的自由の間にはっきりとした関係が認められない、というものであった。

一方、政治経済体制と経済パフォーマンスの関係を探る分析は、最近さかんに行われている¹⁾。これらの内の一つが Chong and Calderon (2000) である。彼らは政治制度と経済成長の関係を、多変量自己回帰 (VAR) モデルを使って分析している。そして、因果性を調べる方法としてよく知られる Granger の因果性が両者の間で存在するのかを検定している。政治的自由と経済的自由の関係を探る理論モデルを見つけるのは困難であるので、本稿ではこの VAR モデルを使って両者の因果性を調べたい。

しかし、一つ問題がある。経済的自由度を示すデータが最近ようやく作成されるようになったばかりで²⁾、十分な期間のデータをそろえることが

1) これらのサーベイについては、奥井 (1997) を参照されたい。その後も、De Haan and Siermann (1998), Durham (1999), Heckelman and Stroup (2000) 等、多くの研究が出されている。

2) 本稿で用いるもの以外には Scully and Slottje (1991), Johnson, Holmes, and Kirkpatrick (1999) 等が知られている。前者については1年分、後者については1995年から1999年までの各年のデータがある。

政治的自由と経済的自由の因果性の検定

できないのである。最も長い期間用意された Gwartney, Lawson, and Block (1996) もので、1975 年、1980 年、1985 年、1990 年、1995 年の 5 年分である。ただし、このデータは世界各国の比較のため作られており、クロスセクションの部分は比較的豊富である。この 5 年分しかないものの、100 カ国近くのデータがあるというパネルデータの特徴をいかして、因果性の検定を行いたい。Holtz-Eakin, Newey, and Rosen (1988, 1989) は、Granger の因果性検定と似た多変量自己回帰分析の方法を使って、パネルデータによる因果性検定を行っている。彼らは、検定を行うために観測期間の数は少なくとも構わない、という。そこで彼らの方法を用いて、政治的自由度と経済的自由度の因果性の検定を行うことにする。

3. データ出所と作成方法

ここでは、分析に用いるデータの出所と作成方法についてふれておこう。

3.1 政治的自由度をはかる指標

政治的自由度には、非営利団体 Freedom House から 1970 年代はじめより毎年だされている、世界各国についての政治的権利と市民自由に関する研究書である *Freedom in the World* にあるものを用いた。その中に記載されている、政治的権利 (political rights) 指標と市民自由 (civil liberties) 指標を足し合わせたものを、本稿では民主化の度合いを示す政治的自由度とした。

Freedom in the World の政治的権利指標と市民自由指標の作成の仕方は次のようである。指標を作成する担当者は、表 3-1、表 3-2 のリストに 0 から 4 までの点数をつける。そして、それらを足し合わせるのである。ただし、政治的自由に関するチェックリストの中にある任意解答の追加的チェックリストには、1 から 4 までの点数がつけられ、それらは必要に応

政治的自由と経済的自由の因果性の検定

表 3-1 政治的権利に関するチェックリスト

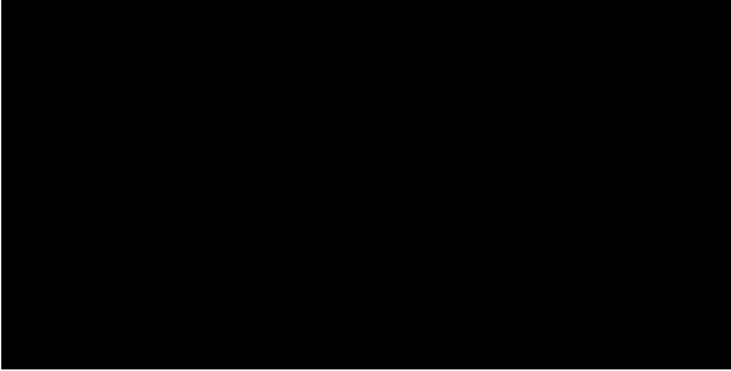
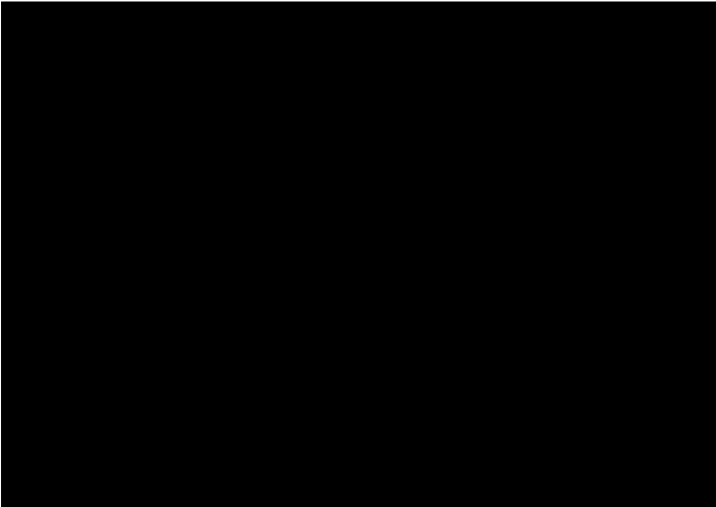
The content of this table is redacted with a solid black box.

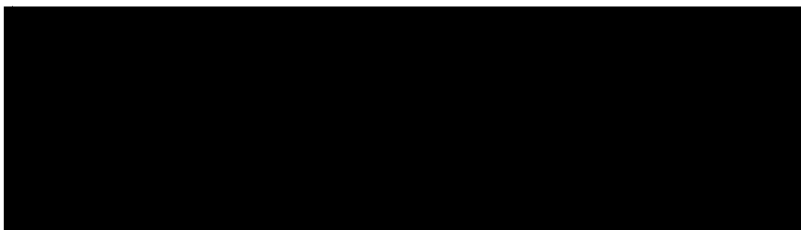
表 3-2 市民自由に関するチェックリスト

The content of this table is redacted with a solid black box.

じて上記からマイナスされる。こうして足し合わされた点数を、以下の表 3-3 手続きによって 1 から 7 の数字に変換する。

上記の政治的権利指標と市民自由指標を足し合わせたものを、本稿では民主化の度合いを示す政治的自由度とした。よって、政治的自由度が小さ

表 3-3 チェックリストの得点からの変換方法



い値をとる国ほど民主化の進んだ国である。

3. 2 経済的自由度をはかる指標

経済的自由度には、Gwartney, Lawson, and Block (1996) にある経済的自由指標を用いた。この指標は、選択の自由、所有権、及び、取引の自由が保証されている状態を経済的自由度の高い状態であるとみ、世界各国にその実現度に応じて得点をつけたものである。実際の得点のつけ方は、次の表 3-4 にある 17 の要素の値を集計する、というものである。

上記にはバイナリーなデータも含まれるが、それらも含めて上記 17 データは、経済的に自由である国ほど高い値になるよう、0 から 10 をとる数値データに変換される。次には、これら 17 のデータをどのように集計するかが問題となる。

Gwartney, Lawson, and Block (1996) では 3 つの異なった集計の仕方により、表 3-5 にある 3 つの経済的自由指標、 $I_e \cdot I_s 1 \cdot I_s 2$ がつくられている。3 つそれぞれについて、世界各国の 1975 年、1980 年、1985 年、1990 年、1995 年のデータが記載されている。

本稿では、これら 3 つの平均を経済的自由度のデータとして用いる。したがって、本稿での経済的自由度は 0 から 10 の値をとる可能性があり、値が高い国ほど市場化の進んだ経済的自由度の高い国である。

政治的自由と経済的自由の因果性の検定

表 3-4 経済的自由度をはかる 17 の指標

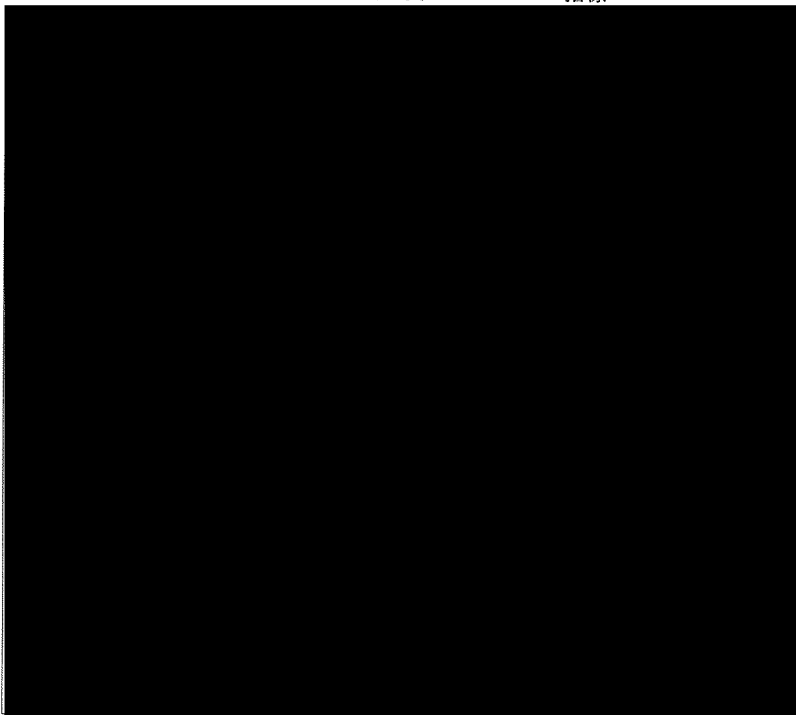
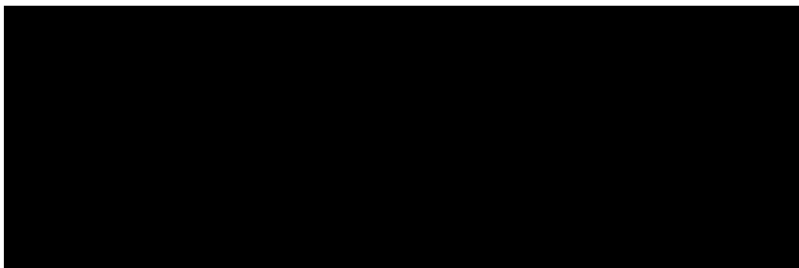
A large rectangular area that has been completely blacked out, obscuring the content of Table 3-4.

表 3-5 17 の指標の集計の仕方

A rectangular area that has been completely blacked out, obscuring the content of Table 3-5.

4. データ概観

こうしてつくられたデータを，ここでは概観してみよう．経済的自由度のデータが1975年，1980年，1985年，1990年，1995年の5年分であるので，政治的自由度も，1975年，1980年，1985年，1990年，1995年の5年分を使用している．両データが5年分すべてそろった国，世界92カ国を本稿は分析の対象にしている．

4.1 データの基本統計量

表4-1は，政治的自由度 P_t ($t=1975, 1980, 1985, 1990, 1995$) 及び，経済的自由度 E_t ($t=1975, 1980, 1985, 1990, 1995$) の基本的な統計量を記したものである．

それぞれの平均値の推移をグラフにしたのが，図4-2，図4-3である．

表4-1 データの基本統計量

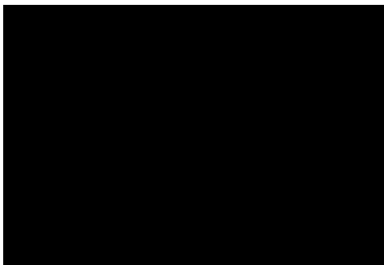


図4-2 政治的自由度の92ヶ国平均の推移

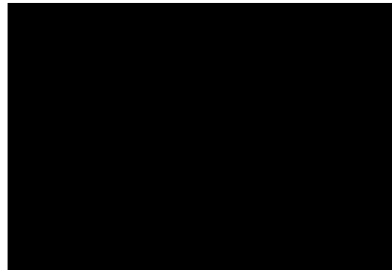


図4-3 経済的自由度の92ヶ国平均の推移

図 4-2 は、1990 年から 1995 年にかけて横ばいであるものの、民主化が進んできていることを示している。図 4-3 から、経済的自由度も上昇基調であることがわかる。

4. 2 政治的自由度の高い国低い国、経済的自由度の高い国低い国

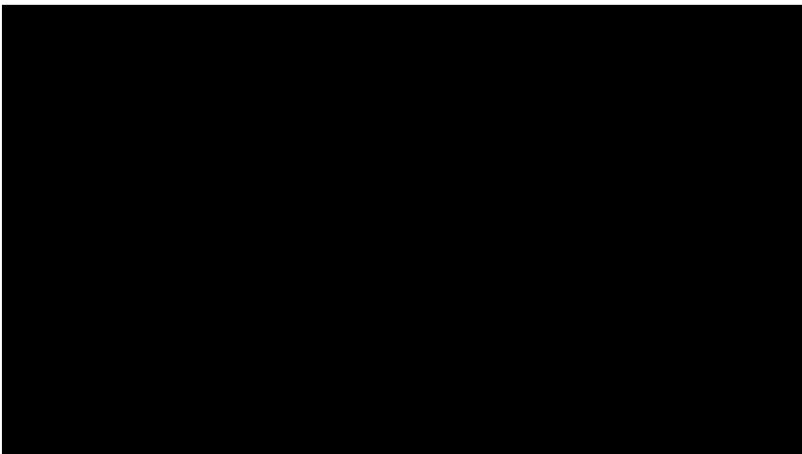
どのような国が民主化の進んだ国で、経済的自由度の高い国なのだろうか。1995 年について、トップ 10 とワースト 10 を掲げておこう。表 4-4、表 4-5 にそれらが記されている。

ちなみに日本は経済的自由の高い国で、92 カ国中上位 10 番目にいる。政治的自由の方は日本は 3 で、表に掲げられた最も民主的な国々より一歩遅れている。

4. 3 政治的自由度の推移と経済的自由度の推移の関係

表 4-6 は、政治的自由度の推移と経済的自由度の推移の関係を示したものである。1975 年から 1980 年、1980 年から 1985 年、1985 年から 1990

表 4-4 政治的自由度の高い国低い国



政治的自由と経済的自由の因果性の検定

表 4-5 経済的自由度の高い国低い国

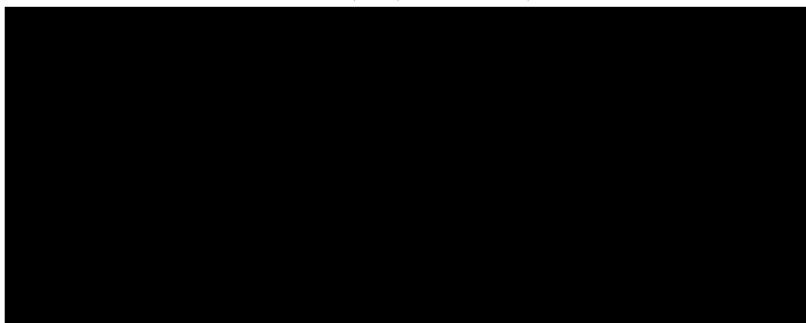
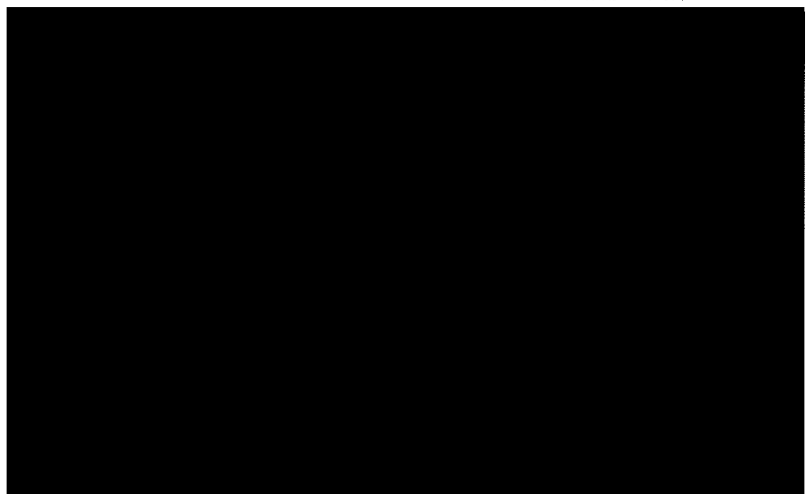


表 4-6 政治的自由度の推移と経済的自由度の推移の関係



年のそれぞれの期間に、どれだけの国が政治的自由や経済的自由に進展あるいは後退がみられたか、それら進展あるいは後退のみられた国の内、どれだけの国が次の5年間で、他方の自由の進展あるいは後退がみられたか、これらを示したものである。例えば、1975年から1980年にかけて、政治的自由度が下落し民主化の進んだ国は31カ国ある。この31カ国の内、

1980 年から 1985 年にかけて経済的自由度が上昇し経済自由化が進んだ国は 21 カ国である。その割合は、31 カ国中 21 カ国で、0.68 である。

表 4-6 を見てすぐ気づくのは、民主化が進んだ後に経済自由化が進んだ国の割合が、他の場合よりも高いことである。これは、民主化が経済自由化を促進することを支持するもの、といえそうである。政治的自由から経済的自由への因果があるように思われる。以下では、政治的自由と経済的自由の因果性を計量経済学の力をかり、統計的により厳密に確かめることにしたい。以下では、政治的自由度と経済的自由度に自然対数を取り、これらの値を用いることによって分析を行っている。

5. 分 析 方 法

5. 1 基本的な考え方

因果性を調べる方法としてよく知られる Granger の因果性検定は、経済的自由度のデータが 5 年分しかないため用いることができない。5 年分しかないものの、100 カ国近くのデータがあるというパネルデータの特徴をいかして、因果性の検定を行いたい。Holtz-Eakin, Newey, and Rosen (1988, 1989) は、Granger の因果性検定と似た多変量自己回帰分析の方法を使って、パネルデータによる因果性検定を行っている。彼らは、検定を行うための観測期間の数は少なくとも構わない、という。そこで彼らの方法を用いて、政治的自由度と経済的自由度の因果性の検定を行うことにする。

5. 2 分析モデル

次のような、よく目にする自己回帰モデルを考える。

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{l=1}^m \alpha_l y_{t-l} + \sum_{l=1}^m \delta_l x_{t-l} + u_t \quad (5.1)$$

それぞれの α と δ はパラメータ、 m はラグの長さ、 u_t はホワイトノイズ誤差である。(5.1) 式を推定するには、長い期間の時系列データが必要である。しかし、本稿で扱うようなパネルデータは、比較的短い時系列データしか持たないことが多い。そのかわりパネルデータは通常、多くのクロスセクションデータを持つ。そこで、各クロスセクション単位での構造がすべて同じであることを仮定して、(5.1) 式を推定することが考えられる。ところがこの方法には、各クロスセクション単位固有の個別効果が無視してしまう、という大きな欠点がある。

Holtz-Eakin, Newey, and Rosen (1988, 1989) は、Chamberlain (1983) モデルを変形した次のモデルを用いて、個別効果の存在を認めた推定を行っている。

$$y_{it} = a_{0i} + \sum_{l=1}^m \alpha_{il} y_{it-l} + \sum_{l=1}^m \delta_{il} x_{it-l} + \psi_i f_i + u_{it} \quad \begin{matrix} i=1, \dots, N \\ t=1, \dots, T \end{matrix} \quad (5.2)$$

ここで f_i は観察されない個別効果、 ψ_i は個別効果の係数パラメータで、 N クロスセクション単位、 T 期間を仮定している $r_t = \psi_t / \psi_{t-1}$ とし、(5.2) 式の $t-1$ 期に r_t をかけ、(5.2) 式の t 期からこれを引くと、

$$y_{it} = a_t + \sum_{l=1}^{m+1} c_{il} y_{it-l} + \sum_{l=1}^{m+1} d_{il} x_{it-l} + v_{it} \quad (t = (m+2), \dots, T), \quad (5.3)$$

where

$$r_t = \frac{\psi_t}{\psi_{t-1}}$$

$$a_t = \alpha_{0t} - r_t \alpha_{0t-1}$$

$$c_{it} = r_t + \alpha_{it}$$

$$\begin{aligned}
 c_{lt} &= \alpha_{lt} - r_t \alpha_{l-1, t-1} \quad [l=2, \dots, m] \\
 c_{m+1, t} &= -r_t \alpha_{m, t-1} \\
 d_{1t} &= \delta_{1t} \\
 d_{lt} &= \delta_{lt} - r_t \delta_{l-1, t-1} \quad [l=2, \dots, m] \\
 d_{m+1, t} &= -r_t \delta_{m, t-1} \\
 v_{it} &= u_{it} - r_t u_{i, t-1}
 \end{aligned} \tag{5.4}$$

となり、個別効果を消し去りパラメータを推定することができる。

(5.2) 式では、以下の直行条件が想定されている。

$$E[y_{is} u_{it}] = E[x_{is} u_{it}] = E[f_i u_{it}] = 0, \quad (s < t). \tag{5.5}$$

これは、 x や y のラグの値が (5.2) 式の操作変数の資格を持つことを意味している。(5.3) 式の文脈では、この直行条件は、次のようになる。

$$E[y_{is} v_{it}] = E[x_{is} v_{it}] = 0 \quad (s < (t-1)). \tag{5.6}$$

したがって、(5.3) 式を推定するための操作変数ベクトルは、

$$Z_{it} = [1, y_{it-2}, \dots, y_{i1}, x_{it-2}, \dots, x_{i1}].$$

となる。操作変数の数は、期間 t ごとに変わってくることに注意しよう。

直行条件 (5.6) のもとで (5.3) 式を同定するためには、(5.3) 式の右辺の変数の数と少なくとも同じだけの数の操作変数が必要であることが知られている。(5.3) 式のパラメータの数は $2m+3$ で、 Z_{it} の次元の数は $2t-3$ であるので、この必要条件は $t \geq m+3$ となる。すなわち、(5.3) 式のパラメータを推定するためには、任意の t について $T \geq m+3$ を

満たすだけの期間 T が必要になる。

さて、本稿で特に考察したいのは、 x と y の因果性である。本稿のフレームワークで便利なのは、この因果性の検定を (5. 2) 式のオリジナルパラメータを求めることなく、(5. 3) 式を用いて行うことができる点である。(5. 2) 式において、 x が y の原因になっているかは、 $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = 0$ を検定することによって調べることができる。 $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = 0$ は、(5. 3) 式における $d_1 = d_2 = \dots = d_m = 0$ を意味する。よって、後者が否定されるのであれば、前者も否定されることになる。したがって、 $d_1 = d_2 = \dots = d_m = 0$ が棄却されれば「 x が y の原因になっている」と判断される。

更にもし、(5. 2) 式の個別効果及びラグ変数パラメータが期間を通じて一定であれば、(5. 3) 式は次のように書き直すことができる。

$$y_{it} - y_{it-1} = a_i + \sum_{l=1}^m \alpha_l (y_{it-l} - y_{i, t-l-1}) + \sum_{l=1}^m \delta_l (x_{it-l} - x_{i, t-l-1}) + v_{it} \quad (5. 7)$$

このような個別効果とパラメータの定常性が満たされる場合、因果性の検定はオリジナルパラメータに関する $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = 0$ を直接テストすることが可能になる。よって、本稿では定常性が満たされるかどうかをテストし、満たされるならば (5. 7) 式を用いて因果性を検定する。

5. 3 検定の方法

推定や検定の方法について述べよう。

$$Y_t = [y_{1t}, \dots, y_{Nt}]' \text{ and } X_t = [x_{1t}, \dots, x_{Nt}]'$$

を与えられた t 期における N 行 1 列の観察データのベクトルであるとする。

$$W_t = [e, Y_{t-1}, \dots, Y_{t-m-1}, X_{t-1}, \dots, X_{t-m-1}]$$

は、(5.3) 式の右边変数を表す N 行 $(2m+3)$ 列のベクトルである。
ここで、 e は N 行 1 列の 1 が入ったベクトルである。

$$V_t = [v_{1t}, \dots, v_{Nt}]'$$

を、(5.3) 式における誤差項の N 行 1 列のベクトルであるとし、

$$B_t = [a_t, c_{1t}, \dots, c_{m+1,t}, d_{1t}, \dots, d_{m+1,t}]'$$

を、方程式の係数の $(2m+3)$ 行 1 列のベクトルであるとする。
すると、(5.3) 式は

$$Y_t = W_t B_t + V_t \quad (t = (m+3), \dots, T). \quad (5.8)$$

と書くことができる³⁾。

それぞれの期間の観察データを組み合わせることによって、以下のような“積み上げられた”方程式を考えることができる。

$$\begin{aligned} Y_t &= [Y'_{m+3}, \dots, Y'_T]', & ((T-m-2)N \times 1) \\ B_t &= [B'_{m+3}, \dots, B'_T]', & ((T-m-2)(2m+3) \times 1) \\ V_t &= [V'_{m+3}, \dots, V'_T]', & ((T-m-2)N \times 1) \\ W &= \text{diag}[W'_{m+3}, \dots, W'_T]', & ((T-m-2)N \times (T-m-2)(2m+3)) \end{aligned}$$

3) 前の議論より、 $t \leq m+2$ は同定されないので省かれる。

政治的自由と経済的自由の因果性の検定

とする。ここでは $\text{diag}[\]$ とは、 $[\]$ に与えられた行列を対角上に割り振った行列のことである。これらを用いると、すべての期間を同時に表記した (5.3) 式は、

$$Y = WB + V \quad (5.9)$$

と、積み上げられた方程式の形で書くことができる。各期の操作変数ベクトル

$$Z_t = [e, Y_{t-2}, \dots, Y_1, X_{t-2}, \dots, X_1]$$

を用いて、全体の操作変数ベクトル Z を次のように定義する。

$$Z = \text{diag}[Z_{m+3}, \dots, Z_T].$$

直交条件によって、

$$\text{plim}_{N \rightarrow \infty} (Z'V)/N = \text{plim}_{N \rightarrow \infty} \begin{pmatrix} Z'_{m+3}V_{m+3}/N \\ \vdots \\ Z'_TV_T/N \end{pmatrix} = 0$$

が成り立つので、 Z は (5.9) 式を推定する上で適切な操作変数である。 B を推定するために、(5.9) 式に Z' をかけると

$$Z'Y = Z'WB + Z'V \quad (5.10)$$

が得られる。これに一般化最小自乗法 (GLS) を適用することによって、効率的な推定量を求めることができる。GLS を行うためには、 $Z'V$ の共

分散を知る必要がある。この共分散行列は $\Omega = E[Z' V V' Z]$ で与えられる。 Ω は未知であるので、推定されねばならない。 $\tilde{B}_t$ を、 t 期における操作変数を使った二段階最小自乗法による推定値であるとする。これを使って、次の残差ベクトル

$$\tilde{V}_t = Y_t - W_t \tilde{B}_t.$$

をつくる。この時、 (Ω/N) の一致推定量は、

$$(\Omega/N)_{rs} = \sum_{i=1}^N (v_{ir} v_{is} Z'_{ir} Z_{is}) / N \quad (5.11)$$

where $v_{ii}(t=r, s)$ は V_t の第 i 要素で、 Z_{it} は Z_t の第 i 行

によって求められる。この Ω を用いることによって、(5.3) 式が次のようにして推定される。

$$\hat{B} = [W' Z(\Omega) Z' W]^{-1} W' Z(\Omega)^{-1} Z' Y. \quad (5.12)$$

次に B に $RB = \gamma$ のような線形の制約をかけた場合を考える。これを (5.8) 式に代入すると、

$$Y = WB + V = WR^{-1}\gamma + V = \tilde{W}\gamma + V \quad (5.13)$$

この (5.13) のように制約をかけた式も、(5.8) 式の場合と同様の推定を行う。この結果得られた γ の推定値を $\hat{\gamma}$ とする。制約をかけない (5.8) 式の推定によって得られた残差平方和を Q 、制約をかけた (5.13) 式の推定によって得られた残差平方和を Q_R とすると、これらはそれぞれ

政治的自由と経済的自由の因果性の検定

$$Q = (Y - WB)' Z(\Omega)^{-1} Z' (Y - WB) / N, \quad (5.14)$$

$$Q_R = (Y - \tilde{W}\tilde{\gamma})' Z(\Omega)^{-1} Z' (Y - \tilde{W}\tilde{\gamma}) / N. \quad (5.15)$$

のように書くことができる。\$Q\$ と \$Q_R\$ は、操作変数の数から推定するパラメータの数を引いた自由度を持つ \$\chi^2\$ 分布にしたがう。\$Q\$ と \$Q_R\$ を用いて得られる \$L = Q_R - Q\$ は、制約の数の自由度を持つ \$\chi^2\$ 分布にしたがう。制約に関する帰無仮説を、\$\chi^2\$ テストで検定する。例えば、\$d_1 = d_2 = \dots = d_m = 0\$ という制約をかけた推定から得られた残差平方和 \$Q_R\$ から、制約をかけない推定から得られた残差平方和 \$Q\$ を引いて \$L\$ を求め、これを用いて仮説 \$d_1 = d_2 = \dots = d_m = 0\$ を自由度 \$m\$ で \$\chi^2\$ 検定する。

6. 検 定 結 果

6.1 因果性の検定 —— 定常性を考慮に入れない場合

6.1.1 政治的自由方程式

表 6-1 左は、政治的自由度を被説明変数とする方程式 (5.3) の推定結果を記したものである。経済的自由度のデータが 5 期間しかとれないので、パラメータ推定のための条件 \$T \geq m + 3\$ の満たすのは \$m = 2, 1, 0\$ の場合である。そのすべての場合についての、各年の推定結果を掲げている。経済的自由度 \$E\$ のラグ変数の係数の推定値は、負になることが期待される。多くの期間、多くのラグ変数について、これとは逆の符号が推定されている。しかし、すべてのラグ変数について、期待される符号の向きが逆というケースは、どの \$m\$ についても生じていない。

表 6-1 右には、表 6-1 左から経済的自由度 \$E\$ のラグ変数を除外して推定した結果が記されている。\$m = 2, m = 1\$ の時には、この除外による政治的自由度 \$P\$ のラグ変数の係数の推定値の変化が、大きいものが見うけられる。しかし、\$m = 0\$ の時のその変化は小さい。

政治的自由と経済的自由の因果性の検定

表 6-1 政治的自由方程式



表 6-3 経済的自由方程式

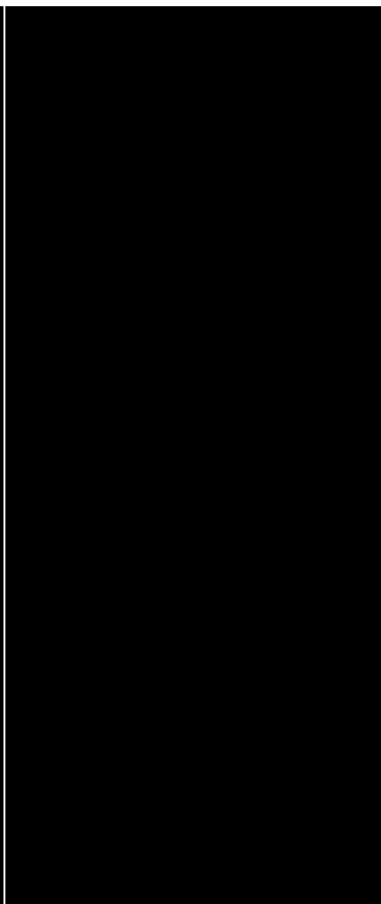


表 6-2 は、因果性検定の結果を記したものである。 $m=2, 1, 0$ の各期について、仮説 $d_1=d_2=\cdots=d_m=0$ を検定している。 $m=2$ の時、(5. 3) 式推定による残差平方和 Q の値は 0.000 である。この時の自由度は、次のようになる。操作変数の数が 1985 年、1980 年、1975 年の P と E 、及び

政治的自由と経済的自由の因果性の検定

表 6-2 政治的自由方程式の因果性の検定



定数項で 7 個、パラメータの数が 7 個であるから、 $7 - 7 = 0$ で自由度は 0。ここで $d_1 = d_2 = d_3 = 0$ の制約をかけての推定によって得られた残差平方和 Q_R は 0.442 である。制約の数が 3 であるので、 $L = Q_R - Q$ は自由度 3 の χ^2 分布にしたがう。実際に L を求めると、 $L = Q_R - Q = 0.442 - 0.000 = 0.442$ 。これは、 p で表されている χ^2 分布の右側が 93.1% となる値である。よって、仮説 $H_0 : d_1 = d_2 = d_3 = 0$ は棄却されない。経済的自由度が政治的自由度に影響を与えている、とはいえない。

$m = 1$ の時、残差平方和 Q の自由度は次のようになる。操作変数の数が 1990 年の方程式では、1980 年、1975 年の P と E 及び定数項で 5 個、1995 年の方程式では 1985 年、1980 年、1975 年の P と E 及び定数項で 7 個、よって合計 12 個。パラメータの数が 10 個であるから、 $12 - 10 = 2$ で自由度は 2。すなわち、残差平方和 Q は自由度 2 の χ^2 分布にしたがう。推定によって、実際にもとめられた残差平方和 Q の値は 0.00606 である。これは、 p で表されている χ^2 分布の右側が 99.7% となる値である。よって、 $m = 1$ のモデルは棄却されず、説明力を持つモデルとみることができる。経済的自由度から政治的自由度への因果性については、 $d_1 = d_2 = 0$ の制約を 1990 年と 1995 年についてかけて推定することによって得られた残差平方和 Q_R は 0.374。制約の数が 4 であるので、 $L = Q_R - Q$ は自由度 4 の χ^2 分布にしたがう。実際に L を求めると、 $L = Q_R - Q = 0.374 - 0.00606 = 0.368$ 。これは、 p で表されている χ^2 分布の右側が 98.5% とな

る値である。よって、仮説 $H_0: d_1 = d_2 = 0$ は棄却されない。経済的自由度が政治的自由度に影響を与えている、とはいえない。

$m = 0$ の時も $m = 1$ の時と同様に考える。 $m = 0$ の時には、 $m = 1$ の時より残差平方和が大きくなっているが、 p の値が大きくモデルは依然有効であるとみることができる。因果性に関する仮説も棄却されない、との結果になっている。経済的自由度が政治的自由度に影響を与えている、とはいえない。

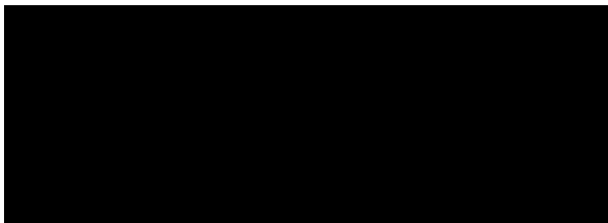
まとめるなら、 $m = 2, 1, 0$ のすべての場合について、経済的自由度から政治的自由度への因果性が認められない結果になっている。

6.1.2 経済的自由方程式

表 6-3 左は、経済的自由度を被説明変数とする方程式 (5.3) の推定結果を記したものである。政治的自由方程式の場合と同様、経済的自由度 E のラグ変数の係数の推定値に、期待される符号の向きと逆になっているものがある。しかし、すべてのラグ変数について期待される符号の向きが逆、というケースはどの m についても生じていない。表 6-3 右には、表 6-3 左から政治的自由度 P のラグ変数を除外して推定した結果が記されている。政治的自由方程式の時に較べて、これら変数の除外による経済的自由度 E ラグ変数の係数の推定値の変化は大きい、といえる。

因果性の検定については、表 6-4 にまとめられている。 $m = 0$ の時の

表 6-4 経済的自由方程式の因果性の検定



政治的自由と経済的自由の因果性の検定

残差平方和は大きくなっているものの、 $m=2, 1, 0$ のすべてのモデルについて有効であるとの結果になっている。因果性についても $m=0$ の時、 p の値が46.3%と小さな値になっているが、仮説を棄却するという程ではない。 $m=2, 1, 0$ すべての場合について、政治的自由度から経済的自由度への因果性が認められない結果になっている。

6.2 因果性の検定 —— 定常性を考慮に入れた場合

上記までの分析では、各期ごとにパラメータが変化する場合を考えた。次には、個別効果とラグ変数のパラメータが定常である可能性を考慮しよう。もし、個別効果とパラメータが定常であるならば、先に述べたように、(5.3)式は(5.7)式に書き直すことができる。そこでまず、パラメータの定常性が認められるかどうかをテストする。認められるのであれば次に、それを前提に因果性テストを行う。この場合、 $d_1=d_2=\dots=d_m=0$ ではなく、 $\delta_1=\delta_2=\dots=\delta_m=0$ そのものをテストすることができる。

6.2.1 政治的自由方程式

表6-5左には、定常性を仮定した上での(5.7)式の推定結果が記されている。経済的自由度のラグ変数の係数の推定値は正で、期待される符号の向きと逆である。表6-5右は、表6-5左から経済的自由度変数を除外した推定結果である。

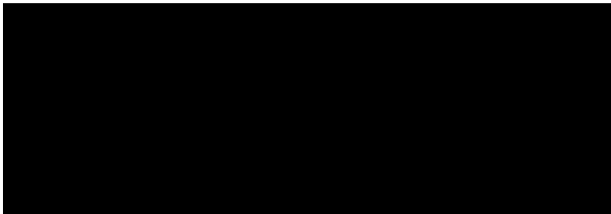
表6-6には定常性のテスト及び因果性のテストの結果が記されている。 $m=2$ の時、定常性を仮定しない推定での残差平方和 Q は0.000で、自由度は0であった。これに(5.7)式を仮定して推定した場合、1995年の政治的自由度から1990年のそれを引いたものを被説明変数とする方程式を推定するための操作変数の数は、1985年、1980年、1975年の P と E 及び定数項で7個。パラメータの数は P と E のラグ変数が2個ずつ及び定数項であるから、全部で5個。よって、この時の自由度は $7-5$ で2で

政治的自由と経済的自由の因果性の検定

表 6-5 政治的自由方程式（従属変数： ΔP_t ）
すべてのパラメータの定常性を仮定した場合



表 6-6 政治的自由方程式の因果性の検定
すべてのパラメータの定常性を仮定した場合



ある。この推定によって得られた残差平方和 Q_R は 1.058 である。 $L = Q_R - Q$ は、 $2 - 0$ で自由度 2 の χ^2 分布にしたがう。実際に得られたのは $L = Q_R - Q = 1.058 - 0.000 = 1.058$ 。これは、 p で表されている χ^2 分布の右側が 58.9% となる値である。よって、定常性に関する仮説は受け入れられる。次に、この式から、2 期ある経済的自由度のラグ変数を除外した式を推定する。この推定によって得られた残差平方和 Q_R は 1.146。制約の数が 2 であるので、 $L = Q_R - Q$ は自由度 2 の χ^2 分布にしたがう。実際に L を求めると、 $L = Q_R - Q = 1.146 - 1.058 = 0.088$ 。これは、 p で表されている χ^2 分布の右側が 95.7% となる値である。よって、因果性の仮説は棄却されない。経済的自由度が政治的自由度に影響を与えてはいない。

政治的自由と経済的自由の因果性の検定

$m = 1$ の時、定常性を仮定しない推定での残差平方和 Q は 0.00606 で、自由度は 2 であった。これに (5.7) 式を仮定して推定した場合、1990 年から 1985 年、1995 年から 1990 年の政治的自由度の差を被説明変数とする積み上げられた方程式を推定するための操作変数の数は、前者の方程式のために 1980 年、1975 年の P と E 及び定数項で 5 個、後者の方程式のために 1985 年、1980 年、1975 年の P と E 及び定数項で 7 個、よって合計 12 個。パラメータの数は P と E のラグ変数がそれぞれ 1 個ずつ及び 2 期の定数項であるから、全部で 4 個。よって、この時の自由度は $12 - 4$ で 8 である。この推定によって得られた残差平方和 Q_R は 1.018 である。 $L = Q_R - Q$ は、 $8 - 2$ で自由度 6 の χ^2 分布にしたがう。実際に得られたのは $L = Q_R - Q = 1.018 - 0.00606 = 1.012$ 。これは、 p で表されている χ^2 分布の右側が 98.6% となる値である。よって、定常性に関する仮説は受け入れられる。次に、この式から、1 期ある経済的自由度のラグ変数を除外した式を推定する。この推定によって得られた残差平方和 Q_R は 1.302。制約の数が 1 であるので、 $L = Q_R - Q$ は自由度 1 の χ^2 分布にしたがう。実際に L を求めると、 $L = Q_R - Q = 1.302 - 1.018 = 0.284$ 。これは、 p で表されている χ^2 分布の右側が 59.4% となる値である。よって、確率はかなり低くなってはいないものの、仮説を棄却するという程ではない。経済的自由度が政治的自由度に影響を与えている、とはいえない。

6.2.2 経済的自由方程式

表 6-7 左には、定常性を仮定した上での (5.7) 式の推定結果が記されており、表 6-7 右には、それから政治的自由度変数を除外した推定結果が記されている。除外しても経済的自由度の係数の推定値の変化は大きくなく、定常性を考慮に入れない場合と対照的である。

表 6-8 には因果性テストの結果が記されている。 $m = 2$ 、1 の両方の場合について、定常性を満たすとの結果が出ており、そのもとでの因果性

政治的自由と経済的自由の因果性の検定

表 6-7 経済的自由方程式（従属変数： ΔE_t ）
すべてのパラメータの定常性を仮定した場合

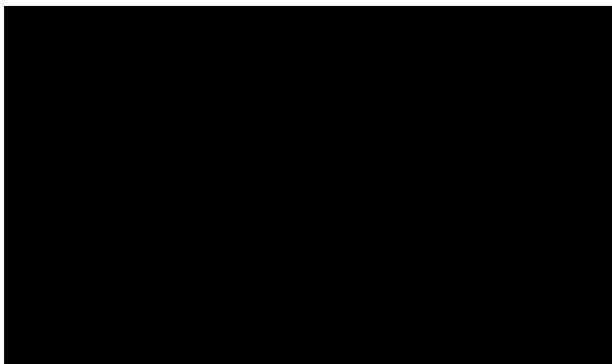
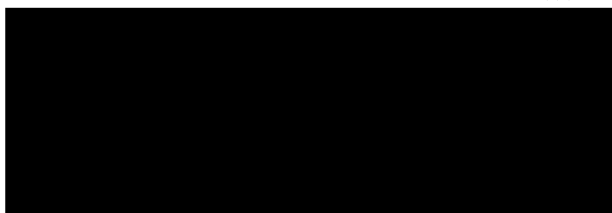


表 6-8 経済的自由方程式の因果性の検定
すべてのパラメータの定常性を仮定した場合



は否定されている。政治的自由は経済的自由に影響を与えない、との結果になっている。

6.3 通常の回帰分析や F 検定との比較

(5.1) 式を、個別効果も考慮せず操作変数も使わずに、通常の F 検定によって因果性を検定したらどうなるのだろうか。この結果と上記までの結果を比較してみるのは有益だろう。そこで $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_m = 0$ を、表 6-1、表 6-3 の分析の際と同じ期間のデータを用いた F 値によって検定してみた。

表 6-9、表 6-10 がその結果である。政治的自由方程式 $m = 2$ の時、

政治的自由と経済的自由の因果性の検定

表 6-9 政治的自由方程式の因果性の検定

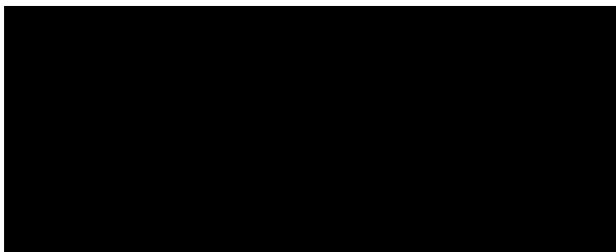
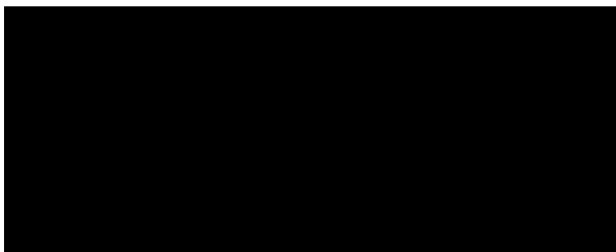


表 6-10 経済的自由方程式の因果性の検定



1995 年の政治的自由度を 3 期のラグを持つ政治的自由度と経済的自由度の説明変数で通常回帰し、その際に得られた残差平方和 SSR が 7.227. この時の自由度は、データ数 92 からパラメータの数 7 を引いた 85. 次に、それから経済的自由度ラグ変数 3 つを除外した通常回帰から得られた SSR が 7.419. これらからつくられる F 値は、

$$F = \frac{(7.419 - 7.227)/3}{7.227/85} = 0.751$$

この F 値は、仮説 $H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = 0$ のもとで分子の自由度 3, 分母の自由度 85 の F 分布にしたがう. 0.751 という値は、F 分布の上側 52.5% の値である. よって、経済的自由度が政治的自由度に影響を与えていない、と判断される. $m=2, 1, 0$ のすべての場合について、経済的自由度が政治的

自由に影響を与えていないとの結果になっている。一方、政治的自由から経済的自由の因果性の検定結果は、 $m=2, 1, 0$ のすべての場合について、政治的自由が経済的自由に影響を与えていることを示している。

この結果は、4. データ概観でみた「民主化後に経済自由化の進展がみられた国が多い」との事実と整合的である。個別効果や誤差項の内生性を考慮に入れないのであれば、民主化が経済自由化を進める、との結果が得られる。これは、個別効果や誤差項の内生性も考慮して調べるならこのような因果が認められないとの6. 1や6. 2で得られた結果を鑑みれば、個別効果や誤差項の内生性が大きな働きをしていることを示唆するものである。

7. 結論及び政策含意

本稿の目的は、経済自由化が民主化を促進するのか、それとも民主化が経済自由化を促進するのかを、政治的自由度と経済的自由度の因果性検定によって調べることにあった。政治的自由度と経済的自由度のデータについては、特に後者について時系列のデータが少ないので、通常のVARモデルを用いることができない。そこで、少ない期間でも数多くのクロスセクションデータがあるというパネルデータの特徴をいかすことのできる、Holtz-Eakin, Newey, and Rosen (1988, 1989) による方法を用いて因果性の検定を行った。

データを概観するならば、民主化の進んだ国で経済自由化が進むことが多い。個別効果や誤差項の内生性を考慮しないでの計測結果も、民主化が経済自由化を促進する一方、経済自由化が民主化を促進するとはいえない、であり民主化が経済自由化を促進することを支持している。

しかし、本稿で行った個別効果や誤差項の内生性を考慮した分析では、次の結論が得られた。政治的自由度が経済的自由度に影響を与えていると

いうことはできないし、経済的自由度が政治的自由度に影響を与えているということもできない。すなわち、民主化から経済自由化への因果、経済自由化から民主化への因果、両方が否定されたのである。

一見、民主化が進めば経済自由化が進むように見える。しかし、そのような因果はより厳密な分析のもとでは確認されない、これが本稿の結論である。

この結論からの政策含意はどのようなになるであろうか。冒頭に、一方のみの因果が確認されるならば、発展途上国の開発戦略の重要なテーマの一つである、民主化か市場化かの問題の解決に貢献することができる、と述べた。本稿から得られた結果からは、残念ながらこの期待にこたえることはできず、あえていうならば、民主化か市場化かについては、時と場所をふまえた慎重な考慮が必要であることが確認された、ということになる。

筆者は本学会で、民主化か市場化かについては、市場化を優先すべきである、と述べたことがある。これは、最近の政治経済体制と経済パフォーマンスの関係を探る実証分析が次のような結果を出してきているからである。(1) 政治体制が独裁的か民主的かが、経済パフォーマンスの良悪の決め手にはならない。(2) 経済発展は民主化を促進する。(3) 経済自由化の進んでいる国ほど、経済パフォーマンスが良い。これら三つから、次のことが言える。経済自由化を進めることは、経済パフォーマンスを向上させ、これによって実現する経済発展は民主化を促進する。すなわち、経済自由化は民主化を自動的に進めることが期待される。一方、民主化を進めても経済パフォーマンスを良くするとは限らないので、経済発展に失敗すれば民主化が逆に後退するかもしれない。だから、民主化か市場化については、市場化を優先すべきである、と。

したがって、本稿作成前の筆者の結果に関する期待は次のようであった。経済自由化から民主化への因果が認められる一方、民主化から経済自由化への因果は認められない。もし、そのとおりであるならば、市場化が優先

されるべきである、との筆者の主張が支持される。しかし、研究を進めていくうちに、先にも述べたように、民主化の進んだ国で経済自由化が進むことが多いことがわかってきた。意見を変えることが必要だろうか、と考えるようになった筆者に本稿の結果は、意見を変えるのはまだ早いことを告げる意味を持った。いずれにせよ政治経済体制や経済パフォーマンスの関係を調べる分析が最近さかんになってきている中において、政治体制と経済体制という体制間・制度間の関係を探る研究は比較的手薄であったように思われる。制度間の関係を探る研究を一層進めることで、政治経済体制や経済パフォーマンスをめぐる関係の理解を深めることが今後ますます大切になってくるものと思われる。

参 考 文 献

- Chong, A. and Calderon, C. (2000) "Causality and Feedback between Institutional Measures and Economic Growth," *Economics and Politics*, 12, pp. 69–81.
- Chamberlain, G. (1983) "Panel Data," Chapter 22 in *The Handbook of Econometrics Volume II*, eds. by Griliches, Z. and Intrilligator, M., North-Holland Publishing Company.
- De Haan, J. and Siermann, C. (1998) "Further evidence on the relationship between democracy and economic growth," *Public Choice*, 95, 363–380.
- Durham, B. (1999) "Economic Growth and Political Regimes," *Journal of Economic Growth*, 4, 1, pp. 81–111.
- Friedman, M. (1962) *Capitalism and Freedom*, University of Chicago Press.
(熊谷尚夫・西山千明・白井孝昌訳 (1975) 『資本主義と自由』、マグロウヒル社。)
- Gastil, R. et. al. (1972 –) *Freedom in the World*, Freedom House.
- Gwartney, J., Lawson, R., and Block, W. (1996) *Economic Freedom in the World*, The Fraser Institute.
- Heckelman, J. and Stroup, M. (2000) "Which Economic Freedoms contribute to Growth," *Kyklos*, 53, pp. 527–544.

政治的自由と経済的自由の因果性の検定

- Holtz-Eakin, D., Newey W., Resen, H. (1988) "Estimating Vector Auto-regressions with Panel Data," *Econometrica*, 56, 6, pp. 1371 - 1395.
- Holtz-Eakin, D., Newey W., Resen, H. (1989) "The Revenue-Expenditures Nexus: Evidence from Local Government Data," *International Economic Review*, 30, 2, pp. 415 - 429.
- Johnson, B., Holmes, K. and Kirkpatrick, M. (1999) 1999 *Index of Economic Freedom*, The Wall Street Journal.
- Lal, D. and Myint, H. (1996) *The Political Economy of Poverty, Equity, and Growth*, Oxford Press.
- Sachs, J. and Woo, W. (1994) "Structural factors in the economic reforms of China, Eastern Europe, and the Former Soviet Union," *Economic Policy*, 94, pp. 102 - 145.
- Scully, W. and Slottje, J. (1991) "Ranking Economic Liberty across Countries," *Public Choice*, 69, pp. 121 - 152.
- Sen, A. (1999) *Development as Freedom*, Alfred A. Knopf (石塚雅彦訳『自由と経済開発』, 日本経済新聞社, 2000 年.)
- Wu, W. and Davis, O. (1999) "The two freedoms, economic growth and development: An empirical study," *Public Choice*, 100, pp. 39 - 64.
- 奥井克美 (1997) 「政治的自由, 経済的自由, 経済発展, 経済成長の関係に関する考察 —— 最近の研究成果のサーベイから」, 『追手門経済論集』, 第 XXXII 巻第 2 号, pp. 85 ~ 149.

(2003 年 7 月 1 日受理)