

社会資本整備を内包した経済成長モデルの構造パラメータ推定*

Estimation of the Structural Parameters of Economic Growth Model with Social Infrastructure *

加藤裕人**・宮城俊彦***・仲原由布子****

By Hiroto KATO**・Toshihiko MIYAGI***・Yuko NAKAHARA****

1. はじめに

三井・太田¹⁾、吉野・中島²⁾を始めとして社会資本整備の経済効果に関する研究はわが国でも数多く行われてきた。これらの既存研究成果や手法は江尻・奥村・小林³⁾で総括的レビューが行われている。わが国を含む世界において広く用いられてきたのが生産関数アプローチである。この手法の問題は、社会資本の蓄積が経済成長を促すと同時に、経済成長率の大小が公共投資に影響を与えるという、間接的フィードバック効果を構造化できないという点である。この因果関係を時系列データに見出そうとするのがVector Auto Regressive(VAR)アプローチであり、Annala et.al⁴⁾はVARモデルを用いて日本経済の成長分析を行っている。VARは、資本が毎期の投資とストックの減耗の結果として蓄積されるというフィードバック構造を持ち、社会資本が有する長期的な生産力効果を取り込める利点をもつ。しかし、VARモデルは、経済の時系列データに存在する因果関係を指摘できるのみで、ミクロ経済論的基礎付けをもたないという欠点をもつ。理論的裏付けがなくデータ上の経験則に基づくだけのモデルは、現実経済の変動を経済理論に立脚した形で説明することができず、経済ショックに起因する変動に対して不安定となる場合も起こりうる。この場合、安定に向かう力が経済には内包されていると考える方が妥当である。一方、Solow⁵⁾、Aschauer⁶⁾などは経済成長の最大の要因は全要素生産性(TFP)、または技術進歩や人的資本にあると述べている。

こうした背景を受け、本研究ではまず、ミクロ経済理論を基礎に展開された経済成長モデルを対象に、技術進歩や人的資本を取り込んだ経済成長モデルを提案する。そして、それをVARモデルの利点を内包したモデルに拡張する。VARモデルを組み込むことの利点は、経済

成長モデルの構造パラメータを時系列データから推定できる点にある。これによって、経済成長モデルで標準的に用いられるパラメータではなく、わが国の経済成長に時系列データを反映した形で、社会資本整備が経済成長に与える効果を計測することを目的とする。

本研究の構成は以下のようである。まず、2章では本研究の基礎となる経済成長モデルの背景を概要する。続く3章では「分割できない労働」を仮定したHansen⁷⁾のReal Business Cycle(RBC)モデルを基礎として、民間資本・人的資本・社会資本ストックを区別したモデルの定式化を示す。4章では、3章で提案されたモデルの均衡条件を線形ダイナミック・システムとして状態空間表現し、観測方程式に1次の自己回帰誤差ベクトルを組み合わせた、いわゆるhybrid型状態空間表現⁸⁾を行う。最後に、日本の長期時系列データを用いて、提案するモデルの構造パラメータを最尤法により推定し、社会資本の生産弾力性の計測及びモデルの特性分析を行う。

2. モデルの特徴

本研究では、以下のような想定の下にモデルの構築を行った。

- (1) 経済主体は無期限期間生存可能な代表的個人を想定する。代表的個人は家計であり企業を所有・経営すると同時に、政府としての役割を担うとする。また、RBCモデルでは全要素生産性のショック、ここでは技術ショックにより景気循環が起きると想定している。RBCモデルは、家計などミクロ経済主体の行動が、将来を見越しての最適化行動の結果として扱われるため、ミクロ的基礎付けを持つという点でLucas⁹⁾の批判の対象外となる。
- (2) Hansen⁷⁾によって提案された「分割できない労働」を仮定する。Hansenは労働者一人当たりの労働時間を外生とおき、労働者数のみの変動によって総労働時間数が変動すると仮定した。この仮定の下では、家計は1期ごとに自身の労働時間の代わりに働く確率を選択する。このとき、労働者の総労働時間は企業によって予め決められていて、個々人はフルタイム働くかまたは全く働かないかのどちらかしか

*キーワード：計画基礎論，計画手法論，公共事業評価法

**学生員，東北大学大学院情報科学研究科

(宮城県仙台市青葉区荒巻字青葉6-6-6，

TEL:022-795-7495, E-mail:kato@plan.civil.tohoku.ac.jp)

***正員，工博，東北大学大学院情報科学研究科

****非会員，東北大学大学院情報科学研究科

選択できない。この仮定は労働時間の調整が主に雇用・解雇によって起きているという観測に基づいたものであり、Hansenは米国の労働の変動をRBCモデルによって説明できることを示した。現在では日本においても、Hansenモデルが標準的なRBCモデルとして、Hayashi and Prescott¹⁰⁾によって位置づけられている。

- (3) 時系列データから成長会計を行った研究の中で、経済成長のほとんどは全要素生産性の上昇率によって説明できると分析している例は多い。資源の乏しい日本において、全要素生産性を上昇させることが中長期的な経済成長に必要不可欠である。全要素生産性は労働と資本以外の要素が経済成長に与える効果を表現しており、全要素生産性が具体的にどのような項目で構成されるかの明確な定義はない。一つの有力な見方が人的資本の影響である。特にわが国においては人的資本の蓄積が、全要素生産性を上昇させる大きな要因と考えられる。人的資本を扱った代表的なモデルとしてUzawa-Lucasモデル^{11) 12)}が挙げられる。Uzawa-Lucasモデルにおいて、人的資本の生産関数に規模の経済性を考慮する必要があるとし、モデルを拡張させたのがGong et.al¹³⁾である。彼らは人的資本の代理変数として、教育支出を用いている。本研究では、Gongモデルを参考に人的資本の生産関数を導入しているが、政府消費支出と公共投資を投入要素としている点でGongモデルとは異なっている。

3. モデルの定式化

本章では、期待値オペレータを E_0 、主観的割引率を ρ として、以下の無限期間生存可能な代表的個人の生涯期待効用最大化問題を考える。

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \rho^t U(Cp_t, Cg_t, L_t) \quad (1)$$

$$\text{s.t. } Y_t = A_t K_t^\alpha H_t^\beta G_t^\gamma (\eta^t L_t)^{1-\alpha-\beta-\gamma} \quad (2)$$

$$Y_t = Cp_t + Cg_t + Ip_t + Ig_t \quad (3)$$

$$K_{t+1} = Ip_t + (1 - \delta_K) K_t \quad (4)$$

$$H_{t+1} = (Cg_t)^{\psi_1} (Ig_t)^{\psi_2} + (1 - \delta_H) H_t \quad (5)$$

$$G_{t+1} = Ig_t + (1 - \delta_G) G_t \quad (6)$$

$$\ln A_t = (1 - \omega) \ln A + \omega \ln A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2), \text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0 \quad (i \neq j)$$

変数はそれぞれt期における1人当たりの値であり、 Y_t ：生産、 Cp_t ：民間消費、 Cg_t ：政府消費、 Ip_t ：民間投資、 Ig_t ：公共投資、 K_t ：民間資本ストック、 H_t ：人的資本ストック、 G_t ：社会資本ストック、

L_t ：労働時間、 A_t ：技術進歩過程である。ここで、先決変数は H_t, G_t, A_t 、非先決変数（コントロール変数）は $Y_t, Cp_t, Cg_t, Ip_t, Ig_t, L_t$ であり、このモデルにおけるforward-looking変数は Cp, Cg, Ig_t である。

代表的個人の効用関数は式(8)のように表される

$$U(Cp_t, Cg_t, L_t) = \ln Cp_t + \mu \ln Cg_t - \tau L_t \quad (8)$$

この効用関数において、政府消費支出のうち公共サービス等も効用増加をもたらすと想定している点が既存のRBCモデルと大きく異なる。代表的個人は変数 $Y, Cp, Cg, Ip, Ig, L, K, H, G$ を効用が最大となるように各期で決定する。 μ, τ は効用に関するパラメータであり、「分割できない労働」の仮定の下では、労働時間は効用に対して線形となる。式(2)の生産関数はコブ・ダグラス型で規模に関して収穫一定とし、各資本ストックの係数は α, β, γ 、パラメータ η は労働増加的技術進歩である。式(3)は、予算制約式である。すなわち、生産が家計の所得であり、そこから消費、税金を差し引いた分が貯蓄に充てられる。貯蓄はすべて民間投資に回されるとする。人的資本は式(5)のように、政府消費と公共投資によって生産され、前期の人的資本ストック差し引き分を加えたものが当期の人的資本ストックを構成する。 $\delta_K, \delta_H, \delta_G$ は各資本の固定資本減耗率であり、 ψ は人的資本の規模に関する収穫逨減を発生させるパラメータである。技術進歩過程を表す式(7)は1次の自己回帰過程とし、 A は定数項、 ω は1次の自己回帰パラメータ、確率的誤差項 ε_t はガウス白色雑音とする。代表的個人はこの過程を知っており、これをもとに当期のショックを受けて、来期のショックを予想しながら今期の計画を立てるとする。

4. ハイブリッド・モデルと構造パラメータ推定法

(1) ハイブリッド・モデル

3. で定式化したモデルを標準的なRBCモデルの解法¹⁴⁾に従い、合理的期待解を求める。

- 代表的個人の最適化問題を解き、均衡条件式を導出する。
- 各変数を η で除してトレンドを除去しあと、モデルの定常状態を算出する。
- 確率的非線形差分方程式である均衡条件式を定常状態近傍で対数線形近似を行う。
- Blanchard-Kahn条件¹⁵⁾を適用し、均衡条件式を状態空間表現する。

結果として得られる均衡条件の状態空間表現は式(9)のようになる。

$$\begin{aligned} s_{t+1} &= \Pi(\theta)s_t + B\varepsilon_{t+1} \\ f_t &= U(\theta)s_t \end{aligned} \quad (9)$$

ここで、 Π と U はモデルの構造パラメータ θ の関数で表されるシステム行列であり、状態ベクトル s_t 、観測ベクトル f_t 、行列 B は以下ようになる。

$$s_t = [k_t \quad h_t \quad g_t \quad a_t]' \quad (10)$$

$$f_t = [y_t \quad cp_t \quad cg_t \quad ip_t \quad ig_t \quad l_t]' \quad (11)$$

$$B = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}' \quad (12)$$

ただし、対数線形化後の変数は、定常状態からの乖離率を表しており、それぞれ小文字で表記している。次に、 ip_t は予算制約条件式から他の変数の残差として求められるので、観測ベクトル f_t から ip_t を除き、式(13)に置き換え、新たに式(14)のような状態空間表現にする。

$$d_t = [y_t \quad cp_t \quad cg_t \quad ig_t \quad l_t]' \quad (13)$$

$$\begin{aligned} s_{t+1} &= \Pi(\theta)s_t + B\varepsilon_{t+1} \\ d_t &= U(\theta)s_t \end{aligned} \quad (14)$$

モデルの状態空間表現(14)において、行列 C は行列 U から、 ip_t に関する行を除いた行列である。さらに、観測方程式に式(15)のような1次の自己回帰誤差ベクトル v_t を加えて、式(16)のように変形する。

$$v_{t+1} = Dv_t + \xi_{t+1} \quad (15)$$

$$d_t = C(\theta)s_t + v_t \quad (16)$$

ここで、ベクトル ξ_t は期待値ゼロ、共分散行列 V の白色雑音であり、技術ショックの確率的誤差項 ε_t とは無相関と仮定する。観測方程式に誤差項を付け加える方法は、Sargent¹⁶⁾などでも扱われているが、そこでは系列相関しない誤差項を取り扱っている。一方、系列相関する誤差項を想定し一般的なVARとすることで、モデルがデータ間の変動や連動性を捉える際の制限がなくなり、より柔軟性が生じるとIreland⁸⁾は述べている。この状態空間表現をIrelandによるhybrid型状態空間表現と呼ぶ。この表現にすることにより、カルマンフィルタを用いて状態推定を行うことが可能となる。

次に、状態変数ベクトルと誤差ベクトルを新たに次式のように定義する。

$$x_t = \begin{bmatrix} s_t \\ v_t \end{bmatrix} \quad \eta_{t+1} = \begin{bmatrix} B\varepsilon_{t+1} \\ \xi_{t+1} \end{bmatrix} \quad (17)$$

そして、式(14)の状態空間表現を式(18)のように変形する。

$$\begin{aligned} x_{t+1} &= F(\theta)x_t + \eta_{t+1} \\ d_t &= G(\theta)x_t \end{aligned} \quad (18)$$

ただし、 η_t は以下に定義する共分散行列持つ白色雑音である。

$$\eta_{t+1} \sim N(0, Q), \text{cov}(\eta_i, \eta_j) = 0 \quad (i \neq j) \quad (19)$$

$$\begin{aligned} Q &= E(\eta_{t+1}\eta_{t+1}') = E\left(\begin{bmatrix} B\varepsilon_{t+1} \\ \xi_{t+1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1}' & B' & \xi_{t+1}' \end{bmatrix}\right) \\ &= \begin{bmatrix} BE(\varepsilon_{t+1}\varepsilon_{t+1}')B' & BE(\varepsilon_{t+1}\xi_{t+1}') \\ E(\xi_{t+1}\varepsilon_{t+1}')B' & E(\xi_{t+1}\xi_{t+1}') \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} B\sigma^2 B' & 0 \\ 0 & V \end{bmatrix} \end{aligned}$$

(2) 構造パラメータの推定法

構造パラメータの推定には、最尤法を用いる。しかし、式(18)の状態空間モデルには観測値を得ることができない変数も含まれている。特に、資本ストックは一般にはデータとして蓄積されているわけではない。無論、推定された社会資本ストックを観測値として代用することも可能であるが、本研究では資本ストックを、カルマンフィルタを用いて推定する手法を用いる。カルマンフィルタによって状態変数の推定誤差を最小にするように状態変数に含まれる潜在変数を求めることができるので最尤法によってシステム行列、観測行列に含まれる構造パラメータを推定することが可能になる。

データ期間を T とすると、対数尤度関数は式(20)のように与えられる。

$$\ln L = -\frac{3T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |F_t| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T u_t' \ln F_t^{-1} u_t \quad (20)$$

対数尤度関数に含まれる観測ベクトルの推定誤差 u_t と観測誤差共分散 F_t はカルマンフィルタの更新方程式で逐次計算される。

5. 推定結果と考察

(1) 使用データ

使用するデータは1970年第1四半期～2005年第3四半期の我が国のマクロ経済データであり、内閣府社会経済研究所・国民経済計算データから民間最終消費支出、政府最終消費支出、民間固定資本形成、公的固定資本形成額を用いた。値は平成2暦年固定基準年方式の実質値であり、季節調整済である。生産額は式(3)の予算制約式に従い4変数の合計値として求めた。平均総労働時間は厚生労働省・労働統計データを使用し、各変数を1人当たりの値にするため総務省統計局の15歳以上人口を用い

てそれぞれ与えた。また、サンプル期間内に民営化された日本電信電話公社と日本国有鉄道はその公的な企業性質を考慮して、公的部門に留まるように企業設備投資額の調整を行った。その際、経済産業省企業金融調査のデータを参考にした。

(2) 構造パラメータの推定結果

モデルの構造パラメータの初期値として、資本ストックの係数 β , γ 以外のパラメータは使用データを下に計算した数値を用いた。資本ストックの係数に関しては、民間消費、民間投資、政府消費、公共投資、生産の定常状態の値を求め、現実の経済の構成比に近くなるように α, β, γ を求めた。1次の自己回帰誤差ベクトルの初期値設定はIrelandの方法を参考に以下の手順で行う。

- D, Vともに対角行列として作ったモデルで推定を行う。
- a)で得られた値でVARを構築する。
- VARの誤差共分散行列をコレスキー分解する。
- b)で求められた行列Dを初期値として使い、c)で求められたコレスキー分解後の下三角行列をVの初期値とする。
- Dの最大固有値の絶対値が1以下で、コレスキー分解後の行列の積が対称な半正定値行列であるかの判定を行う。

以上を初期値として最尤法により得られたパラメータ推定結果は表-1に示す。ここでは、誤差ベクトルのパラメータは割愛した。また、時間的割引率 ρ と労働増加的技術進歩 η は信頼できる推定値を得ることができなかったため、推定対象から除外し、新たに $\rho = 0.99$, $\eta = 1.0051$ という値をIreland⁸⁾を参考に設定して推計を行った。

表-1 構造パラメータの推定値と標準誤差

パラメータ	推定値	標準誤差
α	0.253	0.00475
β	0.0948	0.00439
γ	0.134	0.00560
μ	0.296	0.00306
τ	0.0048	0.000383
ψ_1	0.595	0.00386
ψ_2	0.188	0.00708
δ_K	0.0274	0.000425
δ_H	0.0136	0.000246
δ_G	0.0298	0.000505
A	0.738	0.00385
ω	0.944	0.00588
σ	0.0073	0.00022

(3) パラメータに関する考察

社会資本の生産弾力性として0.134を得た。コブ・ダグラス型の生産関数を用い、全国時系列データを用いた既存研究^{17) - 19)}では0.22~0.25という値を得ている。これらと比較すると小さい値となった。しかし、これらの既存研究の推計期間は1956~1989年の範囲であり、資本ストックの経済成長への影響が比較的大きい時代を対象にしている。また、人的資本ストックが含まれていないので単純には比較できない。また、設定状況異なるが、本研究と推計期間が比較的近い研究例として、1974~1998年のデータを用いた唐木ら²⁰⁾の分析がある。生産関数法を用いたこの分析では、大都市雇用圏と地方都市圏を分類しているが、比較的大き目の値を得た大都市雇用圏の社会資本ストックの生産弾力性でも0.013であった。社会資本ストックの限界生産性は1970年を境として伸び率が鈍化したという報告¹⁷⁾もある。社会資本ストックの経済成長への影響が以前ほど顕著でないことは確かであろうが、資本ストックが果たす長期的な生産力効果を取り込めていない可能性もある。

本研究で推定された資本ストックの係数に近い値を与えている研究としてCanning²¹⁾がある。彼は物的資本の生産弾力性0.37、人的資本の弾力性0.08という結果を得ている。Canningは民間資本、人的資本、社会資本を用いて先進国、発展途上国別の推計・分析も同時に行っているが、特徴的なのは社会資本ストックを電話回線数、舗装道路長、線路長、電力供給量などの分野別の物理データを用いて推計を行っている点である。

人的資本の生産弾力性を計測した既存研究は数多くあるが、基本的に観測できない変数であるため推計方法が各研究によって大きく異なり、値にもばらつきが大きい。本研究の値をこれらの既存推計値と照らし合わせると、宋²²⁾の約0.4という値に比べると大幅に小さく、Klenow and Rodriguez-Clare²³⁾やHall and Jones²⁴⁾の約0.1に近い値となっている。

固定資本減耗率に関して、Kydland and Prescott²⁵⁾は、減耗率を0.025と設定しているが、この値は年間10%の減耗を表しており、物的資本ストックにおいて適当な値であるとしている。一般に、RBCモデルにおいては、物的資本ストックの四半期減耗率として、0.01~0.025の範囲の値が多く用いられている¹³⁾。本推定では、民間資本ストックの減耗率 δ_K は0.0274、社会資本ストックの減耗率 δ_G は0.0298であり、標準的RBCモデルで仮定される値に近い値を得ている。

Aと μ は均衡条件式に表れず、システムの動的特性に影響を与えないパラメータである。これらはモデルの定常状態にのみ関与している。推定されたAと μ を用いてモデルの定常状態を求めたところ、民間消費、民間

投資、政府消費、公共投資が現実のGDP構成比に近い定常値をとることを確認した。

σ は技術ショックの大きさに関するパラメータであるが、0.0073という値は既存のRBCモデルで用いられている値よりも大きい。対して、技術ショックの自己回帰パラメータ ρ は、他のモデルに対して小さい値となった。このことから、推計期間の日本の全要素生産性または技術ショックの持続性は高くなく、ショックの大きさにもばらつきがあるということがいえる。

(4) インパルス反応分析

外生的ショックに対するモデルのシミュレーションを行い、モデルの特性を分析する。図-1は+0.1の技術ショックを与えた時の、各変数の定常状態からの乖離率を表している、横軸の時間軸の単位は四半期である。

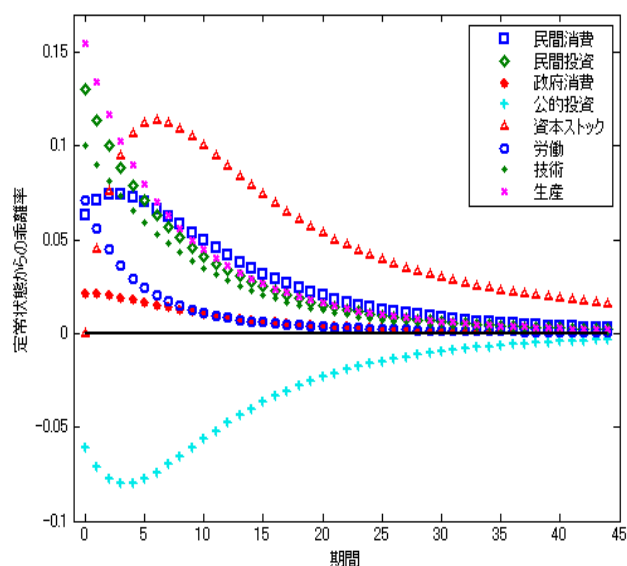


図-1 各変数のインパルス反応

技術ショックに対する各変数の反応の特徴は以下の通りである。

- 生産はショックと同時に高い反応を示し、1番大きい値をとる。技術ショックの減少とともに生産も減少し収束に達する。
- 民間投資は生産と高い相関関係にあり、その反応も大きい。
- 民間消費の反応のピークはショックが与えられてから遅れて現れ、その後も高い水準を保っている。家計は消費の変動を好まないため、生産所得の増分を長い期間にわたり少しずつ分割して消費するという傾向をもつ。これは消費の平滑化と呼ばれる性質で、forward-looking変数に見られる特徴である。同様の性質をforward-looking変数である政府消費、公共投資も有している。

- 政府消費は正の反応を見せるが、その大きさは他の変数と比較してわずかである。
- 公共投資は唯一負の反応を示す。この反応は、公共投資は生産と負の相関関係にあるという日本の現実データにあてはまる。日本において、公共投資は不況時に増加し、好況の時減少する傾向にあるので、現実の特徴をこのモデルは捉えている。また、公共投資の変動がピークに達するのが4、5期目、つまりショックが起きてから約1年後であり、予算が反映されるまでの時間差と考えられる。
- 労働時間は正の反応を示すが、他の変数と比べて減少が早い。これは一般に、生産が上昇した際、生産性が高い時期に労働供給を増やした方がより多くの生産が見込めるので、一時的に労働供給が増えるためである。また、生産の上昇で所得が増え、働く必要性が低下したためとも考えられる。
- 3つの資本ストックはショック時の変動は起きないが、時間遅れを持って増加に転じる。また、他の変数は50期以内に0に収束しているが、資本ストックだけ収束に至っていない。そこで、資本ストック別のインパルスレスポンスをみると、図-2のようになる。民間資本ストックと人的資本ストックはピークが同時期に現れ、民間資本ストックが1番大きな反応を示している。対して、社会資本がとる最大値は小さく、ピークの時期も遅いが、その後の減少は緩やかである。最大値の大きさは公共投資が負の反応を示していることが影響していると考えられる。これらの反応から確認できるのは、社会資本ストックは効果が表れるまでに比較的時間を要するが、社会基盤は一旦整備が行われれば、その効果は長い期間にわたって持続するというのである。

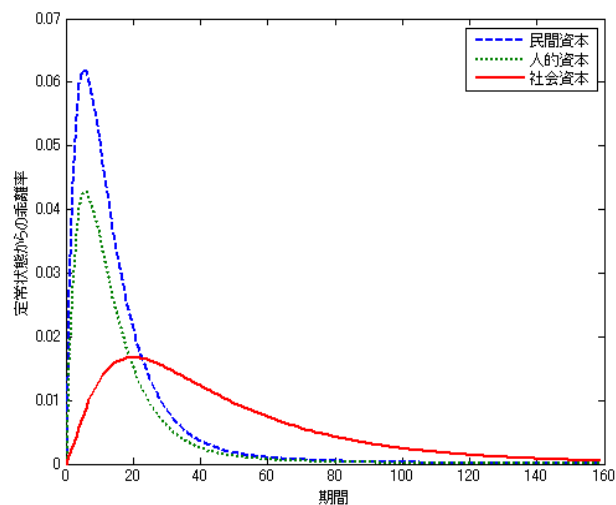


図-2 各資本ストックのインパルス反応

(5) 予測の正確度

本モデルを評価するために、本モデルとVARモデルを用いて生産の1期先予測を比較する。まず、1970年第1四半期から1989年第4四半期までの期間を教師データとしてパラメータを推定し、そのパラメータを用いて教師データ以降の1期先予測をカルマンフィルタによって与える。予測の当てはまり度を、VARモデルと比較してモデルの再現性について分析する。いわゆる「失われた10年」を含む1990年以降の日本の生産をそれぞれのモデルがどの程度再現できるのかを確かめる。それぞれの予測値と現実値を表したのが図-3、図-4である。

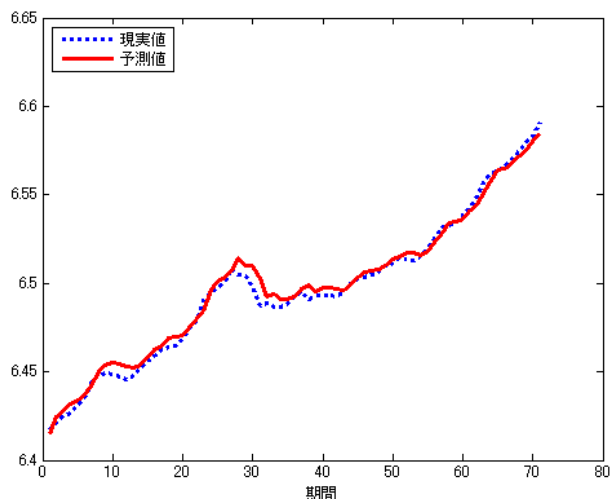


図-3 本モデルによる生産の1期先予測

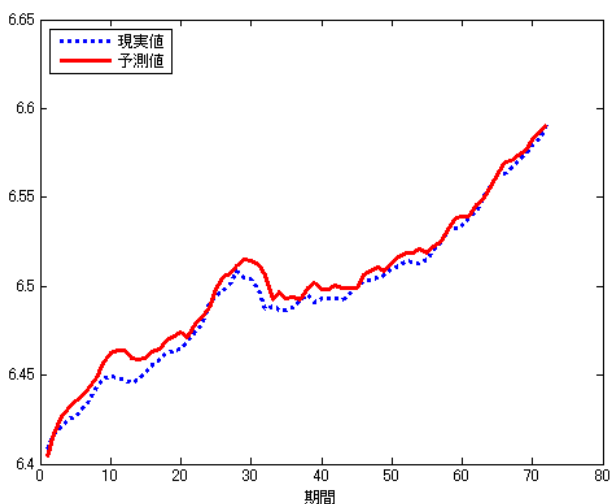


図-4 VAR(1)モデルによる生産の1期先予測

日本経済の停滞期を予測しているため、全モデルで生産を過大に予測してしまう傾向にある。特に10期付近のバブル景気及び30期付近に起きたアジア通貨危機の後には現実値を的確に捉えることができていない。やはり、何らかのショックによるデータ上の突然の変化、いわゆるトレンドブレイクが発生するとどのモデルも予測値が

大きくはずれる傾向にある。

次に、本モデルとVAR(1)モデルの予測誤差の比較を行う。比較の指標としてDiebold and Mariano²⁶⁾によって定義された式(21)のような予測誤差の平方差である l_t を用いる。

$$l_t = \tilde{v}_t^2 - \tilde{r}_t^2 \quad (21)$$

$\tilde{v}_t$: VARモデルの予測誤差, $\tilde{r}_t$: 本モデルの予測誤差

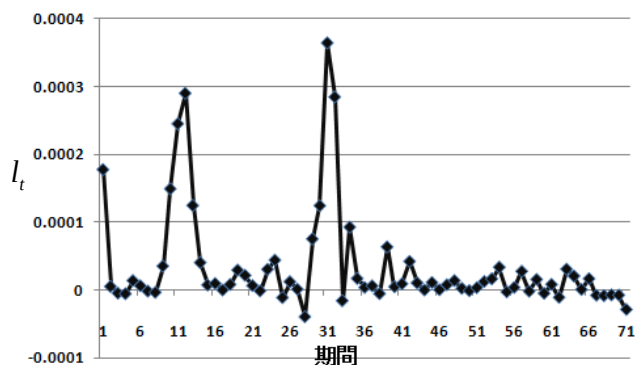


図-5 予測誤差の比較： l_t

l_t を図示すると図-5のようになる。図は、 l_t の値が正で、かつ大きいほど、本モデルの推定誤差が小さいことを表している。この結果より、本モデルの方が予測の再現性は高いといえる。図の10期目と30期目付近は現実の時系列データにトレンドブレイクが起きている時点であるが、こうした変化に本モデルの方が上手く適応できていることも読み取ることができる。すなわち、経済均衡を内包し、forward-looking変数を導入したことの効果が現れている。このように、「失われた10年」を含む日本の1990年以降をVARモデルで計測すると誤差が大きく現れてしまう。特に、1次のVARでは大きく予測が外れてしまう。また、この期間をVARモデルよりも上手く予測できたのは、本モデルに「分割できない労働」の仮定をおいていることも一因と考えられる。つまり、この期間の労働時間は雇用・解雇によって調整されていたという見方ができる。さらに、トレンドブレイクが起きていない40期以降でも本モデルの予測の方が優れているのが確認できる。

また、Diebold and Mariano²⁶⁾によって提案された、予測精度を比較するための式(22)のような統計量 S を用い、統計的検定を行った。

$$S = l / \sigma_l \quad (22)$$

l : l_t の平均値, σ_l : l の標準誤差

この統計量 S が正のとき、本モデルの予測が優れていることを表し、負のときはその反対である。ここで、帰無仮説を本モデルの予測誤差とVAR(1)またはVAR(2)の予測誤差が等しいと立てる。検定の結果、VAR(1)とVAR(2)の両方とも有意水準1%で棄却された。つまり、

本モデルの方が生産の1期先予測が優れているということが示された。

以上より、本モデルはVARモデルと比較して、データ上のトレンドブレイクに対応した説明力のある予測が行え、再現性も高いことが確認された。

(6) 固定パラメータの安定性

本研究で用いた推計法はパラメータを時間によらず一定とおいた、いわゆるパラメータの定常性を仮定している。しかし、一般的に、経済状況の変化とともにパラメータの値は変動すると考えるのが自然である。ここでは本モデルにおける固定パラメータの安定性を調べるため、1990年を境に二つのサンプル期間に分けてパラメータを推定し、固定パラメータの安定性に関する仮説検定を行った。帰無仮説を二つのパラメータセットが等しいとし、Andrew and Fair²⁷⁾によって提案されたパラメータの安定性を調べるWald検定を行ったところ、帰無仮説は棄却された。その有意水準は1%である。この結果は1990年を境に経済状況は変化したことを示唆しており、また、本分析に固定パラメータを用いたことは適切とはいえないということを示している。

6. おわりに

本研究では、社会資本整備が経済成長に与える効果を分析するため、両者の因果構造の把握を目的としてモデルを構築し、マクロ経済データを用いてモデルの未知パラメータの推定を行った。扱ったモデルは民間資本、人的資本、社会資本ストックの3資本ストックを内生化し、「分割できない労働」の仮定をおいたRBCモデルである。モデルの評価としては、パラメータの値自体に関しても、インパルス反応分析や予測精度の面からも、現実の経済の動向を概ね説明できているので、妥当なモデルを構築できたと判断した。また、動学的マクロ経済モデルの状態空間表現に自己回帰する誤差を取り入れたhybrid型状態空間表現にすることで、VARアプローチよりもデータに当てはまりのよい計測を行えることが示された。そして、本モデルは経済均衡を内包し、全要素生産性を含めた経済成長のメカニズムを特定化しているので、社会資本がもつ長期のストック効果を取り込むことができたと思われる。得られた社会資本の生産弾力性は既存研究と推計期間や方法が異なるため単純に比較は行えないが、社会資本の生産力効果は1970年以降低下しているとの報告¹⁹⁾も踏まえ、社会資本ストックの実情を反映した値が得られたと考えられる。また、インパルス反応分析により、技術ショックに対して社会資本は長期間にわたり正の反応を持続することが確認された。すなわち、生産

性の上昇が長期の社会資本ストックの蓄積に影響を及ぼしているということである。このとき、民間資本・人的資本ストックと比較して反応が小さいという面もあるが、公共投資が負の反応を示すことが影響を及ぼしている。

今回、推定値が大きく外れたパラメータが存在したということがまず問題点の一つとして挙げられる。これは、本来必要な経済変数が欠落し、経済環境を限定して設定しているためである。また、パラメータの安定性に関する検定から、固定パラメータの限界が判明した。つまり、時変パラメータを導入することが必要となる。これらの改善及びモデルの精緻化などが残された研究課題である。

参考文献

- 1) 三井清, 太田清編著: 社会資本の生産性と公的金融, 日本評論社, 1995.
- 2) 吉野直行, 中島隆信編: 公共投資の経済効果, 日本評論社, 1999.
- 3) 江尻良, 奥村誠, 小林潔司: 社会資本の生産性と経済成長: 研究展望, 土木学会論文集, No.688/IV-53, pp.75-87, 2001.
- 4) Annala, C.N., Batina, R.G. and Feehan, J.P.: Empirical impact of public infrastructure on the Japanese economy, The Japanese Economic Review, Vol. 59, NO.4, pp.419-37, 2008.
- 5) Solow, R.M.: A contribution to the theory of economic growth, Quaterly Journal of Economics, Vol.70, pp.65-94, 1956.
- 6) Aschauer, D.A.: Is public expenditure productive?, Journal of Monetary Economics, Vol.23, pp.177-200, 1989.
- 7) Hansen, G.D.: Indivisible labor and the business cycle, Journal of Monetary Economics 16, pp.309-27, 1985.
- 8) Ireland, P.N.: A Method for Taking Models to the Data, Journal of Economic Dynamics and Control, Vol.24, pp.1205-26, 2004.
- 9) Lucas, R.: Econometric policy evaluation: A critique, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1, pp.19-46, 1976.
- 10) Hayashi, F. and Prescott, E.C.: The 1990s in Jaapan: A Lost Decade, Review of Economic Dynamics, 5(1), pp.206-35, 2002.
- 11) Uzawa, H.: Optimum technical Change in an Aggregate Model of Economic Growth, International Economic Review, Vol.6, pp.18-31, 1965.
- 12) Lucas, R.E.: On the mechanics of Economic Development, Journal of Monetary Economics, Vol.22, pp.3-42, 1988.
- 13) Gong, G., Greiner, A., Semmler, W.: The Uzawa-Lucas

- model without scale effects: theory and empirical evidence, *Structural Change and Economic Dynamics* 15, pp.401-20, 2004.
- 14) Uhlig, H.: A toolkit for analyzing nonlinear dynamic stochastic models easily, In Marimon, R. and Scott, A. (ed), *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*, Oxford University Press, pp.30-61, 1999.
- 15) Blanchard, O.J. and Kahn, C.M.: The solution of Linear Difference Models under Rational Expectations, *Econometrica* 48, pp.1305-11, 1980.
- 16) Sargent, T.J.: Two models of measurement and the investment accelerator, *Journal of Political Economy* 97, pp.251-87, 1989.
- 17) 岩本康志：日本の公共投資政策の評価について，一橋大学経済研究，Vol.41, pp.250-61, 1990.
- 18) 三井清，井上純：社会資本の生産性に関する研究，郵政研究所 Discussion Paper No.1992-04, 1992.
- 19) 吉野直行，中東雅樹：社会資本の経済効果—日本の戦後の経験—，特集:21の世紀開発途上国の社会資本を創る，開発金融研究所報，2000.
- 20) 唐木芳博，奥原崇，渡真利諭，朝日ちさと，西畑知明：社会資本ストックの経済効果に関する研究—都市圏分類のよる生産力効果と厚生効果，国土交通政策研究，第68号，2006.
- 21) Canning, D.: Infrastructure's Contribution to Aggregate Output, Policy Research Working Papers, World Bank, No.2246, 1999.
- 22) 宋仁守：経済発展と人的資本—日韓比較—，大阪経大論集，第53巻，第2号，2002.
- 23) Klenow, P.J. and Rodriguez-Clare, A.: The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has it Gone Too Far?, Graduate School of Business, University of Chicago. Processed, 1997
- 24) Hall, R. and Jones, C.: Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?, NBER Working Paper No.5812. National Bureau of Economic Research, Cambridge Mass, 1998.
- 25) Kydland, F.K. and Prescott, E.C.: Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica* 50, pp.1345-70, 1982.
- 26) Diebold, F.X. and Mariano, R.S.: Comparing predictive accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics* 13, pp.253-63, 1995.
- 27) Andrew, D.W.K. and Fair, R.C.: Inference in Nonlinear Econometric Models with Structural Change, *Review of Economic Studies* 55, pp.615-39, 1988.

社会資本整備を内包した経済成長モデルの構造パラメータ推定*

加藤裕人**・宮城俊彦***・仲原由布子****

本稿では，社会資本が経済成長に与える影響を分析するために，両者の因果構造を把握することができるモデルを提案する．ここでは動学的マクロ経済モデルであるReal Business Cycle(RBC)モデルを基礎として，人的資本の導入や「分割できない労働」を仮定したモデルを構築し，時系列データを用いて構造パラメータの推定を行う．その際，VARを内包するように経済成長モデルを状態空間表現し，社会資本の生産弾力性を計測する．また，インパルスレスポンスやトレンドブレイクに対するモデルの反応分析を行う．

Estimation of the Structural Parameters of Economic Growth Model with Social Infrastructure*

By Hiroto KATO**・Toshihiko MIYAGI***・Yuko NAKAHARA****

In this paper, we propose a model that can specify causal structure between public capital and economic growth in order to analyze the impact of public capital on economic growth. We introduce Real Business Cycle (RBC) as the basis of the model and we deal with human capital and “indivisible labor” to estimate the structural parameters of the model by using time series data. Then, we use state-space representation of the model with VAR to measure the output elasticity of public capital. We analyze the impulse response and the sensitivity for the fluctuation of the data.
