

# 社会資本整備による地域経済効果

— 地域別 VAR による分析 —

林 正 義

## 要 約

本稿では全国を3地域に分割して、地域別に社会資本が生産量、就業者数、および、民間資本に与える効果を検討した。モデリングの手法としてVARを用い、社会資本の効果に関して、グランジャー因果の検定と（制約付きの）インパルス応答関数を用いたシミュレーションを行った。グランジャー因果を用いた検定では、全ての地域において、社会資本の生産量に対する有意な効果が確認されたが、就業者数と民間資本に対しては有意な効果は確認できなかった。しかし、生産量が就業者数や民間資本水準に影響を与えるならば、社会資本の間接的な効果は存在すると考えられよう。シミュレーションでは、この社会資本の間接的な効果を算定した。その結果、社会資本の増加は都市地域では全ての変数に比較的大きな正の効果を与えるが、非都市地域では北東部と南西部で効果が異なることが示された。生産量に関しては、北東部はマイナス、南西部はプラスの効果となる。この違いは、社会資本が民間資本を北東部では減少させ、南西部では蓄積させる効果をもつことによると考えられる。また、これら両地域おける就業者数への効果は短期的には正の効果が存在するとしても、中長期的には殆ど存在しないことが示された。

## 1. はじめに

我が国では、不況期における景気刺激や雇用創出のため、また、条件不利地域における地域間所得格差の是正のため、公共投資が意識的に活用されてきた。この背景の1つとして、公共投資が有効な政策手段であると政策決定者に認識されてきたことがあげられよう。本稿の目的は、1960年からの地域データを用いて、公共投資（社会資本整備）が地域経済に与えた効果について検討し、戦後の公共投資政策の評価を行うことである。

公共投資の効果は「フロー効果」と「ストック効果」に分けられる。公共投資のフロー効果とは公共投資の政府支出としての効果に注目するものである。典型的な例としては、短期的な財や生産

要素の価格硬直性を前提としたケインズのな乗数効果があげられる（e.g., 吉野・亀田1999）。また、価格が収縮的な経済においても、公共投資は財市場における需要増加を通じて雇用を増大させると考えられる（e.g., 井堀・近藤 1998）。特に、他地域からの財源によって公共投資が資金調達される場合は、当該地域の住民は将来の負担増加を免れることになるであろうから、公共投資の効果は顕著であるかもしれない。

公共投資のストック効果とは、社会資本として蓄積された公共投資が将来の経済活動に与える効果である。この効果は、企業の生産技術に対する効果、および、消費者の厚生に対する効果に分けることができる。生産に対する効果は、社会資本によって増大した生産能力の大きさに着目する（e.g., 竹内 1967, Mera 1973, Nose 1973）。多

くの実証研究は生産関数の推定を通じて、社会資本の生産効果の存在を示しているが（e.g., 吉野ほか 1999）、ここからは社会資本による企業行動への影響が示唆される。例えば、限界生産原理に基づき資本や労働などの生産要素需要が決定されている場合、社会資本は企業の主体的均衡条件の変化を通じて、これら生産要素の需要や市場価格に影響を与える（e.g., 西垣 1994, 土居 2000）。また、社会資本は企業の生産技術だけではなく、都市公園や生活道路などのように、消費者の厚生にも直接便益を及ぼす（e.g., 三井・林 2001）。社会資本のサービスが消費者によって直接消費される場合、社会資本は余暇選択を含む消費者行動に影響を与えることになるであろう。例えば、選好が分離的でない限り、社会資本は消費者の限界代替率に影響を与え、主体的均衡条件（財価格＝限界代替率）の変化を通じて、労働供給（＝余暇消費）や他の財の需要に影響を及ぼすと推察できる。

以上のように公共投資は複数の経済変数を変動させる。このような諸変数の変動を的確に捉え、それらのフィードバックを加味した社会資本の効果を検証するためには、生産関数などの単一の構造方程式の推定だけでは不十分である。そのためには、正しく特定化された構造方程式からなる同時方程式モデルを適切な方法で推定し、社会資本の変動に起因する諸経済変数の均衡値の変動を適切にシミュレートする必要がある。しかし、社会資本整備が複数の経路を通じて経済に影響を与えるとすると、実際の効果の発現は同時決定ではなく、理論からは直接示唆されない時間的な遅れ（ラグ）を伴う場合が多い。例えば、社会資本のストック効果が発現するまでには、公共事業が着工されてから実複数年にわたる懐妊期間が必要となるかもしれない（e.g., Nose 1973）。また、経

済環境の変化に応じて企業が瞬時に生産要素投入を調整することは困難であり、時間的な遅れが伴うと考えられる（e.g., Gould 1968, Oi 1962）<sup>(1)</sup>。また我が国においては、労働投入についても調整速度は緩慢であるという指摘がなされている（e.g., Abraham and Houseman 1989）。つまり、このようなラグを考慮すると、同時方程式体系によって社会資本整備の効果を適切に定式化することは困難かもしれない<sup>(2)</sup>。

したがって本稿では、同時方程式モデルよりも緩い制約をもって経済変数間の動的相互作用を描写する多変量自己回帰（vector auto-regression：以下、「VAR」と略）が用いられる。VARによる社会資本整備の効果に関する実証分析としては、欧米の研究として、McMillin and Smyth (1994), Banita (1998), Nourzad (1998), Pereira and Flores de Frutos (1999), および, Otto and Voss (1996) が、そして、日本を対象とした研究として、土居 (1998), および, 畑農 (2000) がある。本稿の目的は地域間の差異に配慮して社会資本整備が地域経済に与える複合的な効果について検討することであり、その意味で、畑農 (2000) は本稿に有益な視点を手供するが、ここでは全国のデータを用いられており地域別の分析は行われていない。また、土居 (1998) は都道府県データを用いているものの、パラメータにはパネル分析特有の制約が課されており、固定効果以外の地域間の差異は考慮されていない。

本稿では地域単位で VAR 分析を行うことによ

- 
- (1) 民間資本決定に関しては、実証研究において部分調整（partial adjustment）モデルが用いられているように、この時間的ラグはある程度認識されている。
  - (2) 時間的なラグを明示的に考慮した同時方程式推定の試みとして Demetriades and Manuneas (2000) がある。

り、彼らの研究を補完しながら、地域間の差異に配慮して社会資本整備が地域経済に与える複合的な効果について検討する。本稿の構成は以下の通りである。第2節では本稿で用いるVARモデルが特定化される。使用されるデータおよび地域区分が明示されるとともに、VARモデルの推定と検定にかかわる方法論上の要点が整理され、本稿の分析方法が説明される。第3節では、地域別のVARモデルを用いることによりグランジャー因果に関する検定を行い、社会資本が他の経済変数に与える影響を検証する。第4節では、第3節で推定されたモデルを利用して、社会資本の外的変動がひきおこす経済変数の変動をシミュレートする。そして第5節をもって、分析の結果を整理し、本稿の結語とする。

## 2. モデル

### 2.1. 変数の選択

VARモデルに含まれる変数の選択はある程度恣意的にならざるを得ない。しかし、経済理論を引照基準とすることで恣意性を幾分かは排除することが可能である。実際、先行研究では、生産関数の推定で使用される変数を中心に変数の選択が行われている。例えば、Banita (1998), Nourzad (1998), Pereira and Flores de Frutos (1999), および、土居 (1988) では、社会資本に加えて、生産量、労働、民間資本が用いられている<sup>(3)</sup>。一

(3) ただし Banita (1998) は労働データとして、①労働時間、②雇用者数、③年齢構造で調整された労働時間、④人的資本、⑤人的資本で調整された労働時間を代替的に用いている。なお、全ての変数は、サンプル平均と標準変数で基準化された自然対数値である。また Nourzad (1998) は、労働時間当たりの生産量を使用し、McMillin and Smyth (1994) は、インフレ率とエネルギー価格を追加している。

方、全国データを使用した畑農 (2000) では労働に関する変数が、1人当たり労働時間、就業者数、実質賃金に細分化されている。

本稿では、前者の先行研究にならって、生産量  $Y$ 、労働  $L$ 、民間資本  $K$ 、社会資本  $G$  という4つの変数を使用する。ただし、労働変数  $L$  には「労働時間」ではなく、「就業者数」を使用する。全国データを用いた畑農 (2000) のように、労働時間と賃金を追加的に考察することは望ましいと考えられるが、データの制約より断念しなければならなかった。というのも、都道府県別の労働時間データは1970年前後からしか利用できず、また、都道府県データは年次データであるため、変数を増加させることはモデル推定に大きな制約を課すことになるからである。したがって、本稿では労働時間や賃金率の変動は所得変動の一部として「生産量」に含まれると解釈して、変数を4つに限定して分析を進めることにする。分析結果の解釈を容易するために、本稿では、これらの変数 ( $X$ ) を自然対数の差分 ( $\Delta \ln X = \ln X_t - \ln X_{t-1}$ ) とする。

以上より、推定されるVARモデルは4変数を用いた以下のVAR( $p$ )として表現される。

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t &= \beta_0 + \sum_{s=1}^p (\beta_{ys} \Delta \ln Y_{t-s} + \beta_{ls} \Delta \ln L_{t-s} \\ &\quad + \beta_{ks} \Delta \ln K_{t-s} + \beta_{gs} \Delta \ln G_{t-s}) + u_t^\beta \\ \Delta \ln L_t &= \lambda_0 + \sum_{s=1}^p (\lambda_{ys} \Delta \ln Y_{t-s} + \lambda_{ls} \Delta \ln L_{t-s} \\ &\quad + \lambda_{ks} \Delta \ln K_{t-s} + \lambda_{gs} \Delta \ln G_{t-s}) + u_t^\lambda \\ \Delta \ln K_t &= \kappa_0 + \sum_{s=1}^p (\kappa_{ys} \Delta \ln Y_{t-s} + \kappa_{ls} \Delta \ln L_{t-s} \\ &\quad + \kappa_{ks} \Delta \ln K_{t-s} + \kappa_{gs} \Delta \ln G_{t-s}) + u_t^\kappa \\ \Delta \ln G_t &= \gamma_0 + \sum_{s=1}^p (\gamma_{ys} \Delta \ln Y_{t-s} + \gamma_{ls} \Delta \ln L_{t-s} \\ &\quad + \gamma_{ks} \Delta \ln K_{t-s} + \gamma_{gs} \Delta \ln G_{t-s}) + u_t^\gamma \end{aligned} \quad (1)$$

ここで添字  $t$  は時間を表し、 $\beta_{ij}, \lambda_{ij}, \kappa_{ij}, \gamma_{ij} (i = 0, y, l, k, g; j = 1, \dots, p)$  はパラメータ、 $u_t^h (h = \beta, \lambda, \kappa, \gamma)$  は攪乱項で、 $U_t \sim \text{IID}(0, \Omega)$  として与えられる（ただし、 $U_t' = [u_t^\beta \ u_t^\lambda \ u_t^\kappa \ u_t^\gamma]$ ）。なお、各変数は変化率 ( $\Delta \ln X \approx \Delta X/X$ ) として解釈されることに注意したい。

## 2.2. データ

地域別に VAR を推定するために、全国を分割し各地域に関して既述の4変数を集計した。地域は、沖縄を除く3地域に分割され、各地域を構成する都道府県は表1に記してある。全国を単なる3地域に分けることは幾分粗雑である嫌いが有るが、本稿におけるVARでは地域横断的な効果を考慮していないため、域外からの波及効果をコントロールするために区分を広くとる必要があると考へた。また、この地域区分は、地域1=北東部非都市地域、地域2=都市地域、および、地域3=南西部非都市地域として解釈することが可能であり、都市および非都市という対立軸のもとで比較的にコンパクトに分析結果を解釈できるという利点もある。

使用する変数は地域別の1960年から1997年までの年次データである<sup>(4)</sup>。生産量  $Y$  には実質域内総生産量（1990暦年価格）、労働  $L$  には就業者数、民間資本  $K$  には民間資本量（年度末値、1990暦年価格）、社会資本  $G$  には社会資本量（年度末値、1990暦年価格）を用いた。都道府県別の原データは、地域別に集計された後に自然対数に変換され差分がとられる。実質総生産量は石川（2000）、1955年から1974年までの就業者数は土居（1998）、そして、民間資本量と社会資本量は

表1 地域区分

地域	都道府県
地域1 (北部非都市的地域)	北海道、青森、岩手、宮城、秋田、山形、福島、新潟、富山、石川、福井
地域2 (都市的地域)	茨城、栃木、群馬、埼玉、千葉、東京、神奈川、山梨、長野、岐阜、静岡、愛知、三重、滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山
地域3 (南部非都市的地域)	島根、鳥取、岡山、広島、山口、徳島、香川、愛媛、高知、福岡、佐賀、長崎、熊本、大分、宮崎、鹿児島

土居（2002）による。なお1975年以降の就業者数は県民経済計算による。資本変数（社会資本と民間資本）は、生産関数を推定する場合には期首値（前期末値）を用いることが適切であるが（林2002）、VARを用いる本稿では期末値が用いられる。それにより、当該変数が被説明変数となる場合は当期の投資量に対する他変数の影響を考察することが可能となり、また、説明変数の場合はラグがとられるため、先決変数として扱うことが可能となる。

## 2.3. 分析上の論点

時系列分析においてはデータの定常性が問題とされることが多い。例えば、グランジャー因果に関する検定のように、2つ以上のパラメータに対する制約を検定する場合は、VARモデル内の変数が非定常であると当該検定量が既知の漸近分布に従わないことが知られている。本稿で用いられる変数は自然対数の差分（成長率）に変換されているため、非定常性がひきおこす問題の程度は小さいと考えられるかもしれない。しかし、各変数に関してADFテストを施すと、表2のように、特にストック変数である民間資本と社会資本に関して非定常性が懸念される。

(4) データは1955年から利用可能であるが、階差をとった4次のラグまで考察されるため1960年からの利用となる。

表 2 ADF 検定:  $T(1-\rho)$

		$\Delta \ln Y_t$			$\Delta \ln L_t$		
	Lags	地域 1	地域 2	地域 3	地域 1	地域 2	地域 3
No Trend	0	-12.28	-11.27	-12.27	-27.39	-20.60	-28.08
	1	-9.29	-12.17	-9.05	-20.23	-10.67	-21.59
	2	-5.31	-6.05	-5.29	-24.83	-6.29	-30.29
	3	-4.32	-9.36	-4.29	-301.51	-7.35	-42.44
Trend & Drift	0	-25.69	-21.14	-24.84	-27.44	-25.82	-29.52
	1	-33.82	-30.22	-28.63	-20.23	-16.04	-22.81
	2	-26.92	-18.38	-24.14	-24.54	-9.82	-34.36
	3	-28.11	-59.30	-39.06	-291.05	-14.06	-56.52
		$\Delta \ln K_t$			$\Delta \ln G_t$		
	Lags	地域 1	地域 2	地域 3	地域 1	地域 2	地域 3
No Trend	0	-1.42	-2.28	-1.63	-1.03	-2.37	-1.48
	1	-1.94	-6.72	-2.81	-2.51	-1.58	-4.79
	2	-2.70	-5.05	-4.46	-2.30	-1.37	-2.85
	3	-1.83	-4.00	-2.26	-2.55	-1.38	-2.33
Trend & Drift	0	-7.77	-6.00	-5.13	-7.59	-11.92	-6.28
	1	-13.81	-22.96	-11.35	-11.39	-10.65	-12.49
	2	-13.36	-16.98	-16.56	-12.18	-10.96	-10.54
	3	-14.80	-19.62	-14.05	-16.79	-12.11	-11.12

注: 1)  $T(1-\rho)$  統計量を用いている。  
 2) シェードがついたケースでは有意水準 0.10 で単位根が棄却できない。  
 3) 期間は  $t=1960-1997$  である。

しかし、本稿では変数に定常性をもたらすような加工は行わない。時系列データが非定常であっても、VAR における個々のパラメータ ( $\beta_{ij}, \lambda_{ij}, \kappa_{ij}, \gamma_{ij}$ ) の推定量は一致推定量であるし、各々については時系列が  $I(1)$  であっても通常通り算定された  $t$  値を用いて標準的に検定を行うことができるからである<sup>(5)</sup>。

一方、既述のように、非定常データが存在すると複数のパラメータ制約を検定する統計量は標準的な分布に従わない。しかし、この問題も変数を加工することなく LA-VAR (lag-augmented VAR) を援用することによって対処できる。Toda and Yamamoto (1995) が示したように、

(5) 例えば、標準的な教科書である Hamilton (1994) の第 18 章および pp. 651-653. を参照せよ。

推定の対象となる VAR( $p$ ) に最大  $I(d)$  の変数が含まれている場合、 $m \geq d$  となるような VAR( $p+m$ ) を用いてグランジャー因果に関する検定を行えば、当該検定量が漸近的に  $\chi^2$  分布に従う。この LA-VAR は VAR のラグ決定にも応用され、VAR のラグ決定に関する対立仮説となる VAR のラグと帰無仮説となる VAR のラグの差が非定常データの最大次数を超えない限り、通常の方法で算定される検定量の漸近分布は  $\chi^2$  分布となることも知られている (e.g., Hamilton 1994, Toda and Yamamoto 1995)。

以上の分析的論点に留意して、本稿では変数を加工を加えることなく、ラグ  $p$  に関して複数の想定を置いて推定を行い、異ったラグをもつ各モデルの結果を比較検討するという方法をとる。次

節におけるグランジャー因果に関する検定では、 $p=1$  から  $p=4$  までのモデルが推定され各々について仮説検定が行われるが、この場合、真のラグが最大  $p=3$  で、かつ、少なくともひとつの変数が最大  $d=1$  ならば、各モデルからの結果を比較することによって非定常データの可能性を考慮した適切な判断を行うことができる。実際、 $\Delta^2 \ln K_t$  と  $\Delta^2 \ln G_t$  について ADF 検定を行うと、表 3 に示すように、全てのケースにおいて帰無仮説を棄却できるから、我々の  $d=1$  という判断は適切であると判断される。

また、ラグ回数について確定的な結果が得られない場合でも複数のモデルを比較することは有益

である。サンプル規模を考慮し、最大  $p=3$  としてラグ回数の検定を行うと表 4 のようになる。地域 1 と地域 2 に関しては有意水準を 0.05 もしくは 0.10 としても  $p=1$  が選択されるが、地域 3 に関しては有意水準が 0.05 のときは  $p=1$ 、0.10 のときは  $p=2$  となる。この結果から最大  $p+d=4$  とすることが適切であると判断されるが、地域 3 に関してはラグ回数の判断が難しい。また、本稿におけるサンプル規模 ( $T=38$ ) では、対立仮説となるモデルのラグが増加するに従い検出力が低くなり、低ラグのモデルを棄却し難くなることは十分に考えられる。この意味で、有意水準 0.10 の場合の地域 1 の  $p=3$  を対立仮説とする  $p=1$

表 3 ADF 検定： $T(1-\rho)$

		$\Delta^2 \ln K_t$			$\Delta^2 \ln G_t$		
	Lags	地域 1	地域 2	地域 3	地域 1	地域 2	地域 3
No Trend	0	-33.47	-24.98	-30.17	-22.86	-36.13	-20.81
	1	-24.07	-23.31	-18.83	-19.42	-33.41	-23.06
	2	-59.59	-57.57	-55.91	-19.77	-32.89	-27.44
	3	639.50	-339.55	-65.91	-26.86	-21.65	-56.57
Trend & Drift	0	-33.39	-24.59	-29.94	-25.62	-38.83	-22.89
	1	-23.85	-23.27	-18.58	-23.66	-38.06	-28.55
	2	-56.35	-55.58	-54.63	-24.37	-40.52	-35.04
	3	543.00	-358.19	-66.54	-40.48	-24.46	-117.49

- 注：1)  $T(1-\rho)$  統計量を用いている。
- 2) 全てのケースにおいて有意水準 0.10 で単位根を棄却できる。
- 3) 期間は  $t=1960-1997$  である。

表 4 ラグ・テスト（尤度比検定による）

仮 説			地域 1		地域 2		地域 3	
対 立	帰 無	d.f.	$\chi^2$	P value	$\chi^2$	P value	$\chi^2$	P value
VAR(3)	VAR(2)	16	23.93	0.0910	16.59	0.4127	14.83	0.5370
	VAR(1)	32	41.58	0.1197	31.09	0.5127	35.52	0.3059
VAR(2)	VAR(1)	16	20.47	0.2000	16.82	0.3975	24.00	0.0895
結 果（有意水準 0.05）			VAR(1)		VAR(1)		VAR(1)	
結 果（有意水準 0.10）			VAR(1)		VAR(1)		VAR(2)	

- 注：1) 尤度比は自由度を調整して算定されている。
- 2) 推定期間は  $t=1960-1997$  である。

の検定結果は確定的とは判断しにくいと考えられるかもしれない。

上記のようにラグ回数に関して明確な結果が得られない場合は、複数のモデルを用い、各モデルの結果がさほど異ならないならば、ある程度の信頼性をもって結果を提示することが可能であろう。以下では、このような視点をもって、社会資本の効果に関するグランジャー因果の検定を行い（第3節）、それを受けて数値シミュレーションを行う（第4節）。なお第3節ではLA-VARを考慮して $p=4$ まで推定が行われるが、第4節の分析においては非定常性は問題とならないため、 $p=3$ までの推定が用いられる。また、VARモデルの性格上、各々のパラメータ推定値については議論は行わず、詳細な結果は附表に譲るものとする。

### 3. 社会資本の効果

本節では $p=1$ から $p=4$ までの各VARモデルについて仮説検定を行うことによって、地域的な社会資本の効果について検証する。ここで検定の対象となる仮説は以下の4つである。

$H_{01}$ ：社会資本は他の変数の影響をうけない

$$(\gamma_{ys} = \gamma_{ls} = \gamma_{ks} = 0 \forall s)$$

$H_{02}$ ：生産量は社会資本の影響をうけない

$$(\beta_{gs} = 0 \forall s)$$

$H_{03}$ ：民間資本は社会資本の影響をうけない

$$(\kappa_{gs} = 0 \forall s)$$

$H_{04}$ ：就業者数は社会資本の影響をうけない

$$(\lambda_{gs} = 0 \forall s)$$

つまり、仮説 $H_{01}$ は社会資本の「ブロック外生性」の検定であり、他の3つの仮説( $H_{02}$ ,  $H_{03}$ ,  $H_{04}$ )は社会資本のグランジャー因果（正確には「グランジャー非因果」）に関する検定である。尤度比検定量を用いた結果は表5の通りである。

同表が示す通り、ひとつの例外を除いて、ラグ回数や地域にかかわらず、明確な結果をえることができる。したがって、非定常データによる問題が懸念されるとしても、ある程度の確実性をもって議論を進めることが可能であろう。

まず、全てのケースにおいて社会資本のブロック外生性は棄却され、社会資本（の変化率）は他の3つの変数の変化に応じて変動していることが示唆される。これは、公共投資が地域の経済状況に応じて変動するという「逆の因果」と一致する結果であり、公共投資政策が景気対策や地域間再配分的手段として用いられてきたことを示唆する結果であろう。

また、仮説 $H_{02}$ も全てのケースにおいて棄却され、いずれの地域においても社会資本が地域生産に影響を与えてきたことが示唆される。ただし、 $p=1$ より大きいラグを用いる場合、本節の仮説検定だけでは、当該効果が正であるのか負であるのかは判断しきれない。このような社会資本の効果の方向に関する分析は次節において行われる。

一方、仮説 $H_{03}$ はどのケースにおいても棄却されず、就業者数に対する社会資本の直接的な効果は確認することができない。ただし、この就業者数に対する効果は過去の公共投資の蓄積（＝社会資本）の効果であり、公共投資がなされる期間の効果ではないことに注意する必要がある。VARでは、社会資本のラグ値が説明変数として用いられるので、フロー効果として公共投資が雇用に影響を与えるとしても、当該効果が期間を超えて持続されないならば、就業者数への影響は反映されない。したがって、この結果は公共投資がその支出時点で雇用に影響を与えることを否定しない。ただし、この結果からは、公共投資の支出時点での雇用効果が存在するとしても、それは公共投資のストック効果ではなく、持続性をもたない一時

表 5 仮説検定

ラグ	帰無仮説	d.f.	地域 1		地域 2		地域 3	
			$\chi^2$	P value	$\chi^2$	P value	$\chi^2$	P value
4	$H_{01}$ : ブロック外生性	12	363.34	0.0000	352.98	0.0000	386.27	0.0000
	$H_{02}$ : 生産量	4	186.92	0.0000	180.48	0.0000	196.86	0.0000
	$H_{03}$ : 労働	4	7.21	0.1251	2.20	0.6999	6.42	0.1700
	$H_{04}$ : 民間資本	4	4.49	0.3437	3.45	0.4858	5.08	0.2788
3	$H_{01}$ : ブロック外生性	9	443.06	0.0000	416.11	0.0000	447.20	0.0000
	$H_{02}$ : 生産量	3	208.47	0.0000	200.60	0.0000	213.93	0.0000
	$H_{03}$ : 労働	3	4.49	0.2132	1.80	0.6144	4.50	0.2124
	$H_{04}$ : 民間資本	3	1.08	0.7827	3.29	0.3489	3.02	0.3890
2	$H_{01}$ : ブロック外生性	6	509.88	0.0000	484.20	0.0000	516.00	0.0000
	$H_{02}$ : 生産量	2	238.07	0.0000	226.94	0.0000	251.49	0.0000
	$H_{03}$ : 労働	2	3.43	0.1802	1.46	0.4820	3.80	0.1497
	$H_{04}$ : 民間資本	2	0.76	0.6824	0.97	0.6148	2.24	0.3260
1	$H_{01}$ : ブロック外生性	3	589.50	0.0000	552.39	0.0000	585.14	0.0000
	$H_{02}$ : 生産量	1	264.47	0.0000	252.46	0.0000	281.30	0.0000
	$H_{03}$ : 労働	1	2.28	0.1308	0.39	0.5347	2.10	0.1477
	$H_{04}$ : 民間資本	1	0.12	0.7249	0.21	0.6440	3.99	0.0458

注：シェードがついたケースでは有意水準 0.05 および 0.10 で帰無仮説が棄却できない。

的な効果であることを強く示唆するものである。

また仮説  $H_{04}$  も、地域 3 の  $p=1$  を例外として、全てのケースで棄却されず、民間資本も殆どのケースにおいて社会資本の影響を受けていないことが示唆される。なお、有意な結果を示した地域 3 の  $p=1$  について附表に記した推定値をみると、社会資本は民間資本に負の効果を与えていることがわかる。つまり、地域 3 において社会資本は、直接的効果として、民間資本をクラウド・アウトさせることが示唆される。しかし、前節のラグ検定に関する結果から理解できるように、有意水準によってはこのケースは棄却されるため、このモデルは、社会資本の効果を判断できる適切なモデルではないかもしれない。

社会資本整備が企業の生産性や消費者の選考に影響を与えるならば、その影響は労働や民間資本などの生産要素の需要と供給にも及ぶことになる。

そうであるならば、実証分析からは、就業者や民間資本（投資）に関して有意な結果が示されるはずである。しかし、上記の結果からは、生産量に関しては有意な影響を確認できるものの、就業者数や民間資本に関する直接的な効果は有意な結果として示唆されなかった。この結果は、社会資本の生産量の変化を通じた就業者数や民間資本に対する間接的な効果を否定するものではないが、直接的な効果として社会資本整備や公共投資が地域の生産・雇用構造を有効に変革するような分野に向けられていないことを示唆するのであろう。

#### 4. 社会資本整備の時系列的効果

前節では社会資本の就業者数や民間資本に対する直接的な効果は否定されたが、生産量への有意な効果は確認された。したがって、生産量が就業



者数と民間資本に影響を与えるならば、社会資本は生産量を介して後者の変数に影響を与えるため、社会資本の間接的な効果は否定されない。本節では、このような社会資本の間接的な効果を検討しよう。

VARによって表現される、特定の変数の外生的変化に起因する経済変数の時系列的な変化は「インパルス応答」と呼ばれる。社会資本に関するインパルス応答は標準的には次のように算定される。まず、第 $t$ 期の社会資本の攪乱項を $u_t^r = 1$ とする。そして、(1)の定数項、 $t$ 期から $t-p$ 期までの説明変数、 $t$ 期の社会資本以外の攪乱項、ならびに、 $t+s$ 期の全ての攪乱項をゼロと置き<sup>(6)</sup>、(1)から推定された係数値を用いて、(1)が $t+s$ 期( $s > 0$ )にとる値を逐次的に算定する。つまり、ここでは $t$ 期における社会資本1単位の変化に起因する $t+s$ 期における各変数の変化が算定される<sup>(7)</sup>。なお、各変数は変化率表示であるため、インパルス応答の値は、初期ショックとし

て社会資本が外生的に1%変化することに起因する、 $t+s$ 期における各変数の変化率（パーセント表示）の変化として解釈できる。

しかし本節の関心は、このようなインパルス応答を求めることではない<sup>(8)</sup>。まず、前節の分析から、就業者数方程式と生産量方程式における社会資本の係数がゼロであること( $\kappa_{gs} = \lambda_{gs} = 0 \forall s$ )が示唆されるが、上記の標準的な分析ではこのゼロ制約が考慮されない。さらに、本稿の関心は特定の時期における社会資本の外生的な増加が引き起こす他の変数の変動である。つまり、社会資本の変化は1期のみに限定され、それ以降の社会資本の変化はコントロールされなければならないが、上記の方法では、社会資本は初期に変動するだけでなく、それ以降も他の変数の変動の影響を受けながら変化することになる。

これらの問題を考慮するために次のような調整をおこなう。まず、前節のグランジャー因果に関する検定結果を反映させるために、(1)に $\kappa_{gs} = \lambda_{gs} = 0 \forall s$ という制約をつけて推定されたVARモデルを用いてシミュレーションを行う。つぎに、社会資本の初期変化のみを反映させるため、社会資本方程式を除外して( $\gamma_{gs} = 0 \forall s$ )、他の変数(生産量、就業者数、民間資本)に関する逐次的な算定を行う。

図1では、これらの結果が第13期まで示されている。ここでは、社会資本の変化は第1期に起こるが、就業者数と民間資本は、第2期の生産量の変化を介して第3期から変動することに注意したい。同図の結果からは幾つかのパターンを認識することができるが、地域1の $p=1$ は変化が極めて微小であり、地域3の $p=1$ は数値が発散しているため、以下ではこれら2つのケースは除外

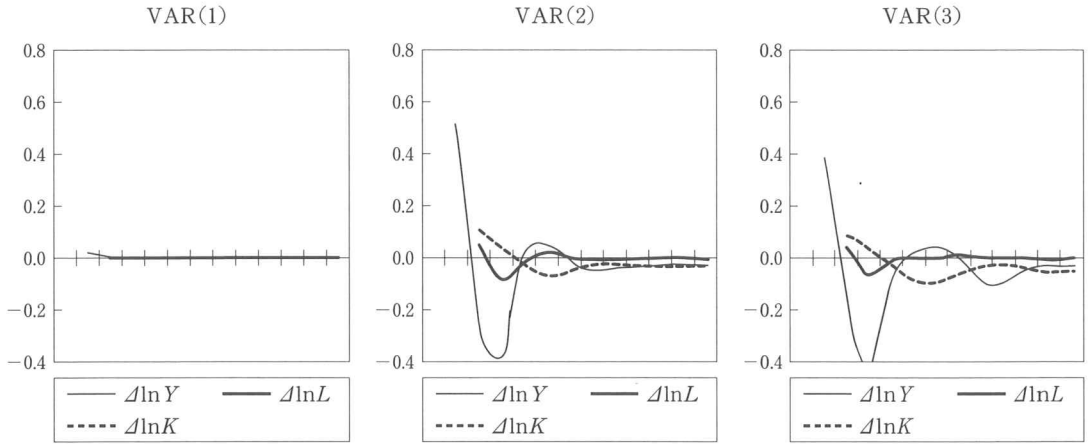
(8) 上記の方法によって算定された各変数の変動は附表図A1として記されている。

(6) すなわち、 $\beta_0 = \lambda_0 = \kappa_0 = \gamma_0 = y_{t-1} = \dots = y_{t-p} = l_{t-1} = \dots = l_{t-p} = k_{t-1} = \dots = k_{t-p} = g_{t-1} = \dots = g_{t-p} = u_t^\beta = \dots = u_{t+s}^\beta = u_t^\lambda = \dots = u_{t+s}^\lambda = u_t^\kappa = \dots = u_{t+s}^\kappa = u_{t+1}^r = \dots = u_{t+s}^r = 0$ とする。

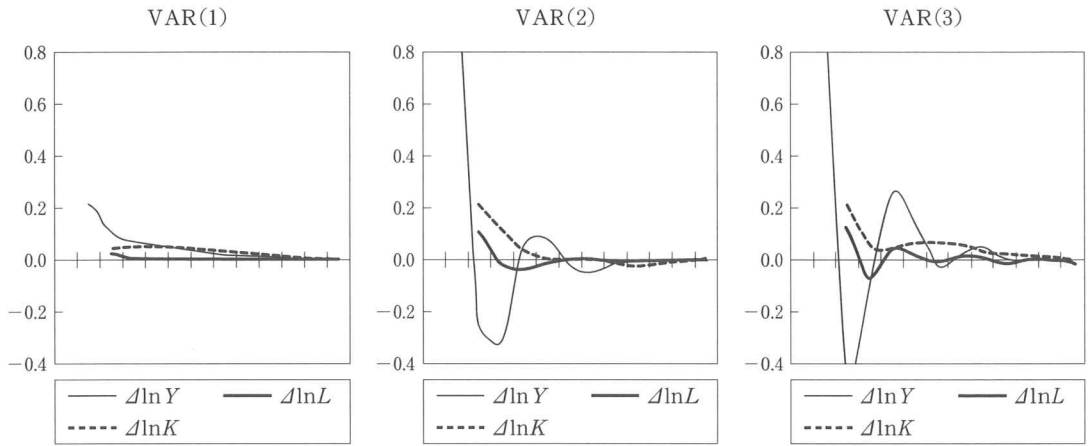
(7) 予測を目的にインパルス応答関数を用いる場合は、本稿のように関心の対象となる方程式の攪乱項だけを初期ショックとして変化させるのではなく、残差から算定した共分散行列を用いて直交化した初期ショックを用いて分析が行われる。また、動学的な構造方程式体系からの誘導型として解釈される構造VARにおいては、初期ショックは複数の構造方程式に発生する攪乱項の線形結合として考えられるから、本稿のような初期ショックの考え方をとらない。しかし、ここでは外生的な社会資本の変化に起因する他の変数の挙動に興味があるのであって、予測を目的としているわけではない。また、導入部で議論したように、本稿の作業は構造方程式自体が識別不可能という発想から進められており、構造VARの可能性自体を放棄している。したがって、本稿のシミュレーションでは、(2)として定義される本来のインパルス応答が算定される。この点に関する詳しい議論はHamilton (1994, Ch. 11)を参照せよ。

図 1 インパルス応答関数（制約付，社会資本外生）

地域 1（北東部非都市地域）



地域 2（都市地域）



地域 3（南西部非都市地域）

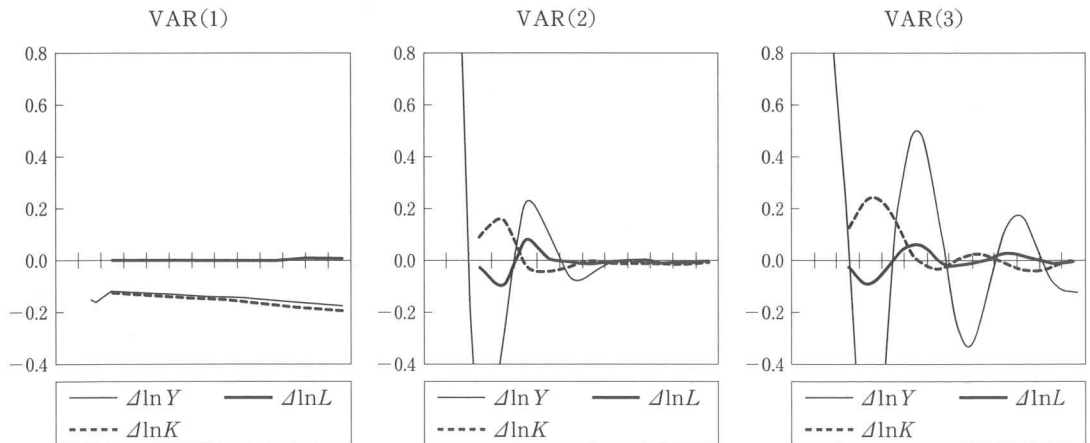


表 6 社会資本の「長期的」効果

	生産量			就業者数			民間資本		
	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)
地域 1	N.A.	-0.875	-2.755	N.A.	0.013	-0.072	N.A.	-0.869	-2.742
地域 2	0.592	0.505	0.808	0.054	0.052	0.111	0.414	0.323	0.586
地域 3	N.A.	0.169	0.469	N.A.	-0.014	-0.023	N.A.	0.142	0.417

して議論することにしてしよう。

まず生産量に関しては、地域 2 の  $p=1$  では上下変動を繰り返すことなく正値を保ちながらゼロ値へと収束しているが、他のケースに関しては、数量的には異なるものの地域間で同様の変動をみせている。つまり、第 1 期目の社会資本の増加により、第 2 期の経済成長率（生産量の変化率）は大きく増加するが、第 3 期以降からは正値と負値をとりながらゼロ値へと収束している。第 1 期の変動は、同じ非都市地域であっても地域 3 が最も大きく（1.134%）、地域 1 は最も小さい（0.520%）。また、ラグが大きいほど収束までの期間は長くなるが、社会資本変化が 1%であることを鑑みると、地域 3 の  $p=3$  を除き、ある程度の効果が維持されるのはせいぜい初めの 6 期（第 7 期まで）程度であろう。

民間資本と就業者数の変動は、生産量を介した間接的な効果であるため、生産量の変動より小さく現れている。北東部の非都市地域（地域 1）では、民間資本は初めの 2 期（第 3-4 期）には正の値を示すが、それ以降はマイナスに転じている。就業者数は初期に増加し次に低下、そして、増加というパターンをとるが、第 5 期以降の効果は極めて微小である。都市地域（地域 2）では、いずれのケースにおいても民間資本は正の値を保ちながらゼロ値へと収束している。就業者数についても、数量的には民間資本の効果よりは小さいが、負の値をとる時期が若干存在するだけで、概して

正の値を示している。南西部の非都市地域（地域 2）では、民間資本と就業者数は逆の挙動を見せる。民間資本に関しては収束の速度が異なるが、初め数期の効果から判断すると、概して正の効果と判断される。一方、就業者数はマイナスとプラスの変化を繰り返している。

最後に、第 100 期まで算定された値の総和を求め、通時的な平均効果として概括しよう（地域 1 と地域 3 の  $p=1$  は除外）。表 6 の結果は、上記の短期的な説明が示唆するところと概ね一致する。まず生産量に関しては、地域 1 は減少、地域 2 と 3 は増加となる。ただし、都市地域である地域 2 の効果が大きい。次に就業者に関しては地域 2 は増加、地域 3 は減少となった。地域 1 では、ラグにより別方向の効果となるが、地域 3 と同様、数量的には微小である。民間資本に関しては、地域 1 で減少、地域 2 と 3 では増加となっている。

これらの結果から、社会資本の増加は、都市地域では全ての変数に比較的大きな正の効果を与えるが、非都市地域では北東部と南西部で効果が異なることが示される。生産量に関しては、北東部（地域 1）はマイナス、南西部（地域 2）はプラスの効果となる。北東部では社会資本が民間資本を間接的にクラウド・アウトさせており、南西部では社会資本と民間資本は間接的な補完関係にあることから、この非都市部の地域的な違いは民間資本の蓄積の差によると考えられる。なお、就業者数に関しては、正負双方の値が示されているが、

数量的には微小であるので大きな差が存在するというわけではないだろう。

果が存在するとしても、中長期的には殆ど存在しないことが示唆された。

## 5. 結 語

本稿では全国を3地域に分割して、地域別に社会資本が生産量、就業者数、および、民間資本に与える効果を検討した。モデリングの手法としてVARを用い、社会資本の効果に関して、グランジャー因果の検定と（制約付きの）インパルス応答関数を用いたシミュレーションを行った。

グランジャー因果を用いた検定では、全ての地域において、社会資本の生産量に対する有意な効果が確認されたが、就業者数と民間資本に対しては有意な効果は確認できなかった。この結果は、公共投資が地域の生産・雇用構造を有効に変革するような分野に向けられていないことを示唆するであろう。

上記の検定では、社会資本の生産量への有意な効果は確認されたため、就業者や民間資本に対する社会資本の間接的な効果は存在すると考えられる。シミュレーションでは、この社会資本の間接的な効果を算定した。その結果、社会資本の増加は都市地域では全ての変数に比較的大きな正の効果を与えるが、非都市地域では北東部と南西部で効果が異なることが示された。生産量に関しては、北東部はマイナス、南西部はプラスの効果となる。この違いは、社会資本と民間資本は北東部では間接的な代替関係に、南西部では間接的な補完関係であることによると考えられる。つまり、北東部では社会資本が民間資本をクラウド・アウトしたために生産量の低下につながり、南東部では社会資本は民間資本の蓄積を促すことによって生産量の増加に貢献したことが示唆されるのであろう。また、就業者数に対する効果は短期的には正の効

## 参考文献

- 井堀利宏, 近藤広紀, 1988. 「公共投資と民間投資：財政赤字と乗数の分析」『フィナンシャル・レビュー』(47), 106-133.
- 石川達也, 2000. 「都道府県別に見た生産と民間資本および社会資本の長期的推移：純資本ストック系列による  $\beta$  Convergence の検証」『ニッセイ基礎研所報』(15), 1-39.
- 竹内良夫, 1967. 『日本の社会資本：現状分析と計画』鹿島出版会.
- 土居丈朗, 1998. 「日本の社会資本に関するパネル分析」『国民経済』(161), 27-52.
- 土居丈朗, 2000. 「社会資本をめぐる要素間所得分配」『社会科学研究（東京大学）』51(4), 91-133.
- 土居丈朗, 2002. 『地域から見た日本経済と財政政策』三菱経済研究所.
- 西垣奉幸, 1994. 「社会資本と所得分配」奥野信宏, 焼田党, 八木匡, (編)『社会資本と経済発展』名古屋大学出版会, 78-96.
- 畑農鋭矢, 2000. 「社会資本整備の雇用創出効果」『経済研究（千葉大学）』15(1), 33-64.
- 林正義, 2003. 「社会資本の生産効果と同時性」『経済分析』(169), 97-119.
- 三井清, 林正義, 2001. 「社会資本の地域間・分野別配分」『社会科学研究』52(4), 3-26.
- 吉野直行, 亀田啓悟, 1999. 「公共投資の需要創出効果」in 吉野・中島 (1999), 89-175.
- 吉野直行, 中島隆信, (編) 1999. 『公共投資の経済効果』日本評論社.
- 吉野直行, 中島隆信, 中東雅樹, 1999. 「社会資本の生産力効果」in 吉野・中島 (1999), 13-88.
- Abraham, K. G., Houseman, S., 1989. Job security and work force adjustment: How different are U. S. and Japanese practices. *Journal of the Japanese and International Economies* 3, 500-521.
- Banita, R. G., 1998. On the long run effects of public capital and disaggregated public capital on aggregated output. *International Tax and Public Finance* 5, 263-281.
- Demetriades, P. O., Mamuneas, T. P., 2000. Inter-temporal output and employment effects of public infrastructure capital: Evidence from 12

- OECD economies. *Economic Journal* 110, 687-712.
- Gould, J., 1968. Adjustment cost in the theory of investment of the firm. *Review of Economic Studies* 35, 47-55.
- Hamilton, J. D. 1994. *Time Series Analysis* (Princeton University Press, Princeton).
- McMillin W. D., Smyth, D. J., 1994. A multivariate time series analysis of the United States aggregate production function. *Empirical Economics* 19, 659-673.
- Mera, K., 1973. Regional production function and social overhead capital: An analysis of Japanese case. *Regional Science and Urban Economics* 3, 157-186.
- Nose, T., 1973. Patterns of government capital formation in the economic development of Japan 1878-1967. in D. L. Wilfred ed., *Public Finance, Planning and Economic Development: Essays in Honour of Ursula Hicks* (Macmillan, London), 140-173.
- Nourzad, F., 1998. Infrastructure capital and private sector productivity: A dynamic analysis. *Quarterly Journal of Business and Economics* 37(1), 13-25.
- Oi, W. Y., 1962. Labor as a quasi-fixed factor. *Journal of Political Economy* 70, 538-555.
- Otto, G., Voss, G. M., 1996. Public capital and private production in Australia. *Southern Economic Journal* 62, 723-726.
- Pereira, A. M., Flores de Frutos, R., 1999. Public capital accumulation and private sector performance. *Journal of Urban Economics* 46, 300-322.
- Toda, H.Y., Yamamoto, T., 1995. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics* 66, 225-250.

(2003年11月5日経済学会受理)

附表：推定結果

表 A-1 a 推定結果：地域 1- $VAR(3)$

	$\Delta \ln Y_t$		$\Delta \ln L_t$		$\Delta \ln K_t$		$\Delta \ln G_t$	
	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value
Constant	-0.002	0.865	0.006	0.031	0.009	0.086	-0.006	0.069
$\Delta \ln Y_{t-1}$	0.595	0.010	0.073	0.100	0.223	0.007	-0.062	0.207
$\Delta \ln Y_{t-2}$	-0.209	0.403	-0.113	0.019	0.103	0.248	-0.021	0.690
$\Delta \ln Y_{t-3}$	-0.026	0.909	0.124	0.005	0.036	0.660	-0.130	0.008
$\Delta \ln L_{t-1}$	-1.201	0.096	0.244	0.080	-0.268	0.299	-0.071	0.648
$\Delta \ln L_{t-2}$	1.154	0.116	0.295	0.038	0.256	0.329	0.289	0.067
$\Delta \ln L_{t-3}$	-0.378	0.593	-0.210	0.124	0.130	0.607	-0.139	0.358
$\Delta \ln K_{t-1}$	-0.077	0.890	-0.105	0.327	0.625	0.002	0.137	0.250
$\Delta \ln K_{t-2}$	0.412	0.534	-0.190	0.136	0.088	0.711	0.295	0.038
$\Delta \ln K_{t-3}$	0.182	0.731	0.162	0.114	-0.093	0.623	0.013	0.907
$\Delta \ln G_{t-1}$	0.893	0.160	0.140	0.255	0.253	0.265	1.022	0.000
$\Delta \ln G_{t-2}$	-0.929	0.304	0.126	0.471	-0.403	0.213	-0.195	0.315
$\Delta \ln G_{t-3}$	-0.068	0.906	-0.227	0.042	0.175	0.394	-0.110	0.370
Adj.R <sup>2</sup>	0.814		0.777		0.968		0.986	
DW	1.797		1.791		1.506		2.148	

表 A-1 b 推定結果：地域 1- $VAR(2)$

	$\Delta \ln Y_t$		$\Delta \ln L_t$		$\Delta \ln K_t$		$\Delta \ln G_t$	
	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value
Constant	-0.001	0.943	0.004	0.180	0.008	0.078	-0.004	0.252
$\Delta \ln Y_{t-1}$	0.615	0.004	0.077	0.125	0.193	0.013	-0.023	0.670
$\Delta \ln Y_{t-2}$	-0.166	0.432	-0.074	0.137	0.089	0.247	-0.011	0.840
$\Delta \ln L_{t-1}$	-1.242	0.069	0.156	0.331	-0.305	0.220	0.034	0.842
$\Delta \ln L_{t-2}$	0.951	0.168	0.211	0.194	0.357	0.155	0.172	0.317
$\Delta \ln K_{t-1}$	-0.194	0.705	-0.065	0.585	0.713	0.000	-0.029	0.820
$\Delta \ln K_{t-2}$	0.577	0.258	-0.025	0.836	-0.004	0.981	0.310	0.015
$\Delta \ln G_{t-1}$	0.974	0.096	0.293	0.033	0.173	0.416	1.034	0.000
$\Delta \ln G_{t-2}$	-1.018	0.044	-0.212	0.074	-0.180	0.326	-0.300	0.017
Adj.R <sup>2</sup>	0.777		0.604		0.960		0.977	
DW	1.801		1.766		1.684		1.938	

表 A-1 c 推定結果：地域 1- $VAR(1)$

	$\Delta \ln Y_t$		$\Delta \ln L_t$		$\Delta \ln K_t$		$\Delta \ln G_t$	
	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value
Constant	0.001	0.924	0.005	0.092	0.006	0.171	-0.004	0.278
$\Delta \ln Y_{t-1}$	0.502	0.008	0.066	0.137	0.172	0.012	-0.057	0.257
$\Delta \ln L_{t-1}$	-1.354	0.046	0.158	0.322	-0.140	0.564	-0.060	0.739
$\Delta \ln K_{t-1}$	0.276	0.308	-0.133	0.036	0.834	0.000	0.261	0.000
$\Delta \ln G_{t-1}$	0.080	0.710	0.083	0.099	-0.029	0.705	0.794	0.000
Adj.R <sup>2</sup>	0.672		0.420		0.943		0.961	
DW	1.737		1.852		1.999		1.513	

社会資本整備による地域経済効果

表 A-2 a 推定結果：地域 2-VAR(3)

	$\Delta \ln Y_t$		$\Delta \ln L_t$		$\Delta \ln K_t$		$\Delta \ln G_t$	
	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value
Constant	-0.014	0.528	0.013	0.009	0.014	0.030	-0.011	0.046
$\Delta \ln Y_{t-1}$	0.619	0.004	0.158	0.002	0.254	0.000	-0.018	0.758
$\Delta \ln Y_{t-2}$	-0.333	0.110	0.013	0.787	0.018	0.767	-0.053	0.334
$\Delta \ln Y_{t-3}$	0.164	0.449	0.114	0.026	0.065	0.305	-0.081	0.160
$\Delta \ln L_{t-1}$	-0.046	0.952	0.142	0.430	-0.202	0.363	0.098	0.629
$\Delta \ln L_{t-2}$	1.422	0.066	0.182	0.318	0.417	0.064	0.170	0.408
$\Delta \ln L_{t-3}$	0.899	0.218	0.198	0.251	0.325	0.127	0.056	0.774
$\Delta \ln K_{t-1}$	0.548	0.421	-0.175	0.277	0.819	0.000	0.255	0.158
$\Delta \ln K_{t-2}$	-1.086	0.229	-0.289	0.175	-0.580	0.028	0.323	0.178
$\Delta \ln K_{t-3}$	0.400	0.508	0.247	0.083	0.207	0.241	-0.191	0.233
$\Delta \ln G_{t-1}$	1.069	0.076	0.024	0.867	0.099	0.574	0.552	0.001
$\Delta \ln G_{t-2}$	-1.638	0.016	-0.247	0.125	-0.358	0.072	0.093	0.608
$\Delta \ln G_{t-3}$	0.856	0.110	0.133	0.291	0.311	0.047	0.104	0.463
Adj. $R^2$	0.835		0.799		0.968		0.963	
DW	1.784		1.579		1.731		2.228	

表 A-2 b 推定結果：地域 2-VAR(2)

	$\Delta \ln Y_t$		$\Delta \ln L_t$		$\Delta \ln K_t$		$\Delta \ln G_t$	
	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value
Constant	-0.010	0.589	0.011	0.031	0.015	0.012	-0.008	0.130
$\Delta \ln Y_{t-1}$	0.454	0.026	0.106	0.047	0.191	0.002	-0.007	0.889
$\Delta \ln Y_{t-2}$	-0.342	0.121	0.011	0.851	0.012	0.856	-0.052	0.366
$\Delta \ln L_{t-1}$	0.129	0.867	0.283	0.158	-0.110	0.641	-0.024	0.903
$\Delta \ln L_{t-2}$	1.223	0.102	0.050	0.798	0.311	0.177	0.277	0.156
$\Delta \ln K_{t-1}$	0.744	0.272	-0.152	0.391	0.872	0.000	0.299	0.090
$\Delta \ln K_{t-2}$	-0.506	0.398	0.111	0.478	-0.290	0.115	0.006	0.972
$\Delta \ln G_{t-1}$	1.397	0.025	0.085	0.605	0.219	0.255	0.582	0.000
$\Delta \ln G_{t-2}$	-1.099	0.034	-0.156	0.250	-0.151	0.345	0.142	0.295
Adj. $R^2$	0.772		0.659		0.951		0.951	
DW	1.753		1.807		1.550		2.032	

表 A-2 c 推定結果：地域 2-VAR(1)

	$\Delta \ln Y_t$		$\Delta \ln L_t$		$\Delta \ln K_t$		$\Delta \ln G_t$	
	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value
Constant	-0.004	0.828	0.009	0.036	0.014	0.011	-0.004	0.334
$\Delta \ln Y_{t-1}$	0.510	0.015	0.099	0.049	0.230	0.000	-0.024	0.630
$\Delta \ln L_{t-1}$	0.484	0.556	0.263	0.182	0.042	0.861	-0.002	0.994
$\Delta \ln K_{t-1}$	0.210	0.564	-0.012	0.894	0.697	0.000	0.306	0.000
$\Delta \ln G_{t-1}$	0.080	0.805	-0.052	0.504	-0.047	0.619	0.700	0.000
Adj. $R^2$	0.644		0.553		0.932		0.935	
DW	1.825		1.876		1.584		2.202	

表 A-3 a 推定結果：地域 3-VAR(3)

	$\Delta \ln Y_t$		$\Delta \ln L_t$		$\Delta \ln K_t$		$\Delta \ln G_t$	
	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value
Constant	-0.012	0.441	0.002	0.634	0.008	0.140	-0.007	0.052
$\Delta \ln Y_{t-1}$	0.101	0.652	-0.080	0.153	0.153	0.053	0.024	0.632
$\Delta \ln Y_{t-2}$	-0.299	0.141	-0.123	0.015	0.153	0.033	-0.064	0.162
$\Delta \ln Y_{t-3}$	-0.123	0.573	0.011	0.846	0.065	0.399	-0.060	0.222
$\Delta \ln L_{t-1}$	0.508	0.478	0.363	0.042	0.262	0.301	0.173	0.282
$\Delta \ln L_{t-2}$	0.352	0.627	0.143	0.427	-0.122	0.632	0.162	0.319
$\Delta \ln L_{t-3}$	-0.641	0.293	-0.262	0.083	0.266	0.215	0.074	0.588
$\Delta \ln K_{t-1}$	1.090	0.091	0.282	0.078	0.867	0.000	0.032	0.827
$\Delta \ln K_{t-2}$	0.206	0.797	-0.318	0.110	-0.179	0.526	0.551	0.002
$\Delta \ln K_{t-3}$	-0.366	0.510	0.023	0.870	0.147	0.453	-0.207	0.097
$\Delta \ln G_{t-1}$	0.654	0.347	0.256	0.139	-0.290	0.238	1.025	0.000
$\Delta \ln G_{t-2}$	0.031	0.975	0.116	0.639	-0.086	0.807	-0.367	0.102
$\Delta \ln G_{t-3}$	-0.635	0.293	-0.223	0.137	0.161	0.449	0.087	0.523
Adj.R <sup>2</sup>	0.807		0.725		0.968		0.985	
DW	2.043		1.857		1.811		2.369	

表 A-3 b 推定結果：地域 3-VAR(2)

	$\Delta \ln Y_t$		$\Delta \ln L_t$		$\Delta \ln K_t$		$\Delta \ln G_t$	
	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value
Constant	-0.012	0.385	0.001	0.883	0.008	0.124	-0.005	0.112
$\Delta \ln Y_{t-1}$	0.181	0.384	-0.058	0.281	0.126	0.088	0.021	0.672
$\Delta \ln Y_{t-2}$	-0.201	0.292	-0.097	0.050	0.123	0.068	-0.060	0.190
$\Delta \ln L_{t-1}$	0.595	0.384	0.295	0.097	0.237	0.327	0.295	0.072
$\Delta \ln L_{t-2}$	-0.035	0.958	0.056	0.748	-0.002	0.994	0.133	0.409
$\Delta \ln K_{t-1}$	0.875	0.145	0.207	0.187	0.950	0.000	0.063	0.663
$\Delta \ln K_{t-2}$	-0.030	0.962	-0.226	0.165	-0.080	0.718	0.305	0.042
$\Delta \ln G_{t-1}$	0.815	0.210	0.329	0.052	-0.319	0.167	0.965	0.000
$\Delta \ln G_{t-2}$	-0.898	0.089	-0.183	0.183	0.165	0.377	-0.279	0.028
Adj.R <sup>2</sup>	0.759		0.621		0.959		0.978	
DW	1.998		1.616		1.920		1.776	

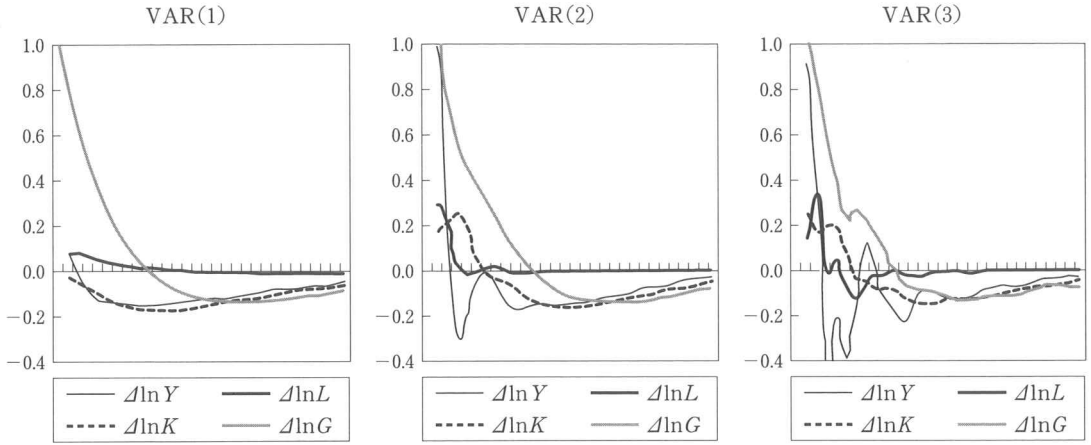
表 A-3 c 推定結果：地域 3-VAR(1)

	$\Delta \ln Y_t$		$\Delta \ln L_t$		$\Delta \ln K_t$		$\Delta \ln G_t$	
	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value	Coef.	P value
Constant	-0.011	0.420	0.003	0.387	0.006	0.233	-0.005	0.125
$\Delta \ln Y_{t-1}$	0.257	0.172	-0.026	0.624	0.129	0.053	0.009	0.853
$\Delta \ln L_{t-1}$	0.257	0.673	0.155	0.358	0.290	0.181	0.312	0.055
$\Delta \ln K_{t-1}$	0.713	0.009	-0.080	0.291	0.970	0.000	0.290	0.000
$\Delta \ln G_{t-1}$	-0.142	0.473	0.086	0.115	-0.154	0.028	0.746	0.000
Adj.R <sup>2</sup>	0.672		0.420		0.944		0.964	
DW	1.910		1.879		1.806		1.511	

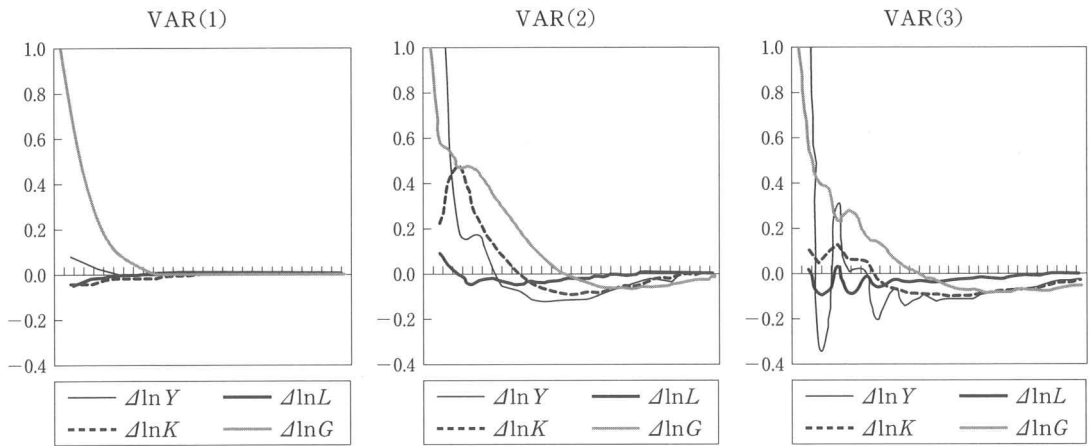


社会資本整備による地域経済効果

図A1 インパルス応答関数  
地域1（北東部非都市地域）



地域2（都市地域）



地域3（南西部非都市地域）

