

論 説**社会資本整備の雇用創出効果***

畑 農 鋭 矢

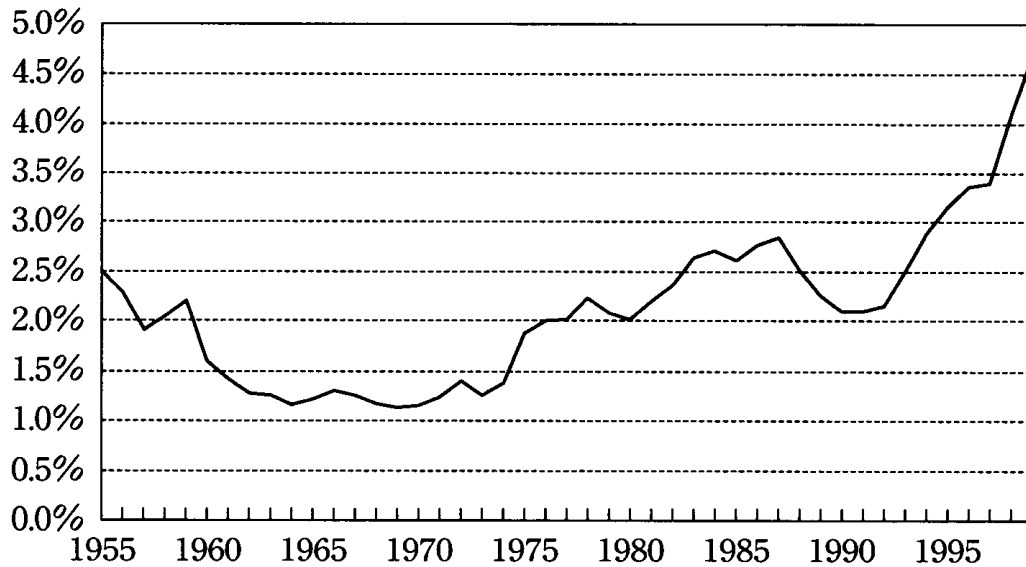
1. 公共投資と労働需要

バブル崩壊以降、日本経済は低空飛行を余儀なくされ、出口の見えない長く暗いトンネルの中を歩んでいるようである。このように先行きを楽観視できない状況下で、リストラを余儀なくされた多くの企業は雇用を維持できなくなってきており、失業率が目に見えて上昇してきた。総務庁統計局『労働力調査』によれば、完全失業率は1999年3月に5%を突破、1999年の平均でも4.7%となった。失業率はずいに欧米並の水準に達しつつあり、国際的に見て類稀な安定感を示してきた日本の雇用システムは崩壊の危機に直面している(図1)。

このような状況にわが国を追い込んだ病根として、金融システム不全、財政政策の失敗、高齢化に対する不安、構造変化への対応の遅れ、硬直的な労働市場など、いくつもの要因が指摘され、曲がりなりにも対策が打ち出されてきた。しかし、景気を反転させるほどの力強さには欠け、政府のマクロ経済政策に対する信頼は低下しつつある。とりわけ、旧来の公共投資政策への批判は激しく、公共投資の乗数が小さくなってきて

* 本稿を作成するにあたり、吉野直行(慶應義塾大学)、中村勝克(経済企画庁)の各先生方から貴重なコメントをいただいた。この場を借りて感謝したい。言うまでもなく、残る誤りは筆者の責任である。

図1 完全失業率の推移



いるとの指摘もあり、規模の縮小を唱える論者も多い。しかしながら、伝統的なケインジアン・アプローチに基づく公共投資のフロー効果が落ち込んだとしても、社会資本整備というストック蓄積の役割が否定されたわけではない。このようなサプライ・サイドの充実を通じた生産力増強効果が無視できない程大きいとすれば、公共投資を景気対策として用いることは誤りとは限らないだろう。事実、アメリカにおいて社会資本の存在が経済成長に大きく寄与したと主張するAschauer (1989) に影響を受けた多くの研究が、日本のマクロ・データによっても同様のメカニズムを確認している¹⁾。

これらの研究は理論的基礎として次のような生産関数を考える。

$$(1) Y_t = F(L_t, K_t, G_t)$$

ここで、 Y は生産量、 L は労働投入量、 K は民間資本、 G は社会資本であり、各要素投入に関して $F' > 0$ が成立している。この生産関数は投

1) このアイデアを一躍有名にしたAschauer (1989) 以前の初期の研究としてRatner (1983), Asako and Wakasugi (1984) が挙げられる。最近の研究動向については、畑農 (1998) や吉野・中島・中東 (1999) を参照されたい。

入要素として社会資本を含んでおり、インフラストラクチャーの充実がマクロ経済の生産性に正の効果を持つと想定している。もし、このようなメカニズムが働くとすると、社会資本整備は労働需要の増加をもたらす可能性がある。いま、経済が完全競争下にあり、労働投入の限界生産力と実質賃金が等しくなっていると考えよう。

$$(2) \quad \frac{\partial F_t}{\partial L_t} = \frac{W_t}{P_t}$$

ただし、 W は名目賃金、 P は物価水準である。各要素投入の限界生産力は逓減するものとし、 $F'' < 0$ を仮定すると、社会資本が増加するとき、(2)が成立するためには実質賃金が上昇するか、社会資本整備による生産性の上昇を相殺するように労働需要が増加する必要がある。仮に実質賃金が所与であれば、このモデルの下では社会資本整備は労働需要の増大を促すのである。

現実には、このようなメカニズムが働いているのであれば、①生産量と社会資本、②生産量と労働需要、③社会資本と労働需要、の間に正の関係が存在することが期待される。そこで、変数として(1)、(2)に表れる社会資本、生産量、実質賃金、民間資本、及び労働投入を構成する就業者数と労働時間を考慮し、わが国のマクロ・データを用いて単相関分析を試みた。社会資本は1993年度までは経済企画庁総合計画局編(1998)による推計値、1994年度以降はその値に『国民経済計算』の投資を積み上げた推計値、生産量は経済企画庁『国民経済計算』の実質GDP、民間資本は経済企画庁『民間企業資本ストック』の取付ベースを用い、就業者数は総務庁統計局『労働力調査』、労働時間と名目賃金は労働省『毎月勤労統計調査』から得た。また、賃金の実質化にはGDPデフレーターを用いた。なお、民間資本と社会資本についてはNTTとJRの民営化に伴うデータの不連続性に対処するために、経済企画庁総合計画局編(1998)における民間部門保有の運輸通信社会資本を民間資本から控除

し、社会資本に含めた。これらのデータがすべて入手可能なのは1955～1997年度であった。

社会資本、実質GDP、実質賃金、民間資本、就業者数、労働時間の6変数の対前年度変化率を用いた単相関分析の結果が表1に示してある。これを見ると、まず、実質GDPと社会資本の相関はほとんど0であることがわかる。また、就業者数と労働時間は実質GDPとはいくらか正の相関を持つものの、社会資本との相関は小さく、しかも負である。相関係数が大きいのは、実質賃金と社会資本や民間資本の間であり、正の関係が確認できる。これらのことから、これまで社会資本の増加があったときには、(2)式成立のため、主に実質賃金の上昇が生じていたと推測することが可能である。

しかし、変数間の関係にラグがある場合などには、相関係数による分析は適当でないかもしれない。そこで、グラフによる確認も行った。図2は実質GDPと社会資本の対前年度変化率であるが、明瞭な関係はほとんど確認されない。

図3は実質GDPと就業者数の対前年度変化率である。これら2つの変数は平行に変動しており、相関係数が比較的高いことも納得できる。ただし、1970年代前半以降、実質GDP変化率の水準だけが極端に低下しており、この現象が2変数の相関を押し下げていると思われる。

表1 対前年度変化率の単相関

	社会資本	実質GDP	実質賃金	民間資本	就業者数	労働時間
社会資本	1.0000					
実質GDP	0.0312	1.0000				
実質賃金	0.7494	0.2659	1.0000			
民間資本	0.4334	0.5497	0.7645	1.0000		
就業者数	-0.1534	0.5610	-0.2339	0.0341	1.0000	
労働時間	-0.2004	0.3493	-0.3578	-0.3569	0.3161	1.0000

もし、実質GDP伸び率の落ち込みを構造変化と捉えるのであれば、表1の相関係数による検討は、実質GDPと就業者数の間の関係を過小評価している可能性がある。

社会資本、民間資本と就業者数の対前年度変化率を見たのが図4である。あまり明瞭な関係は見られず、表1の分析結果を裏付けるものであった。

図2 実質GDPと社会資本

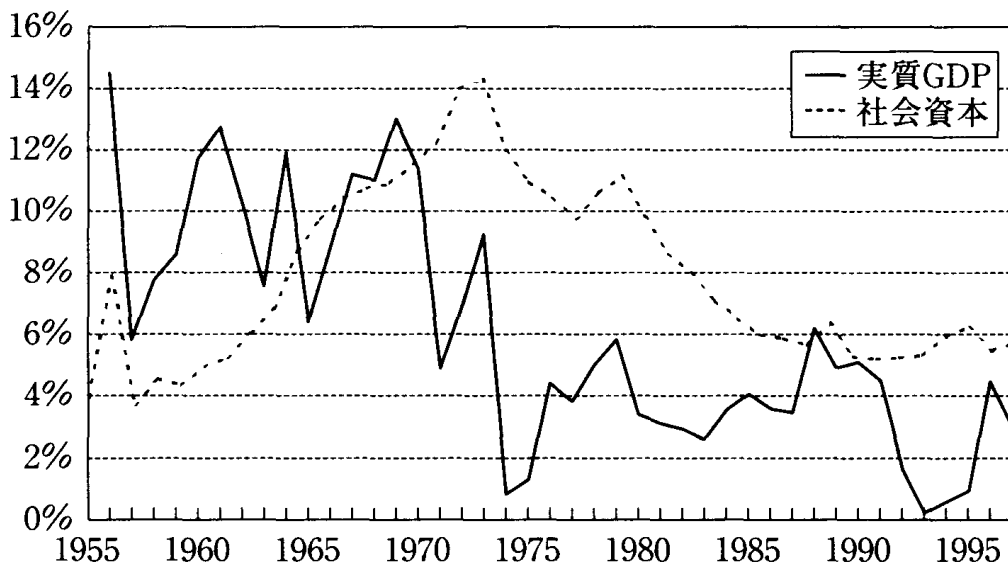
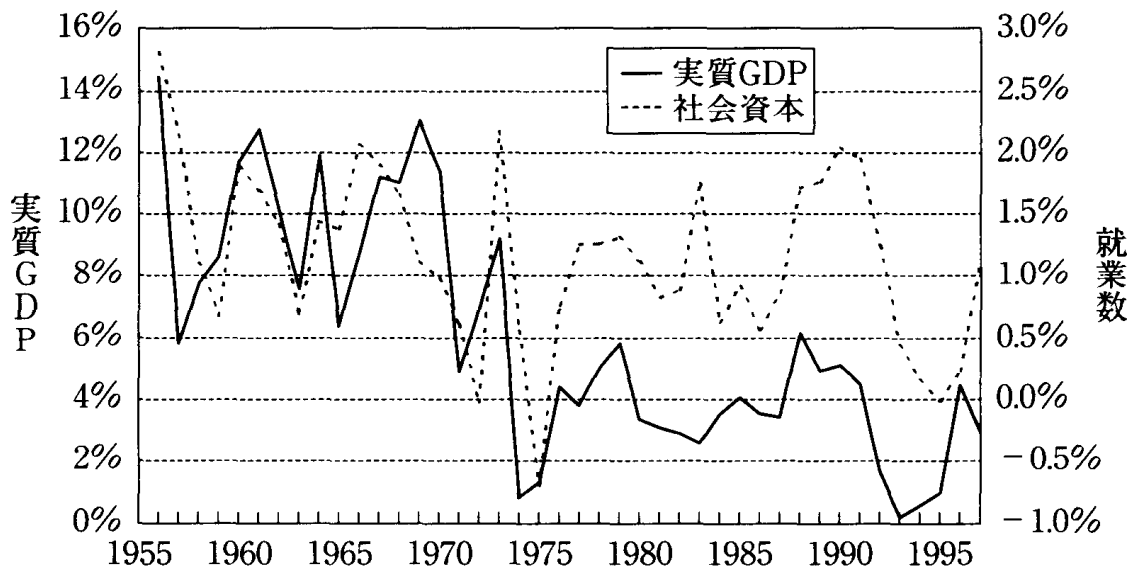


図3 実質GDPと就業者数



以上のように、前述したメカニズムを支持する変数間の関係は、時系列で見ても明瞭に確認することはできない。しかし、実質GDPと就業者数の関係に構造変化の可能性があるように、これらの変数間の関係が時期によって変化しているのかもしれない。そこで、別のアプローチにより、上記6変数の関係を検討してみよう。

表2は、社会資本、実質GDP、実質賃金、民間資本、就業者数、労働時間に対して主成分分析を適用した結果である。累積寄与率から考えて、これら6変数は3～4つの主成分に縮約できることがわかる。各主成分に対する6変数の寄与・ウェイトを表す固有ベクトルを検討すると、推定された各主成分が持つ特徴が明らかになる。主成分1では社会資本、実質賃金、民間資本の固有ベクトルが大きな正值をとっており、資本ストックの蓄積とそれに伴う実質賃金の上昇過程を表していると考えられる。そこで、主成分1を「資本蓄積」変数と捉えることにしよう。主成分2に対しては、実質GDP、民間資本、就業者数、労働時間の4変数が正の寄与を見せている。これらは(1)の生産関数に表れる変数のうち、社会資本を除いた民間の投入要素であるから、主成分2を「民間規模拡大」変数と考えよう。主成分3と主成分4は、社会資本の正の寄与を得ている点で似た特徴を持つが、就業者数と労働時間の重要性が対照的である。主成分3では労働時間が重要であるのに対して、主成分4では就業者数の寄与が高い。すなわち、社会資本増加に伴い、労働投入のうち労働時間が増加するというメカニズムを表しているのが主成分3、就業者数が増加するメカニズムを表しているのが主成分4ということになる。そこで、主成分3を「社会資本・労働時間」、主成分4を「社会資本・就業者数」と呼ぶこととする。

図5と図6は4つの主成分得点を図示したものである。これを見ると、「資本蓄積」の役割が大きかったのは1975年頃までであり、高度成長期を象徴する変数であることがわかる。これに対して、「民間規模拡大」

図4 資本ストックと就業者数

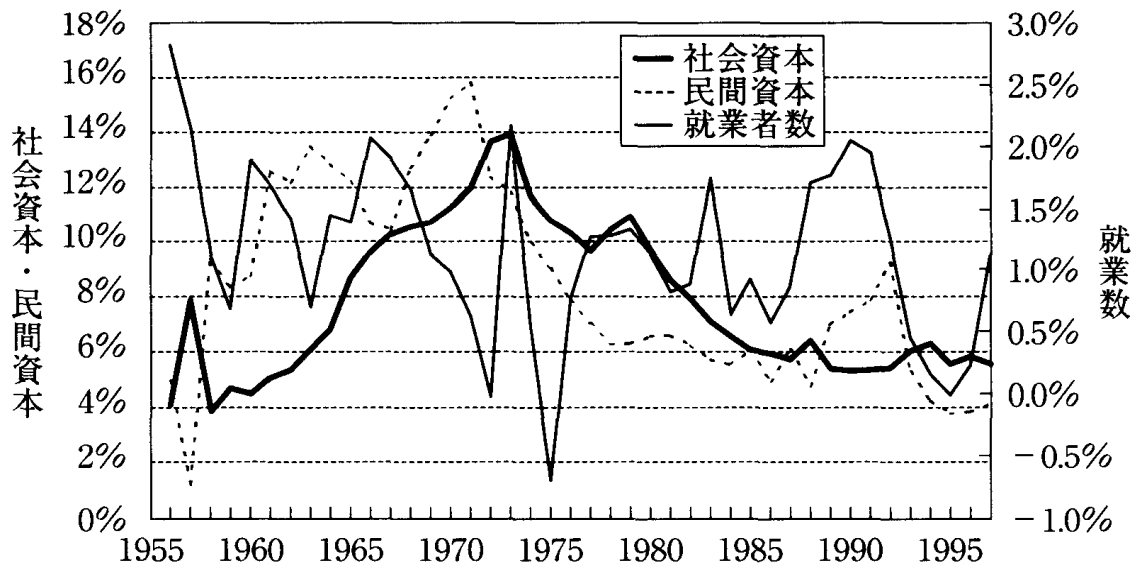


表2 主成分分析

	固有値	寄与率	累積寄与率	固有ベクトル					
				社会資本	実質GDP	実質賃金	民間資本	就業者数	労働時間
主成分1	2.6013	43.36%	43.36%	0.4740	0.1896	0.5923	0.5390	-0.1118	-0.2925
主成分2	1.8860	31.43%	74.79%	-0.0849	0.6569	-0.0171	0.2081	0.5900	0.4118
主成分3	0.7810	13.02%	87.81%	0.5660	-0.0738	0.1622	-0.3100	-0.2180	0.7101
主成分4	0.5337	8.89%	96.70%	0.4974	-0.2964	-0.0839	-0.2608	0.7044	-0.3057

は景気変動に対応しており、近時ではバブル崩壊に伴い激しい落ち込みを見せている。より興味深いのは、「社会資本・労働時間」と「社会資本・就業者数」の対比である。図6を見ると、これら2変数の動きは幾分ラグはあるものの、1980年以前まではかなり似通っているが、それ以降は対称的となることがわかる。すなわち、バブル時の景気過熱は「社会資本・労働時間」の減少と「社会資本・就業者数」の増加とにより特徴付けられ、逆に近時の景気低迷は「社会資本・労働時間」の増加と「社会資本・就業者数」の減少により特徴付けられる。

以上の分析により判明したことは、①社会資本と労働需要の単純な相関関係は必ずしも確認できないこと、②時期により変数間の連関に変化

図5 主成分1「資本蓄積」と主成分2「民間規模拡大」

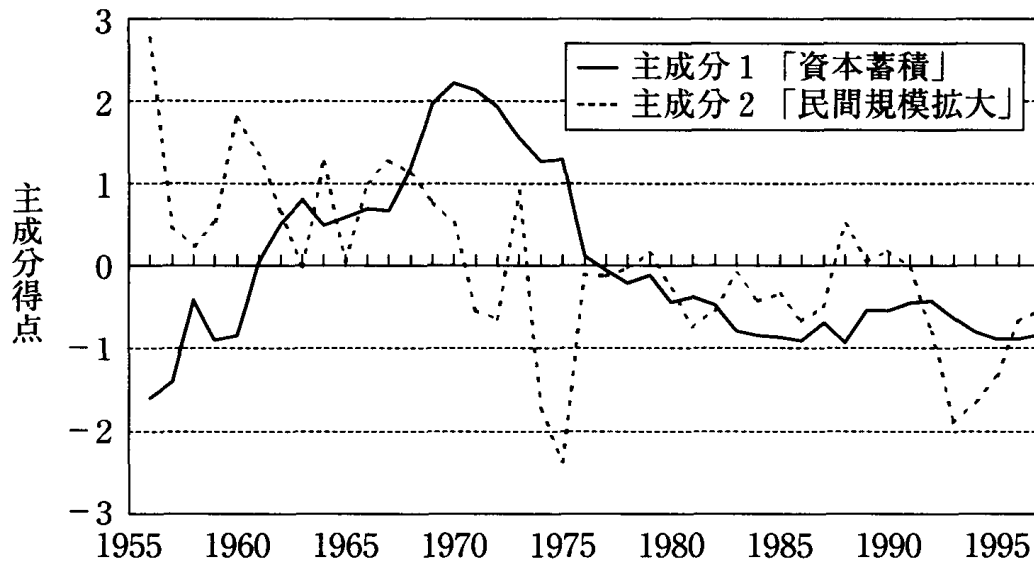
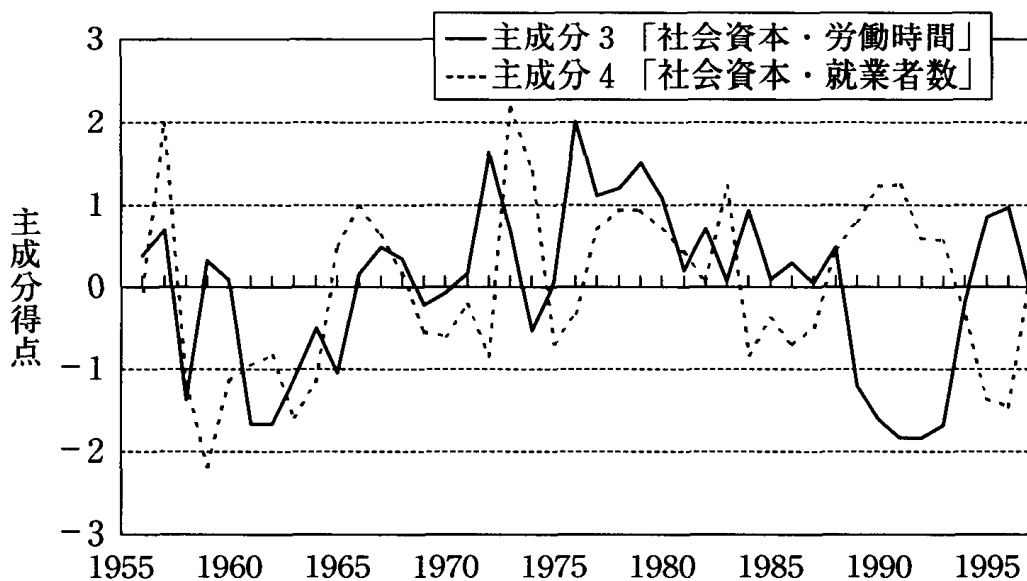


図6 主成分3「社会資本・労働時間」と主成分4「社会資本・就業者数」



が生じている可能性があること、の2点である。しかしながら、これらの分析からは、具体的に各変数の間にどのような定量的な関係が存在し、時期による変化がいかなるものであったのかはわからない。そこで、以下では、2つのアプローチに基づき、より詳細な検討を行う。1つは、メカニズムについて先験的に経済理論の制約を課さずに、統計的なデータ処理によって考察を加える方法である。具体的には、VAR (Vector

Autoregressive, 多変量自己回帰) モデルにより, 社会資本が雇用に及ぼす影響を検討する。2つめは, (1), (2)のような供給サイドのモデルを基礎に, その構造パラメータを推定する方法である。以下では, まず, 第2節でVARモデルによる分析を, 次に第3節で構造モデルによる分析を行い, 第4節で結果を要約する。

2. VARモデルによる分析

VARモデルは時系列分析の主要な道具の1つであり, 経済理論の制約をあまり必要としないことに特徴がある²⁾。分析上の重要な概念として, グランジャー因果性³⁾, 分散分解, インパルス応答関数が挙げられる。

分析の対象となる変数として, 前述のモデルに含まれていた社会資本, 実質GDP, 実質賃金, 民間資本, 就業者数, 労働時間を考える。分析は年度と四半期の2つについて行った。四半期ベースのデータも年度データと同じ統計により入手できるが, 社会資本のみ『国民経済計算』の公共投資額を用いて年度データを四半期データに変換した。また, 年度データと同様の方法でNTTとJRの民営化に対処することが困難なため, 『民間企業資本ストック』中の運輸通信資本を民間資本から除き, 社会資本に含めた。

準備のために単位根検定を行った結果が表3に示してある。すべて対数を取り, 四半期データについては季節性に対処するために対前年同期比を用いた。年度データは5%水準ですべてI(1)と考えられ, 四半期データは10%水準ではすべて単位根の存在を棄却できる。

ラグ次数は, シュバルツのベイズ情報量基準により, 年度で1, 四半

2) VARモデルの理論的基礎並びに応用方法については, 山本(1988), 山本(1992), 和合・伴(1995), マダラ(1996)等を参照されたい。

3) Granger(1969), Sims(1972)。

表3 単位根検定

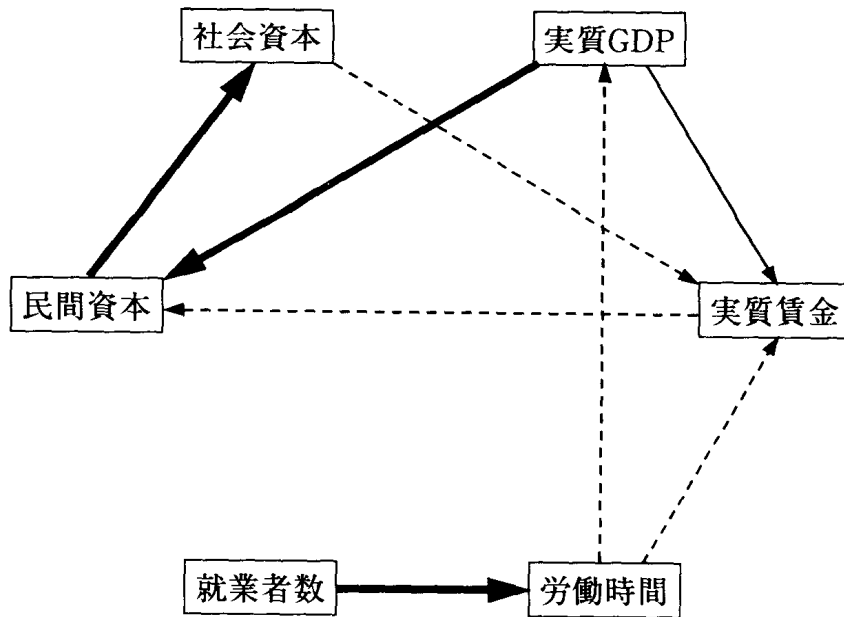
	年 度				四 半 期	
	水 準		階 差		P値(%)	ラグ次数
	P値(%)	ラグ次数	P値(%)	ラグ次数		
社会資本	9.6	1	2.1	6	6.4	1
実質GDP	95.9	1	0.6	0	0.0	3
実質賃金	50.5	1	0.8	9	7.6	1
民間資本	74.0	1	3.7	2	6.4	1
就業者数	8.1	1	1.0	0	0.2	7
労働時間	21.3	1	1.0	0	3.6	8

期で4を採用した。また、四半期ベースの推定期間は1957年第2四半期～1998年第3四半期であるが、前半（1957年第2四半期～1974年第1四半期）と後半（1974年第2四半期～1998年第3四半期）に期間を分割した推定も行った。

図7と図8はVARモデルに基づくグランジャー因果を示したものである。これらを比較するといくつかのことがわかる。第1に、年度データと四半期データで傾向がいくらか異なる。特に重要なのは実質GDPから就業者数への因果の有無であろう。年度では確認できないものの、四半期では実質GDPから就業者数への因果関係が5%水準で有意となっている。第2に、社会資本から生産量、社会資本から就業者数への因果関係が有意でない。

図9と図10は、四半期データを2つの期間に分けて分析したものである。2つの差は一目瞭然であろう。前半では変数間の関係が極めて少なく、様々な経済変動は最終的に実質賃金の変化となって表れると言える。これに対し、後半では変数間の関係がより複雑になってきている。重要な特徴としては、第1に内生的な変数が実質賃金ではなく、民間資本に変化したこと、第2に実質GDPから就業者数、社会資本から就業者数

図7 グランジャー因果：年度 (1959～1997年度)



注：太実線は1%，細実線は5%，破線は10%水準で有意であることを意味する。以下同様。

図8 グランジャー因果：四半期 (1957：2～1998：3)

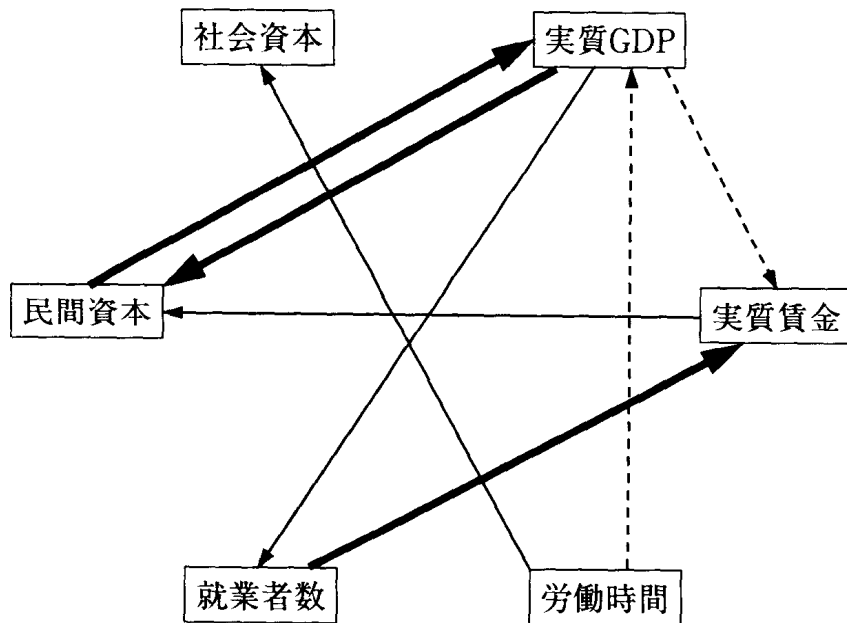


図9 グランジャー因果：四半期・前半（1957：2～1974：1）

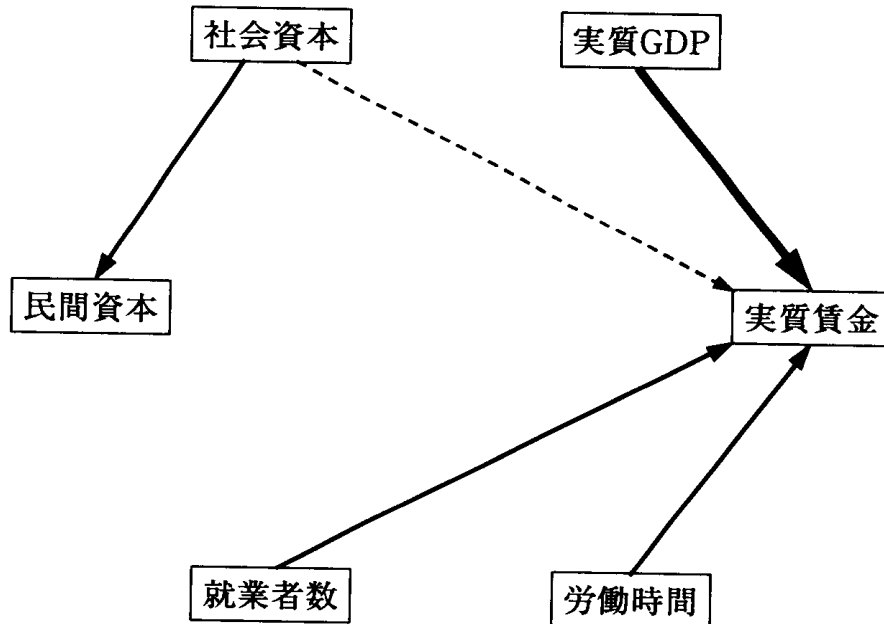
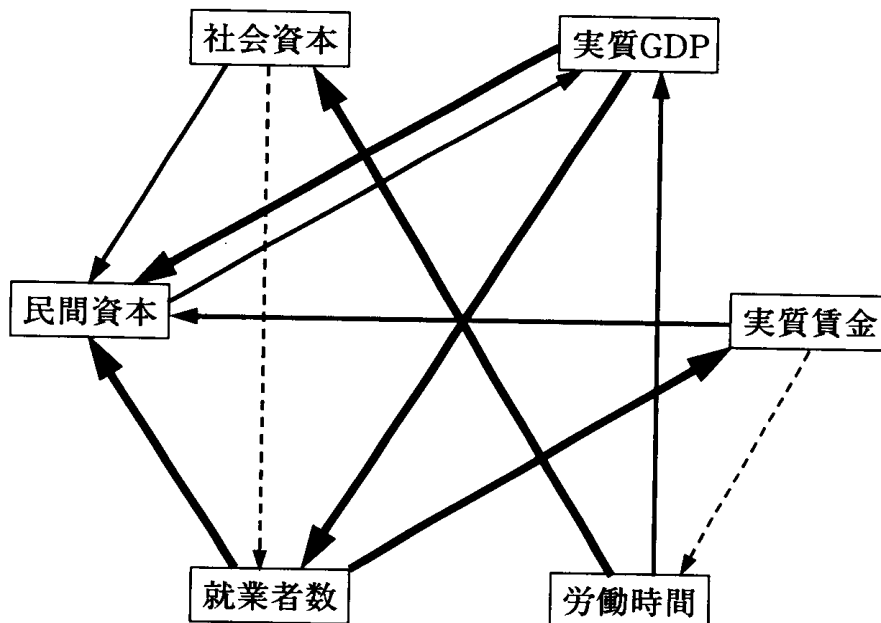


図10 グランジャー因果：四半期・後半（1974：2～1998：3）



への因果関係が確認されること、が挙げられる。

表4から表7は就業者数について分散分解の結果を示したものである。年度、四半期ともに、就業者数の変動は就業者数自身と実質GDPの変動によって、その多くを説明される。しかし、期間別に見ると、前半に

表4 就業者数変動の分散分解 (%) : 年度 (1959~1997年度)

期	社会資本	実質GDP	実質賃金	民間資本	就業者数	労働時間
1	2.68	14.67	9.42	0.06	73.16	0.00
2	3.73	24.86	8.62	0.35	59.18	3.26
3	3.48	25.55	7.93	0.33	56.59	6.11
4	3.49	24.79	7.73	0.33	57.10	6.56
5	3.71	24.59	7.71	0.33	57.17	6.50

表5 就業者数変動の分散分解 (%) : 四半期 (1957:2~1998:3)

期	社会資本	実質GDP	実質賃金	民間資本	就業者数	労働時間
1	0.06	5.91	0.73	0.96	92.34	0.00
2	0.08	8.60	0.59	2.11	88.62	0.00
3	0.43	13.21	1.14	1.77	83.41	0.02
4	1.34	15.45	1.04	2.96	78.92	0.28
5	1.71	20.07	0.98	3.50	73.33	0.42
6	1.95	22.21	1.12	3.64	70.09	0.99
7	1.88	23.10	1.08	3.53	68.42	1.98
8	1.93	23.22	1.07	3.49	67.44	2.85
9	2.16	22.49	1.09	3.67	66.53	4.06
10	2.60	21.88	1.08	4.13	65.55	4.75
11	3.06	21.49	1.07	4.50	64.77	5.12
12	3.57	21.25	1.06	4.89	64.00	5.23

比べて後半では変動要因が多岐に渡っていることがわかるだろう。

図11から図14は就業者数の各ショックに対するインパルス応答関数である。説明要因の重要性についての結論は分散分解と同様のものであり、この分析で新たに明らかになることは、効果の正負とそのタイミングということになる。全期間で推定すると、実質GDP、社会資本ともに当初正の影響を持つが、次第に減衰していくという特徴は共通である。これに対し、期間別に見ると、幾分様相が異なる。前半では、当初の正の効果次第に減衰していくという特徴は依然として確認されるが、後半

表6 就業者数変動の分散分解(%) : 四半期・前半(1957:2~1974:1)

期	社会資本	実質GDP	実質賃金	民間資本	就業者数	労働時間
1	1.25	16.88	0.23	0.88	80.76	0.00
2	1.67	18.93	0.66	2.58	76.12	0.04
3	2.62	22.09	2.80	2.34	70.10	0.04
4	5.01	21.91	2.57	4.48	65.46	0.59
5	8.62	22.91	2.69	5.02	59.69	1.07
6	10.23	22.74	2.66	5.00	57.17	2.20
7	10.78	21.70	3.31	4.70	55.89	3.62
8	10.82	21.28	3.65	4.63	55.23	4.39
9	10.67	21.74	3.68	4.69	54.52	4.70
10	10.56	22.53	3.68	4.81	53.76	4.65
11	10.47	23.97	3.59	4.71	52.63	4.63
12	10.57	25.28	3.56	4.57	51.06	4.95

表7 就業者数変動の分散分解(%) : 四半期・後半(1974:2~1998:3)

期	社会資本	実質GDP	実質賃金	民間資本	就業者数	労働時間
1	0.22	0.41	12.09	5.68	81.60	0.00
2	2.79	4.65	16.96	4.72	70.88	0.00
3	2.43	10.69	18.13	4.53	64.07	0.16
4	2.51	21.83	19.08	3.72	52.42	0.44
5	2.28	38.98	15.82	3.01	39.57	0.35
6	2.24	48.32	13.60	3.04	32.04	0.77
7	1.96	52.70	12.62	3.79	26.94	1.98
8	1.87	53.99	11.56	4.92	23.84	3.82
9	2.18	50.98	10.81	6.02	21.50	8.50
10	2.90	46.97	10.25	7.35	19.57	12.95
11	3.88	43.12	9.55	8.27	18.01	17.18
12	4.69	39.62	8.85	9.03	16.53	21.28

図11 就業者数変動のインパルス応答関数：年度 (1959～1997年度)

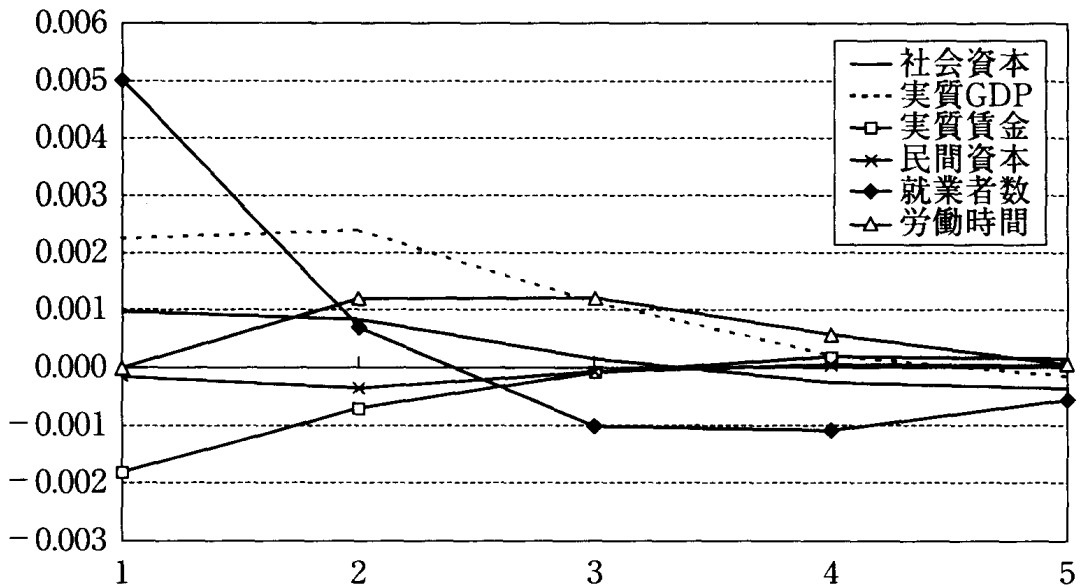
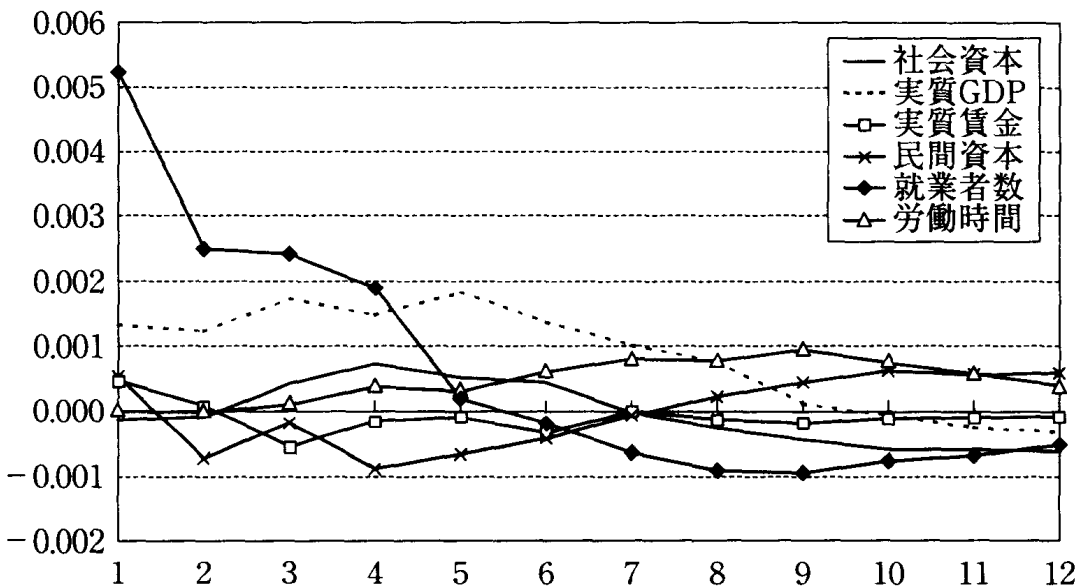


図12 就業者数変動のインパルス応答関数：四半期(1957：2～1998：3)



では実質GDPの影響は1年ほど経過してから急速に増大しており、社会資本の影響は時間とともに高まっている。

以上をまとめれば、社会資本と雇用の定量的関係を検討する場合、期間によるメカニズムの変化を考慮する必要性が示唆される。このような構造変化を勘案しないと、分析を誤る危険性があるだろう。

図13 就業者数変動のインパルス応答関数：
四半期・前半（1957：2～1974：1）

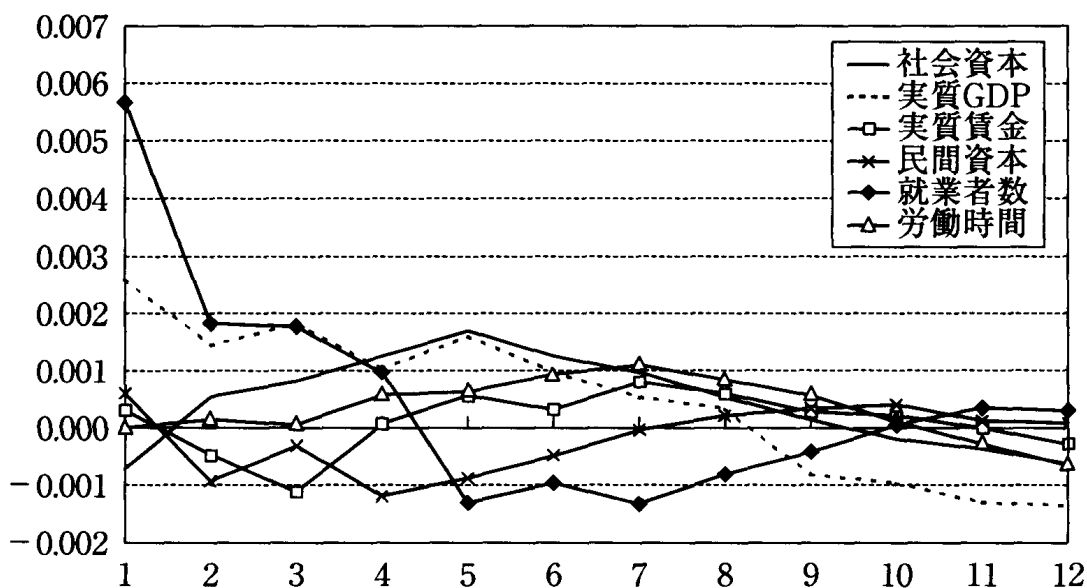
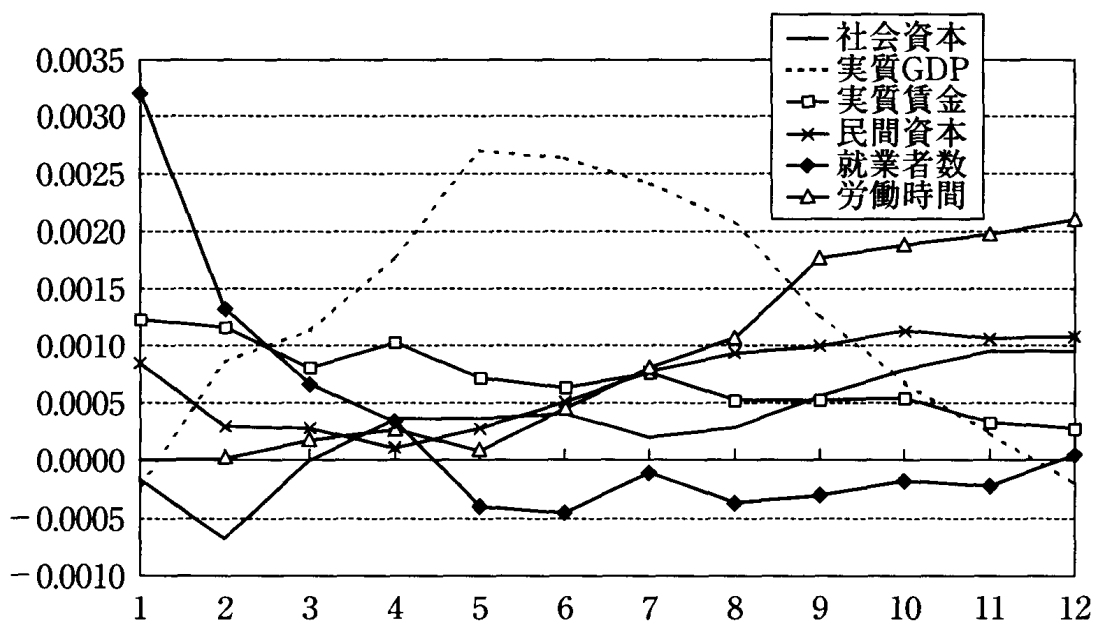


図14 就業者数変動のインパルス応答関数：
四半期・後半（1974：2～1998：3）



3. 構造モデルによる分析

社会資本が経済の生産能力を高めるとすれば、その効果は生産要素需要にまで波及するはずである。 Y , A , H , N , θ , K , G をそれぞれ生産量, 技術水準, 労働時間, 就業者数, 資本稼働率, 民間資本ストック, 社会資本ストックとし,

$$(3) \quad Y_t = A_t (H_t N_t)^\alpha (\theta_t K_t)^\beta G_t^\gamma$$

のようなコブ・ダグラス型の生産関数を考え、完全競争を仮定すると、利潤最大化条件から実質賃金と労働投入の限界生産性が等しくなる。

$$(4) \quad \frac{W_t}{P_t} = \frac{\partial Y_t}{\partial N_t} = \alpha \frac{Y_t}{N_t}$$

ここで、 W は名目賃金、 P は一般物価水準である。(4)式を変形すれば、

$$(5) \quad \ln N_t = \ln \alpha + \ln Y_t - \ln \left(\frac{W_t}{P_t} \right)$$

となり、実質賃金が所与ならば、(3)に基づいた社会資本整備による生産性の上昇は、(5)のメカニズムを通じて、労働需要を増大させることになる。

ところが、このようなメカニズムは生産要素市場が完全であることに依存している。資本市場はともかく、労働市場についてはその不完全性が重要な分析課題となると思われる。そこで、(5)の成立を検証するために、定数項が変化した可能性を考慮してダミー変数を含めた次式を推定する。

$$(6) \quad \ln N_t = a_{00} + a_{01} D_{71} + a_{02} D_{85} + a_{03} D_{92} + a_1 \ln Y_t + a_2 \ln W_t$$

ここで、 D_{71} は1970年度まで0、1971年度以降1となるダミー変数であり、 D_{85} と D_{92} も同様である。これらダミー変数の区切りとなる年は三井・井上(1995)及び畑農(1998)に倣ったものだが、 D_{71} は高度成長期と低成長期、 D_{85} はバブル発生前後、 D_{92} はバブル崩壊前後の変化を

代表していると考えてよい。また、生産要素市場が完全で(5)が成り立っていれば、 $a_1 = 1$ と $a_2 = -1$ との結果が期待される。

年度データを用いて、通常最小二乗法により(6)を推定した結果が表8の(i)列である。一見して $a_1 = 1$ 、 $a_2 = -1$ は棄却されることがわかる。そこで、 a_1 、 a_2 が変化している可能性を考え、係数ダミーを含めて次のような定式化も試みた。

$$(7) \quad \begin{aligned} \ln N_t = & a_{00} + a_{01}D_{71} + a_{02}D_{85} + a_{03}D_{92} \\ & + a_{10}\ln Y_t + a_{11}D_{71}\ln Y_t + a_{12}D_{85}\ln Y_t + a_{13}D_{92}\ln Y_t \\ & + a_{20}\ln W_t + a_{21}D_{71}\ln W_t + a_{22}D_{85}\ln W_t + a_{23}D_{92}\ln W_t \end{aligned}$$

(7)式の推定結果である表8の(ii)列によると、 a_1 、 a_2 ともに1971年度以降変化している可能性が高いことがわかる。しかし、 D_{85} と D_{92} を掛け合わせた項はいずれも有意でなく、バブル期に関連した構造変化はないようである。なお、この結果は定数項ダミーの存在に影響されない。最後に、表8の(iii)列は、係数ダミーとして D_{71} のみを考慮したケースであり、次の式

$$(8) \quad \begin{aligned} \ln N_t = & a_{00} + a_{01}D_{71} + a_{02}D_{85} + a_{03}D_{92} \\ & + a_{10}\ln Y_t + a_{11}D_{71}\ln Y_t + a_{20}\ln W_t + a_{21}D_{71}\ln W_t \end{aligned}$$

で表される。結果は表8の(ii)列とほとんど変わらない。

表8の推定結果に基づき、労働需要の生産弾力性と賃金弾力性⁴⁾を期間別に計算したのが表9である。計算は以下のように行われる。

1957～70年度： a_{00}

1971～84年度： $a_{00} + a_{01}$

1985～91年度： $a_{00} + a_{01} + a_{02}$

1992～97年度： $a_{00} + a_{01} + a_{02} + a_{03}$

4) 以下では、需要の所得弾力性や価格弾力性に倣い、 x (ex.生産)が y (ex.労働需要)に及ぼす影響を弾性値で表したものを「 y の x 弾力性」と呼ぶこととする。

表8 労働需要関数 (1957~1997年度)

	(i)	(ii)	(iii)
定数項	6.1304** (0.262)	6.9657** (0.219)	6.9657** (0.215)
D_{71}	-0.0283* (0.012)	-0.9199** (0.271)	-0.8837** (0.262)
D_{85}	0.0421** (0.006)	3.0451 (7.617)	-0.0068 (0.005)
D_{92}	0.0399** (0.007)	-2.3891 (7.733)	0.0141** (0.004)
生産量	0.1479** (0.013)	0.1672** (0.009)	0.1672** (0.009)
D_{71}		0.1913** (0.032)	0.2008** (0.024)
D_{85}		0.1244 (0.258)	
D_{92}		-0.3260 (0.378)	
賃金	0.0430 (0.027)	-0.0311 (0.022)	-0.0311 (0.022)
D_{71}		-0.0965* (0.038)	-0.1068** (0.032)
D_{85}		-0.3046 (0.714)	
D_{92}		0.4339 (0.773)	
Adj. R2	0.993	0.999	0.999
D. W.	0.976	1.456	1.355

注：カッコ内は標準誤差。**は1%水準で有意，*は5%水準で有意。以下同様。

表9 労働需要関数：期間別弾力性

	表8・(ii)		表8・(iii)	
生産量	1957～70年度	0.1672** (0.009)	1957～70年度	0.1672** (0.009)
	1971～84年度	0.3585** (0.033)	1971～97年度	0.3680** (0.025)
	1985～91年度	0.4829 (0.260)		
	1992～97年度	0.1569 (0.459)		
賃金	1957～70年度	-0.0311 (0.022)	1957～70年度	-0.0311 (0.021)
	1971～84年度	-0.1276** (0.044)	1971～97年度	-0.1379** (0.039)
	1985～91年度	-0.4323 (0.715)		
	1992～97年度	0.0017 (1.054)		

ただし、 $i=1$ は生産弾力性、 $i=2$ は賃金弾力性である。また、標準誤差は、推定された各パラメータの確率分布が無相関であることを想定して計算した。

表9を見ると、1985～91年度と1992～97年度の弾力性は有意でないこと、1957～70年度と1971～84年度を比べると弾力性の絶対値が大きくなっていることがわかる。したがって、理論的に期待される値に比べて小さいものの、生産性の上昇が労働需要を増加させる効果は期間を通じて正であることは確かであり、しかも高度成長期より低成長期において大きいと結論できるだろう。

次に、社会資本が生産に及ぼす効果を明らかにするために生産関数を推定する。一国経済を対象に、社会資本を含んだ生産関数を推定した研

究は内外を問わず数多く存在するが、一部を除き、社会資本の生産力効果の存在が肯定されている⁵⁾。

生産関数は(3)を基礎に、技術水準を

$$(9) \ln A_t = b_{00} + b_{01}TT + b_{02}T_{71} + b_{03}T_{85} + b_{04}T_{92}$$

のように、トレンド TT 及びトレンドダミー T_{71} , T_{85} , T_{92} で表せるものとする。ここで、 T_{71} , T_{85} , T_{92} はそれぞれ1970年度, 1984年度, 1991年度まで0で, 1971年度, 1985年度, 1992年度からトレンドとなる変数である。前述のダミー変数と同様に, これらの変数も三井・井上(1995)及び畑農(1998)に倣っている。さらに, 収穫一定の制約を課し, (稼働率を考慮した)民間資本1単位当たりに直すと, 次のような式が得られる。

$$\alpha + \beta + \gamma = 1 :$$

$$(10) \ln \left(\frac{Y_t}{\theta_t K_t} \right) = b_{00} + b_{01}TT + b_{02}T_{71} + b_{03}T_{85} + b_{04}T_{92} + b_1 \ln \left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t} \right) + b_2 \ln \left(\frac{G_t}{\theta_t K_t} \right)$$

$$\alpha + \beta = 1 :$$

$$(11) \ln \left(\frac{Y_t}{\theta_t K_t} \right) = b_{00} + b_{01}TT + b_{02}T_{71} + b_{03}T_{85} + b_{04}T_{92} + b_1 \ln \left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t} \right) + b_2 \ln G_t$$

ただし, $b_1 = \alpha$, $b_2 = \gamma$ である。上記2式のうち, $\alpha + \beta + \gamma = 1$ のケースは社会資本まで含めて収穫一定が成立しており, 社会資本の役割は対価不払い生産要素 (Unpaid Factor of Production) である。他方, $\alpha + \beta = 1$ のケースは労働投入と民間資本のみで収穫一定が成立しており, 社会資本の役割は環境創出 (Creation of Atmosphere) ということになる。

(10), (11)を推定した結果が表10の(i)と(iv)である。いずれのケースでも, 生産の社会資本弾力性は有意に正であり, 先行研究の結論を支持する結

5) 畑農(1998), 吉野・中島・中東(1999)を参照のこと。

表10 生産関数 (1957~1997年度)

	$\alpha + \beta + \gamma = 1$			$\alpha + \beta = 1$		
	(i)	(ii)	(iii)	(iv)	(v)	(vi)
定数項	-3.3401** (0.418)	-3.5483** (0.421)	-3.5716** (0.411)	-10.6613** (1.313)	-10.5302** (1.396)	-9.8133** (1.291)
トレンド TT	0.0546** (0.006)	0.0619** (0.007)	0.0619** (0.007)	0.0492** (0.008)	0.0541** (0.009)	0.0564** (0.009)
T_{71}	-0.0597** (0.005)	-0.0717** (0.010)	-0.0676** (0.010)	-0.0641** (0.007)	-0.0702** (0.011)	-0.0626** (0.010)
T_{85}	0.0177** (0.006)	0.0118 (0.018)		0.0206** (0.008)	0.0131 (0.014)	
T_{92}	-0.0158* (0.007)	0.0147 (0.029)		-0.0117 (0.007)	0.0017 (0.016)	
労働投入	0.5483** (0.070)	0.6190** (0.074)	0.6216** (0.073)	0.9715** (0.051)	1.0028** (0.068)	0.9836** (0.066)
D_{71}		-0.1487 (0.106)	-0.0950 (0.095)		-0.0730 (0.106)	-0.0114 (0.096)
D_{85}		-0.1446 (0.313)	-0.3394** (0.103)		-0.1786 (0.236)	-0.3449* (0.134)
D_{92}		0.6234 (0.550)	0.3368** (0.126)		0.3644 (0.319)	0.3205* (0.162)
社会資本	0.3753** (0.074)	0.3572** (0.076)	0.3527** (0.074)	0.4917** (0.124)	0.4730** (0.130)	0.4062** (0.120)
D_{71}		0.0095 (0.010)	0.0048 (0.009)		-0.0010 (0.004)	0.0013 (0.004)
D_{85}		0.0430 (0.088)	0.0980** (0.030)		-0.0196 (0.025)	-0.0370* (0.014)
D_{92}		-0.2239 (0.197)	-0.1226** (0.046)		0.0480 (0.042)	0.0428* (0.021)
Adj. R2	0.997	0.997	0.997	0.997	0.997	0.997
D.W.	1.477	1.618	1.655	1.266	1.419	1.437

果となっている。しかし、労働需要関数の推定で見たように、期間による係数の変化の可能性があるため、前と同じように係数ダミーを含んだ以下の2式も推定した。

$$\alpha + \beta + \gamma = 1 :$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_t}{\theta_t K_t}\right) &= b_{00} + b_{01}TT + b_{02}T_{71} + b_{03}T_{85} + b_{04}T_{92} \\ (12) \quad &+ b_{10}\ln\left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t}\right) + b_{11}D_{71}\ln\left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t}\right) + b_{12}D_{85}\ln\left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t}\right) + b_{13}D_{92}\ln\left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t}\right) \\ &+ b_{20}\ln\left(\frac{G_t}{\theta_t K_t}\right) + b_{21}D_{71}\ln\left(\frac{G_t}{\theta_t K_t}\right) + b_{22}D_{85}\ln\left(\frac{G_t}{\theta_t K_t}\right) + b_{23}D_{92}\ln\left(\frac{G_t}{\theta_t K_t}\right) \end{aligned}$$

$$\alpha + \beta = 1 :$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_t}{\theta_t K_t}\right) &= b_{00} + b_{01}TT + b_{02}T_{71} + b_{03}T_{85} + b_{04}T_{92} \\ (13) \quad &+ b_{10}\ln\left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t}\right) + b_{11}D_{71}\ln\left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t}\right) + b_{12}D_{85}\ln\left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t}\right) + b_{13}D_{92}\ln\left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t}\right) \\ &+ b_{20}\ln G_t + b_{21}D_{71}\ln G_t + b_{22}D_{85}\ln G_t + b_{23}D_{92}\ln G_t \end{aligned}$$

表10の(ii)と(v)に(12), (13)を推定した結果が示してある。これによると、労働投入、社会資本のいずれにおいても係数ダミーが有意になることはないが、同時に(i), (iv)において有意であった T_{85} と T_{92} が有意でなくなり、トレンドダミーと係数ダミーが干渉しあっている可能性が示唆される。そこで、 T_{85} と T_{92} を除いた

$$\alpha + \beta + \gamma = 1 :$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{Y_t}{\theta_t K_t}\right) &= b_{00} + b_{01}TT + b_{02}T_{71} \\ (14) \quad &+ b_{10}\ln\left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t}\right) + b_{11}D_{71}\ln\left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t}\right) + b_{12}D_{85}\ln\left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t}\right) + b_{13}D_{92}\ln\left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t}\right) \end{aligned}$$

$$+ b_{20} \ln \left(\frac{G_t}{\theta_t K_t} \right) + b_{21} D_{71} \ln \left(\frac{G_t}{\theta_t K_t} \right) + b_{22} D_{85} \ln \left(\frac{G_t}{\theta_t K_t} \right) + b_{23} D_{92} \ln \left(\frac{G_t}{\theta_t K_t} \right)$$

$$\alpha + \beta = 1 :$$

$$\ln \left(\frac{Y_t}{\theta_t K_t} \right) = b_{00} + b_{01} TT + b_{02} T_{71}$$

$$(15) \quad + b_{10} \ln \left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t} \right) + b_{11} D_{71} \ln \left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t} \right) + b_{12} D_{85} \ln \left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t} \right) + b_{13} D_{92} \ln \left(\frac{H_t N_t}{\theta_t K_t} \right)$$

$$+ b_{20} \ln G_t + b_{21} D_{71} \ln G_t + b_{22} D_{85} \ln G_t + b_{23} D_{92} \ln G_t$$

の2式も推定してみたところ、表10の(iii), (vi)のような結果が得られた⁶⁾。この場合には、1985年度（バブル発生）と1992年度（バブル崩壊）を境に構造変化が生じていると解釈できる。このうち労働投入については、バブル発生とバブル崩壊による係数の変化は対称であり、バブルの間だけ係数が0.3強だけ低下していたことになり、収穫一定の制約による違いはない。ところが、社会資本の効果については収穫一定の制約により相異なる結論が得られている。すなわち、 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ のケースでは生産の社会資本弾力性はバブル発生とともに上昇し、バブル崩壊とともに低下したと考えられるが、 $\alpha + \beta = 1$ のケースでは逆にバブル発生とともに低下し、バブル崩壊とともに上昇したと考えられるのである。

ただし、このような差異はモデルの本質に拠るとは限らず、 G を除いている θK の扱い方に依存している可能性もある。例えば、社会資本も景気により稼働率が変化すると考え、それが θ と等しいとすると、 θK ではなく K で除すべきである。しかし、 K で除した場合、推定のパフォーマンスは大きく低下し、他の変数の有意性も怪しくなった。現実には、社会資本の稼働率は民間資本の稼働率と同じではないのであろう。

6) T_{71} を排除した推定も行ったが、説明力及びD.W.が極端に低下することから、採用するには問題があると考えられる。

残念ながら、適当な統計は存在しないので、この点について検証することは極めて困難である。

残されたアプローチは、2つの制約のいずれが妥当なのかを統計的に検証することである。三井・井上(1995)、畑農(1998)によれば、いずれかを棄却することはできないものの、日本では $\alpha + \beta = 1$ の方が相対的には当てはまりがよい⁷⁾。これらの分析を信じれば、生産の社会資本弾力性はバブル発生とともに低下し、バブル崩壊とともに上昇したと考えられ、一般に信じられている公共投資の効果が低下したという考え

表11 生産関数：期間別弾力性

	$\alpha + \beta + \gamma = 1$		$\alpha + \beta = 1$		
	(ii)	(iii)	(v)	(vi)	
労働投入	1957～70年度	0.6190** (0.074)	0.6216** (0.073)	1.0028** (0.068)	0.9836** (0.066)
	1971～84年度	0.4703** (0.130)	0.5266** (0.120)	0.9298** (0.126)	0.9722** (0.116)
	1985～91年度	0.3258 (0.339)	0.1871 (0.158)	0.7512** (0.268)	0.6273** (0.178)
	1992～97年度	0.9491 (0.646)	0.5239* (0.202)	1.1156* (0.417)	0.9478** (0.240)
社会資本	1957～70年度	0.3572** (0.076)	0.3527** (0.074)	0.4730** (0.130)	0.4062** (0.120)
	1971～84年度	0.3667** (0.077)	0.3575** (0.075)	0.4720** (0.130)	0.4075** (0.120)
	1985～91年度	0.4097** (0.117)	0.4555** (0.080)	0.4523** (0.132)	0.3705** (0.121)
	1992～97年度	0.1858 (0.229)	0.3330** (0.093)	0.5003** (0.138)	0.4133** (0.123)

7) Aschauer (1989) によれば、アメリカでは $\alpha + \beta + \gamma = 1$ の方が当てはまりがよい。

とは逆の結論となる。

表11は表10のパラメータを基に、労働需要関数と同様の手順により期間別で推定された生産の労働投入弾力性と社会資本弾力性である。 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ のケースではいくつかの弾力性は有意でないが、 $\alpha + \beta = 1$ のケースではすべての弾力性が有意となっている。社会資本弾力性に限れば、 T_{85} 、 T_{92} を除いた(iii)と(vi)ではすべて有意であり、期間による差もそれほど大きなものではない。せいぜい、 $\alpha + \beta + \gamma = 1$ のケースでバブル期の値が大きくなっていることが目立つ程度であろう。

以上では、労働需要関数と生産関数を個別に推定したが、これらの関数は右辺に内生変数を含んでおり、本来は同時推定を行うべきである。そこで、2つの方程式を完全情報最尤法により同時推定した結果が表12である。ここでは、労働需要関数として係数ダミーに D_{71} のみを含んだ(8)式、生産関数としてトレンドダミーのうち T_{85} と T_{92} を除いた(14)式及び(15)式を採用した。

係数値を厳密に見ると個別推定との相違が見られるが、定性的な結論には影響がない。ただし、 $\alpha + \beta = 1$ のケースで生産の社会資本弾力性が前よりも小さくなっており、個別推定では過大評価されていた可能性がある点に注意が必要である。しかしながら、ここで問題となる労働需要の生産弾力性と生産の社会資本弾力性はともに有意に正であり、期間による係数変化のパターンも個別推定の場合と変わらない。

表12の推定を基に期間別弾力性を計算すると、表13のようになる。労働需要の賃金弾力性の有意性が低下したものの、他の弾力性の有意性は個別推定とあまり変わらない。大きく異なるのは、前述したように、 $\alpha + \beta = 1$ のケースで生産の社会資本弾力性が小さくなっているという点である。

念のため、労働需要の生産弾力性と生産の社会資本弾力性について個別推定と同時推定の結果をまとめておくと、表14のようになる。

表12 労働需要関数と生産関数：同時推定 (1957~1997年度)

		$\alpha + \beta + \gamma = 1$	$\alpha + \beta = 1$
労働需要関数	定数項	6.8846** (0.304)	6.7109** (0.257)
	D_{71}	-0.8848* (0.372)	-0.8860** (0.325)
	D_{85}	-0.0038 (0.008)	0.0016 (0.007)
	D_{92}	0.0159** (0.005)	0.0190** (0.005)
	生産量	0.1581** (0.014)	0.1496** (0.013)
	D_{71}	0.1908** (0.036)	0.1638** (0.036)
	賃金	-0.0181 (0.032)	0.0010 (0.027)
	D_{71}	-0.0986* (0.046)	-0.0766 (0.046)
	Adj. R2	0.9988	0.9989
	D.W.	1.3844	1.0445
生産関数	定数項	-3.6535** (0.442)	-8.7400** (1.097)
	トレンド TT	0.0674** (0.009)	0.0651** (0.011)
	T_{71}	-0.0774** (0.011)	-0.0693** (0.012)
	労働投入	0.6708** (0.093)	1.0036** (0.081)
	D_{71}	-0.1943 (0.106)	-0.1339 (0.101)
	D_{85}	-0.4201** (0.133)	-0.4241** (0.137)
	D_{92}	0.4156* (0.212)	0.4614* (0.231)
	社会資本	0.3549** (0.074)	0.2979** (0.101)
	D_{71}	0.0087 (0.009)	0.0012 (0.004)
	D_{85}	0.1217** (0.045)	-0.0469** (0.016)
D_{92}	-0.1504* (0.073)	0.0607* (0.029)	
Adj. R2	0.9986	0.9985	
D.W.	1.4693	1.0802	

表13 同時推定：期間別弾力性

			$\alpha + \beta + \gamma = 1$	$\alpha + \beta = 1$
労働需要関数	生産量	1957～70年度	0.1581** (0.014)	0.1496** (0.013)
		1971～97年度	0.3489** (0.038)	0.3134** (0.038)
	賃金	1957～70年度	-0.0181 (0.032)	0.0010 (0.027)
		1971～97年度	-0.1167* (0.056)	-0.0756 (0.054)
生産関数	労働投入	1957～70年度	0.6708** (0.093)	1.0036** (0.081)
		1971～84年度	0.4765** (0.141)	0.8697** (0.129)
		1985～91年度	0.0564 (0.194)	0.4456* (0.188)
		1992～97年度	0.4721 (0.287)	0.9070** (0.298)
	社会資本	1957～70年度	0.3549** (0.074)	0.2979** (0.101)
		1971～84年度	0.3636** (0.074)	0.2991** (0.101)
		1985～91年度	0.4852** (0.087)	0.2522* (0.103)
		1992～97年度	0.3349** (0.113)	0.3129** (0.107)

最後に、社会資本が労働需要に及ぼす効果を考えよう。以上で考えたモデルにおいて、労働需要の社会資本弾力性は

$$(16) \frac{d \ln N}{d \ln G} = \frac{\partial \ln N}{\partial \ln Y} \cdot \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln G} = (\text{労働需要の生産弾力性}) \times (\text{生産の社会資本弾力性})$$

と書ける。これを期間別に計算してみると、表15のようになる。個別推

表14 期間別弾力性：個別推定と同時推定の比較

		個別推定		同時推定	
		$\alpha + \beta + \gamma = 1$	$\alpha + \beta = 1$	$\alpha + \beta + \gamma = 1$	$\alpha + \beta = 1$
生産→労働需要	1957～70年度	0.1672**	0.1672**	0.1581**	0.1496**
	1971～97年度	0.3680**	0.3680**	0.3489**	0.3134**
社会資本→生産	1957～70年度	0.3527**	0.4062**	0.3549**	0.2979**
	1971～84年度	0.3575**	0.4075**	0.3636**	0.2991**
	1985～91年度	0.4555**	0.3705**	0.4852**	0.2522*
	1992～97年度	0.3330**	0.4133**	0.3349**	0.3129**

注：個別推定の労働需要関数は表8(iii)，生産関数は表10(iii)と(vi)。

表15 社会資本整備の雇用創出効果（労働需要の社会資本弾力性）

$\alpha + \beta + \gamma = 1$	個別推定		同時推定	
	$\alpha + \beta + \gamma = 1$	$\alpha + \beta = 1$	$\alpha + \beta + \gamma = 1$	$\alpha + \beta = 1$
1957～70年度	0.0590	0.0679	0.0561	0.0446
1971～84年度	0.1316	0.1500	0.1269	0.0937
1985～91年度	0.1677	0.1363	0.1693	0.0790
1992～97年度	0.1226	0.1521	0.1168	0.0981

定と同時推定でいくらか値は異なるものの、1971年度を境として弾力性の変化がもっとも大きくなる点は共通している。高度成長期から低成長期へ移行する際の構造変化に比べてバブル発生・崩壊の影響は相対的に小さい。これは労働需要の社会資本弾力性を考える上で、生産の社会資本弾力性の変化よりも労働需要の生産弾力性の変化が重要であったことを意味している。

4. おわりに

以上の分析から、社会資本整備は雇用創出に一定の効果を持つことが確認された。しかも、その定量的な影響は低成長期に入って増大してお

り、さらに最近時点において特に低下した証拠はない。

しかしながら、本稿の分析にはいくつかの限界がある。特に、重要なのは、理論的に期待されるパラメータ値と実際に推定されるパラメータ値の乖離である。これは、何らかの労働市場の不完全性に拠ると思われるが、以上の分析では詳細はわからない。例えば、Gould (1968), Hamermesh (1993) は調整コストを導入し、雇用調整に遅れが伴う現実を説明しようとした。また、Oi (1962) は就業者は企業に特有な技能を有しているため、労働力に準固定性が生じる可能性を指摘した。これらの理論的展開を受けて、篠塚・石原 (1977) は日本における労働投入量の調整は主に時間によってなされ、人員調整が極めて緩慢である可能性を指摘した。同様に、篠塚 (1986), 小野 (1985), 水野 (1986), Abraham and Houseman (1989), 井出 (1993) 等が国際的に見て日本の雇用調整速度が遅いことを示し、時間調整が重要であることを指摘している。これらの研究蓄積を考慮すると、労働需要の調整を雇用数と労働時間に分離してモデル化する必要があるだろう。

また、人員調整速度が1973~74年を境に変化した可能性を指摘した研究はいくつか存在し、島田他 (1982), 経済企画庁編 (1992) が低下したと結論付けているのに対し、村松 (1983), Brunello (1984, 1985) は上昇したとしている。このような調整速度の変化が、本稿の分析といかなる関係にあるのかを検証することも今後の重要な課題である。

参考文献

- Abraham, Katharine G. and Susan Houseman (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.
- Asako, Kazumi and Ryuhei Wakasugi (1984) "Government Capital, Income Distribution, and Optimal Taxation," *Economia*, 80: 36-51.

- Aschauer, David Alan (1989) "Is Public Expenditure Productive?" *Journal of Monetary Economics*, 23 (2): 177-200.
- Brunello, Giorgio (1984) "Labour Adjustment in the Japanese Manufacturing Industry after the First Oil Shock: A Reconsideration," *Keio Economic Studies*, 21: 55-70.
- Brunello, Giorgio (1985) "Labour Adjustment in Japanese Incorporated Enterprises: An Analysis for the Period 1965-1983," *Hitotsubashi Journal of Economics*, 26: 165-180.
- Gould, John (1968) "Adjustment Costs in the Theory of Investment of the Firm," *Review of Economic Studies*, 35: 47-55.
- Granger, C.W.J. (1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 37: 161-194.
- Hamermesh, Daniel (1993) *Labor Demand*, Princeton University Press, Princeton.
- 畑農鋭矢 (1998) 「社会資本とマクロ経済の生産能力」『一橋論叢』, 119(6): 106-124。
- 井出多加子 (1993) 「ECMによる産業別雇用調整関数の計測—マクロ経済へのインプリケーション」『日本経済研究』, 24: 1-22。
- 岩本康志 (1990) 「日本の公共投資政策の評価について」『経済研究』, 41(3): 250-261。
- 釜田公良・河村 真・竹内信二・水野晶夫 (1994) 「公共投資と財政収支—高雇用余剰の実証分析—」『経済研究』, 45(1): 31-40。
- 経済企画庁編 (1992) 『平成4年版 経済白書』大蔵省印刷局。
- 経済企画庁総合計画局編 (1998) 『日本の社会資本 21世紀へのストック』東洋経済新報社。
- マダラ, G.S.[和合 肇訳] (1996) 『計量経済分析の方法 [第2版]』シーエーピー出版。
- 三井 清・井上 純 (1995) 「社会資本の生産力効果」, 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, 第3章: 43-65。
- 水野朝夫 (1986) 「雇用調整パターンの国際比較」『経済学論纂 (中央大学)』, 27: 57-79。
- 村松久良光 (1983) 『日本の労働市場分析—“内部化した労働”の視点より—』白桃書房。
- Oi, Walter Y. (1962) "Labor as a Quasi-fixed Factor," *Journal of Political Economy*, 70: 538-555.
- 小野 旭 (1985) 「最近の低経済成長と今後の雇用吸収力」, 南亮三郎・水野朝夫編『先進工業国の雇用と失業』千倉書房, 第6章: 157-188。
- Ratner, Jonathan B. (1983) "Government Capital and the Production Function for U.S. Private Output," *Economics Letters*, 13 (2-3): 213-217.
- 島田晴雄・細川豊明・清家 篤 (1982) 「賃金および雇用調整過程の分析」『経済分析』, 84。
- 篠塚英子 (1986) 「製造業における雇用調整: 1971-1983年」『日本経済研究』, 15: 61-72。

篠塚英子・石原恵美子（1977）「オイル・ショック以降の雇用調整－4カ国比較と日本の規模間比較」『日本経済研究』，6：39-52。

Sims, C.A. (1972) "Money, Income, and Causality," *American Economic Review*, 62: 540-552.

和合 肇・伴 金美（1995）『TSPによる経済データの分析 [第2版]』東京大学出版会。

山本 拓（1988）『経済の時系列分析』創文社。

山本 拓（1992）「時系列分析とその経済分析への応用」『フィナンシャル・レビュー』，23：48-71。

吉野直行・中島隆信・中東雅樹（1999）「社会資本のマクロ生産効果推計」，吉野直行・中島隆信編『公共投資の経済効果』日本評論社，第2章：13-33。

（2000年3月28日受理）