

道路資本ストックの地域経済効果¹

近 藤 春 生

1. はじめに

我が国では、特にバブル崩壊後の1990年代に景気対策として公共投資が積極的に用いられてきたにも関わらず、景気回復が思わしくなかったこともあり、公共投資の有効性や、社会資本の効率性について懐疑的な見方がなされるようになって久しい。しかしながら、2012年の総選挙で約3年ぶりに政権に復帰した自民党は「国土強靱化」をスローガンに、再び公共投資を増額する意向を示している。少子高齢化を背景に、我が国の財政状況はより厳しくなることが予想され、効率的な予算配分を実現するためには、公共投資（もしくは社会資本）の質を高めることは喫緊の課題であるといえる。

また、不況局面に入ると、特に公共事業への依存度が高い、非都市圏において、地域経済対策として公共投資を求める声も依然として聞かれ、公共投資（社会資本）が地域経済にどのようなインパクトを与えているかを分析することは今なお重要であると考えられる。

公共投資を含む公的支出や社会資本と地域経済の関係について実証的に分析したものとしては、例えば、土居（1998）、林（2004a, b）や近藤（2011）があげられる。これらの研究では、都道府県単位のパネルデータを用いて、社会資本を含んだ生産関数の推定や、ベクトル自己回帰（VAR）モデルによる分析を行っている。ただし、公共投資の効果や社会資本の効率性は、その内容（産業基盤か生活基盤か、道路か住宅か）によっても大きく変わるであろう。

1 本稿は、西南学院大学在外研究規則に基づく、カナダ・クイーンズ大学における在外研究で得られた研究成果の一部である。

そこで、本稿では、地域経済への貢献がしばしば期待され、事業規模が最も大きい道路に着目して、社会資本ストックとしての道路資本と地域経済との関係について、都道府県単位のパネルデータを用いた VAR モデルによって明らかにすることを試みる。具体的には、道路資本と生産量、民間資本、雇用との相互関係を明らかにする。また、道路の種類による違いを考慮すべく、国道と地方道に分けて分析するほか、地域および時期による違いも考慮に入れるべくサブサンプルを用いた分析も行うこととする。

本稿の構成は、以下の通りである。第2節では、社会資本や道路資本の経済効果に関する先行研究を概観し、論点整理を行う。第3節では、実証分析の枠組みとデータを説明し、推定結果について述べる。第4節はまとめである。

2. 既存研究と論点整理

2.1 社会資本の経済効果

社会資本の経済効果に関する実証分析は、これまでに多数行われているが、分析手法としては、(1)生産関数アプローチ、(2)成長回帰アプローチ、(3)VARアプローチ、(4)資本化仮説アプローチの主に4つに大別できる²。(1)の生産関数アプローチに基づく国内の研究としては、国内ではマクロデータを用いた研究として、Asako and Wakasugi (1984)、岩本 (1990)、三井・井上 (1995)、吉野・中島・中東 (1999) などが、地域別のデータを用いた研究として、Mera (1973)、浅子・坂本 (1993)、岩本他 (1996)、井田・吉田 (1999)、林 (2009)、宮川他 (2013) など多数存在する。(2)の成長回帰アプローチに基づく国内の研究としては、中里 (1999)、塩路 (2000)、近藤 (2012) などが、(3)の VAR を用いた研究としては、土居 (1998)、林 (2004a, b) などがあげられる。また、(4)資本化仮説を応用した研究としては、田中 (1999)、三井・林 (2001)、

2 そのほかのアプローチとしては、井堀・近藤 (1998) のように消費関数の推定から公共投資の便益を推定するものや、海外では、Lynde and Richmond (1992) のように費用関数を用いた研究も多く存在する。公共投資の経済効果に関する我が国のサーベイとしては、岩本 (2005) が、海外の研究のサーベイとしては、Romp de Haan (2007) および Pereira and Andraz (2010) が詳しい。

林（2003a）、赤木（2004）などがあげられる。マクロレベルの実証分析では、社会資本の生産に対する効果はプラスに推定されていることが多いが、その効果は近年低下傾向にあること、地域のデータを用いた実証分析からは、都市圏の社会資本の生産に対する効果が大きい一方で、地方圏では小さいことなどが多くの研究で指摘されている。

2.2 道路資本の経済効果

一方で道路資本に限定して、その経済効果を計量経済学的に分析した研究としては、マクロデータを用いて生産関数の推定を行った太田（1996）、社会資本の全要素生産性に対する影響を分析した根岸（2001b）、都道府県別のデータを用いて生産関数の推定を行った根岸（2001a）、林（2003b）、林（2004）、宮崎（2004）、宮崎（2014）などがあげられる。また、生産関数以外のアプローチを用いた研究としては、成長回帰アプローチを用いて、道路整備が地域経済成長に与える影響について分析した中里（2001）、林（2010）などが存在する³。これらの研究の多くの研究が、道路資本が生産に寄与していない可能性を指摘しているが、根岸（2001b）は道路資本ストックが地域の全要素生産にプラスの効果があることを示しているほか、林（2004）では、道路は民間投資を誘発してきたものの、限界生産性は必ずしも高くなかったとしている。また、宮崎（2004）では、道路の生産力効果は東京都のみにおいて確認され、道路整備により東京一極集中が助長されたとしている。それに対して、中里（2001）では、道路インフラを地域間インフラと地域間インフラに区分して分析を行ったところ、地域内インフラ（一般道路）は地域の経済成長にプラスの影響を与えないものの、地域間インフラ（一般国道や高速道路）はプラスの影響を与えていること、ただし、時系列的にみると、1960年代、70年代に比べて、80年代は道路資本が経済成長に与える効果が低下している可能性を指摘している。

3 道路資本の経済効果を分析した海外の文献としては、生産関数アプローチを採用した Boarnet（1997）や Fernald（1999）、費用関数アプローチを採用した Seitz（1993）や Keeler and Ying（1988）、VARを用いたものとして、Pereira and Andraz（2011）などがある。

2.3 実証分析の論点

以上の先行研究で得られた分析結果は、我が国の公共投資政策や社会資本の質を評価する上で有益であると考えられる。しかしながら、依然として以下のような課題があると考えられる。まず、社会資本の一部としての道路資本と地域経済の関係について十分に実証的に明らかにされているとは言い難い。上述の通り、道路資本に限定した研究では、多くが生産関数アプローチを採用しているが、道路整備が地域経済に及ぼす効果を分析するためには、民間投資や雇用といった地域経済変数との関係を分析することは有用であろう。そのためには、林（2004a, b）や近藤（2011）で用いられたような VAR モデルによる分析が有益であると考えられるが、これらは公共投資や政府消費の効果を分析したもので、道路に限定したものではない。

また、生産関数に基づいたアプローチでは、社会資本の内生性が推定上問題になることが多い。これは、生産関数に説明変数として含まれる社会資本が、政策によって決定され、生産から社会資本への因果関係が考えられるために、最小二乗法による推定ではバイアスが生じるからである。この問題に対して、生産関数アプローチを用いる宮崎（2004）、宮崎（2014）や中里（2001）では操作変数を用いた推定によって対処しようとしている。ただし、適切な操作変数を求めることは一般的に容易ではない。時系列データの特性を生かして、因果関係を分析できる VAR によるアプローチは内生性への対処という点でもメリットがあると考えられる。

さらに、先行研究では、社会資本の効果は、時期や地域、また社会資本の内容によっても異なることが指摘されてきた。そこで本稿では、道路資本ストックのデータとして、国道と地方道のデータを用いることで、両者の地域経済へのインパクトの違いを考慮するほか、サンプル規模が大きいパネルデータの利点を生かして、時期別もしくは都市圏と非都市圏といった地域による効果の違いを明らかにする。また、中里（2001）等でも考慮されているように、道路資本の経済効果が県外にスピルオーバーする可能性も考え、地域ブロックによる分析もあわせて行うこととする。

3. 実証分析

3.1 分析の枠組み

本稿では、道路資本ストックが地域経済に及ぼす影響を分析するために、道路資本（国道 KRC と地方道 KRL）、民間資本 KP、雇用 N、生産量 Y の 5 変数からなる、誘導形 VAR モデルの推定を行い、Granger 因果性テスト、インパルス応答関数によって、各地域経済変数への影響について解釈を試みる。具体的に推定する VAR の形式は以下の通りとなる。

$$x_{it} = B_0 + B_1 x_{it-1} + \dots + B_p x_{it-p} + C_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 x は内生変数ベクトルを表し、 $x' = [KRC, KRL, KP, N, Y]$ となる。また、 B_0 は定数項ベクトルを、 B_1, \dots, B_p は係数ベクトルを、 C_i は固定効果ベクトルを、 ε_{it} は攪乱項ベクトルをそれぞれ表す。なお、VAR のラグ次数は、サブサンプルにおける自由度を確保するために、Schwartz の情報量基準（SIC）に基づいて検討した結果、すべて 2 に固定した。

データの期間は 1970 年度から 2009 年度であるが、後述するように定常性を確保するために対数階差をとるほか、2 期ラグをとる関係で、推定期間はフルサンプルで、1973 年度から 2009 年度まで ($t=37$) となる。一方、個体方向には、46 都道府県（沖縄県除く）となり、パネルのサンプルサイズは、トータルで $37 \times 46 = 1702$ となる。また、前述のように、時期や地域による道路資本ストックの地域経済に対する効果の違いを考慮するために、サブサンプルを用いた分析も行う。時期については、当該サンプル期間においてもっとも大きな構造変化はバブル経済前後で生じていると考えられることから、1990 年度を境に、1973 年度～1990 年度の 18 年を前期、1991 年度～2009 年度までの 19 年を後期と区分した。地域については、近藤（2011）にならい、都市圏と非都市圏の 2 地域に区分した。これは、総務省自治行政局『行政投資実績』で用いられている地域区分と同様であり、都市圏に区分されるのは、関東（茨城県、栃木県、群馬県、山梨県、長野県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県）、東海（岐阜

県、静岡県、愛知県、三重県)、近畿(滋賀県、京都府、奈良県、大阪府、兵庫県、和歌山県)の19都府県であり、残りの27道県(沖縄県除く)は非都市圏に区分される。以上のように、時期による区分(前期と後期)と、地域による区分(都市圏と非都市圏)を組み合わせることにより、時期と地域による道路資本の効果の違いを同時に分析することができる。

また、道路資本の経済効果が県外にスピルオーバーする可能性を考慮して、地域ブロック単位での分析も行う。地域ブロックの区分は、近藤(2012)にならない、北海道・東北(北海道、青森県、岩手県、宮城県、秋田県、山形県、福島県、新潟県)、関東(茨城県、栃木県、群馬県、千葉県、東京都、神奈川県、山梨県、長野県)、北陸(富山県、石川県、福井県)、東海(岐阜県、静岡県、愛知県)、近畿(滋賀県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、和歌山県)、中国(鳥取県、島根県、岡山県、広島県、山口県)、四国(徳島県、香川県、愛媛県、高知県)、九州・沖縄(福岡県、佐賀県、長崎県、熊本県、大分県、宮崎県、鹿児島県、沖縄県)の8ブロックとした。地域ブロック単位の分析では、フルサンプルと、時期による違いを分析するために、前期と後期のサブサンプルを用いた分析も行う。スピルオーバーも考慮した地域ブロック単位の推定を行うことにより、都道府県単位で得られた推定結果が頑健であるかを確認することができると考えられる。

3.2 データ

道路資本ストックのデータは、中東(2012)で推計された、「生産的道路資本ストック」を用いる。国道と地方道について、沖縄県を除く46都道府県別の道路資本ストックデータが、1963年から2009年まで得られる⁴。この国道と地方道ストックの推移をまとめたのが、図1である。図1-1は全国合計値の推移(レベル)を、図1-2は変化率の推移を表している。これによると、レベルで見ると国道と地方道は概ね1:2の割合で増加し続けていること、変化率で見ると、1970年代から90年代半ばまでは、両者はほぼ同じ動きをしているが、そ

4 道路資本データは、<http://www.econ.niigata-u.ac.jp/~m-nakahigashi/resdat.html> (新潟大学中東雅樹氏のウェブサイト)から利用可能である。

図1-1 国道・地方道ストック（沖縄県を除く全国計）の推移

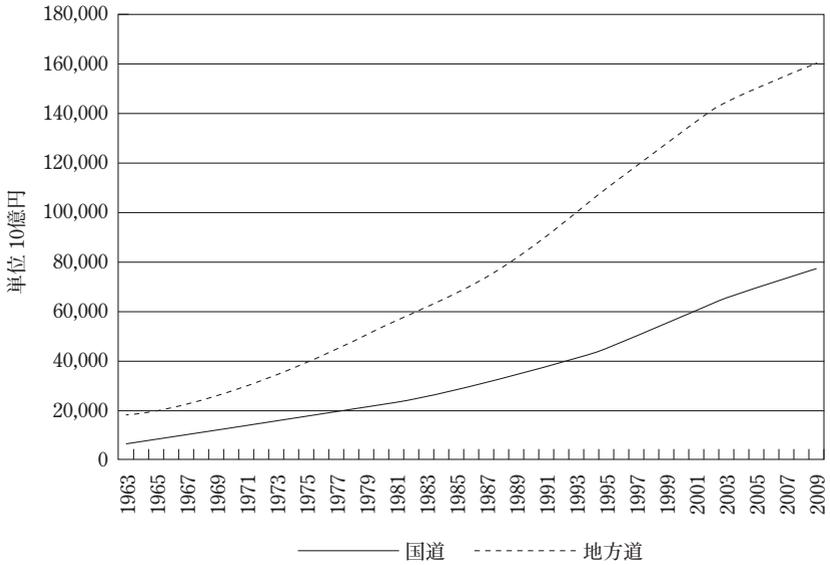
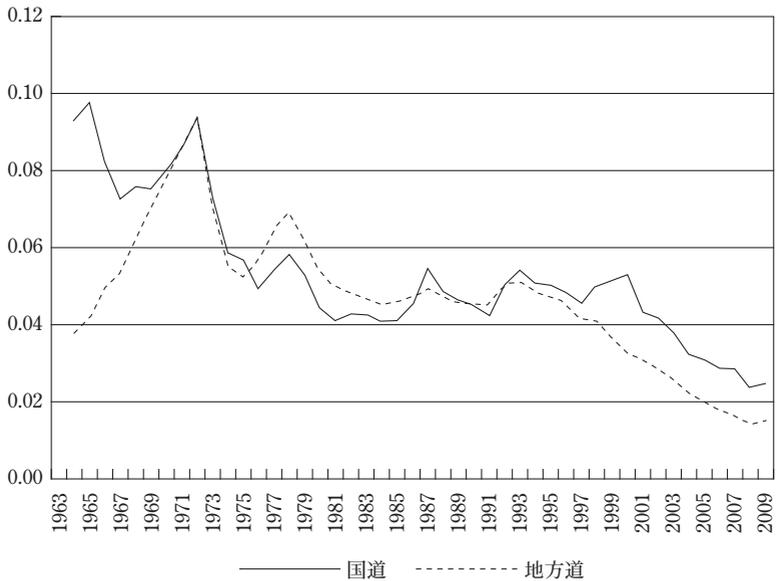


図1-2 国道・地方道ストック（沖縄県を除く全国計）変化率の推移



れ以降は、国道ストックに比べて地方道ストックの伸びは鈍化していることが確認できる。また、民間資本のデータとしては、内閣府「都道府県別民間資本ストック（平成12暦年価格）」の有形資本合計値（無形資本除く、製造業資本ストックと非製造業資本ストック合計値）を用いる。ただし、上述の道路資本ストックが平成17年基準であることから、齟齬が生じる。そこで、内閣府「民間企業資本ストック平成12年確報（平成2年基準）」と同「民間企業資本ストック平成24年確報（平成17年基準）」を用いて、両者が重複する1994年から1999年までの合計値の比率を用いて接続し、1970年度から2009年度までの民間資本の全国値を推計した。その上で、「都道府県別民間資本ストック」から求められる各年度の都道府県別シェアに上記で推計した全国値を掛け合わせることで、都道府県別の民間資本ストックを計算した。また、雇用と生産量データについては、内閣府『県民経済計算』の県内就業者数、県内総生産を用いる。ただし、1970年度から2009年度まで連続するデータ得られないため、『県民経済計算』の昭和55年基準、平成2年基準、平成12年基準の計数を重複する期間の合計値を用いて接続した。県内総生産については、一部の県でデフレーターが欠損して利用できないため、名目値を上述の方法で接続し、国民経済計算のGDPデフレーターを用いて、平成17年基準に実質化した。

3.3 単位根検定

パネルデータを用いたVARの推定や、Granger因果性検定を正確に行う上では、変数の定常性を確保することが必要である。そこで、各変数を対数でとった系列について、Choi（2001）によって提案されたFisher-typeのパネル単位根検定を行った。単位根検定の結果は、レベルについては表1（表1-1～1-4）、1階階差については表2（表2-1～2-4）にそれぞれ示すとおりである。

これによると、レベルでは単位根ありとの帰無仮説は棄却されないものの、1階階差をとると帰無仮説は、ごく一部のサブサンプルを除いて、通常の有意水準で棄却される⁵。この結果を踏まえ、すべての変数がI(1)過程であると判断し、本稿では、1階階差（つまり、対数階差）をとった系列を用いて、VARを推定することとする⁶。

表1-1 単位根検定 (レベル・全国)

変数	フルサンプル		1973-1990		1991-2009	
log(KRC)	4.870	[1.000]	-7.613**	[0.000]	14.672	[1.000]
log(KRL)	18.494	[1.000]	2.441	[1.000]	7.225	[1.000]
log(KP)	12.047	[1.000]	-8.871**	[0.000]	-6.648**	[0.000]
log(N)	12.907	[1.000]	-3.726**	[0.000]	-1.536	[0.062]
log(Y)	7.768	[1.000]	-6.266**	[0.000]	0.226	[0.590]

注1：数値は、Choi (2001) のZ検定統計量，[]内はP値を表す。

注2：*は5%水準で有意，**は1%水準で有意であることを表す。

注3：H₀：単位根あり

表1-2 単位根検定 (レベル・都市圏)

変数	フルサンプル		1973-1990		1991-2009	
log(KRC)	2.151	[0.984]	-5.374**	[0.000]	8.554	[1.000]
log(KRL)	13.308	[1.000]	1.676	[0.953]	3.887	[1.000]
log(KP)	11.963	[1.000]	-5.336**	[0.000]	-6.296**	[0.000]
log(N)	7.204	[1.000]	-0.538	[0.295]	-0.623	[0.267]
log(Y)	6.992	[1.000]	-2.668**	[0.004]	-2.400**	[0.008]

注1：数値は、Choi (2001) のZ検定統計量，[]内はP値を表す。

注2：*は5%水準で有意，**は1%水準で有意であることを表す。

注3：H₀：単位根あり

5 ただし、サブサンプルでは1階階差をとっても帰無仮説が棄却されないケースがいくつか見られた。したがって、サブサンプルにおける分析結果の解釈は注意が必要である。

6 パネル単位根検定を行うことで定常性を確認するとともに、パネル共和分検定も行ったところ、サブサンプルにおいては共和分関係なしの帰無仮説は棄却できないケースも見られた。共和分関係が存在する場合には、VECM (Vector Error Correction Model) を推定することも考えられる。しかし、Ramaswamy and Rendu (2000) が指摘するように、純粋な統計的關係として得られる共和分関係に、経済学的な解釈を与えることは必ずしも容易ではない。

表1-3 単位根検定 (レベル・非都市圏)

変数	フルサンプル		1973-1990		1991-2009	
log(KRC)	4.552	[1.000]	-5.429**	[0.000]	11.975	[1.000]
log(KRL)	12.976	[1.000]	1.780	[0.962]	6.169	[1.000]
log(KP)	5.690	[1.000]	-7.032**	[0.000]	-3.397**	[0.000]
log(N)	10.803	[1.000]	-4.412**	[0.000]	-1.483	[0.069]
log(Y)	4.274	[1.000]	-5.941**	[0.000]	2.309	[1.000]

注1：数値は、Choi (2001) のZ検定統計量，[]内はP値を表す。

注2：*は5%水準で有意，**は1%水準で有意であることを表す。

注3：H₀：単位根あり

表1-4 単位根検定 (レベル・地域ブロック)

変数	フルサンプル		1973-1990		1991-2009	
log(KRC)	4.811	[1.000]	-4.146**	[0.000]	6.635	[1.000]
log(KRL)	11.888	[1.000]	2.203	[0.986]	1.645	[0.950]
log(KP)	5.816	[1.000]	-4.248**	[0.000]	-5.000**	[0.000]
log(N)	6.620	[1.000]	-1.748*	[0.040]	-2.243*	[0.012]
log(Y)	3.915	[1.000]	-1.865	[0.096]	-0.714	[0.238]

注1：数値は、Choi (2001) のZ検定統計量，[]内はP値を表す。

注2：*は5%水準で有意，**は1%水準で有意であることを表す。

注3：H₀：単位根あり

表2-1 単位根検定 (1階階差・全国)

変数	フルサンプル		1973-1990		1991-2009	
Δ log(KRC)	-9.225**	[0.000]	-4.373**	[0.000]	-3.235**	[0.001]
Δ log(KRL)	-8.063**	[0.000]	-10.491**	[0.000]	-4.331**	[0.000]
Δ log(KP)	-15.421**	[0.004]	-6.472**	[0.000]	-5.009**	[0.000]
Δ log(N)	-18.105**	[0.000]	-12.874**	[0.000]	-6.876**	[0.000]
Δ log(Y)	-24.017**	[0.000]	-13.141**	[0.000]	-14.553**	[0.000]

注1：数値は、Choi (2001) のZ検定統計量，[]内はP値を表す。

注2：*は5%水準で有意，**は1%水準で有意であることを表す。

注3：H₀：単位根あり

表2-2 単位根検定（1階階差・都市圏）

変数	フルサンプル		1973-1990		1991-2009	
$\Delta \log(\text{KRC})$	-5.296**	[0.000]	-2.025*	[0.021]	-4.244**	[0.000]
$\Delta \log(\text{KRL})$	-3.786**	[0.000]	-6.843**	[0.000]	-2.390**	[0.008]
$\Delta \log(\text{KP})$	-8.492**	[0.000]	-3.149**	[0.001]	-3.144**	[0.001]
$\Delta \log(\text{N})$	-10.262**	[0.000]	-8.370**	[0.000]	-4.564**	[0.000]
$\Delta \log(\text{Y})$	-15.029**	[0.000]	-10.632**	[0.000]	-8.691**	[0.000]

注1：数値は、Choi (2001) のZ検定統計量，[]内はP値を表す。

注2：*は5%水準で有意，**は1%水準で有意であることを表す。

注3：H₀：単位根あり

表2-3 単位根検定（1階階差・非都市圏）

変数	フルサンプル		1973-1990		1991-2009	
$\Delta \log(\text{KRC})$	-7.599**	[0.000]	-4.010**	[0.000]	-0.663	[0.254]
$\Delta \log(\text{KRL})$	-7.348**	[0.000]	-7.954**	[0.000]	-3.649**	[0.000]
$\Delta \log(\text{KP})$	-13.004**	[0.000]	-5.806**	[0.000]	-3.900**	[0.000]
$\Delta \log(\text{N})$	-15.024**	[0.000]	-9.782**	[0.000]	-5.147**	[0.000]
$\Delta \log(\text{Y})$	-18.741**	[0.000]	-8.234**	[0.000]	-11.704**	[0.000]

注1：数値は、Choi (2001) のZ検定統計量，[]内はP値を表す。

注2：*は5%水準で有意，**は1%水準で有意であることを表す。

注3：H₀：単位根あり

表2-4 単位根検定（1階階差・地域ブロック）

変数	フルサンプル		1973-1990		1991-2009	
$\Delta \log(\text{KRC})$	-2.748**	[0.003]	-0.096	[0.462]	-0.713	[0.238]
$\Delta \log(\text{KRL})$	-6.120**	[0.000]	-6.834**	[0.000]	-2.649**	[0.004]
$\Delta \log(\text{KP})$	-4.514**	[0.000]	-2.366**	[0.009]	-1.773*	[0.038]
$\Delta \log(\text{N})$	-6.373**	[0.000]	-5.920**	[0.000]	-1.002	[0.158]
$\Delta \log(\text{Y})$	-8.496**	[0.000]	-4.501**	[0.000]	-4.866**	[0.000]

注1：数値は、Choi (2001) のZ検定統計量，[]内はP値を表す。

注2：*は5%水準で有意，**は1%水準で有意であることを表す。

注3：H₀：単位根あり

3.4 結果の解釈 (Granger 因果性)

道路資本ストックの地域経済に与える影響について、まずは Granger 因果性から簡単に解釈する。本稿の関心は主に道路資本ストックの効果にあるので、道路資本（国道 KRC もしくは地方道 KRL）の各変数（民間資本 KP、雇用 N、生産量 Y）に与える因果性を、フルサンプルと、時期ごと（前期・後期）もしくは地域ごと（都市圏・非都市圏）、また地域ブロックのデータを用いた場合のそれぞれについて検定を行った。Granger 因果性テストの結果は、表3-1～3-4に示すとおりである。

道路資本の生産量に対する影響をみると、地方道については、フルサンプルとすべてのサブサンプルにおいて、1%水準で因果関係ありとなっているが、国道については、前期に比べて後期において因果関係が弱まっていることが確

表3-1 因果性テスト（道路の生産量に対する効果）

地域	原因変数	フルサンプル		1973-1990		1991-2009	
全国	国道	14.629**	[0.001]	35.035**	[0.000]	7.366*	[0.025]
	地方道	208.863**	[0.000]	120.076**	[0.000]	51.400**	[0.000]
都市圏	国道	9.506*	[0.023]	33.218**	[0.000]	8.701*	[0.013]
	地方道	15.724**	[0.001]	36.888**	[0.000]	15.424**	[0.000]
非都市圏	国道	2.215	[0.330]	8.440*	[0.015]	0.550	[0.759]
	地方道	114.787**	[0.000]	74.926**	[0.000]	22.319**	[0.000]

注1：数値は、Wald 統計量、[] 内は P 値を表す。

注2：†は10%水準、*は5%水準、**は1%水準で、帰無仮説（因果関係なし）が棄却されることを表す。

表3-2 因果性テスト（道路の民間資本に対する効果）

地域	原因変数	フルサンプル		1973-1990		1991-2009	
全国	国道	22.831**	[0.000]	1.917	[0.384]	4.559	[0.102]
	地方道	54.680**	[0.000]	14.643**	[0.001]	30.807**	[0.000]
都市圏	国道	12.570**	[0.002]	2.473	[0.291]	1.707	[0.426]
	地方道	85.171**	[0.000]	4.181	[0.124]	15.803**	[0.000]
非都市圏	国道	16.429**	[0.000]	0.273	[0.873]	8.362*	[0.015]
	地方道	37.501**	[0.000]	12.528**	[0.002]	18.824**	[0.000]

注1：数値は、Wald 統計量、[] 内は P 値を表す。

注2：†は10%水準、*は5%水準、**は1%水準で、帰無仮説（因果関係なし）が棄却されることを表す。

認できる。特に非都市圏においては、後期および通期では、因果関係は通常の有意水準の下では確認されない。このことは、1990年代以降、公共投資の生産力が低下したとする先行研究で得られた結果と関係している可能性がある。次に民間資本に対する影響についてみると、フルサンプルで見ると、国道、地方道ともに因果関係が認められるものの、サブサンプルで見ると、国道の民間資本に対する因果関係が検出されないケースが目立つ。最後に雇用に対する影響をみると、やはり全サンプルで見ると、少なくとも5%水準で因果関係ありとの結果が得られているものの、サブサンプルで見ると、都市圏、非都市圏ともに有意ではなくなっているケースが散見される。ただし、非都市圏では後期において、1%水準で因果関係ありとの結果が得られており、雇用対策として公共投資を用いられたことを示しているのかもしれない。

なお、地域ブロックのデータを用いた場合は、国道、地方道ともにすべての変数に対して因果関係ありとの結果が得られた。

表3-3 因果性テスト（道路の雇用に対する効果）

地域	原因変数	フルサンプル		1973-1990		1991-2009	
全国	国道	12.432**	[0.002]	8.814*	[0.012]	5.524 [†]	[0.063]
	地方道	63.519**	[0.000]	38.981**	[0.000]	5.186 [†]	[0.075]
都市圏	国道	7.014*	[0.030]	11.253**	[0.004]	0.706	[0.703]
	地方道	19.608**	[0.000]	3.414	[0.181]	1.796	[0.407]
非都市圏	国道	5.175*	[0.075]	1.633	[0.442]	11.571**	[0.003]
	地方道	52.737**	[0.000]	34.569**	[0.000]	10.801**	[0.005]

注1：数値は、Wald 統計量、[] 内はP 値を表す。

注2：[†]は10%水準、*は5%水準、**は1%水準で、帰無仮説（因果関係なし）が棄却されることを表す。

表3-4 因果性テスト（地域ブロック）

地域	原因変数	生産への効果		民間資本への効果		雇用への効果	
全国	国道	8.284*	[0.016]	11.442**	[0.003]	7.486*	[0.024]
	地方道	57.905**	[0.000]	10.140**	[0.006]	22.377**	[0.000]

注1：数値は、Wald 統計量、[] 内はP 値を表す。

注2：[†]は10%水準、*は5%水準、**は1%水準で、帰無仮説（因果関係なし）が棄却されることを表す。

3.5 結果の解釈（インパルス応答関数）

道路資本1%のショックに対する各変数（生産量、民間資本、雇用）に対するインパルス応答を図2～図4に、地域ブロックのデータを用いたときのインパルス応答を図5にそれぞれ示している（いずれも累積効果）。誘導形VARの推定結果からインパルス応答関数を求めるには、Choleski分解を行うために、変数のorderingが必要となる。より外生的とみなされる変数から並べることになるが、本稿では、国道ストック→地方道ストック→民間資本→雇用→生産量という順序を想定し、インパルス応答関数を求めた。

まず、図2の道路資本の生産量に対する効果について確認する。どのサンプルで推定するかによって、インパルス応答関数の形状は異なるが、非都市圏・前期のサブサンプルのケースを除き、国道に比べて地方道のほうが生産量に与えるプラス効果が大きいことが確認できる。10期累積効果は、国道ストック1%のショックが0.17%生産量を引き上げるのに対し、地方道ストックは0.61%生産量を引きあげるとの結果が得られた。それに対し、唯一地方道ストックの累積効果が国道ストックを下回った、非都市圏・前期においては、国道ストック1%のショックが生産量を0.60%引き上げるのに対し、地方道ストックは生産量を0.43%引き上げるという結果が得られているが、比較的その差は小さい。時期による違いを見ると、国道ストックは前期に比べ、後期のほうが生産に対するプラスの効果が減少しているものの、地方道ストックはほぼ同じかやや高くなっていることが分かる。国道ストックについては、因果性テストの結果と併せて考えると、1990年代に入ってから、生産に対するプラス効果が低下したと思われるが、地方道ストックの効果は低下していないことになる。少なくとも先行研究では、1990年代に財政政策の効果が低下したことを指摘しているが、本稿の分析結果によれば、国道についてはある程度当てはまるものの、地方道に関しては必ずしも当てはまらない可能性がある。また、地域による違いについてみると、国道、地方道で顕著な差は見られなかった。これは、地方圏の社会資本の効率性が低いとする先行研究の結果からすればやや意外な結果ではあるが、本稿で用いた地域区分では違いが出にくいのかもしれない。

次に、図3の道路資本の民間資本に対する効果について確認する。これによ

図2 道路の生産量に対する効果

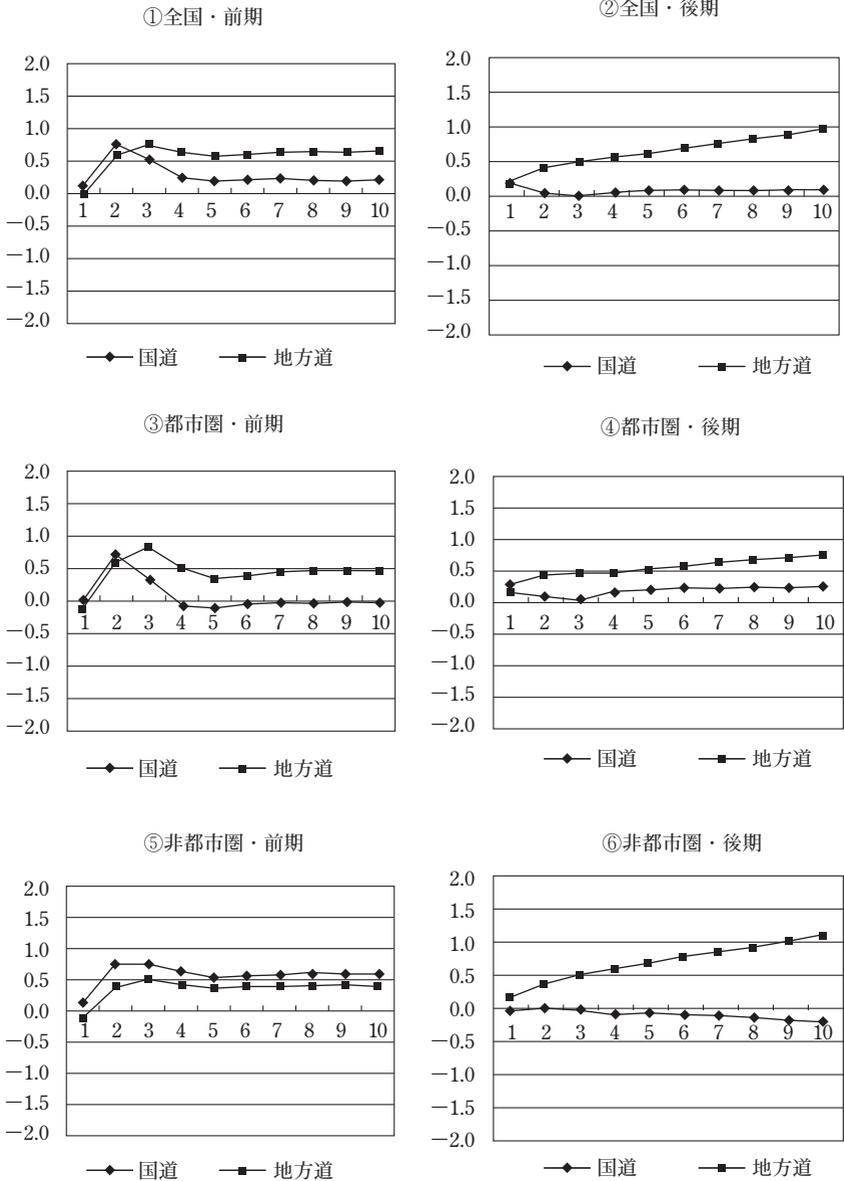
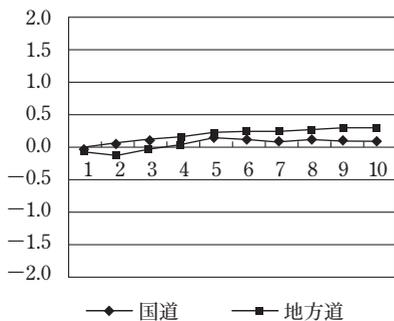
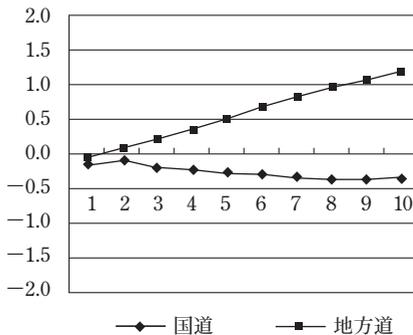


図3 道路の民間資本に対する効果

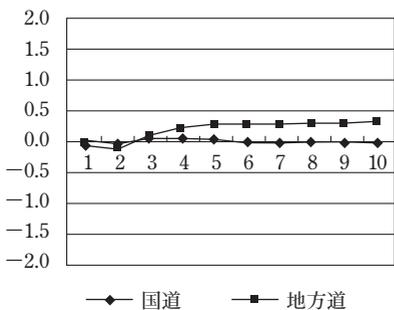
①全国・前期



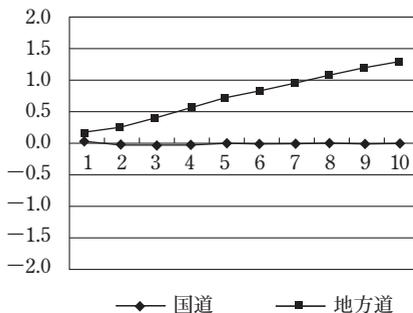
②全国・後期



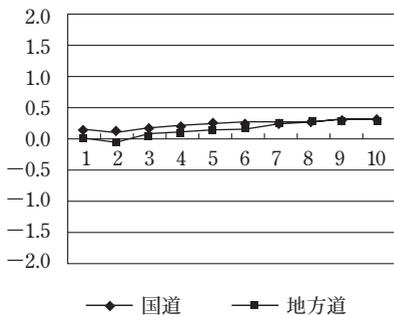
③都市圏・前期



④都市圏・後期



⑤非都市圏・前期



⑥非都市圏・後期

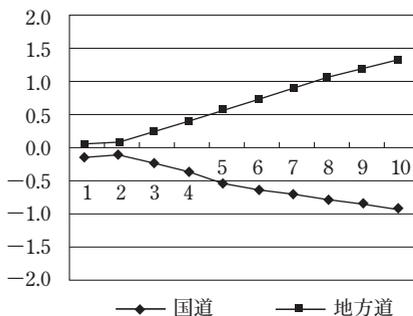
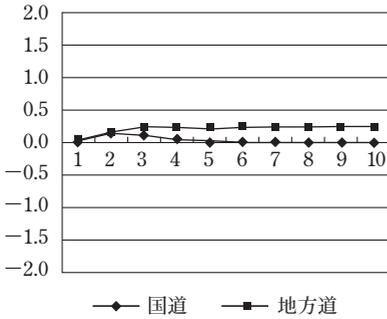
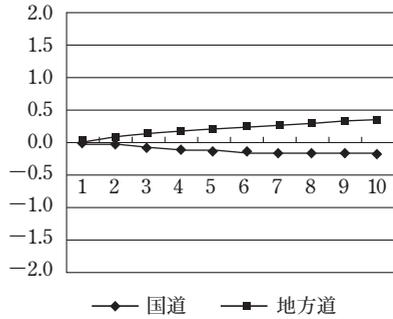


図4 道路の雇用に対する効果

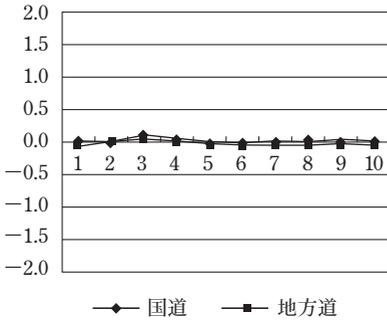
①全国・前期



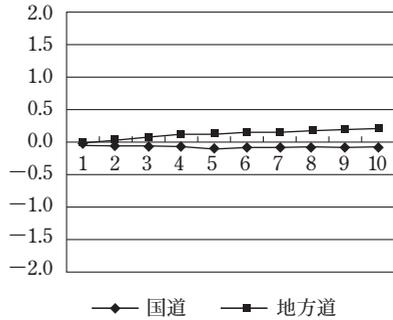
②全国・後期



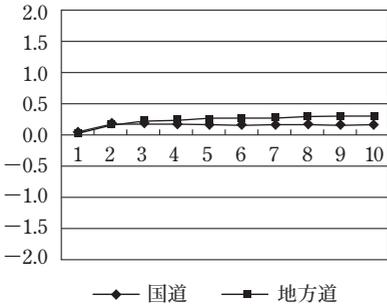
③都市圏・前期



④都市圏・後期



⑤非都市圏・前期



⑥非都市圏・後期

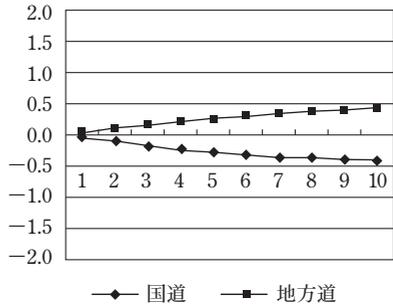
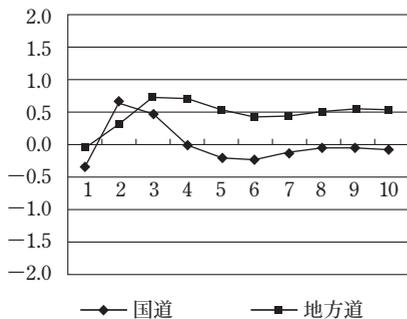
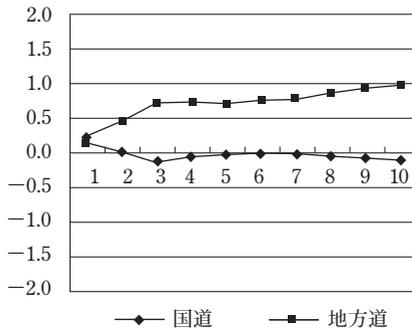


図5 地域ブロックでみた道路の地域経済に対する効果

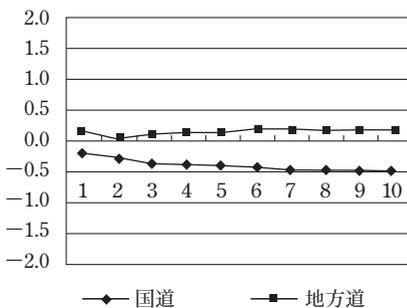
①生産量に対する効果（前期）



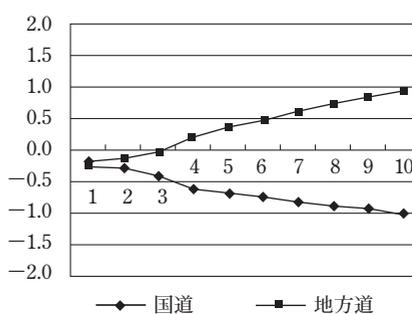
②生産量に対する効果（後期）



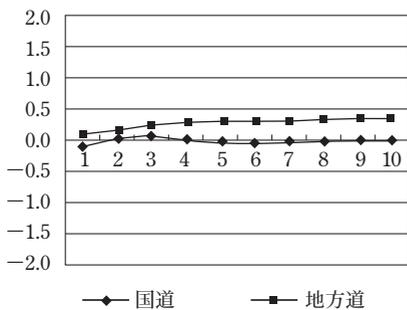
③民間資本に対する効果（前期）



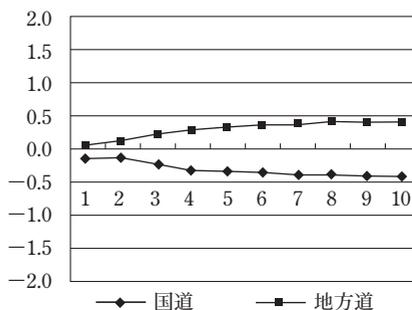
④民間資本に対する効果（後期）



⑤雇用に対する効果（前期）



⑥雇用に対する効果（後期）



ると、生産量に対する効果と同様に国道に比べて地方道のほうが民間資本に対するプラス効果が大きいことが伺える。地域別の違いは、ほとんど確認できないが、時期で見ると、地方道に関しては、前期に比べて後期において民間資本に対するプラス効果が拡大していることが確認される。ただし、国道に関しては逆の結果となっている。また、図4の雇用に対する効果を見ると、おしなべて小さい効果しか確認できないが、特に非都市圏の後期においては、雇用に対するプラス効果が大きくなっているのが確認できる。

最後に、地域ブロック単位のデータを用いたときの結果である図5について確認する。これによると、いずれの変数に対しても地方道ストックの経済効果は、国道ストックのそれを上回っていることが確認できる。また、時期別にみると、地方道ストックのプラス効果は民間資本、雇用に対して、前期では小さいものの、後期では大きくなるが、国道ストックの効果は後期であまり変化しないか、むしろ低下することが分かる。これらの結果は、都道府県単位のデータを用いた結果（図2～5）と概ね一致しており、スピルオーバーの影響を考慮しても結果は一定程度頑健であると考えられる。

4. ま と め

本稿では、道路資本が地域経済にどのような影響を与えてきたかということについて、1970年度から2009年度までの都道府県単位のパネルデータを用いて明らかにした。パネルVARモデルにより実証分析を行ったところ、以下のような結果が得られた。まず、一点目として、一部の例外を除いて、地方道ストックは地域の生産量にプラスの効果を与えており、その効果は国道ストックよりも大きいことである。また、時期別に見ると、地方道ストックのプラス効果は後期においてやや拡大しているとみられるものの、地域別では都市圏と非都市圏で顕著な違いは確認されなかった。二点目としては、道路資本の民間資本に対する効果についても、国道よりも地方道のほうが大きいとみられることである。三点目としては、道路資本が雇用に与える効果は小さいものの、後期においては、非都市圏において雇用に対するプラス効果が大きくなっていると

見られることである。

これらの結果は、道路資本のスピルオーバー効果を考慮した、地域ブロック単位のパネルデータを用いた場合にも概ね確認され、ある程度頑健であることが確認された。本稿で得られた、地方道のほうが国道に比べて地域経済に対するプラス効果が大きいという結果は、道路の役割が両者で異なることに起因している可能性はあるが、地方道は国道に比べ国費投入割合が低いことから、地方の実情に合わせて投資がなされるからかもしれない。仮にそうであるとするならば、道路整備の分権化が経済政策的には望ましいといえる。

本稿の分析により、道路資本と地域経済と関係について、ある程度明らかにできたと考えられるが、スピルオーバー効果を明示的に分析することや、林（2003b）で分析されているようなネットワーク効果を考慮することは今後の課題である。

参 考 文 献

- 赤木博文（2004）「事業分野別生活基盤型の公共投資の効率性—資本化仮説による実証分析—」『生活経済研究』19, pp.75-89.
- 浅子和美・坂本和典（1993）「政府資本の生産力効果」『フィナンシャル・レビュー』26, pp.97-101.
- 井田知也・吉田あつし（1999）「社会資本の部門別生産力効果」『日本経済研究』38, pp.107-129.
- 井堀利宏・近藤広紀（1998）「公共投資と民間消費：財政赤字と乗数の分析」『フィナンシャル・レビュー』47, pp.106-133.
- 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), pp.250-261.
- 岩本康志（2005）「公共投資は役に立っているのか」大竹文雄編『応用経済学への誘い』日本評論社第5章.
- 岩本康志・大内聡・竹内智・別所正（1996）「社会資本の生産性と公共投資の地域間配分」『フィナンシャル・レビュー』41, pp.27-52.
- 太田和博（1996）「マクロ生産関数による社会資本整備の効果測定」『高速道路と自動車』39(10), pp.22-27.
- 近藤春生（2011）「公的支出の地域経済への効果」『財政研究』7, pp.123-139.
- 近藤春生（2012）「動学パネルによる公的支出と地域経済成長の関係についての検証」『財政研究』8, pp.216-233.
- 塩路悦朗（2000）「日本の地域所得の収束と社会資本」吉川洋・大瀧雅之編『循環と成長のマクロ経済学』東京大学出版会第8章.
- 田中宏樹（1999）「日本の公共投資の経済評価—ヘドニック・アプローチによる事業分野別投資便益の計測—」『フィナンシャル・レビュー』52, pp.42-66.
- 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, pp.27-52.

- 中里 透 (1999) 「公共投資と地域経済成長」『日本経済研究』39, pp.97-115.
- 中里 透 (2001) 「交通関連社会資本と経済成長」『日本経済研究』43, pp.101-116.
- 中東雅樹 (2012) 「日本の道路資本ストックの現状 — OECD の資本測定方法による道路資本ストック推計 —」『新潟大学経済論叢』93, pp.75-90.
- 長峯純一 (2001a) 「公共投資の地域間配分：実証分析のサーベイ」長峯純一・片山泰輔編『公共投資と道路政策』勁草書房第6章.
- 長峯純一 (2001b) 「道路投資の地域間配分に関する政治—経済分析」長峯純一・片山泰輔編『公共投資と道路政策』勁草書房第7章.
- 根岸 紳 (2001a) 「道路資本の生産性分析 (I)：道路関連社会資本と県民所得・県民生産」長峯純一・片山泰輔編『公共投資と道路政策』勁草書房第9章.
- 根岸 紳 (2001b) 「道路資本の生産性分析 (II)：道路関連社会資本と全要素生産性」長峯純一・片山泰輔編『公共投資と道路政策』勁草書房第10章.
- 林 正義 (2003a) 「社会資本と地方公共サービス — 資本化仮説による地域別社会資本水準の評価 —」『経済分析』171, pp.30-48.
- 林 正義 (2003b) 「道路ネットワークの生産効果」『社会資本の生産性向上効果に関する研究』国土交通省道路局・財団法人財政研究会, pp.107-118.
- 林 正義 (2004a) 「社会資本による地域経済効果 — 地域別 VAR による分析 —」『経済研究 (明治学院大学)』129, pp.1-17.
- 林 正義 (2004b) 「公共投資の地域経済効果 — VAR を用いた地域間相互作用に係わる実証分析 —」平成16年度財務省総合評価書『我が国の財政の現状と課題』に関する総合評価』調査研究論文.
- 林 正義 (2009) 「公共資本の生産効果 — 動学パネルによる再考」『財政研究』5, pp.19-140.
- 林 宜嗣 (2004) 「公共投資と地域経済 — 道路投資を中心に —」『フィナンシャル・レビュー』74, pp.52-64.
- 林 亮輔 (2010) 「道路投資と地域経済 — 地域間相互関係を考慮した実証分析 —」『経済学論究』63(4), pp.59-75.
- 三井 清・井上 純 (1995) 「社会資本の生産力効果」三井 清・太田 清編『社会資本の生産性と公的金融』日本評論社第3章.
- 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), pp.3-26.
- 宮川 努・川崎一泰・枝村一磨 (2013) 「社会資本の生産力効果の再検討」『経済研究』64(3), pp.240-255.
- 宮崎智視 (2004) 「道路資本の生産力効果 — 地域間格差に着目した分析 —」『応用地域学研究』9(1), pp.39-48.
- 宮崎智視 (2014) 「交通関連社会資本の生産性分析」『地域活性化と社会資本の財源問題報告書』日本交通政策研究会 pp.39-57.
- 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の推計」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.
- Asako, K. and Wakasugi, R. (1984) “Government Capital, Income Distribution, and Optimal Taxation,” 『エコノミア』80(3), pp.36-51.
- Boarnet, M.G. (1997) “Infrastructure Services and the Productivity of Public Capital: The Case of Streets and Highways,” *National Tax Journal* 50(1), pp.30-57.
- Choi, I. (2001) “Unit Root Tests for Panel Data,” *Journal of International Money and Finance* 20, pp.249-272.

- Fernald, J. (1999) “Assessing the Link between Public Capital and Productivity,” *American Economic Review* 89(3), pp.619-638.
- Keeler, T. and Ying, J. (1988) “Measuring the Benefits of Large Public Investment : The Case of the U.S. Federal-Aid Highway System,” *Journal of Public Economics* 36, pp.69-85.
- Lynde, C. and Richmond, J. (1992) “The Role of Capital in Production,” *Review of Economics and Statistics* 74(1), pp.37-44.
- Mera, K. (1973) “Regional Production Functions and Social Overhead Capital : An Analysis of the Japanese Case,” *Regional and Urban Economics* 3(2), pp.157-186.
- Pereira, A. and Andraz, J. (2010) “On the Economic Effects of Public Infrastructure Investment : A Survey of the International Evidence,” *College of William and Mary Department of Economics Working Paper* Number 108.
- Pereira, A. and Andraz, J. (2011) “On the Economic and Fiscal Effects of Investments in Road Infrastructures in Portugal,” *International Economic Journal* 25(3), pp.465-492.
- Ramaswamy, R. and C. Rendu (2000) “Japan’s Stagnant Nineties : A Vector Autoregression Retrospective,” *IMF Staff Papers* 47, pp.259-277.
- Romp, W. and De Haan, J. (2007) “Public Capital and Economic Growth : A Critical Survey,” *Perspectiven der Wirtschaftspolitik* 8, pp.6-52.
- Seitz, H. (1993) “A Dual Economic Analysis of the Benefits of the Public Road Network,” *Annals of Regional Science* 27, pp.223-239.