



RIETI Discussion Paper Series 17-J-022

資源配分の変化に伴う地域の生産性向上と経済政策の役割 —社会資本整備か規制緩和か—

宮川 努

経済産業研究所

川崎 一泰

東洋大学

枝村 一磨

科学技術・学術政策研究所



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<http://www.rieti.go.jp/jp/>

資源配分の変化に伴う地域の生産性向上と経済政策の役割 —社会資本整備か規制緩和か—

宮川 努 (RIETI, 学習院大学)

川崎 一泰 (東洋大学)

枝村 一磨 (科学技術・学術政策研究所)

要旨

経済全体の生産性上昇率は、その経済を構成する各産業固有の生産性上昇率と産業間の資源配分の変化による生産性上昇率に分解できる。この点は地域経済についても同様である。そこで、R-JIP データベースを利用して、各都道府県の生産性向上のうち、資本収益率差に沿って資本が移動することによる生産性向上と TFP 格差に伴って労働力が移動することで生産性の向上が達成される項目に対して社会資本や構造改革特区がどのような影響を及ぼすかについて分析を行った。まず社会資本の影響では、資本収益率差に伴う生産性向上に対してはマイナスの効果しかもたらしていない。一方、産業別社会資本に限れば、生産性格差に伴う生産性向上効果に影響を及ぼしているという結果が得られる。二つ目として、2000年代に入って新たな地域政策として登場した構造改革特区の影響を検証した。この構造改革特区数の増加が資源配分に伴う生産性向上効果にどのような影響があったかを推計したところ、労働力の移動に伴う生産性向上効果に対しては有意な影響が観察された。

Keywords: 資源配分効果、社会資本、構造改革特区

JEL Classification Numbers: H54, H76, R11, R53

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

*本稿は、「地域別・産業別データベースの拡充と分析—地方創生のための基礎データ整備—」プロジェクトの成果として作成された。本稿を作成するにあたって、矢野誠経済産業研究所所長、森川正之経済産業研究所副所長、深尾京一橋大学教授、徳井丞次信州大学教授及び経済産業研究所、故和合肇教授追悼コンファレンスでいただいた貴重なコメントに感謝したい。なお、残された誤りは筆者達の責任である。

1. 2種類の地域振興策：社会資本の蓄積と構造改革特区

2014年9月、安倍首相は内閣改造にあたって、地方創生相を創設し、初代と大臣として石破茂氏が就任した。石破氏が1年11か月大臣を務めた後、現時点では山本幸三氏が、内閣府特命担当大臣として地方創生を担当している。実は、第2次安倍政権発足後、震災復興関係事業もあり、公的資本形成は全体としてプラスの伸びとなっている。また最近では金融政策の手詰まりもあって、財政政策の積極的活用が注目されるようになってきている。しかしながら、こうした地方創生策や公的資本の増加が、アベノミクスの3本目の矢である「成長戦略」と整合的かどうかについては、検証が行われていない。

こうした問題意識から、本稿では集計された生産性が、各産業における生産性上昇効果と産業間の資源配分の変化に伴う生産性上昇効果に分解できるということを利用して、地域振興策が後者の効果にどのような影響を与えているかについて実証的に検討する。後者の効果に特に注目する理由は、成長戦略の中では生産性向上による経済成長の促進が重みを増しており、経済財政諮問会議の議論でも、生産性向上の一手段として、産業間の資源配分効率化による生産性向上が述べられているためである。加えて日本の場合、財政赤字が続き、国債が累増しているため、より財政負担の少ない地域振興策が選択される必要がある。

我々は、地域振興策の手段として社会資本の整備と構造改革特区による規制緩和の推進の二つを取り上げる。社会資本の整備が地域の生産力に及ぼす効果、所謂「社会資本の生産力効果」については、古くから Mera (1973)や Asako and Wakasugi (1984)らによって分析が行われてきた。バブル崩壊後、こうした社会資本の生産力効果については疑問視されているが、宮川・川崎・枝村 (2013) の分析では、1990年代以降も依然として生産力効果があるという実証結果が出されている。¹この分析の基本的枠組みは、社会資本ストックが地域全体の全要素生産性 (TFP) に影響を与えるという仕組みを想定しているが、地域内の資源配分の効率化を通じた生産性向上が達成されているかどうかを検証した分析はない。

近年の地方創生策では、地域の自立的な生産性向上を促しており、そのためには、生産要素の移動に伴う産業構造の変化が求められるからである。例えば情報インフラの整備は、その使い方に関する講習の普及とともに、人々の購買行動や求職行動を変化させ、それとともに産業構造も変化すると考えられる。一方、従来型の社会資本整備は、特定の産業にのみ恩恵が行きわたり、むしろ高生産性部門への生産要素の移動を妨げる役割を果たす可能性がある。本稿では、こうした効果について、都道府県別、産業別に生産性を計測するために整備された R-JIP (地域別産業別生産性) データベース (<http://www.rieti.go.jp/jp/database/r-jip.html>) を利用する。²

¹ 社会資本の生産力効果に関する実証分析については、多くの蓄積があるが、これらについてはすでに宮川・川崎・枝村 (2013) に記載したので、本稿では省略する。

² R-JIP データベースの概要については、徳井他 (2013) を参照されたい。

さて地域の振興策としては、上記のような従来型の社会資本の整備が圧倒的な重要性を持っていたが、21世紀に入り、小泉内閣は新たな日本経済活性化、特に地域活性化の手法として、構造改革特区を策定し、経済活性化のために障害となっている規制については、その特区内において緩和する政策をとってきた。この構造改革特区は、2003年以來2013年まで1209件が認定されている。初期の事例としては、兵庫県神戸市の先端医療産業特区がある。これはポートアイランド地区及び神戸大学に於て、ライフサイエンスに関する研究機関や医療関連企業の集積を目指すために、2003年に認可されたもので、外国人の入国や在留申請等の優先的処理や外国企業の支店開設等を促進する施策がリストアップされている。この事例は、まさに特区の創設により、革新的な産業の集積を誘導しようとしているという点において、地域内の産業間資源配分の変更を通じた生産性向上策と位置付けられる。

こうした政策の流れは、アベノミクスにおいて国家戦略特区としてより発展的な政策手段となっているが、この「特区」制度が地域経済にどのような影響を与えたかに関する定量的な分析は少ない。本稿では、この構造改革特区についても都道府県毎の採択数を調べ、特区の累積数が規制緩和を通して地域の産業間資源配分の効率化に寄与したかどうかを検証する。

以上のデータを利用した我々の実証分析の結果を要約すると、1990年代半ば以降の社会資本の蓄積は、どの資源配分効果に対してもマイナスとなっている。ただし、1990年代半ばまでの社会資本は、労働力移動に伴う生産性向上には寄与していたと考えられる。そしてこの効果は地方の生産性向上効果に対して強く見られる。またこの構造改革特区数の増加が資源配分に伴う生産性向上効果に与えた影響に関しては、労働力の移動に伴う生産性向上効果に対しては有意な影響が観察された。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、地域の集計的な生産性上昇率を、各産業の生産性上昇率の合計と産業間の資本収益率差に応じた資本移動の効果、産業間の生産性格差に応じた労働移動の効果に分解する。そしてR-JIPデータベースを利用してそれぞれの項目について、各都道府県の10年毎の推移を観察する。第3節では、資源配分による生産性上昇効果に焦点をあて、この効果に対する社会資本及び構造改革特区の影響を実証的に分析する。最終節では、こうした実証的分析をまとめ、今後の課題について検討する。

2. 生産性変動と資源配分

本節では、地域レベルでの集計的な生産性変動を、産業レベルの生産性変動と産業間の生産要素移動による生産性変動に分解する考え方を示し、R-JIPデータベースを使って、各地域の資源配分による生産性変動の推移をみる。

最初に地域 r における社会資本 (V_r) を含む生産関数を次のように表す。

$$Y_r = A(V_r)F(K_r, L_r) = A(V_r)K_r^\alpha L_r^{1-\alpha} \quad (1)$$

(1) 式の変化率をとると、

$$G(y_r) - \alpha G(k_r) = G(A_r) \quad (2)$$

である。ここで、 $G(x) = \frac{\Delta x}{x}$ であり、 $y = \frac{Y}{L}, k = \frac{K}{L}$ 、 $G(A) = \text{TFP 変化率}$ である。

地域 r における各産業の生産関数の形状が同じであるという仮定のもとで、Kawasaki, Miyagawa, and Tokui (2014)にしたがい、(2) 式を各産業の集計値として表現すると、

$$G(y_r) = \sum_{i=1}^n s_{ri}^Y G(y_{ri}) + \sum_{i=1}^n s_{ri}^L \left(\frac{y_{ri} - y_r}{y_r} \right) G(L_{ri}) \quad (3)$$

$$G(k_r) = \sum_{i=1}^n s_{ri}^K G(k_{ri}) + \sum_{i=1}^n s_{ri}^L \left(\frac{k_{ri} - k_r}{k_r} \right) G(L_{ri}) \quad (4)$$

となる。 s_{ri}^Y は地域 r における、産業 i の付加価値シェアである。

(3)、(4) 式を (2) に代入すると、

$$\sum_{i=1}^n s_{ri}^Y \{G(y_{ri}) - \alpha G(k_{ri})\} + \alpha \sum_{i=1}^n s_{ri}^K \left(\frac{R_{ri} - R_r}{R_r} \right) G(k_{ri}) + \sum_{i=1}^n s_{ri}^L \left(\frac{y_{ri} - y_r}{y_r} - \alpha \frac{k_{ri} - k_r}{k_r} \right) G(L_{ri}) = G(A_r)$$

(5)

(5) 式の左辺第 1 項は、各産業別の TFP を付加価値ウエイトで集計したものである。第 2 項は、産業別の資本の限界生産性 ($R = \alpha Y/K$) の格差に応じて資本が移動することで地域全体の TFP が変化する効果である。第 3 項は、TFP の高い産業への労働移動が地域全体の TFP の変化に影響する効果である。³従来の定式化にしたがった社会資本

³ 本文にも述べたように、本稿の労働生産性の分解の方法は、地域内の各産業での生産関数の形状が同一であるとの過程に基づいている。Basu and Fernald (2001)、Jorgenson et, al (2007)、Fukao et, al. (2012)は、各産業における要素価格と全体の要素価格との差に伴う資源配分の度合いが生産性に影響を与える手法を示しているが、R-JIP では各産業の資本コストが全国共通となっていることもあり、(5) 式のような分解方法を採用している。

が地域の生産性向上に与える効果は、単に各産業の TFP 上昇率に影響を与えているだけでなく、資本や労働などの生産要素が収益性の高い産業や生産性の高い産業に移動するという産業構造の変化も含んでいると言える。逆に言うと、たとえ社会資本が各産業の効率性の上昇に効果があったとしても、それに伴う生産要素の移動がなければ、社会資本の生産性向上効果は減殺されていると言える。^{4 5}

R-JIP データベースでは、この (5) 式左辺の各項目は、図 1 のように表される。図 1 では、折れ線が地域全体の TFP 変化率で左辺全体を表し、棒グラフの各項目が (5) 式左辺の各項目に対応している。これを見ると 10 年毎に各項目の地域全体の生産性変化率への寄与が変わっていることがわかる。

(図 1 挿入)

まず 1980 年代では、地域全体の TFP 上昇率は、中部・近畿地方で相対的に高く、四国・九州地方では相対的に低位であった。またこの時期には、各産業の TFP 上昇率が地域全体の生産性上昇に大きく寄与していたことがわかる。一方で収益率差に基づく資本移動の寄与はマイナスに寄与している。これはこの時期の旺盛な設備投資により資本の集中が収益率を低下させていたと考えることができる。また生産性格差に基づく労働移動の寄与は、都道府県によってプラスの場合もマイナスの場合もある。

1990 年代に入ると、バブルの崩壊により、多くの都道府県で地域全体の TFP 変化率がマイナスになる。これは各産業の TFP 変化率がマイナスに転じたことが大きい。資本が依然収益率の低位な産業に留まったことも大きな要因となっている。これとは対照的に労働は生産性の高い産業への移動が進んで、多くの都道府県の生産性向上に寄与している。

そして 2000 年代に入ると、地域全体の生産性は一部の県を除いて、全体的に回復する。特に東北の一部の県や甲信地方での回復が大きい。こうした県では各産業の生産性の回復が大きく寄与している。しかし、一部の県では収益率の高い産業への資本移動が生産性向上に寄与している。また多くの県では、生産性格差に対応した労働移動も地域全体の生産性向上に寄与している。

表 1 は、各都道府県の TFP 上昇率の分散を産業毎の TFP 上昇率を集計した値の分散と資源配分による TFP 変動分の分散、さらには両要因の共分散に分解したものである。これをみると、TFP 上昇率の地域間格差は 90 年代には一旦縮小しているが、2000 年代に再び拡大していることがわかる。これは徳井他 (2013) が労働生産性水準及び成長会計を使って分析した際に、TFP 水準または TFP 上昇率の地域間格差が

⁴ 塩路 (2013) も指摘するように、現実の生産要素移動は、生産性格差の要因だけでなく、需要側の要因にも影響される。この点を塩路 (2013) は、Dotsey=King 型効用関数を用いて示している。

⁵ 川崎 (2013) 第 3 章は、静学的な枠組みの中で、労働及び資本の限界生産力差に対応した地域間の生産要素移動を検証している。

1970年代から2000年代にかけて縮小していないという結果と整合的である。

(表1挿入)

そしてこの地域全体のTFP変化率の格差は、いずれの時期においても産業固有のTFP上昇率を集計した値の格差に大きく影響されていることがわかる。しかし資源配分によるTFP変動分のばらつきもまた相応の影響を与えている。この中で、労働移動によるTFP変動分のバラツキは、資本移動によるTFP変動分のばらつきよりも常に大きい、その値は1980年代から2000年代にかけて縮小している。このことは、徳井他(2013)が指摘したように資本蓄積については、地域格差を縮小するほど全国的に進んだが、労働の産業間移動については地域間でばらつきが残ったことを示している。

3. 地域の資源配分に対する地域振興策の役割

3-1. 地域の資源配分に対する社会資本の役割

第2節でみた地域内の資源配分に対して、社会資本は積極的な役割を果たしてきたのだろうか。この点を検証するために、我々は、以下のような式を推計する。

$$REA_{it} = const. + a_1 G(V_r) + a_2 REA_{it-1} \quad (6)$$

ここで、 REA は地域内の資源配分の変化を表す変数で、 $REA1$ を収益率差に応じた資本移動を表す変数((5)式の左辺第2項)、 $REA2$ を生産性格差に応じた労働力移動を表す変数((5)式の左辺第3項)とする。 $G(V)$ は社会資本の変化率で、これは内閣府の「日本の社会資本2012」からとったデータを利用する。(5)式から明らかのように、 REA は地域全体のTFP変化率の一部だが、この(1)式からTFP変化率は、社会資本の生産力効果に依存すると想定されているので、結果的に REA は、地域の社会資本変化率に依存すると考えているのである。(6)式の現実的な解釈としては、地方自治体が、内陸部に工業団地を造成し、それに伴って上下水道や産業用道路などを整備してより生産性の高い機械系産業を誘致したとする。こうした政策は、その地域の労働者がより生産性の高い産業で働く機会を作り出すとともに、資本の配分にも変化が生じることになる。したがって社会資本については、社会資本の全体額だけでなく、産業用社会資本(工業用水道など)に限定した推計も行った。⁶我々は、(6)式を1980年から2009年までのデータを利用して、固定効果推計とGMM推計を使って推計した。GMM推計の際に使用した操作変数は、各都道府県の財政収支状況である。

⁵ Miyara and Fukushige (2008)ではより詳細な社会資本の組み合わせについての生産力効果を推計している。

基本的な統計量は、表 2 に示されている。

(表 2 挿入)

表 3 は、全期間、全都道府県のデータを利用した推計結果である。これを見ると、被説明変数が *REA1* のケースでは、社会資本の係数はすべてマイナスで有意となっている。これは社会資本の蓄積は必ずしも収益率の高い産業への資本蓄積を誘導する効果を持たなかったことを示している。一方被説明変数が *REA2* のケースでは、社会資本の係数はすべてプラスで、産業用社会資本を説明変数として推計を行ったケースでは有意となっている。このことから、社会資本の蓄積は生産性の高い分野への労働移動を促した効果を持っていたと考えられる。⁷

(表 3 挿入)

次に表 4 では、推計を 1995 年で 2 分割した結果を示している。1990 年代までは社会資本の蓄積は右肩上がりで、かつ 1990 年代前半はバブル崩壊による景気の悪化を食い止めるために膨大な財政支出が行われた。しかし、1990 年代後半からは財政赤字の問題が顕在化し、財政支出に対する風当たりが強くなっていく。同時に国土開発計画でも 21 世紀に入ると「均衡ある国土の発展」という社会資本整備を後押しするスローガンが無くなり、後に述べる「構造改革特区」といった新たな地域振興手段も現れる。推計期間の分割は、こうした経済環境の変化に対応したものである。表 4 を見ると、被説明変数を *REA1* とした場合は、どちらの期間でも社会資本の係数はマイナスで有意となっており、時期にかかわらず、社会資本の蓄積は効率的な資本配分に寄与してなかったことがわかる。一方、*REA2* を被説明変数とした場合は、社会資本の係数はプラスになっている。しかし、有意となった推計は一つも見られない。

(表 4 挿入)

さらにこの推計を都市圏と地方圏に分割した推計を試みた。都市圏というのは、総務省統計局による広義の都市圏の定義に沿って、東京圏（東京都、神奈川県、千葉県、埼玉県）、名古屋圏（愛知、岐阜、三重）、大阪圏（大阪府、京都府、兵庫県、奈良県）であり、地方圏はそれ以外の道県である。表 5 を見ると、*REA1* を被説明変数にした場合、社会資本の係数はすべてマイナスで、特に都市圏では有意にマイナスとなっている。したがって、社会資本は、特に都市圏での資本の非効率な配分に寄与していたと考えら

⁷ したがって、*REA1* と *REA2* を合わせた資源配分効果全体に対する社会資本の効果は、符号条件も定まらず曖昧なものとなっている。

れる。一方 *REA2* を被説明変数にした場合、社会資本のケースはすべてプラスとなっているが、有意なケースは見られない。すなわち、社会資本の変化は都市、地方の区別なく、資源配分の変化による生産性向上に寄与しているとは考えられないのである。

(表 5 挿入)

3-2 構造改革特区の役割

すでに述べたように、1990年代後半から財政赤字の拡大が顕著になったこともあり、従来型の社会資本整備が再考され、新たな政策手段として「構造改革特区」を指定し、その地域内では産業を振興するのに妨げとなっている規制を改革できる制度が、小泉内閣時から発足した。我々は、各都道府県における「構造改革特区」の認可数を累積した値を、地域における規制緩和への取り組みの積極性を表す変数として考え、以下のような式を推計した。

$$REA_{rt} = const. + b_1 G(V_r) + b_2 Reg_r + b_3 REA_{rt-1} \quad (7)$$

ここで、*Reg* が構造改革特区の累積数である。構造改革特区の認可は、2003年から始まっているが、データ数を確保することと、これまでの推計との比較が容易になるよう、推計期間は1996年から2009年までとした。したがって、1996年から2002年までは、構造改革特区の変数は0となっている。⁸

表6では、全体、都市圏、地方圏における推計結果を表示している。まず全体の結果を見ると、*REA1*を被説明変数とした場合は、構造改革特区の係数はマイナスとなっている。したがって構造改革特区は、必ずしも収益性の高い分野への資本の移動を促したとは考えられない。一方 *REA2* を被説明変数とした場合は、構造改革特区の係数はプラスで、固定効果推計については有意となっている。この時期は社会資本の蓄積が効率的な労働力の配分に寄与おらず、代わって構造改革特区による規制緩和が生産性の高い分野への労働力移動に寄与したと考えられる。

(表 6 挿入)

この推計を都市圏と地方圏に分割して行くと、構造改革特区の係数は、都市部では、有意に生産性の変化に伴う労働者移動に寄与し、当該地域の生産性向上をもたら

⁸ 構造改革特区に積極的な地域に社会資本を投入した場合、資源配分に有意な効果をもたらす可能性を考慮し、構造改革特区と社会資本の交差項を説明変数にした推計も行ったが、有意な結果は得られなかった。

すもの、地方ではこうした効果は有意には働いていないことがわかる。このことは、地方では地域間をまたぐ労働移動の影響が強く、構造改革特区では地域内の労働者を有意に生産性の高い産業へ移動させるまでには至らないと考えられる。一方社会資本の係数は、*REA2*が被説明変数のプラスに転じており、社会資本の蓄積も、都市圏では、労働力の効率的な資源配分を阻害しなかったと考えられる。

表6の推計は、各都道府県の構造改革特区の累積総数を説明変数として利用したが、こうした場合各地域の規模の効果が推計に混ざってしまうという問題点がある。このため、構造改革の累積総数を各都道府県の人口で割った変数を説明変数とした推計を行った。表7はその推計結果だが、全体の推計では固定効果推計において、構造改革特区が有意に労働移動に伴う生産性向上をもたらしているとの結果を得ている。しかしながら、都市と地方に分けた推計では、表6と結果が逆になり、むしろ地方の方が構造改革特区により、労働移動に伴う生産性向上効果が有意に見られる推計がある。こうしたことから、構造改革特区は、全体としては労働移動に伴う生産性向上効果が見出せるものの、都市と地方に分割した場合は、必ずしも確かな結果を得ることはできないと考えられる。

(表7挿入)

3-3 社会資本の範囲を変えた推計

最後に我々は、社会資本の範囲を変えた推計を試みることで、これまでの推計結果に関する頑健性を確かめる。第一の試みは、生活関連、産業基盤のように社会資本の種類によって結果が影響を受けるかどうかである。ここで社会資本のタイプを生活関連社会資本、産業基盤社会資本、国土保全型社会資本の3つに分類し、以下のように定義する。

生活関連社会資本(LB)：公共賃貸、下水道、廃棄物処理、水道、都市公園、学校・学術・社会教育施設、社会体育・文化施設

産業基盤社会資本(IB)：道路、港湾、航空、工業用水、農業、林業、漁業、国有林

国土保全社会資本(NB)：治水、治山、海岸

第二の試みは R-JIP との重複部分を取り除いたものや外部性を考慮した定義に変えた推計により、係数の頑強性を確認する。本稿で使用した社会資本は内閣府「日本の社会資本 2012」の15部門をベースに考える。R-JIP においては、産業連関表に合わせて「生産活動単位(アクティビティ・ベース)」であるのに対して、内閣府社会資本は SNA と同様に事業所の主たる「事業ベース」となっている。このため、内閣府の社会資本の中には、R-JIP のサービス業(政府)や電気・ガス・水道などの産業に分類されるものも

含まれている。したがって、一部には民間資本ストックとしてカウントされたものも社会資本に含まれている。

ただし、こうした重複部分も意味がないわけではない。それはサービス業(政府)のように民間資本と同様の生産に寄与する部分に加えて、社会資本としてネットワーク効果などの外部性を発揮し、生産に貢献する部分も考えられる。本稿での基本推計では社会資本としての外部性を考慮したものとなっている。そこで、この外部性の部分の範囲を変えた推計をすることによって、頑健性の確認を行う。この件に関しては、以下のような3種類の定義を用意する。

社会資本 1(PC1)：内閣府社会資本+サービス業(政府)

社会資本 2(PC2)：道路(有料道路以外)+都市公園+治水+治山+海岸

社会資本 3(PC3)：社会資本 2+サービス業(政府)

まず、社会資本 1 はサービス業(政府)が社会資本としての外部性を発揮することを想定した分類である。社会資本 2 が R-JIP の定義に従って、重複部分を除去した純粋な社会資本である。社会資本 3 は重複部分を取り除いた上でのサービス業(政府)が社会資本としての外部性を発揮することを想定した分類である。

こうした考え方にに基づき、社会資本の種類で分類したときの推計結果は表 8 のとおりである。生活関連社会資本と産業基盤社会資本に関する推計結果は概ね表 3 と表 6 と同様の結果もしくは有意性を増す結果となっている。これに対して、国土保全型社会資本に関しては、社会資本の係数が負もしくは有意ではないものとなっている。すなわち、国土保全型社会資本に関しては資本移動や労働移動にはほとんど寄与しなかったことがうかがえる。一方、構造改革特区に関する係数は前者 2 つの社会資本と同様の符号条件と有意性を示している。国土保全型社会資本は自然条件の改善が主な目的となっており、長期的には効果を発揮することが期待できるが、短期的な資本移動や労働移動には影響を及ぼしていないことがわかる。ただ、日本の社会資本全体の 8 割を占める生活関連社会資本と産業基盤社会資本においては、全体を分析した際と同様の符号条件と有意性を示していることから、頑健性は確認できたと考えられる。

(表 8 挿入)

次に、R-JIP との重複部分や外部性を考慮したときの推計結果が表 9 である。こちらについては概ね表 3 と表 6 と同様の結果もしくは有意性を増す結果を示していることがわかる。こうした点からも得られた係数に関しては頑健性が高いものと判断できる。

(表 9 挿入)

4. 結論と今後の課題

本稿では、第2次安倍政権に入って、再び力が入れられ始めた地域振興策の評価について、地域内の生産要素の効率的配分への寄与という最近の政策目的に沿った観点から再検討を行った。

地域全体の生産性の変化は、産業固有の生産性変動の総和に加えて収益率差に対応した資本移動の効果と産業間の生産性格差に対応した労働力移動に分解できる。各道府県の産業別生産性を推計するために作成されたR-JIPデータベースを用いると、地域間の生産性変動の格差の多くは、各産業固有の生産性変動の総和によって説明される。一方資本移動に伴う生産性変動への寄与は、1980年代、90年代を通しておおむねどの地域でもマイナスである。これは多くの地域において収益率とは関係のない旺盛な資本蓄積が行われた結果であると推察される。一方労働力移動に伴う生産性変動は、地域差はあるものの1990年代はおおむねプラスに寄与していた。

こうした資源配分の移動による生産性変動に対して、我々は2種類の地域振興策の貢献について実証的検討を行った。一つは、従来から地域振興策の中核として位置づけられている社会資本の整備であり、もう一つは、21世紀に入って導入された構造改革特区内での規制緩和である。実証分析によると、資本移動に伴う生産性変動に対する社会資本の効果はおおむねマイナスであった。これは社会資本が蓄積されていた同時期に、収益率とは関係なく旺盛な投資が行われていたことや、一旦資本が蓄積されるとその用途を変えることが難しいことから妥当な結果であると言える。そしてこの効果は、時期や地域を問わず見出すことができる。一方、労働力移動に伴う生産性変動に対する社会資本の効果は、おおむねプラスであったが、特に有意な結果は得られなかった。

一方「構造改革特区」は、資本移動に伴う生産性上昇効果に対しては影響がなかったが、労働力移動に伴う生産性上昇には寄与したことが確認できた。こうしたことから、財政制約が強い中で、地方を活性化する政策としては、特区制度の方が資源配分の効率化にはより有用であると考えられる。

我々の実証分析は、従来は注目されず、最近では政策的課題とされている産業間の資源配分に伴う生産性上昇に社会資本がどの程度寄与したかを調べたという点、および新たな政策手段である「構造改革特区」の生産力効果を検証したという点で、従来にはないアプローチを行っている。特に後者については、規制緩和の集計量に対する実証分析が少ないなかでの分析であり、アベノミクスにおける「国家戦略特区」の効果を類推する上でも役立つと考えられる。

ただし、我々の分析でも留意すべき点がいくつかある。我々の実証分析は、地域内における資源配分の効率化に焦点をあてているため、社会資本や構造改革特区が産業

固有の生産性上昇にどのような影響を与えているかについては述べていない。宮川・川崎・枝村（2013）では2000年代に至るまで社会資本の生産力効果を確認しているが、それは産業固有の生産性上昇に影響を与えていた可能性がある。

次に我々の分析は、川崎（2013）が試みたような地域をまたぐ資本移動の効果や労働力移動の効果については分析の対象外としている。この点については、今後 R-JIP データベースを利用して産業内における地域間の資本や労働力の移動効果を分析していきたい。

参考文献

- 川崎一泰 (2013) 『官民連携の地域再生』 勁草書房
- 塩路悦郎 (2013) 「生産性要因、需要要因と日本の産業間労働配分」『日本労働研究雑誌』 No. 641, pp. 37-49.
- 徳井丞次・宮川努・深尾京司・荒井信幸・新居園枝・乾友彦・川崎一泰・児玉直美・野口尚洋・牧野達治 (2013) 「都道府県別産業生産性 (R-JIP) データベースの構築と地域間生産性格差の分析」『経済研究』 Vol. 64, No.3 pp. 218-239.
- 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』 Vol. 64, No.3 pp. 240-255.
- Asako, Kazumi and Wakasugi, Ryuhei (1984), “Government Capital, Income Distribution, and Optimal Taxation”, 『エコノミア』 第 80 号, pp.36-51.
- Basu, Susanto and John Fernald (2001) “Why Is Productivity Procyclical? Why Do We Care?” Charles Hulten, Edwin Dean, and Michael Harper eds., *New Developments in Productivity Analysis* The University of Chicago Press.
- Fukao, Kyoji, Tsutomu Miyagawa, Hak Kil Pyo, and Keun Hee Rhee (2012) “Estimates of Total Factor Productivity, the Contribution of ICT and Resource Reallocation Effects in Japan and Korea” Mtilde mas and Robert Stehrer eds., *Industrial Productivity in Europe Growth and Crisis*, Edward Elgar.
- Jorgenson, Dale, Mun Ho, John Samuels, and Kevin Stiroh (2007) “The Industry Origins of the American Productivity Resurgence” *Economic Systems Research* 19, pp. 229-252.
- Kawasaki, Kazuyasu, Tsutomu Miyagawa, and Joji Tokui (2014), “Reallocation of Production Factors in the Regional Economies in Japan: Towards and Application to the Great East-Japan Earthquake” 『学習院大学経済経営研究所』 年報、 pp.103-120.
- Mera, Koichi (1973), “Regional Production Functions and Social Overhead Capital: An Analysis of the Japanese Case”, *Regional and Urban Economics* 20, pp. 157-186.
- Miyara, Izumi and Mototsugu Fukushima (2008), “Types of Public Capital and Their Productivity in Japanese Prefectures” *The Japanese Economic Review*, Vol. 59, No.2, pp. 194-210.

表 1 地域間の生産性変動率の分散の要因分解

	1980-1990	1990-2000	2000-2009
生産性変動の地域間のバラツキ	0.507	0.294	0.720
産業固有の生産性変動による地域間のバラツキ	0.585	0.207	0.520
資源配分要因による生産性変動の地域間のバラツキ	0.150	0.084	0.165
産業固有要因と資源配分要因との共分散	-0.228	0.003	0.035

表 2 変数の統計量

		サンプル数	平均	標準偏差	最小値	最大値
	REA1	1,410	-0.432	0.834	-8.679	8.797
	REA2	1,410	0.350	1.348	-14.139	14.028
SC	社会資本(旧)	1,410	4556908	3915728	655472.2	2.20E+07
new_SC1	社会資本1 (15部門+公務)	1,410	8027288	7157352	1241281	4.84E+07
new_SC2	社会資本2 (道路(有料道路以外)+都市公園+治水+治山+ 海岸)	1,410	2654495	2061461	419237.4	1.60E+07
new_SC3	社会資本3 (社会資本2+R-JIPサービス業(政府))	1,410	4584507	4068048	745936.8	2.83E+07
LB	社会資本(生活関連)	1,410	2798632	3318946	274574.7	2.17E+07
IB	社会資本(産業基盤)	1,410	3715883	2918885	660345.9	2.31E+07
NB	社会資本(国土保全)	1,410	768535.2	500103.6	62990.78	4045723
growth_SC	成長率: 社会資本(旧)	1,410	0.047	0.031	-0.016	0.194
growth_LB	成長率: 社会資本(生活関連)	1,410	0.041	0.028	-0.013	0.189
growth_IB	成長率: 社会資本(産業基盤)	1,410	0.045	0.027	-0.015	0.208
growth_NB	成長率: 社会資本(国土保全)	1,410	0.044	0.028	-0.013	0.192
growth_new_SC1	成長率: 社会資本1 (15部門+公務)	1,410	0.042	0.032	-0.021	0.185
growth_new_SC2	成長率: 社会資本2 (道路(有料道路以外)+都市公園+治水+治山+ 海岸)	1,410	0.041	0.029	-0.017	0.190
growth_new_SC3	成長率: 社会資本3 (社会資本2+R-JIPサービス業(政府))	1,410	0.036	0.030	-0.025	0.217
tax	地方交付税交付金	1,410	311360.6	215941.2	19814.16	1876827
reg1	特区認定数(2002年以前の値が欠損値)	328	3.345	5.163	0	67
reg2	特区認定数(2002年以前の値が0)	1,410	0.778	2.861	0	67
S_reg1	累積特区認定数(2002年以前の値が欠損値)	329	17.626	15.672	2	111
S_reg2	累積特区認定数(2002年以前の値が0)	1,410	4.113	10.620	0	111

表 3 基本推計

被説明変数	REA1		REA1		REA1		REA1	
社会資本全体	■	-5.629 (1.956)	***	■	-7.306 (3.334)	***		
産業用社会資本					■	-4.899 (1.776)	***	■
被説明変数(1期ラグ)	■	0.211 (0.026)	***	■	0.162 (0.032)	***	■	0.211 (0.026)
観測数		1410		1410		1410		1410
都道府県数		47		47		47		47
推計方法		FE		GMM		FE		GMM
Adjusted R2		0.190				0.189		
Sargan test				246.267				1135.488
推計期間		1980-2009		1980-2009		1980-2009		1980-2009

被説明変数	REA2		REA2		REA2		REA2	
社会資本全体	■	4.934 (3.266)	■	8.891 (5.661)				
産業用社会資本					■	6.306 (2.965)	**	■
被説明変数(1期ラグ)	■	-0.071 (0.027)	***	■	-0.076 (0.031)	**	■	-0.073 (0.027)
観測数		1410		1410		1410		1410
都道府県数		47		47		47		47
推計方法		FE		GMM		FE		GMM
Adjusted R2		0.138				0.140		
Sargan test				292.409				278.792
推計期間		1980-2009		1980-2009		1980-2009		1980-2009

注 1 : () 内は標準偏差。

注 2 : ***, **, * はそれぞれ 1%、5%、10%水準で係数の値が 0 という帰無仮説が棄却されることを示す。

表 4 期間別推計

被説明変数	REA1		REA1		REA1		REA1	
社会資本全体	-4.892	*	-19.125	***	-3.446		-28.888	***
	(2.648)		(4.970)		(4.040)		(7.939)	
被説明変数(1期ラグ)	0.186	***	0.155	***	0.174	***	0.126	***
	(0.036)		(0.041)		(0.045)		(0.047)	
観測数	752		658		752		658	
都道府県数	47		47		47		47	
推計方法	FE		FE		GMM		GMM	
Adjusted R2	0.108		0.181					
Sargan test					119.720		130.191	
推計期間	1980-1995		1996-2009		1980-1995		1996-2009	

被説明変数	REA2		REA2		REA2		REA2	
社会資本全体	4.632		7.895		8.173		19.782	
	(4.511)		(8.035)		(6.959)		(13.317)	
被説明変数(1期ラグ)	-0.144	***	0.043		-0.151	***	0.227	***
	(0.035)		(0.041)		(0.039)		(0.061)	
観測数	752		658		752		658	
都道府県数	47		47		47		47	
推計方法	FE		FE		GMM		GMM	
Adjusted R2	0.084		0.161					
Sargan test					153.403		105.296	
推計期間	1980-1995		1996-2009		1980-1995		1996-2009	

注 1 : () 内は標準偏差。

注 2 : ***, **, * はそれぞれ 1%、5%、10% 水準で係数の値が 0 という帰無仮説が棄却されることを示す。

表 5 都市圏及び地域圏の推計

被説明変数	REA1		REA1		REA1		REA1
社会資本全体	-7.088 (2.895)	***	-13.578 (3.375)	***	-2.959 (2.565)		0.780 (4.449)
被説明変数(1期ラグ)	0.257 (0.057)	***	0.107 (0.057)	*	0.193 (0.030)	***	0.138 (0.037) ***
観測数	330		330		1080		1080
都道府県数	11		11		36		36
推計方法	FE		GMM		FE		GMM
Adjusted R2	0.225				0.198		
Sargan test			144.069				241.916
都市vs地方	都市		都市		地方		地方

被説明変数	REA2		REA2		REA2		REA2
社会資本全体	4.442 (4.665)		6.581 (5.775)		3.996 (4.278)		5.788 (7.515)
被説明変数(1期ラグ)	0.029 (0.055)		-0.156 (0.055)	***	-0.094 (0.032)	***	-0.095 (0.035) ***
観測数	330		330		1080		1080
都道府県数	11		11		36		36
推計方法	FE		GMM		FE		GMM
Adjusted R2	0.175				0.140		
Sargan test			182.874				260.319
都市vs地方	都市		都市		地方		地方

注 1 : () 内は標準偏差。

注 2 : ***, **, * はそれぞれ 1%、5%、10%水準で係数の値が 0 という帰無仮説が棄却されることを示す。

表 6 「構造改革特区」を含む推計

全体推計										
被説明変数	REA1		REA1		REA2		REA2			
社会資本全体	✓	-18.482 (4.983)	***	✓	-30.780 (8.627)	***	✓	6.547 (8.059)	20.396 (14.491)	
構造改革特区数(累積)	✓	-0.005 (0.003)		✓	0.005 (0.003)		✓	0.009 (0.005)	* -0.002 (0.014)	
被説明変数(1期ラグ)	✓	0.150 (0.041)	***	✓	0.128 (0.038)	***	✓	0.039 (0.048)	0.228 (0.061)	***
観測数		658			658			658	658	
都道府県数		47			47			47	47	
推計方法		FE			GMM			FE	GMM	
Adjusted R2		0.183						0.163		
Sargan test					129.729				105.244	
推計期間		1996-2009			1996-2009			1996-2009	1996-2009	
都市圏の推計										
被説明変数	REA1		REA1		REA2		REA2			
社会資本全体	✓	-19.796 (5.433)	***	✓	-20.475 (7.167)	***	✓	5.619 (9.270)	6.662 (11.381)	
構造改革特区数(累積)	✓	-0.011 (0.010)		✓	-0.014 (0.017)		✓	0.042 (0.017)	** 0.021 (0.026)	**
被説明変数(1期ラグ)	✓	0.120 (0.082)		✓	0.087 (0.085)		✓	0.054 (0.092)	-0.068 (0.095)	
観測数		154			154			154	154	
都道府県数		11			11			11	11	
推計方法		FE			GMM			FE	GMM	
Adjusted R2		0.151						0.202		
Sargan test					38.064				59.513	
推計期間		1996-2009			1996-2009			1996-2009	1996-2009	
地方圏の推計										
被説明変数	REA1		REA1		REA2		REA2			
社会資本全体	✓	-17.122 (7.216)	***	✓	-22.644 (11.949)	*	✓	2.719 (11.700)	20.286 (19.969)	
構造改革特区数(累積)	✓	-0.003 (0.004)		✓	0.006 (0.009)		✓	0.006 (0.006)	0.002 (0.016)	
被説明変数(1期ラグ)	✓	0.146 (0.048)	***	✓	0.102 (0.053)	*	✓	0.037 (0.056)	0.246 (0.071)	***
観測数		504			504			504	504	
都道府県数		36			36			36	36	
推計方法		FE			GMM			FE	GMM	
Adjusted R2		0.195						0.160		
Sargan test					540.055				584.496	
推計期間		1996-2009			1996-2009			1996-2009	1996-2009	

注 1 : () 内は標準偏差。

注 2 : ***, **, * はそれぞれ 1%、5%、10%水準で係数の値が 0 という帰無仮説が棄却されることを示す。

表7 都道府県の人口1人当たりの特区数を利用した推計

全体推計											
被説明変数	REA1		REA1		REA2		REA2				
社会資本全体	▼	-19.525 (4.946)	***	▼	-27.341 (8.261)	***	▼	8.297 (7.964)	▼	22.21 (13.832)	
構造改革特区数(1人当たり)	▼	-0.685 (0.253)	***	▼	-0.35 (0.572)		▼	1.411 (0.411)	***	▼	-0.557 (0.941)
被説明変数(1期ラグ)	▼	0.142 (0.041)	***	▼	0.124 (0.047)	***	▼	0.020 (0.048)	▼	0.227 (0.061)	***
観測数		658			658			658		658	
都道府県数		47			47			47		47	
推計方法		FE			GMM			FE		GMM	
Adjusted R2		0.190						0.176			
Sargan test					130.694					105.233	
推計期間		1996-2009			1996-2009			1996-2009		1996-2009	
都市圏の推計											
被説明変数	REA1		REA1		REA2		REA2				
社会資本全体	▼	-21.476 (5.239)	***	▼	-24.069 (6.679)	***	▼	12.442 (8.996)	▼	13.708 (10.403)	
構造改革特区数(1人当たり)	▼	-0.178 (0.358)		▼	0.209 (0.670)		▼	0.852 (0.631)	▼	-0.759 (1.080)	**
被説明変数(1期ラグ)	▼	0.133 (0.082)		▼	0.112 (0.084)		▼	0.075 (0.093)	▼	-0.046 (0.093)	
観測数		154			154			154		154	
都道府県数		11			11			11		11	
推計方法		FE			GMM			FE		GMM	
Adjusted R2		0.144						0.175			
Sargan test					38.064					58.847	
推計期間		1996-2009			1996-2009			1996-2009		1996-2009	
地方圏の推計											
被説明変数	REA1		REA1		REA2		REA2				
社会資本全体	▼	-18.810 (7.203)	***	▼	-19.985 (11.596)	*	▼	5.533 (11.596)	▼	21.076 (19.374)	
構造改革特区数(1人当たり)	▼	-0.767 (0.326)	**	▼	-0.693 (0.727)		▼	1.531 (0.527)	***	▼	-0.213 (1.229)
被説明変数(1期ラグ)	▼	0.135 (0.048)	***	▼	0.101 (0.053)	*	▼	0.016 (0.056)	▼	0.247 (0.071)	***
観測数		504			504			504		504	
都道府県数		36			36			36		36	
推計方法		FE			GMM			FE		GMM	
Adjusted R2		0.203						0.173			
Sargan test					131.599					107.207	
推計期間		1996-2009			1996-2009			1996-2009		1996-2009	

注1：()内は標準偏差。

注2：***,**,*はそれぞれ1%、5%、10%水準で係数の値が0という帰無仮説が棄却されることを示す。

表 8 社会資本の種類を変更した際の推計結果

生活関連社会資本																
被説明変数	REA1		REA1		REA1		REA1		REA2		REA2		REA2			
社会資本	-6.601 (2.037)	***	-10.442 (3.917)	***	-13.738 (3.708)	***	-25.237 (6.868)	***	8.409 (3.402)	**	25.653 (6.642)	***	11.651 (5.985)	*	20.372 (11.107)	*
構造改革特区数(累積)					-0.006 (0.003)	*	0.006 (0.009)						0.009 (0.005)	*	-0.001 (0.014)	
被説明変数(1期ラグ)	0.209 (0.026)	***	0.164 (0.033)	***	0.151 (0.041)	***	0.144 (0.048)	***	-0.074 (0.027)	***	-0.083 (0.031)	***	0.037 (0.048)		0.224 (0.062)	***
観測数	1410		1410		658		658		1410		1410		658		658	
都道府県数	47		47		47		47		47		47		47		47	
推計方法	FE		GMM		FE		GMM		FE		GMM		FE		GMM	
Adjusted R2	0.191				0.183				0.141				0.168			
Sargan Test			249.968				123.452				294.604				115.006	

産業基盤社会資本																
被説明変数	REA1		REA1		REA1		REA1		REA2		REA2		REA2			
社会資本	-4.899 (1.776)	***	-6.999 (2.872)	**	-12.948 (4.779)	***	-21.132 (7.932)	***	6.306 (2.965)	**	10.238 (4.879)	**	3.25 (7.706)		11.003 (13.177)	
構造改革特区数(累積)					-0.005 (0.003)		0.005 (0.009)						0.009 (0.005)	*	-0.002 (0.014)	
被説明変数(1期ラグ)	0.211 (0.026)	***	0.164 (0.033)	***	0.157 (0.041)	***	0.122 (0.048)	**	-0.073 (0.027)	***	-0.075 (0.031)	**	0.038 (0.048)		0.225 (0.061)	***
観測数	1410		1410		658		658		1410		1410		658		658	
都道府県数	47		47		47		47		47		47		47		47	
推計方法	FE		GMM		FE		GMM		FE		GMM		FE		GMM	
Adjusted R2	0.189				0.174				0.14				0.163			
Sargan Test			231.037				120.85				278.792				100.98	

国土保全型社会資本																
被説明変数	REA1		REA1		REA1		REA1		REA2		REA2		REA2			
社会資本	-0.575 (1.692)		-4.748 (2.580)	*	0.085 (4.418)		-12.535 (7.996)		0.766 (2.819)		8.952 (4.393)	**	-0.03 (7.090)		11.185 (12.910)	
構造改革特区数(累積)					-0.006 (0.003)	*	0.003 (0.009)						0.01 (0.005)	*	0.004 (0.014)	
被説明変数(1期ラグ)	0.214 (0.026)	***	0.157 (0.033)	***	0.164 (0.042)	***	0.119 (0.048)	**	-0.071 (0.027)	***	-0.083 (0.031)	***	0.038 (0.048)		0.213 (0.061)	***
観測数	1410		1410		658		658		1410		1410		658		658	
都道府県数	47		47		47		47		47		47		47		47	
推計方法	FE		GMM		FE		GMM		FE		GMM		FE		GMM	
Adjusted R2	0.185				0.164				0.137				0.163			
Sargan Test			222.698				133.507				304.349				117.734	

注 1 : () 内は標準偏差。

注 2 : ***, **, * はそれぞれ 1%、5%、10% で係数の値が 0 という帰無仮説が棄却されることを示す。

表 9 R-JIP との重複や外部性を考慮した際の推計結果

PC1

被説明変数	REA1	REA1	REA1	REA1	REA2	REA2	REA2	REA2							
社会資本	-6.347 (2.493)	**	-4.647 (3.421)	-15.775 (5.477)	***	-41.686 (8.849)	***	8.728 (4.158)	**	12.929 (5.815)	**	7.679 (8.774)	39.658 (14.849)	***	
構造改革特区数 (累積)				-0.006 (0.003)	*	0.009 (0.009)						0.010 (0.005)	* (0.014)	-0.002 (0.014)	
被説明変数(1期ラグ)	0.209 (0.026)	***	0.163 (0.033)	***	0.145 (0.042)	***	0.111 (0.048)	**	-0.075 (0.027)	***	-0.077 (0.031)	**	0.035 (0.048)	0.211 (0.062)	***
観測数	1410		1410		658		658		1410		1410		658		658
都道府県数	47		47		47		47		47		47		47		47
推計方法	FE		GMM		FE		GMM		FE		GMM		FE		GMM
Adjusted R2	0.189				0.175				0.523				0.444		
Sargan Test			230.142				115.808				235.875				76.355

PC2

被説明変数	REA1	REA1	REA1	REA1	REA2	REA2	REA2	REA2							
社会資本	-6.642 (2.354)	***	-11.298 (3.397)	***	-9.294 (5.341)	*	-22.367 (8.904)	**	7.467 (3.912)	*	13.967 (5.723)	**	4.244 (8.557)	7.659 (14.650)	
構造改革特区数 (累積)					-0.006 (0.003)	*	0.005 (0.009)						0.009 (0.005)	* (0.014)	0.002 (0.014)
被説明変数(1期ラグ)	0.205 (0.026)	***	0.154 (0.033)	***	0.156 (0.042)	***	0.113 (0.048)	**	-0.075 (0.027)	***	-0.083 (0.031)	***	0.037 (0.048)	0.216 (0.061)	***
観測数	1410		1410		658		658		1410		1410		658		658
都道府県数	47		47		47		47		47		47		47		47
推計方法	FE		GMM		FE		GMM		FE		GMM		FE		GMM
Adjusted R2	0.19				0.168				0.524				0.437		
Sargan Test			211.139				116.823				254.232				91.844

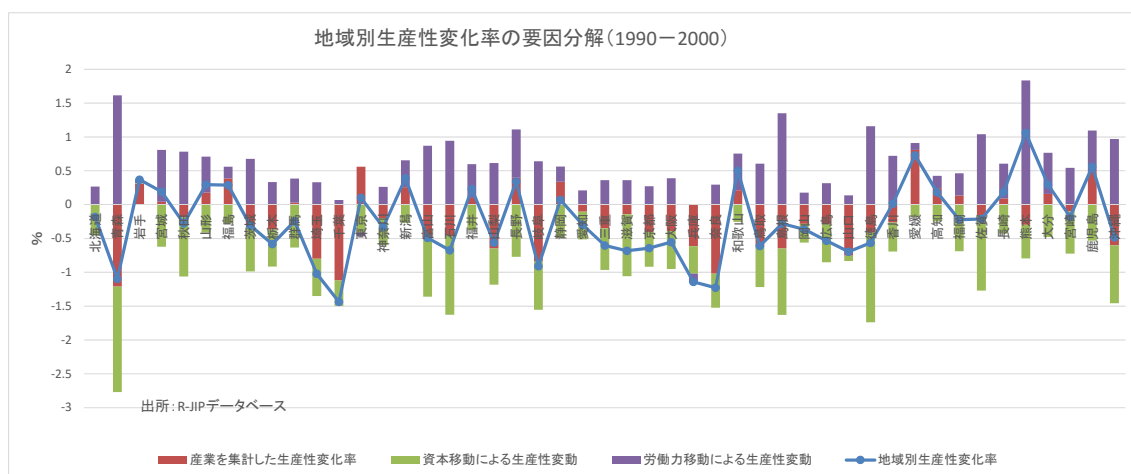
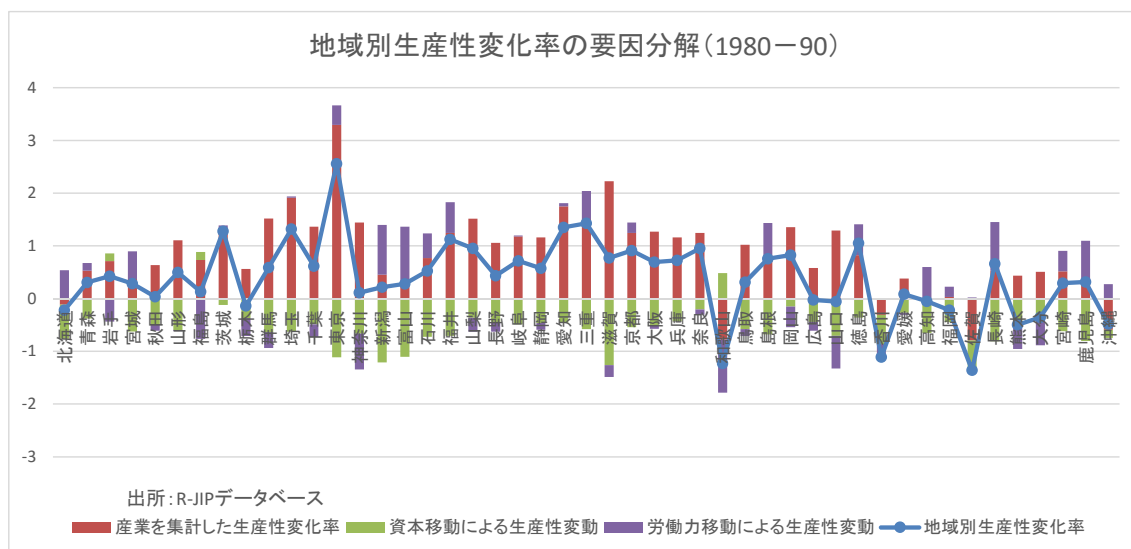
PC3

被説明変数	REA1	REA1	REA1	REA1	REA2	REA2	REA2	REA2							
社会資本	-6.566 (2.186)	***	-3.573 (3.134)		-8.371 (4.189)	**	-26.454 (7.896)	***	5.77 (3.633)		7.275 (5.291)		6.164 (6.705)	22.565 (12.869)	*
構造改革特区数 (累積)					-0.006 (0.003)	*	0.006 (0.009)						0.010 (0.005)	* (0.014)	0.004 (0.014)
被説明変数(1期ラグ)	0.204 (0.026)	***	0.164 (0.033)	***	0.152 (0.042)	***	0.121 (0.049)	**	-0.074 (0.027)	***	-0.073 (0.031)	**	0.034 (0.048)	0.214*** (0.062)	***
観測数	1410		1410		658		658		1410		1410		658		658
都道府県数	47		47		47		47		47		47		47		47
推計方法	FE		GMM		FE		GMM		FE		GMM		FE		GMM
Adjusted R2	0.19				0.169				0.138				0.164		
Sargan Test			212.426				107.9				278.989				103.598

注 1 : () 内は標準偏差。

注 2 : ***, **, * はそれぞれ 1%、5%、10% で係数の値が 0 という帰無仮説が棄却されることを示す。

図1 都道府県別 TFP 変化率の変動要因



地域別生産性変化率の要因分解(2000-09)

