

【調 査】

小特集：要素賦存・産業構造・生産性と地域間経済格差—都道府県別産業生産性データベースによる分析

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¹⁾

徳井丞次・牧野達治・深尾京司・宮川努・荒井信幸・新井園枝²⁾・
乾友彦・川崎一泰・児玉直美・野口尚洋

本論文では、1970年から2008年までの日本について暦年ベースで、都道府県別、23産業別に産業構造と(質の違いを考慮した)要素投入、および全要素生産性を計測する「都道府県別産業生産性」(Regional-Level Japan Industrial Productivity, 略称 R-JIP)データベースを構築し、サブライサイドの視点から1970年以降の日本の地域間労働生産性格差及びその変化の原因について実証研究を行った。主な分析結果は次のとおりである。1)クロスセクションで見ると、資本装備率、労働の質、TFP全ての要因が労働生産性の地域間格差に寄与した。1970年において労働生産性の地域間格差を生み出していた最大の源泉はTFPと資本装備率の格差であった。このうち資本装備率格差の寄与は急速に減少したのに対し、TFP格差の寄与はあまり減少しなかった。一方、労働の質の地域間格差は、昔も今も地域間格差のうち比較的僅かの部分を説明するに過ぎない。2)製造業は人的資本集約的な製造業の地方への集積、同一産業内での地域間TFP格差の縮小、といった過程を通じて、地域間の労働生産性格差縮小に寄与したのに対し、非製造業は、不動産、運輸・通信など資本集約的な非製造業が労働生産性の高い県に集積し、サービス、運輸・通信などの産業が物的資本や人的資本を、東京をはじめ労働生産性の高い県に集中させるなど、格差残存に寄与する傾向があった。3)成長会計の視点から実質成長率を見ると、資本装備率の上昇は当初貧しい県ほどおおむね高く、格差を縮小するように働いた。労働の質についても同様の傾向がみられる。一方TFPの上昇は豊かな県ほどやや高く、格差残存に寄与した。

JEL Classification Codes: D24, E01, J24, N35, O15, O47, R11, R23

1. はじめに

地方を中心に急速に進展する高齢化・過疎化や製造業で加速する生産の海外移転等により、地域間経済格差や産業の地域分布の動向、地方財政の維持可能性、等について不確実性が高まっている。

戦後の地域間経済格差のダイナミクスについては、Barro and Sala-i-Martin(1991)を嚆矢として最近ではEU内の地域間労働生産性格差に関するMontresor *et al.*(2012)など、経済収束の視点から数多くの実証研究が行われてきた。日本についてもBarro and Sala-i-Martin(1992)、Shioji(2001a)等、労働移動にも留意した興味深い諸研究がある。

各国間の所得・労働生産性格差に関する最近の研究では、EU KLEMS データベース・プロジェクトに代表されるように、産業別に資本ストックや労働の質を推計し、物的・人的資本蓄積や産業構造の変化、産業別の全要素生産性(TFP)の動向等で各国間の所得・労働生産性格差の原因や経済収束を説明しようとする研究が多数行われるようになった¹⁾。しかしこのアプローチは、一国内の地域間所得格差に関する研究ではあまり採用されていない。これはおそらく、必要な国内地域別・産業別データを得ることが難しいためであると考えられる²⁾。

このような問題意識から我々は、1970年から2008年までの日本について原則暦年ベースで、都

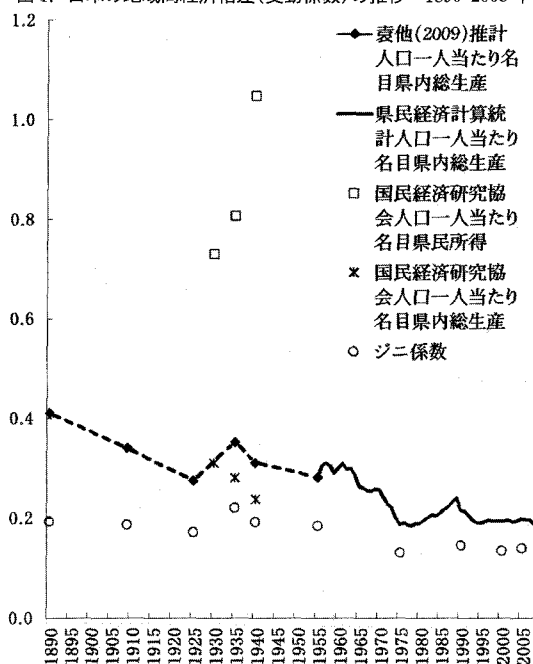
道府県別(沖縄県は1972年から)、23産業別に産業構造と(質の違いを考慮した)要素投入、および全要素生産性を計測する「都道府県別産業生産性」(Regional-Level Japan Industrial Productivity, 略称 R-JIP)データベースを構築した³⁾。本論文では、このデータベースの構築方法の概略を説明すると同時に、サブライサイドの視点から、1970年以降の日本の地域間労働生産性格差及びその変化の原因について簡単な分析を行う。

まず日本の地域間経済格差の動向を、長期的な視点から見ておこう。図1には、都道府県の人口1人当たり名目県内総生産の変動係数(標準偏差/平均値)が1890年から2008年までについて破線と実線で示してある。

図1によれば、人口1人当たり名目県内総生産に関する変動係数で見た日本の都道府県間所得格差は、長期的には減少傾向にあったこと、ただし1930年代の大恐慌期や1960年代の高度成長期、1980年代末の「バブル経済期」など、格差が拡大した時期もあったことが分かる(米国でも大恐慌時には農村の疲弊により格差拡大が起きた)。格差の縮小傾向は、各県内の1人当たり名目県内総生産は全ての人について同一であると仮定した場合の(1人当たり名目県内総生産に関する)ジニ係数についても観察することができる⁴⁾。

我々が本論文で分析対象とする1970年以降は、

図1. 日本の地域間経済格差(変動係数)の推移: 1890-2008年



出所) 第二次大戦前は賃他(2009)および Bassino et al.(2012),
戦後は内閣府『県民経済計算年報』各号。

長期的な視点から見ると地域間所得格差の縮小があまり進まなかった時期と言えよう。1970年代前半や1991年の「バブル経済」崩壊以降には格差が縮小する一方、1970年代半ばから1991年にかけては格差の拡大が続いた。

なお、地域間の経済格差を測る場合には、所得のデータを用いるか総生産(粗付加価値)のデータを用いるか、また人口1人当たりで見ると就業率1人当たりや労働時間当たりで見ると結果がかなり異なる。本論文では、生産性の視点から分析を行うこと、県民経済計算統計は主に生産側のデータに基づいており(長藤(2002)), 所得データよりも生産データの方が信頼性が高い傾向があると考えられることから判断して、労働生産性(労働時間当たり粗付加価値)で格差を測ることとする。

図2が示す通り、変動係数を比較すると、人口1人当たり県内総生産の地域間格差の方が、労働生産性や就業率当たり県内総生産の地域間格差よりずっと大きく、またこの格差は広がり、労働生産性や就業率当たり県内総生産の地域間格差は縮小している。これは労働生産性の地域間格差が縮小したものの、通勤等によって豊かな県ほど就業率数/人口比率が高い傾向が強まったためである。また人口1人当たり県民所得の格差は、人口1人当たり県内総生産の地域間格差より小さいが、これも豊かな県ほど他県から通勤する就業者に賃金を支払っていることに主に起因していると考えられる。なお、就業率数/人口

比率の地域間格差の原因については、補論1で詳しく分析することにする。

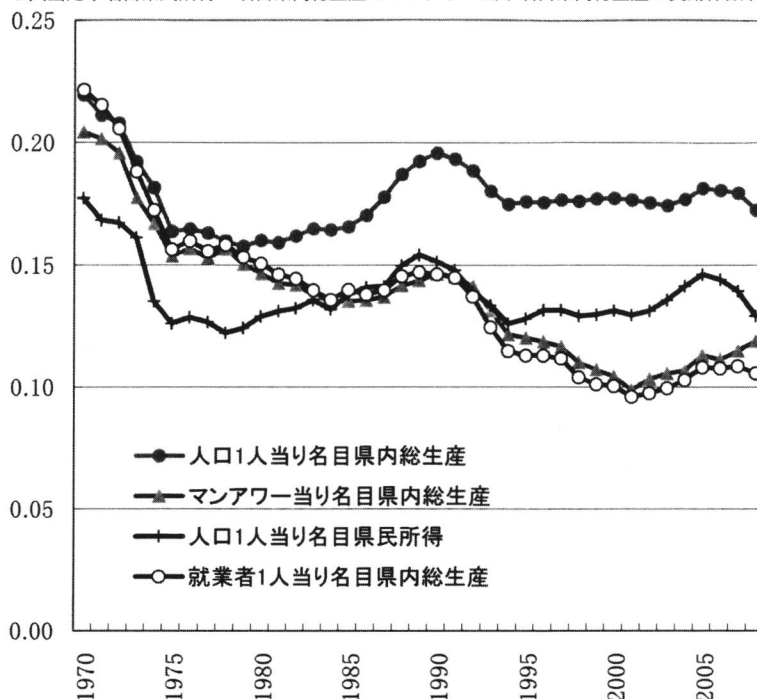
本論文の構成は次のとおりである。まず第2節では、R-JIP データベースの構築方法の概略を説明する。なお、データベースの詳細については、補論2で説明する。第3節では、地域間労働生産性格差の原因について、サプライサイドの視点から分析を行う。第4節では、R-JIP データベースを用いて成長会計分析を行い、マクロレベルの視点から地域間格差の変動がなぜ起きたのかを考えてみることにする。最後に第5節では、本論文で得られた結果をまとめる。

2. R-JIP データベースの構築

我々が今回作成した都道府県別産業別生産性(R-JIP)データベースの概要を説明しよう⁵⁾。R-JIP データベースは、日本の47都道府県の各産業について生産性計測に必要な名目・実質産出(粗付加価値)と要素投入(労働と資本)のデータを作成したものである⁶⁾。姉妹版である日本産業生産性(JIP)データベースが、産業部門の詳細な情報(現行は108部門)と中間投入行列の情報を含み、日本全体の産業の詳細な生産性分析を行うことができるデータベースとして公開、活用されているのに対して、R-JIP データベースは都道府県別の産業の情報を補完するものである。ただし、R-JIP データベースでは都道府県別情報が加わった一方で、利用可能なデータの制約から、産業部門数を23とし、中間投入と総生産(グロス・アウトプット)の情報はなく粗付加価値ベースの産出量を使うといったように、JIP データベースと比較すれば簡略化がされている。

それでも、R-JIP データベースの製造業13部門、非製造業10部門からなる23部門は、これまで作成されてきた同種の都道府県別データベースと比べると、より細かい産業分類となっている⁷⁾。都道府県別経済活動別の県内総生産の基本情報としては、内閣府「県民経済計算」を用いているが、「県民経済計算」に製造業の内訳が無い1989年以前については各年の「工業統計調査」の情報を使って製造業を分割している。また、資本投入データの作成において、製造業については内閣府経済社会総合研究所「都道府県別民間資本ストック」を用いているが、非製造業のデータ分割では「建築統計年報」の情報や、労働生産性変化率を全要素生産性上昇率と資本装備率変化率に結び付ける恒等式を利用するなど様々な工夫を組み合わせ推計を行っている。

なお、R-JIP データベースの作成過程では、JIP データベースをコントロールトータルとして活用している。すなわち、都道府県別の付加価値、就業率数、投資フロー等の数字を全国集計した値は、JIP データベースの対応する年、産業の値と一致するよ

図2. 1人当たり名目県民所得・名目県内総生産とマンアワー当り名目県内総生産の変動係数(σ 収束)

出所) R-JIP データベースおよび県民経済計算。

注1) 県内総生産は暦年(2000年基準)。

注2) 1人当り県民所得は年度で、1970-74年度は68SNA(1980年基準)ベース、1975-89年度は68SNA(1990年基準)ベース、1990-95年度は93SNA(1990年基準)ベース、1996-2008年度は93SNA(2000年基準)ベース。

うに調整している。都道府県別データには一部不自然な変動がみられることもあるが、この調整によってその多くを修正しており、このことも今回のデータベースの特徴の一つと言えよう⁸⁾。その他、投資フローから資本ストックを推計する過程でも、JIPデータベースから計算される平均償却率を使っており、その結果、JIPデータベースと同様に純資本ストック概念に基づく資本ストックデータを作成している。日本の資本ストックについては、しばしば資本ストックの物理的減耗にのみ着目した粗資本ストック概念に基づくデータが作成されているが、これと異なり技術革新に伴う資本設備の陳腐化も考慮に入れた純資本ストックを推計していることは、JIPデータベースと同様にR-JIPデータベースの長所の一つである。

なお帰属家賃については、都道府県別の住宅資本ストックの推計が困難だったため、R-JIPの対象とせず、「県民経済計算」の情報を用いて帰属家賃を都道府県別付加価値から除いている。

概略以上のようにして、1970年以降の期間について、47都道府県、23産業部門の実質付加価値(産出)、マンアワー・ベースの労働投入量、資本ストック量を作成したのがR-JIPデータベースの本体である。マクロ経済に関するJIPデータベースでは、

属性別の労働投入と資本財種類別の資本ストックという要素投入の「質」を構成する情報が含まれていたが、残念ながら、R-JIPデータベースの本体にはそうした情報はない。そこで、生産性計測を行うに際しては、次のような方法で、要素投入の「質」情報を補っている。まず、クロスセクションで都道府県別(あるいは都道府県別・産業別)のTFPの相対水準比較を行う際は⁹⁾、労働の質については「国勢調査」から都道府県別・産業別・属性別(性、学歴、年齢別)就業者数のデータを使って作成した労働の質の相対水準指数を当てはめ、資本については同一産業内であれば都道府県間に質の差はないと仮定し、生産性比較を行っている¹⁰⁾。他方、時系列方向のTFP変化を見る「成長会計」の際は、労働の質についてはクロスセクションと同様に「国勢調査」の都道府県別・産業別・属性別就業者数のデータで推計した「質」指数時系列を利用し、資本の質についてはJIPデータベースから全国ベースの「質」情報、すなわち産業別資本投入の質指数を当てはめることで、要素投入の「質」の変化を考慮に入れた分析を行っている¹¹⁾。

3. 労働生産性地域間格差の源泉

本節では労働生産性の地域間格差がどのような原

因で生じているかを分析する。我々は、クロスセクションにおける労働生産性の地域格差を、産業計資本装備率の違い、労働の質の違い、産業計TFPの違いに分解した(このような分析はレベル会計と呼ばれる)。分解の方法は以下のとおりである。

1) 都道府県別産業別相対 TFP ($RTFP_{ir}$) の算出

$i(=1, 2, \dots, 23)$ を産業のインデックス, $r(=1, 2, \dots, 47)$ を都道府県のインデックスとする。また, V_{ir} : 実質付加価値, K_{ir} : 資本投入, L_{ir} : 労働投入, S_{ir}^K : 資本コストシェア, $S_{ir}^L(=1-S_{ir}^K)$: 労働コストシェアとする。

都道府県別産業別の付加価値, 資本投入, 労働投入それぞれの産業別全国幾何平均を次のように表す(以下はクロスセクションに関する分析のため, 時間の添字を省略する)。

$$\log \bar{V}_i = \frac{1}{47} \sum_{r=1}^{47} \log V_{ir} \quad \log \bar{K}_i = \frac{1}{47} \sum_{r=1}^{47} \log K_{ir} \quad (1)$$

$$\log \bar{L}_i = \frac{1}{47} \sum_{r=1}^{47} \log L_{ir}$$

また, 資本と労働それぞれのコストシェアの産業別全国平均を以下のように表す。

$$\bar{S}_i^K = \frac{1}{47} \sum_{r=1}^{47} S_{ir}^K \quad \bar{S}_i^L = \frac{1}{47} \sum_{r=1}^{47} S_{ir}^L \quad (2)$$

都道府県別産業別相対 TFP は以下のように求められる。

$$RTFP_{ir} = \log \left(\frac{V_{ir}}{\bar{V}_i} \right) - \frac{1}{2} (S_{ir}^K + \bar{S}_i^K) \log \left(\frac{K_{ir}}{\bar{K}_i} \right) - \frac{1}{2} (S_{ir}^L + \bar{S}_i^L) \log \left(\frac{L_{ir}}{\bar{L}_i} \right) \quad (3)$$

実質資本ストック, 資本の質, マンパワー, 労働の質それぞれの産業別全国幾何平均を以下のように表す。

$$\log \bar{Z}_i = \frac{1}{47} \sum_{r=1}^{47} \log Z_{ir} \quad \log \bar{Q}_i^K = \frac{1}{47} \sum_{r=1}^{47} \log Q_{ir}^K \quad (4)$$

$$\log \bar{H}_i = \frac{1}{47} \sum_{r=1}^{47} \log H_{ir} \quad \log \bar{Q}_i^L = \frac{1}{47} \sum_{r=1}^{47} \log Q_{ir}^L$$

質の定義から $K_{ir} = Q_{ir}^K Z_{ir}$, $L_{ir} = Q_{ir}^L H_{ir}$ が成り立つが, これらの式の両辺の対数をとることにより $\log K_{ir} = \log Q_{ir}^K + \log Z_{ir}$, $\log L_{ir} = \log Q_{ir}^L + \log H_{ir}$ が得られる。これらを代入すれば(3)式は以下のように表される。

$$RTFP_{ir} = \log \left(\frac{V_{ir}}{\bar{V}_i} \right) - \frac{1}{2} (S_{ir}^K + \bar{S}_i^K) \left\{ \log \left(\frac{Z_{ir}}{\bar{Z}_i} \right) + \log \left(\frac{Q_{ir}^K}{\bar{Q}_i^K} \right) \right\} - \frac{1}{2} (S_{ir}^L + \bar{S}_i^L) \left\{ \log \left(\frac{H_{ir}}{\bar{H}_i} \right) + \log \left(\frac{Q_{ir}^L}{\bar{Q}_i^L} \right) \right\} \quad (5)$$

先にも述べたように, R-JIP データベースでは都道府県別産業別での資本の質は推計せず, 同一産業

内での資本の質は全国で同じ, つまり $Q_{ir}^K = \bar{Q}_i^K$ であることを仮定する。よって, (5)式右辺第2項中括弧内の資本の質に関する項は消去され, 都道府県別産業別相対 TFP は最終的に以下のように表される。

$$RTFP_{ir} = \log \left(\frac{V_{ir}}{\bar{V}_i} \right) - \frac{1}{2} (S_{ir}^K + \bar{S}_i^K) \log \left(\frac{Z_{ir}}{\bar{Z}_i} \right) - \frac{1}{2} (S_{ir}^L + \bar{S}_i^L) \left\{ \log \left(\frac{H_{ir}}{\bar{H}_i} \right) + \log \left(\frac{Q_{ir}^L}{\bar{Q}_i^L} \right) \right\} \quad (6)$$

2) 都道府県別マクロ相対 TFP ($RTFP_r$) の算出

i 産業に関する都道府県別産業別名目付加価値シェアの全国平均値を, $\bar{S}_i^V = \frac{1}{47} \sum_{r=1}^{47} S_{ir}^V$ とすると, 都道府県別マクロ相対 TFP は以下のように表される。

$$RTFP_r = \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{ir}^V + \bar{S}_i^V) RTFP_{ir} \quad (7)$$

3) 都道府県別マクロ相対労働生産性の要因分解

都道府県別マクロ相対実質付加価値は, 都道府県別産業別相対実質付加価値を名目付加価値シェア(都道府県別産業別と全国平均産業別の平均)をウェイトとして集計することにより, 以下のように表される¹²⁾。

$$\log \left(\frac{V_r}{\bar{V}} \right) = \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{ir}^V + \bar{S}_i^V) \log \left(\frac{V_{ir}}{\bar{V}_i} \right) \quad (8)$$

ただし, $\log \bar{V} = \frac{1}{47} \sum_{r=1}^{47} \log V_r$ である。

(6), (7), (8)式から以下の関係を得る。

$$\log \left(\frac{V_r}{\bar{V}} \right) = \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{ir}^V + \bar{S}_i^V) RTFP_{ir} + \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{ir}^V + \bar{S}_i^V) \frac{1}{2} (S_{ir}^K + \bar{S}_i^K) \log \left(\frac{Z_{ir}}{\bar{Z}_i} \right) + \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{ir}^V + \bar{S}_i^V) \frac{1}{2} (S_{ir}^L + \bar{S}_i^L) \left\{ \log \left(\frac{H_{ir}}{\bar{H}_i} \right) + \log \left(\frac{Q_{ir}^L}{\bar{Q}_i^L} \right) \right\} \quad (9)$$

$S_{ir}^L = 1 - S_{ir}^K$ であることから, (9)式は以下のように変形できる。

$$\log \left(\frac{V_r}{\bar{V}} \right) - \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{ir}^V + \bar{S}_i^V) \log \left(\frac{H_{ir}}{\bar{H}_i} \right) = \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{ir}^V + \bar{S}_i^V) RTFP_{ir} + \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{ir}^V + \bar{S}_i^V) \frac{1}{2} (S_{ir}^K + \bar{S}_i^K) \left\{ \log \left(\frac{Z_{ir}}{\bar{Z}_i} \right) - \log \left(\frac{H_{ir}}{\bar{H}_i} \right) \right\} + \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{ir}^V + \bar{S}_i^V) \frac{1}{2} (S_{ir}^L + \bar{S}_i^L) \log \left(\frac{Q_{ir}^L}{\bar{Q}_i^L} \right) \quad (10)$$

左辺は都道府県別マクロ付加価値の全国平均からの乖離から, 都道府県別マクロマンパワーの全国平均からの乖離を引いた, 都道府県別マクロ相対労働生産性の対数値を表す。以下では(10)式左辺を v_r

図 3. 1970 年における労働生産性地域間格差(対数値)の原因

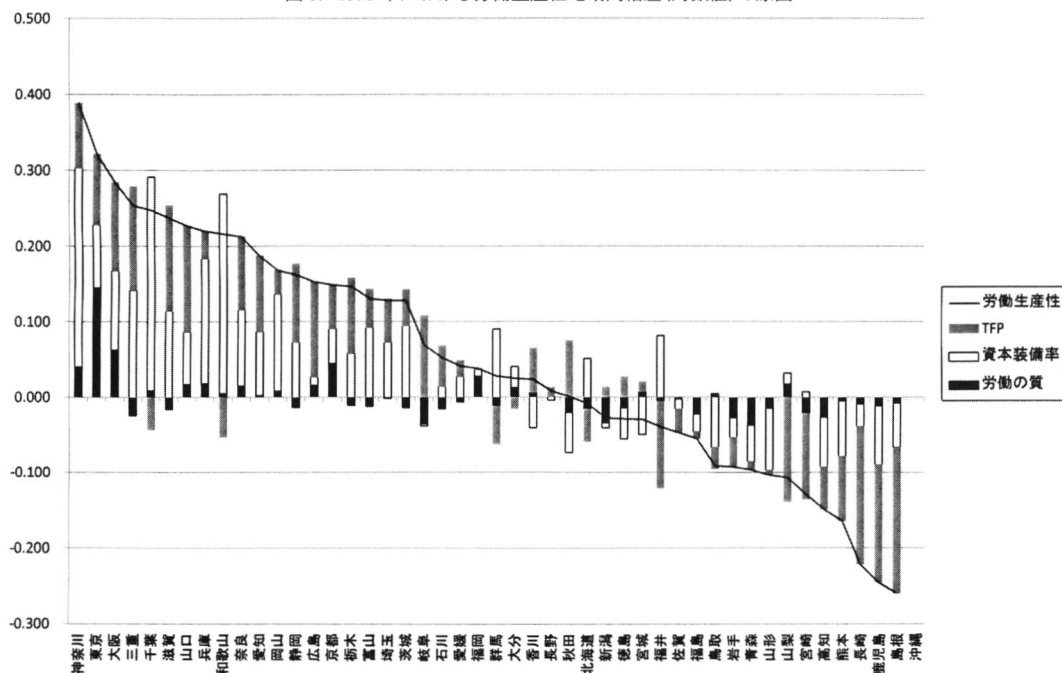
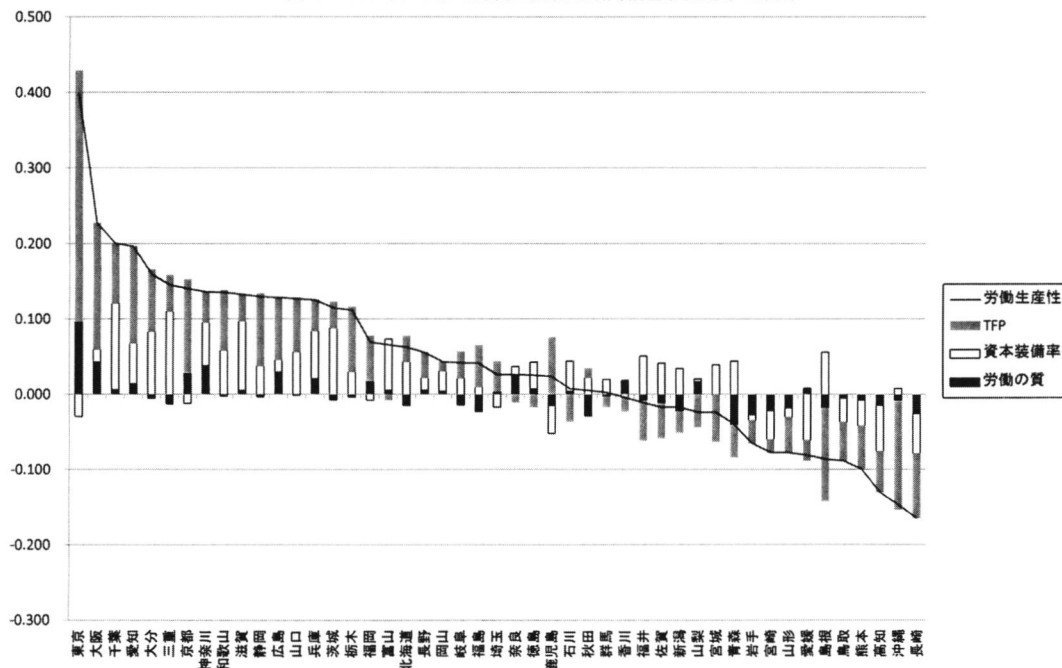


図 4. 2008 年における労働生産性地域間格差(対数値)の原因



と表すことにする。(10)式右辺第1項は相対 TFP、第2項は資本装備率格差、第3項は労働の質格差、それぞれの地域間労働生産性格差への貢献を表す。

(10)式を使って1970年と2008年について都道府県別マクロ相対労働生産性を要因分解した結果が、図3,4である。これによると、資本装備率、労働の

質、TFP全ての要因が労働生産性の地域間格差に寄与していることが分かる。また時間を通じてみると、労働生産性の地域間格差が縮小した主因は、豊かな県ほど高かった資本装備率の地域間格差が縮小したことであるように思われる。一方 TFP の地域間格差は減少せず、今日では労働生産性の地域間格

表1. 神奈川県、熊本県のマクロ資本装備率(全国平均からの乖離とその要因分解)

	1970年			2008年		
	乖離率	シェア効果	産業内効果	乖離率	シェア効果	産業内効果
	(%)	(%ポイント)		(%)	(%ポイント)	
神奈川県	87.6	9.4	78.2	3.6	-1.4	5.1
熊本県	-33.4	-2.1	-31.3	-19.5	-3.1	-16.4

表2. 神奈川県、熊本県の産業別資本装備率(全国産業別平均=100)

	神奈川県		熊本県	
	1970年	2008年	1970年	2008年
農林水産業	138.4	74.3	72.9	60.6
鉱業	71.3	55.9	78.5	54.3
食料品	238.9	160.4	63.6	88.8
繊維	117.6	54.5	56.4	57.5
パルプ・紙	38.4	64.0	195.9	145.9
化学	144.3	162.1	90.0	95.8
石油・石炭製品	135.6	198.1	12.6	45.8
窯業・土石製品	148.8	180.0	114.3	70.3
一次金属	136.5	147.9	92.8	54.6
金属製品	173.1	141.1	90.8	134.2
一般機械	112.3	161.5	39.8	88.3
電気機械	175.2	71.4	118.0	160.9
輸送用機械	236.9	152.1	25.8	97.3
精密機械	242.3	99.0	82.1	101.2
その他の製造業	257.3	142.3	60.0	111.0
建設業	165.9	70.0	112.7	91.7
電気・ガス・水道業	123.6	165.1	32.4	66.1
卸売・小売業	169.4	102.9	60.5	73.0
金融・保険業	159.7	113.4	79.4	64.3
不動産業	143.5	64.9	91.4	78.5
運輸・通信業	434.7	150.7	37.0	71.2
サービス業(民間、非営利)	124.8	80.7	81.2	86.7
サービス業(政府)	129.0	71.6	73.8	94.2

ア効果、産業内効果は表1のとおりである。なお、表中の数字は(11)式の両辺を日本全体の資本装備率の平均値で除したものである。

また、表2は両県の産業別

資本装備率を示しており、これにより産業内効果の内訳を確認することが出来る。

まず1970年について見てみよう。

神奈川県のマクロ資本装備率は全国マクロ平均より87.6%高く、熊本県は33.4%低いが、そのほとんどが産業内効果(神奈川県:78.2%ポイント、熊本県:31.3%ポイント)によってもたらされていることがわかる。神奈川県について表2を見てみると、鉱業、パルプ・紙以外の産業の資本装備率が全国平均を上回っており、特に運輸・通信業の資本装備率が全国平均より突出して高い(約4.3倍)ことが産業内効果を大きくし、資本装備率を全国トップまで押し上げていると考えられる。一方、熊本県の資本装備率は製造業の3産業と建設業以外は軒並み全国平均より

差の主因となっているように思われる。

ここでは図3,4で見られる資本装備率の地域間格差の縮小トレンドに着目し、都道府県別かつ比較的详细な産業別に資本装備率のデータが利用可能であるR-JIPデータベースの特徴を生かした分析を行なってみよう。紙幅の制約があるため、1970年のマクロ資本装備率が最上位である神奈川県と最下位である熊本県を取り上げ、1970, 2008年におけるマクロ資本装備率の全国マクロ平均からの乖離について考察する。

今、県 r の資本装備率と日本全体の資本装備率の平均値との差を、以下のように近似することができる¹³⁾。

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^I l_{ir} z_{ir} - \sum_{i=1}^I \bar{l}_i \bar{z}_i \\ \cong \sum_{i=1}^I (l_{ir} - \bar{l}_i) (\bar{z}_i - \bar{z}) + \sum_{i=1}^I (z_{ir} - \bar{z}_i) \bar{l}_i \end{aligned} \quad (11)$$

上式は、例えば県 r の資本装備率が日本全体の資本装備率の平均値より高い場合、その差は、資本装備率の高い産業が県 r に集中している効果(シェア効果と呼ぶ)と、多くの産業において、同一産業内で県 r の方が全国平均より資本装備率が高い効果(産業内効果と呼ぶ)に分解することができることを意味する¹⁴⁾。

1970, 2008年において(11)式より計算された神奈川県、熊本県の全国マクロ平均からの乖離、シェ

ア効果、典型的な資本集約型産業である石油・石炭製品、電気・ガス・水道業や、神奈川県で突出している運輸・通信業といった諸産業の資本装備率が全国平均より著しく低い産業内効果が小さくなっている。

産業内効果と比較してシェア効果の絶対値が小さい(神奈川県:9.4%ポイント、熊本県:-2.1%ポイント)ことは両県に共通しているが、神奈川県はプラスつまり資本装備率の高い産業のシェアが大きく、熊本県はマイナスつまり資本装備率の低い産業のシェアが大きいということになる。このように、1970年時点では2つの県で産業構造が異なり、それが両県のマクロ資本装備率の高低に僅かながら影響を与えていたと考えられる。

次に2008年の状況を確認しよう。神奈川県の乖離率(3.6%)と熊本県の乖離率(-19.5%)の差は1970年と比較すると大幅に縮まっており、図3,4で見られる全国レベルでの資本装備率格差収束の傾向が、ここで取り上げた2つの県に対しても同様に観察されている。

産業内効果について見ると、神奈川県の大規模な低下(78.2%ポイントから5.1%ポイントへ)が特徴的である。表2によると、1970年に資本装備率が全国平均の2倍以上であった5産業について、いずれも資本装備率は2倍以内に収まり、運輸・通信業は全国平均より50%高い程度まで低下、精密機械に

表3. 都道府県別マクロ相対労働生産性対数値の分散の要因分解

	1970年	1980年	1990年	2000年	2008年
労働生産性地域間格差の分散	0.025	0.012	0.014	0.008	0.011
うちTFPの地域間格差の寄与	0.011	0.007	0.009	0.005	0.008
うち資本装備率の地域間格差の寄与	0.011	0.003	0.004	0.001	0.002
うち労働の質の地域間格差の寄与	0.002	0.003	0.002	0.002	0.002

いたっては全国平均より低くなっている。また、建設業やサービス業(民間、非営利)、サービス業(政府)で資本装備率が全国平均より低いことや、1970年の運輸・通信業のような資本装備率が顕著に高い産業がなくなったことが、産業内効果の低下をもたらしたと考えられる。熊本県の産業内効果(-16.4%ポイント)は依然としてマイナスであるが、その絶対値は半分程度まで低下している。表2で産業別資本装備率を確認すると、全国平均を上回る産業は1970年と同様4産業しか無いが、1970年における資本装備率が著しく低かった石油・石炭製品、電気・ガス・水道業、運輸・通信業を含む16産業で資本装備率が上昇しており、これが産業内効果のマイナス幅の低下に大きく貢献している¹⁵⁾。

シェア効果について見ると、熊本県に大きな変化がない一方、神奈川県についてはその効果がプラスからマイナスへと変化しており、産業内効果によるマクロ資本装備率の高さを一部相殺している。資本装備率の低い卸売・小売業やサービス業(民間、非営利)を中心とした産業構造への移行は全国で進んでいるが、初期時点において資本装備率の高い産業のシェアが大きかった神奈川県が急速かつ大幅に産業構造を変化させたことが分かる。

以上を纏めると、1)神奈川県、熊本県とも産業レベルでの資本装備率が全国平均へ収束する傾向にあったために産業内効果の貢献度が大幅に低下したこと、2)神奈川県が資本装備率の低いサービス業を中心とした産業構造へ急速に転換したことによるマイナスのシェア効果、という2つの要因により、神奈川県と熊本県のマクロ資本装備率と全国マクロ資本装備率の乖離が収束してきたことが明らかになった。

神奈川県と熊本県の資本装備率について観察された傾向が、他の都道府県にも一般的に見られるのかを同様の方法で確認するには非常に多くの紙幅を要する。さらに資本装備率だけではなく、TFPや労働の質の都道府県格差にどのような傾向があるか、各要因が労働生産性格差にどのような影響を与えているかを明らかにすることは、上記方法では限界がある。そこで以下に示すような2つの方法で検証を行なう。

第一に、表3ではほぼ10年毎に、(10)式右辺各項について都道府県別のマクロ相対労働生産性対数値 v_r との共分散を計算してみた。これにより、都道府県別マクロ相対労働生産性対数値の分散を(その平方根は労働生産性地域間格差の変動係数 σ にほぼ対応する)、労働生産性地域間格差のサプライ

サイドから見た各決定要因と都道府県別マクロ相対労働生産性対数値の共分散の和の形に分解することができる。

表3によれば、1970年に

において労働生産性の地域間格差を生み出していた最大の源泉はTFPと資本装備率の格差であった。このうち資本装備率格差の寄与は急速に減少したのに対し、TFP格差の寄与はあまり減少しなかった。このため今日では、変動係数で測った地域間経済格差のほとんどは、TFP格差が作り出す状況になった。一方、労働の質の地域間格差は、昔も今も地域間格差のうち比較的僅かの部分を説明するに過ぎない。

Hall and Jones(1999)やEasterly and Levine(2001)は、マクロレベルの各国データを用いてレベル会計分析を行い、クロスセクションの所得格差の大半は残差として計算されるTFPの大きな違いで生じており、比較的小さな部分が資本装備率や人的資本の違いで説明されるにすぎないとの結果を得ている。1970-80年代を中心にこれらと異なる本論文の結果は、一国内では技術の伝播や制度の統一によりTFPの違いが小さいためかもしれない。また、一国内では自由な資本移動や財・サービスの取引により分業が深化し、70年代には一部の地域に資本集約的な産業が集積していた可能性も指摘できよう。

第二に、産業構造や同一産業内の要素投入の違いが、地域間の労働生産性格差にどのように寄与しているかを分析してみよう。

産業構造の地域間格差が労働生産性格差を生み出すメカニズムを考えてみると、例えば資本装備率が高い産業のシェアが労働生産性の高い県ほど大きければ、生産性が高い県の資本装備率が高くなるため労働生産性格差は大きくなる。これをシェア効果と呼ぼう。一方、同一産業内でも労働生産性が高い県ほど資本装備率が高い場合にも、労働生産性格差は大きくなる。これを産業内効果と呼ぼう。資本装備率の地域間格差が労働の地域間格差を生み出す上で、各産業の2つの効果は、それぞれどれほど寄与しているのだろうか。また2つのメカニズムは産業によって異なるのだろうか。この点について分析してみる。

残念ながら近似式の限界のため、(10)式ではシェア効果を捉えることができない。そこで我々は、(11)式右辺の各項(ただし全産業について集計する前の産業別の値)について、都道府県別マクロ相対労働生産性 v_r との共分散を算出することにより、各産業の寄与を調べることにする。

我々は、各産業 i についてシェア効果

$$\frac{Cov((l_{ir} - \bar{l}_i)(\bar{z}_i - \bar{z}), v_r)}{\sum_{i=1}^I [Cov((l_{ir} - \bar{l}_i)(\bar{z}_i - \bar{z}), v_r) + Cov((z_{ir} - \bar{z}_i)\bar{l}_i, v_r)]}$$

表 4. どの産業が地域間労働生産性格差に寄与したか：1970 年

	資本装備率と都道府県別 マクロ相対労働生産性対 数値の共分散への各産 業・各効果の寄与(%)		労働の質と都道府県別マ クロ相対労働生産性対数 値の共分散への各産業・ 各効果の寄与(%)		TFP と都道府県別 マクロ相対労働生産 性対数値の共分散へ の各産業・各効果の 寄与(%)
	シェア効果	産業内効果	シェア効果	産業内効果	産業内効果
農林水産業	-0.29	5.74	48.39	16.29	-0.53
鉱業	-0.75	-0.08	-5.81	2.48	0.35
食料品	0.14	3.21	0.12	1.74	6.33
繊維	-1.48	1.88	-1.84	2.68	5.52
パルプ・紙	0.35	-1.27	0.10	0.46	1.17
化学	5.66	2.57	1.18	0.47	7.03
石油・石炭製品	3.80	-0.05	0.22	0.04	5.66
窯業・土石製品	0.30	0.92	0.20	0.72	2.14
一次金属	6.05	3.36	2.51	0.46	5.70
金属製品	-0.96	1.28	1.38	0.69	2.84
一般機械	0.78	1.40	2.56	0.61	5.59
電気機械	-1.40	1.31	-0.63	1.34	5.07
輸送用機械	-1.23	1.54	2.14	0.43	4.90
精密機械	-0.39	0.25	0.08	0.18	0.85
その他の製造業	-2.42	4.03	0.20	3.45	4.51
建設業	-0.56	2.20	0.63	4.91	8.27
電気・ガス・水道業	1.03	5.04	0.15	-1.04	2.00
卸売・小売業	-1.31	3.69	-0.10	8.12	12.29
金融・保険業	0.27	2.53	0.48	-0.96	3.28
不動産業	3.07	1.79	0.65	-0.78	0.84
運輸・通信業	2.24	33.51	1.93	-0.14	4.20
サービス業(民間, 非営利)	-0.23	10.79	0.17	6.57	9.03
サービス業(政府)	-2.10	3.77	-5.79	2.37	2.99
製造業小計	9.21	20.43	8.22	13.26	57.30
一次産業以外の非製造業小計	2.42	63.32	-1.88	19.05	42.88
合計	10.58	89.42	48.92	51.08	100.00

注) 資本装備率は実質資本ストック/マンパワーの実数(単位: 千円(2000 年価格)/時間), 労働の質は東京の食料品=1 とした指数である。TFP は全国平均からの乖離の対数値である。

と産業内効果

$$\frac{Cov((z_{ir}-\bar{z}_i)\bar{l}_i, v_r)}{\sum_{i=1}^I \{Cov((l_{ir}-\bar{l}_i)(\bar{z}_i-\bar{z}), v_r) + Cov((z_{ir}-\bar{z}_i)\bar{l}_i, v_r)\}}$$

を算出した。なお各効果は、全産業・全効果の合計値で割ることにより、全体の合計が 100% となるように標準化してある。

労働の質についても同様に、県 r の労働の質と日本全体の労働の質の平均値との差を、以下のように近似することができる。

$$\begin{aligned} & \sum_{i=1}^I l_{ir} Q_{ir} - \sum_{i=1}^I \bar{l}_i \bar{Q}_i \\ & \cong \sum_{i=1}^I (l_{ir} - \bar{l}_i) (\bar{Q}_i - \bar{Q}) + \sum_{i=1}^I (Q_{ir} - \bar{Q}_i) \bar{l}_i \end{aligned} \quad (12)$$

資本装備率の場合と同様に、我々は右辺各項(産業別)について都道府県別マクロ相対労働生産性との共分散を算出することにより、シェア効果と産業内効果への分解を行った。資本装備率の場合と同様に、各効果を全産業・全効果の合計値で割ることにより、全体の合計が 100% となるように標準化した。

(10) 式から分かるように、ある産業において TFP の地域間格差がマクロの労働生産性と正の相関を持てば、当該産業における TFP の地域間格差がマクロの労働生産性格差を拡大するように作用しているということが出来る。各産業における TFP

の地域間格差の労働生産性地域間格差への寄与を調べるため、県別・産業別相対 TFP と当該産業の重要度をあらわす当該産業の付加価値シェアの全国平均値の積 ($\bar{S}_i^v R T F P_{ir}$) と都道府県別マクロ相対労働生産性対数値の共分散を計算した。これも、全産業の共分散の合計値で割ることにより標準化した¹⁶⁾。

$$\frac{Cov(\bar{S}_i^v R T F P_{ir}, v_r)}{\sum_{i=1}^I Cov(\bar{S}_i^v R T F P_{ir}, v_r)}$$

1970 年と 2008 年についてこうして計算した結果が表 4 と表 5 に、また資本装備率、労働の質、マンパワーシェアの産業別全国平均を表 6 に報告してある。

まず 1970 年について結果を見てみよう。資本装備率については、重化学工業系産業を中心にシェア効果はプラスになっている。これは資本集約的な産業ほどマクロで見た労働生産性が高い地域に集積する傾向があるためである。全産業計では、資本装備率に関してはシェア効果よりも産業内効果の方が格段に大きい。これは、運輸・通信やサービス(民間、非営利)など非製造業を中心に、労働生産性が高い県で同一産業内の資本装備率が高い傾向が強いためである。

次に 1970 年の労働の質について見ると、シェア効果は資本装備率の場合と同じく、製造業をはじめ

表 5. どの産業が地域間労働生産性格差に寄与したか：2008 年

	資本装備率と都道府県別 マクロ相対労働生産性対 数値の共分散への各産 業・各効果の寄与(%)		労働の質と都道府県別マ クロ相対労働生産性対数 値の共分散への各産業・ 各効果の寄与(%)		TFP と都道府県別 マクロ相対労働生産 性対数値の共分散へ の各産業・各効果の 寄与(%)
	シェア効果	産業内効果	シェア効果	産業内効果	産業内効果
農林水産業	-26.24	6.00	20.58	7.66	-0.63
鉱業	-0.79	0.70	-1.17	0.15	0.04
食料品	2.12	4.05	1.16	3.60	3.35
繊維	0.76	1.40	0.93	1.36	0.31
パルプ・紙	-0.26	-1.23	-0.01	0.46	0.72
化学	8.67	5.98	1.00	0.71	2.59
石油・石炭製品	3.51	1.62	0.14	0.07	4.81
窯業・土石製品	-0.09	0.89	0.01	0.76	1.05
一次金属	5.86	5.73	0.19	0.99	2.70
金属製品	-3.30	0.56	-0.03	1.26	1.23
一般機械	-1.69	0.36	1.04	2.79	4.10
電気機械	0.67	-8.97	0.02	5.26	4.85
輸送用機械	-0.97	6.10	0.77	2.13	3.90
精密機械	0.05	0.59	0.06	0.44	0.94
その他の製造業	-4.13	5.82	-0.28	3.89	2.84
建設業	13.09	3.57	-1.46	5.92	6.45
電気・ガス・水道業	-11.22	29.89	-0.50	-0.44	1.15
卸売・小売業	-0.60	11.73	-0.16	11.26	13.22
金融・保険業	-2.38	1.62	0.85	0.64	5.23
不動産業	56.45	-16.28	0.55	-0.78	1.48
運輸・通信業	11.27	29.26	1.22	3.15	6.25
サービス業(民間、非営利)	-4.61	-4.59	0.15	22.94	24.48
サービス業(政府)	-16.18	-14.76	-6.45	7.20	8.93
製造業小計	11.18	22.90	4.98	23.71	33.39
一次産業以外の非製造業小計	45.81	40.44	-5.81	49.89	67.19
合計	29.96	70.04	18.59	81.41	100.00

注) 各変数の単位については表 4 の注を参照。

多くの産業でプラスであり、労働生産性が高い県に人的資本集約的な産業が集積していることが分かる。特に農林水産業は労働の質が低く、労働生産性が低い県に集積しているため、シェア効果は非常に大きな値となっている。労働の産業内効果については、ほとんど全ての産業でプラスであり、同一産業内でも労働生産性が高い県ほど人的資本集約的な生産が行われていることが分かる。

1970 年における TFP の産業内効果については、ほとんどの産業でプラスであり、労働生産性が高い県ほど TFP も高いという関係が多くの産業で成り立っていることが分かる。付加価値シェアが高いこともあり、卸売・小売の寄与が一番大きい。その他、食料品、化学、一般機械、電気機械など製造業全般の寄与が大きかった。

次に 2008 年について 1970 年と比較しながら見てみよう(表 5 参照)。まず資本装備率に関しては、産業内効果と比べてシェア効果の寄与が相対的に上昇した。これは主に、不動産、運輸・通信など資本集約的な非製造業が労働生産性の高い県に集積する傾向が強まったためである。

一方労働の質に関しては、1970 年と比較して産業内効果の重要度が比較的上昇した。これは、サービス(民間、非営利)や卸売・小売などの非製造業において、労働生産性が高い県で人的資本集約度が高まり産業内効果を相対的に増加させたこと、製造業

を中心に労働生産性が高い県ほど労働の質が高い産業が集積するという傾向が弱まりシェア効果を減少させたこと、等に起因する。

最後に TFP については、製造業の産業内効果は減少し、非製造業のそれは増加した。これは、(データの信頼度の低い石油・石炭製品を除くと)多くの製造業で労働生産性が高い県ほど TFP が高いという傾向が弱まる一方、建設、卸売・小売、サービス(民間、非営利)などで、大きなプラスの産業内効果が生じたためである。

Fujita and Tabuchi(1997)は日本全体の産業構造が重化学工業中心からハイテク産業やサービス産業中心へと移行したことが、東京一極集中をもたらしたことを指摘している。我々の分析でも、不動産、運輸・通信など資本集約的な非製造業が労働生産性の高い県に集積し、サービス(民間・非営利)、運輸・通信などの産業が、物的資本や人的資本を、東京をはじめとする労働生産性の高い県に集中させるなど、非製造業が格差を残存させる上で、重要な役割を果たしたことが分かった。また、建設、卸売・小売、サービス(民間、非営利)等が、労働生産性が高い県ほど TFP が高い傾向を維持する、主因ともなっていた。

一方製造業については、労働の質のシェア効果や TFP の産業内効果が著しく低下した。人的資本集約的な製造業の地方への集積、同一産業内で TFP

表 6. 資本装備率, 労働の質, マンアワーシェアの産業別全国平均

	資本装備率		労働の質		マンアワーシェア(%)	
	(実質資本ストック／マンアワー, 単位は千円(2000年価格)／時間)		(各年の東京の食料品を1とする指数)			
	1970年	2008年	1970年	2008年	1970年	2008年
農林水産業	1.85	17.03	0.50	0.65	23.1	6.37
鉱業	3.42	23.60	2.18	1.88	0.52	0.10
食料品	1.51	6.51	0.77	0.80	2.44	2.67
繊維	0.98	7.35	0.69	0.72	4.08	1.07
パルプ・紙	3.18	15.67	0.85	0.92	0.69	0.47
化学	7.45	32.82	0.94	1.04	0.88	0.63
石油・石炭製品	28.40	98.24	0.97	1.08	0.08	0.05
窯業・土石製品	2.60	8.44	0.86	0.91	1.35	0.69
一次金属	4.67	22.16	0.94	0.93	1.56	0.87
金属製品	1.25	4.17	0.90	0.90	1.58	1.40
一般機械	2.20	8.36	0.94	0.97	1.92	2.44
電気機械	1.15	16.39	0.77	0.92	2.10	3.21
輸送用機械	1.24	9.57	0.92	0.94	1.57	1.98
精密機械	0.43	10.92	0.84	0.94	0.38	0.31
その他の製造業	0.84	6.73	0.81	0.89	4.89	3.15
建設業	0.96	2.56	0.92	0.95	8.46	9.72
電気・ガス・水道業	35.37	138.90	1.37	1.20	0.51	0.76
卸売・小売業	0.54	3.05	0.79	0.81	15.34	13.14
金融・保険業	2.34	6.48	0.90	0.98	1.84	2.53
不動産業	10.17	97.54	1.00	0.95	0.36	1.00
運輸・通信業	4.08	22.73	1.02	0.97	5.42	5.88
サービス業(民間, 非営利)	0.81	4.81	0.89	0.92	15.22	35.69
サービス業(政府)	3.10	22.57	1.19	1.15	5.73	5.87
マクロ	1.83	10.39	0.80	0.91	100.00	100.00

注) 各産業の平均は都道府県間の算術平均により計算した。マクロ経済全体の平均値は、マンアワーシェアをウェイトとして各産業の値を加重平均することにより求めた。

が高い工場の地方への立地, といった過程を通じて, 製造業では地域間の労働生産性格差を縮小するようなメカニズムが働いたことが分かる。

なお以上報告した, どの産業が地域間労働生産性格差に寄与したかに関する分析結果を因果関係の視点から解釈する際には, 注意を要することを確認しておこう。

例えば, 労働生産性が高い県ほど物的・人的資本集約的な産業が集積しているのは, これらの県では過去に蓄積された物的・人的資本の賦存量が豊富であり, ヘクシャー・オリーン理論が教えるメカニズムで物的・人的資本集約的な産業に特化しているためかもしれない(この視点からの実証研究としては, 米国に関する Kim(1995)や日本に関する 岳(1998)がある)。

しかし逆に, 国内では生産要素移動が活発なため生産要素の地域分布は内生変数であり, 一方産業の分布やそのダイナミクスは, 集積効果や要素価格, 投入・産出物の輸送コスト, インフラストラクチャーの整備, 等を考慮した企業の立地選択, 時間を通じた日本の比較優位の変化(例えば輸送機械産業の比較優位強化により, 輸送機械産業が集積した愛知県, 輸送機械産業がさらに拡大する), Fujita and Tabuchi(1997)が指摘したような脱工業化による日本全体の産業構造の変化, 人口高齢化地域での医療・介護産業の拡大, 等で決まっているのかもしれない。この場合には, 物的・人的資本集約的な産業

について立地環境優位性を持つ県にそのような産業が集積し, そこへ物的・人的資本が移動するため, 労働生産性が高くなることになる。

おそらく戦後の日本国内のように地域間の生産要素移動が活発な状況では, 要素賦存が産業構造を決めるという前者のメカニズムより, 産業構造が要素賦存を決めるという後者のメカニズムの方が主要であると推測されるが, これを検証するためには, 企業立地や産業集積の利益に関するいわゆる空間経済学の実証研究の更なる蓄積が必要であろう。本論文では紙幅の制約のため, このような検証を行うことはできないが, 我々が構築した R-JIP データベースが, この分野の研究の基礎資料として使われ, 研究を促進することを期待したい。なお, 池内他(2013)ではこのような分析を一部試みている。

4. 労働生産性地域間格差の収束：成長会計分析

本節では, 成長会計分析により, 労働生産性地域間格差の収束メカニズムを調べてみる。まず, ベンチマーク年において労働生産性が低い県と高い県の間で, 次のベンチマーク年までの産業計資本サービス投入の成長率マイナス産業計マンアワー投入の成長率(つまり資本労働比率上昇の地域経済成長への寄与), 産業計 TFP の変化, マンアワーの成長率, 労働の質がどのように異なったかを見ることにする。

成長会計分析の方法について説明する。我々は, 都道府県別産業別 TFP 上昇率 $\Delta \log A_{it}$ を以下で

定義する。

$$\Delta \log A_{it} = \Delta \log V_{it} - \frac{1}{2} (S_{it}^K + S_{it-1}^K) \Delta \log K_{it} - \frac{1}{2} (S_{it}^L + S_{it-1}^L) \Delta \log L_{it} \quad (13)$$

ここで第3節と同様に、 Q_{it}^K : 資本の質、 Q_{it}^L : 労働の質、 Z_{it} : 実質資本ストック、 H_{it} : マンパワーとすると、 $K_{it} = Q_{it}^K Z_{it}$ 、 $L_{it} = Q_{it}^L H_{it}$ である。R-JIPデータベースでは都道府県別産業別の資本の質は推計せず、同一産業内での資本の質は全国で同じ、つまり $Q_{it}^K = Q_{it}^K$ であることを仮定するので、(13)式は以下のように表される。

$$\Delta \log A_{it} = \Delta \log V_{it} - \frac{1}{2} (S_{it}^K + S_{it-1}^K) (\Delta \log Z_{it} + \Delta \log Q_{it}^K) - \frac{1}{2} (S_{it}^L + S_{it-1}^L) (\Delta \log H_{it} + \Delta \log Q_{it}^L) \quad (14)$$

ただし S_{it}^V は、都道府県 r における産業 i の名目付加価値シェアをあらわす。各都道府県のマクロ TFP 上昇率 $\Delta \log A_{it}$ を、産業別 TFP を産業別付加価値シェアをウェイトとして集計することにより、以下のように定義する。

$$\Delta \log A_{it} = \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{it}^V + S_{it-1}^V) \Delta \log A_{it} \quad (15)$$

都道府県別マクロ実質付加価値成長率 $\Delta \log V_{it}$ は、都道府県別産業別名目付加価値シェアをウェイトとして集計することにより、以下のように定義する。

$$\Delta \log V_{it} = \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{it}^V + S_{it-1}^V) \Delta \log V_{it} \quad (16)$$

(16)式に(14)、(15)式を代入することにより、以下の関係を得る。

$$\begin{aligned} \Delta \log V_{it} = & \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{it}^V + S_{it-1}^V) \Delta \log A_{it} \\ & + \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{it}^V + S_{it-1}^V) \frac{1}{2} (S_{it}^K + S_{it-1}^K) (\Delta \log Z_{it} + \Delta \log Q_{it}^K) \\ & + \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{it}^V + S_{it-1}^V) \frac{1}{2} (S_{it}^L + S_{it-1}^L) (\Delta \log H_{it} + \Delta \log Q_{it}^L) \end{aligned} \quad (17)$$

$S_{it}^L = 1 - S_{it}^K$ であることを考慮すると、(17)式は以下のように変形することが出来る。

$$\begin{aligned} \Delta \log V_{it} - \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{it}^V + S_{it-1}^V) \Delta \log H_{it} = & \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{it}^V + S_{it-1}^V) \Delta \log A_{it} \\ & + \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{it}^V + S_{it-1}^V) \frac{1}{2} (S_{it}^K + S_{it-1}^K) (\Delta \log Z_{it} - \Delta \log H_{it}) \\ & + \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{it}^V + S_{it-1}^V) \frac{1}{2} (S_{it}^L + S_{it-1}^L) \Delta \log Q_{it}^K \\ & + \sum_{i=1}^{23} \frac{1}{2} (S_{it}^V + S_{it-1}^V) \frac{1}{2} (S_{it}^L + S_{it-1}^L) \Delta \log Q_{it}^L \end{aligned}$$

(18)

(18)式の左辺は都道府県別にマクロ実質付加価値成長率からマクロマンパワー成長率を控除した、都道府県別マクロ労働生産性成長率を示している。また、右辺第1項はTFP、第2項は実質資本ストック/マンパワー、第3項は資本の質、第4項が労働の質のそれぞれの貢献度を表す。なお、以下では資本の質と実質資本ストック/マンパワーを1つにまとめた資本投入/マンパワーを資本装備率と呼ぶことにする。

図5が1970-2008年に関する成長会計の結果である。都道府県は、1970年の労働生産性が高い順に左から並べてある。この図から分かる通り、実質経済成長の視点から見ると労働生産性の地域間格差はほとんど縮小していない。しかし労働生産性の決定要因を分解してみると、各決定要因は収束に異なった役割を果たしていることが分かる。資本装備率の上昇は当初貧しい県ほどおおむね高く、格差を縮小するように働いた。労働の質についても同様の傾向がみられる。一方TFPの上昇は豊かな県ほど明らかに高く、格差を拡大するように作用したことが確認できる。

労働生産性地域間格差の変化に、各決定要因がどのように作用したかを検証するため、深尾・岳(2000)にならって、 β 収束係数を各要因の寄与に分解して分析してみよう。

分析方法を説明しよう。(18)式において、 t 年から次のベンチマーク年までの r 県における左辺の値の年率平均値を GVH_r 、右辺の各項の年率平均値を GA_r, GZH_r, GQ_r と表す¹⁷⁾。また t 年における r 県の労働生産性(労働時間当たり実質GDP)の対数値を VH_r と表す。労働生産性に関する無条件 β 収束の係数 β_{VH} は次式で得られる。

$$\beta_{VH} = \frac{\sum_r (GVH_r - \overline{GVH}) (VH_r - \overline{VH})}{\sum_r (VH_r - \overline{VH}) (VH_r - \overline{VH})}$$

上方の横棒付き変数は全県に関する単純平均値を表す。 GA_r の定義により、 $GVH_r = GA_r + GZH_r + GQ_r$ が常に成り立つから、我々は次式を得る。

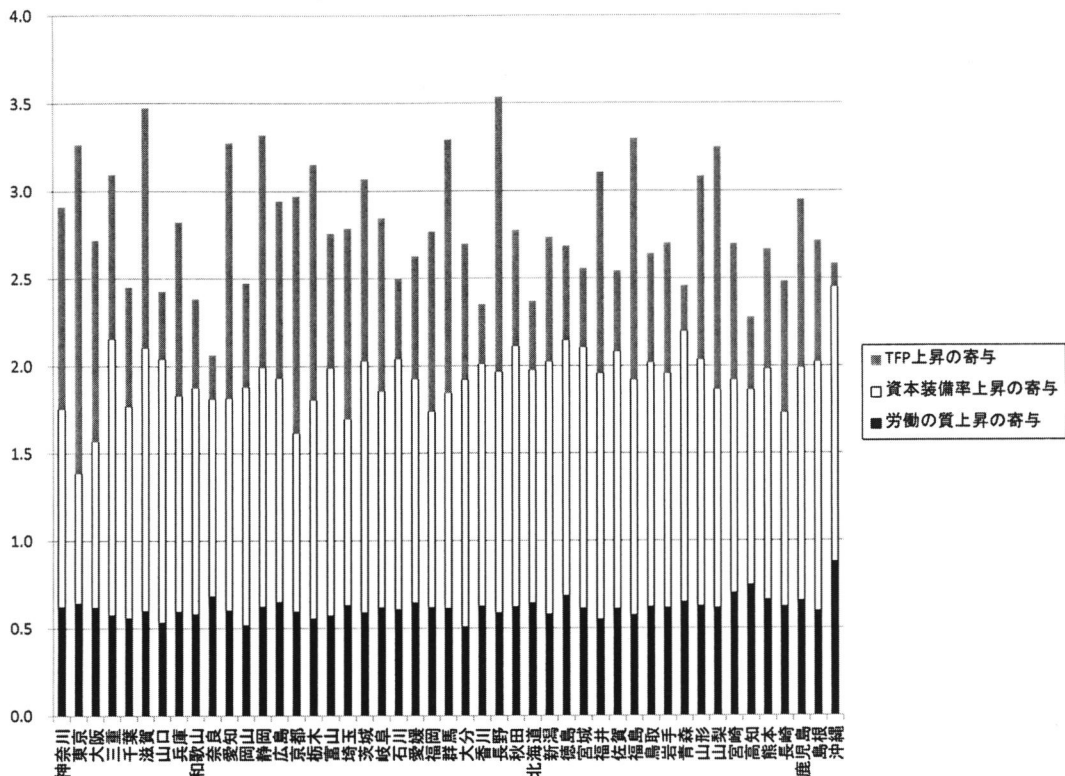
$$\beta_{VH} = \beta_A + \beta_{ZH} + \beta_Q$$

ただし右辺のベータは(17)式右辺の各項を初期時点の労働生産性に単回帰させた推定係数を表す。例えば

$$\beta_A = \frac{\sum_r (GA_r - \overline{GA}) (VH_r - \overline{VH})}{\sum_r (VH_r - \overline{VH}) (VH_r - \overline{VH})}$$

である。つまり、労働生産性に関する無条件 β 収束の係数は、成長会計で得られる成長の諸源泉を初期時点の労働生産性に単回帰したときの回帰係数の和と等しい。表7は上記の方法で β 収束の要因分解を行った結果である。

図5. 都道府県別成長会計：1970-2008年(年率, %)



注1) 資本装備率には資本の質を含む。

注2) 沖縄は1972-2008年の結果。

表7. β 収束係数の分解

	1970-80年	1980-90年	1990-2000年	2000-08年	1970-2008年
労働生産性上昇率の初期時点労働	-0.005	0.009	-0.018***	0.004	-0.002
生産性水準への回帰係数	(0.007)	(0.008)	(0.004)	(0.010)	(0.003)
うち TFP 上昇の寄与	-0.000	0.018**	-0.007	0.003	0.001
	(0.007)	(0.008)	(0.004)	(0.009)	(0.003)
うち資本装備率上昇の寄与	-0.008***	-0.005	-0.011***	0.006*	-0.003**
	(0.003)	(0.003)	(0.002)	(0.003)	(0.001)
うち労働の質上昇の寄与	0.003***	-0.004***	-0.000	-0.004***	-0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.000)

注1) 括弧内は標準誤差。***は1%, **は5%, *は1%で有意であることを表す。

注2) 資本装備率上昇には資本の質上昇を含む。

注3) 1970-80年, 1970-2008年には沖縄は含まれない。

表7によれば β の符号は期間により異なり、 σ 収束に関する図1, 図2, 表3の結果と同じく, 1970年代と1990年代に収束が観察されることが分かる。また β 収束の要因分解結果によれば, 資本装備率上昇と労働の質上昇は労働生産性の地域間格差を縮小するように作用した一方, TFPの上昇は1980年代を中心に格差を拡大するように働いたことが分かる。

第3節で示したように, クロスセクションの名目労働生産性地域間格差は, 図3, 4で見たとおり1970年から2008年にかけて大幅に縮小した。このことは, 図2のマンパワー当たり名目県内総生産の変動係数が時間を通じて下落していることでも確認できる。レベル会計分析によれば, 格差縮小の主な

原動力は資本装備率の地域間格差が縮小したことであった。一方, 本節で行った実質労働生産性上昇に関する成長会計分析によれば, 資本装備率についてはほとんど全ての期間について当初労働生産性が高かった県ほど上昇率が遅く, 地域間格差を縮小する働きをしたものの, 実質労働生産性の上昇全体については, 図5が示す通り, 地域間格差を縮小するような動きはあまり見られなかった。表7が示す通り, β 収束も1990年代を除き, 緩やかなものだった。第3節と第4節の結果は, どのように整合的に理解できるのだろうか。

Fukao *et al.* (2007)や袁他(2009)で説明したように, 名目値で見た労働生産性の地域間格差の収束(例えば変動係数の低下(σ 収束))と当初労働生産性が高

かった県ほど労働生産性の実質上昇率が低くなることは、必ずしも同じことではない。電機産業のように TFP 上昇が速く価格が急速に下落する財の生産に特化した県は、実質労働生産性上昇率は高いものの、生産物の値下がりのため名目値で見た労働生産性は他県に追いつけないといったことが起こり得る。これは交易条件効果と呼ばれる。図 2, 3, 4 が示す β 収束と、図 5 が示す収束の停滞の違いは、当初労働生産性が高かった県がマイナスの交易条件効果を被った可能性を示唆している。

事実、R-JIP データベースを使って、1970 年における各県の名目労働生産性水準と 1970-2008 年における各県の GDP デフレータ上昇率の相関係数を計算すると -0.30 で、5% 水準で有意であった。このことは、当初労働生産性が高かった県ほどその後の GDP デフレータ上昇率が低く、これが名目労働生産性の地域間格差を縮小する働きをしたことを示している。東京を例外として比較的労働生産性の高い県で製造業のシェアが高いこと、機械産業を中心に製造業生産物の価格は、サービスや一次産業生産物に比べて一貫して下落傾向にあったこと、日本では貿易障壁等により、農産物の価格が割高に留まっていたこと等が、実質労働生産性上昇で見た β 収束はそれほど起きなかったにもかかわらず、名目労働生産性の地域間格差が縮小するという現象を生み出したと考えられよう。

第 2 節と本節で見てきたように、地域間の労働生産性格差の収束・発散において、資本装備率の上昇は、ほぼ一貫して地域間格差を縮小するように作用した。資本装備率の変化は、分子の資本投入の成長率と分母の労働投入の成長率によって規定される。労働生産性が低い地域ほど、資本投入の成長率が高く、また労働投入の成長率が低ければ、労働生産性の格差は縮小していくことになる。労働投入の成長率については、質の変化を含めて徳井他(2013)で詳しく吟味するので、以下では資本投入の成長率の地域間格差や貯蓄の源泉について、簡単に見ておこう。

Barro and Sala-i-Martin(1992)や Sala-i-Martin(1996)では、経済収束のメカニズムとして閉鎖経済を前提とした新古典派 1 財成長モデル(ソロー・モデル)が想定されているが、当時の実証研究の多くでは収束メカニズムはブラックボックスのように扱われ、入口にあたる初期時点の一人当たり所得や地域の属性と、出口にあたる事後的な成長率が主に分析された。R-JIP データベースはこのブラックボックスを日本国内について解体して分析することを可能にする。

ソロー・モデルによる経済収束の説明によれば、労働生産性の高い県ほど資本装備率が高いが、資本の限界生産性は逓減するため、貯蓄率一定と資本移動無しの仮定の下で、そのような県では資本スト

クの成長率が低くなる。以下では、初期時点の労働生産性が高い県ほど、資本ストック成長率が低かったか否か、また資本ストック成長率(つまり投資)は域内貯蓄にどれ程制約されているかを見てみよう。なお、日本の地域間格差のダイナミクスへのソロー・モデル適用の妥当性については深尾・岳(2000)も参照されたい。

労働生産性と純投資/資本ストック比率(以下投資率と呼ぶ)を図 6 の散布図で見ると、1970 年代は労働生産性の低かった地域ほど投資率が高いことが分かる。1980 年代にこうした関係は弱まり、1990 年代に再び強くなっている。2000 年代に入ると逆に労働生産性が低かった地域ほど投資率が低いという弱い関係があらわれている。このように、ソローメカニズムが示唆する「労働生産性の低かった地域ほど投資率が高く、資本蓄積によりキャッチアップが起こる」という動きは、一部の期間についてのみ観察される。

次に投資がどのようにファイナンスされたかについて見てみよう。

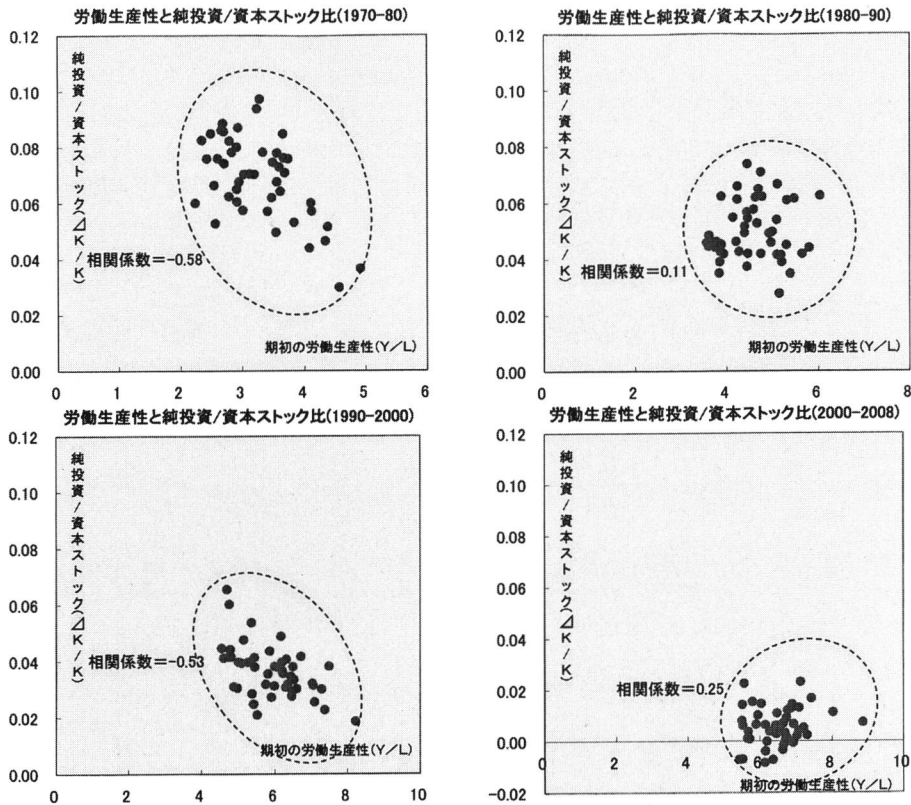
各地域の純投資が地域間でどうファイナンスされていたかを直接推計することはできない。そこで、県別の貯蓄投資バランスを擬制して、その地域の投資がどの程度その地域の貯蓄と関連を持っているかを検討する。県民経済計算でも県民所得に種々の経常移転(純)を加えて可処分所得を計算しているが、東京都についての経常移転(純)や可処分所得の数値が公表されていないため、全体的な貯蓄投資バランスの分析には限界がある。

そこで以下では、深尾・岳(2000)と岳(1995)の方法に倣って、県民所得に対し、内閣府の都道府県経済財政モデルから得た税や社会保険料などの純移転を調整し、民間部門と政府部門の可処分所得を計算した。このうち民間の可処分所得から民間消費を差し引いて民間貯蓄とし、民間投資との関連を見た。

図 7 は 2008 年度について、民間貯蓄と民間投資の地域別相関をプロットしたものである。各地域の純投資と純貯蓄の間には緩やかな正の相関は存在するものの、純投資がその地域の純貯蓄に強く制約されているとはとても言えないことが分かる。データの制約からこの試算は 1996 年度以降しか可能ではないが、各年の民間貯蓄と民間投資の関係は図 7 とほぼ同様である。民間投資と民間貯蓄に関する同様の結果は、年金や医療保険料等を十分に考慮しないでこの問題を分析した Dekle(1996)も指摘しているが、我々の結果は彼の結果を支持するものとなっている。

県レベルで貯蓄が投資の制約となっているとは考え難いことから判断して、1970 年代や 1990 年代において観察される労働生産性が高い県ほど資本ストック成長率がかなり低くなるという関係は、第 2 節

図 6. 労働生産性と純投資／資本ストック比

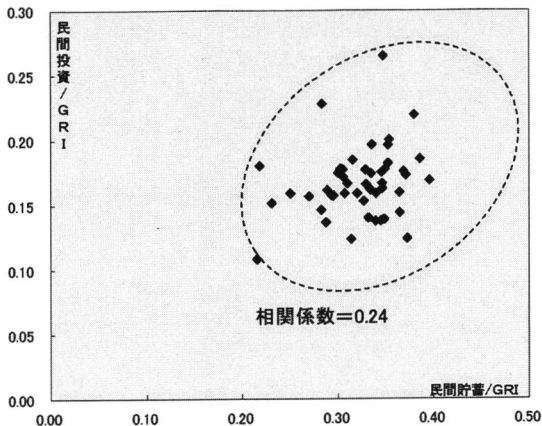


出所) R-JIP データベースより作成。

注) 10 年の平均純投資／平均資本ストック。

出所) R-JIP データベースより作成。

注) 8 年の平均純投資／平均資本ストック。

図 7. 民間貯蓄と民間投資の関係
民間貯蓄と民間投資の関係(2008年度)

出所) 内閣府「県民経済計算」, 「都道府県経済財政モデル」より作成。

注) 民間投資は設備投資＋住宅投資で計算した。民間貯蓄は $GRI + REC(1) + REC(2) - TAX - PE$ 。ただし、GRI: 県民総所得, REC(1): 年金受取－年金保険料支払(＝年金純受取), REC(2): 医療保険料支払をマイナス計上(＝医療純受取), TAX: 税収(民間からは税支払), PE: 民間最終消費, としで計算した。

でみたように労働生産性が高い県ほど資本装備率が高いため、資本の限界生産力が逓減するメカニズムが働きそのような県ほど資本収益率が低く、他県へ資本が流出するということが起きているのかもしれない¹⁸⁾。

6. おわりに

我々は、1970 年から 2008 年までの日本について原則暦年ベースで、都道府県別、23 産業別に産業構造と(質の違いを考慮した)要素投入、および全要素生産性を計測する「都道府県別産業生産性」(Regional-Level Japan Industrial Productivity, 略称 R-JIP)データベースを構築した。本論文では、このデータベースの構築方法の概略を説明すると同時に、サプライサイドの視点から、1970 年以降の日本の地域間労働生産性格差及びその変化の原因について分析をおこなった。

主な分析結果は次のとおりである。

1) 県別名目値の変動係数を比較すると、人口 1 人当たり県内総生産の地域間格差の方が、労働生産性や就業者当たり県内総生産の地域間格差よりずっと大きく、またこの格差は広がり、労働生産性や就業者当たり県内総生産の地域間格差は縮小している。こ

れは労働生産性の地域間格差が縮小したものの、通勤等により、豊かな県ほど就業者数／人口比率が高い傾向が強まったためである。また人口1人当たり県民所得の格差は、人口1人当たり県内総生産の地域間格差より小さいが、これも豊かな県ほど他県から通勤する就業者に賃金を支払っていることに主に起因していると考えられる。

2) クロスセクションで見ると、資本装備率、労働の質、TFP 全ての要因が労働生産性の地域間格差に寄与した。1970 年において労働生産性の地域間格差を生み出していた最大の源泉は TFP と資本装備率の格差であった。このうち資本装備率格差の寄与は急速に減少したのに対し、TFP 格差の寄与はあまり減少しなかった。このため今日では、変動係数で測った地域間経済格差のほとんどは、TFP 格差が作り出す状況になった。一方、労働の質の地域間格差は、昔も今も地域間格差のうち比較的僅かの部分を説明するに過ぎない。

3) 製造業は格差縮小に寄与し、非製造業は格差残存に寄与する傾向があった。不動産、運輸・通信など資本集約的な非製造業が労働生産性の高い県に集積し、サービス(民間、非営利)、運輸・通信などの産業が、資本装備率や人的資本を、東京をはじめとする労働生産性の高い県に集中させるなど、格差を残存させる上で非製造業が重要な役割を果たしたことが分かった。また、建設、卸売・小売、サービス(民間、非営利)等が、労働生産性の高い県ほど TFP が高い傾向を維持する、主因ともなっていた。一方製造業については、労働の質のシェア効果や TFP の産業内効果が著しく低下した。人的資本集約的な製造業の地方への集積、同一産業内で TFP が高い工場の地方への立地、といった過程を通じて、製造業では地域間の労働生産性格差を縮小するようなメカニズムが働いたと考えられる。

4) 成長会計の視点から実質成長率を見ると、労働生産性の地域間格差はほとんど縮小していない。名目値を使ったクロスセクション分析との結果の違いは、当初労働生産性の高かった地域の主生産物の価格が特に下落するなど、産業別価格変動の違いに起因していると考えられる。なお、労働生産性をその決定要因に分解してみると、各決定要因は収束に異なった役割を果たしていた。資本装備率の上昇は当初貧しい県ほどおおむね高く、格差を縮小するように働いた。労働の質についても同様の傾向がみられる。一方 TFP の上昇は豊かな県ほど明らかに高く、格差を拡大するように作用したことが確認できる。

(信州大学・経済産業研究所、一橋大学、一橋大学・科学技術政策研究所・経済産業研究所、学習院大学・経済産業研究所、和歌山大学、経済産業省、日本大学、東洋大学、一橋大学・経済産業研究所、一橋大学)

補論 1. 就業者数／人口比率の地域間格差の原因について

この補論では、就業者数／人口比率の地域間格差の原因について確認する。

就業者数／人口比率は従業地による就業者数を人口で除したものと定義され、以下のように純流入就業者比率と常住地就業者比率に分解可能である。

$$\begin{aligned} & \frac{\text{従業地による就業者数}}{\text{人口}} \\ &= \frac{\text{流入就業者数} - \text{流出就業者数}}{\text{人口}} \quad (\text{純流入就業者比率}) \\ &+ \frac{\text{常住地による就業者数}}{\text{人口}} \quad (\text{常住地就業者比率}) \end{aligned}$$

また常住地就業者比率は、15 歳以上人口比率、労働力率、1-失業率という各要因へ更に分解することができる。

図 A1 は 1970 年と 2000 年の就業者数／人口比率(図中の線)と純流入就業者比率(図中の縦棒)を示しており、左側に都市圏を右側に都市圏以外をまとめ、それぞれ 2000 年の純流入就業者比率が大きい順に都道府県を並べている¹⁹⁾。

図 A1 を見ると、都市圏と都市圏以外の違い、特に東京とそれを取り巻く地域の特異性が明確に表れている。1970 年における東京の就業者数／人口比率はやや高いものの、都市圏以外にも比率の高い地域は存在しており、むしろ東京、大阪周辺の都市圏における低さが顕著であった。2000 年になると、東京以外の都市圏も含め全国的に就業者／人口比率が若干低下する一方、東京だけが約 10% ポイント上昇しており、通勤による東京への就業者の集中が加速したことが伺える。これは東京の純流入就業者比率が突出し、かつその割合が 1970 年から 2000 年にかけて約 10% ポイント上昇していることが主たる原因である可能性が高い。また、東京、大阪周辺の都市圏の就業者／人口比率の格差を規定しているのが純流入就業者比率、つまり通勤による就業者の流出であることが伺える。一方、都市圏以外については純流入就業者比率がほぼゼロであり、就業者数／人口比率の格差を生み出しているのは主に県内の就業構造によることが予想される。この点を表 A1 で確認しよう。

表 A1 は、1970 年以降の 10 年毎に就業者数／人口比率とそれを規定する各要因との相関係数と、それが時間の経過に伴いどのように変化しているかを全国、都市圏、都市圏以外別に示している。

まず全国について見ると、全ての要因のうち純流入就業者比率との正の相関が最も高く、1980 年に大きく上昇した後、ほぼ一定の高さを維持している。一方、常住地就業者比率との相関係数は 1970 年で

図 A1. (従業地における)就業者数／人口比率と純流入就業者比率(%)

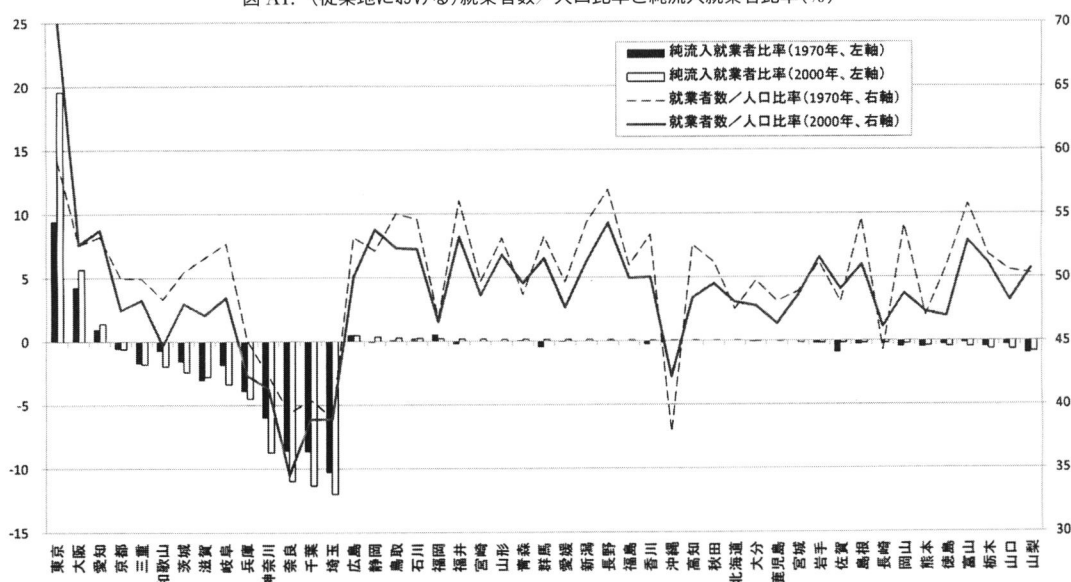


表 A1. 就業者数／人口比率とその決定要因の相関係数

(1) 全国					
	1970 年	1980 年	1990 年	2000 年	2010 年
純流入就業者比率	0.763	0.846	0.891	0.889	0.874
常住地就業者比率	0.731	0.747	0.616	0.538	0.481
15 歳以上人口比率	0.428	0.650	0.419	0.306	0.119
労働力率	0.661	0.664	0.568	0.480	0.420
うち女性	0.634	0.728	0.610	0.595	0.514
失業率	-0.321	-0.294	-0.267	-0.327	-0.346
(2) 都市圏					
	1970 年	1980 年	1990 年	2000 年	2010 年
純流入就業者比率	0.932	0.972	0.977	0.970	0.952
常住地就業者比率	0.513	0.682	0.608	0.395	0.239
15 歳以上人口比率	0.494	0.693	0.634	0.483	0.104
労働力率	0.315	0.446	0.468	0.294	0.174
うち女性	0.345	0.563	0.554	0.489	0.329
失業率	-0.015	0.177	0.165	0.012	-0.297
(3) 都市圏以外					
	1970 年	1980 年	1990 年	2000 年	2010 年
純流入就業者比率	0.153	0.012	0.144	0.153	0.208
常住地就業者比率	0.866	0.994	0.994	0.993	0.993
15 歳以上人口比率	0.424	0.642	0.570	0.424	0.147
労働力率	0.919	0.935	0.922	0.919	0.894
うち女性	0.881	0.924	0.887	0.881	0.841
失業率	-0.831	-0.852	-0.828	-0.831	-0.807

出所)『国勢調査』各年号。

注 1) 1970 年には沖縄は含まれない。

注 2) 純流入就業者比率は(流入就業者-流出就業者)/人口により計算した。

注 3) 都市圏は 2010 年における純流入就業者比率の絶対値が 1% を超える都道府県と定義し、茨城、埼玉、千葉、東京、神奈川、岐阜、愛知、三重、滋賀、京都、大阪、兵庫、奈良、和歌山とした。

は純流入就業者比率と同程度であったが、1980 年以降一貫して低下傾向を示している。

この傾向は都市圏でより顕著であり、純流入就業者比率の相関係数は全期間を通じて 0.9 を大きく超える一方、その他の要因の相関係数は 1980、90 年に高くなった後は急速に低下している。つまり、就

業者数／人口比率の違いは当該地域が就業者をどの程度純流入・純流出しているかということと最も関係が強いと考えられる。これは先に図 A1 で確認した結果と整合的である。ただし、都市圏の女性の労働力率は 2010 年においても他の要因と比較して若干高い相関を示しており、純流入(流出)地域の女性の労働力率が高い(低い)傾向がある。

都市圏以外については就業者の流入はごくわずかであり、就業者数／人口比率の違いをもたらすのは、専ら常住地就業者比率とそれらを構成する各要因による。表 A1 によると、都市圏と異なり就業者数／人口比率は労働力率や失業率と一貫して相関が高く、人口のどの程度が就業者になっているかということが就業者数／人口比率と密接な関係にあることが分かる。15 歳以上人口比率との相関係数は 1980 年にピークを迎えた後、急速に低下しているが、これは都市圏にも共通した傾向である。つまり、若年人口の減少が全国

で同程度まで進行し、15 歳以上人口比率の都道府県間での差異がなくなりつつあるため、就業者数／人口比率との相関係数が低くなったと考えられる²⁰⁾。

補論 2. R-JIP データベース作成方法の詳細

R-JIP データベースは、1970 年から 2008 年にお

ける都道府県別産業別の付加価値、資本投入、労働投入の各データから構成されるが、ここではその作成方法をやや詳しく説明する。

作成過程において、都道府県別産業別付加価値については「県民経済計算」の情報を利用している。一方、資本投入、労働投入については「県民経済計算」の情報を一切利用せず、一部に内閣府経済社会総合研究所推計のデータを利用しているものの、多くは JIP 2011 とその他の統計により独自に推計している。特に都道府県別産業別資本ストックについては、内閣府経済社会総合研究所推計に全面的に依拠、あるいは県民経済計算の投資支出を利用することも可能であったが、「建築統計年報」の情報や各都道府県の経済的特性(都道府県別産業別の労働生産性、就業者伸び率等)をより重視した推計を実施した²¹⁾。

なお推計したデータは全て暦年であり、実質系列は 2000 年価格で表示されている。また 1970 年から 1971 年については沖縄を含まない。

1. R-JIP 産業分類と都道府県別産業別実質付加価値の推計

1) 産業分類について

R-JIP 産業分類と「県民経済計算」産業分類の対応関係、またコントロールトータル(以下 CT とする)である JIP 2011 部門分類との対応関係、さらに資本投入推計で利用する「建築統計年報」の用途分類との対応関係は表 A2 に示した通りである。

表 A2 から分かるように、R-JIP における産業分類は 1990 年以降の「県民経済計算」の一部の産業を統合した分類となっている。サービス業における産業と非営利の統合については、CT である JIP 2011 との対応を図るためにやむを得ず講じた措置である²²⁾。

2) 都道府県別実質付加価値の推計

都道府県別実質付加価値は、以下のような作業により推計した。

- a) 製造業内訳の各産業について、「県民経済計算」では 1989 年以前のデータが得られない。そこで、「工業統計調査」による都道府県別産業別付加価値系列を 1970 年から 1997 年まで整備し、これを 1997 年において「県民経済計算」の名目付加価値とリンクさせ、1970 年から 2008 年までの製造業内訳の名目付加価値系列を推計した²³⁾²⁴⁾。この系列より、製造業内訳各産業に関する都道府県別産業別付加価値シェアを計算する。
- b) 非製造業の各産業については、「県民経済計算」の名目付加価値より 1970 年から 2008 年における都道府県別産業別付加価値シェアを計算する。
- c) JIP 2011 の名目付加価値を R-JIP 産業分類別に集計した系列を CT とし、a), b) で作成したシェアを乗じることにより、都道府県別産業別名目

付加価値系列を推計した。

- d) JIP 2011 の実質付加価値を R-JIP 産業分類別に集計した系列と、c) で作成した CT からインプリシットに産業別付加価値デフレータを求める。この産業別デフレータを全ての都道府県に対し同様に適用することにより、都道府県別産業別実質付加価値系列を推計した。

2. 都道府県別産業別資本投入の推計

都道府県別産業別資本投入は、その計測に必要な資本ストック、資本コスト、資本の質をそれぞれ以下のような作業により推計した²⁵⁾。

1) 資本ストックの推計

1-1) 製造業について

- a) R-JIP 製造業内訳の各産業について、内閣府経済社会総合研究所で推計・公開している「都道府県別産業別民間資本ストック」を利用した²⁶⁾。

なお当該データは年度末で評価されているため、新設投資額、除却額を使って歴年調整を行った。

- b) JIP 2011 部門別実質純資本ストック(2000 年価格)を R-JIP 製造業内訳別に集計したものを CT とし、a) から計算した R-JIP 製造業内訳別資本ストックの全国集計値との産業別乖離率を計算する。この乖離率を a) の系列に乘じ(同一産業であれば全国共通の乖離率を適用)、CT と一致するように調整を行ったものを最終推計結果とした。

1-2) 非製造業について

- a) JIP 2011 名目投資マトリックスから総投資額、建築(非住宅)投資額を「建築統計年報」の用途分類に集計し、「建築統計年報」用途分類別の総投資/建設投資比率を作成する。なお「建築統計年報」の用途分類と R-JIP, JIP 2011 との対応関係は付表 A2 に示してある。

- b) JIP 2011 より R-JIP 産業別総投資デフレータ(2000 年=1)、減耗率を計算する²⁷⁾。

- c) 「建築統計年報」から都道府県別用途分類別建築投資額を整理し、a) の系列に乘じることにより都道府県別産業別総投資額を推計する。

- d) c) の用途分類が粗いため、これを R-JIP 産業分類に按分する比率を推計する。都道府県別非製造業内訳別の投資/付加価値比率は以下の式で表される²⁸⁾。

$$\frac{I_{ir}}{V_{ir}} = \frac{1}{\beta_i} \frac{K_i}{V_i} (\hat{v}_{ir} + \beta_i \hat{L}_{ir} - \hat{A}_i) + \delta_i \frac{K_i}{V_i}$$

上式から推計される都道府県別非製造業内訳別名目投資シェアを c) の系列に乘じることにより、都道府県別 R-JIP 非製造業内訳別名目投資を推計する。この時点で CT である JIP 名目投資に一致するように調整し、b) で求めた総投資デフレータにより実質化(2000 年価格)した。

- e) 1970 年のベンチマーク資本ストック(2000 年価格)は、JIP 2011 の 1970 年における産業別資本

表 A2. R-JIP・県民経済計算・JIP・建築統計年報間の産業分類対応

R-JIP	1989年まで	県民経済計算	1990年以降	JIP 2011	建築統計年報
1 農林水産業	農業 林業 水産業	農業 林業 水産業	農業 林業 水産業	1-6	農林水産業
2 鉱業	鉱業	鉱業	鉱業	7	
3 食料品		食料品	食料品	8-14	
4 繊維		繊維	繊維	15	
5 バルブ・紙		バルブ・紙	バルブ・紙	18, 19	
6 化学		化学	化学	23-29	
7 石油・石炭製品		石油・石炭製品	石油・石炭製品	30, 31	
8 窯業・土石製品		窯業・土石製品	窯業・土石製品	32-35	
9 一次金属		一次金属	一次金属	36-39	
10 金属製品		金属製品	金属製品	40, 41	
11 一般機械		一般機械	一般機械	42-45	
12 電気機械		電気機械	電気機械	46-53	
13 輸送用機械		輸送用機械	輸送用機械	54-56	
14 精密機械		精密機械	精密機械	57	
15 その他の製造業		その他の製造業	その他の製造業	16, 17, 20-22, 58, 59, 92	鉱工業
16 建設業	建設業	建設業	建設業	60, 61	
17 電気・ガス・水道業	電気・ガス・水道業	電気・ガス・水道業	電気・ガス・水道業	62-66	公益事業
18 卸売・小売業	卸売・小売業	卸売・小売業	卸売・小売業	67, 68	
19 金融・保険業	金融・保険業	金融・保険業	金融・保険業	69, 70	商業
20 不動産業	不動産業	不動産業	不動産業	71	
21 運輸・通信業	運輸・通信業	運輸・通信業	運輸・通信業	73-79	公益事業
22 サービス業(民間, 非営利)	サービス業 対家計民間非営利サービス生産者	サービス業 対家計民間非営利サービス生産者	サービス業 対家計民間非営利サービス生産者	80-91, 93-97, 100, 104-107	サービス業公務文教
23 サービス業(政府)	政府サービス生産者	政府サービス生産者	政府サービス生産者	98, 99, 101-103	

ストックを、内閣府経済社会総合研究所推計の1970年における資本ストックで都道府県別に按分したものを利用する。これとc)で求めた減耗率、d)で推計した都道府県別R-JIP非製造業内識別実質総投資額(2000年価格)より、ベンチマークイヤー法で実質資本ストック系列を計算する。

f) JIP 2011 部門別実質純資本ストック(2000年価格)をR-JIP非製造業内識別に集計したものをCTとし、e)から計算した製造業内識別資本ス

tockの全国集計値との産業別乖離率を計算する。この乖離率をe)の系列に乘じ(同一産業であれば全国共通の乖離率を適用)、CTと一致するよう調整を行ったものを最終推計結果とする。

2) 資本コストの推計

a) JIP 2011の名目資本コスト(名目資本サービス価格×実質資本ストック)と実質資本ストックをR-JIP産業分類別に集計する。

b) a)のR-JIP産業分類別名目資本コストと実質

資本ストックから、R-JIP 産業分類別名目資本サービス価格(名目資本コスト/実質資本ストック)を計算する。

c) 同一産業であれば名目資本サービス価格の都道府県による違いは生じないと仮定し、都道府県別 R-JIP 産業分類別実質資本ストックに b) の R-JIP 産業分類別名目資本サービス価格を乗じて資本コストを計算する。

d) 各産業の資本コストの全国合計値が a) の名目資本コストに一致するよう、c) の段階の名目資本サービス価格を調整する。

3) 資本の質の推計

JIP 2011 の資本の質指数を R-JIP 産業分類別に集計したものを利用し、同一産業であれば都道府県による違いは生じないと仮定した。

3. 都道府県別産業別労働投入の推計

都道府県別産業別労働投入は、その計測に必要な就業者数、労働時間、労働コスト、労働の質をそれぞれ以下のような作業により推計した。

1) 就業者数の推計

a) 「国勢調査」の都道府県別産業別就業者数(従業地による)を、1970 年から 2010 年までの 5 年おきに R-JIP 産業分類に集計する。

b) 製造業内訳の各産業について、「工業統計調査」により都道府県別 R-JIP 産業別就業者数を 1970 年から 2010 年まで整理し、a) の「国勢調査」ベースの就業者数に合うよう調整する。この系列から都道府県別 R-JIP 産業別就業者シェアを計算する。

c) 非製造業の各産業については a) の「国勢調査」の就業者数を線形補間し、都道府県別 R-JIP 産業別就業者シェアを推計する。

d) JIP 2011 の就業者数を R-JIP の産業分類別に集計した系列を CT とし、b)、c) で作成したシェアを乗じることにより、都道府県別 R-JIP 産業別就業者数を推計した。

2) 労働時間、労働コストの推計

a) JIP 2011 の就業者一人あたり労働時間、労働コストを R-JIP 産業分類別に集計する。

b) 「毎月勤労統計調査地方調査」より、総実労働時間、現金給与総額について都道府県別産業別に全国平均からの乖離率(全国平均=1)を求める²⁹⁾。

c) a) の系列に b) の乖離率を乗じることにより、都道府県別 R-JIP 産業分類別就業者一人あたり労働時間、労働コストを計算する。

d) c) の就業者一人あたり労働時間、労働コストに、既に推計した都道府県別 R-JIP 産業別就業者数を乗じ、都道府県別 R-JIP 産業別総労働時間(マンパワー)、総労働コストを求め、産業別に全国合計値を計算する。

e) JIP 2011 より求めた R-JIP 産業分類別総労働時間、総労働コストを CT とし、d) で計算した全国合計値との乖離率(JIP=1)を求める。これを c) で推計した系列に乘じたものを、最終的な就業者一人あたり労働時間、労働コストとした。

3) 労働の質の推計

労働の質の推計方法については徳井他(2013)において詳述した。

注

† 本論文作成にあたり、討論者の塩路悦朗(一橋大学教授をはじめ、一橋大学経済研究所定例研究会と経済産業研究所 DP 検討会参加者の方々から大変有益なコメントを頂いた。深く感謝したい。

†† 本論文は、個人的な見解であり、経済産業省の公式見解ではない。

1) 各国間の所得格差をマクロレベルの生産要素投入と全要素生産性の違いに分解した研究として、Hall and Jones(1999)、Easterly and Levine(2001)等がある。なお、労働生産性データを使った実証だが、経済の構造改革の役割を強調し、低生産性の産業から高生産性の産業への労働の移動の停滞が国別の所得格差の要因であり、産業構造の転換への対応が所得格差を決定づけているとしている McMillan and Rodrik(2011)の研究も興味深い。

2) 地域レベルの全要素生産性を全産業計で計測して経済収束を分析している研究としては、米国について Garofalo and Yamarik(2002)、ドイツについて Keller(2000)、日本について 深尾・岳(2000)などがある。また樋口他(2003)および中島他(2002)は、県別産業別の全要素生産性を推計して分析を行っている。しかし、第2節と補論2で詳しく説明するように、産業分類の細かさや、資本ストックの推計方法などの面で、R-JIP と彼らのデータは大きく異なる。

3) データベースの構築は経済産業研究所の「地域別生産データベースの構築と東日本大震災後の経済構造変化」プロジェクトと一橋大学経済研究所の共同作業として行われた。R-JIP データベースは経済産業研究所のウェブページで公開予定である。

4) この図には、Barro and Sala-i-Martin(1992)が引用した、国民経済研究協会(1956)によって推計され、その後経済企画庁長官官房地域問題研究調査室(1964)や東洋経済新報社(1991)に転載された人口1人当たり名目県民所得に関する変動係数の推移も示してある。袁他(2009)で示したように、この推計には深刻な問題がある。国民経済研究協会による人口1人当たり名目県民所得は税務統計に基づく所得面の推計であるが、法人税は企業レベルで支払いが行われるため、税収は本社の立地に決定的に依存する。恐らくこのため国民経済研究協会の推計では、東京や大阪など、本社が多く立地する県の法人所得は異常に高くなっている。しかし本来、経済活動は企業レベルでなく、現行の県民経済計算(長藤(2002)参照)や袁他(2009)のように事業所レベルで捉えるべきである(例えば Crafts(2005)も英国歴史統計推計においてそのような補正を行っている)。国民経済研究協会の県民所得推計において、変

動係数が極めて高いのは、このような問題に起因していると考えられる。事実、同じ国民経済研究協会(1956)が事業所レベルの生産統計等に基づいて推計した人口一人当たり名目県内総生産の変動係数は図1の通り、袁他(2009)の結果とほとんど変わらない。なお、現行の県民経済計算統計においても、東京都が、本県が他県に立地する傘下事業所に提供する本社サービスを推計し、サービスの移出・入として計上する一方、他県はこれを計上しないなど(都道府県別産業連関表で確認できる)、県レベルの生産活動の計測には様々な問題がある。統計制度の視点から見た戦後の県民経済計算統計の沿革については佐藤(2010)が詳しい。

5) 詳細については、補論2を参照。

6) 現在の版(R-JIP 2012)のデータ期間は、1970年-2008年であるが、今後更新を計画している。

7) 例えば、中島他(2002)では、1989年以前の「県民経済計算」の経済活動別県内総生産の産業分類に沿った11産業分類となっている。

8) それでも、石油・石炭製品など不自然な変動が残る部門がある。石油・石炭産業では、「県民経済計算」の名目付加価値全国計は、「国民経済計算」の当該産業付加価値の半分程度しかない。また毎年の動きも異なる。2つの統計はいずれも推計の基礎とする資料として「工業統計調査」を使っているが、推計方法の違いが、結果の差を生んでいると推測される。「国民経済計算」では基準年に産業連関表とV表からU表を作成し、その後毎年U表を更新して付加価値を推計しているが、「県民経済計算」では「工業統計調査」の産業編の値を直接加工して算出している。

9) クロスセクションの生産性相対水準は、Caves, Christensen and Diewert(1982)に基づく。彼らは、これをTFPとは呼んでないが、両者は類似の概念であるので、既存文献の慣例に従ってここでもTFPと呼ぶ。

10) 「国勢調査」を使った労働の質の相対水準指数の作成方法については、徳井他(2013)を参照されたい。

11) JIPデータベースの質指数の作成方法については、深尾・宮川(2008)の第2章を見られたい。

12) (8)式の左辺の対数内は、厳密にはCaves, Christensen and Diewert(1982)の相対産出量指数である。これは、産業構造や要素投入構造の異なる2地域の産出量を比較するとき、相互に基準地域を入れ替えながら産出量とその何倍になるかを求めてからそれらの幾何平均をとることによって導出される指数で、現実データの比率そのものではない。したがって、現実データを表す記号とは別の記号を用いるべきであるが、ここでは記号が煩雑になることを避けるため、記号を区別せずに用いている。

13) 各県のマクロ資本装備率 z_r を、産業別マンアワーシェア l_{ir} をウェイトとして産業別資本装備率 z_{ir} を加重平均したものとする。

$$z_r = \sum_i l_{ir} z_{ir}$$

なお産業別資本装備率の全国平均を $\bar{z}_i$ 、産業別マンアワーシェアの全国平均を $\bar{l}_i$ とし、それぞれ各県の単純平均とする。

$$\bar{z}_i = \frac{1}{47} \sum_r z_{ir}, \quad \bar{l}_i = \frac{1}{47} \sum_r l_{ir}$$

また全国マクロ資本装備率 $\bar{z}$ は、産業別マンアワーシェアの全国平均 $\bar{l}_i$ をウェイトとし、産業別資本装備率の全国平均 $\bar{z}_i$ を加重平均したものとする。

$$\bar{z} = \sum_i \bar{l}_i \bar{z}_i$$

各県のマクロ資本装備率と全国マクロ資本装備率の差は、積 $l_{ir} z_{ir}$ を l_{ir} と z_{ir} の非線形関数と考え、これを $l_{ir} = \bar{l}_i$, $z_{ir} = \bar{z}_i$ の近傍で線形近似することにより、以下のように分解できる。

$$\begin{aligned} \sum_i l_{ir} z_{ir} - \sum_i \bar{l}_i \bar{z}_i &\approx \sum_i (l_{ir} - \bar{l}_i) \bar{z}_i + \sum_i (\bar{l}_i (z_{ir} - \bar{z}_i)) \\ &= \sum_i (l_{ir} - \bar{l}_i) (\bar{z}_i - \bar{z}) + \sum_i (\bar{l}_i (z_{ir} - \bar{z}_i)) \\ &\quad + \sum_i (\bar{l}_i (\bar{z}_i - \bar{z})) \end{aligned}$$

右辺第2項はゼロになるため、結果的に以下のような(11)式で示した関係を得る。

$$\sum_i l_{ir} z_{ir} - \sum_i \bar{l}_i \bar{z}_i \approx \sum_i (l_{ir} - \bar{l}_i) (\bar{z}_i - \bar{z}) + \sum_i (\bar{l}_i (z_{ir} - \bar{z}_i))$$

右辺第1項は、全国マクロ資本装備率と比較して全国平均資本装備率が高い(低い)産業のマンアワーシェアがある県で大きい(小さい)ことにより当該県の資本装備率が大きく(低く)なる効果を計測している。右辺第2項は、同一産業内で見てある県の資本装備率が全国平均資本装備率より高い(低い)ために、当該県の資本装備率が大きく(低く)なる効果を計測している。

14) ここでは(11)式で分解した2つの項そのものをシェア効果、産業内効果と呼んでいるが、後に行う各県における(11)式右辺の2つの項と労働生産性の共分散を使った産業別分析では、第1項(ただし全産業について集計する前の産業別の値)と労働生産性の共分散をシェア効果、第2項(ただし全産業について集計する前の産業別の値)と労働生産性の共分散を産業内効果と呼んでいることに注意されたい。

15) 繊維、パルプ・紙、電気機械、建設業、不動産業、サービス業(民間、非営利)、サービス業(政府)の資本装備率については熊本県が神奈川県を逆転していることも興味深い。

16) (7)式から分かるように、他県よりTFPが高い産業が大きいことも当該県全体のTFPを上昇させる。この要因と都道府県別マクロ相対労働生産性対数値との共分散の算出については、今後の課題としたい。樋口他(2003)はこのような要因がTFPのダイナミクスでは重要だったのではないかと推測している。

17) GZH_r は(18)式の右辺第2,3項をまとめたものである。

18) Shioji(2001b)は米国と日本の地域データを用い、資本移動が自由に投資に調整費用を要する成長モデルを使って公的資本が地域の成長に与える影響を分析している。

19) 都市圏の定義については表A1の注3を参照。

20) 沖縄の15歳以上人口比率は全国平均と比較すると相当低い。沖縄県の動向のみによる影響が少なからずあることには注意する必要がある。

21) 内閣府経済社会総合研究所の非製造業資本ストックは、「民間企業資本ストック」の新設投資額を「県民経済計算」の都道府県別付加価値構成比で按分した都道府県別産業別投資フローを使い、ベンチマークイヤー法で推計している。この方法では、投資/付

加価値比率が全都道府県で同一である、という強い仮定をおくことになる。なお、「県民経済計算」の民間投資支出系列もほぼ同様の推計を行っているため、R-JIPにおける推計では利用しないこととした。なお、樋口他(2003)および中島他(2002)は内閣府経済社会総合研究所の非製造業資本ストックデータを用いている。

22) 例えば JIP 部門分類 80 教育(民間・非営利)など、CT である JIP 2011 のサービス業の一部が民間と非営利に分離されていないため、R-JIP におけるサービス業も民間と非営利を統合する必要があった。

23) 従業者規模の小さい事業所については粗付加価値額を利用した。また、秘匿処理されたデータは事業所数の情報から推計した。

24) リンクさせる年次によってはリンク係数がマイナスになるため、最新の「県民経済計算」でリンク係数がマイナスにならない最も過去の年次である 1997 年でリンクさせた。

25) 阪神・淡路大震災の影響は、1995 年の減耗率に産業別被害率を加算することによって反映させた。産業別被害率は、農林水産業と鉱業はゼロ、金融・保険業は 0.318、政府サービスは 0.141、その他の産業は 0.06 とした。

26) 最新版のデータは以下の URL よりダウンロード可能である(2013 年 2 月 24 日現在)。http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/data/data_list/kenmin/files/files_kenmin.html

27) JIP では資産別に減耗率を設定しているため、産業別(資産平均)減耗率を以下の式から求めた。

$$\delta_i(t) = \{I_i(t) + K_i(t) - K_i(t+1)\} / K_i(t)$$

なお、 $I(t)$ は実質投資、 $K(t)$ は実質資本ストックを表す。

28) i は産業、 r は地域のインデックスを表し、 V : 付加価値、 Z : 実質資本ストック、 N : 就業者数、 δ : 資本減耗率、 β : 資本分配率、 A : TFP とする。また、小文字で表した変数は就業者 1 人当たり、“” は変化率を表すものとする。都道府県別産業別資本装備率の変化率を $\hat{k}_{ir} = \Delta Z_{ir} / Z_{ir} - \hat{N}_{ir}$ とすると、 ΔZ_{ir} は粗投資ー減耗であることから、

$$\frac{I_{ir} - \delta_i Z_{ir}}{Z_{ir}} = \hat{k}_{ir} + \hat{N}_{ir} \quad (A1)$$

と表すことができる。 $\delta, \beta, Z/V$ は産業間では異なるが都道府県では同一、また都道府県別産業別(付加価値)生産関数を $V_{ir} = A_{ir} N_{ir}^{\alpha} Z_{ir}^{\beta}$ というコブダグラス型であると仮定し、これを時間について微分すると以下の様な関係を得る。ただし A_{ir} の上昇率は全ての県で同一と仮定し、 $\hat{A}_i$ と表す。

$$\hat{k}_{ir} = (1/\beta_i) \hat{v}_{ir} - (1/\beta_i) \hat{A}_i \quad (A2)$$

(A1) 式へ(A2)式を代入し両辺に Z_i/V_i を乗じることにより、本文中に示した関係を得る。なお、右辺第 1 項の括弧内はマイナスになることがあるが、その場合は括弧内をゼロに置換し、最低でも更新投資のみは行われるものとした。

29) 「毎月勤労統計調査地方調査」により全国平均からの乖離を調整したのは、製造業(内訳の各産業については全て同一)、建設業、卸売・小売業、金融・保険業、運輸・通信業、サービス業(民間、非営利、

政府全て同一)である。なお、全期間において事業所規模 30 人以上のデータを利用した。

参考文献

- 深尾京司・宮川努(編)(2008)『生産性と日本の経済成長』、東京大学出版会。
- 深尾京司・岳希明(2000)「戦後日本国内における経済収束と生産要素投入——ソロー成長モデルは適用できるか——」『経済研究』第 52 巻第 2 号、pp. 136-151。
- 樋口美雄・中島隆信・中東雅樹・日野健(2003)「財政支出の推移と地域雇用」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所、第 67 号、pp. 120-149。
- 池内健太・金榮慤・権赫旭・深尾京司(2013)「製造業における地域間生産性格差、技術知識のスピルオーバー及び工場立地」『経済研究』第 64 巻第 3 号、pp. 269-285。
- 経済企画庁長官官房地域問題研究調査室(1964)『地域関係統計要覧』経済企画庁。
- 国民経済研究協会編(1956)『昭和 30 年度東北地方総合開発調査のうち戦前における縣別所得の推計並びに国民経済計算』国民経済研究協会。
- 長藤洋明(2002)「県民経済計算からみた地域経済(1)-(5)」日本統計協会『統計』2002 年 5-9 月号。
- 中島隆信・中東雅樹・日野健(2002)「都道府県別による経済成長と生産性向上の要因分析」『都道府県の経済活性化における政府の役割——生産効率・雇用創出からの考察——』財務省財務総合政策研究所研究報告書(主査: 樋口美雄)、第 1 章。
- 佐藤智秋(2010)「県民経済計算の推計と利活用の現状」法政大学日本統計研究所『日本統計研究所報』第 40 号、pp. 63-75。
- 徳井丞次・牧野達治・児玉直美・深尾京司(2013)「地域間の人的資本格差とその要因」『経済研究』第 64 巻第 3 号、pp. 256-268。
- 東洋経済新報社(編)(1991)『昭和国勢総覧』東京経済新報社。
- 袁堂軍・攝津齊彦・ジャン パスカル パッシーノ・深尾京司(2009)「戦前期日本の県内総生産と産業構造」『経済研究』第 60 巻第 2 号、pp. 163-189。
- 岳希明(1998)「日本における生産要素賦存と産業構造の地域間格差」『日本経済研究』No. 37、pp. 142-164。
- 岳希明(1995)「戦後日本における県民所得格差の縮小と県別要素賦存の変化」『日本経済研究』No. 29、pp. 129-162。
- Barro, J. Robert and Xavier Sala-i-Martin (1991) "Convergence Across States and Regions," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1991, No. 1, pp. 107-182。
- Barro, J. Robert and Xavier Sala-i-Martin (1992) "Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol. 6, No. 4, pp. 312-346。
- Bassino, Jean-Pascal, Kyoji Fukao, Ralph Paprzycki, Tokihiko Settsu and Tangjun Yuan (2012) "Regional Inequality and Migration in Prewar Japan: 1890-

- 1940," Paper presented at the 2012 Asian Historical Economics Conference (AHEC), Hitotsubashi University, September 13-15, 2012.
- Caves, D., L. Christensen and W. Diewert (1982) "Multilateral Comparisons of Output, Input and Productivity Using Superlative Index Numbers," *Economic Journal*, Vol. 92, No. 365, pp. 73-86.
- Crafts, Nicholas (2005) "Regional GDP in Britain, 1871-1911: Some Estimates," *Scottish Journal of Political Economy*, Vol. 52, Issue 1, pp. 54-64.
- Dekle, Robert (1996) "Saving-Investment Associations and Capital Mobility on the Evidence from Japanese Regional Data," *Journal of International Economics*, Vol. 41, Issues 1-2, pp. 53-72.
- Easterly, William and Ross Levine (2001) "What Have We Learned from a Decade of Empirical Research on Growth? It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models," *World Bank Economic Review*, Vol. 15, Issue 2, pp. 177-219.
- Fujita, Masahisa and Takatoshi Tabuchi (1997) "Regional Growth in Postwar Japan," *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 27, Issue 6, pp. 643-670.
- Fukao, Kyoji, Debin Ma and Tangjun Yuan (2007) "Real GDP in Pre-War East Asia: A 1934-36 Benchmark Purchasing Power Parity Comparison with the U.S.," *Review of Income and Wealth*, Vol. 53, Issue 3, pp. 503-537.
- Garofalo, Gaspar A. and Steven Yamarik (2002) "Regional Convergence: Evidence from a New State-by-State Capital Stock Series," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 84, No. 2, pp. 316-323.
- Hall, Robert E. and Charles Jones (1999) "Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others?" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 6, pp. 83-116.
- Kawagoe, Masaaki (1999) "Regional Dynamics in Japan: A Reexamination of Barro Regressions," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol. 13, No. 1, pp. 61-72.
- Keller, Wolfgang (2000) "From Socialist Showcase to Mezzogiorno? Lessons on the Role of Technical Change from East Germany's Post-World War II Growth Performance," *Journal of Development Economics*, Vol. 63, No. 2, pp. 485-514.
- Kim, Sukkoo (1995) "Expansion of Markets and the Geographic Distribution of Economic Activities: The Trends in U.S. Regional Manufacturing Structure, 1860-1987," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 4, pp. 881-908.
- McMillan, Margaret S. and Dani Rodrik (2011) "Globalization, Structural Change and Productivity Growth," *NBER Working Paper*, No. 17143.
- Montresor, Elisa, Francesco Pecci and Nicola Pontarollo (2012) "Sectoral Productivity Convergence between European Regions: Does Space Matter?" *ERSA Conference Papers*, European Regional Science Association, Vienna, Austria.
- Sala-i-Martin, Xavier (1996) "Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence," *European Economic Review*, Vol. 40, No. 6, pp. 1325-1352.
- Shioji, Etsuro (2001a) "Composition Effect of Migration and Regional Growth in Japan," *Journal of the Japanese and International Economics*, Vol. 15, Issue 1, pp. 29-49.
- Shioji, Etsuro (2001b) "Public Capital and Economic Growth: A Convergence Approach," *Journal of Economic Growth*, Vol. 6, No. 3, pp. 205-227.