経済研究
Vol. 60, No. 2, Apr. 2009

【調　査】

戦前期日本の県内総生産と産業構造

袁 堂軍・攝津斉彦・J.-P. バッシーノ・深尾京司

戦前と戦後を比較した日本の所得格差に関する既存研究は，戦前の高格差社会から戦後の低格差社会への変化という図式を描いてきた．本稿では，1890-1940年について府県別の粗付加価値額を，その推計方法を可能な限り明らかにしながら推計し，府県間の経済発展格差の動向を分析した．本稿の分析によって，戦前期の府県間格差は，既存研究で主張されているよりもはるかに低く，戦後の一時期とほぼ同レベルであること，戦前期を通じて格差の縮小傾向が見られたこと，さらに，この格差の縮小が，府県間の同一産業内の労働生産性格差の縮小によって生じたことなど，既存のイメージとは異なる近代日本の経済発展像が提示される．
JEL Classification Codes: N15, O18, O47

1. はじめに

日本は，経済大国であり，例えば内閣府経済社会総合研究所『県民経済計算年報，平成20年版』によれば，2005年において，ハンガリーやニュージーランドより(市場為替レートで換算した)県内総生産が大きい府県が，10存在したという．今日，アジアを含む多くの地域で，国内総生産や産業構造の長期統計の整備が進みつつあるが，仮に47都道府県の県内総生産と産業構造を戦前期を含む長期間について推計・整備すれば，経済発展に関する，新しい豊かなデータを提供することができる．

一国内の地域別統計を整備するだけでは，同一の制度や市場の下での経済発展が分析できるだけであり，幾ら多数の県について推計しても比較制度分析の視点から見れば，サンプル1である，という見方もあり得る．しかし，統一政府による均質な制度・政策と自由な地域間交易・生産要素移動のもとで，各県がどのように発展し，経済格差が如何に推移したかを知ることには，経済収束や経済発展のプロセスを研究する上で，国際比較とは異なった重要な意義があると考えられる．

このような問題意識から我々は，明治期以来の日本の府県別県内総生産とその産業構造を推計することとした．本稿では，この推計結果と，推計の方法および基礎資料を報告する．また推計結果に基づいた簡単な地域間格差に関する分析を行う．

国民経済計算で良く知られているように，地域内総生産は，生産，所得，および支出の3つの側面から推計が可能である．一橋大学経済研究所で過去に行われた日本に関する長期経済統計シリーズ(LTES)や，現在一橋大学のグローバルCOEプログラム「社会科学の高度統計・実証分析拠点構築(Hi-Stat)」で進行中のアジア長期経済統計プロジェクトなど，多くの推計(例えば溝口(2008)参照)では，生産または所得面から推計した国内総生産と支出面から推計した国内総支出を比較し，両者を対照することで推計の妥当性を確認することが多い．しかし，一国内の地域間では財・サービスの交易(移出・移入と呼ばれる)について，十分な統計が得られないため，域内生産に対する総支出を過去に遡り長期にわたって推計することは，極めて困難である．そこで我々は，県内総生産を専ら生産または所得面から推計することとした．

県内総生産を供給側から積み上げて推計する場合，その作業の副産物として産業構造の推計が可能となる．我々は，経済全体をカバーする16産業について，府県別に名目および実質粗付加価値，総生産，中間投入を推計した．またもう少し集計した9産業別に(ただし1890年については，建設業，運輸・通信・公益，商業・サービス業のみ)，有業者数を推計した．

他のアジア諸国と比べて，明治期以降の日本は統計の宝庫であり，『府県統計書』や様々な統計調査の県別集計表など，膨大な府県データが存在する．我々が今回入力，加工できたのは，これらデータのごく一部であり，我々の推計にはまだまだ改善の余地がある．今回の推計は，我々の長期にわたる府県別県内総生産推計プロジェクトの中間報告であると言うべきである．ただし，戦前期日本の県内総生産

とその産業構造について，本稿のように長期間をカバーし，その推計方法の詳細や基礎データを公開した先行研究は，我々の知る限り存在しない[1]．この意味で，本稿を発表することには一定の意義があると，我々は考えている．

後述するように，我々は1890年以降について府県別の県内総生産や産業構造のデータを整備することができた．1890年と言えば，日本の鉄道網が未発達で，東海道線がやっと全線開通した(1889年)直後である．また，当時の輸出品の大部分は，一次産品と生糸であった[2]．Maddison(2003)の推計(単位は1990年 Geary-Khamis 国際ドル)によれば，1890年の日本の一人当たりGDPは，1,012ドルであり，米国の1820年の水準(1,133ドル)を下回るレベルであった．日本がこのように貧しく，農業国であった段階から，我々は地域間の経済格差と産業構造について分析することができる[3]．

本稿の構成は次のとおりである．まず次節では，我々の推計の基本方針について述べる．第3節では農林水産業，第4節では鉱工業，第5節では建設および第三次産業(商業・サービス業，建設，運輸・通信・公益)について，それぞれ県内総生産と産業構造を推計した方法と基礎資料について説明し，得られた主な結果を報告する．第6節では人口と有業者数の推計方法を報告する．第7節では推計された県内総生産に基づいて，地域間格差の推移を概観する．第8節では産業構造と労働生産性の視点から，戦前期の地域間所得格差の源泉を探ってみる．第9節では，本稿で得られた結果を簡単にまとめる．

2. 推計の基本方針

本節では，我々の推計の基本方針について述べる．

地域区分

現在の日本は47の都道府県によって構成されている．我々は，この地域区分を戦前期にも適用した．1871年(明治4年)の「廃藩置県」により，全国には3府306県が置かれたが(沖縄については，1872年に琉球藩，1879年に沖縄県が設置された)，その後，3府35県まで県の統合が進んだ．しかし，盛んな復活・分県運動により一部の県が復活され，結局1890(明治23)年に公布された府県制の施行時には，日本は3府43県と当時直轄地として扱っていた北海道で構成されるようになった．従って，本稿で主な対象とする1890年以降については，府県の領域の変遷については，1893年に北多摩郡，南多摩郡，西多摩郡が神奈川県から東京府に移管されたことを除き，あまり調整する必要がない．

なお，1874年についても推計を行った工業については，1874年の行政区分を現行の47都道府県に一致させるために，「郡」の府県への所属変化を追跡し，分割された県については，人口一人当たりの工業生産や産業構造が郡の間で同一であるとの仮定を置いて，郡毎の人口の情報を使って，調整を行った．三多摩の東京府への移管については，すべての産業について，これと同様の手法で調整を行った[4]．

産業分類

第1節でも述べたように，県内総生産を供給側から積み上げて推計する場合，その作業の副産物として産業構造の推計が可能となる．我々は，日本全体をカバーする16産業(以下では産業中分類と呼ぶ)について，市場価格表示の粗付加価値の推計を行った．

農林水産業(3)：農業，林業，水産業
鉱工業(10)：鉱工業：鉱業，食料品，繊維，製材，印刷・製紙，化学，窯業，金属，機械，その他
建設および第三次産業(3)：商業・サービス業，建設，運輸・通信・公益

また我々は，1農林業，2水産業，3鉱業，4工業・建設業・公益，5商業，6運輸通信業，7公務・自由業，8その他の有業者の8つの産業に無業を加えた9分類について，府県別有業者数を推計した(1890年については，上記の16産業分類のうち商業・サービス業，建設，運輸・通信・公益に対応する有業人口のみを推計)．なお，16産業分類における商業・サービス業の有業者数は，8産業分類の商業，公務・自由業，その他の有業者の合計に対応している．

対象年

我々は，1890，1909，1925，1935，1940年をベンチマーク年として，産業別および全産業計の県内総生産を推計した．すべて暦年ベースの値である．工業については，1874年も推計した．また農業については，1883-1940年について年次推計を行った．比較的近い将来，1874年の農林水産業や1890-1940年の鉱工業，建設および第三次産業の年次推計を完成することができると考えている．

ベンチマークとなる日本全体の合計値および県内総生産の概念

我々は，鉱工業および林業・水産業については，長期経済統計(LTES)の日本経済全体に関する産業別推計値を前提とし，これを各府県に如何に配分するかという視点で推計を行った．このため日本全体

の合計値は，鉱工業については篠原(1972)，林業・水産業については梅村他(1966)，建設については大川他(1974)と一致している[5]．ただし，LTESの推計がしばしば固定資本減耗(減価償却)を除いた純付加価値を推計しているのに対し，我々は基本的にGDPと整合的である(固定資本減耗を含む)粗付加価値を推計することにした．一方，農業については，LTESの方法や基礎資料をある程度踏襲しながらも，詳細な府県別データに基づき独自の推計を行った．また，第三次産業については，日本全体の合計値が攝津(2009)による再推計値と整合的になるよう推計した．この結果，日本全体の合計値も梅村他(1966)，大川他(1974)，梅村他(1988)等と異なっている．LTESの生産側の推計は，国際連合の1968年国民経済計算体系(1968 SNA)に基づき，市場価格表示の国内総生産(または純生産)ベースで行われている．LTESを踏襲した我々の推計も，この国内(および県内)総生産概念を用いている．

地域間物価水準格差の調整

貧しい国や地域ほど，物価水準が低い傾向があることが，広く知られている．物価水準の違い(購買力平価)を考慮しないと，貧しい県の生産を過少に推計する危険がある．このような問題意識から，我々は，各地域の価格を使った産業別名目総生産額や粗付加価値額(以下では，地域価格表示と呼ぶ)だけでなく，日本全体の平均価格を用いた推計値(以下では，全国平均価格表示と呼ぶ)も算出した．これは，日本全体を基準地域としたラスパイレス数量指数で各府県の生産を比較することに等しい．

今，県は1からJまで，生産される財・サービスは1からIまであるとし，t年におけるj県のi財(サービスを含む，以下同様)生産量を$x_{i,j}(t)$，j県のi財生産者が受け取る価格を$p_{i,j}(t)$．i財生産のために中間投入されるk財の量を$m_{k,i,j}(t)$．j県でk財を購入する生産者が支払う価格を$q_{k,j}(t)$とあらわせば(単純化のため，購入する産業が異なっても中間財の価格は同じとする)，t年におけるj県の地域価格表示の県内総生産は

$$\sum_{i=1}^{I}\left(p_{i,j}(t)x_{i,j}(t)-\sum_{k=1}^{I}q_{k,j}(t)m_{k,i,j}(t)\right) \qquad (1)$$

全国平均価格表示の県内総生産は

$$\sum_{i=1}^{I}\left(p_{i}(t)x_{i,j}(t)-\sum_{k=1}^{I}q_{k}(t)m_{k,i,j}(t)\right) \qquad (2)$$

とそれぞれあらわされる．ただし，$p_i(t)$と$q_k(t)$は，生産物iおよび中間財kの全国平均価格を表し，それぞれ次式で定義される[6]．

$$p_i(t)=\frac{\sum_{j=1}^{J}p_{i,j}(t)x_{i,j}(t)}{\sum_{j=1}^{J}x_{i,j}(t)}$$

$$q_k(t)=\frac{\sum_{j=1}^{J}q_{k,j}(t)m_{k,j}(t)}{\sum_{j=1}^{J}m_{k,j}(t)}$$

容易に確認できるように，地域価格表示の県内総生産の日本全体の合計値と全国平均価格表示の県内総生産の日本全体の合計値は，常に等しい．

$$\sum_{j=1}^{J}\sum_{i=1}^{I}\left(p_{i,j}(t)x_{i,j}(t)-\sum_{k=1}^{I}q_{k,j}(t)m_{k,i,j}(t)\right)$$
$$=\sum_{j=1}^{J}\sum_{i=1}^{I}\left(p_{i}(t)x_{i,j}(t)-\sum_{k=1}^{I}q_{k}(t)m_{k,i,j}(t)\right)$$

この恒等式は，一部の財・サービスのグループ(例えば農林水産業の生産物)の粗付加価値についても成り立つ．

地域間比較と異時点間比較

今，各列を年，各行を府県とし，各セルに府県間および年度間双方について比較可能な県内総生産を入力した表を作れば，大変便利である．横に見れば各府県の経済成長を知ることができ，縦に見れば各府県の相対的豊かさを知ることができる．

しかしFukao, Ma and Yuan(2007)で説明したように，地域間および異時点間双方について整合的な表を作ることは，原理的に不可能である．不可能な主な原因は，交易条件(相対価格)の変化にある．

例を使って示そう．単一の農産物のみを生産するA県と，単一の半導体のみを生産するB県があるものとする．中間投入は無いものとする．1990年において，2つの県の一人当たり県内総生産は，全国平均価格で見て同じであったとしよう．人口は一定とする．1990年から2000年にかけて，A県の生産量は一定であるのに対し，B県の生産量は2倍になったとしよう．また，全国平均価格は，農産物は一定であったのに対し，半導体は半分に下落したとしよう．

経済成長の点(数表の横方向)から見れば，A県の実質県内総生産は一定であったのに対し，B県の実質県内総生産は2倍になったと記録すべきである．しかし，相対的な豊かさの点(数表の縦方向)では，全国平均価格で測った2県の一人当たり県内総生産は，1990年も2000年も共に等しいと記録すべきである．B県は実質総生産を2倍にしたが，生産物の価格が下落したために，結局A県より豊かになることができなかったわけである．

Penn World TableやAngus Maddisonの一連の

研究(例えば，Maddison(1995, 2003))では，横方向の経済成長の情報を重視し，原則として比較的最近の1時点のみの購買力平価を使って，各国の豊かさを比較し，他の年については，一人当たり実質GDPの成長率を使って外挿することによって数表が作成されている．このような表は，ベンチマーク年以外については，縦方向の各国間の豊かさの比較に利用するには問題がある[7]．

我々は，府県間の経済格差に強い関心を持っているため，縦方向の府県間比較を重視した推計を行った．すなわち，各年度について，日本全体の国内総生産が，どの県で作りだされたのかを，当該年度の情報に基づいて地域価格表示と全国平均価格で評価する表を作ることを重視した．なお，参考のため各府県の実質県内総生産を推計した表も作成したが，価格や実質生産のデータが十分に準備できず，以下の式で簡便に推計した．

$$\sum_{n=1}^{N}\left(\frac{GVAR_n(t)}{GVAN_n(t)}\sum_{i\in I_n}\left(p_i(t)x_{i,j}(t)-\sum_{k=1}^{I}q_k(t)m_{k,i,j}(t)\right)\right) \quad (3)$$

ただし，nは産業中分類を，Nは産業中分類の総数を，I_nはこの産業中分類が生産する財・サービスの集合を，$GVAR_n(t)$はLTESで推計された，産業nのt年における日本全域の実質粗付加価値(1934-36年価格)，$GVAN_n(t)$はLTESで推計された，産業nのt年における日本全域の名目粗付加価値を表す．つまり，我々は産業中分類毎の粗付加価値(インプリシット)デフレーターとして，LTESの日本全域に関する推計結果を使った．

(3)式で実質生産を推計し，これに基づいて経済成長率を算出すると，仮に中産業分類内で相対価格が変化して，ある県が他の県に比べて豊かになった場合，このような産業内での交易条件改善効果を経済成長の一部として誤認する危険があることに，注意する必要がある．

3. 農林水産業

本節では主に，農業について1883年から1940年までの県内総生産を推計した方法と基礎資料について説明する．第2節で述べたように，我々は，地域価格表示の推計に加えて，地域間の価格差を調整した全国平均価格表示の推計および異時点間の比較を可能にする1935年価格表示実質値の推計を行った．我々はまた，林業と水産業について，有業者数のデータを使った簡便な方法で，梅村他(1966)による日本全体の粗付加価値推計値を府県別に分割したが，本節の終わりで，この方法についても説明する．

府県別農業生産の推計にあたっては，できるだけ『農商務統計書』や『日本帝国統計年鑑』に報告された，品目別・県別の生産・価格統計を利用することとした．ただし，幾つかの商品については，梅村他(1966)に報告された価格情報を使った．また幾つかの比較的重要度の低い商品については，人口や耕地面積のデータを使って，梅村他(1966)による日本全体の推計値を府県に分割した．

以下ではまず，6つの主要主食用作物(米，大麦，裸麦，小麦，大豆，小豆)の県別総生産高をどのように推計したかを説明する．第二に，県別の生産・価格データが利用できる，他の6つの主食用作物(粟，稗，黍，蕎麦，甘藷，馬鈴薯)と5つの工業用作物(綿花，麻，藍，煙草，菜種)に関する推計について説明する．第三に，県別の茶と桑の作付面積情報および全国生産量に関する梅村他(1966)の推計に基づいて，我々が茶と繭の生産を推計した方法について説明する．第四に，梅村他(1966)のデータを人口統計で府県別に分割した，その他の農産物に関する推計について説明する．第五に，中間投入と粗付加価値(地域価格表示，全国平均価格表示，および実質ベース(1934-36年価格表示))を推計した方法について説明する．最後に，林業と水産業の推計方法について説明する．

主要主食用作物の県別総生産に関する推計

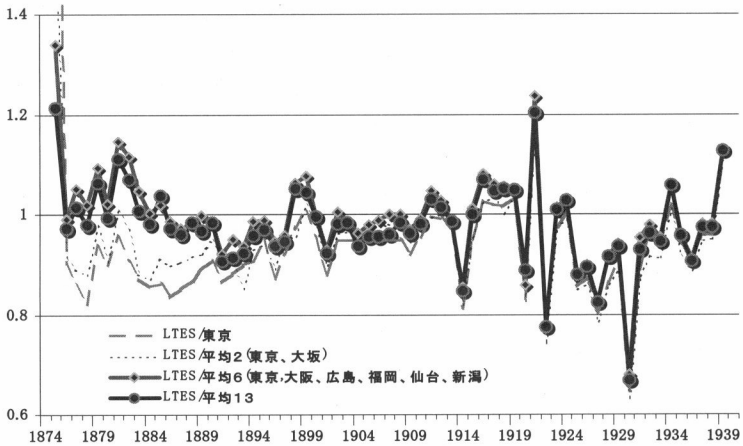
6つの主要主食用作物(米，大麦，裸麦，小麦，大豆，小豆)については，生産量と地域価格に関する府県別統計に基づいて，総生産額を推計した．梅村他(1966)が報告している生産量と単価の情報から計算すると，6つの主要主食用作物は，農業全体の総生産額のうち，1890年で72.7%，1909年で60.7%，1925年で56.8%，1935年で60.5%，1940年で52.1%を占めていた(表1)．梅村他は，1890年以前の米生産については，作付面積や生産量統計を詳細に吟味している．しかし，1890年以降については，梅村他の推計値は，『農商務統計』の値と一致している．また，1888年と89年の両者の間の乖離も，それぞれ2%，1%にしか過ぎない．なお1887年以前については，『農商務統計』では一部の県の米の生産が報告されていない．我々はデータの

表1. 梅村他(1966)の統計に基づいて計算した6つの主要主食用作物生産額の日本の全農業生産額に占める割合(%)

	1890	1909	1925	1935	1940
米	58.8	48.4	47.0	50.7	39.7
大麦，裸麦，小麦	10.6	9.8	7.9	8.4	10.7
大豆および小豆	3.3	2.6	2.0	1.4	1.7

注) 梅村他(1966)の生産量と価格に関する統計に基づき，著者達が計算した．

図 1. 梅村他(1966)の全国平均生産者価格と地域別卸売価格の比率：米



無い奈良，香川，沖縄の生産は，隣接する大阪，徳島，鹿児島の成長率と同じであったと仮定して，過去への外挿を行った．

大麦，裸麦，小麦，大豆，小豆についても，梅村他(1966)は生産の推計値を，1888，1892 年，および 1894 年以降について，『農商務統計』と一致させている(ただし『農商務統計』では，1989-91 年と 1893 年のデータが欠落している．小豆は 1892 年以前が報告されていない，また 1888 年と 1892 年の大豆統計には僅かな乖離がある)．データの欠落については，内挿が行われている(1885-87 年と 1889-91 年の大豆および 1885-93 年の小豆の場合を含む)．しかしそれ以前については，梅村他は，『農商務統計』の数値が過少であると判断し，それ以後のデータを過去に外挿することにより，1883 年および 1884 年時点において，小豆で 50%，大麦，裸麦，小麦，大豆で 15%，それぞれ『農商務統計』より高い値を推計値としている[8]．

ここで明治初期の米，麦，その他雑穀の生産統計が，翌年の生産に用いる種籾をその生産量から除いている可能性について言及しておこう．現時点では，『農商務統計』の生産量に種籾が含まれているのか，また，種籾の取り扱いが府県によって異なっているのかについて確かなことは言えない．しかし，このことによって生産量が過少に推計されるとしても，最も重要な農産物である米にかんしては，生産量に占める種籾のウェイトが非常に小さいので(これは大豆や小豆のような豆類のほか，粟や蕎麦といったいくつかの穀物についてもいえる)，これを無視しても大きな問題は生じないだろう．他の穀物，特に大麦と小麦は，米と比較するとはるかに種籾のウェイトが高い．しかし，これらの穀物について，単位面積当たり収穫量が過少に推計される要因としてより重要なのは，種籾が生産量から除かれることではなく，生産量が過少に申告されることである．

本稿での主目的は，1890 年以降の県別生産を推計することにあるため，我々は，『農商務統計』の県別生産量の統計をそのまま利用することにした．

次に主要主食用作物の地域価格の推計方法について説明する．我々は，『日本帝国統計年鑑』に報告された地域別卸売物価の情報を入力し，これを梅村他(1966)の全国平均生産者価格と比較してみた[9]．

梅村他(1966)によれば，彼らの生産者価格データは，ベンチマーク年である 1888，1899-1901，1909-1911 年の情報に基づいている．

我々は，米，大麦，大豆の県別価格に関して，1887-1899 年については日本のほとんどの県をカバーするデータを，また 1910-1918 年についても半分以上の県をカバーするデータを得た．裸麦，大豆，小豆についても同様の期間について，かなりの県をカバーすることができた．

図 1 は，米について，梅村他(1966)の生産者価格と，ほぼ連続したデータが得られる県の卸売価格の単純平均値の比率を示している．

最も多くの県をカバーする平均価格データは，13 都市(東京，横浜，大阪，神戸，京都，名古屋，広島，高知，福岡，金沢，新潟，仙台，小樽)の平均値(図では平均 13 と呼んでいる)であり，1875-1939 年について利用可能である．

この図からは，梅村他(1966)の全国平均生産者価格と我々の「平均 13」の間には，説明できない大きな時系列変動があることが分かる．異なった地域でもかなり似通った動きをすることから判断して，地域別卸売価格は信頼できる統計であるように思われる．

同様の結果は，大麦，小麦，裸麦，大豆についても得られた(大豆の場合には，1875-1939 年について利用できるデータは，東京，大阪，広島，熊本，仙台，新潟の 6 都市のみしかカバーしていなかった)．

以上のような検討の結果，我々は地域別卸売価格を元に，これを調整・補完することで，県別の生産者価格を推計した．農家から地方の卸売り段階までの流通マージンは 10% と仮定した．1920 年代の東京

表 2. 他の主食用作物，工業用作物，果実，蔬菜，畜産物等が日本の農業生産全体に占める割合(%)

	1890	1909	1925	1935	1940
粟	1.3	1.6	0.4	0.2	0.2
稗	0.3	0.2	0.1	0.1	0.1
黍	0.1	0.2	0.1	0.1	0.1
蕎麦	0.1	0.1	0.0	0.0	0.0
甘藷	2.1	3.7	2.5	2.4	3.2
馬鈴薯	0.1	0.6	0.8	1.0	1.7
綿花	1.2	0.0	0.0	0.0	0.0
麻	0.4	0.3	0.1	0.4	0.4
煙草	0.5	0.8	1.1	1.6	1.6
藍	0.8	0.2	0.1	0.0	0.0
菜種	1.1	0.8	0.3	0.5	0.4
砂糖黍	0.5	0.8	0.2	0.3	0.2
茶	0.9	1.0	0.8	0.7	1.1
その他の工業用作物	1.5	1.8	1.7	1.9	2.0
蔬菜	4.7	7.2	6.4	7.0	8.5
果実	1.0	2.0	2.0	2.3	3.9
緑肥・堆肥	0.7	0.6	0.7	0.7	0.7
藁	1.4	1.1	1.1	1.2	0.9
繭	5.0	9.7	18.1	11.1	13.4
食用畜産物	1.5	3.3	4.3	6.0	7.1

出所) 表 1 と同じ.

の大豆価格が高すぎたり，1932-38 年の大阪の大麦価格が高すぎるといった異常値は，他の市場のデータの動きで補う事にした．小豆価格のデータの欠落は，小豆と大豆の県別相対価格の情報(1887-1892 について北海道と沖縄以外のすべての府県でデータが利用可能)を使って補った．帝国統計年鑑でデータが欠落している 1940 年については，梅村他(1966)の全国平均生産者価格の動きを使って外挿した．

他の主食用作物および工業用作物に関する推計

他の 6 つの主食用作物(粟，稗，黍，蕎麦，甘藷，馬鈴薯)と 5 つの工業用作物(綿花，麻，藍，煙草，菜種)についても，府県別の作付面積と総生産量のデータが利用可能である．梅村他(1966)の統計によれば，この 11 作物は，1890 年の農業総生産の 7.9%，1909 年の 8.4%，1925 年の 5.4%，1935 年の 5.7%，1940 年の 7.8% を占めていた(表 2 参照)．

粟と黍の場合にも，1910 年以前，中でも 1890 年以前の生産急増は，『農商務統計』が実際の生産を十分にカバーしていなかった可能性を示唆している．しかし，我々は，1890 年以降を主な分析対象とするため，米以外の主要作物の場合と同様に，『農商務統計』の県別生産データをそのまま使った．

奈良，香川，沖縄に関する欠落データについては，主要主食用作物の場合について既に説明したように，隣接県の情報を使って外挿した．

他の主要主食用作物および工業用作物については，地域別価格データを得られなかったので，米と大麦の府県間格差の単純平均値を，梅村他(1966)の各作物に関する全国平均生産者価格推計値に掛けることにより，府県別価格とした．

養蚕業と茶に関する推計

繭の生産については，梅村他(1966)の推計の方が，政府の生産統計よりずっと信頼できると考えられる．明治初年の政府生産統計は，輸出量とほとんど違わず，当時の国内需要がほとんどゼロというあり得ない状況を含意する値となっている．我々は，梅村他の全国生産量推計値を使った．

推定する全期間を通じて，絹繭の総生産額は，米に次いで二番目に重要な農作物であった．梅村他によれば，養蚕業の生産額が農業の全生産額に占める割合は，1890 年には 5.9%，1909 年に 11.1%，1925 年に 19.1%，1935 年に 11.7%，1940 年に 13.9% に達した．このうち，8，9 割は，繭生産であり，残りが蚕種の生産であった．

我々は，日本全体の繭生産量を，桑の作付面積情報を使って，各県に配分した．桑の葉の地域間交易は多くなかったと考えられるので，中間投入分は，各県内で調達されたと仮定した．蚕種は国内で使用されただけでなく，欧州等に輸出されたが，どの県の生産物が輸出されたか不明のため，蚕種はすべて当該県内で使用されたと仮定した．

茶の生産額は，日本全体の農業生産額の 1% に過ぎないが，シェアを急拡大した静岡を中心に，一部の温暖な地域に集中している．繭生産の場合と同様に，梅村他(1966)による日本全体の生産量の推計値を，県別年別の茶の作付面積情報を使って，各県に配分した．

なお，県別価格データについては，他の主要食用作物および工業用作物の場合と同様に，米と大麦の府県間格差の単純平均値を，梅村他(1966)の絹繭および茶に関する全国平均生産者価格推計値に掛けることにより推計した．

その他の農産物に関する推計

その他の農産物に関しては，人口一人当たりの生産高は全国で同一と仮定し，梅村他(1966)のデータを人口統計で府県別に分割して推定した．

その他の農産物は，二次的な主食用作物(蜀黍，玉蜀黍，カラス麦，ライ麦，落花生，エンドウ豆，ソラ豆，インゲン豆)，蔬菜，果実，食用畜産物(肉，家禽，卵)，などである．これらの多くは，地域内で交易が行われ，地域内で消費と生産が，ほぼ一致していると考えられる．日本全域にわたり，消費者の嗜好は比較的同質だから，一人当たり生産量が全国で同一と仮定しても，良いように思われる．

表 3. 梅村他(1966)と我々による日本の農業全体の名目生産額および名目粗付加価値額の推計結果：1890, 1909, 1925, 1935, 1940 年　(単位：100 万円)

	1890	1909	1925	1935	1940
総生産額					
梅村他(1966)	590	1,314	4,544	3,176	6,438
本研究(地域価格)	532	1,268	4,597	3,058	5,676
本研究(全国平均価格)	531	1,268	4,584	3,052	5,660
粗付加価値額					
梅村他(1966)	469	1,055	3,711	2,542	5,228
本研究(地域価格)	462	1,096	3,972	2,560	4,786
本研究(全国平均価格)	462	1,096	3,960	2,554	4,770

注) 1. 梅村他(1966)の粗付加価値額は，同書に掲載されている総生産額から中間投入額を差し引いて求めた．
2. 地域価格と全国平均価格で若干の差が生じているのは，地域価格データが得られない穀物(6 種の主要主食用作物以外の穀物)の地域価格を，これらの穀物の地域間価格差は米と麦の平均価格の地域間価格差に等しいという仮定の下に，梅村他(1966)の全国平均価格の動きを用いて外挿したためである．よって，この価格系列を用いて府県の生産額をウェイトとした全国平均値を求めると，梅村他(1996)とは若干異なった値になる．

付加価値の推計

我々は，二重計算を避けるため，梅村他(1966)の中間投入推計額に調整を加えた．蚕種や緑肥，堆肥を中間投入から除いた．また家畜の飼料の一部も，農業の副産物とみなし，中間投入から除いた．種以外は，残った中間投入のほとんどは農業以外の産業の生産物となった．これらの中間投入は 1878-1940 年平均で見ると，梅村他の農業総生産額の 14%(1890 年には 11.8%，1909 年には 13.1%，1925 年には 13.7%，1935 年には 16.6%，1940 年には 13.8%)に達した．各年において，総生産額に対する中間投入額の割合は，各農産物について，すべての県で同一と仮定した．中間投入財価格の地域間格差(そのようなデータを見つけることは難しいが)も無視することにした．

表 3 は，梅村他(1966)と我々の，日本全体の農業生産額と粗付加価値額を比較している．総生産額について，我々の推計と梅村他(1966)の推計との乖離の主な原因としては，米について，生産者価格と地域の卸売価格の乖離が 10% という仮定が，やや過大であった可能性があること，卸売物価に基づく我々の推計と梅村他(1966)の推計では価格系列の動きがかなり異なること，養蚕業を一貫してとらえ，蚕種を生産物と中間投入からともに除いたこと，等が挙げられる．1940 年については，『帝国統計年鑑』に十分な価格データが無かったため，梅村他(1966)の全国価格推計値の 1939 年から 40 年にかけての変化率を使って，1939 年の我々の県別価格推計値を外挿することによって 1940 年の県別価格を推計したことにも起因していよう．

林業と水産業に関する推計

林業と水産業については，今回は非常に簡便な方法で府県別粗付加価値を推計した．我々は梅村他(1966)による日本全体の粗付加価値額推計値を，府県別の林業と水産業の有業者数(第 6 節参照)に応じて，各府県に配分した．つまり，各年において，すべての県の(名目値で測った)労働生産性が同一と仮定したことになる．

4. 鉱工業

本節では，鉱工業について県内総生産と産業構造を推計した方法と基礎資料について説明し，得られた主な結果を報告する．まず製造業，その後に鉱業について説明する．

基礎統計資料

日本の工業に関する生産統計としては，明治初期に民部省が開始した『府県物産表』調査，明治 16 年からの『農商務統計』のうちの「工場調査」(従業員 10 人以上，毎年調査)があるが，独立の調査としては，明治 42 年から『工場統計調査』が開始された．また，地域経済統計資料として，明治初期から発行された『府県統計書』がある．以下ではそれぞれの統計調査の特性について纏める．

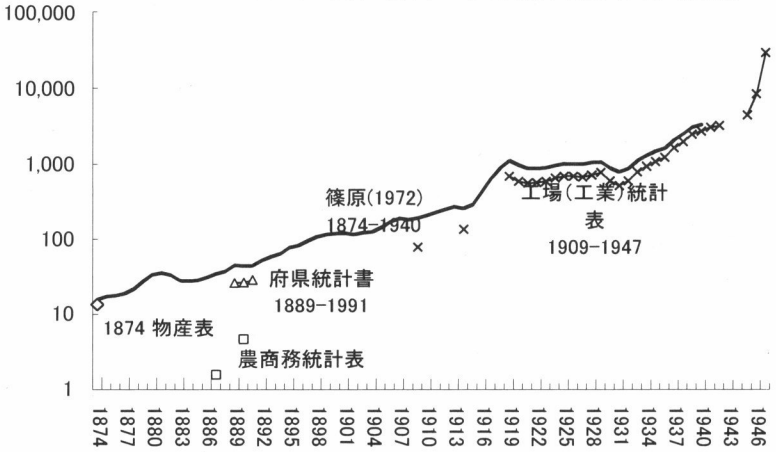
①『府県物産表』：1867 年

日本の公的な近代産業統計の始まりは，明治 3 年 9 月 24 日(1870 年 10 月 18)に太政官布告により開始された『府県物産表』の作成である．『府県物産表』は府県毎に農産物，海産物や木材，鉱業生産物など 29 種類の産業製品について，その生産高を調査して集計したものである．但し，明治 9 年以降は，生産品目範囲を農産物に限定し，内務省勧農局から『明治 9 年全国農産表』(1878 年)として刊行し始めた．本研究では，『明治 7 年府県物産表』を使って，最初のベンチマーク年(1874 年)の値を推計した．資料として，一橋大学経済研究所国民所得推計研究会資料(1959-1964)C10 梅村又次著『明治 7 年製造業生産額』を利用した．

②『農商務統計表』：1883-1924 年

物産調査は，1881 年 4 月の農商務省設置に伴って，内務省から農商務省に移管された．また，1883 年には「農商務通信規則」が制定されて，『農商務統計表』の段階に入った．それまでの，生産高を中心とした『物産表』から，農業では作付面積や自作小作別耕地面積をも調査し，工業では工場，生産設備，職工数，賃金も調査対象とするようになった．ただし，この統計では，主に繊維及び紡績を中心と

図 2. 各統計資料における製造業生産高と篠原(1972)の推計値の推移(単位：百万円)



注) 縦軸は対数表示である．工場統計の数値は職工が5人以上の工場調査結果である(1939年以降は4人以下の工場の調査結果が存在するが，図には示していない)．

して報告し，すべての工産物の生産高を報告しなくなった．このため，今回の推計には残念ながら使う事が出来なかった．『農商務統計』は1924年まで続いたが，そのうち工産物については1925年の「商工省統計報告規則」によって『商工省統計表』に継承されることになった．

③『工場統計表』：1909-1939年

工場調査は前述した1883年の「農商務通信規則」の規定以来何度か改正を経たが，1909年(明治42年)には『農商務統計表』における工場調査とは別に新たに省令として，職工5人以上の工場を対象とする「工場統計報告規則」が制定され，それまでの他計主義調査が改められ，工場主に申告義務を負わせた現行の自己申告主義に切り替えられた．当初は1909年から5年毎の調査で「工場統計表」が作成されたが，1919年以後毎年作成されるにいたった．なお1939年以降は職工4人以下の工場も調査対象になった．

④『工業調査および工業統計』：1939-現在

1939(昭和14年)からは，『工場調査』として，従業者数にかかわりなく，すべての工場・作業場について調査が行われるようになった．1947年(昭和22年)には統計法に基づく指定統計第10号として，日本標準産業分類で定義された製造業を対象とする『工業調査』に改められ，1950年(昭和25年)には『昭和25年工業センサス』，1951年(昭和26年)以降は『工業統計調査』となり，現在に至っている．なお，1947年以後については，比較的容易に統計を整理・集計できる．したがって，以下では明治初期から1940年までの期間に焦点を絞って説明する．

⑤『府県統計書』

『府県統計書』とは，各府県が明治6〜7年頃から毎年発行した，それぞれの管轄区域の諸種全般の統計を網羅したものである．『何々県一覧表』『何々県治一覧表』と称する簡単な一枚刷りの統計表に始まり，明治16年(1883年)内務省の『統計様式』によって『何々県統計書』と呼ばれるようになり，さらに改称されて今日では『何々県統計年鑑』となる．この他，明治年間には，統計寮編『使府藩県概表』，内務省編『地誌撮要』『郡村異同一覧』『地方要覧』『府県統計様式』などの地域別統計が作成された．『府県統計書』は，1874年の『府県物産表』と1909年の『工場統計表』の間の，統計の欠落を補う，大変重要な統計であるが，それを利用するには以下の難点がある．

1.『府県統計書』各巻の情報を全て入力するには膨大な作業を必要とする．
2. 1883年までは各地域の統計調査の範囲や，定義などが様々であり，統一するのが難しい．
3. 1883年〜1890年の間には，府県再編成が盛んに行われ，領域変化の調整を行う必要がある．

今回は，梅村・高松・伊藤(1983)で作成された1890年の府県別集計結果を使うことにした．『府県統計書』に関わる各資料を吟味し，地域別経済分析に十分に活用することは，今後の課題としたい[10]．

各統計のカバー率とコントロール・トータル

上記で紹介した工場に関する幾つかの調査は，伝統的な手工業など，近代的な工場以外の小規模な製造業生産を対象としないため，カバー率の点で問題がある．篠原(1972)は，上記のような様々な統計を集計・比較し[11]，また需要側の統計と供給側の統計を対照させる(コモディティー・フロー・アプローチ)ことにより，日本全体の製造業総生産額を推計している．図2は，各統計資料における製造業生産高と篠原(1972)の推計値を比較している．

我々は，篠原(1972)の値を製造業総生産に関する日本全体のコントロール・トータルとみなし，府県別の情報(1874年は『物産表』，1890年は『府県統計書』，1909年以降は『工場統計表』)を用いてこれ

図 3. 府県別の総生産に占める小規模事業所の割合：1939 年

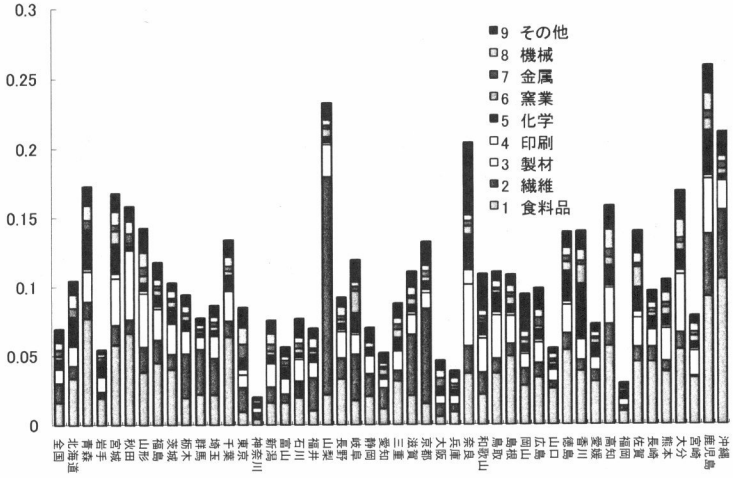
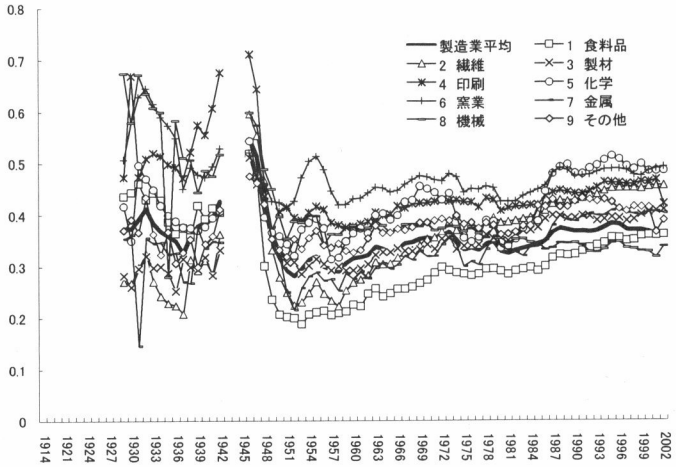


図 4. 製造業における全国産業別付加価値率の推移



資料）『工業統計表』.

を府県別に分割し，また粗付加価値率に関する情報を用いて粗付加価値を推計する，という手順で，府県別の粗付加価値額を推計した.

小規模事業所に関する調整と府県別・産業別総生産額(地域価格表示)の推計

1874 年を対象とする『明治 7 年府県物産表』は全数調査であると考えられ，篠原(1972)は物産表の生産額合計値を日本全体の生産額としている．我々もこれに倣った．第 2 節で述べたように，府県の分離・統合の歴史を遡り，1874 年における「郡」レベルの人口情報を使って，47 都道府県別の総生産額を求めた.

1890 年に関する『府県統計書』，1909，1925，1935 年に関する『工場統計表』については，産業中分類毎に，府県別生産額の全国集計値と篠原(1972)の全国生産額推計値との乖離を，従業者 5 人未満の小規模事業所の生産額とみなした．我々は，従業者 5 人未満の小規模事業所も調査対象に含まれるようになった 1939 年『工業統計表』を使って，府県別・産業中分類別に，全生産に占める小規模事業所の生産の割合を算出し，この比率を使って，上記の乖離を案分した．1940 年『工場統計表』については，小規模事業所を含む統計があるので，これをそのまま利用した.

なお，小規模事業所の府県別・産業別分布は，1939，1941，1942 年の 3 年間で比較的安定していた．また，1939 年工場統計での 5 人以下の工場従業者の地域分布と，第 6 節で説明する我々の 1909，1925 年府県別工業有業者人口(公益，建築を除く)推計値から同年の工場統計従業者数を引いた値の地域分布との間の相関係数は，それぞれ 0.93，0.96 である．このことは，小規模事業所就業者の地域分布が我々の計測期間において大きな変化はなかった可能性を示唆している．1939 年『工場統計表』と篠原(1972)から計算した府県別の，従業者 5 人未満の事業所の生産高の全生産高に占める割合を，図 3 に示してある[12].

付加価値の推計

残念ながら，公式統計で地域別×産業別付加価値率が計算できるのは，1950 年代以後である．また，従業者 5 人未満の小規模事業所の付加価値率が計算できるのは，1960 年以後である.

日本全体の産業別付加価値率は 1930 年代から得られるが，図 4 が示すように，1950 年代以降，付加価値率は急速に変化した．しかし 1930 年代と 1950 年代初めの産業別付加価値率にはそれほど大きな差が無いように思われる．戦後の動向としては，1)付加価値率は，産業間で大きく異なるが，長期では，収斂する傾向がある，2)機械産業の付加価値率は戦後急速に下落した，3)紡績業の付加価値率は戦前において各産業の中で低い位置にあったが，戦後上昇しつつある，等が指摘できよう.

戦前期における，製造業の粗付加価値に関する情報は欠如している．我々は，『工場統計表』から得

られる，1929年(データが得られる最初の年である)および1935年の日本の製造業全体の粗付加価値率と，1950年『工業統計表』が報告している従業者5人以上の事業所における府県別・地域別粗付加価値率を使って，戦前期の府県別・地域別粗付加価値率を推計した[13]．

具体的には，t年における府県i産業jの付加価値率$V_{i,j}(t)$を次式で算出した．

$$V_{i,j}(t) = V(t) \times V_{i,j}(50)/V(50)$$

ただし，$V(t)$は『工場統計表』で報告されている，t年に近い年次の全国製造業平均粗付加価値率である．$V(50)$は，1950年における全国製造業全体の平均粗付加価値率，$V_{i,j}(50)$は，1950年における府県i産業jの付加価値率をあらわす．$V(t)$としては，1874，1909，1925年については，1929年の数字を，また1940年については，1935年の数字を利用した．

全国平均価格表示への変換

1914，25，35年の何れかの『工場統計表』において，生産高と数量の両方が報告されている全品目について，県別・品目別の単価を計算し，それぞれの全国平均単価に対する相対価格を計算した．ただし，相対価格が2を越える場合や0.5を下回る場合については，品質の違い等に起因する異常値と考え，除いた．その上で，県別の生産高をウェイトとして県別・産業中分類別の相対価格加重平均を求めた．

昔まで遡れば遡るほど，マッチングできる品目数は減っている．十分な品目数が得られなかった県や産業では，近い年の数字で代用した．ベンチマーク年のうち，1890，1909年は1914年，1940年は1935年の相対価格を使った．

この県別・産業別相対価格比を用いて，地域価格表示の粗付加価値額を全国平均価格表示の粗付加価値額に変換した．調整にあたっては，付加価値率には手を加えず，従って中間財の地域間価格差については，明示的に考慮しなかった．

こうして求めた全国平均価格表示の粗付加価値額の全国集計値(産業中分類別)は，第2節で述べたように，原理的には地域価格表示粗付加価値の全国集計値(産業中分類別)と一致する必要がある．両者が一致しない場合は，全国平均価格表示の粗付加価値額に定数を掛けて調整した．

工業生産分布の推移

他の諸国と同様に，製造業は近代日本の経済発展において成長のエンジンの役割を果たしたと考えられる．国内純生産に占める製造業の純生産の割合は，第二次大戦後の時期を除けば1960年代まで継続して上昇し，1872年の4%，1925年の16%から，1960年には22%に達した(Kuznets(1966))．

Fukao and Saito(2006)によれば，1874年においては，第二次産業や第三次産業における労働者一人当たりの付加価値は，副業を考慮に入れても，第一次産業のそれの2倍程度はあり，その後次第に拡大して，1930年代には2.5倍程度になったという．第三次産業や建設業の生産物・サービスは，「非貿易財・サービス」の性格が強いため，ある地域が高付加価値を生み出す活動に特化することは，難しいと考えられる．これに対して農業や製造業の生産物は，「貿易財」の性格が強いから，例えばある県が農産物は移入し，工業製品を移出することによって，農業のシェアを下げ，製造業のシェアを高めれば，一人当たり県内総生産を高めることができると考えられる．

このような問題意識から，まず県別の人口一人当たり工業生産高(全国平均価格表示の粗付加価値)を各ベンチマーク年について比較してみよう．紙幅の制約のため，図は1874，1909，1935年のみを示す．なお，図5の縦軸の数値は，日本全体の人口一人当たり工業生産高で割って，標準化してある．1874年については，沖縄と北海道のデータはない．これは，これらの地域ではまだ県が設置されていなかったからである．

1874年には，京都，大阪，奈良を中心とする，江戸時代における手工業の中心地が，日本における製造業の中心であった．また，群馬，栃木，埼玉なども，食品加工，繊維業を中心に製造業が盛んであった．最も工業化が進んだ京都の人口一人当たり工業生産は，最も遅れた青森の8.0倍，佐賀の7.5，鹿児島の7.3倍であった．

1890年には，武器や船舶など機械生産の中心地となった大阪が抜きんでたトップの座を占め，他には，食品や化学製品を生産した北海道や，繊維産業が拡大した京都，そして東京の工業生産が活発であった．大阪の人口一人当たり工業生産は，青森の11.7倍，熊本の11.8倍であった．

1909年には，東京が，大阪と並ぶ工業集積地になった．東京の人口一人当たり工業生産は，沖縄および青森の16.3，11.2倍となり，トップとボトムの格差の拡大傾向は更に拡大した．

1925年には，兵庫，神奈川など，大阪と東京の周辺や，愛知などの県で，工業の集積が進んだ．また，北関東，東海，北陸などで，繊維産業を中心に工業化が進んだ．

1935，1940年には，重化学工業が拡大した神奈川，福岡，等の工業化が進んだ．

図 5. 県別の人口一人当たり工業生産高(全国平均価格表示　全国平均 = 1)

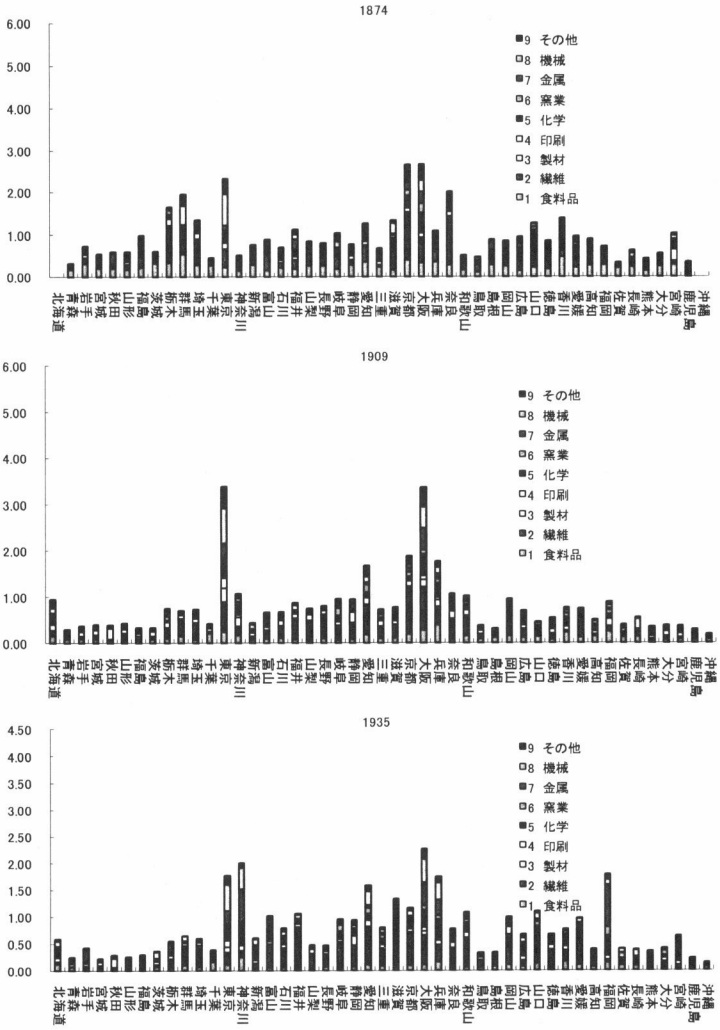


図 6. 県別の人口一人当たり製造業粗付加価値額(地域価格表示)に関する変動係数の推移

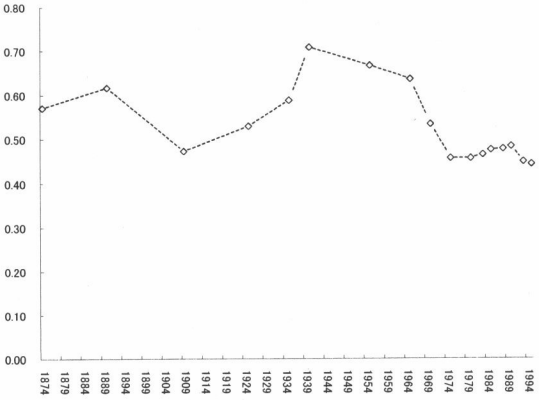


図 6 は，県別の人口一人当たり製造業粗付加価値額(地域価格表示)に関する変動係数の推移を表している．この図によれば，変動係数は明治中期(1890)まで上昇したが，その後 1910 年代まで小さくなる傾向にあった．また，日中戦争を背景として軍事態勢強化と重工業化が進んだ 1940 年には，変動係数は 0.71 まで上昇したが，戦後は 1970 年代初めまで，急速に地域間格差が縮小した．

最後に，Krugman(1991) の地域特化指数(index of regional specialization)を使って，地域特化の状況を見てみよう(図 7 参照)．地域特化係数は

$$S = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{j=1}^{n} \sum_{k=1}^{j-1} SI_{j,k}$$

で定義される．ただし SI_{jk} は

$$SI_{jk} = \sum_{i=1}^{n} \left| \frac{Q_{ij}}{Q_j} - \frac{Q_{ik}}{Q_k} \right|$$

をあらわす．Q_{ij} は県 j における産業 i の(地域価格表示の)粗付加価値額を，Q_j は県 j の全製造業の(地域価格表示の)粗付加価値額をあらわす．もし SI_{jk} がゼロであれば，二つの県 j と k の製造業の産業構成が，まったく同じであることを意味する．また SI_{jk} が 2 の場合には，2 つの県が全く異なる特化をしていることを示す．

図 7 が示す通り，地域特化は，1909 年から 1940 年にかけて進み，戦後は一貫して，産業分布の均等化が起きた．1909 年以降の特化の進展は，Kim (1995)が報告している米国のケースと同様に，鉄道網の発達と関係があるかも知れない．日本の鉄道網は，図 8 に見るように，1910-1930 年の期間に急速に整備された(南(1965)参照)．

鉱業の推計

府県別の生産高は，農商務省鉱山局編(1906 年以降刊行)『本邦鉱業の趨勢』各年版および通商産業大臣官房調査統計部編(1963-64 年)『本邦鉱業の趨勢 50 年史』から得た．ただし，1890 年については，数量のみで品目別の生産額が報告されていないため，篠原(1972)で推計された品目別生産額を利用し，品目別の全国平均価格を算出した．その上で，各府県の生産量にこれを掛けて，全国平均価格表示の地域別名目生産高を算出した[14]．

図 7. 地域特化指数(地域価格表示の粗付加価値に基づく)の推移

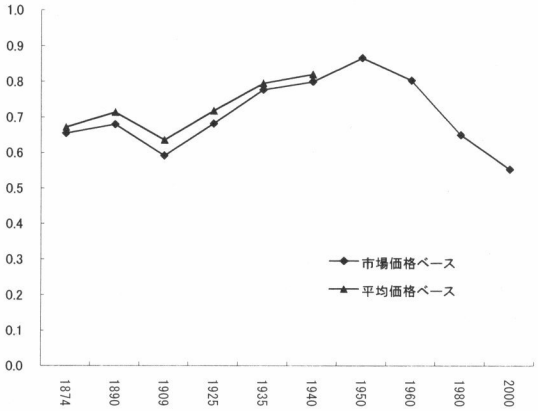
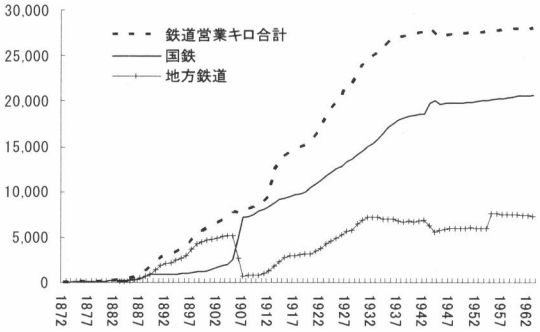


図 8. 日本の鉄道網の整備　(単位：km)



資料)　南(1965).

地域価格と全国平均価格の相対価格については，製造業の場合と同様に，数量と金額の両方が報告されている鉱産物の単価について，生産高をウェイトとして加重平均することで導出した．ただし，1890年の相対価格は1909年の値を利用した(無い品目は1925年や1935年の値で代用)．

以上で得られた各府県の鉱業生産額の合計値が，篠原(1973)で推計された名目生産額と一致するように，各府県の数字を再調整した．

付加価値の計算は，まず，1935年の『本邦鉱業の趨勢』で掲載している全国における金属，石炭，石油とその他の4種類の鉱産物の生産高から原材料，燃料使用額を引いて各鉱産物の粗付加価値額を計算した．その上で，各府県の各種鉱産物の生産高をウェイトにして，府県別の粗付加価値率を算出した．この地域別粗付加価値率を各ベンチマーク年の地域別生産高にかけて，府県別の粗付加価値を計算した．

5. 建設および第三次産業

本節では，建設および第三次産業所得の推計について説明する．第三次産業は，大川他(1974)では，商業サービス業B，運輸・通信・公益(ガス・電気・水道)，公務・自由業・家事使用人等の三つの部門で構成されている．本稿の産業中分類(16分類)では，大川他の商業サービス業Bおよび公務・自由業・家事使用人等を合わせたものを「商業・サービス業」，その他の第三次産業を「運輸・通信・公益」と呼ぶ．

これらの産業については，前節までの産業と異なり，府県別の生産データを得ることが非常に困難である．これは，全国レベルの集計値についてもほぼ同様の状況であり，大川他(1974)において，これらの産業にかんする推計に苦心している所以でもある．本稿では，これらの産業について大川他(1974)と同様に所得面からの推計をおこなった[15]．

まず，推計方法の概略を述べよう．所得面からの推計方法を極めて簡単に表現すると，所得＝有業人口×1人あたり所得という式になる．ここでいう所得は，賃金所得と営業余剰からなる混合所得である．この式にもとづいて算出された所得は，要素費用表示の純付加価値であるので，これに調整項目(間接税－補助金)と固定資本減耗を加えれば，市場価格表示の粗付加価値となる．今回採用した推計方法は，府県別に1人あたり所得額データが得られるか，そうでないかにより，大別して2つのタイプに分かれる．1人あたり所得額が府県別に入手可能な産業では，次節で説明する府県別産業別有業者人口に，各府県別の1人あたり所得額を乗じることで府県別の総所得額を算出することができる．一方，そのデータが得られない産業については，大川他(1974)で推計されている全国総所得をその産業の府県別有業人口比率で各府県に分割した後，他の産業の1人あたり所得格差にかんする情報をもちいて府県別所得を算出した．実際には，府県別の1人あたり所得にかんする情報が得られるのは，商業サービス業B(の法人および納税個人業主)のみであり，他の産業の府県別所得格差については，製造業の格差指数を用いた建設業を除いて，すべて商業サービス業Bの情報に依存している．

前節までに説明した農林水産業と鉱工業では，名目生産額について，地域間の物価差を考慮し，地域価格表示と全国平均価格表示の2種類の系列を算出しているが，今回，サービス産業については地域価格差にかんするデータを得ることができなかったため，地域価格表示の府県別所得のみを求めた．また，マクロ経済全体の地域間格差を分析する際にも，この数値を用いた．つまり，建設業・第三次産業については，生産された財・サービスや中間投入にかんする地域間格差を無視して，粗付加地域間格差を分

析していることになる．

最後に，1890年の推計値について一言を付しておこう．次節で解説するとおり，府県別産業別有業人口の推計は，1906年から1940年までの推計になっており，それ以前には遡ることができない．1890年の産業別有業人口は，同年について全国レベルの産業別有業人口が得られる場合は，1906年の情報にもとづいて府県別に分割し，得られない場合には，1906年の府県総人口に対する該当産業の有業人口比率を求め，それを1890年府県人口に乗じることで1890年の有業人口を算出した．1人あたり所得についても，1890年の情報を得ることが難しいために1897年値を援用するなど，概して1890年の所得推計は間接的な方法に依らざるを得なかった．その分，推計値の信頼性もやや弱いものになっている．

以下，部門別に推計方法を解説することにしよう．

商業サービス業B

商業サービス業Bは，大川他(1974)の定義では，物品販売業，媒介周旋業，金融保険業，賃貸業，接客業，飲食業，娯楽興業等，雑多な業種から構成されている(大川他(1974)，p.130)．本稿での推計は大川他(1974)の推計方法を踏襲しているが，全国計の総所得については攝津による改定値があるので，これをコントロール・トータルとした(攝津2009)．推計方法の概要は以下の通りである．既に述べたとおり，所得は有業人口×1人あたり所得で算出されるので，1890年を除く年次については，次節で説明する産業別有業人口から各府県の商業部門有業人口を得，これを大川他(1974)と同じく，①法人，②個人業主(納税業主)，③個人業主(免税業主)，④家族従業員，⑤雇用者に分割し，副業者を別途推計した．

分割の方法については，大川他(1974)もしくは高松(1975)によるものと，梅村他(1988)によるものとの2種類があるが，後者に記載がない②個人業主(納税業主)と③個人業主(免税業主)の分割法以外については後者によった．上記②と③の合計として表される業主数については，梅村他(1988)で用いられた農商務商農務局第一課『農事調査表』にもとづく1888年業主計数の府県別値に問題があるため，1906年以前については推計を行わなかった[16]．また，1920年以前の業主数推計に用いられる業主有業者比率は，梅村他(1988)で用いられた1920年国勢調査の比率ではなく，産業分類組み替え後の値を用いて算出した(次節参照)．なお，1906年から1913年について残差として算出される雇用者数が，若干のマイナスになるケースが出てくる．この場合は雇用者数がマイナスになる年次の直近の年次の有業者と雇用者の比率を用いて雇用者数を推計し，過大分を家族従業員から差し引いて調整した．1890年については，府県別の有業人口が必要になるが，同年の全国値を梅村他(1988)からとり，それを1906年の府県別有業人口構成比を使って分割した．

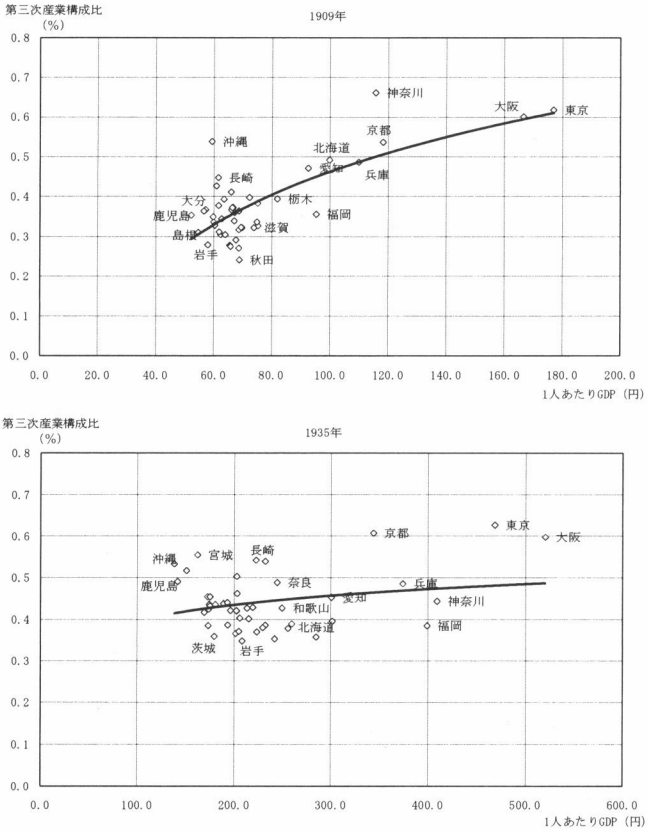
副業者による所得は，所得アプローチによる国民所得推計においては，無視することのできない要素である．もちろん，LTESでも推計にあたって副業者を考慮に入れているが，本稿では，攝津(2009)に基づき，副業者数の推計について独自の方法を用いた[17]．その詳細については同論文中で述べたのでここでは繰り返さないが，推計方法を簡単に説明すると，商業および交通業以外の業種を本業とする有業者のうち，どれだけの割合の人が商業や交通業を副業としているのかを，全有業者に占める農業有業者の比率と，人口密度で説明する回帰式を推計し，その式に実際の値を入れることで，各府県の副業者数を推計するというものである．

次に1人あたり所得は，個人業主(納税業主)の1925年，1935年については，大川他(1974)でベンチマーク年の所得としても用いられた，大蔵省主税局『主税局統計年報書』掲載の営業収益税表(個人)から一営業者あたり純益金をとった[18]．府県別純益金が得られるのは1936年までのため，1940年については1936年の値を用いた．また，営業収益税が課されるようになったのは1927年以後のため，それ以前については同様のデータが得られない．そこで1925年については1927年営業収益税の純益金を，1909年については『主税局統計年報』掲載の営業税表から物品販売業売上金を，1890年については1909年と同じく1897年の物品販売業売上金を使った[19]．

法人所得については，1925年，1935年，1940年は『主税局統計年報書』掲載の会社表から，一社あたりの利益金から損金を差し引いた値を，1890年と1909年は同書掲載の第一種所得税の一社あたり所得金額をとった．第一種所得税は，商業だけでなく他の産業を含めた法人全体に付加された税であるので問題が多いが，他にデータが得られないため用いることにした．

個人業主(免税業主)，雇用者および副業者については，上記の個人業主(納税業主)の府県別所得額から全国値を1とする所得格差指数を作成し，攝津(2009)で再推計された1人あたり所得の全国値を府県別の値に換算した．これは，所得額の高い層の所得格差を，低い層にたいしても適用することになるため，問題があるかもしれない．今後，改善を試みるとすれば，労働者の賃金格差等を考慮するといっ

図 9. 第三次産業粗付加価値比率と 1 人あたり GDP



た方法が考えられる.

このようにしてもとめた有業者数ならびに 1 人あたり所得額を用いて，各年の府県別所得額を算出し，全国計が攝津(2009)の値に一致するよう調整した．なお，他産業からの受取利子および帰属家賃については，府県の商業サービス業 B 所得の全国所得額にたいする割合で分割し，府県に配分した.

公務・自由業・家事使用人等

大川他(1974)では，公務，自由業，家事使用人等はそれぞれ独立して所得が推計されているが，本稿では一括して推計した．これは，有業者数の推計において，公務・自由業が分離できない，家事使用人等の有業者数が，梅村他(1988)と大きく乖離している，という二つの理由による.

有業人口に関連して付け加えるならば，既述の通り，1890 年の府県別有業人口が得られない．このため，1890 年の府県別所得は，1906 年の同産業の府県別有業人口構成比をつかって，攝津(2009)で推計された 1890 年の同部門の全国総所得を府県別に分割して算出した.

また，1 人あたり所得の府県別格差にかんする情報も得られないため，商業サービス業 B の個人業主(納税業主)の 1 人あたり所得から求めた府県別所得格差指数を援用し，全国平均所得で算出された府県別所得値を，所得格差を考慮した値に変換した.

有業者数と 1 人あたり所得の積として求められた府県別所得の全国計は，商業サービス業 B と同様，攝津(2009)の値に一致するよう調整した.

また，本部門と先の商業サービス業 B は，商業・サービス業として一括して計上した．その際，調整項目である純間接税，固定資本減耗(すべて大川他(1974)の値を用いた)は，商業・サービス業純所得の全国値に対する府県値の割合で分割した．これは，上記の三つの要素について，純所得に対する比率が，全府県で等しいと仮定していることを意味している.

運輸・通信・公益および建設

運輸・通信・公益および建設についても，概ね公務・自由業・家事使用人等と同じ方法で推計した．ただし，公益および建設部門の府県別有業者数が得られないため，別途推計した．1925 年については 1920 年および 1930 年国勢調査(産業分類組み替え済，以下同じ)の平均値，1935 年については，1930 年と 1940 年の国勢調査の平均値を用いた．1909 年については，1920 年国勢調査から工業部門に対する両部門の比率を算出し，これを 1909 年の府県別工業有業者数に乗じて両部門の有業者数を求めた．1890 年については府県別の工業有業者数が得られないため，まず，1909 年と同じ方法で 1906 年の公益および建設部門の府県別有業者数を算出し，同年の各府県別人口に占める両部門有業人口の割合を，1890 年の府県別人口に乗じることで 1890 年の両部門の有業人口を算出した．なお，この時，1906 年の両部門の有業人口の全国計は，梅村他(1988)の値と一致するように調整した.

1 人あたり所得については，運輸・通信は公務・自由業・家事使用人等と同一の方法を用いて推計したが，公益および建設は，製造業の府県別有業者 1 人あたり所得によって地域間所得格差指数を算出した.

若干の分析

以下では，本節で得られた推計値を使って，若干の分析を試みたい．図 9 は，1909 年と 1935 年について，縦軸に総県民所得に占める第三次産業(商

業・サービス業と運輸・通信・公益の合計)粗付加価値の割合を，横軸に府県の1人あたりGDPをとったものである．

これらの図から明らかなように，1人あたりGDPの高い府県では，府県別GDPに占める第三次産業の比率が高いという傾向が見られる．これは，経済発展と産業構造の変化にかんするペティ＝クラークの法則と整合的な結果と言えよう．

また，これを時系列でみると，図に描かれた近似曲線の傾きが，時間の経過にともなって明瞭に小さくなっている．ここでは，紙幅の都合上，両年のみの図を掲げているが，他年次の図をならべると，この傾向はよりはっきりしたものになる．第7節で述べるとおり，1人あたりGDPの変動係数でみた府県間格差はこの間縮小傾向にあったので，本図における近似曲線の傾きの縮小は，各府県での第三次産業比率の拡大(すなわち，産業構造の変化)と府県間格差の縮小との間に密接な関係があることを想像させる．この点については，第8節でより詳しく取り上げることにしたい．

6. 人口および産業別有業者数

府県別人口

経済分析をおこなう際には，様々なデータが用いられるが，人口はその中でも最も基本的かつ重要なものの一つである．戦前の日本の府県別所得を推計するという今回の試みには，府県別人口の系列が必要不可欠となるが，実際にこれを得ることはそう簡単なことではない．もちろん，日本において初めて国勢調査が実施された1920年以降については，信頼性の高い府県別人口が公表されており，本稿でもその数値を用いているが，問題なのはそれ以前の期間にかんする府県別人口である．

よく知られているように，1920年に国勢調査が実施されるまでの日本においては，人口は戸籍をベースに把握されていた．「把握されていた」とはいっても，それは国民による届出に依存していたため，届出の遅れや漏れにより，正確な把握は困難な状態にあったと言える．しかし，それでも高瀬(1991)や斎藤(2002)が示唆するように，死者の埋葬に許可書が必要になった1890年前後には，死亡についての届出はある程度正確になされるようになったと考えられる．残された最大の問題は，国内人口移動の把握である．

1920年以前の国内人口移動は，寄留制度によって把握されていた．寄留とは，本籍地以外に90日以上居住することをいい，寄留するものは寄留先に入寄留届を提出し，本籍地に出寄留届を提出することになっており，寄留者は届出によって寄留簿に登録された[20]．また，寄留届には，入寄留届，出寄留届の他に，退去する際に寄留地に提出する退去届，本籍復帰する際に本籍地に提出する復帰届，第3の地に移転する場合本籍地に提出する転寄留届があり，これらの届出に基づいて寄留簿が作成されていた．よって，本籍人口にこの寄留簿に記載された入寄留人口を加え，出寄留人口を差し引けば現住人口が求まることになる．そして，大正9年に国勢調査が実施されるまで，明治5(1872)年の本籍人口に対して寄留人口の加除を繰り返すことで，各年の現住人口が算出されていたのである．

つまり各府県の現住人口は，以下のように算出されていたことになる．

現住人口＝本籍人口＋入寄留人口－出寄留人口

入寄留，出寄留の届出が完全であれば，本籍人口に大きな問題が無い限り，現住人口はある程度正確な値になるはずである．しかし，実際には，入寄留者が出寄留届や退去届を出さずに移動してしまうケースが多発したため，帳簿上の入寄留人口が累積的に増加し，入寄留者が出寄留者よりも多い(本来ならば両者は等しくならなければならない)という事態を招来することになった．つまり，各府県の現住人口は，実際よりも過大になる傾向をもっていたといえる[21]．

さらに問題を複雑にするのが，寄留整理の存在である．寄留整理とは，入寄留と出寄留の不一致を修正するため，実地調査を行うことで実際には存在しない入寄留者の入寄留届を排除し，もしくは出寄留届を出さずに出寄留になっているものを捕捉して現住人口をなるべく現実の値に近いものにしようとするもので，大正期の前半に各地の都市で実施されたことが知られている．寄留整理が実施されると，現住人口が正値に近づくことになるので，その一時点だけを見るだけならば喜ばしいことであるが，時系列的な変化を見る場合には，そこで大きな断絶が生じるため問題となる．

本稿における推計では，このような寄留にかんする二つの問題をどのように克服するかが大きな課題となる．推計方法を簡単に説明しよう．推計は，時間的には1898年から1920年までと，1890年から1897年とに分けて行われる．1920年以降については，総務省統計局が公表している府県別人口データを簡便法で暦年に換算して利用した．地域的には，六大都市を含む府県(東京府，大阪府，京都府，愛知県，神奈川県，兵庫県)とそれ以外の府県とで異った方法を用いた．1898年から1920年までにかんする推計の手順は以下の通りである．

A. 六大都市を含まない県

① 1898年から5年おきに1918年まで得られる内閣統計局編『日本帝国人口静態統計』(1898年のみ，内閣統計局『明治三十一年日本帝国人口統計』)の府県別現住人口データをベンチマークとし，5年率で求めた人口増加率を定率法で各年の増加率とし，5ヶ年移動幾何平均をとる．

②寄留整理等によって人口系列に断絶が生じる場合は，府県統計書記載の各年の現住人口を用いて，断絶前と断絶後の人口増加率を接続する．

③ 1918年の各府県の人口を，1920年から1925年までの人口増加率を年率に直したものを用いて逆算し，この人口を基礎に上記で求めた人口増加率を用いて1898年までの人口を遡及推計する．

④こうして求めた各府県人口を各年について合計したものと，梅村他(1988)に掲載されている各年の全国人口とを比較し，1918年以前について，その残差を各府県人口が全国人口に占めるシェアに応じて分配する(ただし，下記の六大都市を含む府県は除く)[22]．最後に，5ヶ年移動平均をとって平滑化する．

B. 六大都市を含む府県

基本的な推計方法は，六大都市を含まない県と同様であるが，『日本帝国人口静態統計』の現住人口について，六大都市の人口を伊藤(1983)による推計都市人口と入れ替えている点が大きく異なっている．また，上記④の全国人口残差の分配において，これら6府県を除外している(推計された全国人口ならびに梅村他(1988)記載の全国人口から，6府県の人口を差し引いてある)

つまり，本推計の基本方針は，同一の基準で作成された現住人口の実数ではなく，その(移動人口分を含んだ)「増加率」をある程度信頼しうると見なし，国勢調査による府県別人口が最初に得られる1920年を基準に，それ以前の人口をその増加率を用いて逆算する，というものである．

次に，1898年以前の府県別人口について説明しよう．1898年以前と以後では，人口史料が異なり，出入寄留の取り扱いも異なるため，本来は直接接続することができない[23]．今回は他に適当な方法が見あたらないため，内務省警保局戸籍課『日本帝国民籍戸口表』ベースの現住人口増加率を用いて1898年から逆算して1890年の府県別人口を求めた[24]．なお，1898年以後と同様，増加率の系列は移動幾何平均を取り，府県人口の総計として求めた全国人口は，梅村他(1988)の値に一致するよう調整した．ただし，調整後にもう一度移動平均をとっているため，両者の数値の間に若干の齟齬が見られる．

府県別産業別有業人口

府県別の産業別有業人口は，梅村他(1988)の方法論を，府県にそのまま適用したものである．ただし，梅村他(1988)のような年齢別人口の推計を府県レベルでおこなうことはほぼ不可能なため，この情報に基づいた無業者数の推計は，府県レベルでは実行できない．そこで本稿では，無業者数についても，内閣統計局編『日本帝国死因統計』の産業別死亡表を用いて推計することにした．そのため，ここで推計された府県別値を産業ごとに足し上げて全国値を作ると，その値は梅村他(1988)と若干異なっている[25]．

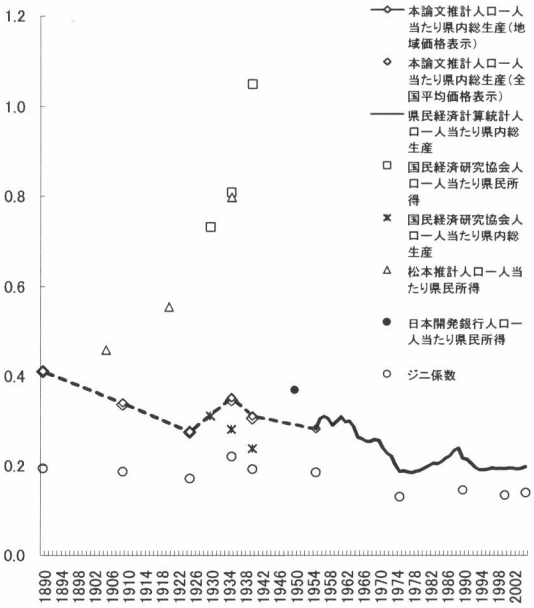
推計方法については梅村他(1988)に記載されているので，詳細な解説はそちらに譲るとして，ここでは簡単な説明と，梅村他(1988)と本推計とで異なる点のみを述べておくことにしよう．

梅村又次による推計のエッセンスは，1920年，1930年，1940年の国勢調査における産業別有業人口をベンチマークに，1906年から1936年までデータが得られる『日本帝国死因統計』の産業別死亡者数を使ってその前後を内挿もしくは外挿するというものである．つまり，この推計には，産業間の死亡率は異ならないという非常に強い仮定が前提になっている．また，この有業人口は本業ベースであり，副業者は含まれていない．

同様の方法を用いて，府県別の有業者人口を推計するわけであるが，全国の集計値が得られても，府県別の値が得られないケースがある．例えば，ベンチマークとなる国勢調査については，梅村他(1988)では，各年時の産業分類が一致するよう小分類レベルの分類の組み替えをおこなっている．1920年および1930年の国勢調査については，府県別の小分類レベルの有業人口データが得られるが，1940年については，中分類までしか公表されていない．本稿では，一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報センターにマイクロフィルムとして所蔵されている『昭和十五年国勢調査統計原表』を用いて小分類レベルの調整をおこなった[26]．

また，推計の基礎資料である『日本帝国死因統計』には，産業別の死亡者数について府県別の値が与えられているが，その産業分類は，全国値ほど細かい分類になっていない．そのため本推計では，1農林業，2水産業，3鉱業，4工業・建設業・公益，5商業，6運輸通信業，7公務・自由業，8その他の有業者の8つの産業に無業を加えた9分類について推計をおこなった[27]．なお，粗付加価値額を推計する際に用いた16産業分類と，上記8産業分類との間には，若干の齟齬があるので注意が必要である．具体的には，製塩業は，16産業分類では製造業に，

図 10. 一人当たり県内総生産(および県民所得)の変動係数とジニ係数：1890-2005 年



注)　ジニ係数は，本論文推計人口一人当たり県内総生産(地域価格表示)と県民経済計算統計一人当たり県内総生産データを用い，累積人口に基づいて計算した．

8 産業分類では水産業に含まれている．公益部門についても，16 産業分類では運輸通信業と合算されているが，8 産業分類では，工業・建設業に含まれている．なお，8 節で産業別生産性を算出する際には，これらの齟齬を調整しないまま用いている．また，16 産業分類における商業サービス業の有業者は，8 産業分類の商業，公務・自由業，その他の有業者の合計に対応している．

7. 地域間格差はどのように推移したのか

本節では推計された県内総生産に基づき，地域間格差がどのように推移したかを概観する．

図 10 と図 11 はそれぞれ，我々が推計した地域価格表示と全国平均価格表示の人口一人当たり県内総生産(ただし第三次産業・建設業は地域価格表示)を使って，変動係数(標準偏差／平均値)の推移を示したグラフと，1890 年と 1935 年における県民一人当たり総生産と産業構成(地域価格表示，総生産の全国平均＝1)を示したグラフである．1955 年以降は，内閣府経済社会総合研究所(旧経済企画庁)の『県民経済計算：長期遡及系列』および『県民経済計算』の統計を使った．この戦後に関する県民経済計算は，我々の用語で言う，地域価格表示のみの統計であることに注意されたい．県民経済計算統計は，1955-69 年は旧 SNA(国民所得統計)に基づく系列，1970-89 年は 1968 SNA に基づく系列(ただし 1974 年までは概念調整された値)，1990-2005 年は 1993 SNA に基づく系列である．1965 年以降は年度の値．それ以前は暦年の値である[28]．

我々はまた，戦前は，我々が推計した地域価格表示の人口一人当たり県内総生産，戦後は県民経済計算統計の人口一人当たり県内総生産データに基づき，各県内の一人当たり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(一人当たり総生産に関する)ジニ係数を計算し，図 10 に追加した．

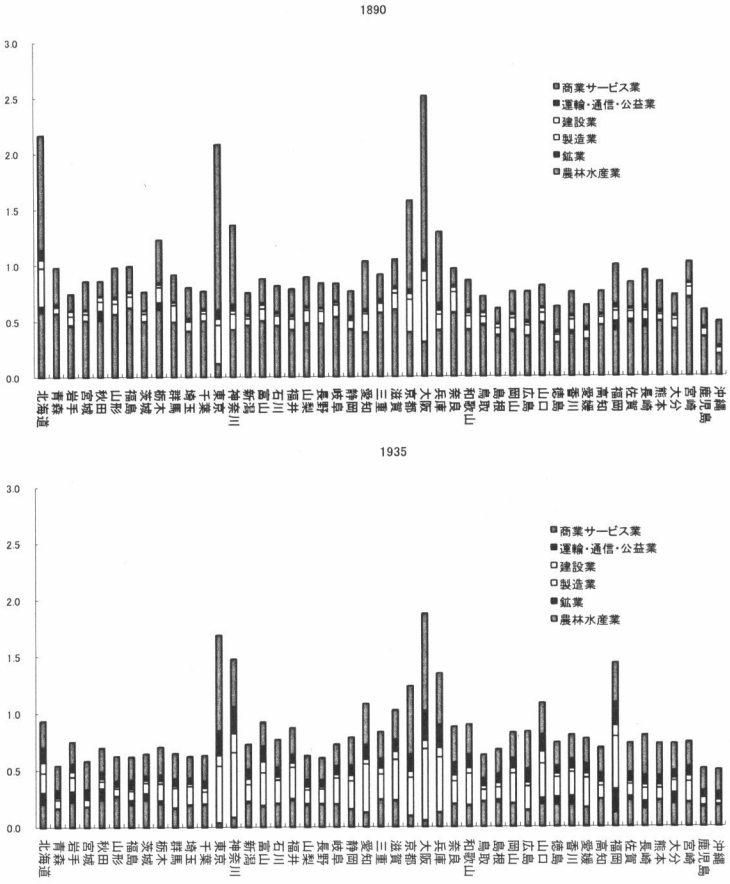
図 10 には更に，①1905，1920，1935 年に関する松本(2004)による県民所得の推計(1934-36 年平均価格)，②1930-35-40 年に関する国民経済研究協会による県民所得の推計(経済企画庁長官官房地域問題研究調査室(1964)と東洋経済新報社(1991)に転載された)に基づく一人当たり県民所得，ならびに③同協会による県内総生産の推計に基づく 1 人あたり県内総生産の 3 つの系列から算出した変動係数も図示した．また，1950 年について，経済企画庁による旧 SNA(国民所得統計)ベースの推計(一人当たり名目県民所得)に基づき，データが欠落している県について補完した，日本開発銀行内地域経済研究会(1969)の推計値から算出した変動係数も図示した．なお，我々の推計以外は，地域価格に基づく値である．

国民経済研究協会による推計は，『昭和 30 年度東北地方総合開発調査』の一環として行われたものであり，1930-35-40 年に加えて，1948 年から 1952 年の各年についても生産，分配，支出の三面から県別所得を推計している．しかし，その推計方法は，現在のところ戦後の推計値についてのみ把握可能であり，戦前については詳細は不明である[29]．

戦後に関する推計方法や，他の同年代の国民所得推計から推測すると，国民経済研究協会の戦前に関する推計値は以下のような性質を持つと考えられる．同推計は，県別所得を生産所得，分配所得，支出所得の三面から推計しているが，その基本的なアイディアは，それぞれの面から推計された国民所得を府県に分割するというものである．分割の基礎となる国民所得は，おそらくは，経済審議庁調査部国民所得課編(1954)の数値もしくはその改定値を用いていると推測される[30]．

この推計が持つ大きな問題点は，生産，分配，支出の各所得が，三面等価の原理によれば本来一致するはずなのに，この 3 者を対照し，乖離をチェックする試みが行われていない点にある．例えば，東京府の 1 人あたり所得を見ると，どの年次においても生産面の所得は分配面の所得の半分程度しかなく，両者の間には非常に大きな乖離が生じている．

図 11. 県民一人当たり総生産と産業構成(地域価格表示，総生産の全国平均 = 1)



国民経済研究協会の戦前に関する推計値のうち，生産面の推計は，本稿と同様に，第一次産業と製造業は生産物から，建設業と第三次産業は主に人的接近法(一人当たり付加価値の推計値に有業者数を掛けることによって推計する)から，それぞれ推計した市場価格表示の県内総生産が，推計の基礎と考えられる．一方，分配面の推計は，個人や法人の税務統計から推計した県民所得(県内総生産のように何処で生産されたかに基づく属地主義の推計でなく，居住者の所得か否かに基づく属人主義の推計，また要素費用表示，資本減耗を除く純概念)が推計の基礎と考えられる[31]．最後に，支出面の推計は，県内総支出でなく，海外や他地域への財・サービスの純輸出・移出を含まない，県内総需要(国際経済学の用語で言う県内アブソープション)が推計の基礎と考えられる．

県内総生産と県民所得を比較するには，日本全体の間接税マイナス補助金や資本減耗の推計値を全国に配分するだけでなく，属地主義と属人主義の違いを調整するために，各県の所得収支(県外からの要素所得の純受取)を推計する必要がある．同様に，県内総需要を生産統計と比較するには，財・サービスの純輸出・移出を推計する必要がある．しかし，国民経済研究協会は，県別所得収支および純輸出・移出の推計という，三面の比較のためには決定的に重要な，しかし極めて難しい推計を行っていない．

以上のように，別々に行われ，相互の整合性チェックがされていない，国民経済研究協会の生産，所得，支出，3 面の推計結果のうち，どれが最も信頼できるだろうか．我々は生産面からの推計であると考えている．戦後についての推計方法をみると，支出面では，府県別の消費性向を推計するなど，極めて大胆な推計が行われている．また，純輸出・移出を含まないため，通常の県内総支出とは全く異なった概念である．税務統計，特に法人税を含む所得税統計に基づく所得面の推計は，様々な問題をはらんでいる．例えば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，事業所レベルで捉えるべきである．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，このような税務統計を用いることの問題に起因しているように思われる．

国民経済研究協会の推計結果は，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)に引用された．ただし，東洋経済新報社(1991)は，なぜか一人当たり県民所得の推計のみを収録し，その後の研究(例えば Barro and Sala-i-Martin(1992)，松本(2004)，経済産業省(2007))も，専ら国民経済研究協会による一人当たり県民所得の推計に基づいて，分析を行っている．

図 10 に示される一人当たり県内総生産に関する変動係数(我々や国民経済研究協会(1956)の推計に基づく)と一人当たり県民所得に関する変動係数(松本(2004)や国民経済研究協会(1956)の推計に基づく)の間の大きな乖離は，以上説明したような推計

方法の違いだけでなく，概念上の違いにも起因していると考えられる．

先に説明したように，市場価格で県内での生産活動を測定する県内総生産と異なり，要素費用表示で県民の所得を測定する県民所得の場合は，間接税マイナス補助金を含まず，また他県や海外からの投資収益などの所得の受け取り(国際収支統計における所得収支の黒字に相当する)を含む．東京や大阪など一人当たり県内総生産が高い府県には資産家が多く住み，他県から地代や証券投資収益を多額に受け取っている場合には，県内総生産で見るよりも，県民所得で見た方が地域間格差は大きくなる．一方，貧しい県の居住者が出稼ぎで雇用者報酬を受け取れば，県民所得の格差は小さくなる．

国民経済研究協会の生産推計と所得推計の乖離が含意しているような巨額の要素所得受払が府県間で実際に起こっていたのかについては，なお検討の余地があろう．県民所得と県内総生産が共に利用できる戦後の統計で見ると，例えば2005年の県民経済計算の場合，県民所得の変動係数は0.17と，県内総生産の変動係数0.20よりむしろ小さい．県民所得と県内総生産の違いの問題は，今後の課題としたい．

国民経済研究協会による生産面からの県別推計値(県内純生産)は，我々の推計と概ね比較可能であると見なせる．実際に比較してみると，国民経済研究協会の推計値に基づく変動係数は我々の推計値に基づく変動係数よりも総じて小さく，それぞれの年次の最も豊かな県と貧しい県の1人あたり所得の比率を見ても，1935年は最も豊かな大阪と最も貧しい鹿児島で2.7倍の格差，1940年は同様に神奈川と鹿児島で2.4倍の格差となっており，1935年は大阪と沖縄で3.8倍，1940年は大阪と鹿児島で3.2倍の格差となる我々の推計結果よりも小さい[32]．また，変動係数の推移については，1930年から1940年にかけて一貫して低下しているのにたいして，我々の推計は1925年から35年にかけて上昇した後，40年に低下するという経過をたどるという点で異なっている．ただし，1935年と1940年について両者(沖縄は除く)の相関係数をとると，それぞれ0.96，0.94と高い値になっており，両者は比較的近い推計値になっているように思われる．

なお，国民経済研究協会の推計値には，コントロール・トータルとして用いられた国民所得推計に関連して，大きく二つの問題がある．先述の通り，国民所得は経済審議庁国民所得課(1954)の値を用いていると考えられるが，この推計値については大川他(1974)による批判がある．同書によると，経済審議庁による産業別所得推計は，製造業，建設業にかんする推計値が過小になっているという．また，同書中には言及されていないが，1940年の農業生産額が過大になっていることも，同書に掲載されている表から読み取ることができる(大川他(1974)p. 156)[33]．

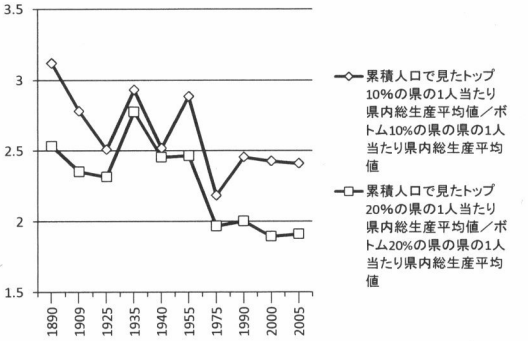
このことに関連したもう一つの問題は，国民経済研究協会の推計値を，大まかに第一次産業，第二次産業，第三次産業に分けて見ると，1930年から1940年にかけての府県間格差縮小にたいして，地方県における第一次産業所得の増加が大きく貢献しているように見えるという点である．全国値でみた場合，全産業計の人口1人あたり所得にしめる第一次産業所得の比率は，我々の推計では1935年に16.4%，1940年に17.5%であるが，国民経済研究協会の推計値では，19.8%，24.1%となっている[34]．格差縮小の要因についてはより詳細な検討が必要であるが，国民経済研究協会の推計値は，同期間の農業生産の拡大を過大に見積もっており，そのことが大幅な変動係数低下の原因の一つになっていると推測される．

次に，松本(2004)による推計値を検討してみよう．松本の推計のうち1905年については，『府県統計書』の各県の全生産物の生産額をデータベース化した結果に基づいているとされており(松本2004序章参照)，建設業や第三次産業に関する推計方法の詳細は不明であるが，我々より一部緻密であるものの，我々と比較的似たアプローチで推定が行われたと推測できる．例えば，1905年に関して松本の推計した一人当たり県民所得と，1909年に関して我々の推計した地域価格表示一人当たり県内総生産は，相関係数0.94と高い相関を持っており，図10のとおり，変動係数もそれほど違わない．

一方1935年に関する松本推計については，府県別の付加価値率を経済企画庁長官官房地域問題研究調査室(1964)から得ているため，沖縄を除いた松本の推計値と国民経済計算協会の推計値の相関係数は0.99994と1に近い値である[35]．また，両者の比率は最大値が1.09，最小値が1.04であり両者は似かよった推計であるといえる．1935年に変動係数が非常に高かったという松本の結果は，国民経済研究協会の結果と独立な推計によって得られた結果とは言い難い．

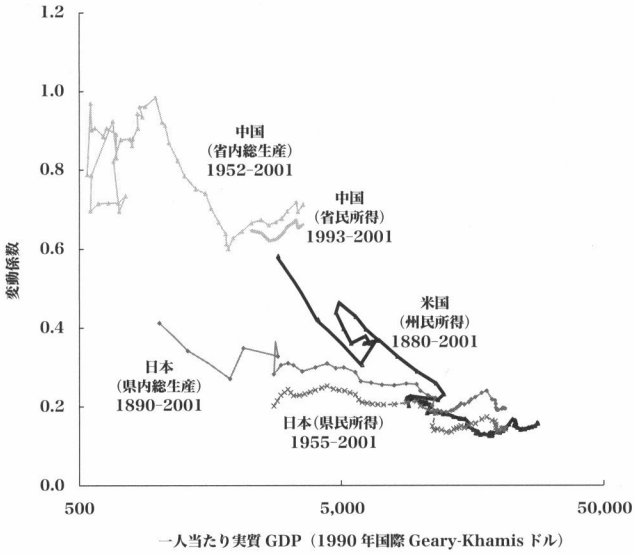
図10が示すように，我々の推計結果によれば，地域価格表示での日本の地域間格差は，長期的には一貫して減少傾向にあったことが分かる．変動係数が最も高かったのは，1890年の0.41であり，その時最も豊かだった大阪の一人当たり県内総生産は，最も貧しかった沖縄の5.1倍，北日本で最も貧しかった岩手の3.4倍に達していた(図11)．これが，

図 12. 累積人口で見たトップ 10%（20%）の県とボトム 10%（20%）の県の間の 1 人当たり県内総生産比率の推移：1890-2005



注） 1955 年は沖縄を含まない．

図 13. 日本，中国，米国における経済発展と地域間所得格差



出所） 中国のうち，1993 年より前は中国国家統計局国民経済総合統計司編(1999)，1993 年以降は中国国家統計局国民経済核算司編(2007)．米国のうち 1929 年より前は，Hope and Thomas (1964)，1929 年以降は，U. S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis のウエッブページ http://www.bea.gov/regional/index.htm から得た．国全体の人口一人当たり実質 GDP（1990 年国際 Geary-Khamis ドル）は Maddidon (2003)から得た．

注） 中国の「省民所得」は「省内総生産」から純生産税および資本減耗を除いて計算した．

1925 年には，変動係数で 0.28 まで均等化した．これは，1964-65 年の水準とほぼ等しい．最も豊かだった大阪の一人当たり県内総生産は最も貧しかった沖縄の 3.8 倍，北日本で最も貧しかった青森の 2.7 倍にまで格差は縮小した．

この結果は，戦前期には 1905 年以降一貫して変動係数が上昇したとする松本(2004)の推計と大きく異なる．我々の推計においても，農産物の相対価格が下落し，重化学工業が発展した 1925-35 年の時期には，地域間格差が拡大した[36]．Barro and Sala-i-Martin (1992)は米国について，州別の一人当たり個人所得(personal income)の対数値標準偏差の推移を使って，1880-1988 年における地域間所得格差の推移を分析している．彼らは，地域間格差が長期的に下落したこと，ただし，大恐慌時には，格差の拡大がみられたこと(図 13 参照)，格差拡大は，この時期の農産物相対価格の下落が，もともと貧しかった農村県の交易条件を悪化させたことに起因すると考えられること，を指摘している．日本でも，農産物価格の下落が，一時的な格差拡大をもたらした可能性がある．なお，変動係数は，1940 年でも 0.31 であり，1.07 に達したとする国民経済研究協会(1956)の推計とは大きな格差がある．

図 10 が示すように，地域間の物価の格差を考慮した全国平均価格表示での変動係数は，地域価格表示の変動係数とほとんど違わない．これは我々が全国平均価格表示の粗付加価値が計算できたのが，農業，鉱業，製造業に限られているためかも知れない．

ジニ係数についても，1890 年の 0.19 から 2005 年の 0.14 へと下落しており，長期的には格差は縮小傾向にあったという我々の結果が，確認できた．ただし，変動係数の場合と異なり，1935 年における地域間格差はかなり大きく，推計年のうち 1935 年においてジニ係数が最も高い(0.22)，という結果になった．

以上の分析では，一人当たり県内総生産の変動係数，各県内において一人当たり総生産がすべての人について同一であると仮定して算出したジニ係数，および一人当たり県内総生産が最も高い県と低い県の(一人当たり県内総生産の)比率を使って，地域間格差の動向を見てきた．他の指標を使っても，地域間格差について同様な変動が観察されるだろうか．これを確認するため，図 12 では累積人口で見たトップ 10%(20%)の県の 1 人当たり県内総生産平均値のボトム 10%（20%）の県の 1 人当たり県内総生産平均値に対する比率の推移を調べてみた．この指標で見ても，長期的には格差が縮小傾向にあり，また 1925 年から 1935 年にかけて一時的に格差が拡大したことが分かる．なお，図 12 では，戦後の統計との比較を重視して，地域価格表示の推計値を使ったが，戦前期について，全国平均価格表示を用いても，主な結果は変わらない．

以上見てきたように，日本では長期的には地域間の経済格差が縮小する傾向にあり，また農産物の相対価格が下落し，重化学工業化が進んだ 1925-1935 年に一時的に格差が拡大する傾向が見られた．では，これは日本に特有の現象だろうか．それとも他の国でも同様の現象が起きたのだろうか．このことを確認するため，日本の経済発展と変動係数で測った地域間格差の関係を，米国，中国の経験と比較してみよう．

図 13 では，横軸を Maddidon(2003) の推計に基づく国全体の人口一人当たり実質 GDP(1990 年国際 Geary-Khamis ドル)，縦軸を一人当たり域内総生産(または所得)の変動係数として，我々の結果および内閣府の県民所得に関する結果を，中国の 1952-2001 年における省内総生産と 1993-2001 年における省民所得に関する変動係数および，米国の 1880-2001 年における州民所得(personal income)に関する変動係数の推移と比較している．

各国の経験を比較する際には，変動係数やそれを規定している地域間経済格差が，地域区分の方法や国土の大きさに依存している点に注意が必要だが，図 13 からは幾つかの興味深い事実が指摘できる．

まず指摘できるのは，日本における経済発展と地域間格差の関係が，米国のそれと比較的似ている点であろう．米国の方が豊かになるまで大きな地域間経済格差が残っていたという違いはあるものの，どちらの国でも，変動係数で測った地域間格差は，長期的には縮小する傾向が見られた．また，どちらの国でも 1920 年代末から 1930 年代にかけての大恐慌時に，地域間格差が拡大した．さらにどちらの国でもサービス経済化が進んだ 1970 年代後半以降，地域間格差の拡大がしばらく続いた(日本(県内総生産および県民所得)と米国(personal income)において変動係数が最低値を記録したのは，ともに 1978 年であった)．

中国でも，1967 年から 1978 年の文化大革命期において，一人当たり省内総生産の変動係数が 0.69 から 0.98 に急上昇するという変則的な時期があったが，長期的には概ね格差は縮小傾向にあったと言えよう．ただし，戦後の(一人当たり県内総生産に関する)変動係数が最小値 0.60 を記録した 1990 年以降，地域間格差は拡大する傾向が見られた．

図 13 からは，中国の場合，変動係数で見た地域間格差が，米国や日本が過去に経験した格差より，格段に大きいことが分かる．このような中国における大きな地域間格差の源泉としては，農村人口の都市への移動が長く規制されてきたこと，最近この規制は緩和されたが，子弟の教育を中心に，農村人口の都市への移動を妨げる要因が残存していること，が指摘できよう．

8. 産業構造，労働生産性と地域間所得格差

戦前期の格差は何に起因し，また格差の変動は何によってもたらされたのだろうか．この問題について，産業構造と労働生産性格差の視点から，分析してみよう．

今，最も豊かな県のグループ(累積人口でトップ 20%(または 10%)の県とする)の平均値を添え文字 T，日本全体の平均値を添え文字 J で表わすと，最も豊かな県のグループの一人当たり県内総生産 y_T の日本全体の一人当たり県内総生産平均値 y_J に対する比率の対数値は，以下の様に分解できる．

$$
\begin{aligned}
\ln\left(\frac{y_T}{y_J}\right) &= \ln\left(\frac{L_T}{N_T}\right)-\ln\left(\frac{L_J}{N_J}\right)+\ln\left(\frac{\sum_{n=1}^{N}\theta_{n,T}\alpha_{n,T}}{\sum_{n=1}^{N}\theta_{n,J}\alpha_{n,J}}\right)\\
&= \ln\left(\frac{L_T}{N_T}\right)-\ln\left(\frac{L_J}{N_J}\right)\\
&\quad +\ln\left(1+\frac{\sum_{n=1}^{N}\frac{1}{2}(\alpha_{n,T}+\alpha_{n,J})(\theta_{n,T}-\theta_{n,J})}{\sum_{n=1}^{N}\theta_{n,J}\alpha_{n,J}}\right.\\
&\qquad \left.+\frac{\sum_{n=1}^{N}\frac{1}{2}(\theta_{n,J}+\theta_{n,T})(\alpha_{n,T}-\alpha_{n,J})}{\sum_{n=1}^{N}\theta_{n,J}\alpha_{n,J}}\right)\\
&= \ln\left(\frac{L_T}{N_T}\right)-\ln\left(\frac{L_J}{N_J}\right)\\
&\quad +\ln\left(1+\frac{\sum_{n=1}^{N}\frac{1}{2}(\alpha_{n,T}+\alpha_{n,J})(\theta_{n,T}-\theta_{n,J})}{\sum_{n=1}^{N}\theta_{n,J}\alpha_{n,J}}\right)\\
&\quad +\ln\left(1+\frac{\sum_{n=1}^{N}\frac{1}{2}(\theta_{n,J}+\theta_{n,T})(\alpha_{n,T}-\alpha_{n,J})}{\sum_{n=1}^{N}\theta_{n,J}\alpha_{n,J}}\right)\\
&\quad +\varepsilon_{T,J}
\end{aligned}
$$

上式のうち，N_T と L_T は，県グループ T の人口と有業者数，$\theta_{n,T}$ は県グループ T の全有業者のうち産業 n で働く有業者のシェア，$\alpha_{n,T}$ は県グループ T における産業 n の労働生産性(全国平均価格表示の粗付加価値を有業者数で割った値)である．添え文字 J を付けた各変数は，日本全体の平均値をあらわす．$\varepsilon_{T,J}$ は，近似に伴う残差項である．

最も貧しい県のグループ(累積人口でボトム 20%(または 10%)の県とする)の平均値を添え文字 B，とすると y_B/y_J の対数値も，上式と同様に分解でき

る．

従って我々は，1人当たり県内総生産平均値の豊かな県と貧しい県の比率 y_T/y_B の対数値を，以下の様に分解できる．

①有業者・人口比率の格差

$$\ln\left(\frac{L_T}{N_T}\right)-\ln\left(\frac{L_B}{N_B}\right)$$

②産業構造の違いに起因する労働生産性格差

$$\ln\left(1+\frac{\sum_{n=1}^{N}\frac{1}{2}(\alpha_{n,T}+\alpha_{n,J})(\theta_{n,T}-\theta_{n,J})}{\sum_{n=1}^{N}\theta_{n,J}\alpha_{n,J}}\right)$$

$$-\ln\left(1+\frac{\sum_{n=1}^{N}\frac{1}{2}(\alpha_{n,B}+\alpha_{n,J})(\theta_{n,B}-\theta_{n,J})}{\sum_{n=1}^{N}\theta_{n,J}\alpha_{n,J}}\right)$$

③同一産業内の生産性の違いに起因する労働生産性格差

$$\ln\left(1+\frac{\sum_{n=1}^{N}\frac{1}{2}(\theta_{n,J}+\theta_{n,T})(\alpha_{n,T}-\alpha_{n,J})}{\sum_{n=1}^{N}\theta_{n,J}\alpha_{n,J}}\right)$$

$$-\ln\left(1+\frac{\sum_{n=1}^{N}\frac{1}{2}(\theta_{n,J}+\theta_{n,B})(\alpha_{n,B}-\alpha_{n,J})}{\sum_{n=1}^{N}\theta_{n,J}\alpha_{n,J}}\right)$$

④残差項

$$\varepsilon_{T,J}-\varepsilon_{B,J}$$

業種別有業者数は，1909年以降についてのみ推計できたので，地域間格差の要因分解を，1909，1925，1935，1940年について行った．産業は，農林水産業，鉱工業・建設業，商業・サービス業，運輸・通信の4グループに区分した．

表4は，要因分解の基礎となった産業別・地域別(トップ20%とボトム20%の場合)の労働生産性と人口に占める有業者の割合のデータである．

まず日本全体について，労働生産性を産業間で比較すると，農林水産業と鉱工業・建設業，運輸・通信業の間の労働生産性格差が拡大傾向にあったのに対し，農林水産業と商業・サービス業の間の労働生産性格差は大幅に縮小した．これは，鉱工業や運輸・通信業で，おそらくは資本蓄積や技術改良により労働生産性が上昇したのに対し，商業・サービス業で労働生産性が停滞したことを反映している．

次に各産業内で，豊かな地域と貧しい地域の間の労働生産性格差を比較すると，どの産業においても，2倍弱程度の格差があることが分かる．格差の時間変化を見ると，農林水産業では格差が拡大しているが，それ以外の産業では，概ね格差が縮小している．例えば，鉱工業・建設業の地域間格差は1909年の2.2倍(=2.00/0.90)から1940年には1.5倍(=1.76/1.19)まで縮小した．

人口に占める有業者の割合を，地域間で比較すると，貧しい地域の方が豊かな地域より有業者の割合が高い傾向がある．これは，ダグラス・有沢の第一法則(Douglas(1934)・有沢(1956))として知られるように，世帯主の所得水準が低いほど，妻やその他の家族の就業率は高くなることや，特に経済発展の初期において，農業の有業者がしばしば手工業や商業・サービス業等の副業を営むことを反映していると考えられる(攝津(2009)参照)．表4によれば，このような有業者の割合の地域間格差は，次第に縮小する傾向にあった．

表5は，戦前期について，我々の推計に基づき(全国平均価格ベースの値を使った)，1人当たり県内総生産平均値の豊かな県と貧しい県の比率 y_T/y_B の対数値を，上記の①から④の要因に分解した結果である．

貧しい地域ほど高い傾向がある有業者比率の地域間格差は，どの期間についても，地域間の所得格差を縮小させる効果を持っていた．一方，産業構造の地域間格差と，同一産業内の労働生産性格差は，ともに格差を生み出す主要な源泉であった．例えば，1925年について，トップ20%とボトム20%の地域を比較すると，一人当たり県内総生産の格差(全国平均価格表示)は，2.7倍(=exp(0.975))だったが，格差のうち64%は同一産業内の労働生産性格差に，54%は産業構造の違いに起因し，有業者比率の違いは格差を14%削減する効果を持っていた．

次に，3つの要因の時間を通じた変化を見ると，産業構造の地域間格差が所得格差を生み出す要因は，時間を通じて概ね横ばいであった．また，時間を通じて縮小した有業者比率の地域間格差は，所得格差を次第に拡大する効果を持った．

地域間の所得格差縮小に最も寄与したのは，同一産業内の労働生産性格差の縮小であった．例えば，トップ20%とボトム20%の地域を比較すると，同一産業内の労働生産性格差は，1909年には1.9倍(=exp(0.624))の格差を生み出していたが，1940年には1.6倍(=exp(0.461))に縮小した．労働生産性の上昇は，主に労働の資本装備率や人的資本の蓄積，生産の効率や技術水準に依存する全要素生産性の上昇などに起因すると考えられる．

残念ながら今回府県別・産業別の資本投入や教育水準を推計できなかったため，厳密な分析はできないが，貧しい地域における資本装備率の上昇や技術のキャッチアップが，地域間格差の縮小や拡大抑止

表 4. 人口に占める有業者の割合および労働生産性(粗付加価値／有業者数)の地域間・業種間格差(全国農業の労働生産性を1とした場合の生産性の絶対水準)

	1909			1925			1935			1940		
	人口累積トップ20%平均	人口累積ボトム20%平均	日本全体の平均	人口累積トップ20%平均	人口累積ボトム20%平均	日本全体の平均	人口累積トップ20%平均	人口累積ボトム20%平均	日本全体の平均	人口累積トップ20%平均	人口累積ボトム20%平均	日本全体の平均
人口に占める有業者の割合(%)	43.22	48.92	47.60	42.74	47.52	45.37	43.69	47.86	45.48	44.13	47.49	45.94
労働生産性												
農林水産業	1.25	0.87	1.00	1.29	0.84	1.00	1.44	0.84	1.00	1.95	0.86	1.00
鉱工業(建設業を含む)	2.00	0.90	1.37	1.59	0.74	1.22	2.09	0.87	1.60	1.76	1.19	1.64
商業・サービス業	2.82	1.47	1.99	1.89	1.23	1.49	1.62	1.03	1.30	1.43	0.88	1.12
運輸・通信	3.33	1.61	2.29	3.82	2.33	2.98	4.35	2.53	3.44	3.24	1.97	2.62

注) 製塩業は，有業者人口では農林水産業，粗付加価値では製造業に分類されている．また公益部門についても，有業者人口では工業・建設業，粗付加価値では運輸・通信業に分類されている．

表 5. 地域間格差の要因分解(括弧内は各要因の一人当たり県内総生産格差への寄与度，%)

	1909	1925	1935	1940
	累積人口で見たトップ10%の県とボトム10%の県を比較した場合			
1人当たり県内総生産平均値の格差(対数値)	1.032 (100)	0.975 (100)	1.103 (100)	0.999 (100)
①うち就業者・人口比率の違いの寄与	−0.165 (−15.96)	−0.119 (−12.16)	−0.108 (−9.78)	−0.071 (−7.14)
②産業構造の違いによる労働生産性格差の寄与	0.596 (57.73)	0.526 (53.92)	0.570 (51.71)	0.563 (56.36)
③同一産業内の労働生産性格差の寄与	0.722 (69.99)	0.624 (63.98)	0.653 (59.24)	0.495 (49.58)
④残差	−0.121 (−11.74)	−0.056 (−5.74)	−0.013 (−1.17)	0.012 (1.196)
	累積人口で見たトップ20%の県とボトム20%の県を比較した場合			
1人当たり県内総生産平均値の格差(対数値)	0.838 (100)	0.805 (100)	1.013 (100)	0.886 (100)
①うち就業者・人口比率の違いの寄与	−0.143 (−17.11)	−0.114 (−14.14)	−0.128 (−12.65)	−0.095 (−10.77)
②産業構造の違いによる労働生産性格差の寄与	0.424 (50.64)	0.436 (54.22)	0.561 (55.37)	0.519 (58.55)
③同一産業内の労働生産性格差の寄与	0.624 (74.53)	0.513 (63.79)	0.585 (57.74)	0.461 (52.10)
④残差	−0.067 (−8.06)	−0.031 (−3.86)	−0.005 (−0.45)	0.001 (0.12)

注) 全国平均価格表示の推計値に基づく．

に，大きな寄与をしたと考えられる．資本装備率の地域間格差とその変化を考える場合重要な点は，他の条件が同じなら，貧しい地域から豊かな地域への労働移動が，資本装備率の地域間格差の縮小と，その結果としての労働生産性格差の縮小をもたらすことである．戦前期について，労働の地域間移動のデータを得ることは難しいが，我々の府県別データを使えば，人口成長率と豊かさの関係を調べることはできる．

表6は，各期について，期初における一人当たり県内総生産と期間中の人口成長率(年率)の県別データを用いて，両者の相関係数を計算した結果である[37]．戦前期には，戦後の高度成長期と並んで，相関係数は非常に高かった．戦前期について人口成長を自然増と社会増に区分することは難しいが，表6は，戦前期においても労働移動が，地域間所得格差の縮小に大きく寄与した可能性を示唆しているように思われる[38]．

次に，1925年から1935年にかけての経済格差拡大について，表4と表5から何が言えるかを，考えてみよう．表5によれば，この時期の格差拡大の最大の源泉は，産業構造の違いによる労働生産性格差の経済格差への寄与，が拡大したことであった．我々は労働生産性を(全国平均)市場価格で測った有業者一人当たりの粗付加価値で測っているから，農産物の相対価格下落による農村県の窮乏化は，この要因の一部として計測されていることになる．第二に，同一産業内の労働生産性の地域間格差の経済格差への寄与も拡大した．この時期，労働生産性の地域間格差が特に拡大したのは，農林水産業と鉱工業・建設においてであった(表4のデータでは，それぞれ12%，11%の拡大)．農産物間や工業製品間の相対価格の変化や，図7で見たような，工業内における地域特化の進展が，経済格差拡大に寄与した可能性がある．

なお，表6から分かるように，1975-1990年には豊かな地域の人口増が貧しい地域の人口増を下回るという現象が，第二次大戦前後の混乱期以外では唯一生じ，これがこの時期の地域間経済格差拡大(図10参照)に寄与した可能性があるが，1925-35年にかけての格差拡大期には，そのような現象は起きな

表 6. 期初における人口１人当たり県内総生産と期間中の人口成長率(年率)の相関係数

期間	1890 −1909	1909 −1925	1925 −1935	1935 −1940	1940 −1950	1950 −1960	1960 −1975	1975 −1990	1990 −2005
相関係数	0.72	0.85	0.77	0.74	−0.73	0.86	0.46	−0.07	0.41

かった.

9. おわりに

最後に，これまでに得られた知見をまとめて本稿の締めくくりとしたい．まず，最も強調したいのは，戦前期の日本における生産面からみた府県間格差は，所得面から府県間格差を測定した既存研究で主張されてきたよりもはるかに小さく(それは戦後の一時期と大きく変わらない)，時間的な変化を見た場合でも，戦前期には(既存研究で主張されているような)格差の顕著な拡大は見られなかったということである.

確かに重化学工業が発展した 1925-1935 年には，豊かな府県が労働生産性の高い産業に特化したこと，農産物の他の財・サービスに対する相対価格が下落(農業県の交易条件悪化)したこと等を背景に，地域間格差が拡大したが，それは従来信じられて来たほど，大規模な不平等化では無かった．また，1890 年から 1925 年にかけての時期には，1955 年から 1975 年にかけての高度成長期に匹敵する，大幅な地域間格差縮小が観察された

戦前の高格差社会が戦後の低格差へと変化するというイメージは，南(1996，2007)や Moriguchi and Saez(2008)等によって明瞭に描かれている．これらの研究は所得格差を検討課題とし，さらにその府県間格差を計測していないので，我々の結果との直接比較は難しいが，本稿の結果と，これら既存研究の描く戦前期の状況とは，(所得面からみた府県間格差と本稿の結果との違いと同様に)際立ったコントラストをなしている．無論，既述の通り，両者の結果は必ずしも矛盾しない．むしろ，戦前期の経済発展は，府県間の格差を縮小する方向に進んでいたが，各地域内での所得分配は，戦後に比べて非常に不平等であり，また特に戦間期に大都市内で格差が拡大した(南(2007))と考えるのが妥当であろう[39].

次に，我々はこのような府県間格差の動向が生じた要因を，豊かな県と貧しい県の二つのグループを比較し，両グループ間の平均１人あたり県内総生産の格差を，①有業者・人口比率の格差，②生産構造の違いによる労働生産性格差，③同一産業内の労働生産性格差，の３つに分解することで検討した．この分析によって，戦前期における府県間格差の縮小は，主に③同一産業内の労働生産性格差が縮小したことによって生じたことが明らかになった．さらに，上記の発見と，人口増加率と１人あたり県内総生産との強い相関関係とを考え合わせることで，労働移動による資本装備率格差の縮小を通じて，府県間格差が縮小していった可能性が示唆された.

また，長期的には府県間格差が縮小する傾向にある一方で，我々の推計結果では，1925 年から 1935 年の期間については府県間格差の拡大が見られた．上述の分析結果によると，同時期の府県間格差拡大は，②生産構造の違いによる労働生産性格差の拡大を主の，③同一産業内の労働生産性格差の拡大を従の要因として生じていた．この結果は，同時期における農工間交易条件の悪化による農村県の窮乏化や，工業における地域特化の進展が，府県間格差を拡大させる要因となったことを示唆するものである.

もちろん，これらの発見は暫定的なものであり，今後，より詳細な分析にもとづき実証される必要がある．さらに，本文中でも再三述べたように，われわれの推計値自体もまだまだ改善の余地を残している．今後は，より堅牢な推計値に基づいた分析をおこない，より明確な戦前期日本の地域経済の全体像を描き出すことにしたい.

(一橋大学経済研究所／一橋大学経済研究所／ポール・バレリー大学／一橋大学経済研究所)

注

＊ 本論文作成にあたり，一橋大学経済研究所定例研究会出席者各位，とりわけ討論者をお願いした溝口敏行一橋大学名誉教授から有益なコメントを頂いた．さらに，尾高煌之助一橋大学名誉教授，斎藤修一橋大学教授，友部謙一大阪大学教授，Jean-Pierre Dormois ストラスブール大学教授をはじめ多くの方々からも貴重なコメントを頂いた．日本学術振興会・フランス研究担当省・フランス外務省の日仏共同研究(コーラス)プログラム「地域間経済・社会格差，生産要素移動と成長：日仏比較，1870-2000」，一橋大学 21 世紀 COE プログラム「社会科学の統計分析拠点構築」，一橋大学グローバル COE プログラム「社会科学の高度統計・実証分析拠点構築(Hi-Stat)」，および財団法人鈴渓学術財団から研究資金の援助を受けた．また，一橋大学経済研究所大規模データ分析支援室には，膨大なデータを入力して頂いた．深く感謝したい.

1) 本稿で推計した産業別・府県別・年別の粗付加価値および有業者数は，グローバル COE プログラム Hi-Stat のウエブ・サイト http://gcoe.ier.hit-u.ac.jp/ で公表する予定である.

2) 1892 年の日本の輸出は，一次産品が 25%，生糸が 45% を占めていた(行沢・前田(1978)).

3) 夏目漱石の松山赴任は 1895 年であった．我々は，「坊ちゃん」に描かれた頃からの地域間格差の推移を分析できることになる(この点については松本(2004)参照).

4) 1910-1970 年の朝鮮農業生産を推計した一橋大学

経済研究所統計係(1980)は，朝鮮における道の範囲の変遷について，郡レベルの耕地面積に基づく調整と人口に基づく調整を行い，2つの推計結果が比較的似ていることを報告している．

5)　溝口敏行氏によると，LTESでは，推計が行われた当時日本の領外にあった沖縄をその推計範囲から除いていたという．しかし，大川他(1974)等を見る限り，この点にかんする明確な記述は発見できなかった．本稿では，LTESの推計値は沖縄等を含んでいると見なしたが，もし，LTESでこれらの地域が除外されていたとしても，その生産額の全国に占める比率は低い(地域価格表示の粗付加価値でみた場合，我々の推計で0.4%から0.8%程度)ので，推計結果には大きな影響を与えないと考えられる．

6)　我々の全国平均価格表示データは，行列整合性(matrix consistency)を満たす．

7)　Penn World Tableでは，実質GDPの系列に加えて，交易条件の変化に関する項(adjustment for changes in the terms of trade)が報告されており，交易条件変化の効果について，一定の配慮が払われている．

8)　確かに，『農商務統計』の作付面積と総生産高から算出される，単位面積当たり収穫量は，1890年以降，信じられない伸びを示している(稲作については，技術革新が起きたが，それ以外の主要作物については大きな技術革新は考え難い)．しかし，梅村他(1966)の外挿は，生産高の情報のみに依存しており，作付面積や，したがってまた単位面積当たり収穫量の情報を十分に考慮していない点で，問題がある．また農商務統計や梅村他の推計は，明治初期に行われた消費調査の結果と非整合的である(詳しくはBassino(2006)参照)．1890年以前の府県別生産については，将来，単位面積当たり収穫量の動向について慎重な分析をした上で，再推定をすることが望まれよう．

9)　農産物の価格データを見る際には，作物の加工段階の違いを考慮する必要がある．明治期の日本における米の生産者価格は，一般に(籾や玄米ではなく)精米価格であり，梅村他(1966)における価格データもまた同様と見なしうる．本稿における地方価格データは卸売価格であり，米以外の他の穀物等についても，明示されてはいないが，精穀されたものの価格であると考えられる．

10)　松田(1978)は，『勧業年報』が『府県統計書』よりもより基本的な調査結果書であるとしている．『府県統計書』に加えて，『勧業年報』の数値を吟味することもまた，我々に残された課題の一つである．

11)　篠原(1972)は以下の3段階を経て，生産額を推計した．i)1919-1940年の業種別生産額について，『工場統計表』を基礎として，5人未満事業所の活動の推計，官公営工業の生産額と加工賃修理料の加算により，品目別に集計した．ii)『農商務統計表』を使って，明治初期まで遡って，主要品目別の生産額系列を作り，この時系列の動きを使って，i)で得た系列を明治初期まで延長．iii)，『明治7年府県物産表』の数字により，以上で得た長期時系列を修正．

12)　今日では，大企業の多くは，工場を併設しない本社を，通常，東京や大阪など大都市に設置している．このような本社は，企業全体を組織的に管理・運営しており，本来そのような活動も，生産活動の一部とみなすべきであろう．また，本社の立地する県Aと工場の立地する県Bが異なる場合には，本社サービスが県Aから県Bに移出されていると見なすべきであろう．しかし，今日の県民経済計算でも，このような本社サービスの生産については，十分な配慮がされていない．例えば県民経済計算の元データとなる，府県産業連関表を見ると，東京都は1985年の東京都総務局統計部『昭和60年東京都産業連関表』以降，このような本社活動を別掲し，本社サービスの移出・入を計上するようになったものの，他府県の産業連関表では，本社サービスの移出・入を計上しないという，非対称の扱いが続いている．本稿でも，このような本社活動については推計しなかった．

13)　大川・高松・山本(1974)は，以下の式で純付加価値率を推計している．

$$\frac{Y(t)}{T(t)}=\frac{P(t)X(t)-Q(t)M(t)}{P(t)X(t)}$$
$$=1-\frac{Q(t)}{P(t)}\times\frac{M(t)}{X(t)}$$

ここで，Tは総生産額，Yは純付加価値，Pは製品価格指数，Qは中間財価格指数，Xは生産量指数，Mは中間財投入量指数，をそれぞれ表している．ただし，生産あたりの中間投入比率(M/X)は時間を通じて一定と仮定して1930年の値を用い，毎年の中間財価格指数と製品価格指数の比率Q/Pを上式に代入して，毎年の純付加価値率を算出した．

14)　鉱山付属精錬工場での鉄鋼及び非鉄金属の生産額は鉱業生産額から分離され，製造業の金属業に含まれている．

15)　第三次産業のうち特定の産業，例えば，運輸通信，金融業，公務等についてはデータが豊富であり，生産面からの推計が可能であるかもしれない．粗付加価値を生産面と所得面から推計し，相互に比較することには大きな意義があるが，膨大な作業を要するため，本稿では取り上げることができなかった．今後の課題としたい．

16)　具体的には，1888年時点の業主数が過大であると思われる府県が12府県あった．もしこれが事実(過大)であるとすると，梅村他(1988)で同史料に基づいて推計された1885年時の商業サービス業Bの有業者数もまた過大であることになる．

17)　ただし，同じく所得アプローチによって推計されている公務・自由・家事使用人等における副業は，LTESにおいても，本稿においても考慮されていない．

18)　推計に使用した営業種類は大川他(1974)と同じく，物品販売業，無尽業，金銭貸付業，物品貸付業，倉庫業，写真業，席貸業，旅人宿業，料理店業，周旋業，代理業，仲立業，問屋業である．

19)　1925年については，1909年，1890年と同様に物品販売業売上金を使う方法もある．しかし，同年の物品販売業売上金を見ると，府県間の格差があまりにも大きいため，今回は採用を見送った．

20)　寄留制度の詳細については，斎藤(1973)，伊藤(1983)を参照．なお，斎藤(1973)の寄留統計にかんする解説は，斎藤(1998)の付録に簡潔にまとめられている．

21)　入寄留人口の過大性については，当時の政府当局もその問題を認識しており，府県別の現住人口を公表する際には，帳簿から計算されるそのままの値である甲種人口と，入寄留の過大分を，入寄留と出寄留の合計にかんする府県対全国比を用いて案分し差し引いた乙種人

口の二つの系列を算出していた．本稿でいう現住人口はすべて甲種人口を指す．

22) 梅村(1988)では，1871年から1920年までについては外国人を含まない内地人人口を，1920年以降については全人口を推計している．ここでは，両系列の重なる1920年の人口比を1920年以前の系列にかけるという簡便な方法で，内地人人口を全人口に換算した．

23) 府県別人口に関する史料については，伊藤(1983)pp. 55-58を参照のこと

24) 実際のデータは，内閣統計局編『自明治十七年至同四十年道府県現住人口』の甲種現住人口によった．

25) 特に1920年以前の計数について，差が大きい．

26) 同史料の詳細については，一橋大学経済研究所日本経済文献センター編(19--)(刊行年不明)を参照のこと．

27) つまり，これら9分類の有業者数を合計すると各県の総人口に一致する．

28) 松本(2004)のデータは沖縄を含むが，国民経済研究協会と日本開発銀行内地域経済研究会のデータは含まない．また内閣府のデータでは，沖縄は1973年以降のみを含み，1973-74年については，米国ドルベースの統計を1ドル＝305円で円換算して作成されている．

29)『昭和30年度東北地方総合開発調査』における県別所得推計の方法と結果がどの程度詳しく公表されたのか，必ずしも明らかでないが，その一部が，国民経済研究協会編(1955a)，(1955b)，(1956)として公表されている(一橋大学経済研究所附属社会科学統計情報研究センター蔵)．このうち，戦後の県別所得の推計方法を記述した国民経済研究協会編(1955b)を除く2編は，国民経済研究協会編(1998)に再録されている．

30) 国民経済研究協会による産業別生産所得の推計値(全国値)をみると，第二次産業以外の産業については，経済審議庁国民所得課(1954)と一致している．

31) 国民経済研究協会の分配面の推計では，コントロール・トータルとして，市場価格表示の国内粗所得(同推計の用語では「地域総分配」)と，要素価格表示の国内純所得(同「地域分配所得」)とを用い，2つの系列を算出している．このうち，経済企画庁長官官房地域問題研究調査室(1964)と東洋経済新報社(1991)に転載されている国民所得の系列(すなわち，図10に引用している系列)は，後者の系列である．

32) 我々の推計結果から沖縄を除いたとしても，1935年は大阪と鹿児島で3.7倍の格差となり，各年の変動係数もほとんど変わらない．

33) ただし，大川他編(1974)の推計値は市場価格表示，国民経済研究協会の推計値は要素価格表示という違いがある．

34) 産業別の生産所得は，要素価格表示の国内純所得を分割して算出したものである．

35) 松本推計の1935年の府県別付加価値率については，松本(2004)p. 92注7に記述がある．

36) 恐慌期の農差物価格の下落にともなう農工間交易条件の悪化については，尾高(1989)pp. 146-151を参照のこと．

37) 産業間の労働移動については，Hayashi and Prescott(2008)が興味深い．

38) Barro and Sala-i-Martin(1992)も指摘したように，高学歴の労働者が豊かな府県に移動すれば，労働の貧しい地域からの流出は，地域間格差をむしろ拡大する場合もありうる．深尾・岳(2000)は学歴別労働移動や府県別資本蓄積，公共投資，政府による所得移転，等のデータを使って戦後の地域間経済格差縮小の源泉を分析し，学歴を考慮しても，労働移動が格差縮小に大きく寄与したと考えられるとの結果を得ている．戦前期に関する同様の分析は，今後の課題としたい．

39) 高額所得者にその対象が限定されるものの，谷沢弘毅氏は戦前期の府県間の所得格差を，税務データからジニ係数を算出し計測している．その結果を見ると，1880年から1900年にかけて高かった府県間格差が1900年以降縮小し，以後緩やかに上昇している(谷沢(2004)p. 193)．この府県間格差のトレンドは，我々の結果と類似しており興味深い．

参考文献

有沢広巳(1956)「賃金構造と経済構造――低賃金の意義と背景――」，中山伊知郎編『賃金基本調査』東洋経済新報社．

中国国家統計局国民経済総合統計司編(1999)『新中国50年統計資料 Hui 編』中国統計出版社．

中国国家統計局国民経済核算司編(2007)『国民経済核算歴史資料 1952-2004』中国統計出版社．

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．

一橋大学経済研究所国民所得推計研究会資料(1959-1964)C10 梅村又次著『明治7年製造業生産額』一橋大学経済研究所．

一橋大学経済研究所統計係(1980)「朝鮮農業生産額の推計：1910-1970 その2 戦前・戦後接続の部」(石川滋監修)，加工統計シリーズ24，一橋大学経済研究所．

一橋大学経済研究所日本経済文献センター編(19--)『昭和十五年国勢調査統計原表：内容目次及び各表様式例』(刊行年不明)．

行沢健三・前田昇三(1978)『日本貿易の長期統計――貿易構造史研究の基礎作業』同朋舎．

伊藤繁(1983)「都市人口」，梅村又次他編『長期経済統計13 地域経済統計』東洋経済新報社．

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．

経済産業省(2007)『通商白書2007：生産性向上と成長に向けた通商戦略』経済産業省．

経済審議庁調査部国民所得課編(1954)『日本経済と国民所得：昭和5年-27年国民所得国民経済計算』学陽書房．

国民経済研究協会編(1955a)『昭和30年度東北地方総合開発調査のうち戦後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．

――― 編(1955b)『昭和30年度東北地方総合開発調査のうち戦後における縣別所得の推計並びに国民経済計算：推計方法』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．

――― 編(1988)『国民経済研究協会戦後復興期経済調

査資料第2巻基本国力動態総覧』日本評論社.
松田芳郎(1978)『データの理論』岩波書店.
松本貴典(2004)『生産と流通の近代像100年前の日本』日本評論社.
南亮進(1965)『鉄道と電力』, 大川一司・篠原三代平・梅村又次編, 長期経済統計 —— 推計と分析系列(LTES)第12巻, 東洋経済新報社.
——— (1996)『日本の経済発展と所得分布』岩波書店.
——— (2007)「所得分布の戦前と戦後を振り返る」, 『日本労働研究雑誌』2007年5月号(No. 562)pp. 33-40.
溝口敏行編著(2008)『アジア長期経済統計1 台湾』東洋経済新報社.
日本開発銀行内地域経済研究会(1969)『地域経済統計分析』金融財政事情研究会.
農商務省鑛山局編(1906-)『本邦鉱業の趨勢』東京：明治文献資料刊行会(1970. 10-1971. 2).
尾高煌之助(1989)「二重構造」, 中村隆英・尾高煌之助編『日本経済史6 二重構造』岩波書店.
大川一司・高松信清・山本有造(1974)『国民所得』大川一司・篠原三代平・梅村又次編, 長期経済統計 —— 推計と分析系列(LTES)第1巻, 東洋経済新報社.
斎藤修(1973)「1920年以前の人口移動 —— 中部4県の寄留統計を使って ——」『三田学会雑誌』第66巻7号 pp. 56-64.
——— (1998)『賃金と労働と生活水準 —— 日本経済史における18-20世紀』岩波書店.
——— (2002)「明治期の乳胎児死亡 —— 北多摩農村の一事例」, 速水融編著『近代移行期の人口と歴史』ミネルヴァ書房.
攝津斉彦(2009)「第三次産業所得の再推計：『長期経済統計』改訂の試み」, 『経済研究』第60巻第2号, pp. 97-111.
篠原三代平(1972)『鉱工業』大川一司・篠原三代平・梅村又次編, 長期経済統計 —— 推計と分析系列(LTES)第10巻, 東洋経済新報社.
——— 編著(1965)『地域経済構造の計量的分析』一橋大学経済研究叢書別冊, 岩波書店.
梅村又次・赤坂敬子・南亮進・高松信清・新居玄武・伊藤繁(1988)『労働力』大川一司・篠原三代平・梅村又次編, 長期経済統計 —— 推計と分析系列(LTES)第2巻, 東洋経済新報社.
——— ・高松信清・伊藤繁(1983)『地域経済統計』大川一司・篠原三代平・梅村又次編, 長期経済統計 —— 推計と分析系列(LTES)第13巻, 東洋経済新報社.
——— ・山田三郎・速水佑次郎・高松信清・熊崎実(1966)『農林業』大川一司・篠原三代平・梅村又次編, 長期経済統計 —— 推計と分析系列(LTES)第9巻, 東洋経済新報社.
高松信清(1975)「商業・サービス業の従業場の地位別有業者数」大川一司・南亮進編『近代日本の経済発展：「長期経済統計」による分析』東洋経済新報社.
高瀬真人(1991)「1890～1920年のわが国の人口動態と人口静態」『人口学研究』第14号, pp. 21-34.
東洋経済新報社編(1991)『昭和国勢総覧』東京経済新報社.
通商産業大臣官房調査統計部編(1963-1964)『本邦鉱業の趨勢50年史』東京：通商産業調査会.
山澤逸平・山本有造(1979)『貿易と国際収支』大川一司・篠原三代平・梅村又次編, 長期経済統計 —— 推計と分析系列(LTES)第14巻, 東洋経済新報社.
谷沢弘毅(2004)『近代日本の所得分布と家族経済』日本図書センター.
Barro, Robert J., and Xavier Sala-i-Martin (1992) "Regional Growth and Migration: A Japan-U. S. Comparison," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 6, No. 4, pp. 312-346.
Bassino, Jean-Pascal (2006) "The Growth of Agricultural Output and Food Supply in Meiji Japan: Economic Miracle or Statistical Artifact?" *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 54, No. 2, pp. 503-520.
Douglas, Paul H. (1934) *The Theory of Wages*, N. Y., Macmillan Publishing Co.
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, No. 3, pp. 503-537.
Fukao, Kyoji and Osamu Saito (2006) "Japan's Alternating Phases of Growth and Outlook for the Future," paper prepared for the Asia Pacific Seminar on World Economic Performance: Past, Present and Future, to mark the occasion of Angus Maddison's 80th birthday, the University of Queensland, 5-6 December, 2006.
Hayashi, Fumio, and Edward C. Prescott (2008) "The Depressing Effect of Agricultural Institutions on the Prewar Japanese Economy," *Journal of Political Economy*, 2008, Vol. 116, No. 4, pp. 573-632.
Hope T. Eldridge and Dorothy Swaine Thomas (1964) "Demographic Analyses and Interrelations," Simon Kuznets and Dorothy Swaine Thomas eds., *Population Redistribution and Economic Growth, United States, 1870-1950*, Vol. 3, Philadelphia: The American Philosophical Society.
Kim, Sukkoo (1995) "Expansion of Markets and the Geographic Distribution of Economic Activities: The Trends in U. S. Regional Manufacturing Structure, 1860-1987," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 4, pp. 881-908.
Krugman, Paul (1991) *Geography and Trade*, Cambridge, MA, the MIT Press.
Kuznets, Simon (1966) *Modern Economic Growth: Rate, Structure, and Speed*, (New Haven and London, Yale University Press).
Maddison, Angus (1995) *Monitoring the World Economy 1820-1992*, Development Center OECD.
Maddison, Angus (2003) *The World Economy: Historical Statistics*, (Paris, OECD).
Moriguchi, Chiaki and Emmanuel Saez (2008) "The Evolution of Income Concentration in Japan, 1885-2002: Evidence from Income Tax Statistics" *Review of Economics and Statistics*, Vol. 90, No. 4, pp. 713-734.