

<b>Title</b>	80年代, 90年代における都市間消費分布
<b>Author</b>	林 由子
<b>Citation</b>	経済学雑誌, 107 卷 3 号, p.47-63.
<b>Issue Date</b>	2006-12
<b>ISSN</b>	0451-6281
<b>Type</b>	Departmental Bulletin Paper
<b>Textversion</b>	Publisher
<b>Publisher</b>	大阪市立大学経済学会
<b>Description</b>	堀山秀一教授退任記念号
<b>DOI</b>	

Placed on: Osaka City University

# 80年代，90年代における都市間消費分布

林 由 子\*

## 目 次

- |                  |               |
|------------------|---------------|
| 1. はじめに          | 3. 分布の変化の要因分析 |
| 2. 日本における都市間消費分布 | 4. おわりに       |

### 1. はじめに

本稿の目的は、バブル景気，平成不況を経て日本における都市間の消費分布がどのように変化したのか，またどのような要因によって変化したかについて検証を行うものである。

近年，大竹（2005）等で指摘されているように，日本における所得格差の拡大が問題となっている。大竹（2005）によれば，「全国消費実態調査」に基づく全世帯のジニ係数が1979年には0.271であったのに対し，1999年には0.301へとおよそ10%上昇しており，この所得格差の拡大の主要な要因として，人口の高齢化および世帯人員の変化による見せかけの変動を挙げている。こうした格差拡大は，地域的な固有の特性によって説明しうるであろうか。

Beaudry et al.（2005）では，個人レベルでの格差拡大要因に加えて，地域差に基づく分布の変動の重要性を指摘している。これは労働力の非流動性によって，地域間格差が重要な所得格差の決定要因となりうるからである。彼らの研究は世界の所得分布に基づくものであり，国家間を超えての移動は困難であることを想定したものである。それではこうした地域間格差は法的制約のない国内においても生じるのであろうか。もし生じるとするならば，どのような要因によるものであろうか。本稿では，このような視点から日本の地域データに基づいて分布の変化および変動要因について価格調整に留意しながら分析を行っていく。

---

#### 〔キーワード〕

消費・所得分布

\* [yhayashi@osaka-ue.ac.jp](mailto:yhayashi@osaka-ue.ac.jp)

\* 本稿を大学院時代からお世話になっている堀山秀一先生に捧げます。また本稿作成にあたりご助言いただいた瀬岡吉彦先生，森 誠先生，中村英樹先生（以上大阪市立大学），黒坂真先生（大阪経済大学）に感謝の意を表したい。もちろん誤りは筆者に帰する。

\* 本研究は，大阪経済大学中小企業経営研究所2006年度共同研究費の補助を受けた研究成果の一部である。

さらに、格差拡大要因の分析に当たっては、Fukushige (1989), Cutler and Katz (1991), Deaton and Paxson (1994), Slesnick (2000) 等の議論にしたがって、消費の分布、いかにえれば恒常所得の分布に着目して都市間の分布がどのように変化し、いかなる要因で変動しうるのかについて分析をおこなって行くことが重要である。なぜならば、消費は、個々人の持ちうる将来所得をも含めた総資産を反映するものであり、分布を検討する際には、現在所得の分布以上に重要な指標となるからである。また、バブル期の前後において、日本における将来所得の期待の差異が生じていたのではなかろうかとの疑問がもたれる。つまり、日本は、80年代前半の円高不況をのり越え、後半にバブル景気を、90年代に平成不況を経験してきた。こうした大きな景気変動が都市間の消費分布の変動に影響を与えていたのではないかということである。このような分布の変動要因の分析を行うために、分布の形状に着目した Beaudry et al. (2005) の要因分解の手法を用いることができる。本稿では彼らの手法に基づいて日本の地域データに基づいた都市間における消費分布の変動のマクロ要因について検討を行っていく。

本稿の構成は以下のとおりである。まず次節で日本における都市間の消費と所得の分布がどのように80年代90年代を通して推移してきたのかについて、対数分散、カーネル密度、および正規確率プロットから分布の形状の変化に着目しながら検討をおこなって行く。3節においてこうした分布がどのような要因によって変動しているのか、また、主要なマクロ要因の分布の変動がどのように消費の分布に影響を及ぼしていたのかについて、Beaudry et al. (2005) に基づいて分析をおこなう。そして4節でまとめをおこなう。

## 2. 日本における都市間の消費分布

分布の要因分析をおこなう前に、ここでは、日本における消費および所得の分布が、80年代、90年代を通してどのように推移してきたのかを見ておこう。大竹 (2005) は、所得のみならず消費においても日本全体の分布を見た場合、80年代から90年代にかけて急激に不平等度が拡大していることを指摘している。こうした現象が都市間においても生じているか否かについてここでは対数分散、カーネル密度、および正規確率プロットといった指標あるいは手法を用いて見ていく。

日本における地域間格差を考察する際には、「県民経済計算」に基づくデータが用いられることが多い<sup>1)</sup>。「県民経済計算」からも、消費支出および県民所得のデータが利用可能であるが、この場合、消費と所得の主体が若干ずれる。所得の変数は消費行動に大きな影響を持つ変数であり、その主体が一致していることは、消費分布の分析をおこなっていく上で重要である。そこで本稿では、同一世帯を対象としたデータ利用が可能な「家計調査」を基に分布の推移を見ていく。用いたデータは、総務省統計局の【家計調査年報】の勤労者世帯の「都道府県庁所

1) Barro and Sala-i-Martin (1992), Sala-i-Martin (1996), Kawagoe (1999), 東郷 (2000) 等。

在市別1世帯あたり年平均1ヶ月間の収入と支出」である。このことで、消費を分析する際に重要なファクターとなる対応した所得に関するデータを用いることが可能となる。

しかし一方で、大竹(2005)が述べているように、「家計調査」に基づくデータはその回答段階で家計簿の提出が必要となるため、高所得者と低所得者のサンプルが落ちやすく、不平等度を低く見がちになるという欠点があることにも注意が必要である<sup>2)</sup>。

さらにSala-i-Martin(2006)では、拡大していると指摘されてきた世界の所得分布が、人口および価格で調整することで、収束しているとの逆の結果が生じうることを示している。本稿では世帯ごとのデータを用いているため、等価尺度による調整が必要となりうる<sup>3)</sup>。そこでここでも、価格調整及び等価尺度による調整の後、分析を行っていく。

はじめに等価弾性値について検討していく。等価尺度は、世帯内での消費が、財の共有を通して各世帯人員への効用をどの程度押し上げているのかを調整する尺度であり、その弾力性が1のときは一人当たり消費が、0のときは世帯全体の消費が個人の効用への影響の度合いをあらわす。この等価弾性値の値を、Cutler and Katz(1992)では0.61と、茂木(1999)では、日本の「全国消費実態調査」の個票データに基づいて0.5と推定している<sup>4)</sup>。本稿のデータは、平均世帯数データで調整をおこなうため、弾性値は当然これよりも下の値をとると考えられる。そこで、茂木の仮定であるクロスセクション間の相対所得仮説が働いている(他人の効用水準と同水準の効用を保つように同居、別居の選択をおこなう)との仮定の下で消費支出をもとに弾性値の推定を行った。表1に結果を載せている。データは、「消費者物価指数」の地域差指数による価格調整がなされている。

表1から、半数以上において0との結果が得られていることがわかる。各年の平均をとった値は、価格調整後で約0.08であった。もし世帯人員数が無限大までの値をとるならば、弾性値は0に限りなく近づくことが予想されるが、家計調査においてはこれは想定しがたい。そこで本稿では、各変数についての単純平均値0.08をもちいて

$$X \text{ の等価尺度} = X / \text{世帯人員数}^{0.08}$$

との変換をおこなった<sup>5)</sup>。

次にこの等価弾性値の値を用いて、まず、全体の分布と都市間の分布の比較を収入ベースでおこなう。家計調査では、年間収入による十分位階級別の値が得られる。茂木(1999)で示さ

2) さらにDeaton(2005)では、こうした国民経済計算ベースのデータとサーベイ調査に基づくデータとの貧困の測度の違いについて述べている。

3) Cutler and Katz(1992)、浜田(2003)、勇上(2003)、大竹(2005)参照。

4) 等価弾性値は、Cutler and Katz(1992)、勇上(2003)等で述べられているように、通常0.5が用いられることが多い。

5) しかし、0であることは5%の有意水準で、棄却されておらず、集計データを用いた場合には世帯単位の消費支出を用いることに反しない結果が示されている。

表1 消費支出の対数分散 (価格調整後)

	0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1	最小値
1980	0.00427	0.00425	0.00425	0.00428	0.00434	0.00442	0.00452	0.00466	0.00482	0.00500	0.00522	0.1
1981	0.00478	0.00466	0.00456	0.00449	0.00445	0.00444	0.00445	0.00448	0.00454	0.00463	0.00475	0.5
1982	0.00459	0.00460	0.00464	0.00470	0.00479	0.00491	0.00505	0.00521	0.00541	0.00563	0.00588	0
1983	0.00610	0.00615	0.00623	0.00634	0.00647	0.00663	0.00682	0.00703	0.00727	0.00753	0.00782	0
1984	0.00570	0.00573	0.00578	0.00586	0.00597	0.00610	0.00626	0.00644	0.00665	0.00689	0.00715	0
1985	0.00445	0.00448	0.00453	0.00461	0.00472	0.00485	0.00501	0.00519	0.00540	0.00564	0.00591	0
1986	0.00490	0.00484	0.00480	0.00479	0.00481	0.00485	0.00492	0.00501	0.00513	0.00528	0.00546	0.3
1987	0.00590	0.00594	0.00601	0.00611	0.00623	0.00638	0.00656	0.00676	0.00698	0.00724	0.00752	0
1988	0.00642	0.00644	0.00649	0.00656	0.00666	0.00679	0.00694	0.00711	0.00732	0.00755	0.00780	0
1989	0.00619	0.00621	0.00624	0.00631	0.00640	0.00652	0.00666	0.00683	0.00703	0.00725	0.00750	0
1990	0.00542	0.00541	0.00543	0.00548	0.00555	0.00566	0.00578	0.00593	0.00611	0.00632	0.00655	0.1
1991	0.00567	0.00567	0.00570	0.00575	0.00584	0.00594	0.00608	0.00624	0.00643	0.00664	0.00688	0
1992	0.00666	0.00667	0.00671	0.00677	0.00686	0.00698	0.00712	0.00729	0.00748	0.00770	0.00795	0
1993	0.00610	0.00608	0.00609	0.00612	0.00618	0.00626	0.00637	0.00651	0.00667	0.00686	0.00708	0.1
1994	0.00425	0.00425	0.00428	0.00434	0.00442	0.00453	0.00467	0.00483	0.00502	0.00523	0.00547	0
1995	0.00650	0.00643	0.00639	0.00638	0.00639	0.00642	0.00649	0.00657	0.00669	0.00683	0.00700	0.3
1996	0.00535	0.00531	0.00530	0.00532	0.00536	0.00543	0.00552	0.00565	0.00579	0.00597	0.00617	0.2
1997	0.00645	0.00648	0.00654	0.00663	0.00675	0.00689	0.00705	0.00725	0.00747	0.00771	0.00798	0
1998	0.00696	0.00701	0.00708	0.00718	0.00731	0.00746	0.00764	0.00785	0.00808	0.00834	0.00863	0
1999	0.00902	0.00911	0.00922	0.00937	0.00954	0.00973	0.00995	0.01020	0.01047	0.01077	0.01110	0
2000	0.00697	0.00703	0.00712	0.00723	0.00737	0.00753	0.00772	0.00794	0.00818	0.00845	0.00875	0
											平均	0.0762

れているように、十分位のデータを用いた場合、対数分散の値は、0.2前後の場合、個票データによる結果と大きく異なることが示されている<sup>6)</sup>。そこで、本稿でもこの年間収入による十分位階級別の値から対数分散の値を計算し、地域データの実収入との比率を計算することとした。ただし、この場合、年間収入は過去1年間の現金収入の合計であり若干のずれが生じることには留意する必要がある。さらに、全体の分布は、各データが独立であると仮定することで、地域内と地域間の割合に分解することができる<sup>7)</sup>。しかしここで用いたデータは都道府県庁市所在都市別のデータであることから、地域間内の分布のうち一部を説明するのみであり、

6) 実際、松浦(1993)による個票調査による結果と大竹(2005)が示している5分位階級データによる結果はかなり似通ったものが得られている。

7) たとえば Sala-i-Martin (2006)。

図1

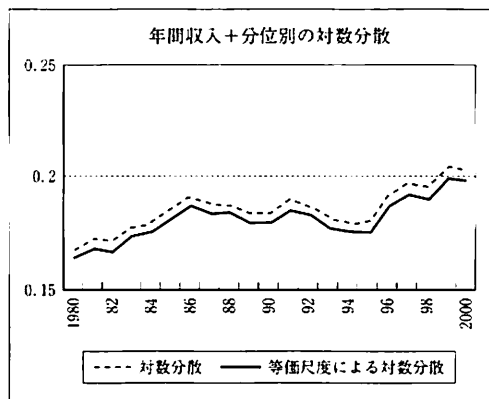
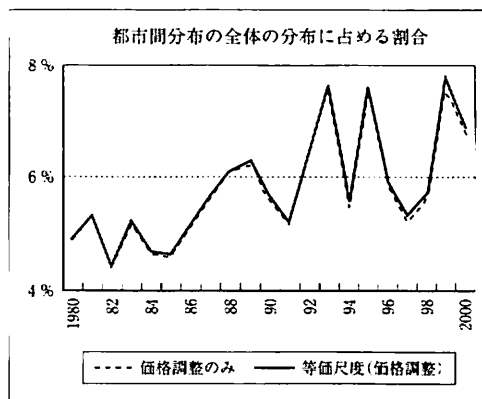


図2



大都市と小都市との格差が反映されないため二つのカテゴリーへの分解はなしえない。そこで、以下では全体に占める比率を示していく。

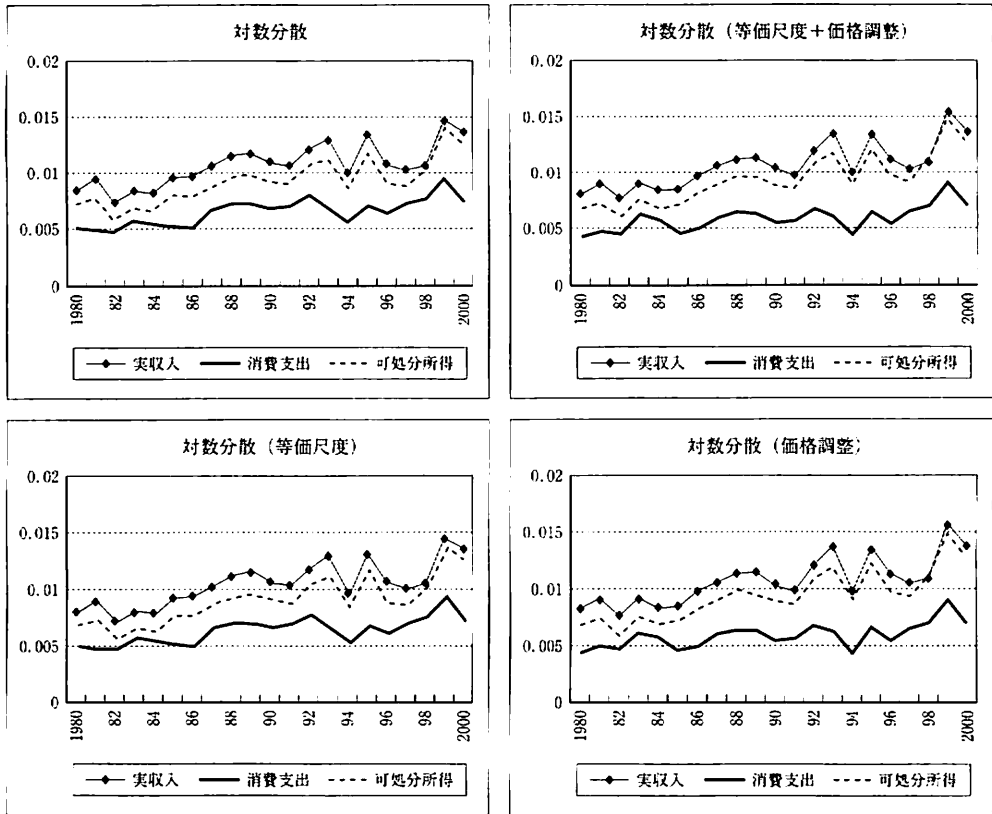
図1に十分位階級による対数分散を、図2にそれと価格で調整した後の実収入の都市別対数分散および等価尺度（都市別については価格調整済み）の結果を示している。図1から等価尺度を用いた場合には、対数分散が小さくなり、その上昇幅も減ぜられていることが見られる。Sala-i-Martin (2006)における世界分布の検証において、国間分布の割合は、この期間において65%から70%前後であったのに対し、日本国内での都市間格差は等価尺度を用いた場合でも4~8%と非常に小さい。これは、上述のように今回使用したデータから都市部以外が除かれることで、小都市と大都市との格差が含まれなかったことが影響しているものと考えられる。ここで注目すべき点は、徐々に都市間分布の割合に上昇傾向が見られることである。このことから都市間分布の分析が重要な課題となりつつあることが示唆される。

図3は、1980年から2000年にかけての実収入、可処分所得、消費支出の対数分散の値をグラフにしたものである。グラフより、実収入および可処分所得については、Sala-i-Martin (2006)の結果と同様に、価格調整をおこなうことで、格差拡大の傾向が弱められることが見られる。逆に、等価尺度による効果においては、若干、格差拡大が強められる傾向が見られる。これは、十分位階級のデータを用いた結果とは異なる。この原因としては、全体としては、所得が高い世帯ほど世帯人員が多くなる傾向にあるが、地域間で見ただけでは、所得の高い都市ほど世帯人員数が高いとは限らず、逆に、低くなる傾向があるからであろう。

続いて、Quah (1993)と同様に、分布の変化を見るために、横軸に過去の、縦軸に現在の値をとる散布図から分布の動きを見てみよう。図4に等価尺度及び価格調整をおこなった数値を用いた結果を示している<sup>8)</sup>。これによれば、消費、可処分所得、実収入のいずれも80年代に

8) 原データについてもほぼ同様の傾向が見られた。

図3



において分布に動きがあり、他の要因による影響が強かったのに対し、90年代は分布が安定していたことが分かる。また、もっとも大きく移動したのは消費の分布であり、続いて可処分所得、実収入の順に80年代、90年代ともに分布に動きがあったことが読み取れる。

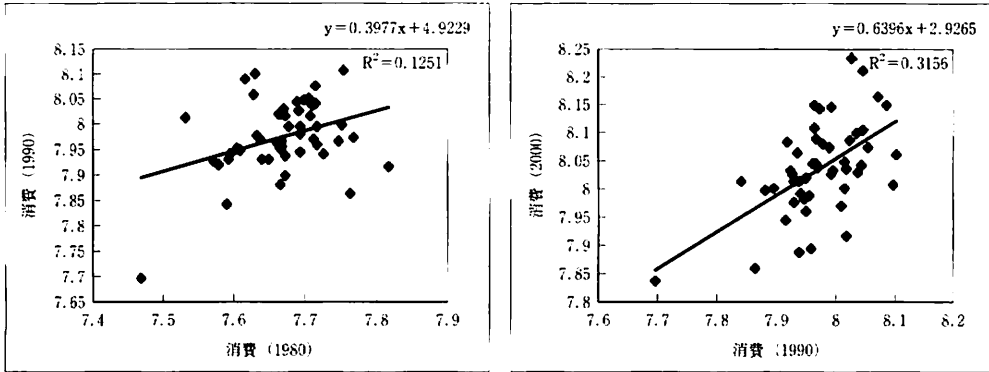
このことを、密度カーネルを用いて分布の形状から検討を行ったものが図5である。図5には1980年、1990年、2000年の等価尺度および価格によって調整をおこなった対数値を平均値周りで標準化した結果を示している<sup>9)</sup>。カーネルには正規分布を用いている。またバンド幅の決定には、母集団に正規分布を想定するバンド幅  $h^* = 1.06sn^{-1/5}$  を用いた<sup>10)</sup>。

図5より、消費、可処分所得、実収入のいずれも、対数分散の考察でも見られたように、

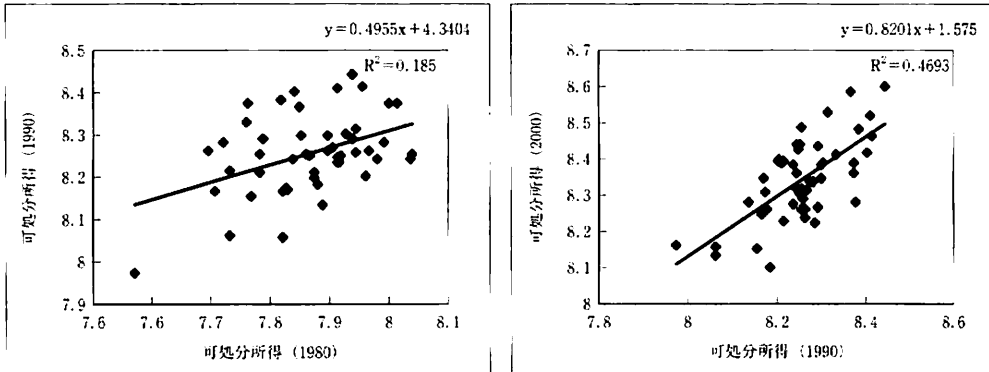
- 9) こうした分布の形状は、対数を取ることで変化しうるものが、Johnes (1997), Bianchi (1997), Sala-i-Martin (2006) 等によって指摘されている。そこで変換前の値で同様の推定を行ったが大きな違いは見られなかった。
- 10) twin peaks を期待しうることから、母集団に正規分布を仮定しない CV あるいは unbiased CV 等のバンド幅の選択が考えられるが、これらによる推定結果が、比較的小きな値を取るケースがいくつか見られ、統一的に分布の形状を比較することが困難であったため、ここでは  $h^*$  を用いた。バンドの選択方法については、たとえば Härdle (1990) を参照。

図4

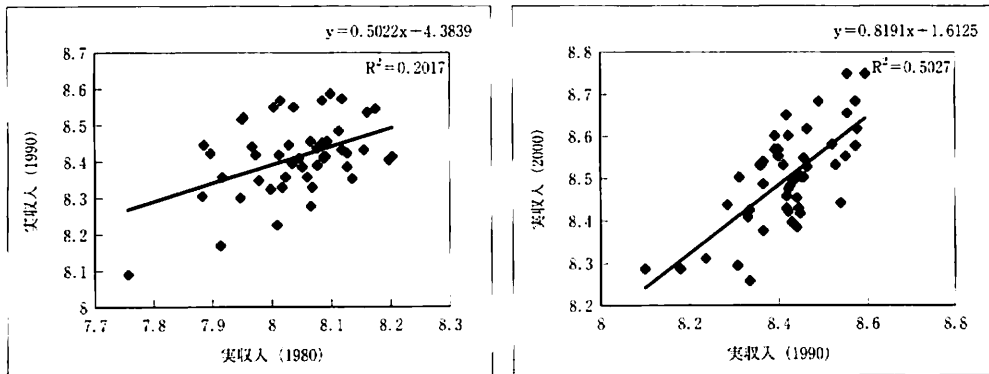
消費（等価尺度+価格調整済み）



可処分所得（等価尺度+価格調整済み）



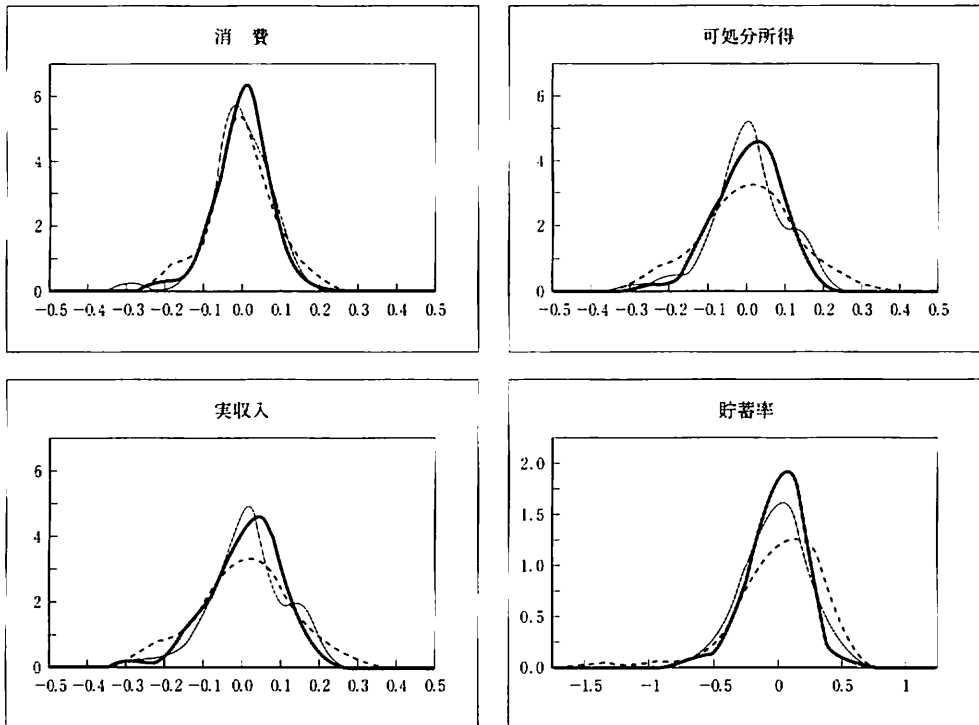
実収入（等価尺度+価格調整済み）



1980年と1990年では大きな違いは見られないが、2000年に拡大していることがわかる。またこの拡大傾向も、実収入、可処分所得では全体的な分布の広がりから分散が拡大していることが見られる。また、1990年に小さな twin peaks が見られた後、2000年に再び単峰へと移行していることが見られる。これに対して、消費の分布にはこうした双峰は見られず、期間を通して



図5 カーネル密度推定



太線は1980年の、細線は1990年の、破線は2000年の分布を表している。

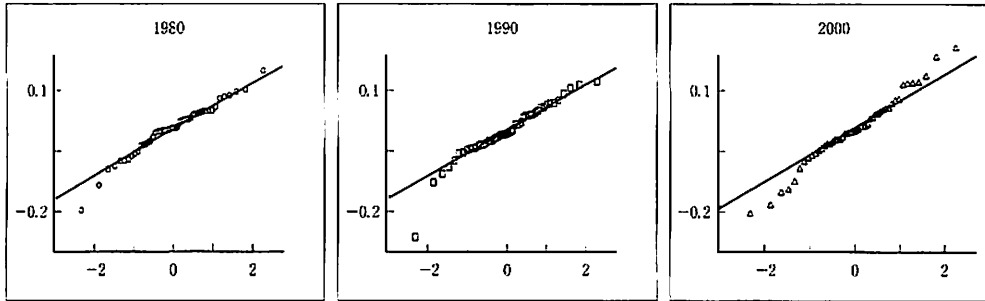
分布の若干の拡大および右への歪みはみられるが、実収入、可処分所得に比べて動きはかなり小さい。

これらの分布と同様に、貯蓄率についても分布の推計を行った。Deaton and Paxson (1994)において示されているように、貯蓄率は、Campbell (1987)が“saving for rainy days”と呼んだ、2次の効用関数のもとで、 $t$ 期の貯蓄は、 $t$ 期に予想される将来所得の変動を表す。そこで同様のグラフを貯蓄率について描いたのが図5の右下のグラフである。これによれば、2000年に急激に大きく地域格差が拡大していることが示されている。つまり2000年において、前橋市、神戸市、仙台市といったいくつかの都市に、大きな将来所得の増加が見込まれたということである。

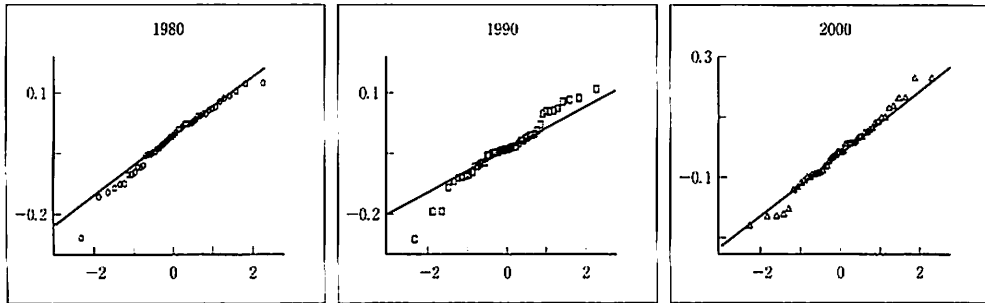
こうしたカーネル密度による形状は、バンド幅の影響を大きく受ける (Härdle (1990))。そこで、正規確率プロットおよび Shapiro-Wilk の正規性の検定を用いて正規分布との比較から twin peaks についての再検討をおこなってみよう。図6に正規確率プロットを表2に Shapiro-Wilk の検定結果を示している。その結果、可処分所得については、1990年に若干正規分布よりも中央付近が平らなかつ双方に近い分布が見られるが、Shapiro-Wilk の正規性の検定から10%の有意水準で正規分布が棄却される年はなかった。これに対して、実収入は1990

図6 正規確率プロット

消費



可処分所得



実収入

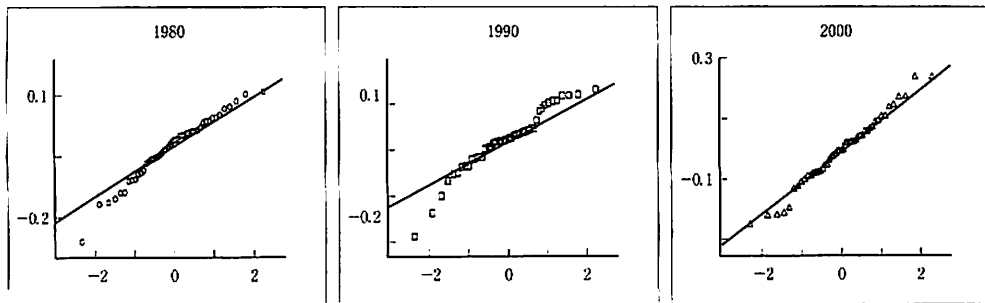


表2 Shapiro-Wilk の検定

	消費	可処分所得	実収入
1980	0.9726 (0.3072)	0.9758 (0.403)	0.9676 (0.1947)
1990	0.9333 (0.0081)	0.9643 (0.1424)	0.9475 (0.0294)
2000	0.981 (0.6066)	0.9839 (0.7353)	0.9839 (0.7353)

カッコ内は p 値をあらわす

年に有意に正規分布が棄却され、また正規確率プロットの形状からも双峰が示唆されている。これに対して消費では1990年に有意に正規分布が棄却されてはいるが、正規確率プロットの形状からは、右に歪んだ分布が示唆されてはいるものの、やはり双峰は見出せない。

以上のことから、日本における都市間分布において、新古典派のいう時間的収束 ( $\sigma$  収束) は生じておらず、期間を通して格差は拡大傾向にあったと結論付けることができよう。また、バブル期に実収入の分布が双峰へと変化したのが、恒常所得への影響は可処分所得ほどには大きくはなかった。これは、Asdrubali et al. (1996) 等で分析されているように、税、貯蓄を通じたリスクシェアリング行動によってこうした影響が減ぜられたことを示唆するものである。また、その後の平成不況を経てそれらの分布が正規分布へと戻ってきたことが示されている。

次節では、こうした分布がどのような要因で変化してきたのかについて、特に消費の分布に注目して分析をおこなっていく。

### 3. 分布の変化の要因分析

本節では、まず Beaudry et al. (2005) による分布の変化の分解手法の推定法について概説をおこなった後、日本の消費分布の変動要因についての推定および検討を行っていく。

#### 3.1 Beaudry et al. (2005) による分布の変化の分解手法

1980年と2000年の消費の分布を考える。2000年時点の消費水準は、80年の消費に80年から90年までと90年から2000年までの変化率を加えた値である。それゆえ、2000年の消費は、以下のように表現することができる。

$$c_i^{00} = c_i^{80} + G_i^{80-90} + G_i^{90-00} = c_i^{80} + 10g_i^{80-90} + 10g_i^{90-00} \quad (1)$$

ここで  $c_i^{00}$  は、2000年の第  $i$  市における消費の対数値であり、 $G_i^{80-90}$  は、80年から90年にかけての成長率を、 $g_i^{80-90}$  は、この期間の年平均成長率をあらわす。この年平均成長率は、この期間における都市の固有要因行列  $X$  によって以下のように決定されるとする。

$$g_i^{80-90} = \alpha_0^{80-90} + \alpha_c^{80-90} c_i^{80} + X_i^{80-90} \alpha_x^{80-90} + \varepsilon_i^{80-90} \quad (2)$$

同様に90年代についても、

$$g_i^{90-00} = \alpha_0^{90-00} + \alpha_c^{90-00} c_i^{90} + X_i^{90-00} \alpha_x^{90-00} + \varepsilon_i^{90-00} \quad (3)$$

とあらわしうる。それゆえ消費の分布の変化は、マクロ要因  $X$  と消費の初期値の分布の変化、各要因からの影響  $\alpha$  の変化、人口移動を含んだそのほかの要因  $\varepsilon$  の変化、その他の連続した変化のそれぞれの要因によって生じる。(2)式及び(3)式の推定結果から、消費の分布の変化の分解を行うことができる。以下では、この例として固有要因の分布の変化を見ていく。

〈変動要因による消費分布への影響分析〉

(2), (3)式の推定結果を用いて, 各説明変数の分布の変化による消費の分布への影響および係数の変化による影響を以下のように分析することが出来ることを Beaudry et al. (2005) が, 示している。ここではマクロ要因Xを例にして説明を行う。今, 簡単化のためマクロ要因が一つだけ存在するとする。

(分布の変化)

(3)式の  $X_i^{90-00}$  に代えて  $X_i^{80-90}$  を挿入すると, Xの分布が不変であるときの90年から2000年にかけての成長率が以下の式で与えられる。

$$g_i^X = \alpha_0^{90-00} + \alpha_c^{90-00} c_i^{90} + \alpha_x^{90-00} X_i^{80-90} + \varepsilon_i^{90-00} \quad (4)$$

この成長率で成長すると仮定すると, 2000年の消費は,

$$\begin{aligned} c_i^X &= c_i^{90} + 10g_i^X \\ &= c_i^{90} + 10\alpha_x^{90-00} (X_i^{80-90} - X_i^{90-00}) \end{aligned} \quad (5)$$

となり, これを用いて分布を描くことができる。

(係数の変化)

分布の変化と同様に, 係数が不変である場合の90年から2000年にかけての成長率は,

$$g_i^{\alpha x} = \alpha_0^{90-00} + \alpha_c^{90-00} c_i^{90} + \alpha_x^{80-90} X_i^{90-00} + \varepsilon_i^{90-00} \quad (6)$$

となる。それゆえ, 2000年の消費は以下で得られる。

$$\begin{aligned} c_i^X &= c_i^{90} + 10g_i^{\alpha x} \\ &= c_i^{90} + 10(\alpha_x^{80-90} - \alpha_x^{90-00}) X_i^{90-00} \end{aligned} \quad (7)$$

### 3.2 推定結果

本稿ではマクロ要因として, 可処分所得に加えて, Bailey (1971), Barro (1981), Karras (1997) 等で研究されてきている公共財消費の効用への影響を考慮して, 民生費, 衛生費, 土木費, 教育費および歳出総額を用いた。それぞれの政府支出関連項目は, 各都市の人口で割ったものを用いている。さらに, 世代構成の影響を見るために15歳未満人口割合および65歳以上人口割合を用いた。消費, 可処分所得, 政府支出関連費については, 2000年を100とした家計調査による総合指数および各年の全国を100とした地域差価格指数の両方を用いて価格調整を行った。データの詳細については巻末に示している。

表3に(2)式及び(3)式の推定結果を示している。推定には最小二乗法を用いている。またいくつかの推定式において分散不均一が棄却されなかったため, 標準誤差の推定には分散不均一に対する頑強な標準誤差を用いている。

推定結果から, 政府支出関連については, いずれも有意な結果が得られなかった。それゆえ, 分布の検証にはそれらを除いた推定結果に基づいて分布の形状を見ていく。

所得からの影響は, 80年代90年代ともにほぼ同じ値をとっているのに対し, 消費のクロスセ

表3

定数項	1980年代		1990年代	
	0.095 (0.072)	0.108 (0.069)	0.098 (0.041)**	0.099 (0.042)**
log CP	-0.031 (0.022)	-0.036 (0.021)*	-0.025 (0.012)**	-0.025 (0.012)*
可処分所得	0.493 (0.092)**	0.471 (0.100)**	0.483 (0.112)**	0.510 (0.121)**
歳出総額		-0.037 (0.070)		0.010 (0.076)
民生費		-0.025 (0.058)		0.019 (0.048)
衛生費		0.025 (0.058)		-0.016 (0.029)
土木費		0.015 (0.018)		-0.016 (0.010)
教育費		0.036 (0.041)		0.007 (0.036)
15歳未満割合	-0.250 (0.101)**	-0.297 (0.112)**	-0.011 (0.295)	-0.023 (0.337)
65歳以上割合	0.149 (0.120)	0.189 (0.147)	-0.338 (0.157)**	-0.404 (0.196)**
adj R <sup>2</sup>	0.59	0.58	0.44	0.38
対数尤度	190.92	192.94	186.30	187.42
標本数	49	49	49	49

カッコ内は分散不均への頑強標準誤差を示す。

表4 90年代ダミー

定数項	log CP	可処分所得	15歳未満割合	65歳以上割合
0.095 (0.072)	-0.031 (0.022)	0.493 (0.092)**	-0.250 (0.100)**	0.149 (0.120)

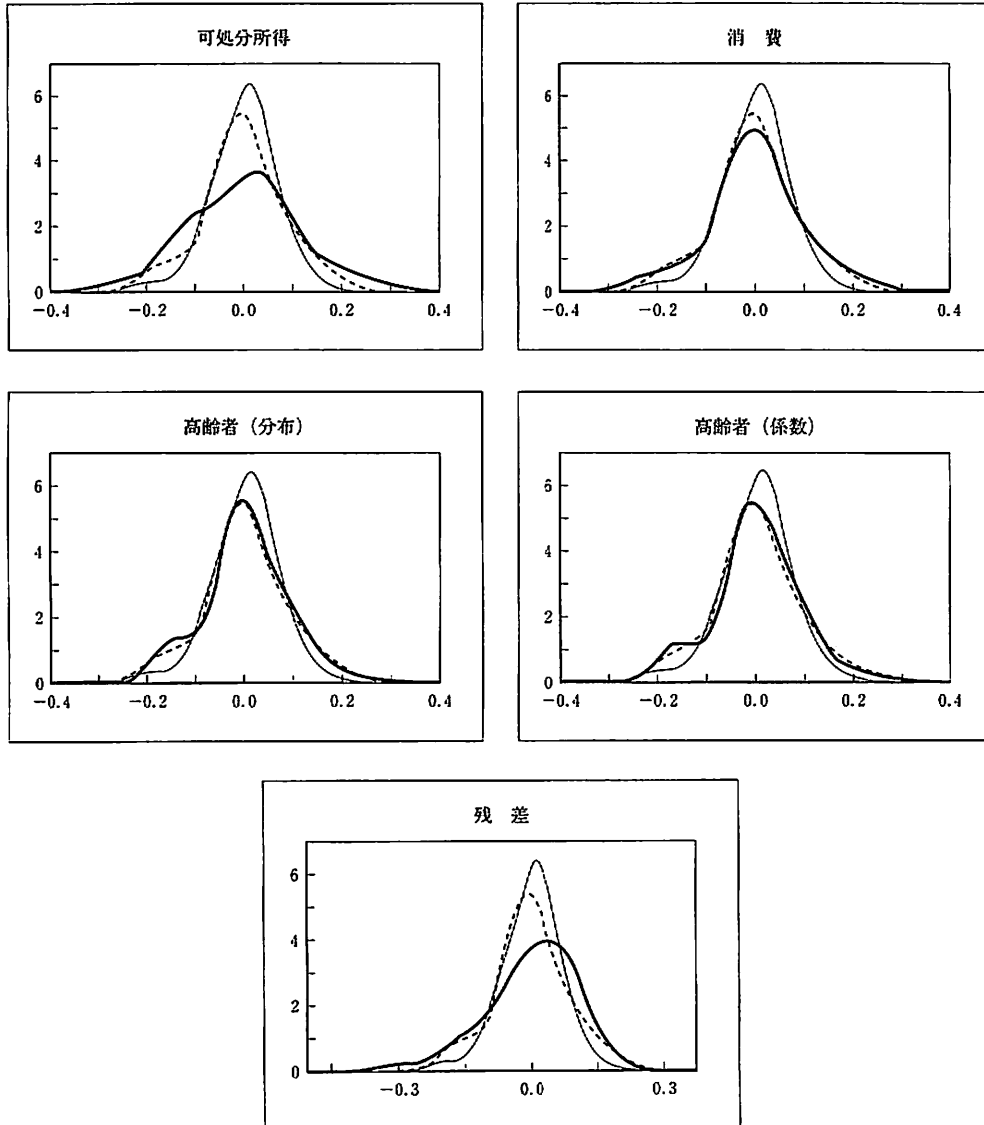
定数項ダミー	log CP ダミー	可処分所得ダミー	15歳未満割合ダミー	65歳以上割合ダミー
0.004 (0.082)	-0.006 (0.022)	-0.010 (0.145)	0.240 (0.312)	-0.486 (0.198)**

カッコ内は分散不均への頑強標準誤差を示す。

クシオンでの収束の係数は80年代では有意ではなく、90年代においても有意ではあるが、2.5%とかなり小さな値をとっており、Quah (1996) が批判したように収束していない可能性が示唆されている。またさらに若年人口割合および老年人口割合による影響が80年代と90年代ではほぼ反転している。こうした80年代および90年代の各要因からの係数の安定性をチェックするため、2期間をブーリングし、ダミー変数を用いて再推定を行った。その結果、高齢人口割合の係数にのみ有意差がみられた。結果は表4に示している。

以下では、表3の結果を用いて、(5)式および(7)式に従って消費の初期値、所得の成長率、高齢人口割合の成長率の分布の変化および係数の変化そして残差による消費の分布の変化への影響を見ていく。それゆえ、他の要素は90年代の実現値であるが、① 所得の成長率の分布が80年代の高成長であったとしたとき、② 消費の初期値が80年代で始まっていたとしたとき、③ 残差、つまり人口移動を含めたその他要因が80年代と同様であったとしたとき、④ 高齢化率の成長率の分布が80年代と同一であったとき、⑤ 高齢化率の成長率の分布は、90年代のも

図7 要因分解



太線は推定結果の、細線は1980年の、破線は2000年の分布を表している。

のであるが、影響の大きさが零であったときの消費の分布への影響を見ていく。図7にそれぞれの結果を示している。

図より、消費の初期値および高齢者の分布と係数による消費の分布の変化への影響はあまり大きくないことが分かる。対数分散を見ても、2000年の消費の対数分散値の実現値が0.0071であったのに対し、高齢人口割合の影響のケースでは、いずれも0.0068であり、高齢者の比率は、消費水準に影響を与えてはいるものの、分布の形状への影響はそれほど大きくないとい

えよう。また消費の初期値のケースでは対数分散値で0.0086と若干大きな値を示したが、形状に関しては大きな影響を与えてはいない。これに対して、所得の成長率および残差からの分布の形状への影響は明白である。可処分所得のケースでは、80年代の成長率の分布が90年代においても継続していたならば、大きく消費の分布が違っていたことが示されており、また対数分散の値は、0.0122と比較的大きな値を示している。同様に、残差の分布もまた、大きく消費の分布の形状に影響を与えているといえよう。

#### 4. おわりに

本稿では、日本における都市間データを用いて消費つまり恒常所得の分布の変遷および変動要因についての分析をおこなうことによって、日本における所得格差の地域的要因の検討を行った。

まず、対数分散、散布図、カーネル密度推定、正規確率プロットにより、日本の都市間分布が80年代から90年代にかけてどのように変化してきたのかについて見てきた。その結果、日本における都市間分布において、バブル期に実収入の分布が双峰へと変化した。消費あるいは恒常所得への影響はみられなかった。またその後平成不況を経て、実収入、可処分所得の分布も正規分布へと戻っていったことが示された。消費については、こうした形状の変化は見られなかったが、拡大傾向が80年代、90年代を通して見られた。そこで、Beaudry et al. (2005) による分布の変化の分解手法をもちいて消費の変化がどのような要因で生じたのか、また変動要因の分布の変化はどのように、消費の分布に影響をおよぼしたのかについて分析をおこなった。変動要因として、可処分所得に加えて、公共財による消費の代替性のチェックをおこなったが、いずれの政府支出も有意な結果は得られなかった。それゆえ、公共財と私的財の代替性は棄却された。それゆえ分布の変化の分析をおこなうにあたり、本稿では可処分所得、高齢化率及びその他のかく乱要因に注目して分布の形状に対する分析をおこなった。

その結果、高齢者の比率の変化は、都市の消費水準に90年代において影響を与えてはいるものの、都市間消費の分布への影響は、分布の変化および係数の変化ともにあまり大きくないことが分かった。これに対して、所得の成長率の分布および残差の分布は、その形状の違いは明白であった。可処分所得のケースでは、80年代の成長率の分布が90年代においても継続していたならば、大きく消費の分布が異なっていたことが示された。また、残差の分布もまた大きく消費の分布の形状に影響を与えていることから、今後、これら残差に含まれる変数の特定化が望まれる。

日本は、80年代に大きくはバブル景気を、90年代に平成不況を経験してきた。こうした中、実収入、可処分所得ともに大きくその形状を変化させている一方で、消費の分布に関してはその形状を異にしていた。これは、Asdrubali et al. (1996) 等で分析されているように、実収入の分布から消費分布への変化、つまり、家計の貯蓄行動及び政府の税金による地域間リスク

シェアリングの効果が働いていることからくるものであると考えられる。

こうした分布が今後どのように収束あるいは発散するかについては, Quah (1993) が, それまで主に用いられてきた収束性の推定に代えて, 推移確率を用いた分布の形状の推定を提唱している<sup>11)</sup>。これによって都市別データによる収束の有無について検討を行っていくことを今後の課題としたい。

データ出所:

	単位	データ出所
消費支出 (勤労者農林漁家世帯を除く)	円	総務省統計局「家計調査年報」
可処分所得	円	総務省統計局「家計調査年報」
実収入	円	総務省統計局「家計調査年報」
世帯人員数 (勤労者)	人	総務省統計局「家計調査年報」
歳出総額	1000円	総務省自治財政局財務調査課「市町村別決算状況調」
民生費	1000円	総務省自治財政局財務調査課「市町村別決算状況調」
衛生費	1000円	総務省自治財政局財務調査課「市町村別決算状況調」
土木費	1000円	総務省自治財政局財務調査課「市町村別決算状況調」
教育費	1000円	総務省自治財政局財務調査課「市町村別決算状況調」
人口総数	人	総務省統計局「国勢調査」
15歳未満	%	総務省統計局「国勢調査」
65歳以上	%	総務省統計局「国勢調査」
第1次産業	%	総務省統計局「国勢調査」
第3次産業	%	総務省統計局「国勢調査」
地域差指数	全国=100	総務省統計局「消費者物価指数」
総合物価指数 (勤労者農林漁家世帯を除く)	2000年=100	総務省統計局「消費者物価指数」

#### 参 考 文 献

- Asdrubali, Pierfederico, Soerensen, Bent E., and Yosha, Oved, (1996), "Channels of Interstate Risk Sharing: United States 1963-1990," *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, pp. 1081-1110.
- Bailey, Martin J., (1971), *National Income and the Price Level*, New York, McGraw-Hill.
- Barro, Robert, J., (1981), "Output Effects of Government Purchases," *Journal of political Economy*, vol. 89, pp. 1086-1121.
- Barro, Robert, J. and Sala-i-Martin, Xavier, (1992), "Regional Growth and Migration: A Japan-United States Comparison," *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 6, pp. 312-346.
- Beaudry, Paul, Collard, Fabrice, and Green, A. David, (2005), "Changes in the World Distribution of

11) Kremer et al. (2001) もまた同様の推計をおこなっている。



- Output per Worker, 1960-1998: How a Standard Decomposition tells an Unorthodox Story," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 87, no. 4, pp. 741-753.
- Bianchi, Marco, (1997), "Testing for Convergence: Evidence from non-parametric multimodality tests," *Journal of Applied Econometrics*, vol. 12, pp. 393-409.
- Campbell, John, Y. (1987), "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis," *Econometrics*, vol. 55, pp. 1249-1273.
- Caselli, Francesco and Jaume, Ventura, (2000), "A Representative Consumer Theory of Distribution," *American Economics Review*, vol. 90, no. 4, pp. 909-926.
- Cutler, David, M., and Katz, Lawrence, F., (1991), "Macroeconomic Performance and the Disadvantaged," *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 2, pp. 1-74.
- Cutler, David, M., and Katz, Lawrence, F., (1992), "Rising Inequality? Changes in the Distribution of Income and Consumption in the 1980's," *American Economics Review*, vol. 82, no. 2 pp. 546-551.
- Deaton, Angus, and Paxson, Christina, (1994), "Intertemporal Choice and Inequality," *Journal of Political Economy*, vol. 102, no. 3, pp. 437-467.
- Deaton, Angus, (2005), "Measuring Poverty in a Growing World (OR Measuring Growth in a Poor World)," *The Review of Economics and Statistics*, vol. 87, pp. 1-19.
- Fukushige, Mototsugu (1989), "A new Approach to the Economic Inequality based upon the Permanent Income Hypothesis," *Economics Letters*, vo. 29, pp. 183-189.
- 浜田浩児 (2003) 「SNA 家計勘定の分布統計——国民経済計算ベースの所得・資産分布——」【経済分析】 167号。
- Härdle, Wolfgang, (1990), *Smoothing Techniques with Implementation in S*, Springer-Verlag, New York.
- Jones, Charles, (1997), "On the Evolution of the World Income Distribution," *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, pp. 19-36.
- Karras, George (1997), On the Optimal Government Size in Europe: Theory and Empirical Evidence, *The Manchester School of Economics and Social Studies*, vol. 65, no. 3, pp. 280-294.
- Kawagoe, Masaaki, (1999), "Regional Dynamics in Japan: A Reexamination of Barro Regressions," *Journal of the Japanese and International Economics*, vol. 13, pp. 61-72.
- Kremer, Michael, Onatski, Alexei, and Sock, James, (2001), "Searching for Prosperity," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 55, pp. 275-303.
- 松浦克己 (1993) 「日本の職業別, 年齢階層別にみた所得, 資産の分布: 80年代後半の不平等度の動き」【日本経済研究】 no. 24, pp. 97-115。
- 茂木優寿 (1999) 「年齢構成, 世帯人員構成の変化が世帯の所得及び消費格差に与える影響: 1984-1994」【郵政研究所月報】 pp. 39-57。
- 大竹文雄 (2005) 「日本の不平等」日本経済新聞社。
- Quah, Danny, (1993), "Empirical Cross-section Dynamics in Economic Growth," *European Economic Review*, vol. 37, pp. 426-434.
- Quah, Danny, T. (1996), "Empirics for economic growth and convergence," *European Economic Review*, vol. 40, pp. 1353-75.
- Quah, Danny, T. (1997), "Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs," *Journal of Economics Growth*, Vol. 2, pp. 27-59.
- Sala-i-Martin, Xavier, (1996), "Regional cohesion: Evidence and theories of regional growth and convergence," *European Economic Review*, vol. 40, pp. 1325-52.
- Sala-i-Martin, Xavier, (2006), "The World Distribution of Income: Falling Poverty and... Convergence, Period," *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 121, no. 2, pp. 351-397.

Slesnick, Daniel, T. (2000), *Living Standards in the United States: A Consumption-Based Approach*, The AEI Press, Washington D.C..

東郷 賢 (2000) 「経済成長と空間的構造変化」『経済分析』160号, pp. 93-122。

勇上和史 (2003) 「日本の所得格差をどうみるか——格差拡大の要因をさぐる——」JIL 労働政策レポート, VOL. 3。