

地域間所得格差と人口移動に関する研究

谷 岡 弘 二

1. 序
2. 地域間所得格差の推移と大都市圏への人口移動
 - (1) 地域間所得格差の推移
 - (2) 都道府県所得順位の変動
 - (3) 名目及び実質ベースでの地域間所得格差の推移と先進地域への人口純流入数の推移について
3. 地域間所得格差と人口移動の相互関係
 - (1) 単位根及び共和分の検定
 - (2) 構造変化の検定
 - (3) 地域間所得格差と人口移動の因果関係の検証
4. 結語

1. 序

地域間所得格差に関する研究は、地域経済学の分野において、比較的古くから議論されてきた中心的な論点の一つである。その端緒の一つとなったものは、1950年代前半から1960年代にかけて盛んに行われた発展途上国の開発理論であろう。(Myrdal (1957)、Hirschman (1958)、Rostow (1960) 他) その後、Williamson (1964) が地域間所得格差について包括的な研究を行い、地域間所得格差に関して、著名な逆U字型カーブ仮説を提唱している。Williamson の逆U字型カーブ仮説は、地域間所得格差に関するその後の研究に大きな影響を与え続けている。同様に、地域間の人口移動に関する議論も地域経済学における重要な論点となっており、近年に至るまで多数の優れた研究がなされている。しかし、地域間の所得格差と人口移動の因果関係を計量的に分析した研究は、比較的少ない。

日本における地域間の所得格差と人口移動の因果関係を分析した先行研究として、目良 (1978)・田淵 (1987)・伊藤 (2000) 等の研究が挙げられる。目良は、1954年度から1975年度を分析対象期間とし、結論として地域間所得格差の縮小が、首都圏に対する人口集中率の低下の最も重要な要因となっていることを見出している。田淵は、1954年度から1982年度を分析対象期間として地域間所得格差と人口移動の因果関係を計量的に分析し、両者の関係に関して、地域間所得格差が外生変数、地域間人口移動が内生変数であり、逆の関係は棄却されることを明らかにしている。また伊藤は、1955年度から1995年度を分析対象期間として戦後の日本における人口移動に対する所得格差説と就業機会説の説明力を検証し、就業機会格差よりも分配所得格差の方が、人口移動に対して強い説明力を持つとしている。もちろん、これ以外にも多くの研究がなされているが、その研究結果の多くは、使用する統計資料や分析対象期間に影響されることに留意する必要がある。

本論文では、地域間所得格差と人口移動の関係を分析するに当たり、基本的な地域区分を都道府県単位とする。この点については、特に大都市圏において都府県間の通勤の問題等が指摘されている。しかし次の理由から地域区分を都道府県単位とする。理由の一つは、データが入手しやすく、地域区分を都道府県単位とした先行研究が豊富であることであり、もう一つは、さらに変数（生産性の地域格差・産業構造等）を増やして分析を行う場合、これらの変数の多くは都道府県レベルで作成されていることである。さらに、地域政策にかかわる国土計画においても、地域区分を都道府県単位としたデータを用いて議論がなされていることが挙げられよう。なお、分析対象期間は1955年度から1996年度の42年間とし、必要に応じて前期と後期の2期間に区分する。後で見るように、第一次石油危機を契機として、経済構造の変化が生じたと考えられるからである。

本論文の主たる目的は、地域間所得格差と人口移動の相互関係を明らかにすることであるが、同時に田淵の研究結果との比較も重視する。具体的な内容としては、まず第Ⅱ節において、4つの不平等尺度で測定した名目ベースの地域間所得格差の推移を明らかにするとともに、都道府県別に見た実質ベースの一人当たり所得順位の変動を20年毎の期間区分で調査・分析する。また、必要に応じて名目ベースのデータと実質ベースのデータを比較・検討する。さらに、関東・東海・近畿地方への人口純流入数の推移を明らかにして、その特徴を見るとともに、これと名目及び実質ベースの地域間所得格差の推移との比較を行う。

次に第Ⅲ節では、名目及び実質ベースの地域間所得格差の推移と先進地域への人口純流入数の相互関係を明らかにするため、Ⅱ節に示したデータに基づき時系列分析を行う。

2. 地域間所得格差の推移と大都市圏への人口移動

この節では、まず(1)において、4つの不平等尺度で測定した名目ベースでの地域間所得格差の推移を調査し、採用する不平等尺度によって、大きな差異が生じていないかどうかを確かめる。また、名目ベースによるか、実質ベースによるかによって、大きな差異が生じていないかどうかを確かめる。次に(2)において、実質ベースでの都道府県別の所得順位の変動を調査し、さらに(3)において名目及び実質ベースでの地域間所得格差の推移と関東・近畿・東海地方への人口純流入数の推移を比較・検討する。

(1) 地域間所得格差の推移

最新の統計資料¹⁾を用いて求められた、1955年から1996年の名目ベースの地域間所得

1) 1955年～1974年の県民一人当たり所得、及び同期間の県内総支出デフレーター値は、県民経済計算—長期遡及系列(平成3年版)—を用いた。当該資料の存在に関しては、伊藤薫助教授にご教示頂いた。

以前の経済企画庁の統計資料では、1965年までが暦年ベース、1965年以降が年度ベースで発表されており、両者は厳密には接続していない。また、1972年以前の沖縄県のデータが欠落している等の問題があり、以前においては、地域間所得格差や地域間生産性格差の推移を分析するに当たり、これらのことを考慮に入れる必要があった。(綿貫(1984)参照)

表1 名目ベースの地域間所得格差

	変動係数	タイル係数	ジニ係数	アトキンソン係数 $\epsilon = 2.0$
1955	0.2009	0.0189	0.1313	0.0358
1956	0.2277	0.0236	0.1500	0.0425
1957	0.2433	0.0271	0.1604	0.0490
1958	0.2272	0.0238	0.1482	0.0437
1959	0.2287	0.0241	0.1521	0.0442
1960	0.2417	0.0269	0.1612	0.0494
1961	0.2523	0.0292	0.1662	0.0534
1962	0.2425	0.0271	0.1606	0.0496
1963	0.2411	0.0269	0.1591	0.0499
1964	0.2318	0.0251	0.1526	0.0475
1965	0.2111	0.0207	0.1406	0.0390
1966	0.2071	0.0201	0.1393	0.0381
1967	0.2038	0.0196	0.1345	0.0377
1968	0.2047	0.0199	0.1333	0.0390
1969	0.2096	0.0209	0.1361	0.0407
1970	0.2129	0.0215	0.1366	0.0420
1971	0.1998	0.0189	0.1293	0.0365
1972	0.1902	0.0169	0.1264	0.0314
1973	0.1814	0.0153	0.1204	0.0284
1974	0.1484	0.0104	0.0993	0.0195
1975	0.1345	0.0084	0.0928	0.0157
1976	0.1366	0.0088	0.0927	0.0164
1977	0.1346	0.0085	0.0920	0.0157
1978	0.1273	0.0076	0.0867	0.0141
1979	0.1263	0.0075	0.0834	0.0142
1980	0.1324	0.0083	0.0884	0.0155
1981	0.1354	0.0086	0.0913	0.0159
1982	0.1395	0.0090	0.0951	0.0164
1983	0.1424	0.0094	0.0960	0.0171
1984	0.1416	0.0093	0.0953	0.0170
1985	0.1465	0.0100	0.0962	0.0183
1986	0.1502	0.0104	0.0990	0.0188
1987	0.1517	0.0106	0.0994	0.0192
1988	0.1618	0.0121	0.1042	0.0221
1989	0.1695	0.0131	0.1104	0.0235
1990	0.1686	0.0130	0.1100	0.0235
1991	0.1636	0.0124	0.1056	0.0229
1992	0.1509	0.0106	0.0973	0.0197
1993	0.1429	0.0095	0.0911	0.0178
1994	0.1362	0.0086	0.0879	0.0160
1995	0.1349	0.0086	0.0862	0.0165
1996	0.1345	0.0086	0.0850	0.0166

(出所) 経済企画庁経済研究所編「長期週及推計県民経済計算報告」

(出所) 経済企画庁経済研究所編「県民経済計算年報」

格差の推移は表1に示す通りである。なお実質ベースの地域間所得格差の値を求めるに当たっては、47都道府県における名目ベースの県別の一人当たり所得のデータを1990年度を基準とした都道府県別の県内総支出デフレーターで割り戻した値を用いている²⁾。

名目ベースの地域間所得格差の推移(図1)を見ると、比較的広く使用され、かつ、Daltonの移転原理を充足している4つの不平等尺度³⁾(CV:変動係数、T:タイル係数、G:ジニ係数、A:アトキンソン係数、なおアトキンソン係数については、パラメーターが $\epsilon = 2.0$ のケースを示す)の何れにおいても、1975年頃を境として、2つの逆U字型カーブ(前半のピークは1961年、後半のピークは1989年)が連続した形態をとっていることがわかる。実質ベースの地域間所得格差の推移もほぼ同様の傾向が見出せる。また、名目ベースと実質ベースの地域間所得格差の推移(CV)を重ねると図2のようになり、両者の傾向は、ほぼ重なっていることがわかる。

図2に示している名目ベースでの地域間所得格差の推移に着目し、その傾向を格差の拡大期間・格差の縮小期間・格差の停滞期間という局面別に分解すると、ほぼ両者に共通な次のような傾向が見出せる⁴⁾。それによると、1955年から1961年までが格差の拡大期間、1961年から1975年までが格差の縮小期間、1975年から1984年までが格差の停滞期間、1984年から1989年までが格差の拡大期間、1984年から1996年までが格差の縮小期間となる。名目ベースの期間区分を元に、実質ベースでの推移を見ると1975年から1984年の期間が格差の拡大期間とみなせる点が異なっている。

(2) 都道府県別の所得順位の変動

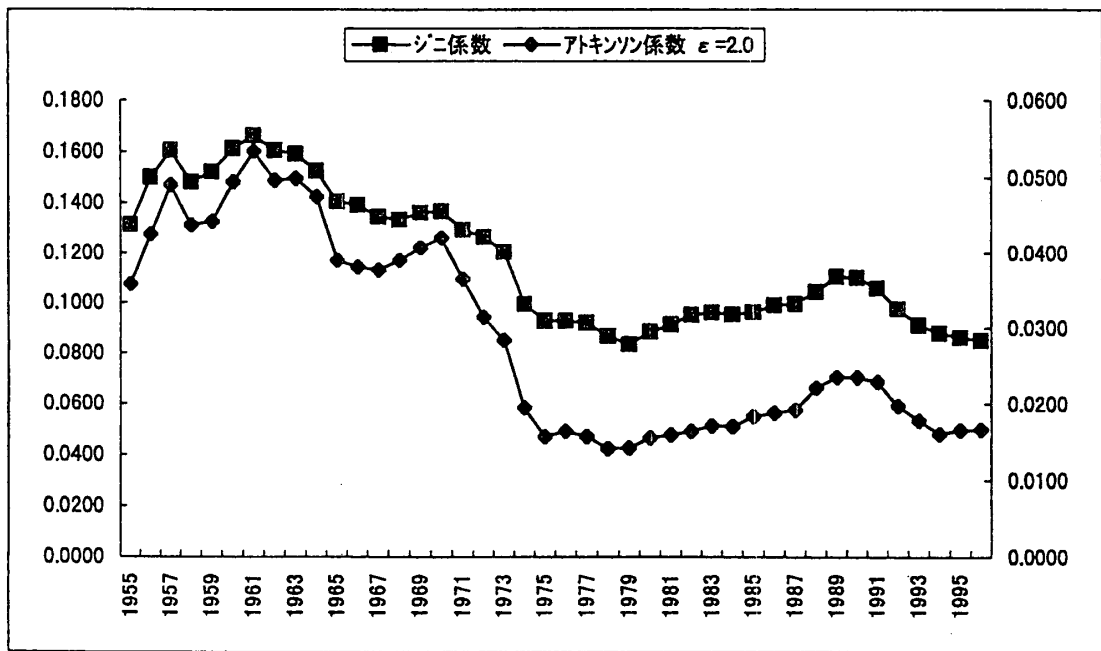
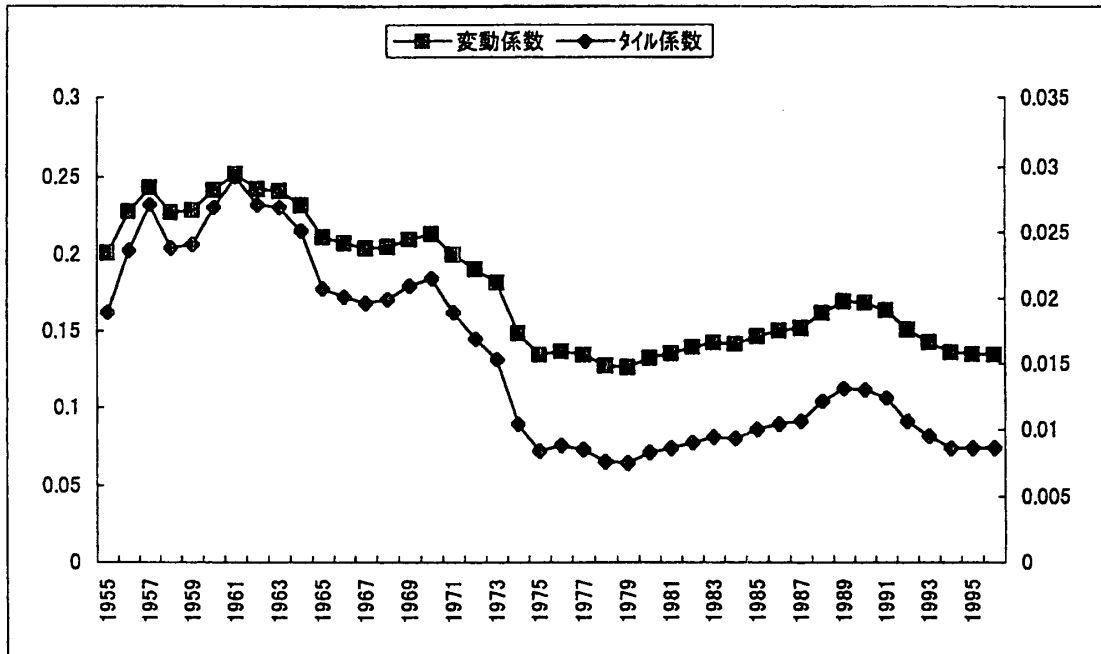
実質ベースでの都道府県別の所得順位の変動を、1955年度から20年毎に1995年度までとったものは、表2に示す通りである。表2における推移から、幾つかの特徴的な事柄を抽出できる。一つは、東京・神奈川・大阪・愛知という大都市圏の中でも中心となっている都府県が安定して上位にあることである。また、度数分布においてはその中でも東京が突出した存在であることがわかる。もう一つは、大都市圏に近接する県の所得順位の上昇が大きなことである。所得順位の変動を5年毎の期間で見ると、首都圏では、1955年度から1965年度にかけて東京近郊の埼玉・千葉の所得順位の上昇が著しく、1970年度から1985年度にかけて北関東3県(茨城・栃木・群馬)の所得順位の上昇が著しい。大阪圏では、1975年度から1985年度にかけての滋賀の所得順位の上昇が著しい。名古屋圏には首都圏や大阪圏に見られるような特徴はない。また、地方圏の中でも1975年度から1985年度にかけ

2) 一部の県(埼玉・岡山・兵庫・沖縄)では、県内総支出デフレーターが欠落している年度がありこの部分については欠落している年度が5年以内ならば、その間の値は幾何平均を用いることとした。データが5年以上欠落している場合は、当該県(岡山)の属する地方(中国地方)における県内総支出デフレーターの平均値を用いた。

3) 各不平等尺度の性質等に関しては高山(1974)・綿貫(1984)・谷岡(2000)参照。

4) 5年超の期間において、地域間所得格差の拡大率が4つの不平等尺度の内、少なくとも3つで10%を越える期間を格差の拡大期間、同様に縮小率が10%を越える期間を格差の縮小期間、10%以内の期間を停滞期間とみなしている。

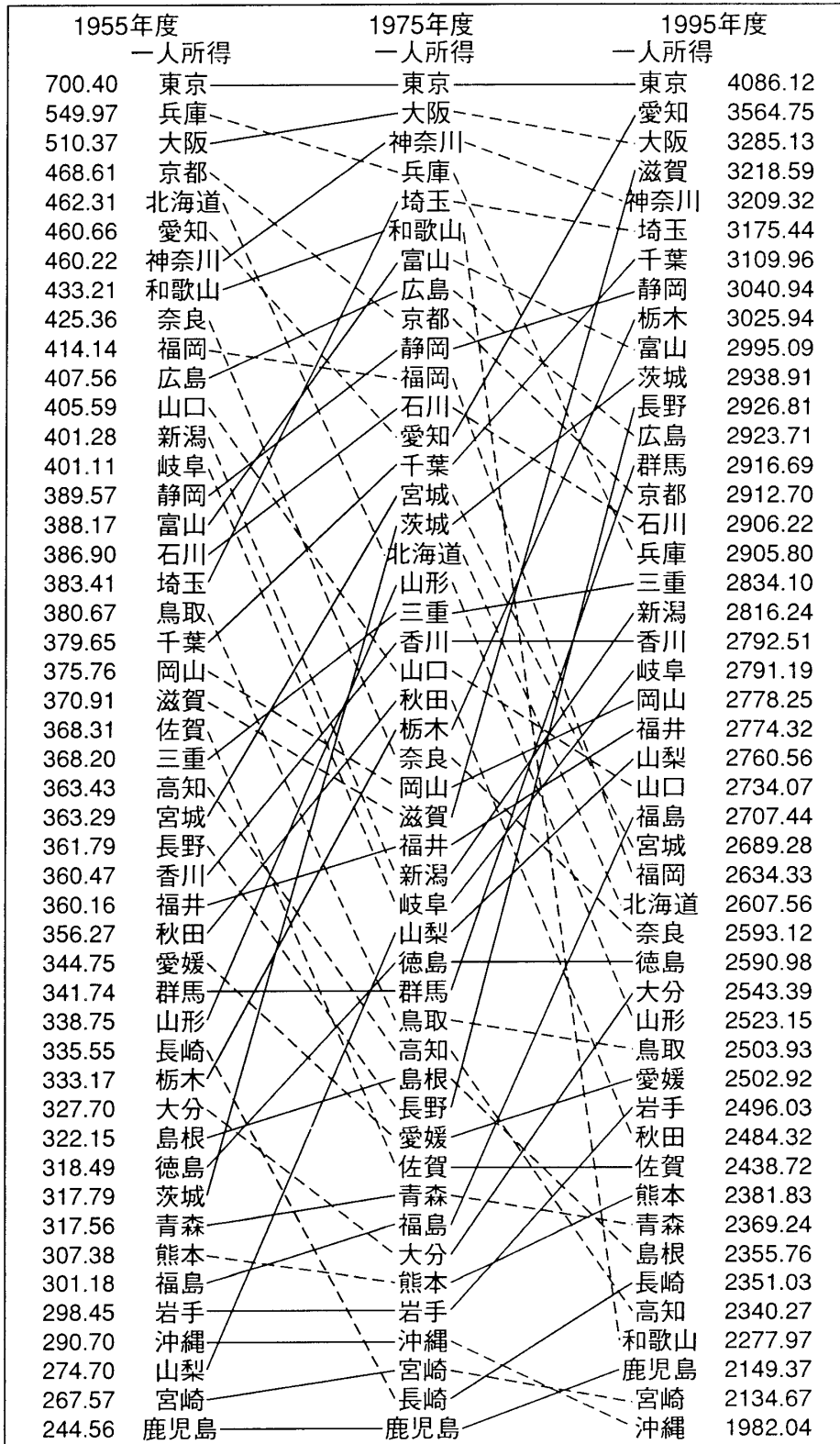
図1 名目ベースの地域間所得格差の推移



(出所) 経済企画庁経済研究所編「長期週及推計県民経済計算報告」

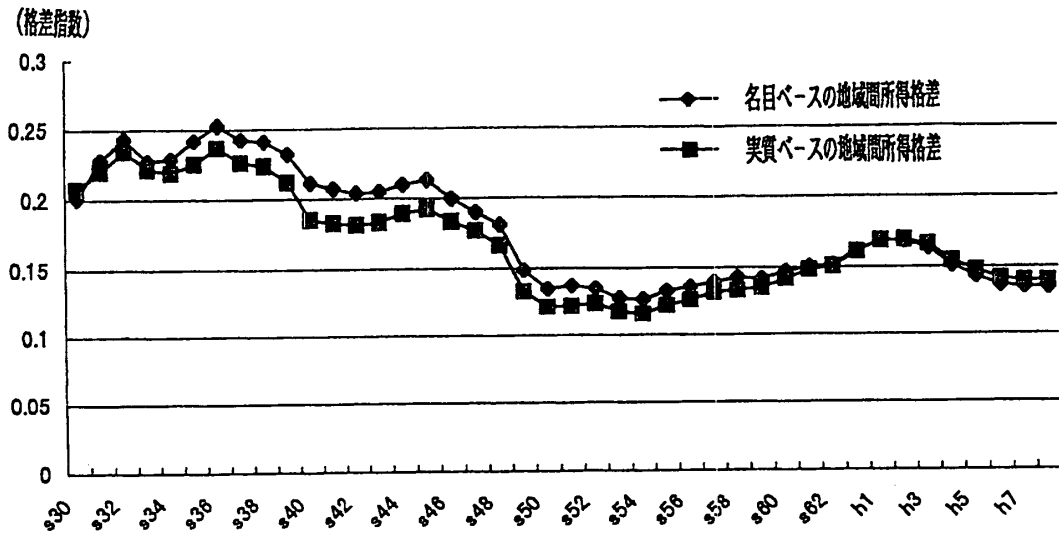
(出所) 経済企画庁経済研究所編「県民経済計算年報」

表2 実質ベースでの所得順位の変動



(注) ———— 県民一人当たり所得順位上昇または同順位
 - - - - - 県民一人当たり所得順位下降

図2 名目ベースと実質ベースでの地域間所得格差の推移（変動係数）



ては、山梨・長野の所得順位の上昇が著しい。逆に地方圏の中でも北東北・南九州・沖縄地方は、全ての年度を通じて下位の所得順位に停滞している。また、これ以外の特徴として、1955年度から1985年度においては所得順位の変動そのものが相対的に大きく（所得順位の入替わりが活発である）、特に1970年度から1980年度にかけての変動が特に著しいこと、しかし1985年度以降は相対的に安定したもの（所得順位の入替わりが不活発である）になっていることが挙げられる。

次に、実質ベースでの県民一人当たり所得の値について、1955年度から1995年度までの平均値（ μ ）・標準偏差（ σ ）・変動係数（ σ/μ ）・県民一人当たり所得が最大の県の数値を最小の県の数値で除したもの（最大値/最小値）の変化を、10年毎の期間でまとめると表3のようになる。また、その度数分布の変動を20年毎の期間（1955年度・1975年度・1995年度）で見たものを図3に示す。

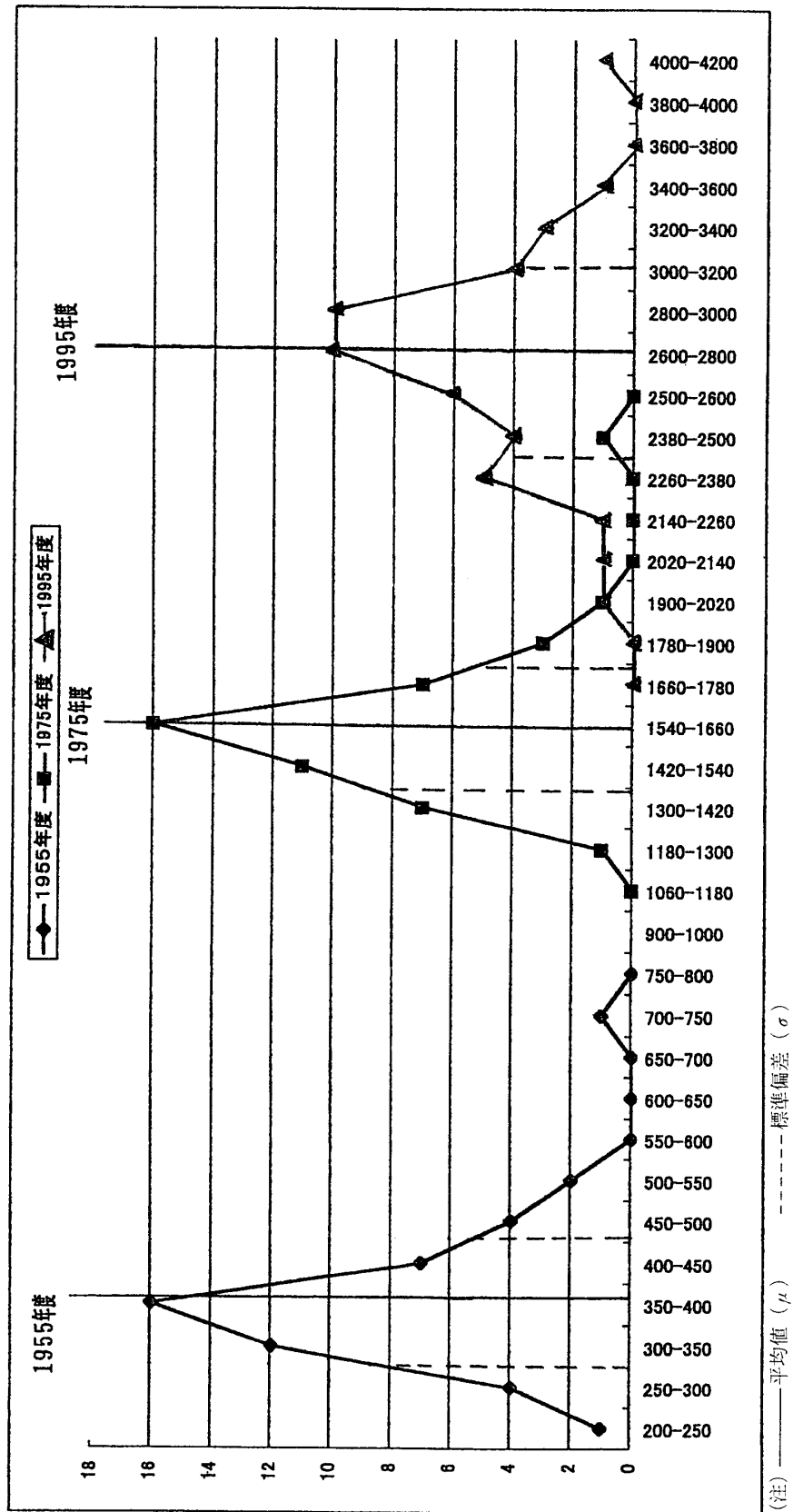
図3に見るように、所得順位の度数分布は右側にシフトし続けており、かつ σ の値も大きくなる傾向がある。図3のみから地域間所得格差の動向を判断すると、分散の度合いが大きくなっているため、地域間所得格差は拡大傾向を示しているように見える。

表3 県民一人当たり所得（実質ベース）の変化

	μ	σ	σ/μ	最大値/最小値
1955年度	377.45	78.21	0.2072	2.86
1965年度	786.69	145.89	0.1854	2.33
1975年度	1578.09	191.28	0.1212	1.91
1985年度	2124.39	299.86	0.1412	1.96
1995年度	2844.45	398.22	0.1396	2.06

(注) μ と σ の単位は千円、最大値/最小値の数値は倍率を表す。

図3 実質ベースでの所得順位の度数分布



しかし、表3に明らかなように、県民一人当たり所得の平均値 μ が上昇するにつれて、標準偏差の値 σ も大きくなるが、 σ の値そのものからはどの程度の地域間所得格差が生じているのかは判断できない。地域間所得格差の程度を知るためには標準偏差 σ を平均値 μ で除した変動係数を用いる必要がある。また、格差の傾向を知る上で、一人当たり県民所得が最大の県の数値を最小の県の数値で除したのも格差に関する指標として有用であると考えられる。1965年度以降、最大値/最小値の値は変動係数の縮小程には変化していないが、これは表2に示されているように、地域間所得格差の縮小が大都市圏に近接する県の所得の伸びが相対的に大きかったことに対応している。特に1975年度以降は、変動係数及び最大値/最小値の値がむしろ拡大傾向にあるが、その原因となったものは、東京・神奈川・大阪・愛知等の大都市圏の中でも中心的な位置にある都府県の県民一人当たり所得の増大よりも、むしろこれらに近接する県の所得の増大が相対的に大きかったことに起因すると考えられる。

実質ベースと同様の期間区分で、名目ベースでの都道府県別の所得順位の変動と度数分布の変化を見ると、傾向的な特徴は実質ベースのものとはほぼ同様であるとみなせる⁵⁾。

(3) 名目及び実質ベースでの地域間所得格差の推移と先進地域への人口純流入数の推移について

雇用量の増加と人口移動の関係に関しては、既に多くの研究がなされているが、その中で Muth (1971) は、雇用量の増加と人口移動は相互に影響し合っていることを見出している。また Muth は、地域間の所得格差は人口移動に影響し、それゆえに雇用の増加にも影響を与えているとする。Muth 等の研究から、地域間所得格差と人口移動の間には何らかの関係があることが示唆される。1970年代半ば以降は、人口移動と地域間所得格差の関係についても注目されつつある。人口移動は地域間所得格差の動向に対して重要な影響を及ぼすとともに、これらの動向にも影響を受けていると考えられている。(Alonso1979、目良1978、田淵1987、伊藤2000、他)

日本における地域間所得格差と地域間人口移動の関係については、田淵(1987)が1954年から1982年までの29年間のデータを用いて、実証的な研究を行っている。田淵は新古典派経済学の立場から、資本や労働が地域間で漸次調整されるというアプローチをとり、日本における地域間人口移動と地域間所得格差の因果関係を明らかにしている。田淵はまず、地域間所得格差、地域間人口移動と人口の地理的集中、及び経済成長のピークが表れるタイミングに着目し、少なくとも人口の地理的集中は地域間所得格差や経済成長率よりも後になることを示している。これは、最初に人口の地理的集中が生じ、所得の地域間格差が

5) 若干異なる点もある。一つは、名目ベースで見た場合には実質ベースで見た場合よりも、沖縄・鹿児島県の所得順位が相対的に下位にあることである。これは両県の物価水準が相対的に低いことに起因する。もう一つは所得順位の変動について、1955年度から1985年度においては所得順位の変動そのものが相対的に大きく、1985年度以降は相対的に安定したものであることは実質ベースで見た場合と同様であるが、名目ベースでは1970年度から1980年度にかけての所得順位の変動が際立って活発であるという特徴はない。

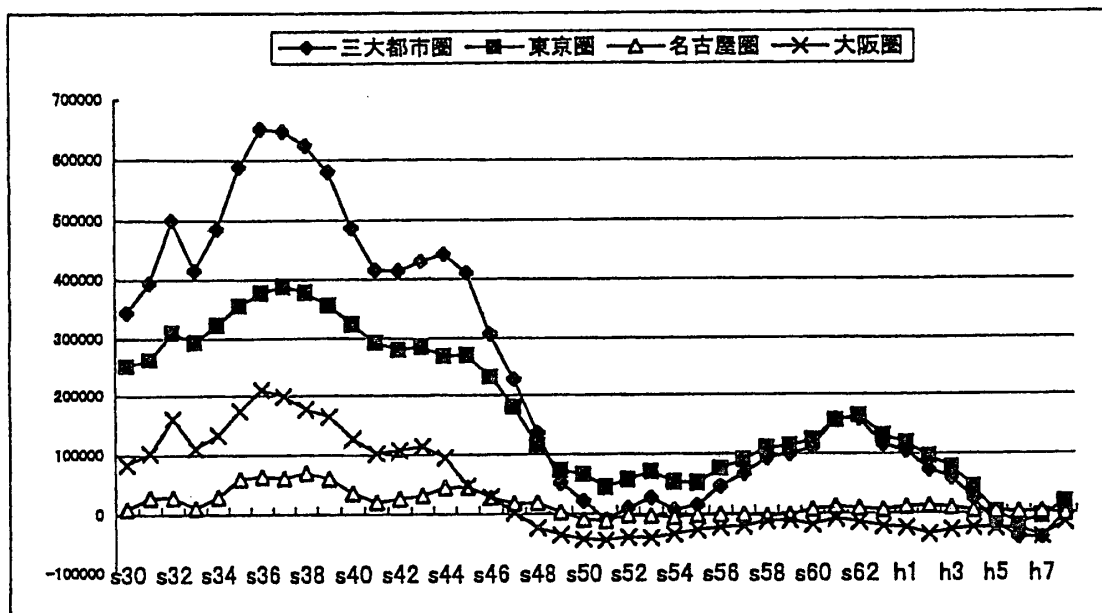
拡大し、次に経済成長率が上昇し、最後に人口増加率が上昇するという Alonso (1979) の仮説——ただし Alonso 自身はなぜこのような順序になるのかについては、必ずしも明確に述べておらず、また提示したパターンそれ自体も可変的であるとする——を否定するものである。

次に、地域間所得格差と人口移動の因果関係を分析するために Sims 検定 (Sims, 1972) を行っている。その結果、地域間所得格差が外生変数、地域間人口移動が内生変数であり、逆の関係は棄却されることが示された。田淵はこの点について、移住を決定する者は、他の条件が等しければ所得を最大化すべく移住の意思決定を行うが、移入によって生ずる人口の地理的集中は所得の地域間格差を拡大あるいは縮小させるさせる要因とは考えられないと解釈している。したがって、人口の大都市への集中は、集積の経済等を通じて一人当たり所得の地域間格差を拡大させるか否か、また、移動人口の蓄積が人口シェアを変化させることにより、一人当たり所得の地域間格差を縮小させるか否かに関しては必ずしも明らかになっていないとしている。

近年における先進国の傾向として、1970年代において鎮静化した中心地域への純流入人口は、1980年代に入ると再び増加しつつあることが見出されている。例えばカナダでは、中心地域から周辺地域への人口純流出の流れが逆転し、アメリカでも周辺地域への人口純流出が顕著に減少している。(Cochrane & Vining, 1988) 日本においても、1980年代に入ると、図4に見るように3大都市圏の中でも東京圏に対する純流入人口が増加している。しかし、1990年代に入ると、3大都市圏に対する純流入人口数は、図4に見られるように、再び鎮静化する傾向が明らかである。

人口移動に関する研究においては、その切り口となる考え方には様々なものがあるが、

図4 三大都市圏に対する純流入人口の推移



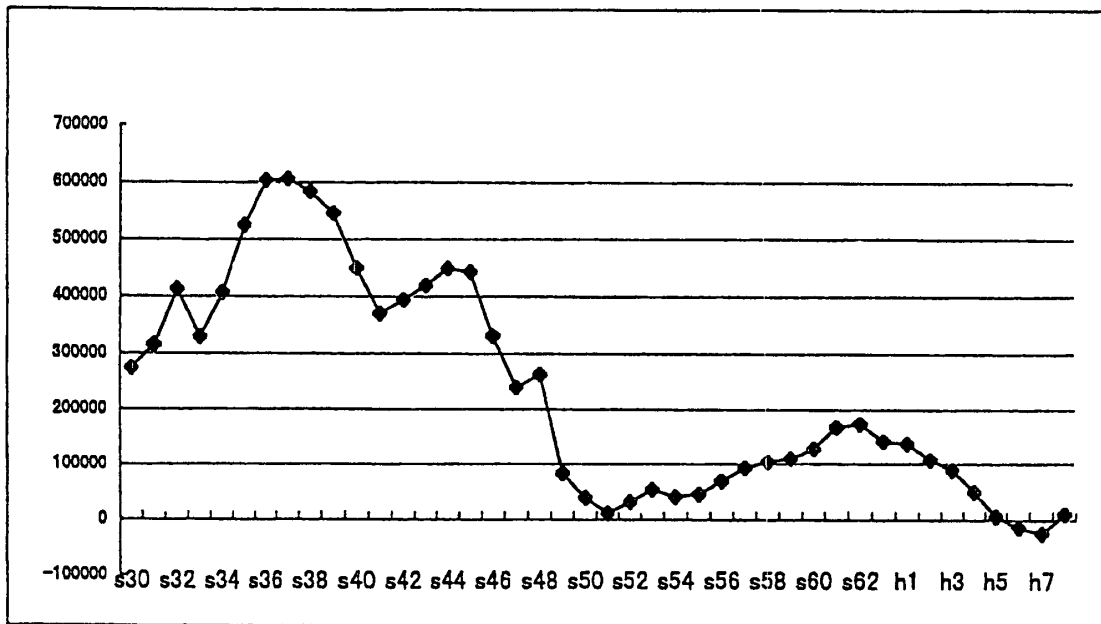
(出所) 総務庁統計局『住民基本台帳人口移動報告』

日本における人口移動の推移に関する研究では、3大都市圏（経済白書等で良く用いられるのは、東京・神奈川・埼玉・千葉・愛知・岐阜・三重・大阪・京都・兵庫・奈良の11都府県）への純流入人口の推移が研究の基礎としてよく用いられている。しかし、本論文では実際の行政区分や地域的な結びつきを重視するとともに、田淵（1987）の先行研究を重視して、関東・東海・近畿の全都府県（上記の11都府県に茨城・群馬・栃木・静岡・和歌山・滋賀の6県を加えた17都府県）への純流入人口を、人口移動に関する主たる分析対象の一つとする。1955年から1996年にかけての、関東・近畿・東海地方への純流入人口の推移は図5に示す通りであるが、図4の3大都市圏への純流入人口の推移と比較すると、両者の傾向的な相違は殆どないことがわかる。-

本論文では、人口移動と名目ベースでの地域間所得格差（以下、CV1と称する）及び実質ベースでの地域間所得格差（以下、CV2と称する）との関係を調査することが重要な目的である。このため、両者との関係を分析するに当たっては、田淵の先行研究を重視して関東・近畿・東海地方への純流入人口（以下、Mt と称する）を人口移動に関する基礎データとする。CV1-Mt、CV2-Mt の推移を図示すると、図6・図7のようになる。

図6と図7から、CV1-Mt と CV2-Mt の双方に共通したある傾向が見出せる。地域間所得格差の推移は、1975年頃を境とする2つの逆U字型カーブが重なった形態をとるとみなせ、かつ前半のピークは1961年度、後半のピークは1990年度である。関東・近畿・東海地方への純人口流入数も、1975年頃を境とする2つの逆U字型カーブが重なった形態をとっており、前半のピークは1962年度、後半のピークは1987年度である。したがって、前半の期間（1955年～1975年）と後半の期間（1976年～1996年）とでは、名目及び実質ベースでの地域間所得格差がピークを付けるタイミングと関東・近畿・東海地方への純人口流入数

図5 関東・近畿・東海地方に対する純流入人口の推移



(出所) 総務庁統計局『住民基本台帳人口移動報告』

図6 CV1-Mt(名目ベースでの地域間所得格差と関東・近畿・東海地方への純流入人口数)

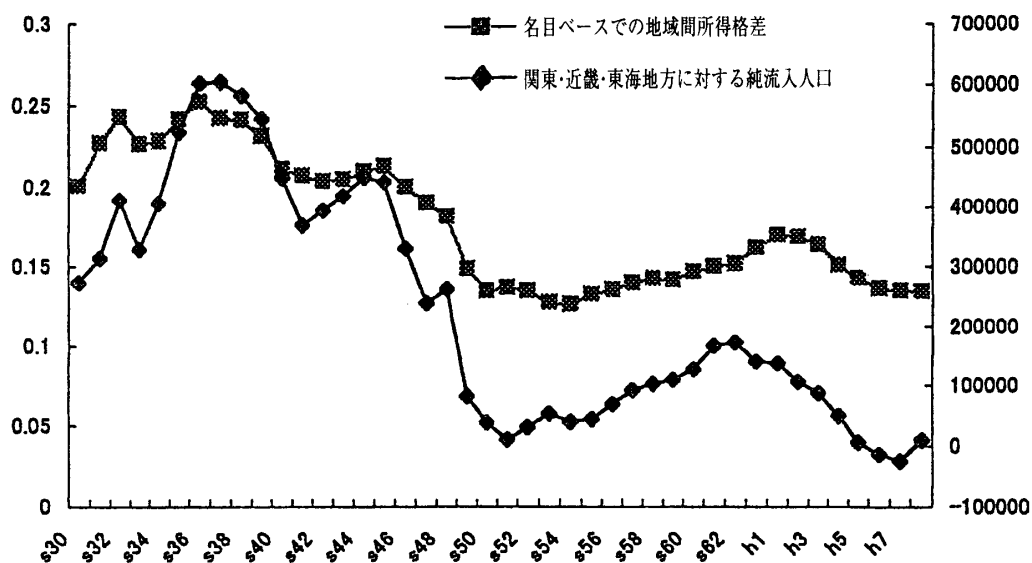
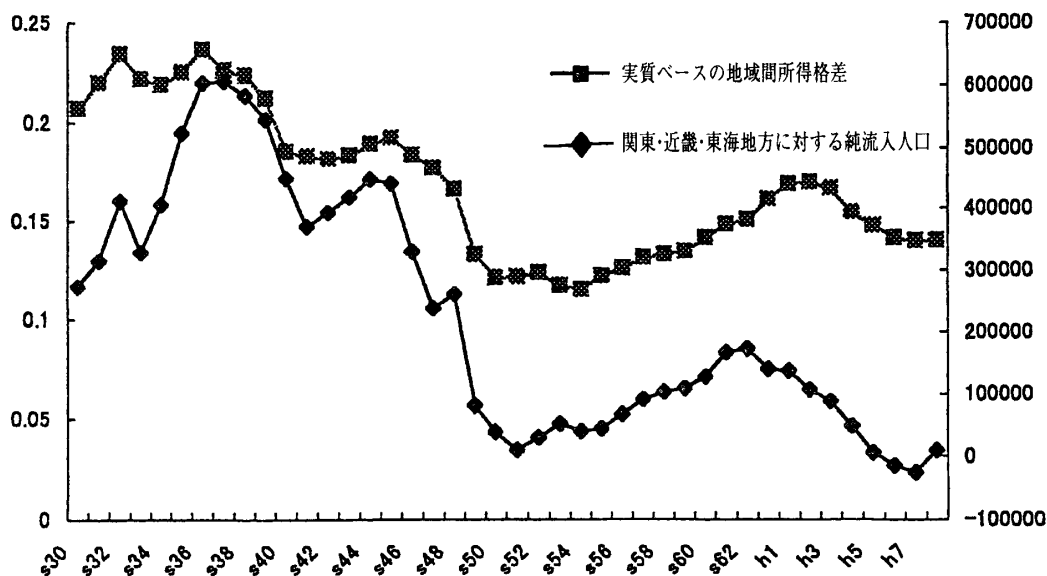


図7 CV2-Mt(実質ベースでの地域間所得格差と関東・近畿・東海地方への純流入人口数)



がピークを付けるタイミングに関して、その先行遅行関係が異なっていることになる。

田淵は、地域間格差と関東・近畿・東海地方⁶⁾への人口純流入数のピークの先行遅行関係が判別しにくいとして、人口シェアというストックの指標から人口の地理的集中が地域間格差のピークよりも先行すると想定する Alonso の仮説を否定したが、ピークの先行遅行関係のみから判断すると、後半の期間ではむしろ Alonso の仮説が適合することになる。

原因については幾つかのものが考えられるが、石油危機を契機として、日本の経済構造

6) 田淵は、1987年の論文の中では、関東・近畿・東海地方を、Three Metropolitan Regions、と定義している。

が高度経済成長から安定成長へと、1975年頃を境界として変化したことが最も大きな要因であろう。(例えば、山田(1994))このような相違が生じるメカニズムに関する究明は今後の課題としたい。

3. 地域間所得格差と人口移動の相互関係

ここでは前節で得られた時系列データについて、その相互関係を検証するため、簡単な時系列分析を行う。具体的には、CV1-Mt(名目ベースでの地域間所得格差と関東・近畿・東海地方への純流入人口数)、CV2-Mt(実質ベースでの地域間所得格差と関東・近畿・東海地方への純流入人口数)の2セットの時系列データについて、その相互依存関係の分析を行う。分析に際し、まず各々の時系列データについて、その特性を明らかにするため、(1)で単位根及び共和分の検定を行う。次に(2)において、2セットの時系列データに関し、その構造変化の生じた年度を確かめるため、逐次 CHOW 検定を実施する。さらに(1)、(2)の結果に基づき、(3)で Granger-test を実施し、その結果を考察する。

(1) 単位根及び共和分の検定

時系列データを扱う場合、それが定常過程に従うのか、それとも非定常過程にあるのかをまず確かめなければならない。(山本(1988)他)もし、非定常時系列データ同士を線型回帰させると、回帰分析の推定結果は変数間に関係がないことを示すのではなく、誤って何らかの関係があることを示してしまうケースがある。Granger等は、この現象を見せかけの回帰(spurious regression)と呼んでいる。(Granger & Newbold(1974))見せかけの回帰の特徴としては、観測個数が大きければ回帰係数のt統計量が高い、ダービン・ワトソン比(DW比)が低い(誤差項の系列相関が大きい)等が挙げられる。(羽森(2000)、森棟(1999) 蓑田(1997)他)時系列データが定常過程に従うのか、それとも非定常過程なのかを判定するため、近年は単位根の検定が重視されている。

単位根の検定に当たって、良く用いられる方法がDickey-Fuller検定(DF検定)である。(Fuller(1976)、Dickey & Fuller(1979, 1981))ただし、DF検定では誤差項がホワイトノイズであることが仮定されているが、誤差項にも系列相関が存在する可能性がある。このため、被説明変数の過去の値を含む回帰式を考えて単位根の検定が行われることが多い。このような検定方法は、augmented Dickey-Fuller検定(ADF検定)と呼ばれる。ADF検定は下記①の回帰式を用いて、単位根の検定を行う。

$$\Delta Y_t = \mu + \delta t + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + v_t \cdots \textcircled{1}$$

Δ : 階差演算子 μ : 定数項 δt : タイムトレンド項
 γ_i : 拡張次数 i の回帰係数 v_t : 誤差項

また、Perron等により、構造変化を考慮した単位根の検定(Phillips-Perron \hat{Z}_α 検定)が考案され、近年は比較的良く用いられている。(Philips, 1987)さらに、DF検定よりも検

出力が優れていると考えられる検定方法（Weighted Symmetric (τ) Test：加重対称 (τ) 検定）も考案され、最近は DF 検定や PP 検定とともに用いられている。

CV1（名目ベースでの地域間所得格差）と CV2（名目ベースでの地域間所得格差）、及び Mt（先進地域への純流入人口数）の 3 つ時系列データに対して、ここでは拡張 Dickey-Fuller (τ) 検定 (ADF)、Phillips-Perron 検定 (PP)、拡張加重対称 (τ) 検定 (WS) を行った。検定の結果は表 4、表 5 に示す通りである⁷⁾。

ADF, PP, WS のいずれかの検定方法で、有意水準 5% で H_0 仮説が棄却できれば単位根を持たないとすると表 4・5 に見るように 3 本の時系列データはいずれも I(1) の和分過程をとると判断できる。ところが、同じ次数の和分過程をとる変数同士を回帰分析する場合、階差型の VAR を用いることが適切で無い場合がある。これは、同じ次数の和分過

表 4 単位根の検定（階差 0）

時系列データ	検定方法	Test Statistics	P-Value	Number of lags
CV1	ADF	-2.12306	0.53316	10
	PP	-9.26752	0.48729	10
	WS	-1.52733	0.88340	5
CV2	ADF	-1.81678	0.69661	10
	PP	-4.46391	0.83096	10
	WS	-2.04380	0.61808	3
Mt	ADF	-3.11130	0.10357	3
	PP	-8.81160	0.52094	3
	WS	-2.21951	0.48906	3

**有意水準 1% *有意水準 5%

表 5 単位根の検定（階差 1）

時系列データ	検定方法	Test Statistics	P-Value	Number of lags
CV1	ADF	-3.69467*	0.02271	5
	PP	-20.78214	0.06031	5
	WS	-2.50158	0.29176	4
CV2	ADF	-3.47048*	0.04265	5
	PP	-19.10165	0.08473	5
	WS	-2.80831	0.14141	2
Mt	ADF	-2.64335	0.26035	2
	PP	-27.34562*	0.01543	2
	WS	-2.92795	0.10329	2

**有意水準 1% *有意水準 5%

7) 最適な拡張次数の決定は AIC2 基準によっている。なお、実際の計算に当たっては TSP-Ver.4.5 を用いている。

程をとる変数が共和分の関係にある場合である。もし、変数同士が共和分の関係にある時には誤差項が定常過程になる可能性がある。したがって、2つの時系列データが共和分の関係にある時には、各々のデータの階差をとることは逆効果となり、2変数間の長期的関係についての価値のある情報を破壊することになる。

変数同士 (CV1-Mt, CV2-Mt) が共和分の関係にあるか否かについては、Engle & Granger (1987) により提案された共和分の検定 (EG 検定) を行う必要がある。EG 検定を行うに当たり、検定の対象とした変数同士の組み合わせは Cv1-Mt、Cv2-Mt とする。計算結果を表6に示す。

表6 共和分の検定

変数	Test Statistics	P-Value	Number of lags
CV1-Mt			
CV1	-2.6740	0.42471	2
Mt	-3.4438	0.11254	3
CV2-Mt			
CV2	-2.5747	0.47896	3
Mt	-3.9124	0.03514*	3

**有意水準 1% *有意水準 5%

以上表6に示されたように、CV1-Mt、CV2-Mt という2セットの時系列データの組み合わせにおいては、Mt on CV2のケースが共和分の関係にあり、この部分についてはECM (Error Collection Model) の設定が可能である⁸⁾。しかし、双方向では共和分の関係にはなっていない。したがって上記2セットの変数間の相互関係を分析するにあたっては、1階の階差をとって分析を行うのが適切であると判断できる。

(2) 構造変化の検定

地域間の所得格差と人口移動の関係に関しては、経済構造の変化に伴って、その関係も変化することが予想される。第一次石油危機を契機として、日本の経済構造が高度成長から安定成長に変化し、また産業構造もそれまでの重化学工業から自動車産業等を中心とす

8) MtとCV2のECMとして下式が考えられる。()内はt値である。 $\epsilon_t = Mt - \alpha - \beta CV2$ とする。

$$\Delta Mt = 2734 + 0.3689 \Delta CV2 - 0.2228 \epsilon_t (-1) + 0.2331 \Delta Mt (-1) + 0.2010 \Delta Mt (-2)$$

(0.4123) (4.5579) (-2.587) (1.380) (1.145)

$$+ 0.1346 \Delta Mt (-3) - 0.2891 \Delta CV2 (-1) - 0.1490 \Delta CV2 (-2) - 0.7994 \Delta CV2 (-3)$$

(0.7575) (-0.256) (-1.303) (-0.7029)

DW=1.6519
R²=0.5094
Obs=38

るの加工組立型産業に変化していった⁹⁾。この変化は当然所得格差と人口移動の関係に影響を及ぼした可能性がある。

したがって、地域間の所得格差と人口移動の関係についても、石油危機の前後の期間を中心として、何らかの構造変化が生じているという仮説を設定しよう。そこで、そのような構造変化に関する検定方法として、最も広く活用されている CHOW 検定を実施する。検定の対象とする時系列データの組み合わせは、CV1-Mt（名目ベースでの地域間所得格差と関東・近畿・東海地方への純人口流入数）、CV2-Mt（実質ベースでの地域間所得格差と関東・近畿・東海地方への純人口流入数）とするが、CHOW 検定においても定常時系列データ同士を計算するのが望ましい（藤本・西田（1999）他）とされるので検定の対象となる時系列データは、全て1階の階差をとって定常化したものを用いている。このため、検定の対称年度は1956年度から1996年度となる。実際に CHOW 検定の対象とする年度は、1970年代の半ばに構造変化が生じたことを想定し、前半の期間が1971年度から1977年度、後半の期間が1972年度から1978年度のケースを計算する。また従属変数と説明変数を入れ替えた場合も計算する。計算の結果は表7（ $\Delta CV1-\Delta Mt$ ）及び表8（ $\Delta CV2-\Delta Mt$ ）に示す通りである。

表7・表8における計算結果から判断すると、5%の有意水準では構造変化の生じた年度を特定することはできない。しかし、検定統計量はいずれのケースにおいても後半期間の初年度が1974年度～1976年度の期間に比較的高くなっている。また、被説明変数と説明変数を入れ替えた場合にも共通して比較的検定統計量の高いケースは、CV1-Mt、CV2-Mtのいずれにおいても、後半期間の初年度が1976年度になっている。

このような点から、検定統計量は5%の有意水準は充たしてはいないが、地域間所得格差と人口移動の関係についての構造変化は、1975年頃に生じていると考えるのが最も適切

表7 CHOW検定（ $\Delta CV1-\Delta Mt$ ）

前半期間の最終年度と 後半期間の初年度	$\Delta CV1$ on ΔMt		ΔMt on $\Delta CV1$	
	Test Statistics	P- Value	Test Statistics	P- Value
1971-1972	0.0074	0.993	0.3009	0.742
1972-1973	0.1025	0.903	0.4659	0.631
1973-1974	0.2371	0.790	0.3272	0.723
1974-1975	0.4879	0.707	2.3908	0.106
1975-1976	1.0212	0.370	2.3588	0.109
1976-1977	0.5709	0.570	2.0303	0.146
1977-1978	0.5905	0.559	1.9623	0.155

**有意水準1% *有意水準5%

9) 例えば、櫻川等（2001）は地価上昇率と経済成長率の相互関係に関し、第一次石油危機後の1975年に最大規模の構造変化が生じたことを見出している。また、経済成長と地域間所得格差の関係についても1975年頃に大きな構造変化が生じたと考えられる。（谷岡・山田（2000）参照）

表8 CHOW検定 (ΔCV2-ΔMt)

前半期間の最終年度と 後半期間の初年度	ΔCV2 on ΔMt		ΔMt on ΔCV2	
	Test Statistics	P- Value	Test Statistics	P- Value
1971-1972	0.6381	0.534	1.3255	0.278
1972-1973	0.8968	0.417	1.0971	0.344
1973-1974	2.0833	0.139	1.0846	0.349
1974-1975	1.3934	0.261	2.5535	0.091
1975-1976	2.0239	0.147	2.6405	0.085
1976-1977	1.5063	0.235	2.2770	0.117
1977-1978	1.4835	0.240	2.4155	0.103

**有意水準 1% *有意水準 5%

であろう。そこで、上記の仮説が成立することを前提として、地域間所得格差と人口移動の因果関係の分析を行おう。

(3) 地域間所得格差と人口移動の因果関係の検証

本来の「因果関係」の意味するところは、事象Aが原因となって事象Bが結果として生ずる、というように原因と結果が結びついている。物理学等の自然科学では実験により、こうした因果関係を統計的に確認できる。しかし、社会科学としての経済学は、実験によって因果関係を検証することが難しいため、一定の基準に基づいて定義された因果関係を検証するという方法がとられる。この基準の中でも、最も代表的な概念が Granger の意味での因果関係である。(Granger, 1969)

Granger の意味での因果関係の概念は、予測の概念に基づいている。Granger の定義した因果関係を、定常確率過程に従う VAR (p) モデルの 2 変量 x、y について説明すると次のようになる。

「x、y 双方の過去から現在に至る値を用いて y を予測した場合の方が、x の現在及び過去の値を除いて y を予測した場合よりも y の予測値として優れている場合、x から y への因果関係が存在する」

ここではまず、上記に示した Granger の意味での因果関係を検証する。モデルとしては、下記の 2 変量 VAR (p) モデルを設定する。

$$Y_{1t} = \phi_{10} + \sum_{k=1}^p \phi_{11}(k) Y_{1t-k} + \sum_{k=1}^p \phi_{12}(k) Y_{2t-k} + \nu_{1t} \dots \dots \textcircled{2}$$

$$Y_{2t} = \phi_{20} + \sum_{k=1}^p \phi_{21}(k) Y_{1t-k} + \sum_{k=1}^p \phi_{22}(k) Y_{2t-k} + \nu_{2t} \dots \dots \textcircled{3}$$

②式において Granger の意味において Y₂から Y₁への因果関係が無いことの必要十分条件は、 $\phi_{12}(1) = \phi_{12}(2) = \dots = \phi_{12}(p) = 0$ 、である。また③式において Granger の意味において Y₁から Y₂への因果関係が無いことの必要十分条件は、 $\phi_{21}(1) = \phi_{21}(2) = \dots = \phi_{21}(p) = 0$

(p)=0、である。実際の検定は無制約のモデル (②・③) と制約を考慮に入れたモデル (②式に対しては、 $\phi_{12}(1) = \phi_{12}(2) = \dots = \phi_{12}(p) = 0$ のモデル、③式に対しては、 $\phi_{21}(1) = \phi_{21}(2) = \dots = \phi_{21}(p) = 0$ のモデル) のそれぞれの残差自乗和を計算し、検定統計量 F を計算する。なお、AR モデルの場合には、検定統計量 F が F 分布に従わないので、 pF が漸近的に $\chi^2(p)$ 分布に従うことを用いて $\chi^2(p)$ 分布に基づく検定を行う。

計算の対象とする時系列モデルは定常過程に従うことが前提となっているので、1階の階差をとった、 $\Delta CV1-\Delta Mt$ 、 $\Delta CV2-\Delta Mt$ 、の2セットの時系列データを計算の対象とした。また、AR(p)の次数に関しては田淵の先行研究を重視して、 $p=6$ とした。計算対象期間としては、表7及び表8のCHOW検定の結果を重視して、1975年度を前半期間の最終年度、1976年度を後半期間の初年度とする2期間に区分した形での検定も行った。計算結果は表9 ($\Delta CV1-\Delta Mt$)、表10 ($\Delta CV2-\Delta Mt$) に示す通りである。ラグの次数は対象全期間 (1956年度～1996年度) においては6とし、前半期間 (1956年度～1975年度) と後半期間 (1976年度～1996年度) では十分な自由度を確保するため、ラグの次数を3とした。

$\Delta CV1-\Delta Mt$ (一階の階差をとった名目ベースの地域間所得格差と関東・近畿・東海地方への純流入人口) に対する Granger-Test の結果は表8に見る通りである。全体の期間 (1956年度～1996年度) と前半の期間 (1956年度～1975年度) においては、 $\Delta CV1 \Rightarrow \Delta Mt$ の関係の方が $\Delta Mt \Rightarrow \Delta CV1$ の関係よりも強くなっているが、その因果関係の強さは5%の有意水準には達していない。後半の期間 (1976年度～1995年度) では逆に $\Delta Mt \Rightarrow \Delta CV1$ の関係の方が $\Delta CV1 \Rightarrow \Delta Mt$ の関係よりも強くなっているが、両方の関係とも因果関係の強さは5%の有意水準を越えている。

表10では実質ベースの地域間所得格差 ($\Delta CV2$) を用いたが、ほぼ表9 ($\Delta CV1-\Delta Mt$) の結果と同様な傾向が示されている。表9との相違点は、全体の期間・前半の期間・後半の期間のすべての分析対象期間において、 $\Delta Mt \Rightarrow \Delta CV2$ ・ $\Delta CV2 \Rightarrow \Delta Mt$ の因果関係が、より均等化していることである。

表9・表10に見るように、地域間所得格差と関東・近畿・東海地方への人口純流入数に対する Granger テストの結果からすると、 $\Delta CV1-\Delta Mt$ 、及び $\Delta CV2-\Delta Mt$ の双方とも、必ずしも因果関係を特定できない。むしろ、名目及び実質ベースの地域間所得格差と関東

表9 Granger テスト ($\Delta CV1-\Delta Mt$)

計算対象 年度	$\Delta CV1$ on ΔMt		ΔMt on $\Delta CV1$	
	F値	P- Value	F値	P- Value
1956-1996	0.6240	0.709	1.5067	0.220
1956-1975	0.3835	0.767	1.4726	0.276
1976-1996	8.1544**	0.003	4.0034*	0.035

**有意水準1% *有意水準5%

1956年度-1996年度のラグの次数は6、1956年度-1975年度及び
1976年度-1996年度のラグの次数は3とする。

表10 Granger テスト ($\Delta CV2 - \Delta Mt$)

計算対象 年度	$\Delta CV2$ on ΔMt		ΔMt on $\Delta CV2$	
	F値	P- Value	F値	P- Value
1956-1996	1.4450	0.241	2.1730	0.083
1956-1975	0.3030	0.823	0.5599	0.652
1976-1996	6.9433**	0.006	6.5174**	0.007

**有意水準 1% *有意水準 5%

1956年度-1996年度のラグの次数は 6、1956年度-1975年度及び
1976年度-1996年度のラグの次数は 3 とする。

近畿東海地方への純流入人口は、相互に影響を与え合っており、期間区分によってその因果関係の強さに変化が生じる、と解釈した方が適切であると考えられる。

人口移動と地域間所得格差の関係を時系列的に分析するに当たっては、変数の定常性や期間区分に充分配慮しなければならない。その上で両者の関係を分析しようと試みたが、その結果はいずれかが外生（内生）変数の関係にあるのではなく、むしろ双方向の因果関係があることが示唆された。特に、後半の期間はそうした傾向が強い。

4. 結語

まず、第Ⅱ節と第Ⅲ節における分析結果をまとめる。第Ⅱ節において、最新の統計資料を用いて、名目ベースの地域間所得格差と実質ベースの地域間所得格差を4つの不平等尺度で算定し、地域間所得格差の拡大局面・縮小局面・停滞局面とみなせる期間を判定した。その結果、いずれの尺度においても、名目ベースと実質ベースの双方に共通な格差動向の傾向が明らかになった。それによると、1975年頃を境として1961年頃と1989年頃をピークとする2つの逆U字型カーブが連なった形態をとり、かつ後半の逆U字型カーブのピークは、前半の逆U字型カーブのピークの約2/3の水準となっていた。

次に、47都道府県の県民一人当たり所得の順位の変動が如何なるものであるのかを名目ベース及び実質ベースで調査した。その結果、名目ベースで見た場合も実質ベースで見た場合も東京都が突出していること、東京近郊や北関東の諸県・滋賀県等の大都市に近接する県における県民一人当たり所得の伸びが相対的に大きいことが見出せた。

さらに第Ⅱ節では、名目ベースと実質ベースでの地域間所得格差と人口移動の関係を分析した。人口移動に関しては、関東・東海・近畿地方への純流入人口を分析対象としたが、分析の結果、名目及び実質ベースでの地域間所得格差のピークと人口純流入数のピークの先行遅行関係は、地域間所得格差に関する1975年頃を境界とする前半と後半の逆U字型カーブでは異なっていることが見出せた。前半の逆U字型カーブの期間では、地域間所得格差のピークが人口純流入数のピークよりも先行する傾向があるのに対し、後半の逆U字型カーブの期間では人口純流入数のピークが地域間所得格差のピークよりも先行する傾向が

見られた。ピークの先行遅延関係のみから判断すると、前半の逆U字型カーブの期間は既に田淵（1987）が示しているように Alonso の仮説は適合しないが、後半の逆U字型カーブの期間ではむしろ Alonso の仮説が適合することになる。その原因に関しては明確なことはいえないが、石油危機を契機として、日本の経済構造がそれまでの高度経済成長から安定成長へと、構造変化を起こしたと関係があることが考えられる。

次に第Ⅲ節において、田淵（1987）の行った先行研究を重視しつつ、第Ⅱ節で得られたデータ（名目ベースでの地域間所得格差（変動係数）、実質ベースでの地域間所得格差（変動係数）、関東・近畿・東海地方への純流入人口数への純流入人口数）に基づいて限定的な形ではあるが時系列分析を実施した。第Ⅲ節ではまず、分析に用いる時系列データが定常過程にあるか、それとも非定常過程にあるのかを検証した。その結果、いずれの時系列データも I (1) の和分過程に従い、分析の対象とする2セットの時系列データの組み合わせのいずれにおいても双方向では共和分の関係に無いことが確かめられた。そのため、これ以降の分析に当たっては、すべて1階の階差をとったものを使用することとした。

次に、地域間格差と人口移動の関係に関して、その構造変化の生じたと考えられる年度を特定するため、逐次 CHOW 検定を実施した。その結果、両者の関係についての構造変化は1975年頃に生じているとみなされる。ただし、F検定の数値自体は必ずしも十分なものとはいえなかった。

最後に、上記の CHOW 検定における結果を参考にし、期間区分1975年度とした場合での分析を試みた。具体的には、1階の階差をとった2セットの時系列データ（名目ベースの地域間所得格差－関東・近畿・東海地方への純流入人口、実質ベースの地域間所得格差－関東・近畿・東海地方への純流入人口）について Granger test を実施した。その結果、地域間所得格差と人口移動の関係は、いずれかが外生（内生）変数とみなせるものではなく、むしろ双方向的な因果関係にあると考えた方が適切であると判断された。

今後は、以上の分析結果にもとづいて、地域間所得格差と人口移動の関係についてさらなる検証と分析を行いながら、地域間所得格差・人口移動等を内生変数、人口の自然増加率・GDPの伸び率・民間及び公共投資等を外生変数とする連立方程式モデルの構築を行いたい。

参 考 文 献

- 1) Alonso, W., "Five bell shapes in development", *Papers of the Regional Science Association*, Vol.45, 1980, pp.5-16.
- 2) Atkinson, A. B., "On the Measurement of Inequality", *Journal of Economic Theory*, 1970, Vol.2, pp.244-263.
- 3) Cochrane, D. G. & Vining, D. R., "Recent Trends in Migration Between Core and Peripheral Regions in Developed and Advanced Developing Countries", *International Regional Science Review*, No.3, 1988, pp.215-245.
- 4) Dalton, H., "The Measurement of Inequality of Incomes", *Economic Journal*, Vol.30, 1920, pp.348-361.
- 5) Dickey, D. A. & Fuller, W. A., "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
- 6) Dickey, D. A. & Fuller, W. A., "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, 1981, pp.1057-1072.

- 7) Engle, R. F. & Granger, C. W. J., "Cointegration and Error Correlation : Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp.251-276.
- 8) 藤本利躬・西田小百合『初級コース計量経済学』中央経済社 1999年 初版。
- 9) Granger, C. W. J., "Investing Causal relations by econometric models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, Vol.37, 1969, pp.425-438.
- 10) Granger, C. W. J. & Newbold, "Spurious regressions in econometrics", *Journal of Econometrics*, Vol.2, 1974, pp.111-120.
- 11) 羽森茂之『計量経済学』中央経済社 2000年 初版。
- 12) Hirschman, A. O., *The strategy of economic development*, Yale University Press 1958. 小島清監修 麻田四郎訳『経済発展の戦略』巖松堂出版 1963年 第3版。
- 13) 伊藤薫「戦後日本の人口移動に対する 所得格差説と就業機会説の説明力について (1955年～1995年)」岐阜聖徳学園大学経済 情報学部 Working Paper No.17, 2000.
- 14) 経済企画庁経済研究所編『長期週及推計－県民経済計算報告 (昭和30年～昭和49年)』1991年。
- 15) 経済企画庁経済研究所編『県民経済計算年報 (平成11年版)』1999年。
- 16) 刈野武昭監修 日本銀行調査統計局編『計量経済分析の基礎と応用』1985年初版。
- 17) 箕谷千風彦『計量経済学』多賀出版 1997年 初版。
- 18) 森棟公夫『計量経済学』東洋経済新報社 1999年 初版。
- 19) Muth, R. F., "Migration : chicken or egg?", *Southern Economic Journal*, Vol.37, 1971, pp.295-306.
- 20) Myrdal, K. G., *Economic Theory and Under-developed Regions*, Gerald Duckworth & Co., 1957. 小原敬士訳『経済理論と低開発地域』東洋経済新報社 1959年 初版。
- 21) Mera, K., "Population Concentration and Regional Income Disparities : A Comparative Analysis of Japan and Korea", Hansen, N. M. (ed), *Human Settlement System*, Ballinger Publishing Co., 1978, pp.155-174.
- 22) Phillips, P. C. B., "Time Series Regression with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.55, 1987, pp.277-301.
- 23) Rostow, W. W., *The stages of economic growth ; a non-communist manifesto*, Cambridge Univ. Press, 1960.
- 24) 櫻川幸恵・櫻川昌哉「地価上昇と経済成長の相互作用に関する分析」『季刊住宅土地経済』2001年春季号 pp.19-27。
- 25) Sims, C. A., "Money, income, and causality", *American Economic Review*, Vol.62, 1972, pp.540-552.
- 26) 総務庁統計局『住民基本台帳人口移動報告』1999年。
- 27) Tabuti, T., "Interregional Income Differentials and Migration : Their Interrelationships", *Regional Studies*, Vol.22.1, 1987, pp.1-10.
- 28) 田淵隆俊「地域間所得格差と地域間人口移動」『地域学研究』第17巻 1988年 pp.215-226。
- 29) 高山憲之「所得不平等の尺度：再検討」『国民経済』第131号 1974年 pp.41-69。
- 30) 谷岡弘二「経済成長と地域間格差の統計的分析」大阪商業大学論集 第116号 2000年 pp.321-344。
- 31) 谷岡弘二・山田浩之「戦後の日本における地域間所得格差の推移とその要因について」『応用地域学研究』No.5 2000年 pp.149-160。
- 32) 和合肇・伴金美「TSPによる経済データの分析」東京大学出版会 2000年 第2版。
- 33) 綿貫伸一郎『所得不平等と地域格差』大阪府立大学経済学部 1984年 初版。
- 34) Williamson, J. G., "Regional Inequality and the Process of National Development", *Economic Development and Cultural Change*, Vol.13, 1965, pp.3-45.
- 35) 山田浩之「戦後の経済成長・都市化と国土政策」土木学会『土木学会論文集』No.494/IV-24 1994年 pp.1-12。
- 36) 山本 拓『経済の時系列分析』創文社 1988年 初版。