所得分配と公共政策

八木 匡

(1)

所得分配と公共政策

八木　匡
(名古屋大学)

平成7年11月27日

目次

1 序論 5

2 静学的所得分配論 7

2.1 静学的公正規準 7

2.1.1 功利主義とロールズ格差原理 7

2.1.2 ロールズ格差原理に対する動学的視点からの批判 9

2.1.3 ケーパビリティ・アプローチ 11

2.2 静学的不平等度の諸尺度 12

2.2.1 ローレンツ準順序 12

2.2.2 不平等度尺度の諸性質 13

2.2.3 不平等度の諸尺度とその性質 14

2.3 不平等度測定における家計構成要因の処理 16

2.3.1 等価所得比率アプローチ 16

2.3.2 日本における等価所得比率 23

3 日本の所得分配状態と資産分布 41

3.1 日本の所得分配 41

3.1.1 所得分配状態の国際比較 41

3.1.2 所得分配の長期的変遷 42

3.1.3 所得分配不平等度の時系列回帰分析 44

3.2 分配における帰属家賃 54

3.2.1 帰属家賃の重要性 54

3.2.2 帰属家賃所得の推計 55

3.2.3 帰属家賃所得と分配の不平等 57

4 動学的所得分配論 **73**

4.1 動学的公正規準 73

4.1.1 所得分配の動学的分析の必要性 73

4.1.2 ロールズ格差原理の動学的再考 73

4.1.3 動学的公正規準と動学的公平性の尺度 75

4.2 所得変動の自己回帰分析 76

4.2.1 自己回帰モデルによる所得変動の定式化 76

4.2.2 移動性と稼得所得の不平等度 78

4.3 推移確率行列による移動性の分析 79

4.3.1 マルコフ過程とマルコフ仮定 79

4.3.2 マルコフ過程と所得・資産分布生成モデル 81

4.4 移動性尺度とその性質 86

4.4.1 推移確率行列と極限分布 86

4.4.2 尺度公理系 87

4.4.3 ショロックス尺度 88

4.4.4 最近の移動性研究の動向 101

5 所得分配政策 **103**

5.1 所得分配政策の分類 103

5.2 税による所得再分配政策 104

5.2.1 租税負担の原則 104

5.2.2 最適な再分配所得税 104

5.3 所得の移動性と最適税率 107

5.3.1 モデル 108

5.3.2 最適再分配レベル 109

5.3.3 移動性変化と最適税率に関する数値シュミレーション 113

5.4 年金による所得再分配 118

5.4.1 日本における年金による所得再分配 118

5.4.2 公的年金による世代内所得再分配の意義と役割 120

5.4.3 最適税率と近視眼的行動 124

6 地域格差と公共投資 **137**

6.1 地域間所得格差の推移 137

6.2 最適公共投資配分理論と地域間格差 140
6.2.1 理論的研究の系譜 140
6.2.2 公共投資の逆戻り現象と最適配分ルール 141
6.3 社会資本のスピルオーバー効果と地域格差 152
6.3.1 モデル 153
6.3.2 公共投資の最適配分とスピルオーバー効果 154
6.3.3 分析結果の解釈 157
6.4 都市の貧困化と社会資本の荒廃 157
6.4.1 デトロイト市の盛衰の歴史 157
6.4.2 都市の衰退と社会資本の荒廃 158
6.5 社会資本の荒廃と公共投資 164
6.5.1 米国における社会資本の荒廃 164
6.5.2 地方政府の行動 165
6.5.3 中央政府の行動 170
6.5.4 地方政府の維持補修行動と公共投資の配分 174
6.5.5 補論 175
6.6 公共投資の配分と政府間情報ギャップ 175
6.6.1 経営裁定プロセス（Management Arbitrated Process） 176
6.6.2 モデル 177
6.6.3 配分メカニズムの構造 178
6.6.4 ナッシュ積の変化と最適条件 179
6.6.5 最適税ルール 181
6.6.6 モデルの現実適合性 182
6.6.7 補論 182
6.6.8 地域間競争 183

7 所得分配と経済成長 **185**
7.1 研究系譜の概観 185
7.2 需要面からのアプローチ 187
7.3 供給面からのアプローチ 190
7.3.1 人的資本蓄積を通じた影響 190
7.3.2 政府支出の効果 193
7.3.3 政府支出の外部性 197

7.3.4 資本蓄積と所得分配 199

7.3.5 資産分布の変化と経済成長 202

7.4 結語 202

8 参考文献 205

Chapter 1

序論

所得分配の問題は、労働意欲、国民の間の競争意識などと強い関係を持ち、経済の成長と社会の安定に多大な影響を与えてきた。しかし、所得分配の問題は、それが国民経済に対して重要な影響を与えながらも、経済理論の中ではしばしば分析の範疇からはずされることも少なくなかった。その一つの理由としては、税制等の公共政策に策定で生ずる所得階層間での利害の対立は、政治的決定プロセスで解決され、理論的にある結論をもたらすためには強い価値判断が要求されることが多いことにある。経済学においては、経済のパイをいかに大きくするのかという問題の方が、パイの分け前を考えるよりも重要であると考えてきており、むしろ平等な分配は経済のパイを小さくする効果を持つことがしばしば主張される。さらに、公平性に関する議論に比べて、効率性に関する議論は、一般的に価値判断の入り込む余地が比較的少ないことも、経済学者が効率性を中心に考える理由の一つになっている。また所得分配の問題を理論分析に含める場合には、モデルが複雑になり、分析の操作性が落ちることも一つの障害となっている。経済理論における位置づけとは別に、所得分配の問題は、国民にとって効率性の問題以上により身近な関心事であり、敏感な反応をもたらす問題であることは否めず、理論の現実適用性を高める上でも分配問題の分析の必要性は大きいと言えよう。所得分配の問題を扱う別の大きな理由は、効率性を支える競争自体が公平な競争であるか否かを調べることが、競争に参加者している経済主体の動機付けが持続的に与えられ続けるかを予見する上で重要と考えられることにある。

これまで所得分配の問題は、1）ある一時点での分配の不平等度を測り、分配状態を評価する、2）分配の不平等度の時間変化を測定し、異時点間および世代間での不平等度の伝播を明らかにする、3）所得再分配政策の分析と評価、4）分配状態に強い影響を与える公共政策の分析と評価、といった点から考察されてきた。本論文では、1）のような、ある一時点での所得分配状態を分析することを「静学的分析」と呼び、2）の異時点間での不平等度の伝播に焦点を置く分析を「動学的分析」と呼ぶことにする。3）および4）の問題は、静学的分析と動学分析の２

つの視点によって考察される。動学的分析は、競争を基本原理とした経済ゲームの出発点が平等であるか否かを議論するものとも言える。

第２章ではの静学的分析を行う。特に等価所得を推定することにより、家計構成の相違を不平等尺度に反映させることを試みる。第３章では、現在の日本の分配状態を様々な観点から評価していく。特に、帰属家賃を含めた所得で分配状態を評価する研究は、日本ではほとんど行われておらず、新しい試みである。第４章ではの動学的所得分配論を展開する。ここでは、特に移動性の測定と尺度の問題に焦点を当てて分析する。第５章では、所得再分配政策について整理を行い、静学的視点のみならず動学的視点での最適再分配水準について議論する。第６章では、地域間の所得格差に焦点を当て、所得格差に影響を与える公共投資配分政策を分析する。そして、第７章では所得分配状態が経済成長に与える影響について、最近の研究動向を概観する。

Chapter 2

静学的所得分配論

2.1 静学的公正規準

2.1.1 功利主義とロールズ格差原理

所得分配の問題を考察するに当たって、何を持って「公平な分配」とするかをまず初めに明らかにする必要がある。「公平な分配」の定義は、個人の価値判断に依存しており、一般に意見の一致を見ることは困難である。ここでは、「公平な分配」の静学的規準がどのような価値判断に基づいているかを明らかにし、動学的規準から見た問題点を議論する。

「公平な分配」の規準に関しては、「機会の平等」、「貢献に応じた分配」、「必要に応じた分配」、「努力に応じた分配」等が提起されている。

「機会の平等」は、競争におけるスタートラインが同じであれば、勝敗の結果が何であれ競争自体は公平であるという立場を取る。具体的には、職業選択の自由、公平な就学機会、移動の自由等が保障されることが公平な競争において必要であることを述べている。

「貢献に応じた分配」は、生産等の経済活動で貢献した部分だけ分配を受けることが公平であると主張している。「機会の平等」、「貢献に応じた分配」の規準では、個人の才能の差異、運などが原因となる分配の不平等は容認されることになる。

これに対し、「必要に応じた分配」は、努力、貢献の大きさに関わり無く、必要としている者に必要なだけ分配されることを要求しており、共産主義的思想に基づいた考え方であると言える。この分配規準の問題は、必要度を正確に測定することが実際には困難であり、各個人は過大に必要性を顕示する傾向を持つと考えられることである。さらに、この規準の下では、個々人が努力する動機付けを与えられておらず、経済活動が沈滞することが予想される。

「努力に応じた分配」は、貢献部分の多寡に関わらず、努力に応じて報酬を受け取ることを主張するものである。能力の有無に関わらず、高学歴のものが相対的に高い報酬を受けること

は、この分配規準の下では許容されることになる。この規準は努力が運・才能と独立でない場合に、「貢献に応じた分配」と同様な問題を持つことになる。

石川 (1991) でも指摘されているように、これらの分配規準に関する議論は、それぞれ容認し難い重要な問題を含んでいると共に議論自体が単なる価値判断のぶつかり合いという様相を呈している。異なる価値判断を持つことを相互に認めた上で、含まれている価値判断と分配決定のプロセスを明示的に示しながら公正な分配を導く試みとし、社会的厚生関数を用いたアプローチがある。

社会的厚生関数とは、所得分配の関数

$$W(\mathbf{x}) = W(x_1, ..., x_i, ..., x_j, ..., x_n) \tag{2.1}$$

であって、任意の所得分配 $\mathbf{x}_A$, $\mathbf{x}_B$ に対して、$W(\mathbf{x}_A) < W(\mathbf{x}_A)$ ならば、そしてその時に限り所得分配 $\mathbf{x}_B$ が所得分配 $\mathbf{x}_A$ より社会的厚生の観点から、より望ましいことを表現する。

社会的厚生を最大にするように所得分配を決定することは、「最大多数の最大幸福」という功利主義的な規準が最善の公正規準となっていることを暗黙の内に意味している。しかし、このことは「貢献に応じた分配」および「努力に応じた分配」が依拠している公正規準と、功利主義的な公正規準が相反していることを必ずしも意味しない。「貢献に応じた分配」は、生産における効率性の上昇をもたらすような動機づけを与えており、社会全体のパイの増大が社会的厚生の増大につながるという意味で共通の価値判断を含んでいる。また、社会的厚生の最大化は一単位の所得の限界価値がすべての個人で一致することを必要条件としており、これは「必要に応じた分配」が拠っている価値判断をも含むことになる。この意味で、社会的厚生の最大化はある意味でより広範囲に様々な公正規準を含んでいると言える[1]。

社会的厚生最大化に基づく分配規準の問題点は、大きく次のように整理される。第1に、アロウの不可能性定理 (Arrow[1951]) で示されたように、個人間の効用比較を行うことなく個人の選好順序から社会的選好の順序を得ることができない[2]。第2に、厚生の源泉として貨幣尺度で測る経済財のみを考えている。第3に、社会制度の究極の目標として、何故最大幸福原理が採用されなければならないかの根拠が薄弱である。第4に、公平性を犠牲にして効率性を引き上げることは、社会的厚生の最大化において矛盾したものではないが、これは公正な社会制度と言えるか疑問となる。

これらの功利主義批判から出発して、新しい公正規準を提起した研究として、Rawls[1971] を挙げることができる。ロールズは、功利主義を正当化する公平無私な観察者の存在を否定し、

[1]静学的視点から見た社会的厚生関数と分配の公正規準との関連については、青木 [1979:第2章] および Sen[1973] でより詳細に議論されている。

[2]Kreps[1989] および 朝日 [1991] でも整理されているように、この不可能性定理を緩める研究が Sen[1979] を中心に様々な方向から試みられている。

社会の構成員の合理的行動の結果として、公正原理が全員の合意の下で選択され契約が交わされるという社会契約の概念を導入している。社会契約が結ばれる場所がオリジナル・ポジションであり、このオリジナル・ポジションに課された制約によって、ロールズの公正規準を見て取ることができる。オリジナル・ポジションでは、すべての人間がまったく平等な資格で契約に参加する必要があり、かつそれぞれの個人は自らの社会的地位、経済的地位、天賦の才能等がどれ程であるのかまったく無知であり、人々がやがてどの特定の個人になるのかが分からない状況で、「社会的基本財（最小限必要になると合理的に予想される財）」を可能な限り獲得したいという選好を表明する。ロールズの考えたオリジナル・ポジションで、だれもが進んで受け入れる分配規準は一つである。それは、分配上もっとも不利な境遇に置かれた人たちの取り分を最大にするように分配を決定するというものである。これは、ロールズのマックス・ミニ規準と呼ばれるものである。[3]人々の間での格差が認められるのは、それが最も恵まれない境遇にある者の厚生を高める場合のみである。これは、ロールズの格差原理と呼ばれている。

2.1.2 ロールズ格差原理に対する動学的視点からの批判

ロールズの公正規準に対する批判的叙述は、石川 [1991] によってもなされており、実際にこの規準が採用された場合には労働意欲を維持することが困難であることが指摘されている。朝日 [1991] では、功利主義とロールズの格差原理との間の関連について分析がなされ、両基準の下では資源配分の最適解が正反対となることを示し、両者の長所を取り入れた第３の基準を模索している。ここでは朝日 [1991] では触れられているものの、これまで比較的注意が払われてきていない動学的観点からのロールズ基準に対する批判を行う[4]。動学的視点から批判を行ったこれまでの研究として、Arrow [1973a], Dasgupta [1974], および Thurow [1975] がある[5]。

ここでは、世代間の絆の存在を基にロールズ規準を批判した Arrow[1973a] と Dasgupta[1974] の議論の要点を紹介する。Arrow[1973a] のモデルでは、人口成長が無く、消費財としても資本財としても用いられる一種類の財からなる経済を考える。各世代において、すべての個人は同一であると仮定する。K_tを世代 t の資本量とし、資本は減耗しないと仮定する。一単位の資本が

[3]Arrow [1973b]、青木 [1979] でも示されているように、すべての個人の危険回避の程度が無限大になるならば、功利主義規準はロールズのマックス・ミニ規準に帰することが知られているが、石川 [1991]、朝日 [1991] でも主張されているように、ロールズの格差原理に対するこのような解釈は社会契約の根拠づけにおいて必ずしも適切なものとなっていない。

[4]朝日 [1991]pp.51-55 参照。

[5]Arrow[1973a] と Dasgupta[1974] は、別個に同じ観点からロールズ基準の批判をモデルを用いて行っている。Thurow[1975] は羨望が存在している場合に、すべての個人の所得が０となることが最適となる危険性、貯蓄が０となる危険性を叙述している。

次世代にαだけの生産物を生み出すと考えると、生産関数は、

$$y_t = \alpha K_t \tag{2.2}$$

で与えられる。ここで、y_tは所得をあらわす。t 世代の消費を c_tで表すと、$K_t - c_t$は資本蓄積に用いられる貯蓄となる。すると、$t+1$ 期の初めには、

$$K_{t+1} = \alpha K_t - c_t + K_t \tag{2.3}$$

の資本が存在することになる。

世代 t の個人は消費 c_tから効用 $U(c_t)$ を得るものとする。すべての世代における効用の総和を $U(c)$ で表すと、

$$U(c) = \sum_{t=0}^{T} \beta U_t(c_t) \tag{2.4}$$

で表される。ここでβは、主観的割引率である。

ロールズのマックス・ミニ規準は、ここでの定式化の下では

$$\begin{aligned} max \quad & min_t[U_1(c_1), ..., U_t(c_t), ..U_T(c_T)] \\ s.t. \quad & K_{t+1} = \alpha K_t - c_t + K_t \\ & K_t \geq 0, \;\; all\ t;\ K_0\ given. \end{aligned} \tag{2.5}$$

で定式化される。(2.5) の問題においては、貯蓄が正である場合には最初の世代が最小の効用をもたらし、最初の世代が貯蓄をすることによる厚生減少を補償する手段が何等用意されていない場合には、すべての世代で貯蓄が 0 となることがマックス・ミニ規準の下での最適解となることが理解できる。

親が子供のことを考えて貯蓄を行うという行動を考えた場合には、すべての世代の貯蓄が 0 になるかは自明ではない。効用関数が世代間でリンクしている場合のマックス・ミニ規準は、

$$max\ min_t[W(c_1, c_2), ..., W(c_t, c_{t+1}), ...W(c_{T-1}, c_T)] \tag{2.6}$$

で与えられる。ここで Wは加法的に分離可能であるとし、

$$W(c_t, c_{t+1}) = U_t(c_t) + \beta U_{t+1}(c_{t+1}) \tag{2.7}$$

で考える。βは将来世代の効用の割引率とし、$\beta < 1$ と仮定する。アロウは、この問題のミニ・マックス解が、$\alpha\beta > 1$ かつ$\beta \leq 1$ が成立するとき、すべての世代の貯蓄が 0 となることが最適解とはならず、生まれた世代が偶数世代であるか、奇数世代かによって最適消費水準が異なることを証明している。このアロウの結果は、静学的な世界で公正と考えられるミニ・マックス原理が、動学的視点では公平なものとは言い難いものとなる可能性を示唆しており、分配問題を考える上での動学的分析の必要性を例示している。

2.1.3 ケーパビリティ・アプローチ

功利主義に対する第2の批判的研究の流れとして、Sen [1985] によって進められているケーパビリティ・アプローチがある[6]。ケーパビリティ・アプローチでは社会状態を評価したり個人の厚生水準を比較するのに、効用概念に代わって「ケーパビリティ（何か実現できる能力）」という概念を用いる。効用概念を用いて個人の厚生比較を行うことは、個人の選択の背後にある動機や事情を一切考慮せず、行動の結果としての効用水準のみを考慮するという「帰結主義」を暗黙の内に採用することになると考えることができる。センは、帰結主義に基づいて社会厚生の評価を行う際には、用いる情報が限定的であると考え、「財のもつ特性の実現可能性」に着目して社会厚生の評価を行う試みを行った。

ケーパビリティの定式化を Sen[1985] に従って行うと次のようになる。まず、

- x_i: 個人 i の保有する財ベクター
- $\mu(\cdot)$: 財ベクターを財の特性に変換する関数
- $\xi_i(\cdot)$: 個人 i の活用関数（個人 i が財ベクターを実際に消費するパターン）
- $\mathcal{F}_i$ 個人 i の選択できる様々な消費パターンの集合
- ψ_i 機能ベクター

で定義する。個人 i の機能ベクターは、財の特性を実現する能力を意味し、それは

$$\psi_i = \xi_i(\mu(x_i)) \tag{2.8}$$

と定式化できる。

個人 i のケイパビリティQ_iとは、選択可能な機能ベクターの集合であり、

$$Q_i(X_i) = [\psi_i|\ ある\xi_i(\cdot) \in \mathcal{F}_i とある\ x_i \in X_i に対して \psi_i = \xi_i(\mu(x_i))] \tag{2.9}$$

で定義される。

この定式化では、同じ財を消費していても、活用関数が異なっている場合には、異なったケーパビリティを持つことになる。効用理論においても、個人間で効用関数は同じであるとは想定していない。しかし、財の特性を活用する能力の違いに焦点を当て、明示的に表現することは、現実の貧困問題および福祉問題を考える上で重要な意味を持つことになる。個人属性、世帯構成、社会環境、社会資本の整備状況が異なる場合に、一単位の所得の生み出すケイパビリティは、異なったものとなり、生活水準の測定は、所得の額ではなく、所得から得られるケイパビリティに

[6]本項の叙述にあたっては、朝日 [1991] が参考になった。

よってなされる必要がある。例えば、身体障害者に対する福祉政策を考える場合には、身体障害者のケイパビリティを改善する政策が必要であって、所得移転が必ずしも有効な政策とはならない。このような問題を効用理論のみで解決することは容易ではなく、ケイパビリティ・アプローチを検討する意味は十分にあると考えられる。

このケーパビリティ・アプローチをイギリスの実態調査に適用した研究として Mack and Lansley [1985] があり、彼らは考察の対象となる社会の人々に対して意識調査を行い、どのような種類のケーパビリティを比較の対象にすべきかを選定している。この調査によって最小必需品が何であるかを決め、このように決められたケーパビリティをどれだけ欠いているかによって貧困水準を測定している。

このように、ケーパビリティの比較によって明らかにされた貧困の程度は、所得のみで測った貧困研究に比して、現実の貧困の状態をより正確に、またより深いレベルで分析することになる。ただし、実際の実証研究においては、個別情報が極めて限られているような場合とか、どのようなケーパビリティを用いるかについて恣意性を除去できない場合が数多く存在する。特に、標本数が大きい場合であるとか、別の目的で収集されたデータを用いる場合には、ケーパビリティの測定は困難となる。この意味において、ケーパビリティ・アプローチはまだいくつかの制約を持っていると考えられる。

2.2 静学的不平等度の諸尺度

前節では、所得分配の問題を考える上で最も根幹となる公正規準について検討を行った。本節では、ある一時点の所得分配状態を記述し、分配状態の順序づけを行う方法について整理を行う。本節で扱う問題については、青木 (1979) をはじめとしてすでに多くの書物によって整理が行われているため、ここでは後節の議論を理解する上で必要な概念をまとめるに留める。

2.2.1 ローレンツ準順序

所得分配状態を記述する最も基本的な方法としては、ローレンツ曲線による記述方法がある。ローレンツ曲線の横軸は、最低所得者から高所得者へと、所得順に並べた人の累積百分率を意味しており、縦軸はこれらの人々の所得金額の累積百分率を表すことになる。所得が完全に均等に分配されていれば、人口の累積百分率と所得の累積百分率は等しくなり、ローレンツ曲線は (0,0) と (1,1) を結ぶ対角線になる。所得が不均等に分配されていれば、所得の下位層は人口比で見て比例以下の所得を占有するに過ぎないから、ローレンツ曲線は対角線の下に位置する。また、横軸が所得順に並んでいることから、所得の占有率の増加分は所得上昇と共に増大することになり、ローレンツ曲線は下方に凸となる。

次に、ローレンツ曲線と所得分配の不平等度の順序づけとの関連を明らかにする。まず、2つの所得分配を考える。所得分配 A のローレンツ曲線が所得分配 B のローレンツ曲線を決して下回ることがないのであれば、分配 A は分配 B にローレンツ優越するという。このことは、分配 A における下位層の所得シェアーは、いかなる所得階層に対しても、分配 B の下位層の所得シェアーよりも大きいことを意味しており、高所得層への所得の偏りが分配 A で小さくなっているかたかだか同等であることを意味する。このことから、分配 A が分配 B にローレンツ優越する時、分配 B は分配 A よりも不平等であるという。

ローレンツ曲線による分配状態の順序づけ（ローレンツ準順序）は、2つの分配のローレンツ曲線が交差しない場合にのみ可能となる。そこで、所得分配に対して、ローレンツ準順序と矛盾しない不平等度を表す尺度を考える。この場合、ローレンツ準順序を超えて、分配間の順序づけを行うため、何等かの価値規準が尺度に入り込むことになる。以下では、尺度に反映されている価値規準を明らかにしながら、種々の不平等度尺度を検討する。

2.2.2 不平等度尺度の諸性質

不平等度の尺度は、任意の所得分配に対して、その不平等度をあらわす実数値を結びつける手続きをいう。不平等尺度の性質を特徴づける概念として、ピグー・ドールトンの原理、所得の等比例的変化の効果、等絶対量的付加の効果を説明する。

ピグー・ドールトンの原理 相対的高所得者から相対的低所得者への、所得順位が逆転することのない所得移転によって、不平等度が減少することをいう。

相対的不平等回避度の逓増・不変・逓減の原理 任意の所得分配に対して、各人の所得を比例的に増大させるとき、不平等度の変化が正・ゼロ・負に応じて、不平等尺度は相対的不平等回避度の逓増・不変・逓減の原理を満たすという。

相対的不平等回避度不変の原理をみたす尺度は、不平等度の評価を相対所得の分配のみで行い、平均所得に依存しない性質を持っている。これは、経済成長などによって平均所得が変化する異時点間で分配状態の変化を評価する場合、平均所得が異なる国の不平等度を比較する場合に満足すべき性質である。ただし、平均所得が上昇したときに、不平等を社会的により容認するような価値規準を社会の構成員が持っている場合には、相対的不平等回避度逓減の原理をみたす尺度が望ましい尺度となり得る。

絶対的不平等回避度逓減・不変の原理 任意の所得分配に対して、各人の所得を等絶対額だけ増大させるとき、不平等度の変化が負・ゼロに応じて、不平等尺度は絶対的不平等回避度の逓減・不変の原理を満足するという。

所得をすべての所得水準で比例的に増大させるのではなく、すべての所得水準に等量だけ所得を付加する場合には、低所得層の所得の全所得に占める比率は大きくなっている。従って、少なくとも相対的不平等回避度不変の原理を満たす尺度は、等量付加的な所得変動において、不平等度を低く与えることになる。

人口数に対する対称性公理 n の人口数をもった集団における任意の所得分配と、それと同じ相対的分布をもつ人口 nr の所得分配に対して、不平等度が等しくなる時、不平等度尺度は人口数に対する対称性原理（または人口数の等比例的付加の原理）を満足するという。このような尺度では、不平等度の評価は分配の相対的分布についてのみ行われ、人口スケールには依存しない。

不平等度の諸尺度が、尺度を特徴づける諸性質をどのように満足しているか整理する。

2.2.3 不平等度の諸尺度とその性質

ジニ係数

ジニ係数は、所得の全ての対を対称的にとり、その差の絶対値の総計を総所得で除したものによって、所得分配の不平等度を測る尺度である。このジニ係数は、ローレンツ曲線との関係で重要な性質を持っている。青木 (1979) でも示されているように、ジニ係数はローレンツ曲線と完全平等線の囲む面積の 2 倍となっている。このことより、ジニ係数は、完全平等の時 0 を取り、完全不平等の時 1 を取ることが理解できる。

ジニ係数は、定義から明らかなように、相対的不平等回避度不変の原理を満足している。また、低所得層の相対的所得ウェイトの上昇がローレンツ曲線を上方にシフトさせることから分かるように、絶対的不平等回避度逓減の原理を満足する。

ピグー・ドールトンの原理を満足する所得移転によって、移転後の所得分布は移転前の所得分布よりも必ずローレンツ優越する。ローレンツ優越している分配に対して、ジニ係数はより小さな値を与えることより、ジニ係数はピグー・ドールトンの移転原理を満足していることが分かる (Rothschild and Stiglitz (1970) 参照)。ただし、ジニ係数で所得移転の効果を測る場合には、高所得層に属する個人間での特定金額の移転と低所得層に属する個人間での同金額の移転が、同等に評価されることを注意する必要がある。

最後に、定義から明らかなように、ジニ係数は人口数に対する対称性公理を満足する。

アトキンソン尺度

ジニ係数の持つ問題点は、ローレンツ準順序による順序づけができない２つの所得分配を比較する際に、どのような価値判断が順序づけにおいて用いられているかが明確でないことにある。不平等尺度と尺度の背後にある価値判断規準を明確に結び付けるには、社会的厚生に関する価値判断規準を社会的厚生関数の形で先に明示し、そこから不平等度の尺度を導出する必要がある。ドールトンはこのような立場で社会的厚生関数に基づいた尺度を考えた。しかし、ドールトンの尺度は、所得の等比例的増加が絶対格差を拡大する場合において、不平等度の低下という評価を与え、価値判断規準としては受け入れにくい性質を持っている。さらに、尺度が効用関数 u の１次変換に対して不変でないことがアトキンソンによって明らかにされている (Atkinson (1970) 参照)。

ドールトンと同様に、社会厚生関数から不平等尺度を導出するという立場を取りながら、ドールトンの尺度の欠陥を補い発展させたのがアトキンソン尺度である (Atkinson (1970) 参照)。アトキンソンは、ドールトンと同様に社会厚生関数を用いて尺度を構成していく。まず、与えられたある所得分配の下で達成される社会的厚生 W を最小総所得で達成する所得分配を考える。それは、全ての個人が同一の所得を得ている場合である。この時の所得は「同等な平等分配所得 (the equally distributed equivalent income)」と呼ばれている。所得分配の平均所得と同等な平等分配所得との差は、所得が不平等に分配されているために社会が支払わねばならないコスト考えることができる。アトキンソン尺度は、このコストを平均所得で割ることにより正規化した値を用いている。所得が平等に分配されている場合には、平均所得と同等な平等分配所得は等しくなり、尺度は０という値を取る。同等な平均分配所得は負の値を取ることがないので、尺度はたかだか１の値を取ることになる。所得再分配によってアトキンソン尺度の値が 0.01 減少することは、所得 1%の上昇に見合う社会的厚生の増大が生じていることを意味することになる。

アトキンソン尺度の性質は効用関数の特定化の方法に依存して決るため、アトキンソンは尺度が相対的不平等回避度不変の原理を満足するように効用関数を限定して用い、所得分布のどの階層に大きなウェイトを置くかを効用関数のパラメーターによって反映させている。相対的不平等回避度不変の原理を満たす尺度は、低所得層の相対的所得シェアーを増大させ、分配状態を平等分配に近づけ、絶対的不平等回避度逓減の原理を満たすことになるため、アトキンソン尺度は絶対的不平等回避度逓減の原理を満たすことになる。アトキンソン尺度は青木 (1979) でも示されているように、ピグー・ドールトンの移転原理を満足している。人口数に対する対称性定理をこの尺度が満足していることは容易に理解することができる。

Kolm (1976) は、以下に示す厚生経済学的に意味のある要求を不平等尺度に課した時に、それらすべての要求を満足する尺度はアトキンソン尺度族以外にないことを示した。ここでの厚生

経済学的に意味のある要求とは、ピグー・ドールトンの原理、相対的不平等回避度不変の原理を満足すること。そして、社会的厚生関数が不平等度と平均所得の水準に依存し、社会的厚生の水準を一定に保つための任意の２人の間の所得の社会的限界代替率が、他の人々の所得から独立となるように作られていることである。

その他の不平等尺度

これまでは、代表的な不平等尺度であるジニ係数とアトキンソン尺度について簡単な概念説明を行った。これらの尺度の他にも、分散、変動係数、相対平均偏差、対数分散、タイル尺度、コルム尺度等の不平等尺度が存在する。しかし、これらの尺度は使用に際して、重要な問題をもっているものが多い。

分散は、平均所得の水準に依存し、相対的不平等回避度不変の原理を満足しておらず、インフレーション等による価格変化が生じたときには、不平等度の異時点間での比較は意味を持たなくなる。変動係数は、相対的不平等回避度不変の原理を満足するが、高所得層での所得変動が、低所得層での所得変動に比して、尺度により大きな影響を与えるという性質をもっている。これは高所得者の福祉により大きな比重をおいた尺度であることを意味している。相対平均偏差と対数分散は、ピグー・ドールトンの移転原理を満足せず、立脚している公平性の規準が不明である。このピグー・ドールトンの移転原理を満足しない点は、再分配政策の効果を尺度によって評価する上で重要な支障をもたらすことになり、尺度として望ましくないといえる。タイル尺度は、グループ間での不平等度の分割が容易であるという長所を持っているものの、対応する社会厚生関数が比較的高所得者の福祉に比重をおいた価値規準を有している[7]。コルム尺度Bは、相対的不平等回避度不変の原理を満たさず、コルム尺度Cは、パラメーターが二つあり、それらの組合せによって数多くの計算が必要となる点が問題となる[8]。

2.3 不平等度測定における家計構成要因の処理

2.3.1 等価所得比率アプローチ

不平等度の測定は、一般に世帯所得を単位に行われる。しかし、世帯間には世帯人員の相違等、世帯属性の相違が存在している。世帯属性が異なる世帯所得を直接比較することの問題点は、世帯の必要所得の差から生じる世帯厚生の差が考慮されないことである。日本では、世帯属性の相違を考慮に入れながら不平等度の計測を行った例は数多くない。

[7]Theil (1967) 参照。
[8]Kolm (1976) 参照。

世帯属性の相違の中でも、不平等度の測定において重要な意味を持つのが世帯人員の違いである。例えば、単身世帯で年収４００万円の家計と、夫婦２人子供２人で年収４００万円の家計を同等に扱うことができないことは直感的にも明らかであろう。そこで世帯人員一人当りの所得を計算して、その値を基に不平等度の測定を行うことが考えられる。しかし、家計内の消費においては、1）美術品・電灯のように消費の非競合性、共同消費性があり公共財的に消費されている財・サービス、2）テレビ、冷蔵庫のように混雑の問題が発生し得るものの世帯人員の増大によって利用効率が上昇する財・サービス、3）さらに住居、食料品の消費のように消費する人数の増加に比して費用の増加が少ない財・サービスがいくつか存在する。このように、世帯人員の増大によって、家計内での財・サービスの消費に関して規模の経済性が存在していることは経験的にも良く知られている。家計内での規模の経済性の存在は、不平等度を世帯人員一人当り所得で測定することの妥当性を大きく減少させることになる。

そこで、このような家計内での規模の経済性を考慮に入れながら、世帯人員一人当り所得を算出するために「等価所得比率（Equivalence Scale)」という概念を導入する。この等価所得比率は、ある世帯人員の家計が、世帯人員一人当りある一定の厚生水準を達成するのに必要な所得額を算出する割引要素と考えることができる。例えば、単身世帯がある一定の厚生水準W^0を達成するのに必要な所得は、夫婦世帯が一人当り厚生水準W^0を達成するのに必要な所得よりも多くなることが予想される。そこで、世帯人員一人当り一定水準の厚生を達成するのに必要な単身世帯の所得にどれだけの比率を掛けた合わせると夫婦世帯が必要とする一人当り所得と一致するかを考える。等価所得比率は、このように定義された比率を意味している。ただし、本来は子供を持つことから生ずる効用を考慮に入れた場合とか、そもそも子供の数が内生的に決定されている場合には、世帯人員の異なる家計の厚生比較の意味は、それほど明確でなくなる。ここでは、これらの問題は捨象して議論を進めて行くことにする。

等価所得比率の計測は、Suruga (1990) によって整理されているように、１．栄養学的視点から計測する方法、２．必需品を選択してその比率を計測する方法、３．必要な所得レベルをアンケート調査で調べて計測する方法、そして４．顕示された需要に基づいて行う方法がある。Cramer (1969) で採用されている第１の方法は理論的根拠が乏しく、Seneca and Taussig (1971) で取られている第２の方法は、必需品の選択に関して恣意性が存在するという問題を含んでいる。第3の方法を採用した研究として、Kapteyen-Van Praag (1980), Praag-Vander Sar (1988) がある。これらの研究では、所得レベルと厚生レベルとの関係に関するアンケートを様々な世帯構成の家計を対象に行い、世帯人員の年齢までも考慮に入れた等価所得比率の計測を行っている。しかしアンケート調査に依存したこの方法は、等価所得比率の値がアンケートの質問の設定の方法とアンケートに対する答えの信頼性に大きく依存してくることになる。経済学の中でより一般的に用いられている方法は、第４の方法であり、Prais and Houthakker (1955)、Barten

(1964) を発展させた様々な手法が存在している。以下では、この顕示された需要から等価所得比率を計測する方法を中心にこれまでの研究を概観していく。

エンゲル（Engel）法

等価所得比率の計測の最も初期的な研究は１９世紀末に E.Engel によってなされており、Muellbauer (1980) および Deaton and Muellbauer (1980) の中でエンゲル法について解説がなされている。エンゲルの法則は、食料品に対する支出の比率が高所得層よりも低所得層において高くなることを述べたものであるが、エンゲルは同時に食料品に対する支出の比率が大家族よりも小家族において高くなる傾向にあることを観察している。エンゲルはこのような観察から等価所得比率を計測する手法を導き出している。まず、m^hを単身世帯がある一定の厚生水準を達成するのに必要な最小支出と、世帯タイプが h である家計が一人当りで同じ厚生水準を達成するのに必要な最小支出との比率と考える。この値は、世帯人員、子供の数等の世帯属性 a^hに依存して決まると考え、

$$m^h = m(a^h) \tag{2.10}$$

と定義する。ここでは世帯属性の相違を世帯人員の相違のみに限定して考える。家計内に規模の経済性等の要因が存在しない場合に、m^hは世帯人員数となるが、家計内に規模の経済性および公共財的な財・サービスの存在によって、m^hは世帯人員数よりも小さな値となる。

単身者世帯の支出関数を $e(u,p)$ で表わすと、世帯タイプが h の家計の支出関数は

$$e^h(u^h, p, a^h) = m(a^h)e(u,p) = e^h \tag{2.11}$$

で与えられる。ここで p は価格ベクトルを表わし、u^hは世帯タイプ h の一人当り効用を表わす。また、e^hは世帯タイプ h の総支出額を表わす。世帯タイプが h である家計の第 i 財に対する需要量を q_i^h で表わすと、効用関数 u^hは、

$$u^h = v^h(q^h, a^h) = v(q^h/m(a^h)) = v(q^{h*}) \tag{2.12}$$

で与えられる。ここで $q_i^{h*} = q_i^h/m(a)$ となり、vは間接効用関数を表わす。第 i 財に対する家計一人当り需要関数は、

$$q_i^h/m(a^h) = d_i(e^h/m(a^h), p) \tag{2.13}$$

で表される。この場合に、第 i 財に対する支出シェアー w_i^hは、

$$w_i^h = \frac{p_i q_i^h}{e^h} = \frac{p_i d_i(e^h/m(a^h), p)}{e^h/m(a^h)} \tag{2.14}$$

で与えられる。これから分かるように、第 i 財に対する支出比率は $e^h/m(a^h)$ の関数となっており、e^h と $m(a^h)$ が分離して入ることにはならない。２つの世帯タイプ h と kを考え、kタイプの世帯は基準世帯である単身世帯とする。基準世帯の $m(a^k)$ は 1 という値を取る。いま、この２つのタイプの世帯で、第 i 財に対する支出比率が等しいとすると、(2.14) 式が p と $e^h/m(a^h)$ のみの関数であることから、

$$\frac{e^h}{m(a^h)} = \frac{e^k}{m(a^k)} = e^k \tag{2.15}$$

となり、

$$m(a^h) = \frac{e^h}{e^k} \tag{2.16}$$

を得る。エンゲルは、食料品に対する支出シェアーをもとに、(2.16) 式より等価所得比率を計算する方法を取っている。

プレイスーハウタッカー（Prais–Houthakker）法

エンゲルによる方法は、$m(a^h)$ がすべての財に対して等しいという仮定を暗黙の内においており、この仮定の妥当性が問題となってくる。例えば、アイスクリームとアルコールの消費パターンは、大人と子供では大きく異なる。この点に着目して、エンゲルの手法をより一般化したのが Prais and Houthakker (1955) である。

プレイスーハウタッカー法では、エンゲル法の需要関数 (2.13) 式が

$$\frac{q_i}{m_i} = d_i(\frac{e}{m_0}) \tag{2.17}$$

で表わされるように、等価所得比率が財によって異なるようにより一般化している。ここで m_0 は、各財の等価所得比率 m_iをその財の支出比率で加重づけしながら全ての財について平均した値である。また、以降においては必要な場合を除き h タイプの世帯を表わす上付きの h を省略して記述する。上式は、等価需要量が等価総支出額の関数となることを示している。単身世帯を基準世帯にすれば、単身世帯では、$m_0 = 1$、$m_i = 1$ となり、

$$q_i = d_i(e) \tag{2.18}$$

が成立している。

需要関数が (2.17) 式で与えられたとき、Barten (1964) は効用関数が、

$$u = v(\frac{q_1}{m_1}, \frac{q_2}{m_2}, ..., \frac{q_n}{m_n}) \tag{2.19}$$

のように書くことができるとした。バーテンの定式化とプレイスーハウタッカーの定式化は、一般には同値ではない。この点は次のように示すことができる。バーテンの定式化において、$q_i^* = q_i/m_i$

と定義する。(2.19) の効用関数に対応する予算制約式は$\sum p_i q_i = e$ であるが、$p_i m_i = p_i^*$とすると、$\sum p_i^* q_i^* = e$ と書くことができる。従って、バーテンの定式化における消費者の行動は、

$$\begin{aligned} max \quad & v(q^*) \\ s.t. \quad & \sum_i^n p_i^* q_i^* = e \end{aligned} \tag{2.20}$$

となる。この問題より導かれる支出関数は、

$$e(u, (\frac{p_1}{m_1}, ..., \frac{p_n}{m_n})) = e \tag{2.21}$$

で与えられる。

(2.11) 式と比較して分かるように、バーテンの定式化はエンゲルの定式化を一般化したものとなっている。これはエンゲルの定式化では世帯人員が変化した場合でも財の相対価格は不変となっていたのに対して、(2.21) 式では世帯人員が変化するに従って、財の相対価格までも変化することを示している。従って、バーテンの定式化においては、世帯人員の変化は財需要に対して所得効果のみならず代替効果まで引き起こしていることになる。この点は、(2.17) で示されるプレイス－ハウタッカーの定式化において見ることができない点である。プレイス－ハウタッカーの定式化では、財需要は等価総所得 e/m_0のみの関数となっており、世帯人員の変化が財の相対価格を変化させる形にはなっていない。従って、プレイス－ハウタッカーの定式化が消費理論と整合的になるのは、効用関数が代替効果を生じさせない特殊なケースのみであることが示されたことになる。

プレイス－ハウタッカーの定式化では代替効果が存在していないので、第 i 財の補償需要関数β_iは価格に依存せず、

$$q_i^* = \beta_i(u) \tag{2.22}$$

の形で書くことができる。従って、モデルの支出関数は

$$e(u, p, a) = \sum_i p_i^* \beta_i(u) = \sum_i p_i m_i \beta_i(u) = e \tag{2.23}$$

となり、$\beta(u)$ という消費の組合せが与えられたときの最小支出額を表わすことになる。

プレイス－ハウタッカー法では、この支出関数から等価所得比率を計測することになる。クロスセクションデータを用いて計測する場合には、価格はすべてのサンプルについて一定となっている。世帯タイプ h の家計と基準家計が同じ消費サービスを得る時に、両世帯の支出額の比率は$\sum p_i m_i^h \beta_i(u) / \sum p_i \beta_i(u)$ で与えられる。従って、世帯タイプ h の等価所得比率は

$$m_0^h = \frac{\sum p_i m_i^h \beta_i(u^h)}{\sum p_i \beta_i(u^h)} = \sum v_i^h m_i^h \tag{2.24}$$

で与えられることになる。ここで、

$$v_i^h = \frac{p_i\beta_i(u^h)}{\sum p_i\beta_i(u^h)} \tag{2.25}$$

で定義され、効用レベルが u^h で与えられた時の、基準家計の第 i 財への支出比率を表わす。(2.24) 式は、等価所得比率が各財の等価所得比率の加重平均になっていることを示している。(2.24) 式から実際に等価所得比率を計算するには、測定が困難な効用レベルを測定可能な形に変形する必要がある。そこで、$\sum p_i m_i^h \beta_i(u^h) \equiv e^h$ であることと、$\beta_i(u^h) = d_i(e^h/m_0^h)$ であることを用いて、

$$\frac{e^h}{m_0^h} = \sum p_i d_i(\frac{e^h}{m_0^h}) \tag{2.26}$$

を得て、この式より m_0^h を求めることになる。

トランスレーティング (Translating) 法

世帯人員等の世帯属性の変化が、すべての財に影響を与えると考えるよりも、ある特定の財集合にのみ影響を与えるという設定の下で等価所得比率の計測を行おうとしたのが Pollank and Wales(1978) であり、彼らの計測方法はトランスレーティング法と呼ばれている。世帯属性が影響を与える財需要関数は、

$$q_i(p, e) = b_i + \bar{q}_i(p, e - \sum p_k b_k) \tag{2.27}$$

で与えられる。ここで、$\bar{q}_i$を世帯属性を考慮にいれない時に定義される需要関数とし、b_iは世帯属性が影響を持つ需要量とする。従って、この定式化において世帯属性は b_iを通じてのみ需要量に影響を与えることになる。この b_iは、「変換パラメーター (translation parameter)」と呼ばれ、必需・基礎消費と解釈される[9]。対応する効用関数は、

$$u = v(q_1 - b_1, q_2 - b_2, ..., q_n - b_n) \tag{2.28}$$

となり、間接効用関数は、

$$\psi = \Psi(p, e - \sum p_k b_k) \tag{2.29}$$

と書くことができる。ポラック・ウェールズは、(2.27) 式を 1966 年と 1972 年の *Family Expenditure Survey* データで所得と世帯人員に関するクロス・タブをつくり、線形支出体系を推定する方法で推定を行っている。

[9] この解釈については、Pollak and Wales(1978) でもいくつかの問題点が指摘されている。

ゴーマン (Gorman)・逆ゴーマン法

プレイス・ハウタッカー法に代替効果を組み入れたバーテン法は、実際の推定において代替効果が過大となり、等価所得比率が過小となる可能性が存在している。この問題を解決するために、バーテン法にトランスレーティング法の考えを組み入れた計測方法を提起したのがゴーマン (Gorman (1976)) である。バーテン法でのスケーリングを行い、その後トランスレーティイングを行ったものがゴーマン法で、トランスレーティングを行ってからスケーリングを行ったのが逆ゴーマン法と呼ばれている。この方法では、家計構成の変化が相対価格までを変化させ、代替効果を引き起こすが、固定費用的効果を含むことにより代替効果の働きを弱いものにしている。

ゴーマン法での需要関数は、

$$q_i = b_i + m_i d_i(p_1 m_1, ..., p_n m_n, e - \sum p_k b_k) \tag{2.30}$$

となり、b_iがトランスレーティング変数、m_iがスケーリング変数を表わす。対応する効用関数は、

$$u = v((q_1 - b_1)/m_1, ..., (q_n - b_n)/m_n) \tag{2.31}$$

となる。間接効用関数は、

$$\psi = \Psi(p_1 m_1, p_2 m_2, ..., p_n m_n, e - \sum p_k b_k) \tag{2.32}$$

となっている。支出関数は、

$$e(u, p, a) = \sum \gamma_i(a) p_i + \hat{c}(u, p^*) \tag{2.33}$$

で示されることになる。ここで、$p_i^* = p_i m_i(a)$ を意味する。

逆ゴーマン法の需要関数は、

$$q_i = m_i[b_i + m_i d_i(p_1 m_1, ..., p_n m_n, e - \sum p_k m_k b_k)] \tag{2.34}$$

で与えられ、対応する効用関数は、

$$u = v(q_1/m_1 - b_1, ..., q_n/m_n - b_n) \tag{2.35}$$

となる。間接効用関数は、

$$\psi = \Psi(p_1 m_1, p_2 m_2, ..., p_n m_n, e - \sum p_k m_k b_k) \tag{2.36}$$

となっている。

2.3.2 日本における等価所得比率

Lazear-Michael による計測方法

バーテン法を発展させたスケーリング法を用いて日本における等価所得の計測を試みた研究として、八木–橘木 (1989) がある。前節の議論で示されたように、スケーリング法は等価所得比率が財の相対価格を変化させ、それによって引き起こされる代替効果までをもモデルに組み入れているという意味において、エンゲル法、プレイス・ハウタッカー法よりも理論的に優れたものとなっている。問題は、トランスレーティング法、ゴーマン法との比較である。Barnes and Gillingham (1984) では、トランスレーティング法、スケーリング法、逆ゴーマン法の３つの推定方法を用いて、米国の等価所得比率を計測している。そこでの結果は、トランスレーティング法よりもスケーリング法のあてはまりが良いことを示している。また逆ゴーマン法による推定方法は、前節の議論から示されているようにスケーリング法とトランスレーティング法を組み合わせたより複雑な推定法となっており、モデルがより多くのパラメーターに依存することになる。Barnes and Gillingham の結果でも、逆ゴーマン法を用いた推定方法では５つの内２つの需要システムが収束せず、収束したシステムでもいくつかの重要な問題が明かとなっており、逆ゴーマン法がスケーリング法の有効な一般化とはなっていないという指摘がなされている。Barnes and Gillingham の結果と Pollak and Wales (1981) で示された等価所得比率が用いる計測法によって大きくは異ならないという結果と考え併せると、スケーリング法を用いて推定する妥当性はあるとは判断されよう。

米国でスケーリング法を用いて分析を行った研究として、Lazear-Michael (1980) があり、八木–橘木の研究は彼らが用いた実証方法に大きく依存している。これは、ラジアー・マイケルの方法では誘導形の需要関数を用いているため、全国消費実態調査のように価格データを含んでいないデータを用いる場合に有効な方法となるからである。

まず理論的枠組みを説明する。単身世帯の生計費をニュメレールにとり、夫婦世帯に関しては財に対する実際の支出額を求め、次にその二人が別々に消費を行った場合の支出額の総計を求める。単身世帯から夫婦世帯に環境が変化したときに、衣料に対する支出額の変化は、衣料からの単位あたりサービス価格が変化している点も反映していると考えることができる。需要価格弾力性と単身世帯から夫婦世帯に変化したときの支出額の変化が推定できれば、支出行動の変化を基に単位あたりサービス価格の変化を推定することができる。この価格変化をデフレーターとして用い、等価所得比率を求める方法が Lazear and Michael によって用いられた方法である。

この方法をモデルで示すと次のようになる。q^sをあるサービスに対する需要とする。財サービスに対する需要関数 q^s を

$$q^s = d(p_{q^s}, y) \tag{2.37}$$

で考える。ここで p_{q^s} は q^sの単位価格であり、yは所得である。αを財 q一単位から生産される q^sの量を表わすと、αは、

$$\alpha \equiv \frac{q^s}{q} \tag{2.38}$$

で定義される。サービスの単位価格は、αを用いると、

$$p_{q^s} = \frac{p}{\alpha} \tag{2.39}$$

で表される。αの定義式である (2.38) 式を用いて変形すると、(2.39) 式は、

$$p_{q^s} = \frac{p}{q^s/q} = \frac{pq}{q^s} \tag{2.40}$$

となる。ここで p は qの市場価格を意味する。すると、q^sの需要関数は、

$$q^s = d(\frac{p}{\alpha}, y) \equiv D(p, y) \tag{2.41}$$

と変形される。方程式 (2.38),(2.41) より、qに対して導かれた需要は、

$$q = \frac{D(p, y)}{\alpha} \equiv \mathcal{D}(p, y) \tag{2.42}$$

で表される。

世帯人員が変化することによってαが変化すると仮定する。この時、需要量 q^sは変化し、それによって支出額 e も影響を受ける。この変化を、q^s/qの比率がαから$\alpha(1+J)$ へ変化することによって表す。もし、$J > 0$ とするならば、q^sの実効価格は (2.39) 式より明らかなように減少し、従って需要量は増大する。従って方程式 (2.41) は、

$$q^s = D(\frac{p}{1+J}, Y) \tag{2.43}$$

となる。しかしながら、q^sに対して導かれた需要量はこの場合必ずしも上昇しない。ここで $q = q^s/\alpha(1+J)$ であることより、

$$q = \frac{\mathcal{D}(p/(1+J), y)}{1+J} \tag{2.44}$$

となる。q^sに対する需要が価格に対して弾力的である場合に、Jの上昇に伴って qに対する需要は増大する。

次に、単身世帯をニュメレールに取りながら、(2.42) 式と (2.44) 式を用いて、夫婦世帯の 1 円の所得価値をニュメレール単位に変換することを考える。(2.44) 式の Jは単身世帯から夫婦世帯に変化するに従って、サービス 1 単位の価格が何パーセント変化するかを表わすものである。夫婦世帯の支出額 e は、サービス需要量（q^s）で測ると、ニュメレール単位の支出額の（$1+J$）

倍になっている。もし例えば、(2.42) 式が単身世帯の需要を表わしているとすると、(2.42) 式と (2.44) 式は夫婦世帯に対応する Jの値を求めるための推定可能な関係を表わしている。

Lazear and Michael の手法では、第 i 財に対する個人 m の需要方程式 (2.42) をパラメーターを用いて線形の形で表現する。すなわち、

$$q_{im} = o_0 + o_1 p_1 + ... + o_n p_n + o_{n+1} y_m \tag{2.45}$$

と表わしている。ここで q_{im}は個人 m の第 i 財に対する需要、o_iはパラメター、p_iは第 i 財の価格を表わし、y_mは個人 m の名目所得を表わす。同様に、別の個人 fも同じ市場価格に面しているとし、需要関数を

$$q_{if} = o_0 + o_1 p_1 + ... + o_n p_n + o_{n+1} y_f \tag{2.46}$$

で表す。この時、二人の需要の総額は

$$(q_{im} + q_{if}) = 2o_0 + 2o_1 p_1 + ... + 2o_n p_n + o_{n+1}(y_m + y_f) \tag{2.47}$$

となる。ここで、二人の個人が資源をプールし、世帯人員二人の単一家計で生活すると考える。この時、q_iと q_i^sとの関係が影響を受け、q_i^sの単位価格は、p_i/αから $p_i/\alpha(1 + J_i)$ に変化する。したがって、qに対する夫婦で生活した場合の需要は、

$$q_{1mf} = [2o_0 + 2o_1 \frac{p_1}{1 + J_1} + ... + 2o_n \frac{p_n}{1 + J_n} + o_{n+1} y_{mf}]/(1 + J_i) \tag{2.48}$$

で表される。(2.47) 式が二人の個人が別々に生活した場合の q_iに対する需要であるのに対し、(2.48) 式は一緒に生活した時の需要を表わしている。その差を (2.47)−(2.48) で求めると、

$$(q_{im}+q_{if}) - q_{imf}(1+J_i) = 2o_0 + 2o_1 p_1 (1 - \frac{1}{1 + J_1}) + ... + 2o_n p_n (1 - \frac{1}{1 + J_n}) + o_{n+1}(y_m + y_f - y_{mf}) \tag{2.49}$$

となる。二人が別々に生活した場合と、二人が一緒に生活した場合の q_iに対する支出額の比を $\Delta p_i q_i$で表わすと、

$$\Delta p_i q_i \equiv \frac{p_i(q_{im} + q_{if})}{p_i q_{imf}} = (1 + J_i) + 2\sum_{j=1}^{n} \eta_{ij}(1 - \frac{1}{1 + J_i}) + \eta_{q_i, y}(\Delta y - 1) \tag{2.50}$$

で与えられる。ここでη_{ij}は補償されていない自己および交差価格弾力性を表わしている。また、

$$\Delta y = \frac{y_m + y_f}{y_{mf}} \tag{2.51}$$

となる。市場に n 個の財がある場合には、各財について (2.50) 式を作ることができる。

実証分析では、方程式 (2.50) の推定を行うことによって、n 人世帯の各財のサービス単位価格を決定する J_iを求め、単身世帯の所得と等価な所得を推定する。y_{mf}を夫婦世帯の観測された

名目所得とし、y^*_{mf}を独身家計をニュメレールにして測った実質等価所得とすると、単身世帯の所得と等価な夫婦世帯の所得は、

$$y^*_{mf} = y_{mf}\sum_{i=1}^{n}(1+J_i)w_i \equiv y_{mf}(1+J) \tag{2.52}$$

となる。ここで w_iは夫婦世帯の総消費支出の中で第 i 財に対する消費支出の比率を表わす。すなわち、Jは J_iの加重平均になっている。

(2.50) で表されるような n 本の方程式体系は各世帯についていくつかの変数とパラメータの組 ($p_i q_{imf}$, $p_i(q_{im}+q_{if})$, Δy, $\eta_{q_i,y}$, η_{ij}, J_i) を含んでいる。これらの内、初めの５つの変数とパラメータの組が分かっていれば、n 個の未知数 J_iについて解くことができる。第一番目の変数は、夫婦世帯が実際に行った第 i 財に対する支出 $p_i q_{imf}$であり、消費データから得ることが可能である。第二番目の変数 $p_i(q_{im}+q_{if})$ も同様に消費データから推定可能である。第三番目の変数である所得変化Δyは、世帯属性の情報を基に推定を行って得る。第四番目のパラメータ$\eta_{q_i,y}$は、n 個の財についての所得弾力性である。第五番目のパラメータη_{ij}は、n 個の自己価格弾力性、そして $n(n-1)$ 個の交差価格弾力性である。第４番目と５番目のパラメータ値は、需要関数の推計に関するこれまでの実証研究の結果を用いることにした。これらの値が与えられれば、システムは n 本の方程式と n 個の未知数 J_iからなり、世帯人員が一人から二人に増えた時のサービス一単位あたり価格の変化を求めることができる。n 人世帯についても同様な方法で推定できる。J_iを推定するに際しては、標本世帯について$\Delta p_i q_i$とΔyを計算し、それらの中央値から推定する方法を取る。

夫婦世帯を例に取ると、夫婦の特性に基づいたデータから $p_i(q_{im}+q_{if})$ を推定し、$p_i(q_{im}+q_{if})$ と実際になされた支出額 $p_i q_{imf}$との比率を計算できる。すべての夫婦世帯についてこの比率を計算し、中央値$\Delta p_i q_i$を選択する。各財についてこの計算を行い、$\Delta p_i q_i$、Δyを推定する。これらの値は、J_iを求めるために (2.50) で用いられる。

日本における実証分析

Lazear and Michael のモデルを用いて、日本の等価所得比率を推定した八木–橘木 (1989) の研究結果をここで紹介する。実証分析で用いられたデータは、昭和５９年度全国消費実態調査である。財の種類としては、５大費目の支出グループ（食料、住居、エネルギー、衣料、雑費）を用いている。これらの５つのグループで、全消費支出がカバーされている。まず初めに、独身世帯（サンプルサイズ４０５８）に対して、各支出グループの支出需要方程式を推定する。説明変数としては性別、都市サイズ、世帯タイプ、年齢、主な収入源、住居タイプ、居住室数が用いられている。推定結果は表２－１から表２－４で示されている。

まず夫婦世帯の等価所得比率を測定する場合を考える。推定された需要方程式（表２－２）と夫の特性（性別、都市サイズ、世帯タイプ、年齢、主な収入源、住居タイプ、居住室数）を用いて、夫が一人で生活したと仮定した場合に、年間に食料、衣料等に支出するであろう金額を推計する。同様に、その方程式と妻の特性を用いて、彼女が一人で生活した場合に年間で支出するであろう金額を推定する（妻の特性に関するデータは夫のデータと性別と年齢以外は等しい）。この時、夫と妻が別々に生活した場合に行うであろう支出額の和は $p_i(q_{im}+q_{if})$ となる。この推定値を夫婦世帯の実際の第 i 財に対する年間支出額で割ることにより、９２３３の夫婦世帯について$\Delta p_i q_i$を計算する。計算された結果の分布のメヂアンの値が (2.50) 式の夫婦世帯の J_iの値を推定する式の左辺の$\Delta p_i q_i$として用いられる。その値は表２－５に記されており、すべて１以上の値を取っている。

Δyの推定値を得るために、同様な手続きが取られることになる。独身男性および女性のデータを用いて所得関数を推定する。推定された関数を用いて、夫婦がそれぞれ単身であったとした場合の所得を推定する。そして y_m+y_fの値を求め、夫婦世帯が得た実際の所得 y_{mf}より、９２３３の夫婦世帯についてΔy_kを計算し、メヂアンの値Δyを求めることになる。その値は表２－５で示されているように 1.367 である。

価格、所得弾力性、そして$\Delta p_i q_i$とΔyの推定量が与えられたあと (2.50) 式は 5 個の未知数 $J_1,...,J_5$を含んだ 5 本の式になる。これらの非線形連立方程式は、SSLII (Scientific Subroutine Library II) にあるブレント法を用いて解かれている。価格、所得弾力性の値は、Lazear and Micheal (1980) で用いられた値を用いているが、その理由として日本での価格、所得弾力性に関する計測結果が需要理論から見て必ずしも妥当な値を取っておらず、日本のデータを用いた計算では収束解が得られないことにある。

次に、(2.50) 式を用いて、夫婦世帯の所得を独身世帯の所得と等価な所得に変換する。独身世帯の所得と夫婦世帯の一人当り所得を比較するには、

$$\frac{y_{mf}(1+J)}{2} \tag{2.53}$$

と y_mまたは y_fを比較すればよい。n 人世帯についても同様な方法で求められる。

等価所得比率の計測結果は、米国での実証結果と併せて表 2-5-1 から表 2-5-5 で示されている。八木-橘木による計測結果の最も大きな特徴は、家計内の規模の経済性を表わす値 J が Lazear and Micheal によって測定された米国での値と較べて、若干大きな値を取っていることである。これは、夫婦世帯にとっての１万円の価値が、日本においてより大きくなっていること意味している。

規模の経済性が世帯人員の上昇によってどのように変化しているかを見るために、世帯人員変化と Jの値の変化を見る。表 2-5-1 から表 2-5-5 で示されているように、２人世帯では 0.976(衣

料を除くと 0.939)、3人世帯では 1.796(同 1.675)、4人世帯では 1.814(同 1.654)、5人世帯では2.007(同1.8888)、6人世帯では2.535(同2.374)、7人世帯では2.834(同2.659) という値を取り、世帯人員の増大と共に家計内での規模の経済性は増大しているいることが理解できる。特に2人世帯から3人世帯に変化することによって規模の経済性が大きく増大していることが分かる。これは3人世帯の多くが夫婦と子供一人からなる世帯であると考えられることより、子供一人が増えた時の費用の増大がそれほど大きくないことをうかがわせている。

品目別に世帯人員の変化との関連を見てみると、2人世帯から3人世帯に増加した時には、特に食料品に関して規模の経済性が大きく増大していることが示されている。5人世帯から6人世帯になったときにも、Jの値は大きく増加しており、規模の経済性が大きくなっていることが示されている。品目別に見てみると、住宅、光熱費でJの値が大きく増加している。これは、住宅の大きさが5人世帯から6人世帯に増加したときにも変化しておらず、従って光熱費も変化していないことを示している。5人世帯から6人世帯に変化したときの急激な変化は、世帯構成員に高齢者が含まれる比率が6人世帯では大きくなっていることをも反映していると考えられる。どのような品目で、世帯人員の変化に伴ってどのような単位サービス価格の変化が生じたかを、我々の直感と照らし合わせながら見ることにより、八木–橘木で示された実証結果の信頼性を部分的にせよ判断することができよう。

世帯人員が増大したときに、生活費の負担がどの程度増大しているかをみるために、世帯所得1万円の一人当り実質価値額を世帯人員別に見てみる。この値は、2人世帯で9695円、3人世帯で8915円、4人世帯で6635円、5人世帯で5775円、6人世帯で5622円、7人世帯で5226円となり、世帯人員が増大しても一人当りの実質世帯所得はそれほど減少していないという結果が導かれている。等価所得比率を用いない最も単純な一人当りの1万円の価値が、2人世帯で5000円、3人世帯で3333円等々で計算されることを考えれば、単純な一人あたり所得で所得分配の不平等度を測ることが、実際の所得の価値から大きく乖離した結果をもたらすことが理解できる。等価所得で一人当たり世帯所得を調整した後の所得分配の不平等度の測定結果については後ほど検討する。

八木–橘木の研究では、衣料に関して、全ての家計タイプについて予想以上に大きな規模の経済性を示す値が得られている。この理由として、衣料に対する選好が単身者と非単身者とで大きく異なっていることが考えられる。例えば、結婚前の単身女性と結婚後の主婦を比較した場合、衣料に対する選好は大きく異なっていることが予想される。Lazear and Michael が用いたモデルでは、単身の時と夫婦世帯になった時と効用関数は不変であると仮定している。費目によってはこの仮定の妥当性が大きく問題となることは考えられ、八木–橘木で示された結果は、モデルの持つ問題点を明らかにしているといえる。

表2－1　変数名リスト

DCT	:	都市規模に関するダミー変数
	DCT1=1	大都市
	DCT2=1	中都市
	DCT1,2=0	小都市
DS1	:	世帯タイプに関するダミー変数
	DS1=1	一般世帯
	DS2=2	無職世帯
	DS1,2=0	勤労者世帯
DSX	:	性別のダミー変数
	DSX=0	男性
	DSX=1	女性
DH	:	住居の所有関係に関するダミー変数
	DH1=1	給与住宅
	DH2=1	民営借家、公団、公営住宅、借間
	DH1,2=0	持ち家
DTYEA	:	家計をまかなう主な収入の種類
	DTYEA1=1	農林漁業収入
	DTYEA2=1	農林漁業以外の事業収入
	DTYEA3=1	内職、年金、恩給、雇用保険、仕送りなどの所得
	DTYEA4=1	利子、地代、家賃、配当などの資産所得
	DTYEA1,2,3,4=0	給料
Y5	:	居住室数
NESAV	:	純貯蓄額（貯蓄額－借入金額）
AGE	:	年齢

表2－2 単身者世帯を基にした Reduced Form の需要関数の回帰式

(単位は１０円、() 内は t －値)

	食料品	住宅	光熱費	衣料	雑費
Intercept	19518.7	-30462.2	-4376.8	23444.2	471.0
	(7.946)	(-7.684)	(-9.433)	(6.413)	(0.040)
DCT1	10117.9	5397.2	109.4	3964.5	5498.4
	(8.457)	(3.116)	(0.484)	(2.731)	(1.080)
DCT2	3607.1	2622.0	227.0	762.0	6136.2
	(3.680)	(1.842)	(1.222)	(0.640)	(1.470)
DS1					-18853.9
					(-3.214)
DS2					-23176.5
					(-4.245)
DSX	-20614.6		1064.2	5303.5	-17646.9
	(-28.941)		(7.879)	(5.8417)	(-5.793)
DH1		5355.0		-4503.7	23923.8
		(2.190)		(-2.146)	(3.258)
DH2		19749.0		-2300.1	-122217.7
		(11.876)		(-1.631)	(-2.479)
AGE	1528.6	1059.4	257.2	369.9	3580.4
	(12.815)	(6.270)	(11.409)	(2.497)	(7.099)
AGE^2	-17.3	-10.8	-2.3	-6.1	-37.4
	(-13.184)	(-6.028)	(-9.226)	(-3.758)	(-6.770)
Y5	80.5	3572.8	731.9	271.5	1983.5
	(0.324)	(8.575)	(-9.226)	(0.767)	(-6.770)

表2－2続き

	食料品	住宅	光熱費	衣料	雑費
DTYEA1	-17125.1		-588.4	-5944.1	
	(-3.328)		(-0.603)	(-0.953)	
DTYEA2	-2870.0		1810.2	-2814.8	
	(-1.612)		(5.365)	(-1.301)	
DTYEA3	-6304.9		123.5	-4024.1	
	(-4.799)		(0.496)	(-2.502)	
DTYEA4	-7429.0		357.6	-3805.1	
	(-4.254)		(1.082)	(-1.798)	
NESAV	2.6			2.7	8.9
	(3.497)			(2.932)	(2.815)
R^2	0.3272	0.0549	0.2737	0.1019	0.052
MEAN	40016.1	16513.2	3999.2	12018.51	59985.5
RMSE	20217.6	29316.9	3833.5	24416.23	85889.0
N	4058	4058	4058	4058	4058

表2－3 単身世帯に基づいた Reduced Form の所得関数の回帰式（単位万円）

	MALE INCOME	FEMALE INCOME
INTERCEP	-253.3	37.2
	(-9.628)	(1.649)
DCT1	24.0	46.9
	(2.247)	(4.638)
DCT2	12.5	12.4
	(1.332)	(1.620)

表2－3続き

	MALE INCOME	FEMALE INCOME
DS1	56.6	
	(1.910)	
DS2	-71.1	
	(-2.397)	
DH1	112.9	3.8
	(7.625)	(0.184)
DH2	39.8	-15.1
	(2.990)	(-1.804)
AGE	22.7	8.4
	(20.423)	(8.698)
AGE^2	-0.196	-0.09
	(-15.115)	(-9.046)
Y5	7.88	12.09
	(2.581)	(5.671)
DTYEA1	-248.4	-162.5
	(-4.329)	(-4.096)
DTYEA2	-165.7	-71.56
	(-5.010)	(-5.093)
DTYEA3	-213.99	-104.79
	(-7.215)	(-11.130)
DTYEA4	-133.71	-62.43
	(-4.771)	(-4.974)
R^2	0.3891	0.1970
MEAN	282.5397	185.7765
RMSE	120.5397	65.94454
N	2077	1981

表2－4 サンプル平均と標準偏差（() 内は標準偏差）

	単身世帯	二人世帯	三人世帯	四人世帯
DCT1	0.185	0.113	0.107	0.109
	(0.388725)	(0.31)	(0.3095)	(0.3119)
DCT2	0.681	0.693	0.702	0.707
	(0.4662)	(0.461)	(0.458)	(0.455)
DS1	0.082	0.294	0.287	0.253
	(0.274)	(0.456)	(0.452)	(0.435)
DS2	0.196	0.226	0.061	0.016
	(0.397)	(0.418)	(0.239)	(0.125)
DSX*	0.488	0.121	0.069	0.0167
	(0.499)	(0.326)	(0.253)	(0.128)
DH1	0.0517	0.045	0.059	0.0744
	(0.2215)	(0.208)	(0.2357)	(0.2624)
DH2	0.711	0.231	0.2527	0.217
	(0.453)	(0.422)	(0.434)	(0.412)
AGE(1)	40.0	54.7	46.4	42.5
	(18.9)	(14.3)	(12.4)	(8.8)
AGE(2)		50.2	42.6	39.3
		(16.1)	(13.6)	(8.8)
AGE(3)			21.9	15.0
			(22.4)	(12.4)
AGE(4)				15.9
				(19.9)

表２－４続き

	単身世帯	二人世帯	三人世帯	四人世帯
Y5	2.42	4.93	5.04	5.06
	(1.639)	(2.043)	(2.120)	(1.934)
DTYEA1	0.0039	0.045	0.0529	0.037
	(0.0627)	(0.208)	(0.224)	(0.189)
DTYEA2	0.0367	0.136	0.156	0.165
	(0.188)	(0.343)	(0.363)	(0.371)
DTYEA3	0.1992	0.283	0.0898	0.0269
	(0.399)	(0.451)	(0.286)	(0.162)
DTYEA4	0.0436	0.036	0.0205	0.00938
	(0.204)	(0.186)	(0.142)	(0.096)

注 : DSX*は世帯主の性別を表わす。また、AGE(1) は世帯主の年齢、AGE(i) は第 i 世帯員の年齢を表わす。

表 2-5-1　二人世帯等価所得比率の計測値

	ΔPX_i	J_i	平均支出額（円）	総支出に占める割合
食料	1.58	0.6075	520,204	0.243
住宅	2.714	2.8412	218,819	0.102
光熱費	1.358	1.1124	105,190	0.049
衣料	2.463	1.3935	173,602	0.081
雑費	1.711	0.7065	1,126,682	0.525

サンプルサイズ	9233
ΔY	1.367
J	0.97580
J (衣料を除く)	0.93902
J (U.S.A での結果)	0.886

世帯所得１万円の一人当り実質価値額

$(10000 * (1 + J)/2) = 9,695.1$ 円

表 2-5-2　三人世帯等価所得比率の計測値

	ΔPX_i	J_i	平均支出額（円）	総支出に占める割合
食料	1.785	1.3998	655,760	0.260
住宅	2.799	2.4233	238,044	0.094
光熱費	1.391	0.8475	121,739	0.048
衣料	3.461	3.1541	205,996	0.082
雑費	1.901	1.7537	1,301,569	0.516

サンプルサイズ　10084

ΔY　1.501

J　1.79551

J (衣料を除く)　1.67473

J (U.S.A での結果)　1.338

世帯所得 1 万円の一人当り実質価値額

$(10000 * (1 + J)/3) = 8,915.77$ 円

表 2-5-3　四人世帯等価所得比率の計測値

	ΔPX_i	J_i	平均支出額（円）	総支出に占める割合
食料	1.843	1.3506	792,179	0.297
住宅	2.912	2.4127	216,917	0.081
光熱費	1.471	0.7799	130,868	0.049
衣料	4.071	3.6823	209,607	0.079
雑費	2.105	1.7989	1,315,787	0.494

サンプルサイズ　16217

ΔY　1.626

J　1.81367

J (衣料を除く)　1.65418

J (U.S.A での結果)　1.728

世帯所得 1 万円の一人当り実質価値額

$(10000 * (1 + J)/4) = 6,635.45$ 円

表 2-5-4　五人世帯等価所得比率の計測値

	ΔPX_i	J_i	平均支出額（円）	総支出に占める割合
食料	2.002	1.4147	862,229	0.304
住宅	4.407	3.8741	204,392	0.072
光熱費	1.905	1.1847	145,412	0.051
衣料	4.714	4.2309	216,493	0.076
雑費	2.424	1.9616	1,405,387	0.496

サンプルサイズ	7984
ΔY	1.807
J	2.00666
J (衣料を除く)	1.88765
J (U.S.A での結果)	1.961

世帯所得 1 万円の一人当り実質価値額

$(10000 * (1 + J)/5) = 5,775.3$ 円

表 2-5-5　六人世帯等価所得比率の計測値

	ΔPX_i	J_i	平均支出額（円）	総支出に占める割合
食料	2.213	1.4982	894,107	0.301
住宅	7.886	7.2653	201,604	0.069
光熱費	2.565	1.7604	163,065	0.055
衣料	5.049	4.4185	233,392	0.079
雑費	2.963	2.3029	1,463,463	0.495

サンプルサイズ	4146
ΔY	2.032
J	2.53508
J (衣料を除く)	2.37360
J (U.S.A での結果)	測定なし

世帯所得 1 万円の一人当り実質価値額

$(10000 * (1 + J)/6) = 5,622.67$ 円

表 2-5-5　七人世帯等価所得比率の計測値

	ΔPX_i	J_i	平均支出額（円）	総支出に占める割合
食料	2.315	1.6013	918,322	0.301
住宅	9.453	8.9214	211,369	0.069
光熱費	2.991	2.2205	169,981	0.056
衣料	5.502	4.8672	242,058	0.079
雑費	3.141	2.4739	1,505,122	0.494

サンプルサイズ	1662
ΔY	2.072
J	2.83415
J (衣料を除く)	2.65870
J (U.S.A での結果)	測定なし

世帯所得 1 万円の一人当り実質価値額

$(10000 * (1 + J)/7) = 5,226.71$ 円

等価所得比率を用いた所得分配の不平等度の計測

八木–橘木の研究の後半では、日本における等価所得比率の実証結果を用いて、一人当たり世帯所得を等価所得のタームに変換し、日本の分配状態を評価している。等価所得比率の計測が日本においてほとんど行われていなかったこともあり、これまで世帯員一人当り等価所得で測った不平等度の計測は行われていない。

分析で用いられたデータは、昭和５６年および昭和５９年厚生省「所得再分配調査」である。この調査は、厚生省によって３年に１度行われており、世帯属性、課税前・課税後所得、再分配後所得に関する情報が含まれている。

まず比較のために、単純に世帯人員で世帯所得を割った場合に得られる世帯人員一人当たり所得で測ったジニ係数を見てみる。表 2-6-1 および表 2-6-2 で示されているように、世帯人員一人当り所得で測ったジニ係数は世帯所得で測ったジニ係数でみるよりも、昭和５６年、昭和５９年共大きな値を取っている。これは、世帯人員の多い世帯において一人あたり所得が少なくなり、単身世帯または夫婦世帯の一人あたり所得との格差が大きくなることが理由と考えられる。しかし、世帯員一人当り等価所得で測ったジニ係数は、課税前、課税後共に、また昭和５６年、昭和５９年共にジニ係数は世帯員一人当り所得よりも大きく減少している。そして、世帯員一人当り等価所得で測ったジニ係数の値は、課税前、課税後共に、また昭和５６年、昭和５９年共に世帯所得で測ったジニ係数の値よりも若干大きくなっているものの、極めて近い値を取っていることが分かる。

これらの結果は、所得分配の不平等度を測る時に、世帯員一人あたりで測定した場合に、過大に不平等度が測定されることを示している。また、世帯所得で測ったジニ係数の値と世帯員一人当り等価所得で測ったジニ係数の値が近い点は、世帯員に関する情報がなく、世帯所得のみしか利用できないデータを用いて不平等度を測定した場合にも、世帯間の生活水準の格差をある程度正確に反映した不平等度の測定が可能であることを示唆している。しかし、この点については、より厳密な検討が必要であることは言うまでもない。

最後に、昭和５６年と昭和５９年との間での課税前所得で測ったジニ係数の変化を、世帯所得、世帯員一人当り所得、世帯員一人あたり等価所得について見てみる。昭和５６年から昭和５９年にかけてすべての所得単位で不平等度が増大していることが理解できる。しかし、どの所得単位で測った場合に、不平等度の増大が最も大きくなっているかについては、明確なことを述べることができない。昭和５６年から昭和５９年にかけて、平均世帯人員が変化しており、不平等度がどのような理由で上昇したのかを明確に示すには、世帯構成変化が不平等度の変化に与える効果を分離する必要がある。この問題についてついて次項で議論していくことにする。

表 2-6-1　課税前・課税後所得分配の不平等度（昭和５６年）

	世帯所得	世帯員一人当り所得	世帯員一人当り等価所得
課税前所得	3848.45	1205.00	2946.77
ジニ係数	0.35945	0.38256	0.36229
課税後所得	3618.50	1153.32	2764.36
ジニ係数	0.32444	0.33479	0.31760

注１：サンプルサイズ　7165

注２：ここでの課税前所得は、一般世帯での雇用者所得、事業所得、農耕所得、畜産所得、財産所得、家内労働所得及び雑収入を含んでいる。

表 2-6-2　課税前・課税後所得分配の不平等度（昭和５９年）

	世帯所得	世帯員一人当り所得	世帯員一人当り等価所得
課税前所得	4128.46	1299.22	3147.44
ジニ係数	0.408	0.44062	0.4115
課税後所得	3951.57	1245.30	3043.55
ジニ係数	0.3564	0.3689	0.3507

注１：サンプルサイズ　7165

注２：ここでの課税前所得は、一般世帯での雇用者所得、事業所得、農耕所得、畜産所得、財産所得、家内労働所得及び雑収入を含んでいる。従って、勤労者世帯のみを対象としたジニ係数の値に較べて、かなり大きく出ている。この点を考慮に入れたとしても、世帯所得で測ったジニ係数の値は若干高いと思われるが、ここで計算されたジニ係数の値は厚生省で計算された値と一致している。

Chapter 3

日本の所得分配状態と資産分布

本節では、ジニ係数を不平等度尺度として用いながら、日本における所得分配状態の推移を調べ、現在の所得分配状態の特徴を明らかにする。また、帰属家賃、金融資産所得といった保有資産からの所得まで含めた場合の分配状態の評価についても分析を行う[1]。

3.1 日本の所得分配

3.1.1 所得分配状態の国際比較

まず初めに、日本の所得分配が果たして先進諸国の中で平等な国として位置づけることができるか、それとも不平等な国として位置づけることができるのかを調べる。これまでに、所得分配の不平等度の国際比較を行った研究として Sawyer(1976) があり、1969 年のデータで測定した結果は、日本が OECD 諸国の中でも、北欧諸国と並ぶほど所得分配の平等性が高いことを示している。さらに、1970 年代と 1980 年代初めの統計を基に比較を行った Buss et al. (1989) の国際比較研究でも、日本の可処分所得の分配状態は、先進諸国の中でも平等な部類に属するという結果が得られている。

不平等度の程度を国際比較する場合には、用いるデータの性質について吟味することは重要である。特に、標本がどのような世帯タイプを含み、どのような職業を含んでいるかは、不平等度の測定結果に強い影響を与える。例えば、日本の所得分配状態を調べる場合に最もよく用いられる『家計調査』は単身世帯と農家世帯を含んでいない。『全国消費実態調査』は、毎年調査が行われる家計調査と異なり、4年に1度しか調査が行われないものの、単身世帯まで標本に含んでいる。しかし、『全国消費実態調査』に関しては、石崎 (1983) によると所得（特に移転所得や

[1]本章の研究の先行研究として、橘木・八木 (1994) および Tachibanaki and Yagi (forthcoming) がある。

財産所得）に過小申告の問題が残る[2]。石崎は『就業構造基本調査』が所得に関して最も正確な情報を与えていると指摘しているが、労働所得のみを調査しているのみで、非労働所得に関する情報を得ることはできない。標本の範囲や単身者の取り扱いに関して、すべてをカバーしている意味で最も信頼性の高い統計資料は、『所得再分配調査』である。この点は、Mizoguchi and Takayama (1984) によっても主張されている[3]。

これまでの国際比較研究では、日本の分配状態の測定を行うのに全国消費実態 c 調査、家計調査等をデータとして用いているが、ここでは上述の理由により、所得再分配調査を用いて計測を行う。表??で示された計測結果は、日本の所得分配状態が近年急速に悪化しており、先進諸国の中で日本がもはや平等な国として位置づけることができないことを明らかにしている。Tachibanaki(1992) は、近年の不平等化が進んだ要因として、規模間、学歴間、年齢間、勤続年数間での賃金格差が 1980 年代に拡大したことを挙げている。ただし、玄田（1994）の計測では、各種の相殺要因の作用で日本の賃金格差構造は 80 年代を通じきわめて安定的であったと結論づけている。石川（1994）は、1980 年から 1990 年の 10 年間に高所得層がますます高所得化し、低所得層との格差が拡大したことを指摘している。日本における不平等化の要因は、これらの研究ですべて明らかにされた分けではない。本研究においても、財産所得および家計構成の変化に着目しながら、不平等化の要因について分析していく。

3.1.2 所得分配の長期的変遷

戦後の分配状態の長期的変遷を調べることにより、近年進みつつある所得分配状態の不平等化の特質を明らかにする。まず、1963 年から 1991 年までの『家計調査』に記載されている全世帯、勤労者世帯別の年間収入五分位別所得データを用いた、所得のジニ係数値の変化を調べる。家計調査は前述したように、データのカバレッジの面で問題があるが、ここでは同一のデータを用いて時系列変化を調べることに意義があるため、この問題は捨象する。五分位階級が、全世帯、勤労者世帯ともに年間収入をもとに作られているため、本分析では所得を年間収入によって代表させることにする[4]。また、全世帯については税額データが無いものの、勤労者世帯については税額データが利用できるため、勤労者世帯についてのみ課税後所得のジニ係数を計算している。ジニ係数の計算は、租税が課税前所得と課税後所得の所得順位を変化させないという仮定の下で行っている。

図 3-1 では、1963 年から 1991 年までの全世帯課税前、勤労者世帯課税前および課税後のジ

[2]石崎 (1983)p.72 参照。

[3]Mizoguchi and Takayama (1984), p.11 参照。

[4]本来、勤労者世帯については実収入を用いて年間所得を代表させる方法もあり、月間の実収入は家計簿に記録されたものであるという点でより正確であが、実収入を用いて作った五分位階級別データが無いことと、全世帯については実収入データが無いこともあり、全世帯、勤労者世帯共に年間収入を用いた分析を行なう。

ニ係数の推移を示している。1970 年代中葉のオイルショック時を除いて、所得分配の不平等度は 1980 年代初頭まで平等化の傾向が続いてきたのに対し、1984 年以降不平等化が進んでいることが見て取れる。特に全世帯課税前所得を見ると、1991 年のジニ係数の値は 1960 年代中頃の水準まで悪化してきていることが分かる。

次に、上記の分配状態の変化がどのような要因によってもたらされてきたかを調べるために、勤労者世帯の収入源泉を、世帯主収入、妻の収入、その他の世帯員収入、財産収入に分離し、収入源泉別の不平等貢献度と総収入階層別にみた集中度係数の時系列変化を調べる。ここでは、1966 年、1971 年、1976 年、1981 年、1986 年そして 1991 年の『家計調査』にある勤労者世帯課税前所得の実収入データを用いる。ここで用いる不平等度の分解方式は、Rao (1969), Fei-Ranis-Kuo (1978) で提起され、跡田・橘木 (1985) でも用いられたものである。いま総所得の平均がμで与えられ、K個の所得源泉があるときに、第 i 家計の総所得 y_iは、

$$y_i = \sum_{k=1}^{K} y_i^k \tag{3.1}$$

となる。また、第 k所得の平均をμ_kとすると、

$$\mu = \sum_{k=1}^{K} \mu_k \tag{3.2}$$

である。各家計の総所得が、$y_1 \leq y_2 \leq ... \leq y_n$の順に並んでいるとき、ジニ係数 $G(Y)$ は、

$$G(Y) = \frac{2}{n^2\mu} \sum_{i=1}^{n} (i - \frac{n+1}{2}) y_i \tag{3.3}$$

と定義される。(3.3) 式の y_iに (3.1) 式を代入し、展開し整理すれば、

$$G(Y) = \sum_{k=1}^{K} \frac{\mu_k}{\mu} \frac{r(y_i^k, i)}{r(y_i^k, k)} G(Y_k) \tag{3.4}$$

が得られる。ここで $G(Y_k)$ は第 k所得源泉のみについてのジニ係数、$r(y_i^k, i)$ は第 k所得と総所得上の順位との相関係数、$r(y_i^k, k)$ は第 k所得とその所得上の順位との相関係数である。第 k所得源泉の集中度係数$\bar{G}(Y_k)$ を

$$\bar{G}(Y_k) = \frac{r(y_i^k, i)}{r(y_i^k, k)} G(Y_k) \tag{3.5}$$

と定義すれば、(3.4) 式は

$$G(Y) = \sum_{k=1}^{K} \frac{\mu_k}{\mu} \bar{G}(Y_k) \tag{3.6}$$

となる。この両辺を $G(Y)$ で割れば明らかなように、ジニ係数による第 k所得源泉の貢献度は、

$$R_G : s_k = \frac{\mu_k}{\mu} \frac{\bar{G}(Y_k)}{G(Y)} \tag{3.7}$$

となる。(3.5) 式から分かるように、第 k 所得と総所得上の順位との相関が、第 k 所得源泉とその所得順位との相関係数よりも相対的に大きい場合には、第 k 所得源泉の集中度係数は第 k 所得源泉のジニ係数よりも大きな値を取る。すなわち、集中度係数の直観的意味としては、総所得階層間でみて総所得自体よりも第 k 所得の方が上位により集中しているか否かを表わす指標となる。

表 3-2 で示されている分解分析の結果より、次の点が明かである。(1)1980 年代以降の世帯主収入、総収入の集中度係数は 1970 年代のそれよりも大きくなっており、不平等度が悪化していることが示されている。1986 年および 1991 年の総収入の不平等度は、1966 年の不平等度よりも悪化している。(2) 妻の収入の集中度係数と不平等度貢献度は、1986 年を除くと時系列的に増大している。不平等度貢献度は世帯主収入についで第 2 番目に大きく、1991 年時点では不平等度の 20%近くが妻の収入によってもたらされていることが示されている。(3) 世帯主収入の集中度係数は、すべての時点で他の収入源泉に比べ最も小さくなっている。不平等度貢献度は他の収入源泉に比して最も大きく、70%以上となっており、長期的な傾向として減少し続けている。(4) その他世帯員の不平等度貢献度は、長期的に減少してきており、集中度係数は全収入源泉の中で最も大きくなっている。(5) 財産所得の不平等貢献度はきわめて小さく、0 に近い値を取っている。

これらの結果より、世帯主収入と妻の収入の不平等化が 1980 年代以降の不平等化の重要な要因となっていることが分かる。妻の収入の不平等化は、女性の社会進出が進むにつれ今後より悪化することが予想される。この点は、今後の分配状態の変化を予測する上で重要な視点となろう。また、現在も進んでいる核家族化は、他の世帯員収入の比重を減少させ、不平等貢献度を減少させると考えられる。ただし、核家族化が分配状態をどのように変化させるかは必ずしも自明ではない。この点については次で議論する。

3.1.3 所得分配不平等度の時系列回帰分析

本項では、日本における分配状態が時系列的にどのような要因によって変化してきたかを回帰分析により明らかにする。経済白書平成 2 年版ではこの問題を扱っているが、次の 2 点において更なる検討の必要性が残されている。

第 1 点は、戦後一貫して進んでいる核家族化が所得分配の不平等度にどのような影響を与えてきているかについて分析の必要性が残されている点である。核家族化の所得分配の不平等度に与える影響については理論的に明確な符号を与えることはできない。同居していた親子が別れて住むことになって、それぞれが別世帯になった時に、親が所得を得ている労働世代であるか、引退世帯であるかによって別居の分配状態に与える効果は異なってくる。例えば、A という世帯と B という世帯があり、A という世帯が別居するケースを考えてみる。別居前の A 世帯では、親子が稼得所得を得ており、2000 万円の所得を得ており、B 世帯では 1000 万円の所得を得ていた

とする。A世帯が別居して、1000万円と1000万円の２つの世帯ができたときには、分配状態は明らかに改善する。逆に、世帯Aの親が引退期にあったとし、A世帯の別居前の所得が1000万円であったとする。このとき別居後に所得が０の世帯と所得が1000万円の世帯ができることになり、分配状態は悪化することになる。日本において、核家族化の進展が分配状態を改善するように働いたのか、悪化させるように働いたかを調べることは、核家族化のパターンを調べる上でも意味を持つものと考えられる。

第２点は、経済白書の分析では所得分配の不平等度が大きく変化している高度経済成長期のデータが入っておらず、経済成長と所得分配の関係を分析する上では重要な情報が抜け落ちている可能性がある。高度経済成長期が終了する以前と以後において、整合的な説明が可能であるか否かを調べるためには、データの期間を1960年代前半まで拡張する必要がある。本項では、日本の所得分配を評価する上での基礎的材料を提供するための分析として、日本の所得分配不平等度の時系列分析を行なう。

時系列分析で用いるデータについて説明を行なう。本分析では、1963年から1991年までの『家計調査』に記載されている全世帯、勤労者世帯別の年間収入五分位別所得データを用いる。また、全世帯については税額データが無いものの、勤労者世帯については税額データが利用できるため、勤労者世帯についてのみ課税後所得のジニ係数を計算している。ジニ係数の計算は、税が課税前所得と課税後所得の所得順位を変化させないという仮定の下で行っている。

本分析では、ジニ係数を次式によって回帰している。

$$g_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 p_t + \alpha_3 v_t + \alpha_4 wi_t + \alpha_5 fm_t + \alpha_6 ne_t + \varepsilon_t \tag{3.8}$$

および

$$g_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 y_t^2 + \alpha_3 p_t + \alpha_4 v_t + \alpha_5 wi_t + \alpha_6 fm_t + \alpha_7 ne_t + \varepsilon_t \tag{3.9}$$

ここで、

g_t: ジニ係数

y_t: 一世帯当り実質GNP

p_t: 消費者物価上昇率

v_t: 有効求人倍率

wi_t: 実質金融資産所得・一世帯当りGNP比

fm_t: 世帯人員数

ne_t: 一世帯当り有業人員数

ε_t: 誤差項

を意味する。この回帰式によって、所得分配の不平等度が、経済成長、インフレーション、労働市場の需給条件、資産所得、核家族化の効果によってどのように変化するかを分析していく。ジ

ニ係数は、全世帯課税前所得、勤労者世帯課税前所得、勤労者世帯課税後所得の３つを考える。実質金融資産所得は、貯蓄動向調査に記載されている各種金融資産残高に資産種類別金利を掛け合わせて求めている。実質金融資産所得、世帯人員、有業人員のデータを用いる際には、全世帯のジニ係数を推定する場合には全世帯を対象に計算されたものを用い、勤労者世帯のジニ係数を計算する際には、勤労者世帯を対象に計算されたものを用いる。

ジニ係数の回帰式は表 3-1-1 から表 3-3-3 で示されている。全世帯課税前所得について見てみると、所得分配の不平等度が経済成長を表わす一世帯当り実質ＧＮＰに関する２次式で回帰できることが示されている。一世帯当り実質ＧＮＰに関する２次式で回帰した場合の方が、１次式で回帰した場合よりも回帰式の説明力は大きく増大し、誤差項の時系列相関も改善している。この結果は、経済成長と不平等度の程度を表わすジニ係数が、U字型の関係にあることを示唆しており、経済成長の初期には経済成長は不平等度を減少させたものの、ある時点からは、経済成長は所得分配の格差を拡大するように働いてきたことを示している。後者の結果は既に検討した『所得再分配調査』による不平等化と整合的である。ついでながら、わが国に関してはクズネッツの逆U字仮説はあてはまらないことがわかる。

この一つの説明として、日本においては高度成長期に労働力不足が生じ、熟練労働者のみならず、農村から都市に流入してきた未熟練労働者の賃金水準が押し上げられてきたことが考えられる。高度成長期に分配状態が改善していたことは、中高所得層の所得上昇率よりも、低所得層の所得上昇率が上回っていたことを示唆している。それに対して、1980 年代の景気回復時に分配状態が悪化したのは、企業内での報酬格差の拡大、企業間での業績の格差の拡大、産業間の成長率格差の拡大が生じていたことを裏付けている。この点は、Tachibanaki(1992) での議論と整合的である。クズネッツの逆U字仮説は、経済成長の初期段階で未熟練労働力の供給が豊富にあり、熟練労働力の供給が限られている場合に成立することが予想される。未熟練労働力の供給が弾力的で有れば、未熟練労働に対する需要が増大しても賃金率は上昇しない。それに対して、熟練労働力が非弾力的である場合には、経済成長に伴って熟練労働力の賃金は増大する。その際には、経済成長の初期段階で不平等度は悪化することが予想される。

核家族化の効果については、それが不平等度の縮小に有意に正に作用している結果が示されている。有業人員も低い有意水準ではあるものの不平等度の縮小に有意に効いてきていることが示されている。一世帯当り実質ＧＮＰに関する１次式で回帰した場合には、有業人員は有意に正で不平等度を縮小するように働いてきていることが分かる。世帯人員と有業人員の変化に関しては、強い線形関係が存在している可能性が危惧されるが、有業人員を加えた場合と除いた場合にパラメーターの推定値が大きく変化していない点を見ても、大きな問題とはなっていないと判断される。これらの結果は、核家族化が世帯人員の変化と有業人員の変化をもたらし、これら２つの変化が同時に不平等度の縮小に寄与したことを示唆している。すなわち、核家族化の分配

に与える効果としては、前述した２つの効果の内、前者の効果が優位に働いたと考えることができる。

金融資産所得が所得分配の不平等度の変化に与えた影響は、本回帰分析ではそれほど強く効いていないことが分かる。パラメーター値が変数の桁数に比して小さいだけでなく、有意に効いていない。この結果は、所得順位と金融資産順位との間の相関が、長期間に渡って小さかったことと、後述するように金融資産所得の総所得に対する不平等寄与度が小さかったことによると考えられる。

世帯あたり実質ＧＮＰに関する２次式で回帰した結果を基に、全世帯について不平等度変化の要因分析を行うと、図3-2 のような結果が得られる。図3-2 で示されているように、ジニ係数の多くの部分は、一世帯あたり実質ＧＮＰの１次および２次の項と世帯人員によって説明されていることが示されている。すなわち、不平等度の変化に核家族化が大きな影響をもたらしてきたことが理解できる。それに対して、金融資産所得はジニ係数にほとんど影響を与えてきていないことが示されている。

全世帯と勤労者世帯との比較結果で注目される点は、全世帯に比して勤労者世帯の回帰式の説明力が大きく落ちる点である。さらに、課税後所得の不平等度の説明力はさらに減少している。これは、景気変動が与える影響が、全世帯に比べて勤労者世帯で比較的小さかったことと、税制による再分配効果が、経済成長、核家族化の不平等度の変動に与える効果を相殺してきたことに基づいている。労働市場の需給状態を反映している有効求人倍率は、全世帯の場合よりも勤労者世帯の場合により強く負に効いている。この結果は、労働市場での需給状態の逼迫化が、勤労者世帯の所得分配を平等化するように働いてきたことを意味している。従って、労働市場の需給逼迫化は、中高所得層での賃金上昇圧力以上に低所得層の賃金上昇圧力を高めてきたと言えよう。そして、累進所得税制は、労働市場の需給逼迫化による課税後所得の格差をより縮小するように働いたものと考えることができる。

インフレーションの効果は、今回の時系列分析の結果を見る限り、分配状態には影響を与えていなかったと考えられる。

表 3-1　ジニ係数で比較した課税後所得分配の不平等度

日本	アメリカ	イギリス	フランス
1980　0.330	1979　0.37	1981　0.28	1979　0.364
1983　0.382	1989　0.40	1988　0.35	1984　0.372
1986　0.388			
1989　0.421			
	ノルウェー	フィンランド	カナダ
	1979　0.346	1981　0.206	1981　0.395
	1986　0.330	1985　0.200	1988　0.404
	オーストラリア	ニュージーランド	
	1981　0.31	1981　0.29	
	1985　0.32	1985　0.30	

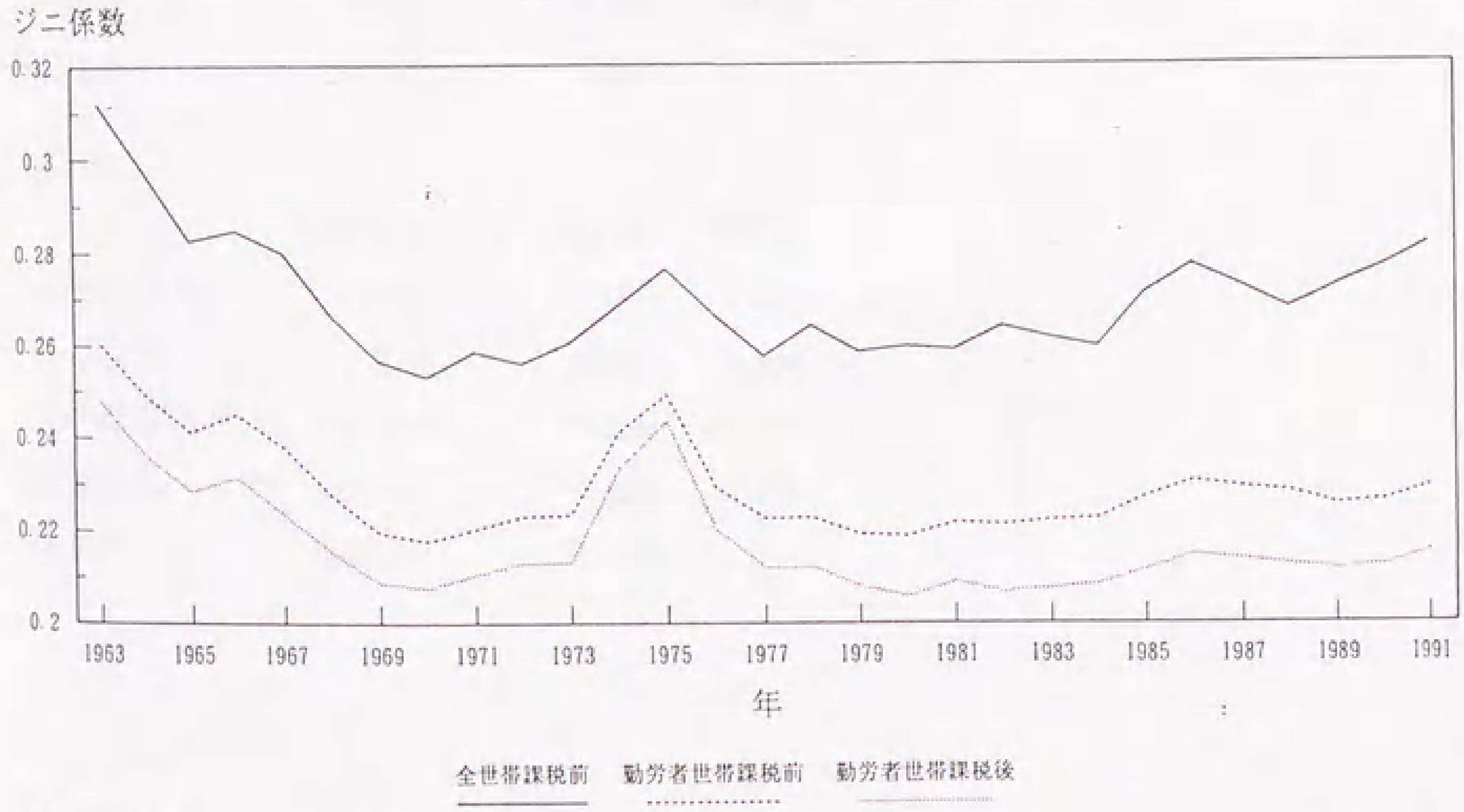
資料

1) 厚生省、『所得再分配調査』

2) 日本以外は A.B. Atkinson (1993) "What is Happening to the Distribution of Income in the U.K.", LSE Welfare State Programme.

（注）アメリカのみ課税前所得

図3-1 ジニ係数の時系列推移



資料：総務庁『家計調査』

注1：データベースは2人以上の非農家家計

表 3-2　分布変動要因分析：収入源泉別ジニ係数分解（勤労者世帯）

1966 年

	所得比	集中度係数	貢献度
世帯主収入	0.879	0.183	0.772
妻の収入	0.047	0.353	0.081
他の世帯員収入	0.064	0.421	0.130
財産収入	0.009	0.392	0.017
総収入	66862	0.208	

1971 年

	所得比	集中度係数	貢献度
世帯主収入	0.891	0.154	0.755
妻の収入	0.052	0.386	0.111
他の世帯員収入	0.051	0.437	0.123
財産収入	0.006	0.358	0.011
総収入	116691	0.181	

1976 年

	所得比	集中度係数	貢献度
世帯主収入	0.893	0.162	0.768
妻の収入	0.065	0.400	0.139
他の世帯員収入	0.036	0.439	0.084
財産収入	0.005	0.324	0.009
総収入	244320	0.188	

1981 年

	所得比	集中度係数	貢献度
世帯主収入	0.882	0.166	0.739
妻の収入	0.075	0.406	0.154
他の世帯員収入	0.038	0.509	0.097
財産収入	0.005	0.437	0.010
総収入	348525	0.198	

1986 年

	所得比	集中度係数	貢献度
世帯主収入	0.871	0.183	0.764
妻の収入	0.087	0.362	0.151
他の世帯員収入	0.038	0.437	0.080
財産収入	0.003	0.300	0.005
総収入	428517	0.209	

1991 年

	所得比	集中度係数	貢献度
世帯主収入	0.867	0.178	0.734
妻の収入	0.039	0.406	0.185
他の世帯員収入	0.034	0.470	0.076
財産収入	0.003	0.338	0.005
総収入	516990	0.210	

資料：総務庁統計局『家計調査（1966,1971,1976,1981,1986,1991 年）』年間所得 5 分位別年平均 1 か月間の収入と支出データ

（注 1）総収入についてはジニ係数と集中度係数は同一値をとる。

（注 2）ここでの総収入は、年平均 1 か月間の世帯主収入、妻の収入、他の世帯員収入、財産収入の総計である。単位は円。

表 3-3-1　所得分配不平等度の時系列分析

全世帯課税前所得

	全世帯課税前 (1)	全世帯課税前 (2)	全世帯課税前 (3)	全世帯課税前 (4)
CONST	-1.0379 (-3.6625)	-0.729 (-2.171)	-0.14091 (0.476)	0.05274 (0.2237)
	0.0178 (1.8003)	0.0138 (1.1326)	-0.03062 (-2.2884)	-0.0389 (-3.5438)
y^2			0.00289 (4.3261)	0.00335 (6.4428)
p	0.53E-03 (2.0202)	0.665E-03 (2.0673)	0.576E-04 (0.258)	0.634E-05 (0.0289)
v	-0.019 (-1.3164)	0.00185 (0.11)	-0.02 (-1.826)	-0.01649 (-1.572)
wi	0.25E-03 (1.0222)	0.723E-04 (0.2456)	0.1021E-03 (0.5577)	0.496E-04 (0.280)
fm	0.20181 (3.6231)	0.21847 (3.1705)	0.0979 (2.044)	0.0844 (1.8186)
ne	0.22745 (3.6659)		0.06142 (1.0775)	
A-R^2	0.622	0.4178	0.7907	0.7892
D-W	1.0388	0.8874	1.238	1.2135

表 3-3-2　所得分配不平等度の時系列分析

勤労者世帯課税前所得

	勤労者課税前 (1)	勤労者課税前 (2)	勤労者課税前 (3)	勤労者課税前 (4)
CONST	-0.29255 (-1.4562)	-0.33082 (-1.6096)	0.30358 (0.85367)	0.3487 (1.0972)
y	0.01 (1.1538)	0.01245 (1.4186)	-0.027924 (-1.3409)	-0.03079 (-1.6845)
y^2			0.00219 (1.978)	0.002378 (2.6189)
p	-0.374E-03 (-1.2251)	-0.267E-03 (-0.8715)	-0.345E-03 (-1.2032)	-0.326E-03 (-1.188)
v	-0.02632 (-1.7921)	-0.0207 (-1.4116)	-0.02104 (-1.4964)	-0.0197 (-1.503)
wi	0.4259E-03 (1.4457)	0.379E-03 (1.2574)	0.194E-03 (0.6465)	0.167E-03 (0.5938)
fm	0.09158 (1.9045)	0.1274 (2.9247)	0.003758 (0.05933)	0.001832 (0.0297)
ne	0.08326 (1.5612)		0.01856 (0.3102)	
AR^2	0.4445	0.4098	0.5094	0.5296
D-W	0.820	0.8010	0.8023	0.7975

表 3-3-3　所得分配不平等度の時系列分析

全世帯課税後所得

	勤労者課税後 (1)	勤労者課税後 (2)	勤労者課税後 (3)	勤労者課税後 (4)
CONST	-0.3041 (-1.3828)	-0.3289 (-1.512)	0.345 (0.8853)	0.30475 (0.8757)
y	0.01531 (1.6149)	0.0169 (1.819)	-0.026 (-1.138)	-0.0234 (-1.17)
y^2			0.002385 (1.9655)	0.002217 (2.2302)
p	-0.625E-03 (-1.8742)	-0.556E-03 (-1.716)	-0.595E-03 (-1.8917)	-0.6118E-03 (-2.036)
v	-0.03357 (-2.0875)	-0.0299 (-1.926)	-0.02781 (-1.8053)	-0.029 (-2.0195)
wi	0.5867E-03 (1.8195)	0.557E-03 (1.7415)	0.3346E-03 (1.0159)	0.3587E-03 (1.163)
fm	0.0977 (1.8562)	0.1209 (2.6216)	0.00208 (0.03)	0.0038 (0.0562)
ne	0.05388 (0.923)		-0.0165 (-0.2526)	
AR^2	0.399	0.4029	0.4683	0.491
D-W	0.7979	0.788	0.843	0.842

3.2 分配における帰属家賃

3.2.1 帰属家賃の重要性

これまでの分析で用いた所得には、労働所得と金融資産所得が含まれているものの、土地・住宅からの帰属家賃所得は含まれていない。1980 年代後半に引き起こされた土地価格の急激な上昇は、資産格差の急速な拡大をもたらしたといわれている。この資産格差に対する不公平感は、非持ち家世帯と持ち家世帯の間での経常的な住居費の負担の違いと、享受している住宅サービスの質の格差にも基づいている。従って、資産格差は、ストックから生み出されるフローとしての所得の格差として認識されているとも考えてよいであろう。以下では、土地が資産としての性格を持つのみでなく、サービスをも生産しているという点に注目し、土地というストックをフローの所得に変換しながら、資産格差の問題を所得分配の不平等と関連させて分析する。

このように所得分配の不平等と資産分配の不平等を関連させながら議論した研究としては、Yates (1982), Lerman and Lerman (1986), Bradbury, Rossiter and Vipond (1987), Smith (1990) がある。Yates は、帰属家賃所得への課税がなされていない状態では帰属家賃所得と限界税率との積の値だけ持ち家世帯に対して補助金が支払われていると考え、所得階層別に帰属家賃所得と持ち家世帯への補助金がどのように異なっているのかを分析している。Lerman and Lerman は、帰属家賃所得と他の所得源泉との間で所得分配の不平等度を分解し、帰属家賃所得が全体の不平等度にどの程度の影響を与えているかを分析している。Bradbury, Rossiter and Vipond は、通常の貧困層の定義と住宅サービスへの支払いを差し引いた後の所得を用いた貧困層の定義の双方を適用し、貧困の問題を住宅保有の問題と関連させながら分析している。Smith は、所得の男女間格差が、男女間での住宅保有格差にどの程度影響を受けているかを、住宅からの帰属家賃を計測して分析している。いずれの研究も帰属家賃の効果に注目している。本節ではこれらの研究とは異なり、帰属家賃所得を含めた総所得で測った不平等度の計測に焦点をおき、税による再分配効果を調べる。

土地は、物理的にも経済的にも減価するものではなく、資産の保有手段としての性格も持ち合わせている。固定資産税は利子所得税のような資産課税を目的としているというよりも、土地が生産するサービスという収益に対する所得税という意味をもっている。しかし所得税としての面で他の所得源泉に比較してきわめて低い税率しか適用されていない根拠は明白ではない。このような持ち家優遇政策は、White and White (1977) でも議論されているように、住宅サービス価格、土地価格への影響を通じて、非持ち家家計の経済厚生を減少させる効果を持つことになる。

本稿では、土地からの帰属家賃と金融資産所得を含めた所得の不平等度を計測し、稼得所得の不平等度に比して帰属家賃・金融資産所得を含めた所得の不平等度がどのような水準にあるの

かを分析し、現行税制が帰属家賃・金融資産所得を含めた所得の不平等度をどの程度改善しているかを分析する。

3.2.2 帰属家賃所得の推計

推計方法

日本における所得分配の不平等度の計測に関しては、高山 (1980)、Tachibanaki and Yagi (1988) をはじめとして数多くの実証研究があるが、資産の分配に関する研究は十分になされているとはいえない。日本における資産分布の計測は、金融資産データに関しては、『貯蓄動向調査』が利用可能であるものの、実物資産に関するデータが十分に整備されていないこともあり、橘木 (1989)、Tachibanaki(1989)、高山グループ (1989) を除いて研究の蓄積が十分になされていない。橘木 (1989) および Tachibanaki(1989) では、実物資産価格の変動が資産分布の不平等度をどのように変化させたかを、日本経済新聞と日本消費経済研究所が 1988 年に行なった『住宅・土地が消費に与える影響調査』を用いて分析している。高山グループでは、1984 年総務庁『全国消費実態調査』を用いて実物資産分布の推定を行なっている。1984 年『全国消費実態調査』では土地資産について調査していないため、高山グループでは『全国消費実態調査』の住居属性、世帯属性等の情報、『建築動態統計』の容積率、及び『住宅統計調査』の個表データを利用して敷地面積を推計し、これに国土庁『地価公示価格調査』による公示地価を乗じ、建築時期等も情報として用いながら実物資産額を推計している。高山グループは、帰属家賃を計算する際に、『住宅統計調査』個表データを用いて、住居属性、都市規模、建築時期、住宅面積を説明変数とした家賃関数を推定するとともに、『全国消費実態調査』から得られる住居属性、都市規模、建築時期、住宅面積に関する情報を用いて推定を行なっている。

橘木 (1989)、Tachibanaki(1989) では、帰属家賃の問題を考察していない。また高山グループでは、資産分布と所得分布を分離して計測しており、帰属家賃所得を他の所得と合算して所得分配の評価を行なうという方法をとってはいない。また、税制の帰属家賃・資産所得まで含めた所得分配の不平等度に与える効果についても分析を行なっていない。

帰属家賃所得・資産所得を含まない所得で計測した不平等度は、実際の生活水準を反映したものとはいえない。これは、年収が８００万円の世帯でも、借家に住んでいる世帯とローンが無く持ち家に住んでいる世帯では、生活水準が大きく異なることから理解できる。この意味で、実物資産保有コストを差し引いた後の帰属家賃所得を計測し、他の所得と合算した総所得の不平等度を計測し、総所得の不平等度が稼得所得、帰属家賃、資産所得という所得源泉別にどのように分解されるのかを分析する意義は十分にあるといえよう。

本項では、１９９０年日経 NEEDS-RADER『金融行動調査』を用いて、分析を行なう。

NEEDS RADER では居住用およびその他の土地の自己評価額が回答されているものの、住宅に関する情報はほとんどなく、減価償却額を算定する上で必要な、住宅構造、建築年という必要最小限の情報も利用できない。減価償却費を差し引かない場合には、帰属家賃は過大になり、持ち家世帯の総所得を過大に推定することになる。従って、本節では土地からの帰属家賃に限定して分析を行なう。土地価格の高騰に伴なう資産不平等度の拡大は、土地資産においてより重要となっており、また、減価償却を除いた住宅資産からの帰属家賃の不平等の問題は比較的重要ではないと考えられるため、所得と資産の不平等の問題を分析する上で、実物資産を土地に限定することによる問題はそれほど大きくないと考えられる。

また、帰属家賃の推定方法でも、土地資産に限定した分析であることと、家賃関数の推定に必要な住居・土地属性等の情報が無いことより、家賃関数を用いた推定方法は適切ではない。従って、本節においては、土地資産価格と地代との裁定条件を用いて、土地資産の評価額から帰属家賃を求める方法を採用する。この方法での推定では、土地資産の評価額を直接用いることから、家賃関数を用いた推定よりも精度は高いと言えよう。税との関連を議論するためには、世帯毎に正確な帰属家賃の推定が必要であり、家賃関数を用いた推定方法を採用することには大きな問題があると言える。

帰属家賃の推定方法としては、他に Yates, Lerman and Lerman, Smith で用いられているような、実物資産を売却し、金融資産で保有した時に得られるであろう利子所得を用いるという方法もある。しかし、本来帰属家賃は持ち家と賃貸との間での選択行動を反映した形で決定されるはずのものであり、その意味で本節では裁定条件から帰属家賃を求める方法をとる。また、本節で用いるデータから Yates, Lerman and Lerman, Smith の方法で推定した帰属家賃が、賃貸市場での賃貸価格に比してかなり過大に推定されることも、Yates, Lerman and Lerman, Smith の推定方法をとらなかった理由のひとつとなっている。

裁定条件として、完全予見の仮定の下では、

$$Q_t = \sum_{j=t}^{\infty} I_j (1+r)^{t-j-1} \tag{3.10}$$

が成立する[5]。ここで、Q_tは、t 時点での土地評価額を表し、I_jは j時点での地代（ここでは帰属家賃と呼ぶ）を表わす。rは利子率である。データとして、Q_tが与えられており、帰属家賃 I_jを求めることになる。

[5]Skinner (1989) 参照. King (1980) では、裁定条件で決定される帰属家賃と実際の帰属家賃が税制等によって一致していないことを議論している。

データについて

本研究で用いる１９９０年日経 NEEDS-RADER『金融行動調査』について説明する。この調査の対象地域は東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県の全域（但し、島部を除く）であり、首都圏のみを対象地域にしている点に注意する必要がある。調査対象者は、上記地域に居住する２５歳から６９歳までの男女 5,000 人である。ただし、分析で用いる調査項目に一つでも答えていないデータは除去しているため、分析で用いたサンプル数は 2,629 となっている。対象者抽出方法は、第一次抽出単位を地点（計３００地点)、第二次抽出単位を個人（１地点当たり１６名から１７名）とする二段階無作為抽出法を取っている。また、個人抽出には住民基本台帳を利用している。調査方法は、質問紙留置法を取っており、調査期間は、１９９０年１０月１８日から同年１１月２９日となっている。

本調査の性質を見るため、１９９０年日経 NEEDS-RADER『金融行動調査』の基本統計量と他の調査の基本統計量を比較する。表 3-4 が示すように、持ち家比率を除いて両調査の基本統計量に大きな差は無いと判断することができる[6]。持ち家比率については、NEEDS-RADER の『金融行動調査』において、持ち家の保有者が資産価値について回答をしていない場合が多数存在し、そのような標本が分析において除外されているために低くなっていると考えられる。以下では、この点に注意しながら分析する。

3.2.3 帰属家賃所得と分配の不平等

日本の帰属家賃所得

本研究では、居住用土地からの帰属家賃とともに、その他の土地からのレント収入を、回答された自己評価額から算出する。また、金融資産からの税引き後利子収入も各金融資産毎の平均利回りのデータを用いて算出する。

まず、帰属家賃の推定方法を説明する。前節でも述べたように、帰属家賃は裁定条件 (3.10) より求めることにする。この裁定条件から帰属家賃を計算する際においては、帰属家賃の時間流列をどのように仮定するかが問題となる。ここでは、

$$I_{j+1} = (1 + g_I)I_j \tag{3.11}$$

がすべての j について成立し、帰属家賃が時間とともに一定率で上昇すると仮定する。ここでの上昇率 g_I は、過去１２年間の関東圏でのデータをもとに得られた家賃上昇率（5%）を用いる。また、本節では、(3.10) における割引率 r として、『住宅金融月報』に記載されている８年

[6]『全国消費実態調査』については、標準偏差を計算することができないため、平均値の差の検定を行なっていない。

間にわたる都市銀行、住宅金融公庫、民間住宅金融専門機関の金利平均を、それぞれの貸出残高で加重平均した値である 6.74%を用いることにする。割引率 r と帰属家賃の上昇率が与えられ、NEEDS-RADER『金融行動調査』より実物資産価値 Q が与えられると、現在時点での帰属家賃 I_t が (3.10) より求められることになる。本計算で用いられるデータは、いわゆる「バブル経済期」を中心にしているので、計算結果の解釈には注意が必要であろう。しかし、バブル形成期の地価上昇率に比してバブル崩壊後の地価下落率がかなり小さいことと、地価の 50%がバブルによる貢献分であるという仮定の下での試算結果においても、帰属家賃を含む前と含んだ後で不平等度が大きく異なるという結果が導かれる（後述）ことから、この点は大きな問題となっていないと判断できる。

上記で求めた帰属家賃は、固定資産税の支払いやローン金利を差し引く前のグロスの値となっている。従って、帰属家賃所得を計算する際には、グロスの帰属家賃から固定資産税およびローン金利負担を差し引く必要がある。

固定資産税の計算においては、次の方法をとった。NEEDS-RADAR の資産額は自己評価額であり、これは実勢価格を反映していると判断できる。実際に固定資産税額の算定に用いられる評価率は、大都市において公示価格の 10%であり、公示価格が実売実例価格の約 8 割であることより、固定資産税の土地評価は実勢価格の 8%にすぎない[7]。さらに、一般住宅用地の課税標準の特例を適用した場合には、税額は 2 分の 1 に軽減される。従って、本研究では、資産価値額の 8%に固定資産税率 1.4%を掛け合わせ、さらに 0.5 をかけた値を固定資産税額として用いることにする。

最後に、住宅ローン支払い額についてであるが、本節で用いているデータには年間の住宅ローン支払いが調査されており、記載された年間ローン支払い総額をそのまま用いている。

本節で計測された帰属家賃所得を、『全国消費実態調査』を用いて、統計局によって求められた帰属家賃と比較してみる。比較を可能にするために、『全国消費実態調査』のデータの中で、東京圏および持ち家世帯のデータのみを取り出し、年齢階層別に中央値を計算する。また、本節で計測された帰属家賃所得、土地評価額、PER 値（土地評価額／帰属家賃所得）も、持ち家世帯にサンプルを限定した中央値で与える[8]。ここで、平均を比較するのではなく、中央値を比較する理由は、NEEDS-RADER のサンプル数が、『全国消費実態調査』のサンプル数に比べてはるかに少なく、平均値が異常値の影響を強く受けているためである。

表 3-5 は、東京圏持ち家世帯の帰属家賃の中央値を比較した結果を示している。東京圏の持ち家世帯に限った年齢別の帰属家賃所得を見ると、年齢階層間での差は『全国消費実態調査』、NEEDS-RADER ともに大きくなく、平均的な持ち家世帯は年齢の上昇とともに家屋をあまり拡

[7]本間・跡田 (1989)p.124。

[8]伊藤（1992）p.61 では、PER は 50 前後になると主張している。

張していないという結果が出ている。例外は、NEEDS-RADERの高齢者層である。

また、『全国消費実態調査』の帰属家賃と本節で求めた帰属家賃を比較すると、前者の帰属家賃が過小に推定されている嫌いがある。前者で用いられている帰属家賃の定義は、「実際には家賃の受払いを伴わない自己所有住宅（持家住宅）についても、通常の借家や借間と同様のサービスが生産され消費されるものと仮定して、それを市場家賃で評価した家賃」となっている。代表的持ち家世帯の家屋を東京圏で月8万円で借りることができるとは考えられず、むしろ本節の帰属家賃の値の方が実勢を反映していると判断できよう[9]。

帰属家賃所得加算前所得および加算後所得の不平等度の計測

帰属家賃所得を加算する前と加算した後で、所得の不平等度がどの程度変化するだろうか？この点を見るため、加算前および加算後所得についてジニ係数を計測する。ここでは、帰属家賃所得加算前所得を、稼得所得と金融資産所得との総和で求めている。NEEDS-RADER『金融行動調査』では、金融資産の保有額が細目にわたって報告されている。本研究では利子所得算出に当たって、各金融資産の利子率を『日本統計月報』の金利データより得て、金融資産の種類ごとに利子所得を算出した。そして、20%の分離課税で利子所得に対する税額を計算し、帰属家賃所得加算前所得では、利子課税の税額を差し引いた値を用いている。また、帰属家賃所得加算後所得の算出では、固定資産税の支払い額を差し引いた値を用いている。

帰属家賃所得を含める場合と含めない場合と平均所得でジニ係数の値がどのように異なるかは表3-6に表わされている。この表が示すように、全サンプルで見た帰属家賃所得加算後のジニ係数は、加算前の値である0.32に比べ1.16倍程度に大きくなり、0.371という値を取っていることが分かる。この結果は、日本の所得分配が平等であるという通念に疑問を投げかける1つの証拠であり、帰属家賃所得まで含めた所得分配の不平等度は重要な問題であることを示唆している。

世帯主年齢別にジニ係数の値をみると、年齢の上昇とともに所得分配の不平等度が上昇していることが分かる。しかし、帰属家賃加算後にジニ係数がどの程度大きくなっているかをみると、20-39歳では1.23倍、40-59歳では1.38倍、60歳以上では1.05倍となり、40-59歳層で帰属家賃所得加算後のジニ係数の上昇率が最も大きいことが分かる。中年層は住宅取得の年齢層であるため、実物資産の保有格差は最も大きくなっていると考えられる。ここで示された結果は、中年層では所得分配の不平等度に対して、実物資産の保有格差に基づく帰属家賃所得格差が大きな影響を与えていることを示唆している。

所得分配の不平等度は高齢者(60歳以上)層において最も大きく、帰属家賃所得まで含める

[9]『全国消費実態調査』では、住宅からの帰属家賃を含むため、NEEDS-RADERを用いた分析と完全には対応できない。

とジニ係数は0.437という大きな値を取る。年齢の上昇につれて帰属家賃所得を含めた所得分配状態が大きく悪化する点は、年齢の上昇とともに不平等が蓄積されていくことを示唆している。さらに興味深い点は、高齢者の帰属家賃所得まで含めた所得の水準が平均水準よりも高く、40歳から59歳までの年齢階層と比べても大きな開きが無い点である。そして、帰属家賃所得加算前と加算後の開きがすべての年齢階層で最も大きくなっている。ただし、このような事実が一般的に言えるのかどうか、また今後もこの状況が続くのかどうかはそれほど自明ではない。現在の高齢者層は、一般に低い価格で土地を取得し、住宅ローンも比較的短期であったと考えられる。現在の高齢者が得ている高い帰属家賃所得が、この四半世紀の間に生じた実物資産価格の上昇のためであるとすれば、今後土地価格が下落した場合には、高い価格で土地を取得し長期にわたる住宅ローンを抱える将来の高齢者にとっても、その時の世代が若年世代よりも同等ないし高い所得を得ることになるかどうか明らかでない。

上記の結果は、土地資産価格データにバブル部分が含まれていないという仮定の下で導かれたものである。野口 (1989) では、東京の地価の50%がバブル寄与部分であるという結果を提出している。本節での結果が、バブル部分の存在によってどの程度変わるのかを見るために、地価の50%がバブル寄与部分という想定の下で不平等度の計測を行なった。結果として、全世帯課税前総所得で測ったジニ係数は0.363であり、稼得所得のみで測ったジニ係数値0.304よりもかなり大きくなっており、帰属家賃まで含めた不平等度は、稼得所得のみで測ったジニ係数よりもかなり大きくなっていることが分かる。全世帯課税後総所得で測ったジニ係数は、0.340であり、バブルの存在を仮定しない計測に比して0.018小さくなっているに過ぎない。また、他の年齢階層についても同様な傾向を示す結果を得ている。

浅子 (1992) では、野口 (1989) によるバブルの推計は過大評価になっていると議論されている。従って、50%のバブルという仮定で結論が大きく変わらなかったということは、バブルの存在が本研究の結論を大きく変えるものではないことを示している。

税による所得再分配効果の計測

現行税制による所得再分配効果を議論する場合には、課税所得として何を用いるのかが重要である。現在の税制においては、帰属家賃所得に対する課税は、固定資産税という形態でなされており、稼得所得とは分離して課税する分離課税方式でなされている。本項では、現行税制の所得再分配機能の大きさを、所得源泉別に分離して計測する。

NEEDS-RADER『金融行動調査』には、税支払額に関する情報が一切調査されていない。しかしながら世帯情報については詳細に調査されており、本節ではこれらの情報を用いて所得税の算出を行なう。所得税の計算に利用した情報は、税引き前年間所得、年齢、性別、職業、職種、

配偶者の有無、配偶者の年齢、配偶者の職業、配偶者の職種、扶養親族の数、扶養義務のある子供の数である[10]。なお住民税は本来所得再分配を目的とした税とは言えず、本研究においては、所得税制の再分配効果を分析するため住民税は考慮に入れていない。従って、各家計の税額は所得税、固定資産税、資本所得税の合計で計算される。総税支払額のデータを用いて、課税前課税後の不平等度の計測を行った研究はこれまでにもいくつか存在するが、所得源泉別に税額を計算して分析を行った研究はほとんど存在しない。所得源泉別に税額を計算することは、所得源泉別不平等貢献度の計測等のより詳細な分析を可能にするものである。

表 3-7 では課税前および課税後のジニ係数の値を用いて、税制による再分配機能の大きさを示している。まず、稼得所得のみを用いて税制による再分配の大きさを見よう。全サンプルで稼得所得の課税前ジニ係数は 0.304 であり、課税後ジニ係数は 0.272 まで下がっている。税による再分配係数を

$$\text{再分配係数} = \frac{\text{課税前ジニ係数} - \text{課税後ジニ係数}}{\text{課税前ジニ係数}} \times 100$$

で定義すると、再分配係数値は全サンプルで 10.53 であり、40 歳から 59 歳までの年齢階層で再分配係数は最も高くなっており、12.01 という値を取る。

次に、帰属家賃所得と金融資産所得を含めた所得での税による再分配効果を見よう。全サンプルを用いた場合、課税前ジニ係数は 0.371 と大きな値を取り、現行税制度下では分配の不平等は改善されず、依然 0.353 という大きな値を取っている。再分配係数でこの動きを見てみると、現行税制度の下では再分配係数が 4.85 となっている。年齢階層別に見ると、年齢階層が上昇するにつれて課税前所得の不平等度は高まっている。課税後所得の不平等度から見て分かるように、税制による再分配によってもこの傾向は不変となっている。税による再分配機能は、総所得で見た場合に、40-59 歳の年齢階層で最も大きくなっている。

これらの点から、日本における税による所得再分配効果について、重要な問題が明らかとなった。それは、税による所得再分配が稼得所得においては機能しているものの、資産所得まで含め

[10]まず世帯主の職業と職種より、給与所得者であるか否かが判断でき、給与所得控除の金額を計算することができる。次に、配偶者の年齢、職業、職種より、配偶者控除、配偶者特別控除の金額を計算する。このデータには、配偶者の所得が調査されていないので、厳密に配偶者控除、配偶者特別控除の金額を求めることができない。そこで、配偶者が仕事をしており、民間企業または官公庁に勤務している場合には、配偶者控除と配偶者特別控除の金額はゼロとした。配偶者が仕事をしており、パート・アルバイトである場合には、配偶者控除と配偶者特別控除の総計を３５万円とした。配偶者が仕事をしていない場合には、配偶者控除と配偶者特別控除の総計を７０万円とした。

扶養控除は、扶養親族一人あたり５５万円、子供一人あたり３５万円で計算している。また社会保険料控除については、世帯主の年収、年齢、職業、職種より、年金の種類と健康保険の種類を判別し、算定した。

世帯主の年齢と配偶者の年齢より、老年者控除と老人配偶者控除の金額を計算している。老年者控除は、年齢が６５才以上で所得が１０００万円以下の場合に５０万円、老人配偶者控除は４５万円で算定した。

住宅ローン控除についても、ローンの支払開始時期と年間ローン支払額の情報を基に算定した。

上記で求めた控除額に、基礎控除を加えて控除総額を算出し、課税所得を算出した。この課税所得に税率表を対応させて、所得税額を計算している。

た総所得に対しては機能が大きく低下しているという点である。この点は、今後税制と所得分配の問題を考える上で重要な点になると考えられる。

所得源泉別不平等度の分解

次に、各所得源泉が全体の不平等の大きさにどのような影響を与えたかを、年齢階層別に見ていき、税制が各所得源泉の不平等貢献度にいかなる影響を与えているかを見よう。

全世帯を家計および個人の特性によってグループに分割し、全体の不平等度に対するグループ別の不平等の影響力を調べるという研究は、高山 (1976)、豊田・和合 (1977) によって行なわれている。しかし、所得源泉別に所得分配の不平等を分解し、各所得源泉別の不平等の影響力の大きさを計測した研究は跡田・橘木 (1985) を除いて多くは存在していない。また、跡田・橘木では、帰属家賃の推計がなく、帰属家賃所得まで含めて所得分配の不平等の所得源泉別分解を行なう意義は十分にあると考えられる。本節第 1 項では、所得分配の長期的な変動要因の分析に焦点を当てていたため、帰属家賃を考慮に入れておらず、また税の効果も考慮していなかった。また、データも『家計調査』を用いており、データのカバレッジに問題が残っていた。異時点間の比較を行なう場合には、これらの問題は致命的とは言えないものの、帰属家賃・金融資産所得等の財産所得が、全体の不平等度にどのような影響を与えているか、また税によってそれらの不平等貢献度がどのように変化しているかを評価するには大きな問題となる。第 1 節では『家計調査』の集計データに基いて分析していたが、ここでは NEEDS-RADER『金融行動調査』の個票データを用いて分析していく。個票データを用いることにより、税が帰属家賃を含めた各所得源泉の不平等貢献度および集中度係数にどのような影響を与えているかを詳細に見ることが可能となる。

第 1 節で示した分解方式に基づき、課税前所得、課税後所得の不平等度を各年齢階層について所得源泉別に分解した結果は表 3-8 が示している。表 3-8 および図 3-3 から次のような点が明らかである。なお、ここで用いている帰属家賃所得を中心とした実物資産所得は、ローン金利支払い額を差し引いた後の値として定義されている。

1. 全年齢階層の課税前所得で見て、帰属家賃所得を中心とする実物資産所得の集中度係数はきわめて高く、総所得に占める実物資産所得の比率が稼得所得の約 4 分の 1 であるにもかかわらず、総所得の不平等に与える貢献度は 33% と大きな値をとっている。

2. 全年齢階層の課税前所得で見て、金融資産所得の集中度係数は大きいものの、不平等貢献度は 13% と小さい値をとっている。

3. 全年齢階層の課税前、および課税後所得を比較して、金融資産所得の集中度係数は減少し

ているものの、実物資産所得の集中度係数は増大している。これは、固定資産税によって課税前から課税後にかけて平均実物資産所得が減少しているものの、固定資産税が累進税ではないことより、再分配効果のないことが理由と考えられる。

4. 年齢別に特徴を見ると、年齢階層の上昇とともに、実物および金融資産からの所得の不平等貢献度の上昇が見られる。これは、年齢の上昇とともに、総所得に占める資産所得の比率が上昇していることによっていると考えられる。しかし、集中度係数の値は、年齢階層の上昇とともに、実物および金融資産からの所得において減少していることが示されている。これは、年齢の上昇によって住宅保有率が上昇することに因っていると考えられる。

表 3-4　1990 年日経 NEEDS-RADER の標本属性

年齢区分	1990 年日経 NEED-RADER	1990 年国勢調査
25-34	0.268	0.241
36-44	0.294	0.275
45-59	0.332	0.349
60-69	0.105	0.134
世帯人員	1990 年日経 NEED-RADER	1990 年国勢調査
2人	0.206	0.265
3人	0.229	0.249
4人	0.355	0.321
5人	0.141	0.110
6人以上	0.069	0.056
年収・貯蓄	1990 年日経 NEED-RADER	1989 年全国消費実態調査
年間収入	707.8 万円	744.5 万円
貯蓄残高	1127.7 万円	993.1 万円
住宅保有・ローン	1990 年日経 NEED-RADER	1989 年全国消費実態調査
持ち家比率	0.475	0.656
ローン保有世帯比率	0.279	0.392

注1：『国勢調査』の数値は、東京都、埼玉県、千葉県、神奈川県の全域の標本について、上記年齢幅に含まれる個人の中での構成比率を求めている。

注2：『全国消費実態調査』については、京浜大都市圏に居住する家計について構成比率を計算している。

注3：持ち家比率、ローン保有比率を『全国消費実態調査』から求める際には、京浜大都市圏に居住する2人以上世帯について、各県の人口比を加重をつけて求めている。1990 年日経 NEEDS-RADER を用いる際には、分析に必要な項目において、無回答の項目があるデータは除いている。無回答データを除去する前の日経 NEEDS-RADER 自体の数字では、持ち家（一戸建て）の比率が 59.8%、持ち家（マンション・集合住宅）8.9%、持ち家（店舗付き住宅）2.7%となり、持ち家全体で 71.4%となっている。

表 3-5　東京圏における持ち家世帯の帰属家賃の中央値

年齢階層	1989 年全国消費実態調査帰属家賃	NEEDS-RADER 帰属家賃	NEEDS-RADER PER
- 24	93.96		
25-29	96.90	163.05	36.8
30-34	101.76	135.87	36.8
35-39	100.08	133.19	37.9
40-44	98.16	135.20	37.81
45-49	98.22	156.35	36.8
50-54	98.52	166.58	36.8
55-59	103.20	163.05	36.8
60-64	103.62	217.40	36.8
65-69	100.56	206.53	36.8

注 1:帰属家賃の単位は、万円／年。

注 2:PER(Price Earnings Ratio) とは、価格収益比率を意味している。ここでの価格は資産評価額であり、収益は帰属家賃所得を用いている。

資料：総務庁『1989 年全国消費実態調査』

日本経済新聞『1990 年日経レーダー』

表 3-6 帰属家賃加算前・加算後所得の不平等度

	全年齢	20-39 歳	40-59 歳	60 歳以上
帰属家賃加算前所得	764.1 万円	590.3 万円	915.5 万円	734.9 万円
帰属家賃加算前ジニ係数	0.320	0.270	0.300	0.391
帰属家賃加算後所得	957.4 万円	690.7 万円	1154.0 万円	1078.0 万円
帰属家賃加算後ジニ係数	0.371	0.308	0.348	0.437

注 1：ここでの帰属家賃加算前所得は、税引き後の利子所得を含んでいる。

注 2：ここでの帰属家賃加算後所得は、帰属家賃加算前所得に固定資産税、住宅用ローン金利支払を差し引いた帰属家賃所得を加えたものである。資料：日本経済新聞社『1990 年日経 NEEDS-RADER』.

表 3-7 稼得所得、総所得の税による所得再分配効果

	全年齢	20-39 歳	40-59 歳	60 歳以上
課税前平均稼得所得	701.2 万円	565.5 万円	836.1 万円	601.3 万円
課税前稼得所得ジニ係数	0.304	0.259	0.283	0.380
課税後平均稼得所得	623.1 万円	518.8 万円	730.9 万円	527.3 万円
課税後稼得所得ジニ係数	0.272	0.240	0.249	0.339
再分配係数	10.53	7.34	12.01	10.79
課税前平均所得	957.4 万円	690.7 万円	1154.0 万円	1078.0 万円
課税前ジニ係数	0.371	0.308	0.348	0.437
課税後平均所得	859.9 万円	635.9 万円	1024.3 万円	964.2 万円
課税後ジニ係数	0.353	0.295	0.329	0.422
再分配係数	4.85	4.22	5.46	3.43

注 1: ここでの再分配係数は、

$$\text{再分配係数} = \frac{\text{課税前ジニ係数} - \text{課税後ジニ係数}}{\text{課税前ジニ係数}} \times 100$$

で定義する。資料: 日本経済新聞社『1990 年日経 NEEDS-RADER』

表 3-8　所得源泉別不平等度貢献度

所得源泉	課税前 平均所得	課税前 集中度係数	課税前 貢献度 (%)	課税後 平均所得	課税後 集中度係数	課税後 貢献度 (%)
全サンプル						
総所得	957.4	0.371		859.9	0.353	
稼得所得	701.2	0.275	54.3	623.1	0.242	49.7
実物資産所得	177.6	0.656	32.8	173.9	0.669	38.4
金融資産所得	78.6	0.582	12.9	62.9	0.576	11.9
20-39 歳						
総所得	690.7	0.308		635.9	0.295	
稼得所得	565.5	0.234	62.4	518.8	0.215	59.5
実物資産所得	94.2	0.666	29.5	92.2	0.677	33.3
金融資産所得	31.1	0.552	8.1	24.9	0.538	7.2
40-59 歳						
総所得	1154.0	0.348		1024.3	0.329	
稼得所得	836.1	0.257	53.5	730.9	0.221	47.9
実物資産所得	218.6	0.604	32.9	214.0	0.618	39.2
金融資産所得	99.2	0.552	13.6	79.4	0.547	12.9
60 歳-						
総所得	1078.0	0.437		964.2	0.422	
稼得所得	601.3	0.337	43.0	527.3	0.294	38.2
実物資産所得	309.7	0.606	39.8	303.3	0.618	46.1
金融資産所得	167.0	0.486	17.2	133.6	0.480	15.8

注 1：集中度係数は、総所得での順位づけした家計間における各所得源泉の集中度を示す。総所得の集中度係数は、ジニ係数に等しい。

資料：日本経済新聞社『１９９０年日経 NEEDS-RADER』。

税制改革による税負担の変化

本項では、税収一定の条件の下で、税制を現在の分離課税方式から総合課税方式に変更した時に、帰属家賃所得まで含めた不平等度がどのように変化するかを分析し、税制の再分配効果の変化について検討を行う。

総合課税方式での税額の計算は、賃貸住宅に住む場合と持ち家に住む場合と税が中立的になるように住宅ローンの支払い額と維持補修費を帰属家賃から差し引いた帰属家賃所得を計算し、利子所得と稼得所得等の他の所得と合算し、控除総額を差し引いた課税所得に対して税額を計算するものである。

本研究のデータから得られた分離課税時の一家計当たりの平均税負担額は９２万円であり、この一家計あたりの平均税負担が総合課税方式においても等しくなるように、各課税所得ブラケットの限界税率を比例的に調整した。本研究では、すべてのブラケットの限界税率を 0.524 倍して、分離課税制度の下での税収と総合課税制度の下での税収を等しくしている。

この税制改革によって引き起こされる税負担の変化を表 3-9 の税額変化比率クロス表でまとめている。なお、この表での税額変化比率は、

$$税額変化比率=\frac{総合課税制度の下での税額-分離課税制度の下での税額}{分離課税制度の下での税額}$$

で定義することにする。

なお、この税制改革によって税負担が軽減した世帯の比率は 82.2%となっている。これは、一部の実物資産保有額が極めて大きな世帯の税負担が、非常に大きくなっていることによる。

この各世帯属性ごとの税額変化比率を表したクロス表から、税負担の変化に関して次のような点が読み取れる。

1. 20 歳から 40 歳の非持ち家世帯の税負担は最も大きく減少している。
2. 20 歳から 40 歳の持ち家・ローン非保有世帯の税負担は最も大きく増大している。この階層では、税負担は現在の２倍となっている。
3. 非持ち家の高齢者の税負担は、他の年齢階層での非持ち家世帯の税負担の減少に比べて若干少ないものの、約 24%の税負担の軽減になっている。
4. 20-40 歳の年齢階層では、持ち家世帯でも、ローン保有世帯の税負担は大きく減少している。特に、年収の 20%以上をローンの支払に当てている世帯では、34%の減税となっている。
5. 高齢者階層で持ち家世帯の税負担の上昇率は、ローン非保有世帯でも 30%程度であり、20-40 歳の年齢階層でローン非保有世帯の負担の上昇率に比べて３分の１以下となっている。

6. 非持ち家世帯の税負担の軽減の大きさは、低い年齢階層ほど大きくなっている。

7. ローン・年収比が大きくなるほど、税負担は減少しているが、その減少の程度は年齢階層が低いほど大きくなっている。

1の20歳から40歳の非持ち家世帯の税負担が最も減少している理由は、金融資産からの資本所得が少ない年齢階層であることが影響していると考えられる。逆に、2の20歳から40歳のローンを保有していない持ち家世帯の税負担が最も多くなっている点は、分離課税制度の下での所得税が比較的少ない年齢階層であることによると考えられる。20歳から40歳の非持ち家世帯は、相対的に低い所得でありながら、家賃支払が大きな負担となっている場合が多く、逆にこの年齢階層でローンを保有していない持ち家世帯は、相続によって持ち家を取得していると考えられ、相対的にゆとりが多い階層と考えられる。従って、家賃支払が大きな負担となっている階層が大きな減税となり、相続等によって相対的にゆとりが多い階層が大きな増税となる点は、社会的に受け入れられ易い税制改革と考えられる。

3で、非持ち家の高齢者の負担の減少が少ない点は、そもそもほとんど税金を納めていない階層であることが理由になっている。しかし、非持ち家の高齢者は、持ち家の高齢者に比べて金融資産もすくないことがわかっており、経済的困窮度が最も大きな階層であると考えられる。[11]従って、この階層に対する24%の減税は、十分に大きな意味を持っていると理解できる。

4で示されている、20-40歳のローン保有の持ち家世帯が減税になっているのは、この年齢階層では相対的に低い稼得所得に対して、ローンの負担が大きな世帯であることを反映している。特に、ローンの支払と年収の比率が大きな世帯では、ローンが経済的に大きな負担となっており、この階層に対する減税の必要性はかなり大きいと考えられ、この点からも税制改革は受け入れられるものと考えられる。また、40-60歳の非持ち家世帯の減税率も35%と大きく、家賃支払の負担が大きいかローンの負担が大きい中壮年の世帯でも、税負担が大きく減少している点は注目に値している。

5で示された結果は、この税制改革が高齢者にとって極めて大きな負担になるという予想とは若干異なった結果となっている。まず、ローンの無い持ち家高齢者世帯の税額負担が30%増大しているが、この増加率は20-40歳の年齢階層のローンの無い持ち家世帯の税負担の増加率に比べて極めて低い数字になっている。もちろん、持ち家の高齢者において、税負担が増大している点は、高齢者控除の増大等によって高齢者の負担を軽減する必要があるという議論も有り得る。しかし、高齢者が税負担を軽減させるように住居を移転することが極めて重大な問題であるか否かは議論の分かれるところであろう。このような税制改革によって、高齢者の住居移転行動はかなり活発になり、土地の流動性は大きく高まると考えられる。土地の供給の高まりは、住宅価格

[11] Tachibanaki and Yagi (1990) 参照。

の安定化に大きく貢献し、住宅購入を行う労働世代の厚生を高めると考えられる。税制改革に伴う住宅価格変化を通じての若年世代への影響は、世代内での公平性の観点、世代間での不平等の移転という観点、そして住宅価格変化がもたらす価格・所得効果等の様々な観点から評価されるべきであり、必ずしも持ち家高齢者の負担増がマイナスに評価されるべきであるとはいえない。その場合には、家庭内で子供から親への贈与のインセンティブが存在する可能性も考慮に入れる必要があり、このインセンティブの存在は住宅均衡価格変化との関連で議論される必要がある。

6、7で指摘されているように、年齢階層が低くなるほど、持ち家の有無とローンの有無によって税額の変化率が大きくなっている点は、年齢階層が低くなるに従って、総所得にしめる帰属家賃所得の占める比重が大きくなっていることを意味している。これは、分離課税制度のもとにおいて不公平感が若い年齢階層において特に強い可能性を示唆している。

税制改革の所得再分配に与える影響

本項では、分離課税方式から帰属家賃所得を含めた総合課税方式への税制改革によって税による所得再分配機能がどのように変化するかについて分析を行う。

表3-10では課税前および課税後のジニー係数の値を分離課税制度と総合課税制度それぞれについて示し、税制による再分配機能の大きさを示している。全サンプルを用いた場合、課税前ジニー係数は0.404と大きな値を取っており、分離課税制度の下では、分配の不平等は改善されず依然0.391という大きな値を取っている。しかしながら、税収が一定の下でも、総合課税制度を用いるとジニー係数は0.373まで減少する。再分配係数でこの動きを見てみると、分離課税制度の下では再分配係数が3.26であったのが総合課税制度の下では7.69となり、係数値は2倍以上になっている。

年齢階層別に見ると、年齢階層が上昇するにつれて課税前所得の不平等度は高まっている。課税後所得の不平等度から見て分かるように、税制による再分配によってもこの傾向は不変となっている。しかし、税による再分配機能が40-60歳の年齢階層で最も大きくなっている点は注目されよう。この年齢階層では、総合課税制度によって8%以上不平等度が改善している。

また、高齢者層に対する税による再分配機能は、係数値で見て3倍以上になっており、税制改革による再分配機能の上昇は、高齢者層において最も高まっていると見ることができる。このように、税収不変の下でも、税による所得再分配機能は、総合課税方式において大きく改善しており、この点は税制改革を支持する重要な根拠となり得るであろう。

表 3-9 税制改革の帰着分析

年齢階層	持ち家有無	ローン	度数	税額変化率
20-39	0	0	749	-0.41
	1	0	117	0.75
		1	21	-0.04
		2	64	-0.02
		3	41	-0.11
40-59	0	0	536	-0.35
	1	0	404	0.15
		1	132	0.01
		2	179	-0.09
		3	68	0.12
60-	0	0	96	-0.35
	1	0	190	0.18
		1	10	-0.02
		2	11	0.39
		3	11	0.41

注 1: 持ち家の有無の値は次のように定義されている。

賃貸 :0

持ち家 :1

注 2: ローン階層は次のように定義される。

ローン無し :0

ローン・年収比率が 0.1 以下 :1

ローン・年収比率が 0.2 以下 :2

ローン・年収比率が 0.2 より大 :3

注 3: 税額変化比率は次のように定義される。

$$\text{税額変化比率} = \frac{\text{税制改革後税額} - \text{税制改革前税額}}{\text{税制改革前税額}}$$

表 3-10 税制改革による所得再分配効果の変化

	全年齢	20-39 歳	40-59 歳	60 歳以上
課税前ジニ係数	0.371	0.308	0.348	0.437
税制改革前課税後ジニ係数	0.353	0.295	0.329	0.422
税制改革前再分配係数	4.85	4.22	5.46	3.43
税制改革後ジニ係数	0.344	0.291	0.318	0.404
税制改革後再分配係数	7.28	5.51	8.62	7.55

注 1 ここでの再分配係数は、

$$\text{再分配係数} = \frac{\text{課税前ジニ係数} - \text{課税後ジニ係数}}{\text{課税前ジニ係数}} \times 100$$

で定義する。

資料 日本経済新聞社『1990 年日経 NEEDS-RADER』

Chapter 4

動学的所得分配論

4.1 動学的公正規準

4.1.1 所得分配の動学的分析の必要性

ある一時点での貧困がもたらす苦痛よりも、貧困状態が長い期間または世代を超えて続くことの苦痛は、遥かに大きなものと言えよう。この点から理解できるように、ある一時点での所得分配状態を評価し、政策を策定することとは別に、各個人の経済的地位の時間的推移を評価し、必要な政策を策定することは重要な問題となる。本論文では、ある一時点での所得分配状態を対象とした議論を静学的所得分配論と呼ぶのに対して、各個人の経済的地位の時間的推移を対象とした議論を動学的所得分配論と呼ぶことにする。

静学的所得分配の議論では、公平性と効率性の間にトレード・オフ関係が指摘されているが、動学的な枠組みにおいて公平性と効率性の関係はほとんど議論されていない。静学的所得分配の評価が、基本的には「結果の平等」という規準によって行われるのに対して、動学的分析では「機会の平等」を規準とした評価も必要になる。さらに、機会の平等が結果の平等とどのように結び付いているのか、動学的な公平性が静学的公平性とどのように結び付いているのかという問題も議論される必要がある。これは、ある一時点で極めて不平等であるが極めて流動性が高い社会と、ある一時点では極めて平等であるが固定的な社会との比較が意味を持ち得るのかという問題をも含むことになる。このように公平性に関する問題には、静学的分析のみでは扱い得ない問題が数多く残されており、動学的分析の必要性は十分にあると言えよう。

4.1.2 ロールズ格差原理の動学的再考

第1章第1節では、ロールズの格差原理 (Rawls [1971]) が動学的枠組において静学的枠組で生じない新たな問題が生ずることを示した。本項ではロールズの格差原理を動学的視点からさら

に深く議論する。

まず初めにロールズの格差原理で重要な役割を果たすオリジナルポジションにいる個人の動学的選択行動を明らかにする。選択行動を特徴づける第1の点は、オリジナルポジションにいる個人が「無知のベール」に包まれており、自分自身がどのような立場にいるのかを知らないということである。個人の選好が整合的かつ合理的であることが第2の特徴となる。そして、同世代の他の個人に対してはお互い無関心であるのに対して、自らの子孫に対しては関心を持っていると考える[1]。第3の特徴は、選択結果を実現させるために必要な、将来世代に残す遺産量をコントロールする能力を持つと考えている点である。

各個人は初期的にある量の資源を保有しており、自らの保有量が他の個人に較べてどのような水準であるのかは一切分からないとする。個人の効用関数を U^t で表し、自己の消費を c_t、子孫の効用水準を V^{t+1} とすれば、子孫への関心は、

$$U^t = U^t(c_t, V^{t+1}) \qquad \frac{\partial U^t}{\partial V^{t+1}} > 0 \tag{4.1}$$

で表すことができる。

「無知のベール」を仮定すれば、各個人が自分自身が保有している資源を経済全体の資源と同一のものとして行動すると考えることができる。ロールズの「公正な貯蓄原理」では、最適な貯蓄率については、厳密な議論がなされていない。しかし、「無知のベール」の下では、人々は他の世代の人々が同じ貯蓄率で貯蓄を行うという仮定の下に、貯蓄量を決定する。すなわち、各個人は自分が属している期間について無知でありながら、彼が提示した貯蓄率が全期間を通じて適用されるという約束の下に貯蓄率を決めることになる。この時、先の世代から受け取った遺産と同額の遺産を後代の世代に引き渡すことが「公正な貯蓄原理」となるとロールズは主張している[2]。もちろんこの場合、最初の世代は何等の利益を得ないことを人々は知っているが、(4.1) で示された効用関数のように、親が子供の効用に関心がある場合には、この点は社会的に認められ得ると考えられる。第1章第1節で示したアローの批判は、オリジナル・ポジションににいる個人が決める貯蓄量は、生産を含む社会ではロールズが主張するようなものとはならないことを示したものである。

この貯蓄の議論は、さらにこの残された貯蓄がだれによって受け取られるのかという問題まで含めて考える必要がある。アローでも用いられた (4.1) の形の効用関数は、親が自分の子供に遺産を残すことを暗黙の内に前提している。子孫のことを考える親が正の遺産を残すことを公正なことと認めても、ロールズの格差原理は、経済全体で残された遺産を最も貧しい人々の利益となり、機会均等を含む自由と両立するように用いることが公正であると主張することになる。す

[1] Rawls [1971], pp.128-129 参照

[2] Rawls (1971), p.130-p.136.

ると、残された遺産は、100%の相続税で政府によって集められ、最も恵まれない人の厚生を最大化するように再分配のために用いられることが必要となる。このように決められた公正な遺産相続ルールは、各世代の経済ゲームの参加者が常に同一のスタートラインから出発するように、政府が分配政策を取ることが望ましいと主張する。親が残した貯蓄よりも子供が受け取る金額が、再分配によって多くなるのか少なくなるのか実際には分からないものの、無知のベールの下では、すべての個人は自らが残す遺産量が平均的な遺産量になると期待する。従って、子供が受け取る再分配所得はすべての個人について正となり、このような再分配ルールの下においても経済全体としては正の遺産が残されることになる。

動学的な公正規準は、先の世代から後の世代に受け渡された遺産が、遺産を受け取る世代の中でどのように分配されるべきかを明らかにするものである。ロールズの格差原理から導かれる公正規準は、すべての個人が生まれ持った資質までも含めて完全に平等な機会を得るべきであると主張することになる。

4.1.3 動学的公正規準と動学的公平性の尺度

ロールズの格差原理に基づく動学的公正規準は、「機会の平等」という公正規準に対して、一つの根拠を与えるものの、現実社会における機会の平等の程度をどのように順序づけるのかを明かにしていない。本項では、議論を経済的地位に限定し、動学的公平性の程度を順序づける尺度について検討を行う。

まず、機会の平等のための政策がが全く無い社会を考える。このような社会では、経済的地位は誕生の時点ですでに決められており、本人の資質、努力に関わりなく、親と等しい経済的地位が固定的に続くことになる。例えば、領主の子供が能力の有無に関わらず領主になり、貧農の子供はどれだけ努力しても貧農のままでいるような場合である。逆に、機会の平等が達成されている社会においては、本人の資質、努力、運等によって経済的地位が決ってくるのみであり、親の経済的地位は全く影響を与えないことになる。例えば、相続税によって世代間での資産分布の不平等の伝幡を完全に遮断し、人的コネクションが意味を持たず、教育が完全に公的になされるような社会においては、子供の経済的地位と親の経済的地位との間の連関は弱くなり、機会の完全平等に近い状態を達成し得ると考えられる。このように、所属している所得階層等によって表される相対的な経済的地位が、世代を通じて、または時間を通じてどのように移動するのかを調べることによって、機会の平等の程度を測ることが一つの方法となる。本論文では、所得階層間移動の程度を用いて、動学的公平性の程度を測り、順序づける方法を考えていく[3]。

[3]就学、就職等すべての問題について、直接機会の平等を測ることは困難であり、順序づけを行う上で好ましい方法とは言えないであろう。

4.2 所得変動の自己回帰分析

所得階層間移動の定式化としては、これまで主として2つの方法が取られてきた。一つは、所得変動を自己回帰モデルによって表現し、自己回帰モデルの係数値を用いて所得階層間の移動性を評価する方法であり、もう一つはマルコフ過程で用いられる推移確率行列を用いて所得階層間の移動性を評価する方法である。本節では、前者の定式化による所得階層間移動の評価方法を紹介する。

自己回帰モデルによる定式化は、分析の容易さとモデルの操作性の高さが利点である反面、推定に必要な長期間に渡るパネルデータが一般には利用困難であり、かつ移動状態に関する情報が極めて制約されているという問題点が存在している。

4.2.1 自己回帰モデルによる所得変動の定式化

まず初めに所得の変動率を分解する。ここでの所得は年間所得を考える。y_{it}をt歳になる第i個人の所得、gm_tをt歳の年齢グループの幾何平均、そしてε_{it}を確率項とする[4]。この時、第i個人の所得変動率は、同じ年齢グループの所得変動率に確率項を加えたものとなり、

$$\begin{aligned}\frac{1}{y_{it}}\frac{dy_{it}}{dt} &= \frac{1}{gm_t}\frac{dgm_t}{dt}+\varepsilon_{it} \\ &= \Sigma(t)+\varepsilon_{it}\end{aligned} \tag{4.2}$$

で表現される。この表現は、すべての個人の所得の期待値が0となる確率項の部分を除いて同じ率で変動することを示している。$\Sigma(t)$とε_{it}は、Friedman and Kuznets (1945) で用いている意味での恒常所得と変動所得に対応したものであり、相対的所得変動が確率的な要因によって決まるという考え方に沿ったものである。従って、確率項の性質が同一コーホート内での相対所得の変動の性質を決定することになり、確率項をどのように表現するかによって、所得変動の定式化のもたらす含意が変わってくることになる。

ジブラの比例的効果の法則

確率項を定式化する方法として、

$$\frac{gm_t}{y_{it}}\frac{d}{dt}\left(\frac{y_{it}}{gm_t}\right)=\varepsilon_{it} \tag{4.3}$$

で示されるように、相対所得の比例的変化によって表現する方法がある。ここで、$\mathcal{Y}_{it}=\log y_{it}$, $\mu_t=\log gm_t$、$z_{it}=\log(y_{it}/gm_t)=\mathcal{Y}_{it}-\mu_t$ とおくと、(4.3) 式は

$$\frac{dz_{it}}{dt}=\varepsilon_{it} \tag{4.4}$$

[4]ここで幾何平均を用いるのは、所得分布が対数正規分布によって近似されると仮定していることによる。

と書き換えることができる。ε_{it}が zの変動と独立に分布し、ε_{it}の分散σ_ε^2が一定という仮定の下で、上式を離散形に書き換えたのが、

$$z_{it} = z_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{4.5}$$

であり、これはジブラの比例的効果の法則と呼ばれているものである。

ガールトンの平均回帰モデル

ジブラの法則では、確率項は所得水準とは独立にすべての個人について同じ平均と分散を持っていると仮定し、所得水準とは独立に所得変動率が決ってくることを示した。それに対して、高所得層に属する個人の所得の増加率は低所得層の所得の増加率よりも小さくなるという性質をモデルに組み入れたのがガールトンの平均回帰モデルである。(4.5) 式の右辺から、

$$(1-\beta)\log(\mathcal{Y}_{it-1}/gm_{t-1}) = (1-\beta)z_{it-1} \tag{4.6}$$

を引く。この式は、$\beta < 1$ である限りにおいて、個人 i の所得が平均所得よりも低ければ負の符号を取り、平均所得よりも高ければ正の符号を取る。従って、上式を (4.5) 式右辺から差し引くことは、ジブラの法則での定式化よりも高所得層の変動率を低め、低所得層の変動率を高めることを意味する。このように導かれた式は、

$$z_{it} = \beta z_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{4.7}$$

となり、βは回帰係数と解釈することができる。この確率過程が続く場合には、すべての個人が平均に近づき、平等化が進むことになる。

ガールトンのモデルは、企業サイズ変化の分析のために Hart and Prais (1956) によって初めて用いられ、z_tと z_{t-1}との相関係数を企業規模の移動性の指標として移動性を測定している。(4.7) 式より$\beta = cov(z_t z_{t-1})/\sigma_{t-1}^2$ が得られ、相関係数の定義より、$\rho = cov(z_t z_{t-1})/\sigma_t\sigma_{t-1}$が得られる。これら二つの式より、

$$\beta/\rho = \sigma_t/\sigma_{t-1} \tag{4.8}$$

が導出されるこの式は、$t-1$ 年と t 年における所得対数値の分散比が、回帰係数と相関係数の比率によって表すことができることを示している。静学的規準においては、$\sigma_t/\sigma_{t-1} < 1$ であれば、$t-1$ 期から t 期にかけて不平等度の減少により厚生水準が改善されたとした。逆に、$\beta > \rho$ であれば$\sigma_t/\sigma_{t-1} > 1$ となり、静学的規準においては不平等度の悪化によって厚生水準は悪化していると評価される。この状態は、βが 1 よりも十分に小さい場合においても、ρがβよりも大きければ成立し得る。動学的に見た場合には、(4.7) より示されているように、βが 1 よりも十分

に小さいことは、移動性が高い状態を意味し望ましい状態と言える。このように静学的規準で見た評価と動学的規準でみた評価が逆転し得ることがこの例より理解することができる（Hart (1976,pp.112-14)）。

時系列相関

所得変動における確率項に時系列相関が存在している場合には、t 時点の確率項は、

$$\varepsilon_{it} = \gamma\varepsilon_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{4.9}$$

で表される。ここで、γはすべての個人で等しいと仮定され、εには時系列相関はなく、εの分散はσ_ε^2で一定であるとする。(4.9) 式を (4.7) 式に代入すると、

$$z_{it} = (\gamma + \beta)z_{it-1} - \gamma\beta z_{it-2} + \varepsilon_{it} \tag{4.10}$$

を得る。これは２次の自己回帰プロセスを表している。

4.2.2 移動性と稼得所得の不平等度

前項で示した自己回帰モデルによる所得変動の定式化において、移動性の大きさは、t 時点における相対所得変動 z_tと、$t+1$ 時点における相対所得変動 z_{t+1}との相関係数の逆数で表現されることになる。この所得の移動性の大きさが静学的な不平等度とどのように関連しているのかを考察する。ここでは静学的な不平等度を表す指標として、所得の分散を表す。t 歳の年齢グループの所得対数値の分散をσ_t^2で表すと、(4.5) 式の分散は $z_{it} = \mathcal{Y}_{it} - \mu_t$であることより、

$$\sigma_t^2 = \sigma_{t-1}^2 + \sigma_\varepsilon^2 \tag{4.11}$$

となる。就業開始年齢での分散をσ_0^2とすると、t 歳における分散は、(4.11) 式より

$$\sigma_t^2 = \sigma_0^2 + \sigma_\varepsilon^2 t \tag{4.12}$$

と書き換えられる。従って、ジブラ過程に従って所得変動が続く場合には、静学的所得分配の不平等度は年齢の上昇と共に増大する。

所得変動過程がガールトン過程に従う場合には、t 時点での所得変動は (4.7) 式より

$$z_{it} = \beta^t z_{i0} + \sum_{j=1}^{t} \beta^{t-j}\varepsilon_{ij} \tag{4.13}$$

となり、両辺分散を計算すると、

$$\sigma_t^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\beta^2} + (\sigma_0^2 + \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\beta^2})\beta^{2t} \tag{4.14}$$

となる。従って、$\beta < 1$ の場合には、十分に大きな t の値に対しては (4.14) 式は $\frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\beta^2}$ という定数になり、静学的不平等度はある一定の値に収束していくことになる。

4.3 推移確率行列による移動性の分析

回帰モデルによって移動性の程度を表す方法は、所得階層を離散的に分割する必要がなく、またモデルの扱い易さの面では優れた面を持っているものの、移動性の状態を示す情報は極めて制限されたものとなっている。移動性の状態に関してより多くの情報を必要とする場合には、推移確率行列を用いた移動性の分析が有効となる。本節では、推移確率行列を用いた移動性分析の流れを概観し、様々な移動性尺度を検討していく。

4.3.1 マルコフ過程とマルコフ仮定

マルコフ過程

$q_i(t)$ を t 期における第 i 所得階層の全体に占める人員構成比とする。p_{ij}を t 期に第 i 階層にいた個人が、$t+1$ 期に第 j階層に移る確率とし、推移確率と呼び、i 行 j列要素が p_{ij}となる行列を推移確率行列と呼び Pで表わす。この時、次式で表される確率過程を一階のマルコフ過程と呼ぶ。

$$\begin{pmatrix} q_1(t+1) \\ q_2(t+1) \\ . \\ q_j(t+1) \\ . \\ q_n(t+1) \end{pmatrix}' = \begin{pmatrix} q_1(t) \\ q_2(t) \\ . \\ q_i(t) \\ . \\ q_n(t) \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} p_{11} & p_{12} & . & p_{1j} & . & p_{1n} \\ p_{21} & p_{22} & . & p_{2j} & . & p_{2n} \\ . & . & . & . & . & . \\ p_{i1} & p_{i2} & . & p_{ij} & . & p_{in} \\ . & . & . & . & . & . \\ p_{n1} & p_{n2} & . & p_{nj} & . & p_{nn} \end{pmatrix}, \tag{4.15}$$

$$p_{ij} \geq 0 \qquad i, j = 1, 2, ..., n, \tag{4.16}$$

$$\sum_{j=1}^{n} p_{ij} = 1 \qquad i = 1, 2, ..., n, \tag{4.17}$$

$$\sum_{i=1}^{n} q_{it} = 1 \qquad for\ each\ i. \tag{4.18}$$

ここで、“′(dash) ” は転値行列を意味する。以下では、所得の階層間移動がマルコフ過程に支配されているとして、所得階層間移動のモデルを構築していく。

マルコフ仮定

まず、マルコフ過程モデルで用いる仮定について、Shorrocks (1976) に従って整理する。

(AI) 階層内同質性 (population homogeneity)
同一の推移確率が、同じ階層に属するすべての個人について適用される。

(AII) 一階のマルコフ過程 (first order Markov)
t 期に第 i 階層にいる個人は、$t-1$ 期にどの階層にいたかに関係なく、$t+1$ 期に第 j階層に移動する推移確率が決まる。すなわち、推移確率は

$$p_{ij} = Pr\{x(t+1) = j | x(t) = i\} \tag{4.19}$$

で表される。

(AIII) 時間均一性 (time homogeneity)
推移確率が時間を通じて一定であるという仮定。このような確率過程は定常過程 (stationary process) と呼ばれ、いかなるεの値に対しても、

$$p_{ij}(t) = p_{ij}(t+\varepsilon) \tag{4.20}$$

が成立することを意味する。

仮定の現実適合性

(AI) から (AIII) の仮定が現実にどの程度適合しているかを実証研究の結果も含めて議論していく。(AI) の仮定は、所得階層の幅の大きさをどのように取るかによって現実との適合性が大きく変わってくる。階層幅を大きく取りすぎると、同じ階層の中でも性質の異なる集団に分解することが可能となり、同一の階層にいるすべての個人について、同じ推移確率が適用されるという仮定が成立しなくなる。逆に階層幅を小さく取りすぎると、所得階層の数が多くなり、推移確率を正確に推定することが困難になる。実証分析において所得階層の幅を決めるときには、この仮定が成立するように決める必要がある。

(AII) の妥当性は、推移確率を測る際の期間の長さに大きく依存する。一世代を単位期間に取った場合における「一階のマルコフ過程」の意味は、子供の属する所得階層は親の所得階層のみに依存し、祖父の所得階層には依存しないということである。単位期間を短く取りすぎると、この仮定が成立しないケースが多く出てくることは容易に想像がつく。例えば単位期間を一年とすると、一年前の所得と一年後の所得とが独立とは考えにくくなる。

(AIII) の妥当性については、いくつかの実証結果にもとづいて議論することができる。日本においては、跡田 (1979) が国税庁「申告所得統計の実態」の『対前年比表』をデータとして用い、推移確率行列を推定している。サンプル期間は 1960 年から 1972 年までの 13 年間で、Lee, Judge and Zeller (1970) で示された推定方法に基づいて推移確率を推定している。その結果、「推移確率は高度経済成長期にも関わらず一定であった」という仮説が採択されている。

跡田の計測とは別に、McCall (1971) は米国の Social Security Administration の Continuous Work History Sample をデータとして用いて推移確率を推定し、推移確率の時間均一性を検定した。サンプル期間として 1957 年から 1966 年の 10 年間をとり、25 才から 55 才の男女パネルデータを用いている。その結果は跡田とは逆に、「推移確率行列は経済成長のために、時間の経過と伴に変化した」という結論を導いている。

ここで跡田と McCall の実証研究の違いを整理してみる。まず第 1 にデータの性質の違いがある。跡田は集計データを用いているのに対して、McCall はパネルデータを用いており、データの精度は McCall の方が高いと考えられる。第 2 に McCall は、マルコフ過程を長期にわたり一つの所得階層に滞まり続けているグループと、少なくとも一度は移動したグループに分離した「移動者－滞在者分離モデル (mover-stayer model) 」を用い分析をしている[5]。この分離モデルが現実に適用されるという仮説検定を行った後に、移動者のデータのみから推移確率行列を推定している。従って、滞在者の存在が推移確率を固定化させるように働く場合には、移動者のみを用いた検定において推移確率の時間均一性をより棄却し易くなるといえる。日本においても推移確率の推定をパネルデータを用いて行う必要があるが、データ利用の困難さもあり、今後の課題として残された問題となっている。

4.3.2 マルコフ過程と所得・資産分布生成モデル

所得の階層間移動がマルコフ過程に従っているとした場合に、それから導かれる理論的所得・資産分布が現実の所得・資産分布をどれほど近似し得るのかを調べることは、マルコフ過程を用いる場合の意義と限界を理解する上で必要である。この所得・資産分布生成の問題を扱った研究として、Champernown (1953) と Shorrocks (1975) がある。これらの研究では、モデルを単純化するために、マルコフ過程について新たに次の仮定を置いている。

(AIV) 等比例効果の法則 (law of proportionate effect)

所得変動の比率の確率分布は、t 期にいる所得階層とは独立となるという仮定である。確率分布を離散形にして、推移確率行列のタームで考えると、対角要素の値がどの階層でもほぼ等しく、対角要素からの幅が等しければ等しい値をとるという仮定である。

[5]Goodman (1961) 参照。

Champernown では、(AI) から (AIV) の仮定が成立するような無限マルコフ連鎖を考え、無限マルコフ連鎖の極限において、パレート分布の形状をした極限分布が生成されることを証明している。極限分布存在のための必要十分条件は、t 期から $t+1$ 期の間に移動する所得階層数の期待値が、負となることであり、それは無限マルコフ連鎖が再帰性を満足する必要十分条件と一致している[6]。また、極限分布をπで表わし、推移確率行列を Pで表わすと、極限分布は

$$\pi' = \pi' P \tag{4.21}$$

を満足することになり、このことは極限状態においては推移確率行列のすべての行ベクトルが等しくなっていることを意味する[7]。またパレート法則は、現実の所得分布において、所得が y_s以上となるものの比率 $F(y_s)$ が

$$F(y_s) = (y_s/y_{min})^{-\alpha} \tag{4.22}$$

で近似され、特に高所得層において良く当てはまることを意味しており、分布関数 $F(y_s)$ はパレート分布と呼ばれている。Champernown は、(4.21) 式の性質を満足する無限マルコフ過程から得られる極限分布が、(4.22) で示されるパレート分布の形状をしていることを証明することによって、所得階層間移動をマルコフ過程によって描写することの現実妥当性を主張している。

Shorrocks は、マルコフ過程の性質を持ち、かつ仮定 (AI) から (AIV) を暗黙の内に含む確率過程を

$$(bj + a)\Delta t + o(\Delta t), \tag{4.23}$$

および

$$dj\Delta t + o(\Delta t) \tag{4.24}$$

の2本の式を基に定式化し、資産分布生成メカニズムを分析している。ここで (4.23) 式は、j単位の資産を保有している個人が、期間 $(t, t+\Delta t]$ の間に追加的に資産1単位を受け取り、かつ1単位以上を受け取る可能性が無視できるほど小さい確率を表わす。また、(4.24) 式は、Δt の期間に1単位資産が減少しかつ1単位以上の資産の減少が起きる可能性が無視できる程小さい確率を表わしている。(4.23) 式におけるパラメーター b は、t 時点における資産保有額が資産の増加額に与える効果を表わしており、(4.24) 式におけるパラメーター d は、逆に t 時点における資産保有額が資産の減少額与える効果を表わしている。このようにパラメーター b, d は、資産変

---

[6]再帰性については次のように定義される。任意の状態 i と整数 $n \geq 1$ について、

$$f_{ii}^n = Pr\{q_n = i, q_\nu \neq i, \nu = 1, 2, .., n-1 | q_0 = i\}$$

を定義する。f_{ii}^nは状態 i から出発して、n 回目の推移で初めて状態 i に戻る確率である。状態 i は、$\sum_{n=1}^{\infty} f_{ii}^n = 1$ の時、またその時においてのみ再帰的であるという。

[7]Karlin and Taylor (1975) p.84 参照。

化の確率がある一時点の資産保有額と比例的な関係を有していることを意味している。これに対して (4.23) 式におけるパラメーター a は、ある一時点での資産保有額とは独立な資産蓄積を表している。両式における $o(\Delta t)$ は、Δt よりも早く 0 に収束する関数を表わしている。

t 時点である個人が j 単位の資産を保有する確率を $p_j(t)$ とおくと、確率過程は次のように表すことができる。

$$\frac{dp_j(t)}{dt} = -[(b+d)j+a]p_j(t) + [b(j-1)+a]p_{j-1} + d(j+1)p_{j+1}(t) \quad j \geq 1, \tag{4.25}$$

$$\frac{dp_0(t)}{dt} = -ap_0(t) + dp_1(t). \tag{4.26}$$

確率母関数

$$\pi(x,t) = \sum_{j=0}^{\infty} p_j(t)x^j \tag{4.27}$$

を用いて、(4.25), (4.26) 式を変形すると、

$$\frac{\partial \pi}{\partial t} - (d-bx)(1-x)\frac{\partial \pi}{\partial x} = -a(1-x)\pi(x,t) \tag{4.28}$$

という偏微分方程式を得る。この一般解は、

$$\pi(x,t) = (d-bx)^{-a/b} f(\frac{(1-x)e(b-d)t}{d-bx}) \tag{4.29}$$

で与えられ、(4.25), (4.25) 式に従う確率過程を表わした確率母関数を意味する。

そこである個人が初期的に k 単位の資産を保有しているとすると、初期条件は、

$$\pi(x,0) = p_k(0)x^k \tag{4.30}$$

で与えられる。$p_k(0) = 1$ が与えられているので、

$$\pi(x,0) = x^k \tag{4.31}$$

を得る。そこで、任意定数間の関係を表わす関数 $f(y)$ を初期条件を用いて求める。まず、

$$\pi(x,0) = (d-bx)^{-a/b} f(\frac{1-x}{d-bx}) \tag{4.32}$$

という関係を用いて、(4.31) 式より、

$$(d-bx)^{-a/b} f(\frac{1-x}{d-bx}) = x^k \tag{4.33}$$

を満足するような $f(y)$ を求める。Shorrocks は $f(y)$ の関数形を

$$f(y) = (\frac{dy-1}{by-1})^k (\frac{b-d}{by-1})^{a/b} \tag{4.34}$$

とした。この関数形が初期条件を満足することは容易に示すことができる。

また確率値の和は 1 であるから、(4.27) 式より

$$1 = \sum_{j=0}^{\infty} p_j(t) = \pi(1,t) \tag{4.35}$$

が成立する。また (4.29) 式より、

$$\pi(1,t) = (d-b)^{-a/b} f(0) \tag{4.36}$$

となる。(4.29) 式より明らかなように、$d > b$ が成立している場合には、t の値が大きくなるにつれて t の値が大きくなるにつれて関数 fの中の値が 0 に収束していく。ここで $d > b$ は、次の瞬間の資産量変化において、1 単位資産が減少する確率が 1 単位資産が増加する確率よりも高いことを意味する。すると t の値が大きくなっていき、無限大に近づくと、

$$\lim_{t \to \infty} \pi(x,t) = (d-bx)^{-a/b} f(0) \tag{4.37}$$

が成立することになる。(4.34) 式を用いて上式を変形すると、

$$\begin{aligned} (d-bx)^{-a/b} f(0) &= (d-bx)^{-a/b} 1^k (d-b)^{a/b} \\ &= (\frac{d-b}{d-bx})^{a/b} = \pi^* \end{aligned} \tag{4.38}$$

という極限における確率母関数を得る。この確率母関数は、(4.25) 式および (4.26) 式　で表される確率過程に従いながら時間が無限に経過したとき、母関数の極限がどのように収束していくかを表現したものである。この式から分かるように、極限における母関数は初期資産賦存量 k にまったく依存していない。この点は後に、極限分布が初期分布とはまったく独立になるという事実を導く際に重要となる。

(4.38) 式で求めた母関数が、定常状態を表わしているか否かを調べるために、(4.28) 式において$\partial\pi/\partial t = 0$ とおいて解いた解と比較する。$\partial\pi/\partial t = 0$ は、時間が変化しても母関数の値が変化しない均衡状態を意味する。その状態における x とπとの関係を求めれば、定常状態における母関数を求めることになる。(4.28) 式において$\partial\pi/\partial t = 0$ とすると、

$$(d-bx)\frac{\partial \pi}{\partial x} = a\pi(x,t) \tag{4.39}$$

となり、この微分方程式を解くと、

$$\pi = (\frac{C_1}{d-bx})^{a/b} \tag{4.40}$$

という一般解を得る。C_1および (4.38) 式の $(d-b)$ が共に定数であることを考えれば、$\partial\pi/\partial t = 0$ を用いて求めた母関数と、極限における母関数が等しいことがわかる。

次に極限における母関数から、極限分布における形状が現実の資産分布とどの程度近似しているかを求める。そこでまず極限分布を求めることから始める。同じ確率過程が多くの個人に適用されるとするならば、$p_j(t)$ は t 時点において j 単位の資産を保有している個人の総人口に占める比率と解釈することができる。すると 0 時点での確率母関数$\pi(x,0)$ は、グループ内における初期資産分布となる。初期資産保有量 k とは独立に極限分布の母関数が決定されたので、極限分布は初期分布と独立に決まる。極限分布において j 単位の資産を保有している個人の比率をπ^*のベキ級数展開を用いて求める。母関数$\pi(x,t)$ は定義より、

$$\pi(x,t)=\sum_{j=0}^{\infty}p_j(t)x^j=p_0x^0+p_1x^1+...+p_jx^j+... \tag{4.41}$$

という形で展開できる。そこで、(4.38) 式を x でベキ級数展開し、x^jの係数を求めれば、p_j^*の値を求めることができる。このように母関数を用いることにより、同時にすべての jについて p_j^*を求めることができ、母関数を用いる有効性が理解できる。マクローリン展開を用いて、

$$g(x)=(\frac{d-b}{d-bx})^{a/b} \tag{4.42}$$

をベキ級数展開すると、x^jの係数は

$$\frac{1}{j!}g^{(j)}(0)=\frac{1}{j!}(\frac{a}{d-b})(\frac{a+b}{d-b})(\frac{a+2b}{d-b})...(\frac{a+(j-1)b}{d-b})(\frac{d}{d-b})^{-a/b-j} \tag{4.43}$$

となる。上式をΓ関数を用いて整理すると、

$$\frac{1}{j!}g^{(j)}(0)=\frac{1}{j!}(\frac{b}{d})^j(1-\frac{d}{d})^{a/b}\frac{\Gamma(\frac{a}{b}+j)}{\Gamma(j+1)\Gamma(\frac{a}{b})} \tag{4.44}$$

を得る。(4.41) 式を見て分かるように、(4.44) 式の左辺は p_j^*であったので、

$$p_j^*=\frac{(1-\frac{b}{d})^{a/b}\Gamma(\frac{a}{b}+j)}{\Gamma(\frac{a}{b})\Gamma(j+1)}(\frac{b}{d})^j \quad j=0,1,..,\infty \tag{4.45}$$

が導出されたことになる。すなわち、極限分布において j単位の資産を保有している個人の比率が求められたことになる。

最後に、(4.45) 式によって与えられる分布が、現実に観察される資産分布に近似できることを示す。Γ関数の性質より、jの増大と共に

$$\frac{\Gamma(\frac{a}{b}+j)}{\Gamma(j+1)}=\frac{\Gamma(\frac{a}{b}+j)}{j\Gamma(j)}\sim j^{a/b-1} \tag{4.46}$$

で近似される。$(1-\frac{b}{d})^{a/b}/\Gamma(\frac{a}{b})$ は定数であるので A とおくと、(4.45) 式は jが大きくなるにつれて、

$$p_j^*\sim Aj^{a/b-1}(\frac{b}{d})^j \tag{4.47}$$

となる。Simon (1957, p.146) は、現実に観察される資産分布が

$$f(i) = (\frac{a}{i^k})b^i \tag{4.48}$$

で近似されることを示しており、(4.47) 式の形状がこの分布形状と一致していることが分かる。このことにより、資産保有量が大きい階層になるほど、マルコフ過程に従って生成された分布が現実の資産分布に近似されることが示されたことになる。

Champernown および Shorrocks によって提示されたモデルは、 所得および資産分布がマルコフ過程のパラメーター値に大きく依存していることを示している。マルコフ過程のパラメーター値が動学的性質を表わしていることを考えれば、このことは動学的側面と静学的側面が緊密に結び付いていることを意味することになる。このことは、所得分配の静学的状態を政策によって改善するためには動学的側面への政策も検討されねばならないことを示唆している。

4.4 移動性尺度とその性質

4.4.1 推移確率行列と極限分布

本節では所得階層間移動が、仮定 (AI) から仮定 (AIII) を満足する有限マルコフ過程に従っているして議論を進める。$t-1$ 期に第 i 所得階層にいた者が、t 期に第 j所得階層に移る推移確率を p_{ij}で表わし、i 行 j列要素が p_{ij}となる行列を推移確率行列と呼び Pで表わす。t 期に第 i 所得階層に属する個人の全人口に占める比率を q_{it}で表わすと、

$$q_t = (q_{1t}, q_{2t}, ..., q_{nt})' \tag{4.49}$$

は、t 期における所得分布を表わすことになる。ここで "'(dash)" は転値行列を意味する。$t-1$ 期と t 期との関係を表わすマルコフ過程は、(??) 式から (4.18) 式によって示される。

初期分布 q_0が与えられた時に、t 期の分布は、仮定 (AIII) より

$$q_t' = q_0' P^t \tag{4.50}$$

で与えられる。

前節でも触れたように、推移確率行列を繰り返し掛け合わせていくと、ある一定の行列に収束していく。すなわち、

$$\lim_{t \to \infty} P^t = \iota \pi' \tag{4.51}$$

が成立する。ここでιは、

$$\iota = (1, 1, ..., 1)' \tag{4.52}$$

という各要素が 1 となるベクトルであり、πは極限分布である。(4.51) 式の両辺に初期分布 q_0'を掛けると、

$$\lim_{t\to\infty} q_0' P^t = q_0' \iota \pi' = \pi' \tag{4.53}$$

が成立する。上式に右から Pを掛けると、

$$\pi' = \pi' P \tag{4.54}$$

が成立し、極限分布の重要な性質が導かれる。

Theil (1967) は、再帰性の条件を用いず、行列の要素がすべて正値を取るという弱い条件を課すのみで、極限分布が一義的に存在することを証明している。

4.4.2 尺度公理系

(4.53) 式から分かるように、初期分布はマルコフ過程においてほとんど重要な意味をもっておらず、推移確率行列のみによって移動性の性質が反映されることが理解できる。従って、移動性尺度は推移確率行列の性質のみを用いて定義することが考えられる。Shorrocks (1978) は、移動性尺度が満足すべき性質を公理系として整理し、移動性尺度の提起を行っている。

移動性の大きさを表わす尺度を $M(\cdot)$ で定義する。$M(\cdot)$ は推移確率行列の集合 $\mathcal{P}$上で定義する。$M(\cdot)$ が満たすべき性質として、次のものを考える。

(N) 正規性 (Normalization)

$\mathcal{P}$に属するすべての Pに対して、尺度の値は区間 [0,1] に入る。すなわち、

$$0 \leq M(P) \leq 1 \qquad \forall P \in \mathcal{P} \tag{4.55}$$

となる。この性質は、ジニ係数などの静学的不平等度が区間 [0,1] で定義されていることと同様に考えることができる。

(M) 単調性 (Monotonicity)

すべての $i \neq j$について、$p_{ij} \geq p'_{ij}$であり、ある $i \neq j$について、$p_{ij} > p'_{ij}$である場合に、$P \succ P'$と書くことにする。そこで単調性の仮定は、

$$M(P) > M(P') \quad if \quad P \succ P' \tag{4.56}$$

を意味することになる。このことは、幅の広い移動の確率が高くなるほど、尺度が大きな値を取ることを意味している。

(I) 固定性 (Immobility)

単位行列 I が最も小さい尺度値をとり、

$$M(I) = 0 \tag{4.57}$$

となる。推移確率行列が単位行列であることは、ある期間に階層間を移動する確率がゼロである、社会は完全に固定的であることを意味している。(I) は、完全に固定的状態に対して尺度値が最小となることを要請している。

(PM) 完全流動性 (Perfect Mobility)

すべての行が同一であるような推移確率行列の時に尺度値が最も大きな値を取る。すなわち、

$$M(P) = 1 \quad if \quad P = \iota\pi'. \tag{4.58}$$

すべての行が同一であることは、今期属している所得階層とは独立に来期属する所得階層が決まることを意味する。このような社会は、完全に流動的な社会であると考えることができ、すべての個人は常に同一のスタートラインに立って競争することになる。

(SI) 強固定性 (Strong Immobility)

単位行列以外の行列が極値 0 を取る可能性を排除するために、(I) を次のように書き換える。

$$M(P) = 0 \quad iff \quad P = I. \tag{4.59}$$

(SPM) 強完全流動性 (Strong Perfect Mobility)

$\iota\pi'$ 以外の行列が極値 1 を取る可能性を排除するために、(PM) を次のように書き換える。

$$M(P) = 1 \quad iff \quad P = \iota\pi'. \tag{4.60}$$

尺度が (N), (M), (I), (PM), (SI), (SPM) の性質をすべて満足することが、尺度の整合性を維持する上で必要となる。例えば、(N) を満足していない場合には、他の性質が無意味になることは容易に理解できる。

4.4.3 ショロックス尺度

以下では、尺度公理系を満足する尺度を提示し、その性質を吟味していく。まず初めに、ショロックス (Shorrocks) 尺度 $M_s(P)$

$$M_s(P) = \frac{n - \mathrm{trace}P}{n - 1} \tag{4.61}$$

を考える。ここで n は推移確率行列の階層の数を意味し、trace Pは行列 Pの対角要素の総和を意味する。

この尺度が (N) を満足していないことは明かである。例えば、

$$P_1 = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix} \tag{4.62}$$

という行列と

$$P_2 = \begin{pmatrix} 0.5 & 0.5 \\ 0.5 & 0.5 \end{pmatrix} \tag{4.63}$$

という行列を比較する。P_1に対して尺度値は 2 を取るのに対して、P_2に対して尺度値は 1 を取る。これは、P_1で表される状態が、完全流動的状態よりも流動的になっていることを意味する。

しかし P_1で表される移動状態は、現実にはほぼあり得ないと考えられる。尺度を考える場合には、このような非現実的なケースまで考慮に入れる必要はなく、尺度を定義する推移確率行列の集合に現実的に妥当と思われる程度の制約を課すことは許容されよう。そこで推移確率行列の集合に準最大対角要素 (quasi-maximal diagonal) の制約を課すことにする[8]。

準最大対角要素の性質

準最大対角要素の制約を定義する前に、最大対角要素の制約を

$$p_{ii} \geq p_{ij} \quad for\ all\ i, j \tag{4.64}$$

のように定義する。これは、すべての行について、対角要素よりも大きな値を有する要素が存在しないという制約である。しかしこの制約はかなり厳しい制約であり、Theil (1972) などの実証研究でも満足されていない。そこで、最大対角要素の制約を緩めた準最大対角要素の制約を

$$\exists \mu_1, \ldots \mu_n\ such\ that\ \mu_i p_{ii} \geq \mu_j p_{ij}\ for\ all\ i, j \tag{4.65}$$

で定義する。

推移確率行列がこの準最大対角要素の制約を満足するか否かを実証的に調べる上で次の定理が有効となる。

定理 3-1

Pをすべての i について $p_{ii} > 0$ であるような推移確率行列であるとする。この時 Pが準最大対角要素の制約を満足するための十分条件は、次の (a)、(b) のどちらかが成立することである。

[8] 準最大対角要素は準優対角要素 (quasi-dominant diagonal) とは異なったものである。準優対角要素の条件は、$\mu_i |p_{ii}| \geq \sum_{j \neq i}^{n} \mu_j |p_{ij}|$ となるμ_iが存在することである。

(a) すべての $i,\ j$について、$p_{ii} \geq p_{ji}$である。

(b) $j < i$ を満たすある jについて、またすべての $i, k < m \leq n$ について、

$$\begin{vmatrix} p_{ik} & p_{im} \\ p_{mk} & p_{mm} \end{vmatrix} \geq 0 \tag{4.66}$$

が成立する。

証明

(a) μ_iを$\mu_i = 1/p_{ii} > 0$ であるようにとる。すると、

$$\mu_i p_{ii} = \mu_j p_{jj} = 1 \tag{4.67}$$

が常に成立する。$p_{ii} \geq p_{ji}$であったので、$p_{jj} \geq p_{ij}$ が成立する。$\mu_j > 0$ であることより、$\mu_j p_{jj} \geq \mu_j p_{ij}$が成立する。そして、$\mu_i p_{ii} = \mu_j p_{jj}$より

$$\mu_i p_{ii} = \mu_j p_{jj} \geq \mu_j p_{ij} \tag{4.68}$$

が成立し、$\mu_i p_{ii} \geq \mu_j p_{ij}$であることがいえた。そこで、(a) の条件が満足されれば、準最大対角要素の制約を満足する正の値をもつ$\mu_j = \frac{1}{p_{jj}}$が存在することが証明された。

(b) μ_1を$\mu_1 = 1$ となるように選ぶ。そしてμ_iを、$\mu_i = max_{i>j}\{\mu_j p_{ij}/p_{ii}\} > 0$ となるように繰り返し定義する。するとすべての$i \geq j$について、$\mu_i p_{ii} \geq \mu_j p_{ij}$ となる[9]。そしてすべての$i > 1$ に対して、少なくとも 1 つの $j < i$ について等号が成立する[10]。$j = 1$ のケースにおいては上と同様に$\mu_i p_{ii} \geq \mu_1 p_{i1}$ となる。しかもこの場合には、すべての$i \geq 1$ について成立する。そこですべての$j \leq m - 1$ とすべての i について、$\mu_i p_{ii} \geq \mu_j p_{ij}$が成立するとする。この場合、$i$ と jの大小関係は問題としない。またある $k < m$ については、$\mu_m p_{mm} = \mu_k p_{mk}$となる[11]。このようにすべての i について、

$$\mu_i p_{ii} \geq \mu_k p_{ik} \tag{4.69}$$

が成立する。そして $m > i$ については、

$$\begin{vmatrix} p_{ik} & p_{im} \\ p_{mk} & p_{mm} \end{vmatrix} \geq 0 \tag{4.70}$$

[9] μ_iの定義より、$\mu_i p_{ii}$は$\mu_j p_{ij}$の中で、$i > j$に関して最大となっている。

[10] 最大の jについては等号成立。

[11] すべての $k < m$ について、$\mu_m p_{mm} \geq \mu_k p_{mk}$ が成立するという仮定。そして最大の値をとる kについて等号成立。

という条件より、

$$\mu_i p_{ii} \geq \mu_k (p_{mk} p_{im} / p_{mm}) \tag{4.71}$$

が成立する[12]。$mu_m p_{mm} = \mu_k p_{mk}$ より、

$$\mu_k p_{mk} p_{im} / p_{mm} = \mu_m p_{mm} p_{im} / p_{mm} = \mu_m p_{im} \tag{4.72}$$

となり、

$$\mu_i p_{ii} \geq \mu_m p_{im} \tag{4.73}$$

が成立する。しかし、$i \geq m$ について、μ_iの定義より$\mu_i p_{ii} \geq \mu_m p_{im}$となり、すべての i について

$$\mu_i p_{ii} \geq \mu_m p_{im} \tag{4.74}$$

が成立する。よって (b) の条件が準最大対角要素の十分条件になっていることが証明された。

Q.E.D.

この定理の (a) の十分条件は、実証結果の推移確率行列が準最大対角要素の制約を満足しているかを調べる上で有効である。Theil (1972) の実証結果においては、ほぼ制約を満足しており、最大対角要素の制約と比較して、かなり緩い制約となっていることがわかる。

ショロックス尺度の性質

(eq:3ms13) 式で与えられた尺度を定義する推移確率行列の集合 $\mathcal{P}$を、準最大対角要素の制約を満足する集合 $\mathcal{P}^*$ に制限する。このとき次の定理が成立する。

定理 3-2

$\mathcal{P}^*$に属するすべての Pについて、尺度 $M_s(P)$ は、(N), (M), (I), (SI), (PM), (SPM) をすべて満足する。

証明

(I) については、容易に確かめることができる。(M) については、推移確率行列の要素の行和が1であることを考えれば明かとなる。(SI) は、trace $P = n$ となる推移確率行列が単位行列のみであることより明かである。(PM) は次のように示すことができる。Pが $P = \iota\pi'$という形で表わされる場合には、Pの要素 p_{ij} は、$p_{ij} = q_j \; for \; all \; i$ という形で表わされる。そこで $p_{jj} = q_j$ となり、trace $P = \sum_{j=1}^{n} p_{jj} = \sum_{j=1}^{n} q_j = \sum_{j=1}^{n} p_{ij} = 1$ が成立することになる。

[12] $p_{ik} p_{mm} - p_{im} p_{mk} \geq 0$ より、$p_{ik} \geq p_{im} p_{mk} / p_{mm}$となり、$\mu_i p_{ii} \geq \mu_k p_{ik} \geq \mu_k p_{im} p_{mk} / p_{mm}$ となる。

準最大対角要素の制約は、(N), (SPM) において効いてくる。まず、(N) について調べる。準最大対角要素の性質より、すべての i, jについて$\mu_i p_{ii} \geq \mu_j p_{ij}$となる。$\mu > 0$ より、両辺を$\mu_i \mu_j$で割り、$\mu_j^{-1} p_{ii} \geq \mu_i^{-1} p_{ij}$ を得る。jについて総和をとると、

$$p_{ii} \sum_{j=1}^{n} \mu_j^{-1} \geq \mu_i^{-1} \sum_{j=1}^{n} p_{ij} = \mu_i^{-1} \tag{4.75}$$

となる。次に i について総和を取ると、

$$\sum_{i=1}^{n} p_{ii} \sum_{j=1}^{n} \mu_j^{-1} \geq \sum_{i=1}^{n} \mu_i^{-1} \tag{4.76}$$

となり、変形して

$$\sum_{i=1}^{n} p_{ii} \geq \frac{\sum_{i=1}^{n} \mu_i^{-1}}{\sum_{j=1}^{n} \mu_j^{-1}} = 1 \tag{4.77}$$

が成立する。推移確率行列の行の和が 1 を超えることはないので、

$$n \geq \mathrm{trace}\, P = \sum_{i=1}^{n} p_{ii} \geq \frac{\sum_{i=1}^{n} \mu_i^{-1}}{\sum_{j=1}^{n} \mu_j^{-1}} = 1 \tag{4.78}$$

すなわち、

$$n \geq \mathrm{trace}\, P \geq 1 \tag{4.79}$$

が成立する。trace Pが上記の範囲にあることは、尺度 $M_s(P)$ の定義より $1 \geq M_s(P) \geq 0$ を意味し、(N) が証明されたことになる。

次に (SPM) の証明を行う。$M_s(P) = 1$ となるのが、$P = \iota\pi'$の形になる場合だけであることを証明すればよい。$M_s(P) = 1$ になるのは trace $P = 1$ の場合のみである。trace $P = 1$ の時、$\sum_{i=1}^{n} p_{ii} = 1$ となっている。すると (N) の証明で用いた

$$\mathrm{trace}\, P = \sum_{i=1}^{n} p_{ii} \geq \frac{\sum_{i=1}^{n} \mu_i^{-1}}{\sum_{j=1}^{n} \mu_j^{-1}} = 1 \tag{4.80}$$

において

$$\sum_{i=1}^{n} p_{ii} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \mu_i^{-1}}{\sum_{j=1}^{n} \mu_j^{-1}} \tag{4.81}$$

が成立する。よって、

$$\sum_{j=1}^{n} \mu_j^{-1} \sum_{i=1}^{n} p_{ii} = \sum_{i=1}^{n} \mu_i^{-1} \tag{4.82}$$

となる。(N) の証明において$\sum_{j=1}^{n}\mu_j^{-1}p_{ii} \geq \mu_i^{-1}$が成立していたので、$\sum_{j=1}^{n}\mu_j^{-1}\sum_{i=1}^{n}p_{ii} = \sum_{i=1}^{n}\mu_i^{-1}$ が成立するためには、すべての i について

$$\sum_{j=1}^{n}\mu_j^{-1}p_{ii} = \sum_{i=1}^{n}\mu_i^{-1} \tag{4.83}$$

となっていなければならない。また、準最大対角要素の制約より、$\mu_i p_{ii} \geq \mu_j p_{ij}$ が成立し、よって、

$$p_{ij} \leq \frac{\mu_j^{-1}p_{ii}}{\mu_i^{-1}} \qquad (\mu > 0) \tag{4.84}$$

が成立する。そこで trace $P = 1$ のケースでは、(4.83) 式より

$$p_{ij} \leq \frac{\mu_j^{-1}p_{ii}}{\mu_i^{-1}} = \frac{\mu_j^{-1}(\mu_i^{-1}/\sum_{j=1}^{-1})}{\mu_j^{-1}} = \frac{\mu_j^{-1}}{\sum_{j=1}^{n}\mu_j^{-1}} \tag{4.85}$$

が成立する。

次に $p_{ij} = \mu_j^{-1}/\sum_{j=1}^{n}\mu_j^{-1}$ というように、等号が成立することを示す。上式を両辺 jで総和を取ると、$\sum_{j=1}^{n}p_{ij} = 1$ および$\sum_j^n \mu_j^{-1}/\sum_{j=1}^{-1} = 1$ となる。よって各 jについても、すべて p_{ij}, μ_jが正になっていることから等号が成立する。よって、

$$p_{ij} = \frac{\mu_j^{-1}}{\sum_{j=1}^{n}\mu_j^{-1}} \tag{4.86}$$

がすべての jについて成立する。上式は、i の値に関係なく p_{ij}が決まることを示している。よって、$M_s(P) = 1$ が成立するには、Pが $P = \iota\pi'$の形でなければならないことが示された。

Q.E.D.

ショロックス尺度の経済的意味づけ

尺度 $M_s(P)$ の経済的意味づけを考える。尺度 $M_s(P)$ は、

$$M_s(P) = \sum_{i=1}^{n}(1 - p_{ii})/(n-1) \tag{4.87}$$

と書き直すことができる。階層 i に滞まり続ける平均期間を平均滞在時間と呼び、$E_i(t)$ で表わす。各 $i(i = 1, ..., n)$ について、

$$E_i(t) = \sum_{r=1}^{\infty} r p_{ii}^{r-1}(1 - p_{ii}) = 1/(1 - p_{ii}) \tag{4.88}$$

で計算される。$E_i(t)$ の値が大きければ大きいほど、同じ階層に滞まり続ける時間が長いことを意味し、移動性が小さいことを意味する。(4.88) 式を用いて、(4.87) を書き換えると、

$$M_s(P) = \frac{n}{n-1}\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\frac{1}{E_i(t)}\right) \tag{4.89}$$

となる。このように、尺度 $M_s(P)$ は、平均滞在時間が長くなると小さな値を取るように作られている。

平均滞在時間が推移確率行列の対角要素の値のみで決定していることから分かるように、尺度 $M_s(P)$ には非対角要素の情報が直接的には入っていない。推移確率行列の行和が１になるという制約を通じてのみ、非対角要素の情報が尺度に反映されており、尺度に反映される情報量が極めて少ないという点が、尺度 $M_s(P)$ の重大な問題点となっている[13]。

極限分布πが推移確率行列の非対角要素の情報を含んでいることを用いて作られた尺度として、Bartholomew 尺度

$$M_B(P) = \sum_{i=1}^{n}\sum_{j=1}^{n}\pi_i p_{ij}|i-j| \tag{4.90}$$

がある[14]。しかし、この尺度は Shorrocks の提示した公理系を満足しないという重要な問題をもっている。さらに、この尺度は階層数を増大させるに従って、対角要素から遠い要素の比重が大きくなり、尺度としては不適当な性質をもっていると言える。

そこで、尺度公理系を満足しながら、かつ非対角要素の情報をも反映した尺度の提示が必要となる。

Theil-Shorrocks 尺度

非対角要素の情報を反映した尺度を、Theil (1972) で提示された分解分析を用いながら構築することを考える。まず、推移確率行列が定義されている期間の長さが異なっている２つの社会を考えた時、それら２つの社会の移動性を比較することが可能であるための規準として、次のものを考える。

(PI) 期間不変性 (Period Invariance)

$$M(P;T) = M(P^k;kT) \tag{4.91}$$

[13]移動の大きさのみを規準とした尺度が経済厚生の観点から見てどのような問題を含んでいるのかを調べ、評価基準の中に経済厚生的側面を入れることを考えた研究として、八木 (1986) がある。そこでは移動方向と分配的側面を移動性評価基準にいれた尺度を提案している。

[14]Bartholomew (1967) 参照。

この規準が成立している場合には、尺度値は推移確率が定義されている期間の長さとは独立になる。

この規準を満足する尺度を考察するに当たって、推移確率行列の分解分析を用いる。そのため、行列のスペクトル分解を説明する。

行列 P に対して、

$$(P - \lambda_i I)u_i = 0, \qquad v_i(P - \lambda_i I) = 0 \tag{4.92}$$

を満足する $\lambda_1, ..., \lambda_n$ を固有値と呼び、u_i および v_i' をそれぞれ λ_i に対応する固有列ベクトルおよび固有行ベクトルとする。λ_i は特性方程式 $|P - \lambda I| = 0$ の根である。D を対角成分が λ_i であるような対角行列とする。すると、

$$D = \begin{pmatrix} \lambda_1 & 0 & . & 0 \\ 0 & \lambda_2 & . & 0 \\ . & . & . & . \\ 0 & 0 & . & \lambda_n \end{pmatrix} \tag{4.93}$$

となる。また行列 U は、

$$U = (u_1, u_2, ..., u_n) \tag{4.94}$$

また行列 V' は、

$$V' = \begin{pmatrix} v_1' \\ v_2' \\ . \\ v_n' \end{pmatrix} \tag{4.95}$$

で定義される。すべての固有根が相異なる根であるとすると、$i \neq j$ に対して $v_i'u_j = 0$ となり、$v_i'u_i$ は任意の値を取ることができる[15]。そこで固有ベクトルを規準化して、$i = j$ の場合に $v_i'u_i = 1$ とする。行列表現では $V'U = I$ となり、U が V' の逆行列になっていることが分かる。(4.92) 式を行列表現で書くと $PU = UD$ となり、両辺に右から V' を掛けると、

$$PUV' = UDV' \tag{4.96}$$

となる。左辺は UV' が単位行列になることから P となる。すると、

$$P = UDV' = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i u_i v_i' \tag{4.97}$$

[15] 証明：(4.92) 式の第２番目の方程式に右から u_j を掛けると、$v_i'Pu_j = \lambda_i v_i'u_j$ となる。次に第一式の i と j を入れ換えて前から v_i' を掛けると、$v_i'Pu_j = \lambda_j v_i'u_j$ となる。初めの式から後の式を引くと、$0 = (\lambda_i - \lambda_j)v_i'u_j$ となる。よって、$i \neq j$ の時には $v_i'u_j = 0$, $i = j$ の時には $v_i'u_j$ は任意となる。

が成立する。このような行列の分解をスペクトル分解と呼ぶ。この分解を用いると、P^2は

$$P^2 = UDV'UDV' = UD^2V' = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i^2 u_i v_i \tag{4.98}$$

となり、一般には

$$P^t = UD^tV' = \sum_{i=1}^{n} \lambda_i^t u_i v_i' \tag{4.99}$$

が成立する。

そこで、$u_i v_i = E_i$とおくと、尺度$M(P;T)$は、(4.97) を用いて、関数$f(T, \lambda_1, \lambda_2, ..., \lambda_n, E_1, ..., E_n)$と書き換えることができる。

次に極限分布において、$\pi = \pi P$が成立していることを考えれば、$\lambda = 1$ が一つの特性方程式の根となっていることが分かる[16]。またP^tが発散しないためには、(4.99) 式より $|\lambda_i| \leq 1$ が必要となる[17]。固有値を大きい順に並び換え、

$$1 = \lambda_1 \leq |\lambda_2| \leq |\lambda_3| \leq ... \leq |\lambda_n| \tag{4.100}$$

となるように添え数字をつける。

以上の議論より、(4.99) 式を用いると、(PI) は、

$$\begin{aligned} f(T, \lambda_2, ..., \lambda_n, E_1, ...E_n) &= M(P;T) \qquad (4.101) \\ &= M(P^k; kT) \\ &= f(kT, \lambda_2^k, ..., \lambda_n^k, E_1, ...E_n) \end{aligned}$$

と書き換えることができる。

Shorrocks の公理系は、f関数を用いると次のように書き換えることができる。

(I) $f(T, 1, ..., 1) = 0$

単位行列Iの固有方程式は、値 1 の n 重根を有することからこのように書き換えることができる。

(PM) $f(T, 0, ..., 0) = 1$

行ベクトルがすべて同一であるような行列の次数は 1 であり、固有値は重複度まで入れて次数の数 1 だけ存在する。よって (PM) の状態においては、$\lambda_1 = 1$ という固有値以外は 0 となる。

---

[16] $\pi(P - I) = 0$ が成立している。

[17] $\lambda > 1$ は極限分布の存在と矛盾する。

(SI) $f(T, \lambda_2, ..., \lambda_n) = 0 \quad iff \quad \lambda_2 = ... = \lambda_n = 1$

固有値が値 1 の n 重根となるのは単位行列のみである。

(SPM) $f(T, \lambda_2, ..., \lambda_n) = 1 \quad iff \quad \lambda_2 = 0$

次数が 1 となるのは、行の和が 1 になるという制約がある限り、すべての行が同一になっている行列のみである。従って、$P = \iota\pi'$という形でPが書ける時のみ尺度値は 1 をとる。

極限分布においては$\pi' = \pi' P$が成立しているので、一つの固有ベクトルV'はπ'になる。また$P\iota = \iota$は常に成立しているので、$\lambda_1 = 1$ に対応するもう一つの固有ベクトル u_1は、ιとなっている。すると、$\lambda_1 u_1 v_1' = 1\iota\pi' = \iota\pi$となり、(4.97), (4.99) は、

$$P = \iota\pi' + \lambda_2 u_2 v_2' + ... + \lambda_n u_n v_n' \tag{4.102}$$

$$P^t = \iota\pi' + \lambda_2^t u_2 v_2' + ... + \lambda_n^t u_n v_n' \tag{4.103}$$

と書き直すことができる。

以上までの議論を用いて Theil-Shorrocks の尺度を導出する前に、その準備として情報理論に関する若干の説明を行う。

ある状態 Eが実際に発生した場合、そのメッセージから得られる情報量がどのように測られるかを考える。もし Eの起こる確率 Pが 1 であったら、実際に Eが起きても何等情報を与えたことにならない。逆に Pが非常に大きければ、状態 Eが起きた意味は大きく、多くの情報を与えることになる。このことより、Pの値から情報量 h を得る場合に、Pの減少関数を考え、

$$h(p) = \log \frac{1}{P} = -\log P \tag{4.104}$$

で表わす。n 事象の期待情報量は、

$$H = \sum_{i=1}^{n} p_i h(p_i) = \sum_{i=1}^{n} p_i \log \frac{1}{p_i} \tag{4.105}$$

で表され、エントロピー関数と呼ぶ。この定式化より、すべての事象が同じ確率で起こるときにエントロピーが最大となることが分かる。すなわち、不確実性はその場合に最大となる。

次にあるメッセージが届く前の Eの起こる確率を Pとし、事前確率 (prior probability) と呼ぶ。またあるメッセージが届いた後の Eの起こる確率を qとし、事後確率 (posterior probability) と呼ぶ。この場合に、p から qへ確率を変化させたメッセージの持つ情報量は、

$$h(p) - h(q) = \log \frac{q}{p} \qquad (q \neq 0) \tag{4.106}$$

で与えられる。n 事象についての、メッセージの持つ期待情報量は

$$I(q:p)=\sum_{i=1}^{n} q_i \log \frac{q_i}{p_i} \tag{4.107}$$

で与えられ、すべての i について $p_i = q_i$の時、情報量は 0 となる。

今述べた情報理論を用いて (PI) を満足する尺度を導出する。現時点における分布と、極限分布との距離を (4.107) で測ることにする。すなわち２つの確率分布の差を、情報量によって測る訳である。t 期の所得分布 q_t と極限分布 pi との距離は、

$$I_t = I_t(\pi, q) = \sum_{i=1}^{n} \pi_i \log \frac{\pi_i}{q_i} \tag{4.108}$$

で与えられる。すべての i について$\pi_i = q_i$のとき、$I_t = 0$ となる。

この距離だけでは推移確率行列の性質を何等反映させることができない。そこで極限分布との距離が、t 期と $t+1$ 期の間にどの程度縮ったかを、収束率を用いて表わす。収束率は、

$$\text{収束率} \equiv \frac{I_t}{I_{t-1}} \tag{4.109}$$

で定義する。

そこで、収束率と推移確率行列との関連について議論する。(4.99) 式の両辺に q_0'（初期分布ベクトル）を掛ける。すると、

$$q_0'P^t = q_t' = q_0'\iota\pi' = q_0'\iota\pi' + \lambda_2^t q_0' u_2 v_2 + ... + \lambda_m^t q_0' u_m v_m \tag{4.110}$$

となる。そこで、$q_0'\iota = 1$ という性質より、$q_0'\iota\pi' = \pi'$となり、上式は

$$q_t' = pi' + \lambda_2^t q_0' u_2 v_2 + ... + \lambda_m^t q_0' u_m v_m \tag{4.111}$$

となる。$q_t' - \pi'$を t 期の分布と極限分布との差のベクトルとすると、

$$q_t' - \pi' = \lambda_2^t q_0' u_2 v_2 + ... + \lambda_m^t q_0' u_m v_m \approx \lambda_2^t (q_0' u_2) v_2' \tag{4.112}$$

となる。ここで上式の近似が成立するのは、３より大きいすべての i について、$|\lambda_i| < |\lambda_2| \leq 1$ となっている為、λ_3^t以下の項がλ_2^tの項に比して無視できるほど小さいからである。この近似は t の値が大きければ大きいほど、また (λ_3/λ_2) の値が小さければ小さいほど誤差は小さい。

次に (4.108) 式において、次のような近似を行う。$a_i = (q_{ti} - \pi)/\pi$とすると、(4.108) 式は、

$$I(\pi, q_t) = -\sum_{i=1}^{n} \pi \log(1 + a_i) \tag{4.113}$$

となる。$\log(1+a_i)$ をテイラー展開すると、

$$\log(1+a_i) = a_i - \frac{1}{2}a_i^2 + ... \tag{4.114}$$

となり、(4.113) 式は、

$$I(\pi, q_t) \approx -\sum_{i=1}^{n} \pi_i(a_i - \frac{1}{2}a_i^2) = -\sum_{i=1}^{n} \pi_i a_i + \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n} \pi_i a_i^2 \tag{4.115}$$

で近似される。ここで

$$\sum_{i=1}^{n} \pi_i a_i = \sum_{i=1}^{n} \pi_i \frac{q_{ti} - \pi_i}{\pi_i} = \sum_{i=1}^{n} (q_{ti} - \pi_i) = 1 - 1 = 0 \tag{4.116}$$

であることより、(4.116) 式は、

$$I(\pi, q_t) \approx \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n} \pi_i (\frac{q_{ti} - \pi}{\pi})^2 = \frac{1}{2}\sum_{i=1}^{n} \frac{(q_{ti} - \pi)^2}{\pi} \tag{4.117}$$

と近似される。(4.117) 式右辺は、

$$\frac{1}{2}(q_{t1} - \pi_1, q_{t2} - \pi_2, ..., q_{tn} - \pi_n) \begin{pmatrix} \frac{1}{\pi_1} & 0 & . & 0 \\ 0 & \frac{1}{\pi_1} & . & 0 \\ 0 & 0 & . & 0 \\ . & . & . & . \\ 0 & 0 & . & \frac{1}{\pi_1} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} q_{t1} - \pi_1 \\ q_{t2} - \pi_2 \\ . \\ q_{tn} - \pi_n \end{pmatrix} \tag{4.118}$$

と等しく、行列形式で書くと、

$$I_t \approx \frac{1}{2}(q_t - \pi)'\Delta^{-1}(q_t - \pi) \tag{4.119}$$

ここで、

$$\Delta = \begin{pmatrix} \pi_1 & . & 0 \\ . & . & . \\ 0 & . & \pi_n \end{pmatrix} \tag{4.120}$$

となる。そこで (4.112) の近似を用いると、

$$I_t \approx \frac{1}{2}\lambda_2^{2t}(q_0' u_2)^2 V_2' \Delta^{-1} V_2 = k\lambda_2^{2t} \tag{4.121}$$

ここで $k = (1/2)(q_0' u_2)^2 V_2' \Delta^{-1} V_2$は、推移確率行列から唯一に決まり、$t$ に関して変化しない定数である。

(4.109) 式で定義された収束率は、

$$\frac{i_t}{I_{t-1}} \approx \frac{k\lambda_2^{2t}}{k\lambda_2^{2(t-1)}} = \lambda_2^2 \tag{4.122}$$

と近似できる。近似の誤差の大きさが推移確率行列の性質によって変化してしまう点が問題であるが、t が大きくなれば一般に誤差は小さいと考えることができる。

以上までの Theil (1972) の議論を用いて、Shorrocks の尺度を導出する。(4.122) 式において、t 期から距離が $1/2$ になるまでの時間 h を求める。すなわち、

$$\frac{i_{t+h}}{I_t} \approx \frac{k\lambda_2^{2(t+h)}}{k\lambda_2^{2t}} = \lambda_2^{2h} \tag{4.123}$$

より、$\lambda_2^{2h} = 1/2$ となる h を求める。両辺対数をとって計算すると、

$$h = \frac{1}{2}(-\frac{\log 2}{|\log|\lambda_2||}) \tag{4.124}$$

が得られる。すなわち極限分布までの距離が半分になるまでの時間が示されたのである。$\lambda_2 = 0$ のとき、$h = -\log 2/|\infty| = 0$ となり、$\lambda_2 = 1$ のとき $h = -\log 2/0 = \infty$ となる。これは (PM) のとき $h = 0$ をとり、(I) のとき $h = -\infty$ という値をとることを意味している。

ここで導いた h を尺度に用いたのが、Theil-Shorrocks 尺度 $M_H(P;T)$ であり、

$$M_H(P;T) = \exp(-\frac{T\log 2}{|\log|\lambda_2||}) \tag{4.125}$$

で定義される。

この尺度が (PM), (N), (I), (PM), (SPM) の規準を満足することを示す。

(PM): (4.91) 式より

$$\begin{aligned} M_H(P^k;kT) &= \exp(\frac{-kT\log 2}{|\log|\lambda_2^k||}) \\ &= \exp(\frac{-kT\log 2}{k|\log|\lambda_2||}) = \exp(-\frac{T\log 2}{|\log|\lambda_2||}) \\ &= M_H(P;T) \end{aligned} \tag{4.126}$$

となり証明された。

(N): 推移確率行列から求めた固有値の値は、絶対値で必ず 1 と 0 の範囲に入る。固定的な状態 (I) においては、$\lambda_2 = 1$ をとり、h は$-\infty$ になる。完全流動的な状態 (PM) においては、$\lambda_2 = 0$ をとり、h は 0 を取る。このことから分かるように、λ_2の値は (I) と (PM) の間で $[0,1]$ の範囲に入る。それによって h の範囲も $[-\infty, 0]$ の範囲に入る。$\exp h$ は $h = -\infty$ のとき 0 を取り、$h = 0$ のとき 1 をとる。よって尺度の値は必ず $[0,1]$ に入り、(N) が満足されていることが示された。

(I), (PM): (N) の説明の中で示した。

(SPM): $M_H = 1$ となるのは、$h = -\infty$ の場合のみである。$h = -\infty$ であるためには、$\lambda_2 = 0$ でなければならない。$\lambda_2 = 0$ は、λ_1以外のすべての固有値が 0 であることを意味し、行列のランクが 1 であることを示している。そしてランクが 1 である推移確率行列は、行列の和が 1 になるという制約がある限り、$P = \iota\chi'$という形で表わされる場合のみである。

しかし、尺度 $M_H(P;T)$ は、(SI), (M) を満足しない。例えば行列 P_1, P_2をそれぞれ、

$$P_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} \qquad P_2 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} = I \tag{4.127}$$

を考える。$M_H(P_1) = 0$ となり、単位行列以外に尺度値が 0 となる推移確率行列を見つけることができたことになる。また、$P_1 \succ P_2$であるにも関わらず、$M_H(P_1) = M_H(P_2)$ であることから、(M) が成立していないことが理解できる。(SI),(M) が成立しない理由としては、単位行列における近似誤差が大きいことを挙げることができる。

尺度 $M_H(P;T)$ は、極限分布への収束速度に基づいて作られた尺度である。収束速度の大小が移動性の大きさに関連しており、尺度の値と移動性の大きさとの対応関係を作っている。そして収束速度を求める仮定で、推移確率行列のすべての情報が反映されている固有値を用いるため、対角要素のみならず多くの情報を尺度の値に反映させることができる点で意味がある。

4.4.4 最近の移動性研究の動向

近年においても、移動性に関する研究は数多く行われている。ここでは、近年の研究の方向について概観していく。Markandya(1982,1984) では、親の効用関数の中に自分の消費と子供の消費が入ってるモデルを用いて、移動性と社会厚生との関係について分析を行い、興味深い問題提起を行っている。しかしながら、移動状態と尺度との関係が議論されておらず、親の効用関数に子供の消費が入ることの意義付けが不十分であると考えられる。Kanbur and Stiglitz(1986) は、推移確率行列と生涯所得で測ったローレンツ曲線との関係を明らかにし、ローレンツ優越のために推移確率行列が満たすべき必要条件を導いている。Conlisk(1989) では、Kanbur and Stiglitz で導かれた定理に対して十分条件を提示している。Dardanoni(1990) は、移動性の相違が生成される所得分配の相違をもたらし、社会的厚生の相違をもたらしている点に着目し、移動性に対する評価を社会厚生的観点から行っている。Peters(1992) では、米国における世代間の所得移動性の特徴を明らかにし、家計属性の相違が移動性に与える効果を分析している。Solon(1992) は、米国の所得に関するパネルデータを用いて、長期間にわたる所得移動の自己相関の強さを推定し

ている。

これらの研究の中でも、Kanbur and Stiglitz で進められている、生涯所得で測った分配の不平等度と移動性との関係を明らかにすることは、重要度の高い問題であると考えられる。