

ジニ係数の要因分解手法の検討と地域間賃金格差への適用*

鈴木英之**

2006年10月

* 本稿作成に当り、日本政策投資銀行の地域政策研究センターにおいて、論文審査会が開催され、法政大学経営学部 豊田敬 教授をはじめ、出席された参加者から、多くの有益なコメントを頂いた。ここに感謝したい。もちろん残る誤りは、全て筆者の責任である。

** 日本政策投資銀行 地域政策研究センター 主任研究員。E-mail:hdsuzuk@dbj.go.jp

(要旨)

0. 本稿は、ジニ係数の様々な要因分解の手法を、抽出される要因の含意を中心に検討し、その適用により賃金の都道府県間格差の要因を追求したものである。
1. ジニ係数の要因分解には、サブグループによるものと、構成所得によるものがある。わが国で通常行われている準ジニ係数による要因分解は后者であり、賃金の地域間格差では労働者属性別総賃金で分解することになる。これらの手法に、賃金の地域間格差を労働者属性 X (「純粋な賃金格差」、「労働者構成の相違」) の要因マトリクスで分解する手法を加え、含意を中心に検討することにより、次のような指摘を行っている。
 - ① サブグループによる要因分解は、グループ間の重なり合いがない場合には有益。
 - ② 準ジニ係数による労働者属性別の要因分解は、賃金水準が低い属性でも高所得地域に労働者が集中していれば格差拡大要因として表れてしまう。
 - ③ 労働者属性別賃金の格差を、「労働者構成の相違」と「純粋な賃金格差」に分け、高所得地域の賃金を高める要因という観点から定式化するのは有益。労働者属性別の要因分解は、この要因マトリクスの集計値として定式化すべき。
 - ④ 意味付けが明瞭である「要因を平等な状態にした時」の不平等度による寄与度は、交差項が小さい場合にはジニ係数の要因分解としても有益。
2. 要因分解を賃金の都道府県間格差 (ジニ係数 8.87%) に適用し、次の結果を得た。
 - ① 都道府県間格差の約半分 (寄与度 4.27%) は、東京と他の道府県との格差。
 - ② 「労働者構成の相違」 (同 2.18%) よりも、これを調整した「純粋な賃金格差」 (同 6.69%) の方が、都道府県間格差のより大きな要因。
 - ③ 「純粋な賃金格差」では、高所得県で賃金水準が高い傾向は、サービス業、小企業で強く、地域に密着し賃金が地域内で平準化しやすい労働者属性が、大きな格差拡大要因。
 - ④ 「労働者構成の相違」では、高所得県で高賃金労働者が集中する傾向は、大企業、製造業等で強く、企業の立地選択等で賃金が地域間で平準化しやすい労働者属性が、大きな格差拡大要因。
3. 以上から、地域間格差の姿として、「高賃金の大企業、製造業の立地が間接的に地域内の他の賃金を引上げ、平均賃金の地域間格差をもたらしている」と指摘するとともに、「高賃金企業の立地による生産誘発効果や所得効果により、地域の平均賃金の上昇幅は大きく異なる」との指摘を行っている。

Keywords: ジニ係数、準ジニ係数、要因分解、地域間格差

目次

はじめに	1
1. ジニ係数の定式化.....	3
1.1 ローレンツ曲線との関係	3
1.2 社会的厚生との関係	4
1.3 所得とその順位との共分散.....	5
1.4 平均差による表現.....	5
1.5 本稿で使用する定式化.....	6
1.5.1 個々の所得を用いた定式化.....	6
1.5.2 グループごとの人口、平均所得を用いた定式化.....	6
1.5.3 グループごとの人口構成比、総所得構成比を用いた定式化.....	7
2. サブグループによる要因分解.....	8
2.1 タイル指標、対数分散の要因分解.....	8
2.1.1 タイル指標の要因分解	8
2.1.2 対数分散の要因分解.....	9
2.2 ジニ係数のサブグループ分解.....	10
2.2.1 グループ間で所得順位の重なり合いがない場合.....	10
2.2.2 グループ間で所得順位の重なり合いがある場合.....	12
3. 構成所得による要因分解ー準ジニ係数.....	15
3.1 準ジニ係数とその含意.....	15
3.2 準ジニ係数による要因分解.....	16
3.3 準ジニ係数による寄与度と「要因を平等な状態にした時」の不平等度.....	19
3.4 要因分解の意味付けー総所得が高い構成員への集中の程度.....	21
4. 賃金の地域間格差ー要因マトリクス	24
4.1 ジニ係数の要因マトリクスー要因マトリクス A.....	25
4.2 要因マトリクス A と準ジニ係数による要因分解.....	26
4.3 要因マトリクス A の含意と属性別要因分解の修正	28
4.3.1 「純粋な賃金格差」の寄与度ー高所得地域で賃金水準が高い労働者属性.....	29
4.3.2 「労働者構成の相違」の寄与度ー高所得地域で構成比が高い労働者属性.....	30
4.3.3 要因マトリクスの修正ー方法 B.....	31
5. 「要因を平等な状態にした時」の不平等度による要因分解	33
5.1 「他の要因を平等な状態にした時」の平均賃金	33
5.1.1 「属性別賃金」要因の場合	34
5.1.2 「属性別労働者構成」要因の場合	34
5.1.3 「一人当たり属性別総賃金」要因の場合.....	34
5.1.4 「地域の労働者構成を調整した平均賃金」要因の場合	35

5.1.5 「地域の労働者構成」要因の場合	36
5.2 「当該要因を平等な状態にした時」の平均賃金	37
5.2.1 「属性別賃金」要因の場合	37
5.2.2 「属性別労働者構成」要因の場合	38
5.2.3 「一人当たり属性別総賃金」要因の場合	39
5.2.4 「地域の労働者構成を調整した平均賃金」要因、「地域の労働者構成」要因	39
5.3 「要因を平等な状態にした時」の不平等度による要因分解の有益性	40
6. 都道府県間格差における賃金格差の位置付け	42
6.1 様々な所得の地域間格差	42
6.2 使用するデーター賃金構造基本統計調査	45
6.3 賃金格差の概況ー労働者属性ごとの賃金格差は地域間格差とは異なる	47
6.3.1 労働者属性内の賃金格差	47
6.3.2 地域間格差の概況	50
7. 都道府県間賃金格差の姿ー要因分解の適用	52
7.1 都道府県間格差の半分は、東京と他の道府県との格差	53
7.2 高所得県に集中する、大企業男性の総賃金	55
7.3 地域間格差の主因は、「労働者構成の相違」か、「純粋な賃金格差」か	58
7.3.1 大企業男性の総賃金の集中は、賃金格差よりも労働者数の集中によるもの	58
7.3.2 全体の地域間格差の主因は、労働者構成ではなく、「純粋な賃金格差」	59
7.4 高所得県で賃金水準が高い傾向は、サービス業、小規模企業で強い	60
7.5 高所得県に高賃金労働者が集中する傾向は、大企業、製造業等で強い	61
7.6 都道府県間格差の姿	64
おわりに	66
付注1 ジニ係数以外の指標による地域間格差への、労働者構成の調整	69
付注2 2都道府県間の賃金格差の要因分解	71
補論 「要因を平等な状態にした場合の不平等度」を用いた、ジニ係数の要因分解	73
参考文献	76
参考 URL	77

はじめに

本稿は、ジニ係数の要因分解の手法について検討し、その適用により賃金の都道府県間格差の要因を追求したものである。

ジニ係数は、横軸に累積人口構成比、縦軸に累積所得構成比を取ったローレンツ曲線を使って表現した時の、直感的な分かり易さから、格差・不平等度を表す指標として最も採用されている指標であろう。反面、ジニ係数の難点は、要因分解にある。ジニ係数の要因分解には、人口を分割したサブグループによる要因分解と、所得を分割した構成所得による要因分解がある。わが国では定式化の難しさもあってか、ジニ係数の要因分解の手法について余り検討が行われておらず、ジニ係数の要因分解はできないとして、サブグループ別の要因分解には対数分散やタイル指標が採用されたり、含意が十分検討されないまま、構成所得の準ジニ係数を用いた要因分解が行われたりしている。準ジニ係数による要因分解は、ローレンツ曲線を用いて表現すると直感的に分かりやすく、わが国でジニ係数の要因分解といえば、準ジニ係数による要因分解を指すと言っても良い。しかし、要因分解は、単に分解できれば良いというものではなく、抽出された要因の含意の検討が極めて重要である。抽出された要因が的確な意味付けを持つものでなければ、要因分解は意味を持たない。こうした視点から、本稿ではジニ係数による要因分解の手法を、抽出された要因の含意を中心に検討する。

本稿は、次いで、検討した要因分解の手法を、賃金の都道府県間格差に適用する。都道府県間格差としてもっとも取り上げられるのは、県民所得の都道府県間格差である。本稿で賃金の都道府県間格差を取り上げるのは、地域間格差がなぜ生じているかという視点から考える時、所得等の様々な概念の地域間格差がある中で、賃金の格差がもっともコアにあるからである。

本稿の構成は、ジニ係数の要因分解の検討を行った第1章から第5章と、要因分解を2004年の賃金の地域間格差に適用した第6章、第7章に分かれる。

ジニ係数には様々な定式化がある。それらの定式化は有益であるが難しさもある。「第1章 ジニ係数の定式化」では、主要な定式化を紹介しつつ、ジニ係数の含意について示すとともに、以下の本稿で使用する定式化を提示する。第2章は、わが国では行われていないジニ係数のサブグループによる要因分解について検討を行う。これによる要因分解の寄与度は、他の「要因を平等な状態にした時」のジニ係数や、当該「要因を平等な状態にした時」のジニ係数に一致する。サブグループによる要因分解は、このような「要因を平等な状態にした時」のジニ係数を用いた説明ができ、含意が明瞭であるが、その有用性は、グループ間の重なりがあるか否か等によって、変わってくるという指摘を行う。第3章では、構成所得の準ジニ係数による要因分解について検討し、含意は不明瞭であり、総所得の分布との関係からの意味付けを与えるしかないとの指摘を行う。第4章では、地域間格差の要因を、労働者属性 X （「純粋な賃金格差」、「労働者構成の相違」）のマトリクスで表し

た、要因マトリクスの作成について検討を行い、2つの方法を示す。方法 A では、労働者属性別合計は、労働者属性別賃金を構成所得とする準ジニ係数による分解に一致するが、「労働者構成の相違」による寄与度の含意に問題があることを指摘し、これを修正したものを方法 B として提示する。第 5 章では、「要因を平等な状態にした時」の不平等度による寄与度の定式化を行う。第 3 章、第 4 章と異なり、この場合には交差項が生じるが、寄与度の含意は明確であり、交差項が小さい場合には、ジニ係数の要因分解としても有益であるとの指摘を行う。

第 6 章で都道府県間格差における賃金の格差の位置付け、使用する賃金統計等について示した後、第 7 章は、2004 年の賃金の都道府県間格差に対して、要因分解の適用を行う。

1. ジニ係数の定式化

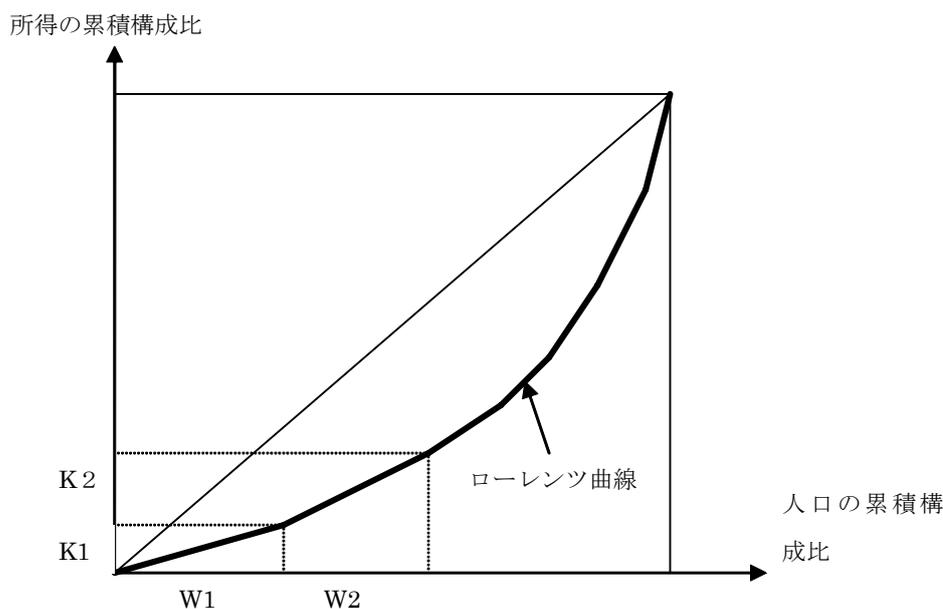
ジニ係数は、ローレンツ曲線との関係で表す視覚的な分かりやすさから、広く用いられる一方、多くの研究者が、ジニ係数の含意を巡り様々な数式表現を行ってきた。

本章では、主要な定式化を示しジニ係数の意味付けについて検討するとともに、以下の章で用いる定式化を示す。

1.1 ローレンツ曲線との関係

所得の不平等度を見るうえで、ローレンツ曲線による表現は、視覚的にわかり易い。ローレンツ曲線とは、所得の小さいほうから人口を並べて置いて、X軸に人口の累積構成比を、Y軸に所得の累積構成比をとったものである。対角線が完全平等な状態であり、ジニ係数は、対角線とローレンツ曲線で囲まれた部分の面積の2倍である。

図 1-1 ローレンツ曲線（概念図）



ジニ係数の計算で最も多く用いられているのが、このローレンツ曲線と X 軸で囲まれた部分の面積を、三角形と複数の台形に分けて計算することである。

人口を所得の低いものから並べ、i 番目の人の所得を y_i とし、平均所得を、 $\mu = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i$

で表すと、 $\sum_{j=1}^i \frac{y_j}{n\mu}$ は i 番目の人までの累積所得構成比を示すから、ジニ係数は次のように

示される。なお、 $y_o = 0$ とおいている。

$$G = 2 \left\{ \frac{1}{2} - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \left(\sum_{j=1}^i \frac{y_j}{n\mu} + \sum_{j=1}^{i-1} \frac{y_j}{n\mu} \right) \right\} \dots \dots \dots (1-1)$$

1.2 社会的厚生との関係

(1-1)式より、

$$\begin{aligned} G &= 1 - \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} \left(2 \sum_{j=1}^i \frac{y_j}{n\mu} - \frac{y_i}{n\mu} \right) = \frac{1}{n^2\mu} \left(n \sum_{i=1}^n y_i - 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^i y_j + \sum_{i=1}^n y_i \right) \\ &= \frac{1}{n^2\mu} \left(\sum_{i=1}^n (n+1)y_i - 2 \sum_{i=1}^n (n+1-i)y_i \right) \dots \dots \dots (1-2) \end{aligned}$$

(1-2)式から、Sen(1973)の定式化である次の(1-3)式が導かれる。ジニ係数で差し引かれている第2項は、各所得 y_i に、所得順位 i と逆方向のウェイト $(n+1-i)$ を与え集計したものである。すなわち、第2項は、貧しいものの所得により大きなウェイトを与えるという社会的厚生と関連付けて見ることができる。ジニ係数は、定額からこの社会的厚生を差し引いたものとして表現されることになる。

$$G = \frac{(n+1)}{n} - \frac{2}{n^2\mu} \sum_{i=1}^n (n+1-i)y_i \dots \dots \dots (1-3)$$

また、(1-2)式から、次のような定式化も行える。これにより、ジニ係数が示す不平等度は、豊かなものにより大きなウェイトを与えて集計したものから、定額を差し引いたものであると、表現されることになる。

$$G = \frac{1}{n^2\mu} \sum_{i=1}^n \{2i - (n+1)\}y_i \dots \dots \dots (1-4)$$

$$= \frac{2}{n^2\mu} \sum_{i=1}^n iy_i - \frac{(n+1)}{n} \dots \dots \dots (1-5)$$

1.3 所得とその順位との共分散

(1-3)式、(1-5)式の定式化から、ジニ係数には、所得の順位が重要な役割を果たすことが分かる。そこで、所得とその順位との共分散を用いると、Stuart(1954)による、次の定式化が出来る。表計算ソフト等で共分散が計算できるのであれば¹、これがジニ係数の最も容易な計算方法であろう。

$$\begin{aligned} \text{Cov}(y_i, i) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i - \mu)(i - \bar{i}) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n iy_i - \frac{\bar{i}}{n} \sum_{i=1}^n y_i \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n iy_i - \frac{n+1}{2} \mu \\ \sum_{i=1}^n iy_i &= n\text{Cov}(y_i, i) - \frac{(n+1)n}{2} \mu \quad \dots \dots \dots (1-6) \end{aligned}$$

(1-5)式に(1-6)式を代入、

$$\begin{aligned} G &= \frac{2}{n^2 \mu} \left\{ n\text{Cov}(y_i, i) - \frac{(n+1)n}{2} \mu \right\} - \frac{(n+1)}{n} \\ &= \frac{2\text{Cov}(y_i, i)}{n\mu} \quad \dots \dots \dots (1-7) \end{aligned}$$

1.4 平均差による表現

Gini (1912) が初めに示した定式化は、以上のものとは異なり、以下のような平均差による表現である。これまでの定式化の表現では、所得を低いものから順序付けしていたが、平均差による表現では、順序付けは不要である。平均差による表現は、定式化としては簡明であるが、絶対値を使うため、要因分解等で扱いにくい面もある。

$$\begin{aligned} \text{絶対平均差} : amd &= \frac{1}{n^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \\ \text{相対平均差} : rmd &= \frac{amd}{\mu} = \frac{1}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \\ G &= \frac{rmd}{2} = \frac{1}{2n^2 \mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \quad \dots \dots \dots (1-8) \end{aligned}$$

¹ Microsoft「Excel」では、「COVAR」という共分散関数がある。

1.5 本稿で使用する定式化

本稿で使用する定式化は、以下の通りである。

1.5.1 個々の所得を用いた定式化

個々の所得 y_i からジニ係数を定式化するには、(1-4)式と(1-8)式の定式化を採用する。

$$G = \frac{1}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n \{2i - (n+1)\} y_i \quad \dots \dots \dots \quad \text{再掲(1-4)}$$

$$G = \frac{1}{2n^2 \mu} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \quad \dots \dots \dots \quad \text{再掲(1-8)}$$

1.5.2 グループごとの人口、平均所得を用いた定式化

グループ ($i=1 \sim L$) ごとの人口 n_i と平均所得 μ_i を用いた場合には、次の(1-4)'式、(1-8)'式のようにジニ係数は定式化されることになる。 $n_i \rightarrow 1$ 、 $\mu_i \rightarrow y_i$ 、 $L \rightarrow n$ とすれば、(1-4)式と(1-4)'式が等しいこと、(1-8)式と(1-8)'式が等しいことが確かめられる。

$$G = \frac{1}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^L \left(\sum_{j=1}^i n_j - \sum_{j=i}^L n_j \right) n_i \mu_i \quad \dots \dots \dots \quad (1-4)'$$

$$G = \frac{1}{2n^2 \mu} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^L n_i n_j |\mu_i - \mu_j| \quad \dots \dots \dots \quad (1-8)'$$

(1-4)'式と(1-8)'式が等しいことは、次のように確かめられる²。

(1-8)'式は、所得が小さいものから順に並べても、一般性を失わない。すなわち、

$$i \leq j \Rightarrow \mu_i \leq \mu_j \quad \text{とすると、}$$

$$\begin{aligned} (1-8)' \text{式} &= \frac{1}{2n^2 \mu} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^L n_i n_j |\mu_i - \mu_j| \\ &= \frac{1}{2n^2 \mu} \sum_{i=1}^L \left\{ \sum_{j=1}^i n_i n_j (\mu_i - \mu_j) - \sum_{j=i+1}^L n_i n_j (\mu_i - \mu_j) \right\} \end{aligned}$$

² $n_i \rightarrow 1$ 、 $\mu_i \rightarrow y_i$ 、 $L \rightarrow n$ とすれば、同様に(1-4)式と(1-8)式が等しいことが確かめられる。

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{2n^2\mu} \sum_{i=1}^L \left\{ 2 \sum_{j=1}^i n_i n_j (\mu_i - \mu_j) - \sum_{j=1}^L n_i n_j (\mu_i - \mu_j) \right\} \\
&= \frac{1}{n^2\mu} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^i n_i n_j (\mu_i - \mu_j) \\
&= \frac{1}{n^2\mu} \left\{ \sum_{i=1}^L n_i \mu_i \sum_{j=1}^i n_j - \sum_{i=1}^L n_i \sum_{j=1}^i n_j \mu_j \right\} \\
&= \frac{1}{n^2\mu} \left\{ \sum_{i=1}^L n_i \mu_i \sum_{j=1}^i n_j - \sum_{i=1}^L n_i \mu_i \sum_{j=i}^L n_j \right\} \\
&= \frac{1}{n^2\mu} \left\{ \sum_{i=1}^L \left(\sum_{j=1}^i n_j - \sum_{j=i}^L n_j \right) n_i \mu_i \right\} = (1-4)' \text{式}
\end{aligned}$$

1.5.3 グループごとの人口構成比、総所得構成比を用いた定式化

さらに、グループごとの人口構成比 ($WT_i = n_i / \sum_{i=1}^L n_i$)、総所得構成比

($KT_i = n_i \mu_i / \sum_{i=1}^L n_i \mu_i$) を用いると、ジニ係数は次のように定式化される。

$$G = \sum_i \left(\sum_{j=1}^i \frac{n_j}{n} - \sum_{j=i}^L \frac{n_j}{n} \right) \frac{n_i \mu_i}{n \mu} = \sum_i \left(\sum_{j=1}^i WT_j - \sum_{j=i}^L WT_j \right) KT_i \quad \dots (1-4)''$$

$$G = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^L \left| \frac{n_i n_j \mu_i}{n^2 \mu} - \frac{n_i n_j \mu_j}{n^2 \mu} \right| = \frac{1}{2\mu} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^L WT_i WT_j |\mu_i - \mu_j| \quad \dots (1-8)''$$

$$= \frac{1}{2} \sum_i \sum_{j=1}^L |WT_j KT_i - WT_i KT_j| \quad \dots (1-8)'''$$

2. サブグループによる要因分解

ジニ係数で研究が進められてきた今一つの課題は、その要因分解である。ジニ係数をローレンツ曲線で表現すれば、X軸が累積人口構成比、Y軸は累積所得構成比であり、ジニ係数の要因分解は、①X軸の人口をサブグループに分けるものと、②Y軸の所得を構成所得 (income source) で分けるものがある³。わが国では、要因分解の手法については検討がほとんど行われていないが、指標を使用する場合に指標の含意が重要であるように、要因分解に当たっても、分解された要因等の含意について検討することが重要である。

本章では、サブグループによる要因分解について、抽出される要因の含意を中心に検討する。

2.1 タイル指標、対数分散の要因分解

わが国で、サブグループによるジニ係数の要因分解はほとんど行われていない。不平等度をサブグループで分解したい時には、タイル指標や対数分散が用いられることが多い。

2.1.1 タイル指標の要因分解

タイル指標⁴ (T) は、グループ i ($=1\sim L$) の構成員 j ($=1\sim n_i$) の所得を $y_{i,j}$ 、全体

³ 通常、前者をサブグループによる要因分解、後者を構成所得による要因分解と言う。

⁴ タイル指標は、Henri Theilにより開発された指標であり、Claude Shannonによる情報理論のエントロピーから導かれる。情報理論のエントロピーとは、試行結果の曖昧さを図ることにより、試行の情報量を定義したものである。N個の事象のうち、事象*i*が起きる確率を p_i とすると ($\sum_{i=1}^n p_i = 1$)、エントロピー (H) は、 $H = -\sum_{i=1}^n p_i \ln p_i$ と表される。あ

る1つの事象が確実に起きる (他の事象の発生確率ゼロ) 時 $H = 0$ であり、全ての事象の起きる確率が均等 (どの事象が起きるか最も分からない) の時 $H = \ln n$ になり、エントロピーは最大になる。さて、 n 人の人がおり、 i 氏の所得を y_i 、全体の平均所得を μ として、

全ての人の所得の合計から1円を取り出す場合に、誰の所得の中から取り出されることになるかを考えて見る。 i 氏の所得から取り出される確率は、 $p_i = \frac{y_i}{n\mu}$ となり、これから以下

のように、エントロピーを計算しタイル指標 (T) との関係を示すことができる。すなわち、

所得が1人に集中している時、エントロピーはゼロであり、タイル指標 (T) は $\ln n$ で最大となる。全ての人の所得が平等の時、エントロピーは $\ln n$ で最大になり、タイル指標は0となる。

の構成員数を $n \left(= \sum_{i=1}^L n_i \right)$ 、平均所得を $\mu \left(= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{n_i} y_{i,j} \right)$ として、次のように表される。

$$T = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{i,j}}{\mu} \ln \left(\frac{y_{i,j}}{\mu} \right) \quad \dots \dots \dots \quad (2-1)$$

グループ i の平均所得を、 $\mu_i \left(= \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{i,j} \right)$ とすると、タイル指標による不平等度は、

以下のように、グループ内の不平等度 (T_i^{IN}) とグループ間の不平等度 (T^{BW}) に分解される。

$$\begin{aligned} T &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{n_i} \frac{\mu_i}{\mu} \frac{y_{i,j}}{\mu_i} \left\{ \ln \left(\frac{y_{i,j}}{\mu_i} \right) + \ln \left(\frac{\mu_i}{\mu} \right) \right\} \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^L \frac{\mu_i}{\mu} \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{i,j}}{\mu_i} \ln \left(\frac{y_{i,j}}{\mu_i} \right) + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^L \frac{\mu_i}{\mu} \ln \left(\frac{\mu_i}{\mu} \right) \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{i,j}}{\mu_i} \\ &= \sum_{i=1}^L \frac{n_i \mu_i}{n \mu} \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} \frac{y_{i,j}}{\mu_i} \ln \left(\frac{y_{i,j}}{\mu_i} \right) + \sum_{i=1}^L \frac{n_i \mu_i}{n \mu} \ln \left(\frac{\mu_i}{\mu} \right) \\ &= \sum_{i=1}^L \frac{n_i \mu_i}{n \mu} T_i^{IN} + T^{BW} \quad \dots \dots \dots \quad (2-2) \end{aligned}$$

2.1.2 対数分散の要因分解

対数分散 (LV) は、グループ i ($=1 \sim L$) の構成員 j ($=1 \sim n_i$) の対数所得を $ly_{i,j}$ 、対

数所得の全体の平均を $l\mu \left(= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{n_i} ly_{i,j} \right)$ として、次のように表される。

$$H = - \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n\mu} \ln \frac{y_i}{n\mu} = - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\mu} \ln \frac{y_i}{\mu} + \ln n = -T + \ln n$$

$$LV = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{n_i} (ly_{i,j} - l\mu)^2 \quad \dots \dots \dots \quad (2-3)$$

対数所得のグループ i の平均を、 $l\mu_i \left(= \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} ly_{i,j} \right)$ とすると、対数分散による不平等度

は、以下のように、グループ内の不平等度 (LV_i^{IN}) とグループ間の不平等度 (LV^{BW}) に分解される。

$$\begin{aligned} LV &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{n_i} \{ (ly_{i,j} - l\mu_i) + (l\mu_i - l\mu) \}^2 \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{n_i} (ly_{i,j} - l\mu_i)^2 + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^L n_i (l\mu_i - l\mu)^2 \\ &= \sum_{i=1}^L \frac{n_i}{n} \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} (ly_{i,j} - l\mu_i)^2 + \sum_{i=1}^L \frac{n_i}{n} (l\mu_i - l\mu)^2 \\ &= \sum_{i=1}^L \frac{n_i}{n} LV_i^{IN} + LV^{BW} \quad \dots \dots \dots \quad (2-4) \end{aligned}$$

2.2 ジニ係数のサブグループ分解

以上のように、タイル指標、対数分散による不平等度は、ともにグループ内の不平等度とグループ間の不平等度による要因に分解され、グループ内の不平等度の寄与度は、グループ内の不平等度に、グループの占める構成比（タイル指標の場合、所得構成比、対数分散の場合人口構成比）を乗じたものになっている。

これに対し、ジニ係数の場合には、必ずしもタイル指標や対数分散のように、グループ内の不平等度とグループ間の不平等度の要因に分解できない。これが、ジニ係数のサブグループによる要因分解が行われていない理由である。

ジニ係数が所得の順位と関係しており、タイル指標等のようなサブグループによる要因分解ができるか否かは、集団全体での所得順位が、グループ間で重なるか、重ならないかに依存する。

2.2.1 グループ間で所得順位の重なり合いがない場合

グループ間で所得順位の重なり合いがない場合には、ジニ係数は、タイル指標等と同様に、グループ内の不平等度とグループ間の不平等度に、分解することができる。

グループ i ($=1\sim L$) の構成員 j ($=1\sim n_i$) の所得を $y_{i,j}$ 、グループ i の平均所得を μ_i とし、各グループ及びその構成員が次のように並べられているとする。

①全てのグループで、その集団内の構成員を所得の小さい順から並べる。

$$\text{if } j_1 \leq j_2 \quad \text{then} \quad y_{i,j_1} \leq y_{i,j_2}$$

②グループを平均所得の小さい順から並べる。

$$\text{if } i_1 \leq i_2 \quad \text{then} \quad \mu_{i_1} \leq \mu_{i_2}$$

集団全体での所得順位が、グループ間で重ならない場合、全ての i について、 $y_{i,n_i} \leq y_{i+1,1}$

であり、 $y_{i,j}$ の集団全体での順位は $\left(\sum_{k=1}^{i-1} n_k + j\right)$ となる。従って、集団全体のジニ係数 (G_{Nol}) は、(1-4)式の定式化から、次のように表すことができる。

$$G_{Nol} = \frac{1}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{n_i} \left\{ 2 \left(\sum_{k=1}^{i-1} n_k + j \right) - (n+1) \right\} y_{i,j} \quad \dots \dots \dots (2-5)$$

$$\text{(参考)} \quad G = \frac{1}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n \{ 2i - (n+1) \} y_i \quad \dots \dots \dots \text{再掲(1-4)}$$

グループ i の平均所得を、 $\mu_i \left(= \frac{1}{n_i} \sum_{j=1}^{n_i} y_{i,j} \right)$ と表すと、ジニ係数 G_{Nol} は、次のように、

グループ内の不平等 G_{Nol}^{IN} とグループ間の不平等 G_{Nol}^{BW} による要因に分解することができる。

$$\begin{aligned} G_{Nol} &= \frac{1}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{n_i} \left\{ 2j - (n_i + 1) + 2 \sum_{k=1}^{i-1} n_k + (n_i - n) \right\} y_{i,j} \\ &= \frac{1}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{n_i} \{ 2j - (n_i + 1) \} y_{i,j} + \frac{1}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^L \left\{ 2 \sum_{k=1}^{i-1} n_k + (n_i - n) \right\} \sum_{j=1}^{n_i} y_{i,j} \\ &= \sum_{i=1}^L \frac{n_i^2 \mu_i}{n^2 \mu} \frac{1}{n_i \mu_i} \sum_{j=1}^{n_i} \{ 2j - (n_i + 1) \} y_{i,j} + \frac{1}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^L \left\{ \sum_{k=1}^i n_k - \sum_{k=i}^L n_k \right\} n_i \mu_i \\ &\quad \dots \dots \dots (2-6) \end{aligned}$$

$$G_i^{IN} = \frac{1}{n_i^2 \mu_i} \sum_{j=1}^{n_i} \{2j - (n_i + 1)\} y_{i,j} \quad \dots \dots \dots \quad (2-7)$$

$$G^{BW} = \frac{1}{n^2 \mu_y} \sum_{i=1}^L \left\{ \sum_{k=1}^i n_k - \sum_{k=i}^L n_k \right\} n_i \mu_i \quad \dots \dots \dots \quad (2-8)$$

(参考) グループごとの人口、平均所得を用いた定式化

$$G = \frac{1}{n^2 \mu} \sum_i^L \left(\sum_{j=1}^i n_j - \sum_{j=i}^L n_j \right) n_i \mu_i \quad \dots \dots \quad \text{再掲(1-4)'}$$

(2-6)式に、(2-7)式、(2-8)式を代入

$$G_{NoI} = \sum_{i=1}^L \frac{n_i^2 \mu_i}{n^2 \mu_y} G_i^{IN} + G^{BW} \quad \dots \dots \dots \quad (2-9)$$

以上のように、集団全体での所得順位がグループ間で重ならない場合には、ジニ係数は、タイル指標や対数分散と同様に、グループ内の不平等度とグループ間の不平等度による要因に分解することができる。但し、グループ内不平等度の寄与度の算出に用いるグループが占める構成比は、ジニ係数の場合には、人口構成比と所得構成比の積である。

要因分解で抽出された $\frac{n_i^2 \mu_i}{n^2 \mu_y} G_i^{IN}$ は、グループ内不平等度を示すジニ係数 G_i^{IN} をウェ

イト付けしたものであり、グループ内不平等度による影響としての意味付けを持っている。同様に G^{BW} は、グループ間不平等度としての意味付けを持っている。また、抽出された要因には、他の要因が平等な状況にある場合の集団全体の不平等度、当該要因を平等な状態にした場合の集団全体の不平等度の減少幅という意味付けも与えることもできる。例えば、グループ i のグループ内不平等度の寄与度は、グループ i の構成員の所得 $y_{i,j}$ をそのグループの平均所得 μ_i に等しくした場合 (=グループ内の不平等度 0) の、集団全体のジニ係数の低下幅に等しい。

2.2.2 グループ間で所得順位の重なり合いがある場合

グループ間で所得順位の重なり合いがある場合、ジニ係数は、グループ内不平等度とグループ間不平等度による要因に分解出来ず、両者の相互作用による交差項 (interaction,

crossover) が残る。

$$G_{Olp} = \sum_{i=1}^L \frac{n_i^2 \mu_i}{n^2 \mu_y} G_i^{IN} + G^{BW} + R \quad \dots \dots \dots (2-10)$$

グループ間で重なり合いがある場合、交差項がなぜ生じるかは、次のように説明できる。例えば、i 番目と (i+1) 番目のグループが重なり合っており、 $y_{i,n_i} > y_{i+1,1}$ となっているとする。(1-4)式を用いると、 G_{Olp} の第1項と第2項の合計、すなわち G_{Nol} で示されるジニ係数は、 y_{i,n_i} に $\left(\sum_{k=1}^i n_k\right)$ の順位を、 $y_{i+1,1}$ に $\left(\sum_{k=1}^i n_k + 1\right)$ の順位を与えて計算している。しかし、集団全体の正しい所得順位は、 y_{i,n_i} が $\left(\sum_{k=1}^i n_k + 1\right)$ 、 $y_{i+1,1}$ が $\left(\sum_{k=1}^i n_k\right)$ であり、ジニ係数 G_{Olp} にするためには、両者の順位を入れ替える必要がある。この順位の入替への影響の大きさを示すのが、交差項である。

$$G_{Nol} = \frac{1}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^L \sum_{j=1}^{n_i} \left\{ 2 \left(\sum_{k=1}^{i-1} n_k + j \right) - (n+1) \right\} y_{i,j} \quad \dots \dots \dots \text{再掲(2-5)}$$

グループ間の重なり合いがある場合にでも、(2-10)式の第1項、第2項は、グループ内不平等度による影響、グループ間不平等度による影響としての意味付けを持っており、第3項である交差項も、グループ間の重なり合いによる影響としての意味付けを持っている。階層間の所得格差が極めて大きい社会では、グループ間の重なりが生じにくい。こうした社会の格差を分析する場合には、交差項が階層間の重なりを表すものとして重視されることがある。しかし、グループ間の所得格差が小さい状況で、不平等度をグループ内格差とグループ間格差に分けることを意図して分析する場合には、不平等度の多くが、問題意識にないグループ間の重なりで説明されてしまうため、ジニ係数によるサブグループ分解は使いにくい。

また、グループ間で重なり合いがある場合には、抽出された要因は、他の要因が平等な状況にある場合の不平等度、抽出された要因を平等な状態にした場合の不平等度の減少幅といった意味を持たない。例えば、グループ i の構成員の所得 $y_{i,j}$ をそのグループの平均所

得 μ_i に等しくすると、グループ間の重なり合いの変化により交差項も変化する⁵。

従って、ジニ係数のサブグループによる要因分解で抽出された要因は、それなりの意味を持つが、グループ間の重なり合いがある状況では、タイル指標やジニ係数に比べると、意味付けが乏しいということになる。

⁵ 交差項は、グループ間で重なり合いが起きない順序付けと、集団全体での実際の順序付けとの相違から生じる。グループ i の所得の均一化の前後で、前者は変化しない一方、後者は変化する。従って、交差項は変化する。

3. 構成所得による要因分解—準ジニ係数

サブグループによる要因分解は、わが国ではほとんど行われていない。わが国でジニ係数の要因分解といえば、構成所得別要因分解であり、構成所得の準ジニ係数を用いて行われる。

前章では、サブグループによる分解について、①グループ間の重なり合いがない場合にはタイル指標と同様な分解が可能、②グループ間の重なり合いがある場合には意味付けが乏しくなると指摘した。しかし、準ジニ係数による要因分解は、サブグループ別要因分解と比べても、抽出された要因の意味付けが不明瞭である。

本節は、準ジニ係数の含意について説明した後、準ジニ係数による要因分解で抽出された要因には、「要因を平等な状況にした場合」の全体のジニ係数という意味付けを与えることができないことを指摘し、準ジニ係数の含意を生かした、総所得の水準が高い構成員への構成所得の集中の程度という意味付けを与えることしかできないことを示す。

3.1 準ジニ係数とその含意

準ジニ係数の利用は、わが国では後述のジニ係数の要因分解にほとんど限られているように思われる。準ジニ係数は、**quasi-Gini coefficient**⁶の邦訳であり、擬似ジニ係数とも呼ばれる。ジニ係数は所得の順序付けが重要な役割を果たすが、準ジニ係数の場合には、この順序付けが他の指標で行われることになる。これにより、準ジニ係数は、2つの指標の分布の間の関係を示す指標として、海外ではジニ係数の要因分解に留まらず広く用いられる。

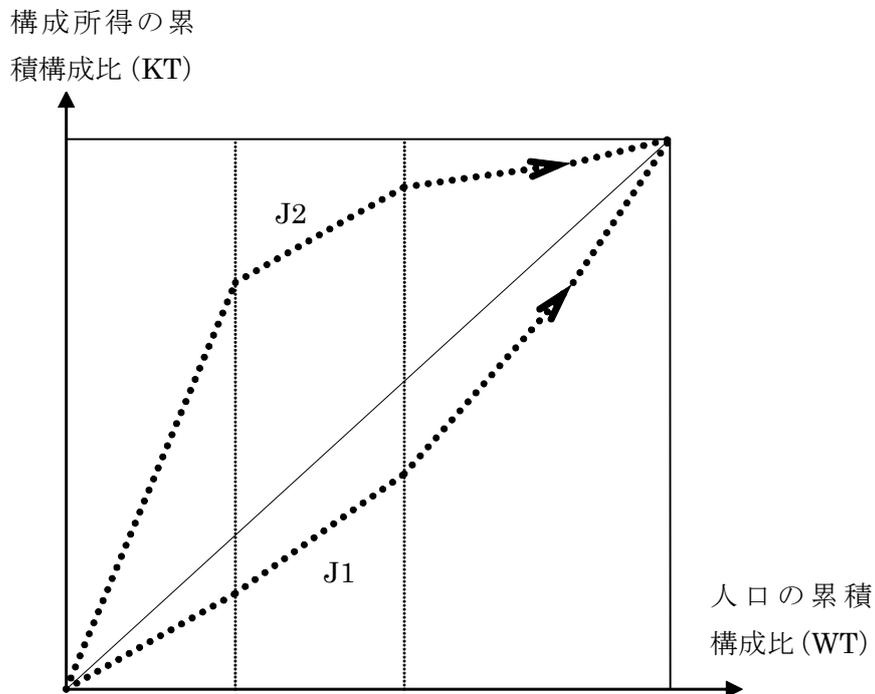
海外では、準ジニ係数には **Concentration Index** という用語が用いられるようになってきており、ジニ係数の場合のローレンツ曲線に対応する曲線は、準ジニ係数の場合には、**Concentration curve** と呼ばれる。準ジニ係数、擬似ジニ係数という用語は、ジニ係数のまがいものといった用語であり、必ずしも適切な命名とは思われない。むしろジニ係数を、準ジニ係数のうち特殊なものとして位置付けることもできるであろう。しかし、準ジニ係数という用語が一般的に使用されているため、本稿でも引き続きこれを使用する。しかし、**Concentration curve** については、まだ邦訳が当てられていないようなので、とりあえず直訳で「集中度曲線」という用語を使用する。

準ジニ係数は、ジニ係数と同様に、対角線と集中度曲線で囲まれた部分の面積の2倍である。但し、ジニ係数の範囲は0から1であるが、準ジニ係数の範囲は-1から1であり、0が完全平等の状態、-1と1が極端な不平等の状況である。ジニ係数の共分散による定式化から類推されるように、準ジニ係数の大きさは、指標の大きさと他の指標の順位の共分散に関係し、指標間で正の相関がある時、準ジニ係数はプラス、指標間で負の相関がある

⁶ pseudo-Gini coefficient と呼ばれる。

時、準ジニ係数はマイナスになる。

図 3-1 構成所得の集中度曲線（概念図）



準ジニ係数の使用例として、良く用いられる医療経済学の分野での例を挙げてみよう。集中度曲線の X 軸には、地域を所得の低い順から並べた累積人口構成比を取る。Y 軸には、対応する地域の健康状態や医療施設の指標の累積構成比を取る。これにより、地域間の健康状態や医療施設の分布に、所得に関連した不平等があるかどうかを見ることができる。

3.2 準ジニ係数による要因分解

構成所得の準ジニ係数を用いた要因分解は、次のように定式化できる。

総所得の低い順から並べ、i 番目の構成員の総所得を y_i とすると、総所得のジニ係数 (G) は次のように表される。

$$G = \frac{1}{n^2 \mu} \sum_{i=1}^n \{2i - (n+1)\} y_i \quad \dots \dots \dots \quad \text{再掲(1-4)}$$

総所得は、c個の構成所得からなるとし、構成員を総所得の順に並べた場合のi番目の構成員の構成所得f (=1~c)の所得を y_i^f とする。例えば、県民所得の都道府県間格差の場合、構成員iは個々の都道府県であり、構成所得fは雇用者報酬、財産所得、企業所得である。構成所得fの準ジニ係数は、(1-4)式の総所得(y_i)及びその構成員間の平均所得(μ)を、構成所得fのもの(y_i^f 、 μ^f)に置き換えたものであり、次のようになる。

$$y_i = \sum_{f=1}^c y_i^f, \quad \mu^f = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i^f, \quad \mu = \sum_{f=1}^c \mu^f \quad \dots \dots \quad (3-1)$$

$$C^f = \frac{1}{n^2 \mu^f} \sum_{i=1}^n \{2i - (n+1)\} y_i^f \quad \dots \dots \dots \quad (3-2)$$

(1-4)式に、(3-1)式を代入して整理することにより、ジニ係数は、(3-3)式のように準ジニ係数の加重平均として要因分解できる。

$$G = \sum_{f=1}^c \frac{\mu^f}{\mu} \frac{1}{n^2 \mu^f} \sum_{i=1}^n \{2i - (n+1)\} y_i^f$$

$$= \sum_{f=1}^c \frac{\mu^f}{\mu} C^f \quad \dots \dots \dots \quad (3-3)$$

グループ(i=1~L)ごとの人口構成比、総所得構成比を用いたジニ係数の場合には、構成所得の準ジニ係数による要因分解は、次のようになる。

$$WT_{i\bullet} \quad \dots \quad \text{グループ } i \text{ の人口が、全グループの人口に占める割合}$$

$$KT_{i,f} \quad \dots \quad \text{グループ } i \text{ の構成所得 } f \text{ が、全グループの総所得に占める割合}$$

$$Kf_{f,i} \quad \dots \quad \text{グループ } i \text{ の構成所得 } f \text{ が、全グループの構成所得 } f \text{ に占める割合}$$

$$KT_{i\bullet} = \sum_{f=1}^c KT_{i,f} \quad \dots \quad \text{グループ } i \text{ の総所得が、全グループの総所得に占める割合}$$

$$KT_{\bullet,f} = \sum_{i=1}^L KT_{i,f} \quad \dots \quad \text{全グループの構成所得 } f \text{ が、全グループの総所得に占める割合}$$

$$KT_{i,f} = KT_{\bullet,f} Kf_{f,i} \quad \dots \dots \dots \quad (3-4)$$

ジニ係数は次の(3-5)式のように定式化され⁷、個々の構成所得の準ジニ係数(3-6)式は、(3-5)式の総所得のグループ別構成比 ($KT_{i\bullet}$) を、構成所得のもの ($Kf_{f,i}$) に置き換えることにより得られる。

$$G = \sum_i^L \left(\sum_{j=1}^i WT_{j\bullet} - \sum_{j=i}^L WT_{j\bullet} \right) KT_{i\bullet} \quad \dots \dots \dots \quad (3-5)$$

$$C^f = \sum_i^L \left(\sum_{j=1}^i WT_{j\bullet} - \sum_{j=i}^L WT_{j\bullet} \right) Kf_{f,i} \quad \dots \dots \dots \quad (3-6)$$

準ジニ係数 C^f による要因分解は、次のように示される。

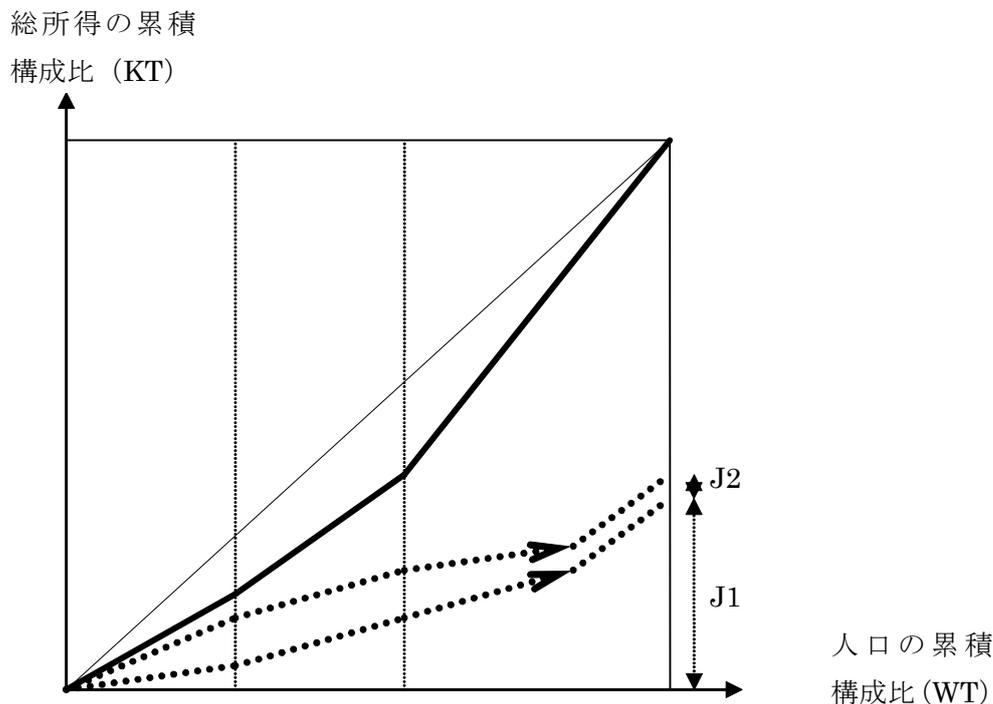
$$\begin{aligned} G &= \sum_i^L \left(\sum_{j=1}^i WT_{j\bullet} - \sum_{j=i}^L WT_{j\bullet} \right) \sum_{f=1}^c KT_{i,f} = \sum_{f=1}^c \sum_i^L \left(\sum_{j=1}^i WT_{j\bullet} - \sum_{j=i}^L WT_{j\bullet} \right) KT_{i,f} \\ &= \sum_{f=1}^c KT_{\bullet,f} \sum_i^L \left(\sum_{j=1}^i WT_{j\bullet} - \sum_{j=i}^L WT_{j\bullet} \right) Kf_{f,i} = \sum_{f=1}^c KT_{\bullet,f} C^f \quad \dots \dots \quad (3-7) \end{aligned}$$

(3-7)式は、例えば、県民所得の都道府県間格差のジニ係数 (G) で言えば、構成所得 f である雇用者報酬、財産所得、企業所得の準ジニ係数 (C^f) を、それら構成所得が県民所得の全国計に占める構成比によりウェイト付けし、集計したものになることを示している。

ジニ係数の構成所得による要因分解の定式化は、サブグループによる要因分解と比べて、定式化が容易である。ローレンツ曲線をスライスしたものから表現すれば、視覚的にも分かりやすい。構成所得による要因分解が多く行われているのは、こうした直感的な理解しやすさがあるためであろう。

⁷ 導出については、(1-4)⁷式参照。

図 3-2 総所得のローレンツ曲線と構成所得



3.3 準ジニ係数による寄与度と「要因を平等な状態にした時」の不平等度

要因分解は、単に数値をいくつかの数値に分ければよいというものではない。抽出された要素が的確な意味を持つよう、定式化が行われる必要がある。要因分解にとって最も重要なのは、要因分解、抽出された要素の含意が的確であることであり、直感的な理解しやすさはこの次とすべきである。

ジニ係数の準ジニ係数による要因分解は、ジニ係数のサブグループによる分解等に比べ、含意が不明瞭である。

まず、ジニ係数、対数分散、タイル指標のサブグループ別要因分解では、サブグループ内の寄与度は、サブグループ内の不平等度という意味も持っている。しかし、要因分解で抽出される構成所得の準ジニ係数は、構成所得の大きさと総所得の順位との相関を示す指標であり、当該構成所得の不平等度を示すものではない。

また、不平等度への寄与度を説明する方法として、「要因を平等な状態にした時」の総所得の不平等度を用いて説明する方法がある。

その一つは、他の要因を平等な状態にした時の総所得の不平等度として、当該要因の寄与度を説明することである。これを、関係を説明する方法 A としよう。もう一つの方法は、当該要因を平等な状態にした時の総所得の不平等度の減少幅として、当該要因の寄与度を

説明することである。これを方法 B としよう。

「2.2.1」で示したように、グループ間で所得順位の重なり合いがない場合のジニ係数のサブグループによる要因分解で抽出された要因の寄与度は、タイル指標、対数分散と同様に、「要因を平等な状態にした場合」の総所得を用いて、方法 A でも方法 B でも説明できる。

しかし、構成所得の準ジニ係数による要因分解の場合には、抽出された寄与度は、以下のように、方法 A でも方法 B でも説明できない。

表 3-3 構成所得の平等化と総所得のジニ係数（構成所得が 2 種類の場合）

		当初の分配	構成所得 g の平等化	構成所得 f の平等化
ジニ係数	構成所得 f	G^f	G^f	$\rightarrow 0$
	構成所得 g	G^g	$\rightarrow 0$	G^g
準ジニ係数	構成所得 f	C^f	$\Rightarrow C_{T-g}^f$	$\rightarrow 0$
	構成所得 g	C^g	$\rightarrow 0$	$\Rightarrow C_{T-f}^g$
所得構成比	構成所得 f	$KT_{\bullet f}$	$KT_{\bullet f}$	$KT_{\bullet f}$
	構成所得 g	$KT_{\bullet g}$	$KT_{\bullet g}$	$KT_{\bullet g}$
寄与度	構成所得 f	$KT_{\bullet f} C^f$	$\Rightarrow KT_{\bullet f} C_{T-g}^f$	$\rightarrow 0$
	構成所得 g	$KT_{\bullet g} C^g$	$\rightarrow 0$	$\Rightarrow KT_{\bullet g} C_{T-f}^g$
総所得のジニ係数		$KT_{\bullet f} C^f + KT_{\bullet g} C^g$	$\Rightarrow KT_{\bullet f} C_{T-g}^f$	$\Rightarrow KT_{\bullet g} C_{T-f}^g$

表 3-3 は、総所得を構成所得 f と g で 2 分し、所得構成比を変化させず⁸、それぞれの構成所得が平等化した時⁹の総所得のジニ係数を示したものである。ここで、 C_{T-g}^f は、構成所得 g が平等化した時の総所得の順位付けによる、構成所得 f の準ジニ係数を表している。 C_{T-f}^g も同様である。構成所得 f の寄与度を、他の構成所得 g を平等化した時の総所得のジニ係数で見ると、 $KT_{\bullet f} C_{T-g}^f$ となる。また、これを、構成所得 f の所得を平等化した時の総所得のジニ係数の減少幅で見ると、 $KT_{\bullet f} C^f + KT_{\bullet g} C^g - KT_{\bullet g} C_{T-f}^g$ となる。これらは、準ジニ係数による要因分解の寄与度 $KT_{\bullet f} C^f$ と必ずしも一致しない。必ずしも一致しないのは、構成所得の平等化により、構成員の総所得の順位付けが変化することがあるためである。平等化した後の総所得の順位付けは、平等化しなかった構成所得の順位付けとなる。従って、一致する条件は、他の構成所得の平等化の場合、総所得の順位付けと構成所得 f の順位付けが一致することである。この場合、構成所得 f の準ジニ係数はジニ係数に一致し、構成所

⁸ 構成所得別の平均所得が変化しない。

⁹ 構成所得 f で言えば、全ての構成員が同額の構成所得 f を持つ状況であり、構成所得 f のジニ係数、準ジニ係数がともにゼロになる状態である。

得 f の不平等度を表すことになる。同様に、構成所得 f の平等化の場合には、総所得の順位付けと他の構成所得の順位付けが一致し、他の構成所得の準ジニ係数がそのジニ係数と一致することが条件となる。

3.4 要因分解の意味付け—総所得が高い構成員への集中の程度

このように意味付けが不明瞭になるのは、構成所得の準ジニ係数が、当該構成所得の分布と総所得の分布との関係を示す指標であり、他の構成所得の平等化等の変化が総所得の順位付けを変化させるならば、当該構成所得の準ジニ係数が変わってくるためである。

これを踏まえると、準ジニ係数による要因分解は、現在の総所得の不平等度に対する寄与度を示すものであり、総所得が現在高い構成員への構成所得の集中の程度を表すという¹⁰、準ジニ係数の本来の意味付けを用いて理解するしかないであろう¹¹。

同様な考え方を示しているのが Podder である。Podder 等は、準ジニ係数はそれのみでは適切な解釈が見つからないとして¹²、(3-3)式を以下の(3-8)式のように書き換え、個々の構成所得の準ジニ係数と総所得のジニ係数との関係に注目することが、構成所得が総所得のジニ係数へ与える影響を解釈する唯一の方法としている。これにより、準ジニ係数は、総所得の分配との関係で、構成所得の影響の符号を決める役割を果たすことになる。構成所得 f が総所得に完全に比例している場合、構成所得 f の準ジニ係数は総所得のジニ係数に等しく¹³、構成所得 f は総所得の分配に全く影響を与えていない。総所得の集中度を上回って、構成所得 f が総所得の高い構成員に集中していれば、構成所得 f の準ジニ係数は総所得のジニ係数を上回り、構成所得 f は総所得の不平等度を高めることになる。

$$\sum_{f=1}^c \frac{\mu^f}{\mu} (C^f - G) = 0 \quad \dots \dots \dots (3-8)$$

Podder は、さらに重要な結果として、Larman and Yitzhaki を引用し、構成所得 f の

¹⁰ ここで「総所得が現在高い」としているのは、「要因を平等な状態にした場合」の総所得ではないことを示すためである。なお総所得が現在低い構成員へ、構成所得が集中している場合は、準ジニ係数はマイナスになる。

¹¹ ジニ係数の要因分解で「要因を平等な状態にした不平等度」を用いた説明ができないのは、準ジニ係数による要因分解だけではない。不平等度の指標分析では、構成比による影響の調整がしばしば行われるが、ジニ係数の場合、これにより抽出された要因を、「要因を平等な状態にした不平等度」を用いて説明することができない。補論 「要因を平等な状態にした場合の不平等度」とジニ係数を参照。

¹² C_k s as such are not amenable to any sensible interpretation and it is not possible to determine the exact contribution of any component unambiguously. (Podder,1993)

¹³ この場合、構成所得 f のジニ係数にも等しい。

集中度曲線が不変のまま、平均所得 μ^f が変化した場合の所得分配 G への影響を、以下のよう
に弾力性 η^f で示し、弾力性は、全体の所得分配不平等度に対する、構成所得 f の相対的
な重要度を示すものとして有益であるとしている。

$$G = \sum_{f=1}^c \frac{\mu^f}{\mu} C^f \quad \dots \dots \dots \quad \text{再掲(3-3)}$$

$$\frac{dG}{d\mu^f} = \frac{\partial G}{\partial \mu^f} + \frac{\partial G}{\partial \mu} \frac{d\mu}{d\mu^f} = \frac{C^f}{\mu} - \sum_{f=1}^c \frac{\mu^f}{\mu^2} C^f = \frac{C^f - G}{\mu}$$

$$\eta^f = \frac{\mu^f}{G} \frac{dG}{d\mu^f} = \frac{1}{G} \frac{\mu^f}{\mu} (C^f - G)$$

$$\sum_{f=1}^c \eta^f = \frac{1}{G} \sum_{f=1}^c \frac{\mu^f}{\mu} (C^f - G) = 0 \quad \dots \dots \dots \quad (3-9)$$

構成所得の準ジニ係数による要因分解に意味付けを与えるには、総所得の分布との関係
に注目するしかないというのは、本稿と同様の考え方である。但し、(3-8)式のような定式
化は必ずしも必要ない。構成所得 f が総所得に比例している場合、すなわち、構成所得 f
が総所得と同様な不平等な分布をしている場合に、構成所得 f が総所得の所得分配に全く
影響を与えていないと考える必要はない。このような場合、構成所得 f の平均所得の変化
が総所得の不平等度を変化させることはないが、これをもって、構成所得 f が総所得の分
配に全く影響を与えていないと捉える必要はない。構成所得 f が総所得と同様な集中の仕
方をしているのなら、構成所得 f の準ジニ係数は総所得のジニ係数と等しく、構成所得 f
の寄与度は、総所得のジニ係数と構成比の積になる。総所得の集中を上回って、構成所得
 f が総所得の高い構成員に集中するならば¹⁴、構成所得 f の準ジニ係数は総所得のジニ係数
を上回り、構成所得の寄与度は、総所得のジニ係数と構成比の積を上回ることになる、と
いう捉え方で良い。

注目したいのは、Podder は、構成所得 f の重要度を示す弾力性を、集中度曲線が不変
なままとの条件の下で定式化していることである。準ジニ係数が等しくても、集中度曲線
は異なり得る。集中度曲線が不変であるということは、準ジニ係数 C^f が等しいことに留ま
らず¹⁵、構成所得 f の平均所得 μ^f が変化しても総所得の順序付けが変化しないことを意味
する。通常、構成所得 f の平均所得が変化すると、総所得の順序付けも変化する。例えば、
全ての構成員の構成所得 f の大きさが2倍になった時を考えよう。構成所得 f が2倍にな

¹⁴ 構成所得の準ジニ係数は、総所得のジニ係数を上回ることになる。
¹⁵ 但し、Podder の記述は、定理として、「集中度曲線が変化しない」ことを条件に掲げる
一方、その証明では、「準ジニ係数が変化しない」ことを条件に掲げており、不明瞭である
が、本文で述べているように、単に準ジニ係数が変化しないという条件では、構成所得 f
の変化により、全体の所得の順序付けが変化し、 f 以外の構成所得の準ジニ係数が変化し
得ることになる。

ることにより、当初に構成所得 f のウェイトが大きかった構成員ほど総所得の増加は大きくなり、通常、総所得による順序付けは変化する¹⁶。構成所得の重要度を示す弾力性の定式化が成立するのは、構成所得の平均所得 μ^f が変化した時に総所得の順位付けが変化しない場合のみである。前節で示したように、準ジニ係数による要因分解による構成所得の寄与度は、通常、「構成所得を平等にした状態の不平等度」による説明はできず、説明ができるのは、構成所得を平等にした時に総所得の順位付けが変化しない場合のみである。

すなわち、構成所得の重要度を示す弾力性の定式化は、準ジニ係数の要因分解で「要因を平等な状態にした総所得の不平等度」を用いた説明が可能になる場合と、同様な条件を必要としている。これらの条件の現実妥当性を問題にするよりも、構成所得の寄与度は現在の総所得の不平等度に対するものであり、構成所得の準ジニ係数は現在の総所得が高い構成員への（当該構成所得の）集中の程度を表すとした方が理解しやすいと考えられる。

¹⁶ 例えば、年金支給額が2倍になった時の、家計所得の分布への影響を考えれば良い。

4. 賃金の地域間格差－要因マトリクス

わが国で賃金格差として先ず指摘されるのは、性・年齢別、産業・企業規模による格差である。これらの労働者属性のうち、平均賃金が高い属性の構成比が高い都道府県では、平均賃金が高くなる。都道府県の賃金格差という場合、むしろ同一労働者属性の賃金を比較することが重要であるが、労働者属性によっても都道府県間賃金格差の大きさは異なったものになる。

これらを踏まえ、都道府県間の賃金のジニ係数を、労働者属性別に、①賃金の都道府県間格差の影響、②労働者構成比の都道府県間の相違の影響に分解する手法について検討する。要因分解により、要因は、労働者属性を行うとし、賃金格差、労働者構成を列としたマトリクスで表されることになる（表 4-1）。

要因マトリクスにおける労働者属性ごとの賃金格差による寄与度（表 4-1 では、 CY^f ）は、当該属性の労働者構成が都道府県間で等しいとした場合の、当該属性の賃金格差による寄与度であり、当該属性の「純粋な賃金格差」による寄与度と呼ぶことにする。同様に、労働者属性ごとの労働者構成による寄与度（同じく CW^f ）は、当該属性の賃金が都道府県間で等しいとした場合の、当該属性の労働者構成比の相違による寄与度であり、当該属性の「労働者構成の相違」による寄与度と呼ぶことにする。

要因マトリクスの行を集計したものが、全体の賃金格差への「純粋な賃金格差」による寄与度（同じく $\sum_f CY^f$ ）、「労働者構成の相違」による寄与度（同じく $\sum_f CW^f$ ）である。全体の格差に対するこうした構成比の調整は、一般の不平等度の分析で広く行われているところである。

表 4-1 賃金の地域間格差の要因マトリクス

		「純粋な賃金格差」による寄与度	「労働者構成の相違」による寄与度	計
労働者属性 (性・年齢・産業・企業規模)	・			
	f	CY^f	CW^f	$CY^f + CW^f$
	・			
計		$\sum_f CY^f$	$\sum_f CW^f$	

また、要因マトリクスの列を集計した寄与度（同じく $CY^f + CW^f$ ）が、労働者属性別の寄与度である。労働者属性別寄与度の抽出は、手法としては、前節の構成所得別の寄与度の抽出に対応する。総所得ジニ係数の構成所得別要因分解は、総所得を賃金、財産所得等

の所得の内訳の寄与度に分解するが、賃金ジニ係数の労働者属性別要因分解では、総賃金の内訳である労働者属性別賃金の寄与度で分解することになる。

4.1 ジニ係数の要因マトリクス—要因マトリクス A

要因マトリクスの作成には、いくつもの方法がありえるが、まず考えられるのが、以下のような定式化であろう。これを要因マトリクス A と呼ぶことにする。

変数を次のように定義する。

$Y_{i,f}$, $E_{i,f}$ 都道府県 i (= 1 ~ n) の労働者属性 f (= 1 ~ c) の、賃金、労働者数

$WR_{i,f} = E_{i,f} / \sum_{f=1}^c E_{i,f}$ 都道府県 i の全労働者数に占める、属性 f の労働者数の割合

$Y_{i\bullet} = \sum_{f=1}^c Y_{i,f} WR_{i,f}$ 都道府県 i の全労働者の平均賃金

$WT_{i\bullet} = \sum_{f=1}^c E_{i,f} / \sum_{i=1}^n \sum_{f=1}^c E_{i,f}$ 全地域の全労働者数に占める、i 地域の全労働者数の割合

$Y_{\bullet\bullet} = \sum_{i=1}^n Y_{i\bullet} WT_{i\bullet}$ 全地域の全労働者の平均賃金

平均賃金 ($Y_{i\bullet}$) の都道府県間格差のジニ係数を平均差により表現すると、次のようになる。本章では、地域ごとの雇用者数の構成比、平均賃金を使用しているため、ジニ係数は地域間の平均差の加重平均となっている。

$$G = \frac{1}{2Y_{\bullet\bullet}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_{i\bullet} WT_{j\bullet} |Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet}| \quad \dots \dots \dots (4-1)$$

$(Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet})$ の符号を $\text{sgn}(Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet})$ で表すと¹⁷、(4-1)式は、次のようになる。

¹⁷ すなわち、 $\text{Pr}_{i\bullet} > \text{Pr}_{j\bullet}$ の時、 $\text{sgn}(\text{Pr}_{i\bullet} - \text{Pr}_{j\bullet}) = 1$ 、 $\text{Pr}_{i\bullet} < \text{Pr}_{j\bullet}$ の時、 $\text{sgn}(\text{Pr}_{i\bullet} - \text{Pr}_{j\bullet}) = -1$

$$G = \frac{1}{2Y_{..}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_i \cdot WT_j \cdot \text{sgn}(Y_{i\cdot} - Y_{j\cdot}) (Y_{i\cdot} - Y_{j\cdot}) \quad \dots \quad (4-2)$$

2都道府県(i,j)間の賃金格差は、以下のように分解できる。(4-3)式の右辺第1項が、2都道府県間の「純粋な賃金格差」による賃金格差であり、第2項が、2都道府県間の「労働者構成の相違」による賃金格差である¹⁸。

$$\begin{aligned} Y_{i\cdot} - Y_{j\cdot} &= \sum_f^c (Y_{i,f} WR_{i,f} - Y_{j,f} WR_{j,f}) \\ &= \sum_{f=1}^c (Y_{i,f} - Y_{j,f}) WR_{i,f} + \sum_{f=1}^c Y_{j,f} (WR_{i,f} - WR_{j,f}) \quad \dots \quad (4-3) \end{aligned}$$

(4-2)式に(4-3)式を代入すると、

$$\begin{aligned} G &= \sum_{f=1}^c \frac{1}{2Y_{..}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_i \cdot WT_j \cdot \text{sgn}(Y_{i\cdot} - Y_{j\cdot}) (Y_{i,f} - Y_{j,f}) WR_{i,f} \\ &\quad + \sum_{f=1}^c \frac{1}{2Y_{..}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_i \cdot WT_j \cdot \text{sgn}(Y_{i\cdot} - Y_{j\cdot}) Y_{j,f} (WR_{i,f} - WR_{j,f}) \\ &= \sum_{f=1}^c \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n CY_{i,j}^f + \sum_{f=1}^c \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n CW_{i,j}^f \quad \dots \quad (4-4) \end{aligned}$$

$$= \sum_{f=1}^c CY^f + \sum_{f=1}^c CW^f \quad \dots \quad (4-5)$$

(4-5)式の右辺 CY^f が、労働者属性 f の「純粋な賃金格差」による寄与度、 CW^f が、労働者属性 f の「労働者構成の相違」による寄与度である。

4.2 要因マトリクス A と準ジニ係数による要因分解

要因マトリクス A の行和が、全体の賃金格差への「純粋な賃金格差」による寄与度と「労働者構成の相違」による寄与度に一致することは自明である。一方、労働者属性別寄与度

¹⁸ (4-3)式の2都道府県間の賃金格差は、以下のように表すこともできるが、付注で示すように、どちらを採用しても、両地域間の「純粋な賃金格差」による寄与度、「労働者構成の相違」による寄与度は変わらない。

$$Y_{i\cdot} - Y_{j\cdot} = \sum_{f=1}^c (Y_{i,f} - Y_{j,f}) WR_{j,f} + \sum_{f=1}^c Y_{i,f} (WR_{i,f} - WR_{j,f}) \quad \dots \quad (4-3)'$$

である、要因マトリクス A の列和が、労働者属性別賃金の準ジニ係数による要因分解に一致することは、次のように確かめられる。

労働者数及び総賃金の地域別構成比を用いた場合、ジニ係数の労働者属性別賃金の準ジニ係数 (C^f) による要因分解は、次のようになる¹⁹。

$$WT_{i\bullet} = \sum_{f=1}^c E_{i,f} / \sum_{i=1}^n \sum_{f=1}^c E_{i,f} \quad \dots \dots \dots \quad i \text{ 地域の労働者数の、全地域に占める割合}$$

$$KT_{i,f} = \frac{Y_{i,f} E_{i,f}}{Y_{\bullet\bullet} \sum_{i=1}^n \sum_{f=1}^c E_{i,f}} = \frac{Y_{i,f}}{Y_{\bullet\bullet}} WT_{i,f} \quad \dots \dots \quad i \text{ 地域の属性 } f \text{ 労働者の総賃金が、全地域に占める割合}$$

$$Kf_{f,i} = \frac{Y_{i,f}}{Y_{\bullet f}} Wf_{f,i} \quad \dots \dots \quad \text{属性 } f \text{ の全地域の賃金に占める、} i \text{ 地域の割合}$$

$$KT_{i\bullet} = \sum_{f=1}^c KT_{i,f} \quad \dots \dots \quad i \text{ 地域の労働者の賃金が、全地域に占める割合}$$

$$KT_{\bullet f} = \sum_{i=1}^n KT_{i,f} \quad \dots \dots \quad \text{全地域全労働者の賃金に占める、属性 } f \text{ の労働者の割合}$$

$$G = \sum_i^n \left(\sum_{j=1}^i WT_{j\bullet} - \sum_{j=i}^n WT_{j\bullet} \right) KT_{i\bullet} \quad \dots \dots \dots \quad (4-6)$$

$$C^f = \sum_i^n \left(\sum_{j=1}^i WT_{j\bullet} - \sum_{j=i}^n WT_{j\bullet} \right) Kf_{f,i} \quad \dots \dots \dots \quad (4-7)$$

$$G = \sum_{f=1}^c KT_{\bullet f} C^f \quad \dots \dots \dots \quad (4-8)$$

労働者属性 f の寄与度 ($KT_{\bullet f} C^f$) が、要因マトリクス A の属性ごとの集計値 ($CY^f + CW^f$) に一致していることは、次のように確かめられる。

$$KT_{\bullet f} C^f = \sum_i^n \left(\sum_{j=1}^i WT_{j\bullet} - \sum_{j=i}^n WT_{j\bullet} \right) KT_{i,f} = \sum_{i=1}^n KT_{i,f} \sum_{j=1}^i WT_{j\bullet} - \sum_{i=1}^n KT_{i,f} \sum_{j=i}^n WT_{j\bullet}$$

¹⁹ 導出については、(3-5)式~(3-7)式を参照。

$$\begin{aligned}
&= \sum_{i=1}^n KT_{i,f} \sum_{j=1}^i WT_{j\bullet} - \sum_{i=1}^n WT_{i\bullet} \sum_{j=1}^i KT_{j,f} = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^i (KT_{i,f} WT_{j\bullet} - WT_{i\bullet} KT_{j,f}) \\
&= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{j=1}^i 2(KT_{i,f} WT_{j\bullet} - WT_{i\bullet} KT_{j,f}) - \sum_{j=1}^n (KT_{i,f} WT_{j\bullet} - WT_{i\bullet} KT_{j,f}) \right\} \\
&\qquad\qquad\qquad \left(\because \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (KT_{i,f} WT_{j\bullet} - WT_{i\bullet} KT_{j,f}) = 0 \right) \\
KT_{\bullet f} C^f &= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left\{ \sum_{j=1}^i (KT_{i,f} WT_{j\bullet} - WT_{i\bullet} KT_{j,f}) - \sum_{j=i+1}^n (KT_{i,f} WT_{j\bullet} - WT_{i\bullet} KT_{j,f}) \right\} \\
&= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^i \operatorname{sgn}(Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet}) (KT_{i,f} WT_{j\bullet} - WT_{i\bullet} KT_{j,f}) \\
&= \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \operatorname{sgn}(Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet}) \left(WT_{j\bullet} \frac{WT_{i\bullet}}{Y_{\bullet\bullet}} Y_{i,f} WR_{i,f} - WT_{i\bullet} \frac{WT_{j\bullet}}{Y_{\bullet\bullet}} Y_{j,f} WR_{j,f} \right) \\
&= \frac{1}{2Y_{\bullet\bullet}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_{i\bullet} WT_{j\bullet} \operatorname{sgn}(Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet}) (Y_{i,f} WR_{i,f} - Y_{j,f} WR_{j,f}) \quad \dots \dots \dots (4-9) \\
&= \frac{1}{2Y_{\bullet\bullet}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_{i\bullet} WT_{j\bullet} \operatorname{sgn}(Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet}) (Y_{i,f} - Y_{j,f}) WR_{i,f} \\
&\qquad\qquad\qquad + \frac{1}{2Y_{\bullet\bullet}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_{i\bullet} WT_{j\bullet} \operatorname{sgn}(Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet}) Y_{j,f} (WR_{i,f} - WR_{j,f}) \\
&= CY^f + CW^f \quad \dots \dots \dots (4-10)
\end{aligned}$$

4.3 要因マトリクス A の含意と属性別要因分解の修正

要因マトリクス A の「純粋な賃金格差」による寄与度、「労働者構成の相違」も、前章の準ジニ係数による要因分解と同様に、「要因を平等な状態にした場合の不平等度」を用いて意味付けを与えることはできない²⁰。準ジニ係数による要因分解の場合には、構成所得の準ジニ係数の含意を生かして、寄与度に意味付けを与えた。構成所得の準ジニ係数は、総所得が高い構成員への集中の程度を示すという意味付けを持っている。賃金の地域間格差の場合、構成所得は労働者属性別総賃金であり、その準ジニ係数は平均賃金が高い地域への当該労働者属性の総賃金の集中の程度である。

要因マトリクス A は、前節で示したように、準ジニ係数による寄与度を「純粋な賃金格

²⁰ 補論 「要因を平等な状態にした場合」のジニ係数を参照。

差」による寄与度と「労働者構成の相違」による寄与度に分けたものであり、前者は、高所得地域で賃金水準が高い労働者属性が格差拡大要因になり、後者は、高所得地域で構成比が大きい労働者属性が格差拡大要因となる。

一方、「純粋な賃金格差」と「労働者構成の相違」による寄与度は、高所得地域の平均賃金 ($Y_{i\cdot}$) を高めている労働者属性という視点から捉えるべきと考えられる。要因マトリクス A による寄与度は、これに一致しているであろうか。本節では、「労働者構成の相違」による寄与度が、必ずしも高所得地域の平均賃金を高めるものになっていないことを示し、要因マトリクス及び準ジニ係数を用いた労働者属性別要因分解の修正を行う。

(4-4)式、(4-5)式より、

$$G = \sum_{f=1}^c CY^f + \sum_{f=1}^c CW^f \quad \dots \dots \dots (4-11)$$

$$CY^f = \frac{1}{2Y_{\cdot\cdot}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_i \cdot WT_j \cdot \text{sgn}(Y_{i\cdot} - Y_{j\cdot}) (Y_{i,f} - Y_{j,f}) WR_{i,f} \quad \dots \dots \dots (4-12)$$

$$CW^f = \frac{1}{2Y_{\cdot\cdot}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_i \cdot WT_j \cdot \text{sgn}(Y_{i\cdot} - Y_{j\cdot}) Y_{j,f} (WR_{i,f} - WR_{j,f}) \quad \dots \dots \dots (4-13)$$

4.3.1 「純粋な賃金格差」の寄与度—高所得地域で賃金水準が高い労働者属性

個々の労働者属性の「純粋な賃金格差」による寄与度は、他の要因が平等な状況にある時に、その賃金格差が、高所得地域の平均賃金を高めていることによる不平等度という、意味付けを持つのが望ましい。

要因マトリクス A の「純粋な賃金格差」による寄与度は、高所得地域で賃金水準が高い労働者属性が格差拡大要因となっているが、この条件も満たしている。

すなわち、労働者属性 G の「純粋な賃金格差」による寄与度の場合、他の要因が平等な状況にある時とは、全ての属性の「労働者構成の相違」による寄与度、G 以外の労働者属性の「純粋な賃金格差」による寄与度はゼロになる。「純粋な賃金格差」による寄与度 (CY^G) は、高所得地域 ($\text{sgn}(Y_{i\cdot} - Y_{j\cdot})=1$) で属性 G の賃金水準が高い ($Y_{i,G} - Y_{j,G}$) ことによる不平等度を示している。

①全ての属性の構成比が、地域間で等しい。: $WR_{i,f} = WR_{j,f}$

②G 以外の属性の賃金は、地域間で等しい。: $Y_{i,f} = Y_{j,f} \quad \text{for } f \neq G$

4.3.2 「労働者構成の相違」の寄与度—高所得地域で構成比が高い労働者属性

同様に、個々の労働者属性の「労働者構成の相違」による寄与度は、他の要因が平等な状況にある時に、その労働者構成比の相違が、高所得地域の平均賃金を高めていることによる不平等度という、意味付けを持つべきである。

労働者属性 G の「労働者構成の相違」による寄与度の場合、他の要因が平等な状況にある時とは、全ての属性の「純粋な賃金格差」による寄与度、 G 以外の労働者属性の「労働者構成の相違」による寄与度はゼロになる。

①全ての属性の賃金が、地域間で等しい。: $Y_{i,f} = Y_{j,f}$

②属性 G 以外の属性の構成比が、地域間で等しい。: $WR_{i,f} = WR_{j,f} \quad f \neq G$

この時、要因マトリクス A の「労働者構成の相違」による寄与度 (CW^G) は、高所得地域 ($\text{sgn}(Y_i - Y_j) = 1$) で属性 G の労働者構成比が高い ($WR_{i,G} - WR_{j,G}$) ことによる不平等度を示している。すなわち、要因マトリクス A の「労働者構成の相違」による寄与度では、高所得地域で構成比が高い労働者属性を、全て格差拡大要因として扱っている (表 4-2-(1))。しかし、高所得地域で構成比が高い労働者属性が、必ずしも高所得地域の平均賃金を高めていることにはならない。平均賃金を高めているかどうかは、属性 G の他の属性と比べた相対的な賃金水準に依存すると考えるべきである (表 4-2-(2))。

また、地域の平均賃金が労働者構成により高いとは、賃金水準が高い労働者属性の構成比が大きく、賃金水準が低い労働者属性の構成比が小さいということであり、ある属性の構成比が高いことは、他の属性の構成比が低いことの裏側に過ぎない。労働者属性の構成で要因分解する場合には、高所得地域で、賃金水準が高く構成比が大きい労働者属性と同様に、賃金水準が低く構成比が低い労働者属性もプラスの寄与を持つと捉えるのが、より適切であろう。準ジニ係数による労働者属性別の要因分解は、この要件を満たしていない。

表 4-2 「労働者構成の相違」による地域間格差への寄与度の含意

(1) 高所得地域で構成比が大きい労働者属性－要因マトリクス A

		高所得県での構成比（低所得県と比べて）	
		大きい構成比	小さい構成比
他の属性と比べて賃金水準	高い賃金	格差拡大要因	格差縮小要因
	低い賃金	格差拡大要因	格差縮小要因

↓↓

(2) 「労働者構成の相違」により、高所得地域の平均賃金を高めている労働者属性

		高所得県での構成比（低所得県と比べて）	
		大きい構成比	小さい構成比
他の属性と比べて賃金水準	高い賃金	格差拡大要因	格差縮小要因
	低い賃金	格差縮小要因	格差拡大要因

4.3.3 要因マトリクスの修正－方法 B

「労働者構成の相違」による寄与度を、高所得地域で、労働者構成が平均賃金を高めていることによる不平等度とするためには、高所得地域で、①相対的に賃金が高く構成比が大きい属性と、②相対的に賃金が低く構成比が小さい属性が、ともに格差拡大要因となるよう、要因分解を修正すれば良い。その方法として考えられるのは、「労働者構成の相違」による寄与度の(4-13)式の定式化で、 $Y_{j,f}$ を $(Y_{j,f} - Y_{j\cdot})$ に置き換えることである²¹。これを、要因マトリクス B と呼ぶことにする。

$$CW2^f = \frac{1}{2Y_{\cdot\cdot}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_i \cdot WT_j \cdot \text{sgn}(Y_i - Y_j) (Y_{j,f} - Y_{j\cdot}) (WR_{i,f} - WR_{j,f}) \cdots \quad (4-14)$$

「労働者構成の相違」による寄与度の修正により、要因マトリクスの行和である、全体の不平等度に対する「労働者構成の相違」による寄与度は変わらない。

全体の不平等度に対する「労働者構成の相違」による寄与度

$$\begin{aligned} \sum_{f=1}^c CW2^f &= \sum_{f=1}^c CW^f - \frac{1}{2Y_{\cdot\cdot}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_i \cdot WT_j \cdot \text{sgn}(Y_i - Y_j) Y_{j\cdot} \sum_{f=1}^c (WR_{i,f} - WR_{j,f}) \\ &= \sum_{f=1}^c CW^f \end{aligned}$$

しかし、要因マトリクス B の採用により、労働者属性別の寄与度である、要因マトリク

²¹ 定式化は他にもある。例えば、 $(Y_{j,f} - Y_{\cdot\cdot})$ に置き換えることが考えられる。

スの列和は変わってくる。要因マトリクス A の列和は、労働者属性別の準ジニ係数による寄与度に等しい。逆にいえば、準ジニ係数による要因分解では、高所得地域で、属性の賃金水準を問わず構成比が大きいことが、格差拡大要因になる。要因マトリクス B では、列和である全体の不平等度に対する属性別要因の寄与度は、もはや準ジニ係数による要因分解の寄与度と一致しない。しかし、地域間格差では、労働者構成の相違の影響の検討も重要であり、こうした定式化のほうが望ましいと考える。

労働者属性別の寄与度 (方法 B)

$$CY^f + CW2^f = KT_{\cdot f} C^f - \frac{1}{2Y_{\cdot\cdot}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_i \cdot WT_j \cdot \text{sgn}(Y_i - Y_j) \cdot Y_j \cdot \sum_{f=1}^c (WR_{i,f} - WR_{j,f})$$

..... (4-15)

5. 「要因を平等な状態にした時」の不平等度による要因分解

第3章で述べたように、通常行われている構成所得の準ジニ係数による要因分解で抽出された寄与度は、要因の変化により全体の所得の順序付けが変わる状況では、「要因を平等な状態にした場合」の総所得の不平等度を使った意味付けを与えることはできない。要因マトリクスによる寄与度も、同様である。

それでは逆に、上記の「要因を平等な状況にした場合」の総所得のジニ係数を用いて、ジニ係数の寄与度を定義したらどうであろうか。この場合、寄与度の意味付けは明瞭になる。

5.1 「他の要因を平等な状態にした時」の平均賃金

「要因を平等な状態にした時」の不平等度を用いて、ジニ係数の寄与度を定義する方法の一つは、当該要因の寄与度を、他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度として定義することである。以下では、要因を、①属性別賃金、②属性別労働者構成、③一人当たり属性別総賃金、④地域の労働者構成を調整した平均賃金、⑤地域の労働者構成とした場合の、他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度の定式化について検討を行う。ここで、①属性別賃金と②属性別労働者構成は、第4章の要因マトリクスで用いている要因に対応する。③一人当たり属性別総賃金は、第3章の準ジニ係数による要因分解で用いた労働者属性別賃金に対応し、労働者属性別総賃金を地域の労働者数で割ったものである。また、④労働者構成を調整した賃金と⑤労働者構成は、不平等度の要因分析で通常行われる労働者構成の影響の調整に対応する。

ジニ係数は、次のような、地域 (i) ごとの労働者数の構成比 ($WT_{i\cdot}$)、平均賃金 ($Y_{i\cdot}$) による定式化を用いる。これらの変数を含め、「要因を平等な状態にした場合」の変数を、 $NWT_{i\cdot}$ 、 $NY_{i\cdot}$ のように変数の前に N をつけて表す。

$$G = \frac{1}{2Y_{\cdot\cdot}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_{i\cdot} WT_{j\cdot} |Y_{i\cdot} - Y_{j\cdot}| \quad \dots \dots \dots \quad \text{再掲(4-1)}$$

他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度は、「要因を平等な状態にした時」の地域の平均賃金 ($Y_{i\cdot}$) のジニ計数を計算することになる。地域 (i) ごとの労働者数の構成比 ($WT_{i\cdot}$) は変化せず、全体の平均賃金 ($Y_{\cdot\cdot}$) は、これらから計算される。従って、他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度を示すためには、他の「要因を平等な状態にした時」の地域 (i) の平均賃金 ($NY_{i\cdot}$) を示せばよい。

5.1.1 「属性別賃金」要因の場合

労働者属性 A の「属性別賃金」要因の寄与度を、他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度で示す場合、平等にする他の要因とは、①労働者属性 A 以外の賃金と、②全ての労働者属性の構成比である。地域 (i) の労働者属性 (f) の賃金 ($NY_{i,f}$)、地域 (i) の労働者数に占める労働者属性 (f) の構成比 ($NWR_{i,f}$) は、次のように表される。

$$NY_{i,A} = Y_{i,A}, \quad NY_{i,f \neq A} = Y_{\cdot, f \neq A}$$

$$NWR_{i,f} = WT_{\cdot, f}$$

これにより、地域 (i) の平均賃金 ($NY_{i,\cdot}$) は、次のようになる。

$$\begin{aligned} NY_{i,\cdot} &= \sum_f NY_{i,f} NWR_{i,f} = \sum_{f \neq A} Y_{\cdot, f} WT_{\cdot, f} + Y_{i,A} WT_{\cdot, A} \\ &= \sum_f Y_{\cdot, f} WT_{\cdot, f} + (Y_{i,A} - Y_{\cdot, A}) WT_{\cdot, A} = Y_{\cdot, \cdot} + (Y_{i,A} - Y_{\cdot, A}) WT_{\cdot, A} \end{aligned}$$

5.1.2 「属性別労働者構成」要因の場合

労働者属性 A の「属性別労働者構成」要因の寄与度を、他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度で示す場合、平等にする他の要因とは、①全ての労働者属性の賃金と、②労働者属性 A 以外の労働者構成比である。

しかし、②労働者属性 A 以外の労働者構成比を、地域間で等しくすると、労働者属性 A の構成比も地域間で等しくなってしまう。従って、属性別労働者数構成の寄与度を、「他の要因を平等な状態にした時」の不平等度から、定式化することはできない。

5.1.3 「一人当たり属性別総賃金」要因の場合

$E_{i,f}$ を地域 (i) の属性 f の労働者数とする。地域 (i) の労働者一人当たりの属性 f の総賃金を $ZR_{i,f}$ 、全地域の労働者一人当たりの属性 f の総賃金を $ZT_{\cdot, f}$ で表すと、地域 (i) の平均賃金 ($Y_{i,\cdot}$)、全地域の平均賃金 ($Y_{\cdot, \cdot}$) は、それらの集計値として表される。

$$\begin{aligned}
ZR_{i,f} &= \frac{Y_{i,f} E_{i,f}}{\sum_f E_{i,f}} = Y_{i,f} WR_{i,f} \\
Y_{i\bullet} &= \sum_f ZR_{i,f} \\
ZT_{\bullet f} &= \frac{\sum_i Y_{i,f} E_{i,f}}{\sum_i \sum_f E_{i,f}} = Y_{\bullet f} \frac{\sum_i E_{i,f}}{\sum_i \sum_f E_{i,f}} = Y_{\bullet f} WT_{\bullet f} \\
Y_{\bullet\bullet} &= \sum_f ZT_{\bullet f}
\end{aligned}$$

労働者属性 A の「一人当たり属性別総賃金」要因の寄与度を、他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度で示す場合、平等にする他の要因とは、労働者属性 A 以外の「一人当たり属性別総賃金」である。

すなわち、労働者一人当たりの属性別総賃金は、次のように表される。

$$NZR_{i,A} = ZR_{i,A}, \quad NZR_{i,f \neq A} = ZT_{\bullet f \neq A}$$

この時、地域 (i) の平均賃金 ($NY_{i\bullet}$) は、次のようになる。

$$\begin{aligned}
NY_{i\bullet} &= \sum_f NZR_{i,f} = \sum_{f \neq A} ZT_{\bullet f} + ZR_{i,A} = \sum_f ZT_{\bullet f} + (ZR_{i,A} - ZT_{\bullet A}) \\
&= Y_{\bullet\bullet} + (ZR_{i,A} - ZT_{\bullet A})
\end{aligned}$$

なお、全地域の平均賃金は、変化しない。

$$\begin{aligned}
NY_{\bullet\bullet} &= Y_{\bullet\bullet} + \sum_i (ZR_{i,A} - ZT_{\bullet A}) WT_{i\bullet} = Y_{\bullet\bullet} - ZT_{\bullet A} + \sum_i ZR_{i,A} WT_{i\bullet} = Y_{\bullet\bullet} \\
&\quad \left(\because \sum_i ZR_{i,A} WT_{i\bullet} = \sum_i Y_{i,A} WR_{i,A} WT_{i\bullet} = \sum_i Y_{i,A} WT_{i,A} = Y_{\bullet A} WT_{\bullet A} = ZT_{\bullet A} \right)
\end{aligned}$$

5.1.4 「地域の労働者構成を調整した平均賃金」要因の場合

「地域の労働者構成を調整した平均賃金」要因の寄与度を、他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度で示す場合、平等にする他の要因とは、「地域の労働者構成」である。

従って、地域 (i) の労働者属性 (f) の賃金 ($NY_{i,f}$)、地域 (i) の労働者数に占める労働者属性 (f) の構成比 ($NWR_{i,f}$) は、次のように表される。

$$NY_{i,f} = Y_{i,f}$$

$$NWR_{i,f} = WT_{\bullet,f}$$

この時、地域 (i) の平均賃金 ($NY_{i\bullet}$) は、次のようになる。

$$NY_{i\bullet} = \sum_f NY_{i,f} NWR_{i,f} = \sum_f Y_{i,f} WT_{\bullet,f}$$

5.1.5 「地域の労働者構成」要因の場合

「地域の労働者構成」要因の寄与度を、他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度で示す場合、平等にする他の要因とは、「地域の労働者構成を調整した平均賃金」である。

従って、地域 (i) の労働者属性 (f) の賃金 ($NY_{i,f}$)、地域 (i) の労働者数に占める労働者属性 (f) の構成比 ($NWR_{i,f}$) は、次のように表される。

$$NY_{i,f} = Y_{\bullet,f}$$

$$NWR_{i,f} = WR_{i,f}$$

この時、地域 (i) の平均賃金 ($NY_{i\bullet}$) は、次のようになる。

$$NY_{i\bullet} = \sum_f NY_{i,f} NWR_{i,f} = \sum_f Y_{\bullet,f} WR_{i,f}$$

5.2 「当該要因を平等な状態にした時」の平均賃金

「要因を平等な状態にした時」の不平等度を用いて、ジニ係数の寄与度を定義するもう一つの方法は、当該「要因を平等な状態にした時」の不平等度の、現在の不平等度からの減少幅として寄与度を定義することである。前節の場合と同様に、当該「要因を平等な状態にした時」の不平等度を示すためには、当該「要因を平等な状態にした時」の平均賃金を示せばよい。

5.2.1 「属性別賃金」要因の場合

労働者属性 A の「属性別賃金」要因の寄与度を、当該「要因を平等な状態にした時」の不平等度の減少幅で示す場合、平等にする要因とは、労働者属性 A の賃金のみである。

従って、地域 (i) の労働者属性 (f) の賃金 ($NY_{i,f}$)、地域 (i) の労働者数に占める労働者属性 (f) の構成比 ($NWR_{i,f}$) は、次のように表される。

$$NY_{i,A} = Y_{\bullet A}, \quad NY_{i,f \neq A} = Y_{i,f \neq A}$$

$$NWR_{i,f} = WR_{i,f}$$

この時、地域 (i) の平均賃金 ($NY_{i\bullet}$) は、次のようになる。

$$\begin{aligned} NY_{i\bullet} &= \sum_f NY_{i,f} NWR_{i,f} = \sum_{f \neq A} Y_{i,f} WR_{i,f} + Y_{\bullet A} WR_{i,A} \\ &= \sum_f Y_{i,f} WR_{i,f} - (Y_{i,A} - Y_{\bullet A}) WR_{i,A} = Y_{i\bullet} - (Y_{i,A} - Y_{\bullet A}) WR_{i,A} \end{aligned}$$

なお、この場合、全地域の平均賃金は、変化しない。

$$\begin{aligned} NY_{\bullet\bullet} &= \sum_i NY_{i\bullet} WT_{i\bullet} = Y_{\bullet\bullet} + \sum_i (Y_{\bullet A} - Y_{i,A}) WT_{i\bullet} WR_{i,A} = Y_{\bullet\bullet} + \sum_i (Y_{\bullet A} - Y_{i,A}) WT_{i,A} \\ &= Y_{\bullet\bullet} + Y_{\bullet A} \sum_i WT_{i,A} - \sum_i Y_{i,A} WT_{i,A} = Y_{\bullet\bullet} + Y_{\bullet A} WT_{\bullet A} - Y_{\bullet A} WT_{\bullet A} = Y_{\bullet\bullet} \end{aligned}$$

5.2.2 「属性別労働者構成」要因の場合

労働者属性 A の「属性別労働者構成」要因の寄与度を、当該「要因を平等な状態にした時」の不平等度の減少幅で示す場合、平等にする要因とは、労働者属性 A の労働者構成比のみである。但し、地域 (i) の労働者数は変化しないため、他の属性の構成比は比例的に変化させる。

従って、地域 (i) の労働者属性 (f) の賃金 ($NY_{i,f}$)、地域 (i) の労働者数に占める労働者属性 (f) の構成比 ($NWR_{i,f}$) は、次のように表される。

$$NY_{i,f} = Y_{i,f}$$

$$NWR_{i,A} = WT_{\bullet A}$$

$$NWR_{i,f \neq A} = x_i WR_{i,f \neq A}$$

なお、

$$\begin{aligned} \sum_f NWR_{i,f} &= \sum_{f \neq A} NWR_{i,f} + NWR_{i,A} = x_i \sum_{f \neq A} WR_{i,f} + WT_{\bullet A} = x_i(1 - WR_{i,A}) + WT_{\bullet A} = 1 \\ x_i &= \frac{1 - WT_{\bullet A}}{(1 - WR_{i,A})} \end{aligned}$$

この時、地域 (i) の平均賃金 ($NY_{i\bullet}$) は、次のようになる。

$$\begin{aligned} NY_{i\bullet} &= \sum_f NY_{i,f} NWR_{i,f} = x_i \sum_{f \neq A} Y_{i,f} WR_{i,f} + Y_{i,A} WT_{\bullet A} \\ &= x_i \sum_f Y_{i,f} WR_{i,f} + Y_{i,A} (WT_{\bullet A} - x_i WR_{i,A}) \\ &= x_i Y_{i\bullet} + \frac{Y_{i,A}}{1 - WR_{i,A}} \{ (1 - WR_{i,A}) WT_{\bullet A} - (1 - WT_{\bullet A}) WR_{i,A} \} \\ &= x_i Y_{i\bullet} + \left(\frac{(1 - WR_{i,A}) - (1 - WT_{\bullet A})}{1 - WR_{i,A}} \right) Y_{i,A} = x_i Y_{i\bullet} + (1 - x_i) Y_{i,A} \end{aligned}$$

5.2.3 「一人当たり属性別総賃金」要因の場合

労働者属性 A の「一人当たり属性別総賃金」要因の寄与度を、当該「要因を平等な状態にした時」の不平等度の減少幅で示す場合、平等にする要因とは、労働者属性 A の労働者「一人当たり属性別総賃金」のみである。

従って、労働者一人当たりの属性別総賃金は、次のように表される。

$$NZR_{i,A} = ZT_{\bullet A}, \quad NZR_{i,f \neq A} = ZR_{i,f \neq A}$$

この時、地域 (i) の平均賃金 ($NY_{i\bullet}$) は、次のようになる。

$$\begin{aligned} NY_{i\bullet} &= \sum_f NZR_{i,f} = \sum_{f \neq A} ZR_{i,f} + ZT_{\bullet A} = \sum_f ZR_{i,f} - (ZR_{i,A} - ZT_{\bullet A}) \\ &= Y_{i\bullet} - (ZR_{i,A} - ZT_{\bullet A}) \end{aligned}$$

なお、この場合も、全地域の平均賃金は変化しない。

$$NY_{\bullet\bullet} = Y_{\bullet\bullet} - \sum_i (ZR_{i,A} - ZT_{\bullet A}) WT_{i\bullet} = Y_{\bullet\bullet} + ZT_{\bullet A} - \sum_i ZR_{i,A} WT_{i\bullet} = Y_{\bullet\bullet}$$

5.2.4 「地域の労働者構成を調整した平均賃金」要因、「地域の労働者構成」要因

「地域の労働者構成を調整した平均賃金」要因を、当該「要因を平等な状態にした時」の不平等度の減少幅で示すためには、「地域の労働者構成を調整した平均賃金」を地域間で等しくした場合の、地域の平均賃金が得られれば良い。この地域の平均賃金は、「5.1.5」で示した「地域の労働者構成」要因を、他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度により計測するために必要な、地域の平均賃金と同じである。

従って、「地域の労働者構成」要因の寄与度を、他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度で計測したものを G1 とすれば、「地域の労働者構成を調整した平均賃金」要因の寄与度を、当該「要因を平等な状態にした時」の不平等度の減少幅で計測したものは、 $1 - G1$ となる。

同様に、「地域の労働者構成」要因を、当該「要因を平等な状態にした時」の不平等度の減少幅により計測するためには、「地域の労働者構成」を地域間で等しくした場合の、地域の平均賃金が得られれば良い。この地域の平均賃金は、「5.1.4」で示した「地域の労働者構成を調整した平均賃金」要因を、他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度により計測するために必要な、地域の平均賃金と同じである。

従って、「地域の労働者構成を調整した平均賃金」要因の寄与度を、他の「要因を平等な状態にした時」の不平等度で計測したものを G_2 とすれば、「地域の労働者構成」要因の寄与度を、当該「要因を平等な状態にした時」の不平等度の減少幅で計測したものは、 $1 - G_2$ となる。

5.3 「要因を平等な状態にした時」の不平等度による要因分解の有益性

「要因を平等な状態にした時」の不平等度による寄与度を、ジニ係数の構成所得別分解、要因マトリクス等に当てはめたらどうであろうか。構成所得別分解は、ジニ係数を「一人当たり属性別総賃金」の寄与度で分解することになる。同様に、要因マトリクスは、「属性別賃金」の寄与度と「属性別労働者構成」の寄与度で、通常行われる労働者構成の調整は、「労働者構成を調整した賃金」要因の寄与度と、「労働者構成」要因の寄与度で分解することになる。

但し、「要因を平等な状態にした時」の不平等度による寄与度を、ジニ係数の要因分解に当てはめた時には、交差項が生じる。

以下の表は、「要因を平等な状態にした時」の不平等度を用いた、構成所得による要因分解を、構成所得が3種類の場合について示したものである。寄与度を「他の所得を平等化した場合の不平等度」(方法 A)とした場合でも、「当該所得を平等化した場合の不平等度の減少幅」(方法 B)とした場合でも、構成所得の寄与度の合計は、総所得のジニ係数と一致せず、交差項が必要になる。

交差項が必要になるのは、要因を平等にすることにより、総所得の順序付けが変化するためであり、構成所得による要因分解だけでなく、要因マトリクスの要因分解などでも、同様な理由で交差項が必要になる。

「要因を平等な状態にした時」の不平等度による寄与度は、意味付けが明瞭であるが、交差項による寄与度は説明が困難であり、これが総所得のジニ係数の大半を占めるような場合には、ジニ係数の大きさを説明するのが困難になる。しかし、交差項が小さい場合には、「要因を平等な状態にした時」の不平等度による寄与度を用いたジニ係数の分解は有益な方法と考えられる。

表 5-1 「要因を平等な状態にした時」の不平等度を用いた、構成所得による要因分解
(構成所得が3種類の場合)

		方法 A	方法 B	準ジニ係数による 要因分解
		他の所得を平等化した場合のジニ係数	当該所得を平等化した場合のジニ係数の減少幅	
寄与度	構成所得 f	$KT_{\bullet f} C_{T-g-h}^f$	$G - (KT_{\bullet g} C_{T-f}^g + KT_{\bullet h} C_{T-f}^h)$	$KT_{\bullet f} C^f$
	構成所得 g	$KT_{\bullet g} C_{T-f-h}^g$	$G - (KT_{\bullet f} C_{T-g}^f + KT_{\bullet h} C_{T-g}^h)$	$KT_{\bullet g} C^g$
	構成所得 h	$KT_{\bullet h} C_{T-f-g}^h$	$G - (KT_{\bullet f} C_{T-h}^f + KT_{\bullet g} C_{T-h}^g)$	$KT_{\bullet h} C^h$
	交差項	$GosaA$	$GosaB$	0
	計	G	G	G

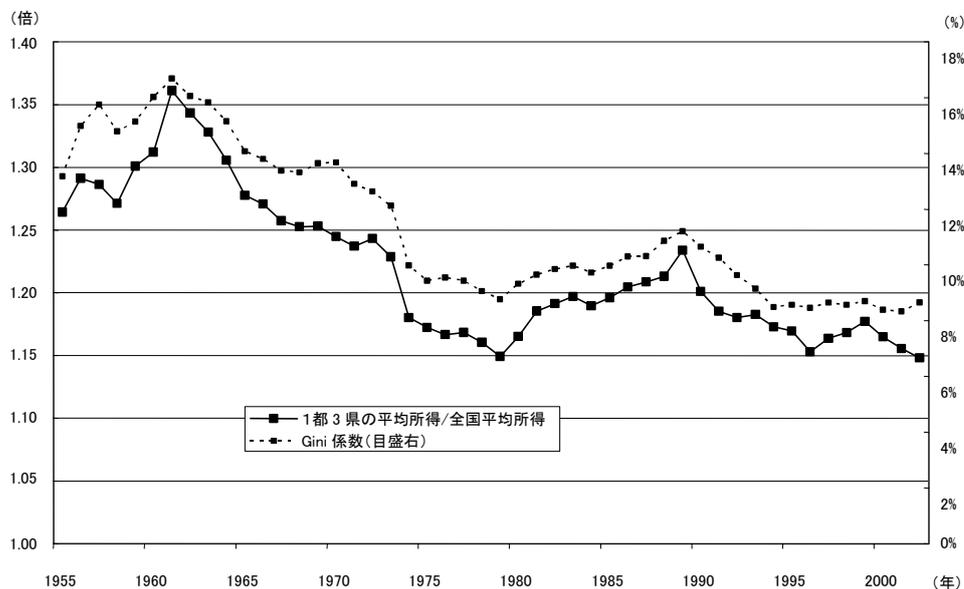
(注) C_{T-g}^f は、構成所得 g を平等化したときの総所得の順位付けによる、構成所得 f の準ジニ係数を示す。

6. 都道府県間格差における賃金格差の位置付け

6.1 様々な所得の地域間格差

地域間格差の分析には、検討すべき数多くの論点があるように思われる。しかし、所得分配への関心が高まっている中で、所得の地域間格差の実態についての分析は極めて少ない。行われているものは、県民経済計算で一人当たり所得の比較を示す程度であろう。

図 6-1 都道府県間の所得格差の推移（一人当たり県民所得）

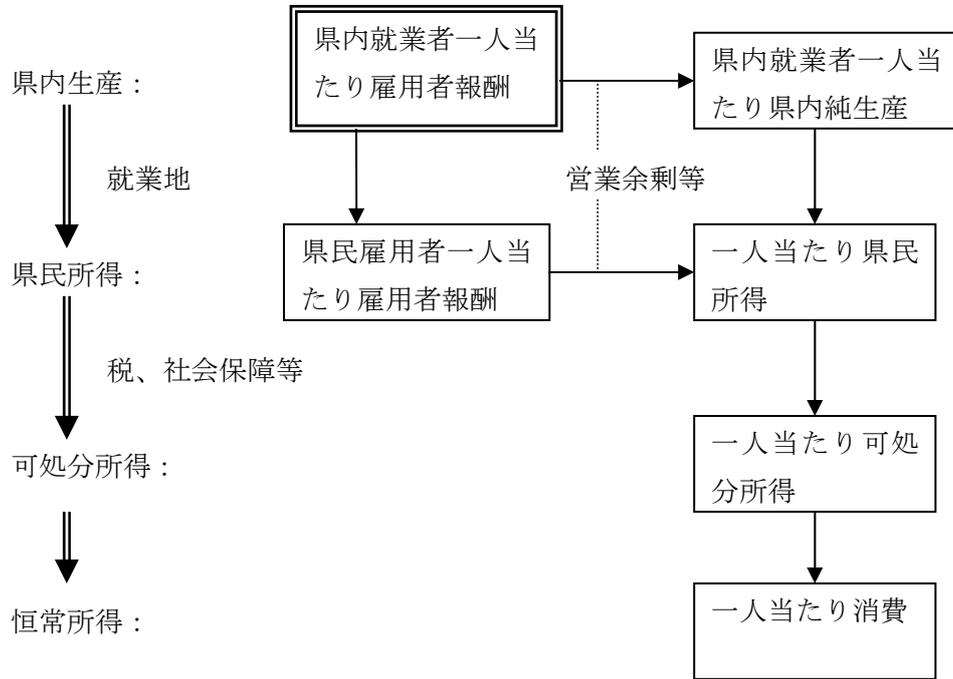


(備考) 県民所得の 1955～74 年は、長期遡及推計 県民経済計算報告 (昭和 30 年～昭和 49 年)、75～89 年は県民経済計算年報 (平成 12 年版)、90～2002 年は「県民経済計算年報 (平成 17 年版)」による。人口は、「国勢調査」及び「人口推計年報」による。

地域の所得格差を捉える時に重要になるのが、どのような指標の格差を捉えるかである。生活の豊かさの視点から世帯を単位とした地域間格差を考えるならば、世帯構成員数や年齢構成も重要になってくる。一人当たり必要な生活費用は、世帯構成により異なり、地域間の世帯構成の違いは、地域間の豊かさの相違にも影響を与えるであろう。

また、所得格差がなぜ生じているかを考えると、県民一人当たりの所得格差の場合には、就業者比率も重要になる。就業者比率が高い県では、県民一人当たり所得は高くなる。

図 6-2 どのような所得概念で、地域間格差を捉えるか



県民経済計算における都道府県格差を、所得の流れに沿って追って見よう。

賃金の格差に企業の営業余剰等が加わって県内純生産の格差となる。賃金格差がなくても、大規模な資本を必要とする産業が多く立地している地域では、一人当たり県内純生産は高くなる。新古典派のモデルでいえば、均衡点で賃金率と利潤率は地域間で均等化するが、その際、資本装備率が高い地域ほど一人当たり付加価値は高くなる。

県民純生産(県民所得)は、県内純生産に、①居住地と勤務地の違いによる雇用者報酬の計上地域の違いと、②他県からの配当、利子等の財産所得の受払いを調整したものである。雇用者報酬、財産所得は生産への寄与という意味で、要素所得と呼ばれる。なお、居住地と勤務地による雇用者報酬の相違を、県民雇用者一人当たりの雇用者報酬(県民が取得した雇用者報酬を雇用者である県民数で割ったもの)と、県内就業者一人当たりの雇用者報酬(県内で発生した雇用者報酬をこれに従事した雇用者数で割ったもの)で比較してみると、前者の3番目は千葉県であり、後者の3番目は愛知県となる。

県民所得に、財産所得以外の経常移転を調整したものが県民可処分所得である。家計の仕送りのようなものも含まれるが、重要なのは、税、交付税といった財政移転である。三位一体改革を論じる場合には、この違いは重要になる。県民一人当たり可処分所得が最も高いのは富山県であるが、上位5都道府県は、表中の他の格差とかなり異なっている。

さらに、可処分所得は消費支出と貯蓄に分けられる。一時的な所得変動の影響を除いた恒常所得の格差を比べるという視点から、所得格差の議論の中では、消費支出の格差が取り上げられることもある。

表 6-3 様々な所得概念の上位・下位都道府県 (2002 年)

(単位：千円)

	上位 5 都道府県		下位 5 都道府県	
県内就業者一人当たり 雇業者報酬	東京都	6,040	岩手県	3,160
	大阪府	5,253	徳島県	3,200
	愛知県	4,477	秋田県	3,230
	神奈川県	4,426	沖縄県	3,266
	広島県	4,297	山形県	3,284
県内就業者一人当たり 県内純生産	東京都	7,137	青森県	4,290
	滋賀県	6,644	岩手県	4,460
	大阪府	6,478	島根県	4,515
	愛知県	6,352	高知県	4,532
	神奈川県	6,074	鹿児島県	4,592
県民雇業者一人当たり 雇業者報酬	東京都	6,619	秋田県	3,926
	大阪府	6,252	沖縄県	4,017
	千葉県	5,548	山形県	4,023
	奈良県	5,514	長崎県	4,102
	神奈川県	5,304	岩手県	4,123
県民一人当たり 県民所得	東京都	4,080	沖縄県	2,031
	愛知県	3,421	青森県	2,213
	静岡県	3,221	鹿児島県	2,246
	滋賀県	3,188	長崎県	2,256
	千葉県	3,070	高知県	2,266
県民一人当たり 県民可処分所得(注)	富山県	3,749	愛媛県	2,477
	滋賀県	3,712	沖縄県	2,631
	三重県	3,667	長崎県	2,646
	栃木県	3,607	宮崎県	2,782
	愛知県	3,601	青森県	3,037
県民一人当たり 民間消費	東京都	2,480	沖縄県	1,332
	愛知県	2,295	青森県	1,584
	大阪府	2,239	長崎県	1,620
	神奈川県	2,229	和歌山県	1,636
	千葉県	2,049	鹿児島県	1,636

(注) 東京都は、可処分所得の推計を行っていない。

(備考) 「県民経済計算年報(平成17年版)」により作成。

表 6-4 様々な所得概念の地域間格差のジニ係 (2002 年)

	全都道府県	除く東京
県内就業者一人当たり雇業者報酬	9.97%	6.50%
県内就業者一人当たり県内純生産	7.54%	5.97%
県民雇業者一人当たり雇業者報酬	7.50%	5.69%
県民一人当たり県民所得	8.65%	6.16%
県民一人当たり県民可処分所得	-	3.82%
県民一人当たり民間消費	7.20%	5.95%

(備考) 「県民経済計算年報(平成17年版)」により作成。

指標による違いをジニ係数で見ると、県民雇用者一人当たり雇用者報酬のジニ係数は、県内就業者一人当たり雇用者報酬のジニ係数よりも小さくなっており、より高い所得や雇用機会を求めた就業地の選択が、地域格差を縮小する効果を持つことを示している。また、県民一人当たりの可処分所得の格差は、一人当たり県民所得の格差と比べ、かなり小さくなっている。これは、財政を中心とする都道府県間の経常移転の効果が、いかに大きいかを示している。

国内の地域格差と同様な問題は、国と国との格差についても論じられるが、国内での地域格差を論じる場合には、どの所得について論じているかによって状況は大きく変わってくる。

本稿では、以上示した地域格差の諸指標のもっとも基礎になる、都道府県の生産活動における賃金格差を取り上げる。

賃金格差には、地域の産業・企業規模別の分布が影響を与えると考えられる。また、年齢別賃金の違いから、高齢化の進展度も影響すると考えられる。これらの影響を捨象した時にどの程度の格差があるのだろうか。このような問題意識から、前章までのジニ係数の要因分解を適用する。

6.2 使用するデータ－賃金構造基本統計調査

使用する統計は賃金構造基本統計調査である。賃金構造基本統計調査は、常用労働者5人以上の事業所に雇用される常用労働者を対象とした、賃金に関する包括的な調査であり、毎年6月の給与等及び、前年1年間の賞与等の特別給与額を調査している。標本設計は事業所を第1次抽出単位、労働者を第2次抽出単位とする層化2段階抽出法であり、事業所の層化は、都道府県、産業及び事業所規模別に行われている。

調査結果には、全国集計のほか、都道府県別集計がある。本稿の分析では、都道府県別集計から得られる、都道府県別に労働者属性（勤め先産業・企業規模、労働者の性・年齢）別の賃金データを用いる。

本稿で使用する、労働者属性の分類は、以下のようになっており、対象とする労働者の属性の数は、合計 432 (6 x 3 x 2x12) である。また、本稿で使用するのは、パートタイム労働者を除く、一般労働者の賃金である。賃金構造基本統計調査は、別途、パートタイム労働者を対象とする集計を行っているが、産業・企業規模といった労働者属性の分類が粗いため、本稿では使用しない。

（産業）

賃金構造基本統計調査の対象産業は、農林漁業を除く全産業である。しかし、統計精度確保のためと見られるが、産業別の集計状況は都道府県ごとにまちまちであり、全都道府県で共通して計数が得られるのは、「産業計」のほか、「建設業」、「製造業」、「卸売・小売業」、「金融・保険業」、「サービス業（他に分類されないもの）」の5分類である。このため、本稿では、「産業計」の計数から、5分類の計数を差し引いて得られる「その他産業」を含め、6分類で分析を行っている。これにより、「その他産業」には、「鉱業」、「電気・ガス・熱供給・水道業」、「情報通信業」、「運輸業」、「不動産業」、「飲食店・宿泊業」、「医療・福祉」、「教育・学習支援業」、「複合サービス事業」が含まれることになる。

（企業規模）

企業規模計は、企業規模10人以上の計とされており、10～99人、100～999人、1,000人以上の3区分になっている。本稿では、これらの企業規模区分を、便宜上、小（規模）企業、中（規模）企業、大（規模）企業、と呼ぶ。なお、賃金構造基本統計調査では、このほか、企業規模5～9人を対象とした集計が行われているが、産業分類がさらに粗くなるため、本稿では使用していない。

（年齢）

年齢階級は、「～17歳」、「18～19歳」のほか、20歳以降は5歳刻みで12区分になっている。但し、20歳未満については計数が得られない都道府県がある。

本稿では、賃金構造基本統計調査から得られる賃金に、2つの調整を行っている。

第1の調整は、公表されている集計値を、内訳の賃金から再集計することである。公表されている都道府県別賃金は、内訳である労働者属性別賃金を集計したものと必ずしも一致しない。また、公表されている全国集計値は、都道府県別集計値とは、必ずしも一致しない。本レポートは地域格差の要因分析を狙いとしているため、労働者属性別賃金から都道府県別平均賃金、全国平均賃金を再集計し、全体の整合性を確保している。

第2に、調査月の労働者属性ごとの労働時間の相違の影響を排除するため、賃金は労働時間の調整を行っている。すなわち、本稿で使用している賃金は、月間労働時間を180時間に換算した、「きまって支給する現金給与額」の年額に、「年間賞与その他特別給与額」を加えたものである。

6.3 賃金格差の概況－労働者属性ごとの賃金格差は地域間格差とは異なる

本稿で使用するデータから、賃金格差の概況を見ておこう。

6.3.1 労働者属性内の賃金格差

2004年の全ての労働者の平均賃金は4,879千円、賃金格差をジニ係数でみると21.48%である（表6-5）。労働者属性別の賃金格差には、労働者属性間の賃金格差と労働者属性内の賃金格差がある。例えば、年齢別賃金格差には、年齢間賃金格差と年齢内賃金格差があり、両者を区別して論じなければならない。

表6-5 労働者属性別の賃金格差（2004年）

－労働者属性内賃金格差、平均賃金の地域間格差－

	労働者構成比	平均賃金 (千円)	ジニ係数	
			属性内賃金 格差	平均賃金の 地域間格差
<全体>				
労働者属性計	100.00%	4,879	21.48%	8.87%
<性別>				
女性労働者	29.79%	3,645	16.65%	8.28%
男性労働者	70.21%	5,403	20.04%	8.33%
<年齢別>				
～17	0.03%	1,832	7.34%	5.36%
18～19	0.95%	2,212	8.12%	4.45%
20～	8.63%	2,914	8.38%	4.85%
25～	14.61%	3,667	9.67%	5.62%
30～	15.03%	4,411	12.21%	6.79%
35～	12.48%	5,270	15.85%	9.28%
40～	11.14%	5,762	18.46%	10.62%
45～	10.78%	6,013	20.75%	11.72%
50～	11.62%	5,945	21.61%	11.32%
55～	10.21%	5,719	20.67%	10.75%
60～	3.31%	4,172	20.30%	12.01%
65～	1.22%	3,901	25.14%	11.68%
<産業別>				
E 建設業	8.25%	4,702	19.81%	9.24%
F 製造業	28.58%	4,883	22.68%	9.55%
J 卸売・小売業	16.20%	4,871	22.21%	10.00%
K 金融・保険業	4.58%	6,546	24.01%	7.78%
Q サービス業(他に 分類されないもの)	11.59%	4,543	20.25%	9.22%
その他産業	30.79%	4,806	18.94%	9.03%
<企業規模別>				
10～99	35.60%	3,872	15.98%	7.67%
100～999	37.45%	4,731	18.12%	7.37%
千人以上	26.95%	6,416	20.46%	5.45%

(備考)「平成16年賃金構造基本統計調査」により作成。

本稿で使用するデータの同一労働者属性内のジニ係数をカテゴリーごとに見ると²²、産業別には金融・保険業内での格差(24.01%)が最も大きく、小さいのは、「その他産業」内、建設業内での格差(それぞれ18.94%、19.81%)となっている。なお、ジニ係数は、構成員の分類の大きさにより値が異なることに注意が必要である。ローレンツ曲線から容易に分かるように、分類を細かくすればするほどジニ係数は大きくなる。上記の全ての労働者のジニ係数は、全ての都道府県の全ての労働者属性の賃金から得られるジニ係数であり、ローレンツ曲線でX軸となる構成員は、 $47 \times 432 = 20,304$ に区分されている。これに対し、産業別のジニ係数の構成員区分は、 $47 \times 72 = 3,384$ であり、全ての労働者のジニ係数とは比較可能ではない。比較可能なのは、同一のカテゴリーに属する労働者属性の間のみである。

企業規模別には規模が大きいほど内部の格差は大きくなっており、大企業労働者内での格差(20.46%)が最も大きく、小規模企業内での格差(15.98%)が最も小さくなっている。

性別には、男性労働者内の格差(20.04%)の方が、女性労働者内での格差(16.65%)より小さい。

年齢別には高年齢者内で格差が大きくなっており、最も格差が大きいのは、65歳以上(25.14%)、次いで、50～55歳(21.61%)、45～50歳(20.75%)となっている。

なお、都道府県別に県内格差を見ると(表6-6)、格差が比較的大きいのは、徳島(22.14%)、宮城(21.61%)となっており、格差の比較的小さいのは、島根(17.61%)、沖縄(17.82%)となっている。

²² カテゴリーごとの労働者属性間の賃金格差は、表6-5の平均賃金からわかる。

表 6-6 都道府県内賃金格差

	労働者構成 比	平均所得 (千円)	ジニ係数		労働者構成 比	平均所得 (千円)	ジニ係数
01 北海道	4.07%	4,186	18.22%	25 滋賀	0.92%	4,856	19.58%
02 青森	1.10%	3,355	19.53%	26 京都	1.62%	4,979	17.92%
03 岩手	1.16%	3,709	20.79%	27 大阪	7.06%	5,340	19.22%
04 宮城	1.73%	4,484	21.61%	28 兵庫	3.36%	4,961	18.75%
05 秋田	0.90%	3,662	20.16%	29 奈良	0.55%	4,795	19.81%
06 山形	1.02%	3,722	18.73%	30 和歌山	0.49%	4,438	19.68%
07 福島	1.78%	3,930	20.08%	31 鳥取	0.49%	3,779	19.27%
08 茨城	2.11%	4,865	19.68%	32 島根	0.59%	3,766	17.61%
09 栃木	1.74%	4,721	20.25%	33 岡山	1.22%	4,230	18.57%
10 群馬	1.56%	4,524	19.31%	34 広島	2.31%	4,453	19.39%
11 埼玉	3.97%	4,875	18.40%	35 山口	1.27%	4,254	19.83%
12 千葉	3.32%	5,181	20.17%	36 徳島	0.53%	4,422	22.14%
13 東京	16.28%	6,158	20.61%	37 香川	0.85%	4,362	20.76%
14 神奈川	5.23%	5,476	17.92%	38 愛媛	1.10%	4,150	19.94%
15 新潟	2.09%	4,160	18.41%	39 高知	0.46%	3,909	19.04%
16 富山	0.95%	4,148	17.96%	40 福岡	3.97%	4,766	20.18%
17 石川	1.03%	4,238	19.19%	41 佐賀	0.66%	3,683	19.09%
18 福井	0.71%	4,105	18.88%	42 長崎	0.96%	3,788	19.86%
19 山梨	0.61%	4,501	19.50%	43 熊本	1.23%	3,851	18.99%
20 長野	1.76%	4,461	19.73%	44 大分	0.86%	3,804	18.90%
21 岐阜	1.61%	4,267	18.31%	45 宮崎	0.85%	3,663	18.79%
22 静岡	3.47%	4,780	19.38%	46 鹿児島	1.11%	3,870	19.29%
23 愛知	7.11%	5,220	20.18%	47 沖縄	0.74%	3,421	17.82%
24 三重	1.50%	4,704	20.52%				

(備考) 1. 「平成16年賃金構造基本統計調査」により作成。

2. ジニ係数の大きさにより、次のように色づけ。

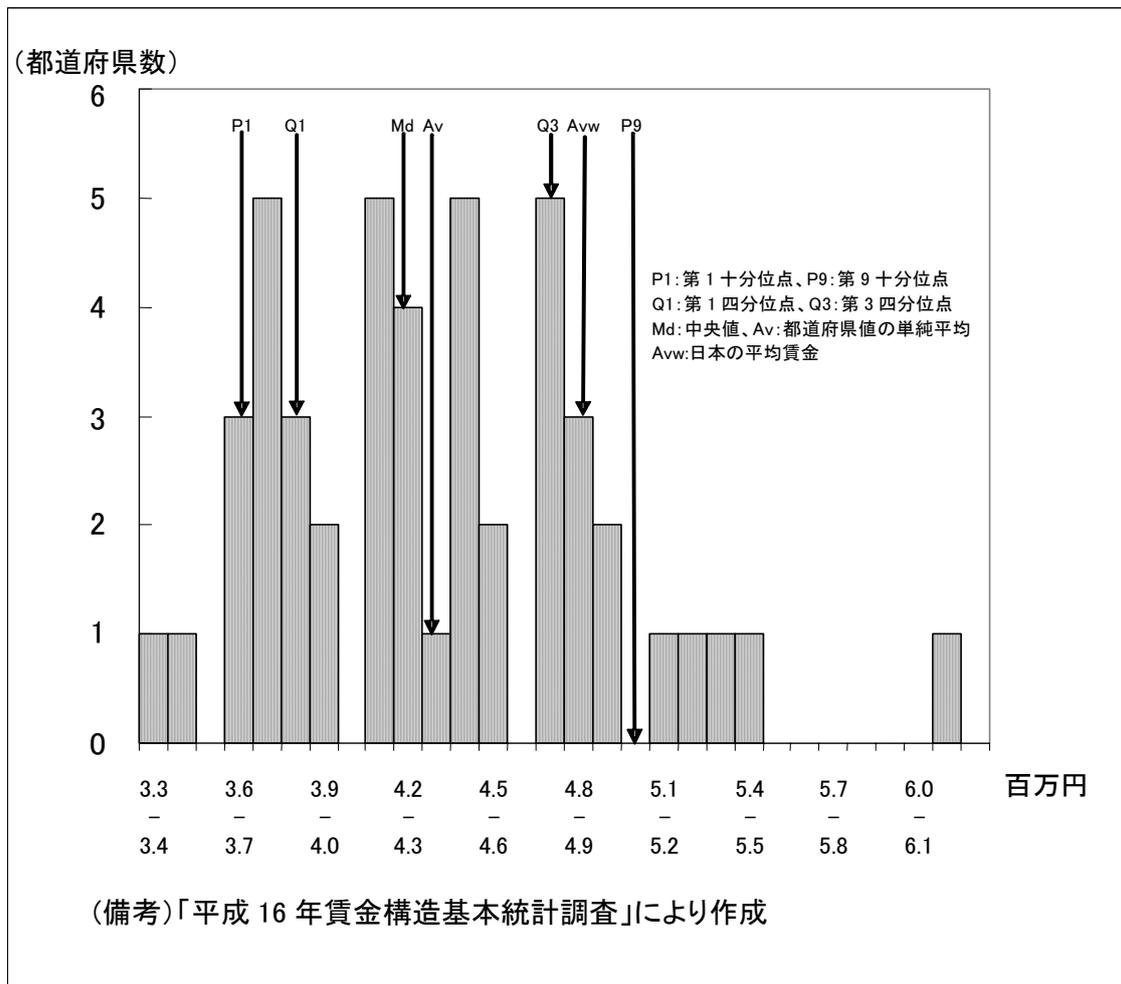
上位5県

下位5県

6.3.2 地域間格差の概況

2004年の平均賃金を都道府県別に見ると、最高は東京都(6,158千円)であり、最低は青森(3,355千円)である。格差の尺度にはいろいろなものがあるが、四分位分散係数で見ると0.107、十分位分散係数で見ると0.159である(図6-7)。四分位分散係数、十分位分散係数は、四分位偏差(第3四分位点と第1四分位点²³の差)、十分位偏差(第9十分位点と第1十分位点の差)を中央値の2倍で割ったものであるが、同様に最大値と最小値の乖離で見ると0.328と跳ね上がる。

図6-7 都道府県別賃金の分布(ヒストグラム)



四分位偏差や十分位偏差は、最大と最小の両極を切り落として散らばりを見ている。これに対し、ジニ係数は全ての都道府県の所得を用いる。04年の平均賃金の地域間格差のジニ係数は、8.87%である。

²³ データを小さい方から並べ、小さい方から4分の1の所の値を第1四分位点、4分の3の所の値を第3四分位点という。中央値は第2四分位点になる。

これを労働者属性別にみると、平均賃金の地域間格差のジニ係数²⁴（表 6-5）は、年齢別賃金を除き、労働者属性内の賃金格差と、かなり異なっている。

産業別には、地域間格差が最も大きいのは卸売・小売業(10.00%)であり、労働者属性内格差が最も大きかった金融・保険業は、地域間格差では最も小さくなっている（7.78%）。

企業別には、地域間格差は規模が小さいほど大きくなっており、最も地域間格差が大きいのは小規模企業（7.67%）となっている。

性別には、男性労働者の平均賃金の地域間格差は、女性労働者の場合と大差ないものになっている。

²⁴ この場合のジニ係数の構成員区分は、全てのカテゴリーで 47 であり、カテゴリーをまたいだ労働者属性間の比較も可能である。

7. 都道府県間賃金格差の姿－要因分解の適用

わが国では、ジニ係数は要因分解できないとされることが多い一方、準ジニ係数を用いた構成所得による要因分解が行われている。

これに対し、本稿では、これまで以下のような指摘を行ってきた。

- ① できないとされるサブグループによる要因分解については、要因分解は可能であるが、サブグループ間に重なり合いがある場合には、有益性は分析目的に依存し、重なり合いを分析目的としないならば、有益性に乏しい（第2章）。これを裏返していえば、重なり合いがないように、サブグループの設定を行えば、サブグループによる要因分解は有益なものになる。
- ② 通常行われている構成所得の準ジニ係数による要因分解については、サブグループによる要因分解に比べても、寄与度の意味付けが不明瞭であり、「要因を平等な状態にした時」の不平等度という意味付けを持たず、総所得が高い地域への当該所得の集中の程度という意味付けを与えるしかない（第3章）。
- ③ 地域格差の検討の場合、地域の労働者構成が問題になる一方、これを調整した純粋な賃金格差も問題になる。これを踏まえると、地域の労働者構成の相違による要因と、純粋な賃金格差による要因を、高所得地域の賃金を高める要因という観点から定式化し、構成所得による要因分解は、これら要因マトリクスの集計値として定式化すべきである（第4章）。
- ④ 「要因を平等な状態にした時」の不平等度による寄与度については、意味付けが明瞭であるとするとともに、発生する交差項が小さい場合には、ジニ係数の要因分解としても有益である（第5章）。

以上の指摘のうち、ジニ係数の要因分解に、「要因を平等な状態にした時」の不平等度を用いた場合の交差項の大きさは、対象となるデータによって変わってくる。平成16年「賃金構造基本統計調査」から、①属性別賃金による要因分解、②属性別の賃金と労働者構成による要因分解、③賃金と労働者構成による要因分解を行った場合の交差項は、次のようになっている。

いずれの要因分解の場合も、個々の要因の寄与度を、「当該要因を平等にした時の不平等度の減少幅」とした場合の方が、「他の要因を平等にした場合の不平等度」とした場合より交差項が小さい。これは、ジニ係数の場合、全体の所得の順位付けが重要な役割を果たしており、前者の方法の方が、要因を平等にすることによる順位付けの変更が少ないためと考えられる。「当該要因を平等にした場合の不平等度の減少幅」とした場合の交差項は、それほど小さくなく、抽出された要因の寄与度は、ジニ係数の要因分解にも有益と考えられる。

表 7-1 「要因を平等な状態にした時」の不平等度を用いた場合の、要因分解の交差項

		ジニ係数 8.87%		
		要因分解		
		属性別賃金	賃金と構成比	属性別賃金と構成比
寄与度の定義	当該要因を平等にした時の不平等度の減少幅	0.17%	0.76%	0.62%
	他の要因を平等にした時の不平等度	-18.81%	-0.78%	-

(備考)「平成16年賃金構造基本統計調査」により作成。

本章では、これらの検討結果を適用し、賃金の都道府県間格差のジニ係数に対する要因分析を行う。

7.1 都道府県間格差の半分は、東京と他の道府県との格差

－サブグループによる要因分解－

ジニ係数のサブグループによる要因分解は、グループ間の重なり合いがある状況では、重なり合いの影響が大きく出る。都道府県間の賃金格差の場合、北海道、東北、関東といった、地域ブロックのサブグループによる要因分解はなじまない。賃金水準のサブグループ間の重なり合いが大きく、わが国では地域ブロック間の重なり合いが、それほど大きな意味を持つとは思われないからである。一方、重なり合いがないようにグループを設定すれば、サブグループによる要因分解は可能である。

東京都の平均賃金は全国平均の 1.26 倍であり、全国の 16.3%の労働者が働き、総賃金は全国の 20.6%を占めている。図 7-2 は、都道府県別賃金をローレンツ曲線で示したものである。東京と神奈川の X 軸方向の差が、全国の労働者に占める東京の割合である。同じく Y 軸方向の差が、全国の総賃金に占める東京の割合である。東京と神奈川を結んだ傾きは、東京の平均賃金の全国平均賃金に対する比率（1.26 倍）を示している。すなわち、東京－神奈川間のローレンツ曲線の傾きが急であることが、東京の賃金水準が高いことを示している。他の都道府県も同様であり、ローレンツ曲線の傾きが 45 度より急な所に位置する都道府県は、平均賃金が全国平均より高いことを示している。このような都道府県は、全国で 7 都府県に過ぎない。

サブグループ分割により、東京一極集中が賃金の地域間格差のジニ係数に与えている影響を分析することができる。この要因分解で抽出された要因は、タイル指標、対数分散と同様に、「要因を平等な状態にした場合の不平等度」を用いて説明することが可能である。

全国を東京とその他の道府県の 2 つのグループに分けて、サブグループ別要因分解を行うと、次のようになる。

図 7-2 都道府県別賃金のローレンツ曲線

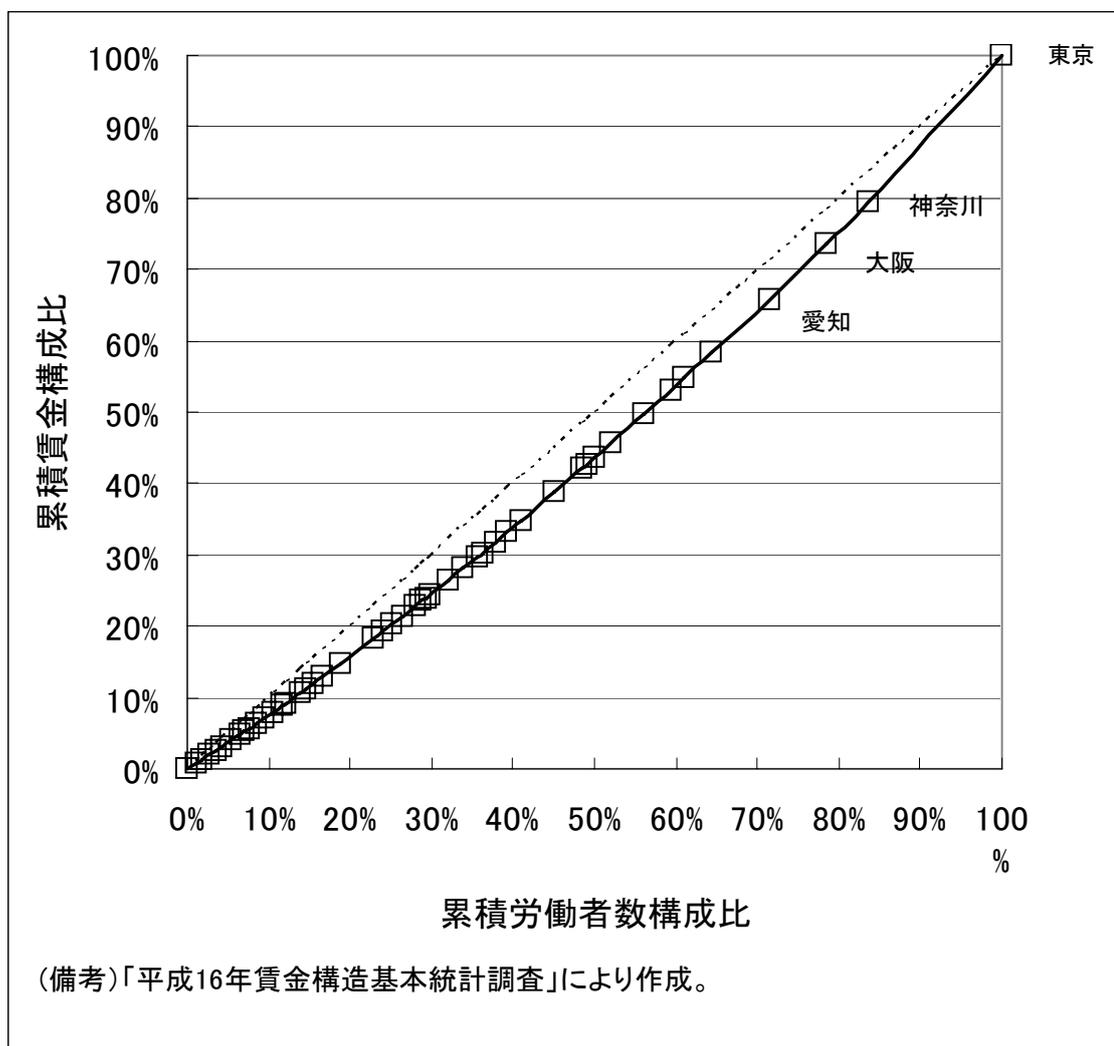


表 7-3 ジニ係数に占める、東京都、高所得4都府県の位置付け
(サブグループによる要因分解)

	全国	東京と東京以外に2分割			高所得4都府県とそれ以外に2分割		
		サブグループ内		グループ間	サブグループ内		グループ間
		東京	東京以外		高所得4都府県	高所得4都府県以外	
平均所得(千円)	4,879	6,158	4,631		5,709	4,419	
総労働者数(千人)	2,260	368	1,892		806	1,454	
ジニ係数	8.87%	-	6.93%	4.27%	3.87%	5.95%	6.07%
寄与度	8.87%	-	4.61%	4.27%	0.58%	2.23%	6.07%
寄与率	100.0%	-	51.9%	48.1%	6.5%	25.1%	68.4%

(備考)「平成16年賃金構造基本統計調査」により作成。

全体のジニ係数 8.87%のうち、東京都と他の道府県との平均賃金の乖離による寄与度は 4.27%である。寄与率では 48.1%であり、わが国の地域間格差をジニ係数で見ると、約半分が東京都と他の道府県との間の格差ということになる。東京を除いたジニ係数は、6.93%へと低下する²⁵。

東京に次いで賃金が高いのは、神奈川、大阪、愛知である。東京を含めたこれら高所得の 4 都府県と他の道府県との 2 つのグループで、サブグループ別要因分解をして見ると次のようになる。4 都府県と他の道府県との間の平均賃金の乖離による寄与度は、6.07%である。寄与率では 68.4%であり、全体の地域間格差の 3 分の 2 以上が、これらの間の平均賃金の格差であることを示している。4 都府県を除いたジニ係数は、5.95%へと低下する。

7.2 高所得県に集中する、大企業男性の総賃金

－準ジニ係数による要因分解－

ジニ係数の要因分解として通常行われている、構成所得の準ジニ係数による要因分解の結果は次のようになる。賃金の地域間格差の場合、構成所得は労働者属性別総賃金であり、準ジニ係数は、地域の平均賃金でみた高所得県への、労働者属性別総賃金の集中度合いを示している。ここで、労働者属性別総賃金とは、労働者属性別の賃金に労働者数を乗じたものであり、賃金水準が同じでも、労働者数に占める当該属性の構成比が大きい地域では、労働者属性別総賃金は高くなる。労働者属性別総賃金の寄与度は、準ジニ係数に、全地域の総賃金に占める当該属性の構成比を乗じたものである。

本稿では、労働者属性を、産業別 x 企業規模別 x 性別 x 年齢別の合計 432 種類として、準ジニ係数による要因分解を行った。

表 7-4 は、地域間格差に影響を与えている主要な労働者属性を示したものである。格差拡大要因となっている労働者属性は、総賃金の分布が地域の平均賃金の分布と正の相関がある労働者属性であり、総賃金が高所得県へ集中する傾向がある労働者属性である。もっとも大きな格差拡大要因となっているのは、企業規模 1,000 人以上の「その他産業」に勤務する 35～55 歳の男性労働者である。主要な格差拡大要因となっている労働者属性の総賃金の、地域間の偏りは必ずしも大きくない。上位 2 属性の総賃金のジニ係数は、地域の平均賃金のジニ係数(8.87%)よりも小さい。

逆に「格差縮小」要因となっている労働者属性は、総賃金が低所得県へ集中する傾向がある労働者属性である。その総賃金の分布が地域の平均賃金の分布と負の相関を持つことにより、平均賃金の地域格差にマイナスの寄与度を持っている。主要な格差縮小要因となっているのは、企業規模 10～99 人の建設業に勤める 40～60 歳の男性労働者である。

²⁵ 東京を除いた道府県について計算したジニ係数に、これら道府県の総賃金シェア、労働者構成比を乗じたものが、日本全体のジニ係数に対する、東京を除いた道府県の寄与度となる。詳細は、補論「ジニ係数の東京の寄与度と他の地域のジニ係数」を参照。

表 7-4 賃金の地域間格差に影響を与える主要な労働者属性
(準ジニ係数による要因分解)

産業	規模	性別	年齢	準Gini 係数	所得構 成比	寄与度	(参考)	
							当該要因を平等な 状態にした時の不 平等度の減少幅	Gini係数
(格差拡大)								
その他産業	千人以上	男性労働者	35～	34.31%	1.03%	0.35%	0.35%	6.50%
その他産業	千人以上	男性労働者	40～	26.17%	1.11%	0.29%	0.29%	6.42%
その他産業	千人以上	男性労働者	50～	27.34%	1.04%	0.29%	0.29%	9.19%
その他産業	千人以上	男性労働者	30～	31.59%	0.87%	0.28%	0.28%	5.25%
F 製造業	千人以上	男性労働者	50～	14.87%	1.84%	0.27%	0.26%	5.51%
(格差縮小)								
E 建設業	10～99	男性労働者	50～	-26.48%	0.63%	-0.17%	-0.17%	8.54%
E 建設業	10～99	男性労働者	45～	-23.30%	0.56%	-0.13%	-0.13%	8.77%
E 建設業	10～99	男性労働者	55～	-20.05%	0.57%	-0.11%	-0.11%	8.41%
E 建設業	10～99	男性労働者	40～	-22.52%	0.45%	-0.10%	-0.10%	7.55%
E 建設業	10～99	男性労働者	25～	-24.35%	0.38%	-0.09%	-0.09%	5.18%

(備考)「平成16年賃金構造基本統計調査」により作成。

労働者属性別総賃金の準ジニ係数による要因分解の寄与度を、産業、企業規模、性、年齢別に集計したのが表 7-5 であり、総賃金の高所得県への集中度から見ると、企業規模別には 1,000 人以上規模が、性別では男性労働者が大きな格差拡大要因となっている。これを踏まえ、1,000 人以上規模の企業に勤める男性労働者の寄与度を集計し、年齢別・産業別に内訳を見たのが表 7-6 である。寄与度の集計値は 6.73%となる。すなわち、総賃金の高所得県への集中度から見ると、総賃金構成比では全体の 29.2%に過ぎないこれらの労働者が、ジニ係数で示される地域格差 8.87%の 75.9%を説明する要因となっている。なお、表 7-5、表 7-6 で寄与度の集計値を総賃金構成比で除したものは、個々の労働者属性の場合の準ジニ係数に対応する。1,000 人以上規模の男性労働者の内訳をみると、産業別にも年齢別にも普遍的に大きな格差拡大要因となっていることが分かる。

表 7-5 賃金の地域間格差に与える影響（産業、企業規模、性別、年齢別集計）
 （準ジニ係数による要因分解）

	寄与度	総賃金構 成比	（参考）	
			総賃金の大きさを調整した、寄与	当該要因を平等な状態にした時の不平等度の減少幅
	a	b	a/b	
（産業）				
E 建設業	-0.44%	7.95%	-5.48%	-0.44%
F 製造業	0.55%	28.60%	1.91%	0.43%
J 卸売・小売業	2.58%	16.17%	15.93%	2.55%
K 金融・保険業	1.01%	6.15%	16.51%	1.01%
Q サービス業(他に分類されないもの)	2.32%	10.79%	21.45%	2.31%
その他産業	2.86%	30.33%	9.42%	2.85%
（企業規模）				
10～99	-1.21%	28.26%	-4.29%	-1.23%
100～999	2.23%	36.30%	6.15%	2.18%
千人以上	7.85%	35.44%	22.17%	7.76%
（性）				
女性労働者	0.56%	22.26%	2.50%	0.55%
男性労働者	8.32%	77.74%	10.70%	8.16%
（年齢）				
～17	0.00%	0.01%	-0.07%	0.00%
18～19	-0.06%	0.43%	-13.65%	-0.06%
20～	0.13%	5.15%	2.45%	0.12%
25～	1.09%	10.98%	9.96%	1.09%
30～	1.68%	13.59%	12.39%	1.66%
35～	1.85%	13.48%	13.72%	1.82%
40～	1.33%	13.15%	10.09%	1.30%
45～	0.71%	13.28%	5.33%	0.68%
50～	0.77%	14.15%	5.45%	0.74%
55～	1.03%	11.97%	8.59%	1.00%
60～	0.29%	2.83%	10.31%	0.29%
65～	0.06%	0.97%	5.65%	0.05%
総計	8.87%	100.00%	8.87%	8.71%

（備考）「平成16年賃金構造基本統計調査」により作成。

表 7-6 1,000人以上企業規模の男性労働者が、賃金の地域間格差に与えている影響
(準ジニ係数による要因分解)

	寄与度	総賃金構成比	(参考)	
			総賃金の大きさを調整した、寄与度	当該要因を平等な状態にした時の不平等度の減少幅
			a/b	
a	b			
1,000人以上企業規模の男性労働者	6.73%	29.24%	23.02%	6.64%
(年齢別内訳)				
～17	0.00%	0.00%	19.11%	0.00%
18～19	0.00%	0.06%	2.10%	0.00%
20～	0.12%	0.78%	15.11%	0.12%
25～	0.49%	2.33%	21.23%	0.49%
30～	0.84%	3.65%	23.16%	0.84%
35～	1.23%	4.53%	27.12%	1.21%
40～	1.06%	4.54%	23.44%	1.05%
45～	1.00%	4.65%	21.43%	0.98%
50～	1.02%	4.77%	21.34%	1.00%
55～	0.80%	3.50%	22.75%	0.78%
60～	0.14%	0.36%	38.43%	0.14%
65～	0.03%	0.09%	37.98%	0.03%
(産業別内訳)				
E 建設業	0.30%	1.66%	18.26%	0.30%
F 製造業	1.54%	10.33%	14.95%	1.47%
J 卸売・小売業	1.39%	4.65%	29.85%	1.38%
K 金融・保険業	0.69%	3.16%	21.81%	0.69%
Q サービス業(他に分類されないもの)	0.79%	2.41%	32.74%	0.79%
その他産業	2.02%	7.03%	28.70%	2.02%

(備考)1. 「平成16年賃金構造基本統計調査」により作成。

2. 産業・企業規模・性・年齢別の準ジニ係数による要因分解の、1,000人以上企業規模の男性労働者の寄与度の内訳を、年齢毎、産業毎に集計したもの。
3. 寄与度には、総賃金構成比の大きさが影響する。このため、集計した属性と地域全体の平均賃金の偏りの関係を見るため、寄与度を総賃金の構成比で割ったもの(個々の属性の場合の準ジニ係数に対応)を表中に付記した。

7.3 地域間格差の主因は、「労働者構成の相違」か、「純粋な賃金格差」か

7.3.1 大企業男性の総賃金の集中は、賃金格差よりも労働者数の集中によるもの — 「要因マトリクス A」による要因分解—

前節では、準ジニ係数による要因分解により、賃金の地域間格差には、企業規模 1,000人以上に勤める男性労働者の総賃金が、高所得県へ集中していることの影響が大きいと指摘した。

労働者属性別総賃金の準ジニ係数による要因分解は、要因マトリクス A と整合的であり、要因マトリクス A により、企業規模 1,000人以上に勤める男性労働者の総賃金の集中が、

「労働者構成の相違」によるものか、「純粋な賃金格差」によるものかを分析することができる。

その結果を示したのが、表 7-7 である。1,000 人以上企業規模を集計すると、総賃金集中の寄与度 7.85%のうち、5.85%が「労働者構成の相違」による寄与度である。また、1,000 人以上男性労働者を集計すると、総賃金集中の寄与度 6.73%のうち「労働者構成の相違」による寄与度は 5.12%であり全体のジニ係数（8.87%）に対する寄与率は、57.7%にも達する。すなわち、準ジニ係数による要因分解で、大企業男性労働者の総賃金の高所得県への集中が、平均賃金の地域間格差の大きな要因となっているのは、高所得県で大企業男性労働者の割合が大きいことが主因ということになってしまう。

表 7-7 純粋な賃金格差と構成比要因

(要因マトリクス A-準ジニ係数による寄与度をさらに分解)

	準ジニ係数による寄与度	純粋な賃金格差要因	構成比要因
(企業規模別内訳)			
10～99	-1.21%	2.17%	-3.38%
100～999	2.23%	2.52%	-0.28%
千人以上	7.85%	2.01%	5.85%
(性別内訳)			
女性労働者	0.56%	1.71%	-1.16%
男性労働者	8.32%	4.98%	3.34%
千人以上規模の男性労働者	6.73%	1.61%	5.12%
総計	8.87%	6.69%	2.18%

(備考)「平成16年賃金構造基本統計調査」により作成。

7.3.2 全体の地域間格差の主因は、労働者構成ではなく、「純粋な賃金格差」

準ジニ係数による要因分解で、大企業男性労働者の総賃金の高所得県への集中が地域間格差の大きな要因となるのは、上述のように「労働者構成の相違」が主因である。しかし、全体の地域間格差の要因を、「純粋な賃金格差」と「労働者構成比の相違」に2分した場合には、様相が異なる。これが、格差指数で通常行われている構成比の調整であり、要因マトリクスの行和に一致する。

これによると、ジニ係数 8.87%のうち、純粋な賃金格差が 6.69%、労働者構成による格差が 2.18%である。純粋な賃金格差のジニ係数に対する寄与率は、75.4%である。すなわち、都道府県間の賃金格差に、労働者構成も影響を与えているが、主要な要因は、労働者構成の影響を除外した「純粋な賃金」格差である。

7.4 高所得県で賃金水準が高い傾向は、サービス業、小規模企業で強い

「純粋な賃金格差」の影響の大きさを、寄与度を集計することにより産業別にみると(表 7-8)、もっとも影響が大きいのは、「その他産業」であり、次いで「製造業」である。寄与度には、それぞれの平均賃金の地域間格差とともに、労働者属性ごとの総賃金の大きさが影響を与える。総賃金の大きさを調整した「純粋な賃金格差」の寄与度により、高所得県で賃金水準が高い傾向をみると、産業別にはサービス業で強く、金融・保険業、建設業、製造業では弱い。

企業規模別にみると、高所得県ほど賃金水準が高いという傾向は、企業規模が小さいところで強い。全体の賃金格差への影響は、1,000人以上規模の労働者がもっとも弱くなっている。

同様に性別に見ると、全体の地域間格差への影響が大きいのは男性であるが、高所得県ほど賃金が高いという傾向は女性の方が強い。

年齢階層別に見ると、年齢階層内の賃金格差は(表 6-5)、若年者内で小さく高年齢になると開く傾向にあるが、地域間格差にもその傾向が反映され(表 7-8)、高所得県ほど賃金が高いという傾向は、高年齢者で強くなっており、特に 60 歳以降で強い。35 歳以降の労働者は、労働者構成比では 60.8%であるが、全体の賃金格差への寄与度の合計は 5.19%であり、「純粋な賃金格差」による影響全体の 77.6%を占める。

これらの労働者属性ごとの「純粋な賃金格差」の傾向には、労働者の地域間の移動、事業所の立地選択等により、賃金の平準化が地域間で行われ易いか、地域内で行われ易いかを反映していると考えられる。

産業別では、サービス業の場合には、個人向け等日常的なサービスは地域密着型のものが多いであろうし、事業所サービス等高価なサービスでは、事業所が集積する高所得県に立地することが多いであろう。企業規模別には小規模企業の方がより地域密着型であり、性別では就業のため他地域へ移動することは、女性の方が少ないであろう。これら地域密着型の労働者属性では、地域内労働市場による賃金の平準化の影響を受けやすく、高所得県で賃金水準がより高い傾向が強くなり、賃金の地域間格差が大きいと考えられる。

これに対し、企業が全国的に事業所展開を行ったり、賃金コストを重視して立地選択を行ったりする場合には、賃金の地域間の平準化が働きやすく、高所得県ほど賃金が高い傾向は比較的にな弱くなると考えられる。企業規模別には、全国展開をしているような大企業では、地域別の事業所の賃金は平準化されたものになる。

表 7-8 労働者属性別の「純粋な賃金格差」による寄与度

	「純粋な賃金格差」の寄与度	総賃金構成比	(参考)			「純粋な賃金格差」の寄与度	総賃金構成比	(参考)	
			総賃金の大きさを調整した「純粋な賃金格差」の寄与度	当該要因を平等な状態にした時の不平等度の減少幅				総賃金の大きさを調整した「純粋な賃金格差」の寄与度	当該要因を平等な状態にした時の不平等度の減少幅
	a	b	a/b		a	b	a/b		
(産業)					(年齢)				
E 建設業	0.48%	7.95%	6.06%	0.43%	～17	0.00%	0.01%	0.32%	0.00%
F 製造業	1.76%	28.60%	6.16%	1.34%	18～19	0.02%	0.43%	3.59%	0.01%
J 卸売・小売業	1.15%	16.17%	7.11%	1.10%	20～	0.21%	5.15%	4.00%	0.19%
K 金融・保険業	0.30%	6.15%	4.85%	0.31%	25～	0.52%	10.98%	4.75%	0.50%
Q サービス業(他に分類されないもの)	0.87%	10.79%	8.06%	0.82%	30～	0.76%	13.59%	5.56%	0.72%
その他産業	2.13%	30.33%	7.02%	2.11%	35～	0.91%	13.48%	6.73%	0.84%
(企業規模)					40～	0.97%	13.15%	7.40%	0.90%
10～99	2.17%	28.26%	7.67%	2.00%	45～	1.02%	13.28%	7.66%	0.93%
100～999	2.52%	36.30%	6.93%	2.40%	50～	1.03%	14.15%	7.28%	0.90%
千人以上	2.01%	35.44%	5.67%	1.71%	55～	0.90%	11.97%	7.55%	0.80%
(性)					60～	0.27%	2.83%	9.66%	0.25%
女性労働者	1.71%	22.26%	7.69%	1.56%	65～	0.09%	0.97%	8.93%	0.07%
男性労働者	4.98%	77.74%	6.41%	4.56%	総計	6.69%	100.00%	6.69%	6.11%

(備考)「平成16年賃金構造基本統計調査」により作成。

7.5 高所得県に高賃金労働者が集中する傾向は、大企業、製造業等で強い

前節では、「純粋な賃金格差」の内訳を検討した。それでは、「労働者構成の相違」はどのように影響を与えているのであろう(表 7-9)。「労働者構成の相違」の労働者属性別の内訳を、準ジニ係数による要因分解と整合的な要因マトリクス A で見ると、労働者属性の賃金水準を問わず、高所得県で構成比が大きい労働者属性を格差拡大要因、構成比が小さい労働者属性を格差縮小要因として扱うことになる。準ジニ係数による要因分解で、大企業男子労働者の総賃金の高所得県への集中が、賃金の地域間格差の主因となっているのはこのためである。これに対し、高所得県の平均賃金を高める労働者属性という視点から、「労働者構成の相違」の影響を捉えたのが、「4.3.3」で示した要因マトリクス B である。要因マトリクス B では、高所得県で、平均賃金が比較的高く構成比が大きい労働者属性、平均賃金が比較的に低く構成比が小さい労働者属性が格差拡大要因となる。要因マトリクス B による労働者属性別の寄与度は、当該要因、すなわち、当該労働者属性の構成比を都道府県間で等しくした場合のジニ係数の減少幅にも近い値を示している。

要因マトリクス B で企業規模別の影響を見ると、大企業の平均賃金(表 6-5)は全体の

平均賃金の 1.32 倍、小規模企業は 0.79 倍であり、高所得県で大企業の構成比が大きく、小規模企業の構成比が小さいことが、全体の賃金の地域間格差の大きな要因になっている。

産業別に見ると、平均賃金が高いのは金融・保険業（1.34 倍）であり、金融・保険業は高所得県で構成比が大きい傾向が最も強いが、総賃金構成比（6.15%）が小さいため、全体の賃金の地域間格差の大きな要因にはなっていない。最も大きな影響を与えているのは製造業である。製造業の労働者構成比は、要因マトリクス A の「労働者構成の相違」による寄与度がマイナスであることからわかるように、全体的には低所得県で大きい傾向があるが、低所得県に集中するのは賃金水準が低い労働者であり、賃金水準が高い労働者は高所得県に集中する傾向が強い。このため、総賃金の大きさを調整した寄与度は 3.54%であり、総賃金構成比（28.6%）が大きいこともあって、製造業は大きな格差拡大要因となっている。対照的なのは卸売・小売業である。卸売・小売業の労働者構成比は高所得県で大きい傾向にある²⁶が、賃金水準が高い労働者が高所得に集中する傾向は余り強くない。このため、総賃金の大きさを調整した寄与度は 1.75%であり、卸売・小売業は余り大きな格差拡大要因になっていない。

性別に見ると、高所得県では男性労働者の割合が大きく、女性労働者の割合が小さい傾向にあるが、賃金水準が高い労働者が高所得県に集中する傾向は、男性労働者も女性労働者もほとんど変わらない（総賃金の大きさを調整した寄与度は、それぞれ 2.17%、2.23%）。これは、労働者の性別構成が、全体の地域間格差にほとんど影響を与えていないことを意味している。

年齢階層別に見ると、20 歳未満で賃金水準の高い労働者が高所得県に集中する傾向があるが、総賃金構成比が小さく、全体の賃金格差にはあまり影響を与えていない。また 60 歳以上では、賃金水準が高い労働者が高所得県に集中する傾向はそれほど大きくない。これは定年の影響と考えられる。これに対し、全体の賃金格差への影響が大きいのは 35～60 歳の労働者であるが、賃金水準が高い労働者が高所得県に集中する傾向は、これらの年齢層の間ではほぼ均一なものになっている。

²⁶ このため、卸売・小売業の要因マトリクス A の「労働者構成の相違」による寄与度は大きなプラスになっている。

表 7-9 労働者属性別の「労働者構成の相違」による寄与度

	労働者構成の相違による寄与度			総賃金構成比	(参考)総賃金の大きさを調整した要因マトリクスBの寄与度
	要因マトリクスA CW^f	要因マトリクスB $CW2^f$	当該要因を平等な状態にした時の不平等度の減少幅		
		a			
(産業)					
E 建設業	-0.92%	0.20%	0.17%	7.95%	2.49%
F 製造業	-1.22%	1.01%	1.01%	28.60%	3.54%
J 卸売・小売業	1.43%	0.28%	0.29%	16.17%	1.75%
K 金融・保険業	0.72%	0.24%	0.24%	6.15%	3.85%
Q サービス業 (他に分類されないもの)	1.45%	-0.06%	-0.11%	10.79%	-0.57%
その他産業	0.73%	0.51%	0.54%	30.33%	1.69%
(企業規模)					
10～99	-3.38%	0.81%	0.77%	28.26%	2.88%
100～999	-0.28%	0.15%	0.14%	36.30%	0.41%
千人以上	5.85%	1.22%	1.23%	35.44%	3.44%
(性)					
女性労働者	-1.16%	0.50%	0.42%	22.26%	2.23%
男性労働者	3.34%	1.69%	1.73%	77.74%	2.17%
(年齢)					
～17	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	11.98%
18～19	-0.07%	0.10%	0.09%	0.43%	22.07%
20～	-0.08%	0.12%	0.11%	5.15%	2.26%
25～	0.57%	-0.09%	-0.09%	10.98%	-0.79%
30～	0.93%	0.07%	0.08%	13.59%	0.52%
35～	0.94%	0.37%	0.37%	13.48%	2.72%
40～	0.35%	0.40%	0.39%	13.15%	3.05%
45～	-0.31%	0.38%	0.37%	13.28%	2.84%
50～	-0.26%	0.42%	0.40%	14.15%	2.95%
55～	0.12%	0.35%	0.35%	11.97%	2.91%
60～	0.02%	0.06%	0.06%	2.83%	2.23%
65～	-0.03%	0.01%	0.00%	0.97%	1.36%
総計	2.18%	2.18%	2.15%	100.00%	2.18%

(備考)「平成16年賃金構造基本統計調査」により作成。

7.6 都道府県間格差の姿

－高賃金の大企業、製造業の立地が間接的に地域内の他の賃金を引上げ、平均賃金の地域間格差をもたらす－

「純粋な賃金格差」からは、高所得県ほど賃金水準が高い傾向が強い労働者属性が、全体の地域間格差をもたらし、「労働者構成の相違」からは、高所得県に賃金水準が高い労働者が集中する傾向がある労働者属性、低所得県に賃金水準が低い労働者属性が全体の地域間格差をもたらす要因となる。表 7-10 は、これまでの検討結果から、両者を一覧表にまとめたものであり、年齢別の労働者属性を除き、両者がかなり異なっていることを示している。

すなわち、産業別に見ると、高所得県に高賃金労働者が集中する傾向が強いのは金融・保険業、製造業であり、地域間格差の影響の大きさとしては製造業が最も大きい。しかし、高所得県で賃金水準が高い傾向が強いのはサービス業であり、製造業はその傾向が弱い。

また、企業規模別には、高所得県で高賃金労働者が集中する傾向があるのは大企業であるが、高所得県で賃金水準が高い傾向が強いのは、大企業ではなく小規模企業である。

高所得県への高賃金労働者の集中の大きさには、性別による相違はないが、高所得県で賃金水準が高い傾向が強いのは、属性内の賃金水準のばらつきが大きい男性労働者ではなく、女性労働者である。

表 7-10 高所得県ほど賃金水準が高い労働者属性と、高（低）所得県に高（低）賃金労働者が集中する労働者属性

	高所得県ほど賃金水準が高い傾向が強い	高所得県に高賃金労働者が集中、または、低所得県に低賃金労働者が集中する傾向が強い
産業別	サービス業	金融・保険業、製造業
企業規模別	小規模企業	大企業、小規模企業
性別	女性	－
年齢別	35 歳以上、特に 60 歳以上で強い	35 歳以上、但し 60 歳以上で弱い

これらの結果から考えられるのは、都道府県間格差の次のような姿である。高賃金の企業や製造業の立地により、地域内で高賃金の労働者が増加した時を考えてみよう。

高賃金労働者の増加は、地域の労働者構成の面から地域の平均賃金を高めることになる。これが、高賃金企業増加の直接的な効果である。

しかし、立地により増加する雇用者は地域全体の労働者数に比べれば小さく、地域の平均賃金の直接的な引上げ効果は大きなものにならない。賃金の地域間格差のジニ係数は 8.87% であるが、「労働者構成の相違」が地域間格差に与えている寄与度は、全てを合計しても 2.18% である。

一方、高賃金企業の立地により、地域内労働市場を通じた地域内賃金の平準化を通じ、地域内の他の労働者の賃金が上昇することになる。これが高賃金企業増加の間接的な効果である。間接的な効果により賃金水準が上昇し易いのが、賃金の平準化が地域間ではなく地域内で作用し易い労働者属性であり、産業別にはサービス業、規模別には小規模企業、性別には女性労働者である。賃金の都道府県間格差をもたらしている主因は、この間接効果である。

ここで注意すべきは、地域内賃金の平準化が生じるメカニズムである。1つには、立地企業の雇用増加により域内労働需給がタイト化することが挙げられる。しかし、より重要なのは、高賃金企業の立地による生産誘発効果であり、所得効果である。生産誘発効果とは、地元企業が立地企業への原料、部品供給等で生産を増加させる効果である。所得効果とは、賃金水準上昇による労働者の消費支出等の増加が、生産を増加させる効果である。これらの効果の大きさにより、高賃金企業立地による地域の平均賃金の上昇幅は、大きく異なることになろう。

おわりに

本稿は、ジニ係数の様々な要因分解の手法について検討し、地域間格差のコアにある賃金格差の要因の定量的な把握を行った。

ジニ係数は、ローレンツ曲線を使った視覚的な分かりやすさから、不平等度の尺度として最も利用されている尺度である。その要因分解については、世界的には、ローレンツ曲線の X 軸であるサブグループによる要因分解と、Y 軸である構成所得による要因分解が行われているが、サブグループによる要因分解は困難として、わが国で行われているのは、構成所得による要因分解、すなわち準ジニ係数による要因分解である。

しかし、要因分解は単に数字を分ければ良いというものではない。抽出された要因の含意が的確な意味を持つことが重要である。わが国では、含意の検討を十分することなく、準ジニ係数による要因分解が行われていると思われる。不平等度の意味付けとして考えられるのは、抽出された要因の寄与度が、①当該要因の不平等度を示していること、②他の要因を平等な状態にした時の全体の不平等度をしめしていること、③当該要因を平等な状態にした時の不平等度を示していること、が考えられる。タイル指標や対数分散と同様にジニ係数のサブグループによる要因分解は、これらの基準を満たしているが、準ジニ係数による要因分解はいずれの基準も満たしていない。

労働者属性別総賃金を構成所得として、準ジニ係数による要因分解を賃金の都道府県間格差に適用した場合には、「高所得県に大企業男性労働者の総賃金が集中している」ことが、都道府県間格差の主因として導かれる。しかし、これは、「高所得県に大企業男性の労働者が集中している」ためであり、「高所得県ほど男性労働者の賃金が高い」という傾向はない。本稿では労働者属性別の影響を、労働者属性ごとの「純粋な賃金格差」による影響と、「労働者構成の相違」の影響に分け、「労働者構成の相違」の影響を、高所得県で高賃金の労働者が集中する労働者属性から捉えることにより(要因マトリクス B)、「高所得県ほど高賃金の企業、製造業に勤務する労働者が多く、地域内賃金の平準化を通じ、小規模企業、サービス業等の地域内の他の労働者の賃金が高くなっていること」を、地域間賃金格差の要因として導き出した。

労働者属性ごとに集計した結果を示したのが表 7-11 であるが、準ジニ係数による要因分解の場合とはかなり異なっている。企業規模別には 1,000 人以上の寄与度が 3.23%と、引き続き最も大きいですが、他の企業規模との差は小さい。また、性別にも、男性の寄与度が 6.67%と最も大きいですが、女性の寄与度との差は小さくなっている。

表 7-11 労働者属性別寄与度の集計値

	労働者属性別集計			総賃金構成比	(参考)総賃金の大きさを調整した要因マトリクスBの寄与度
	要因マトリクスA=準ジニ係数による分解	要因マトリクスB	当該要因を平等な状態にした時の不平等度の減少幅		
		b			
(産業)					
E 建設業	-0.44%	0.68%	0.61%	7.95%	8.55%
F 製造業	0.55%	2.78%	2.35%	28.60%	9.71%
J 卸売・小売業	2.58%	1.43%	1.39%	16.17%	8.86%
K 金融・保険業	1.01%	0.53%	0.55%	6.15%	8.70%
Q サービス業(他に分類されないもの)	2.32%	0.81%	0.71%	10.79%	7.49%
その他産業	2.86%	2.64%	2.65%	30.33%	8.71%
(企業規模)					
10～99	-1.21%	2.98%	2.77%	28.26%	10.54%
100～999	2.23%	2.67%	2.54%	36.30%	7.35%
千人以上	7.85%	3.23%	2.95%	35.44%	9.11%
(性)					
女性労働者	0.56%	2.21%	1.97%	22.26%	9.92%
男性労働者	8.32%	6.67%	6.28%	77.74%	8.58%
(年齢)					
～17	0.00%	0.00%	0.00%	0.01%	12.30%
18～19	-0.06%	0.11%	0.10%	0.43%	25.66%
20～	0.13%	0.32%	0.31%	5.15%	6.26%
25～	1.09%	0.43%	0.40%	10.98%	3.96%
30～	1.68%	0.83%	0.80%	13.59%	6.08%
35～	1.85%	1.27%	1.21%	13.48%	9.46%
40～	1.33%	1.37%	1.30%	13.15%	10.45%
45～	0.71%	1.39%	1.29%	13.28%	10.49%
50～	0.77%	1.45%	1.31%	14.15%	10.23%
55～	1.03%	1.25%	1.15%	11.97%	10.46%
60～	0.29%	0.34%	0.31%	2.83%	11.89%
65～	0.06%	0.10%	0.07%	0.97%	10.29%
総計	8.87%	8.87%	17.75%	100.00%	8.87%

(備考)「平成16年賃金構造基本統計調査」により作成。

(今後の課題)

本稿で狙いとしているのは、ジニ係数による不平等度を構成する要因を、客観的に定量的に把握することである。要因マトリクス B による要因は、上述した3つの不平等度の寄与度の基準を何れも満たしていない。しかし、本稿の都道府県間賃金格差の要因分解では、要因マトリクス B で抽出された寄与度の計数は、併せて示した「当該要因を平等にした時の不平等度の減少幅」の計数と極めて近く、得られた結果は、的確な意味付けを持つものとして良いと考える。地域間格差の定量的な分析は余り行われておらず、本稿の要因マトリクス B を地域間格差の時系列変化の分析に活用していくことは、今後の一つの課題である。

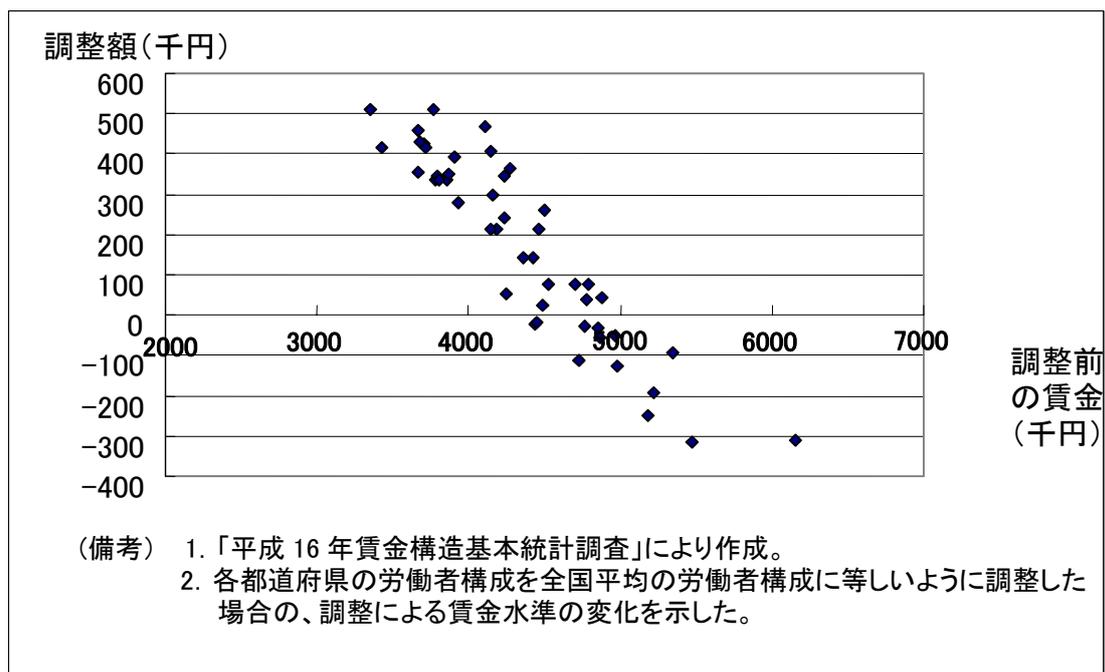
また、要因マトリクス B で抽出された要因が、「当該要因を平等な状態にした時の不平等度の減少幅」に近い計数になったのは、労働者属性を細かく分けているからである。こ

れは、通常の準ジニ係数による要因分解でも当てはまることとして、指摘しておきたい。賃金格差の分析としては、労働者属性を本稿よりもさらに細かく分けていくことが望ましい。その一つの方法は、産業分類である。本稿では全ての都道府県で共通して得られる5分類しかなく、「その他産業」の割合が大きくなってしまっている一方、地域間格差の要因として、「労働者構成の相違」の面では製造業、「純粋な賃金格差」の面ではサービス業が大きな役割を果たしている。製造業やサービス業の賃金の地域間格差の内訳を検討することは、もう1つの今後の課題である。これらは、我が国で最も包括的な賃金統計である賃金構造基本統計調査の限界であり、他の統計で補う必要がある。

付注1 ジニ係数以外の指標による地域間格差への、労働者構成の調整

各都道府県の労働者構成を全国平均の労働者構成に調整した平均賃金を、調整前の平均賃金と比較してみると、賃金水準が低い都道府県ほど、調整による賃金上昇は大きくなる。調整後の賃金格差を十分位偏差、四分位偏差、最大値－最小値の偏差で見ると、以下の通りであり、格差の縮小が確認できる。

付図-1 労働者構成が都道府県の賃金に与えている影響



付表-2 労働者構成調整の効果 (分散計数)

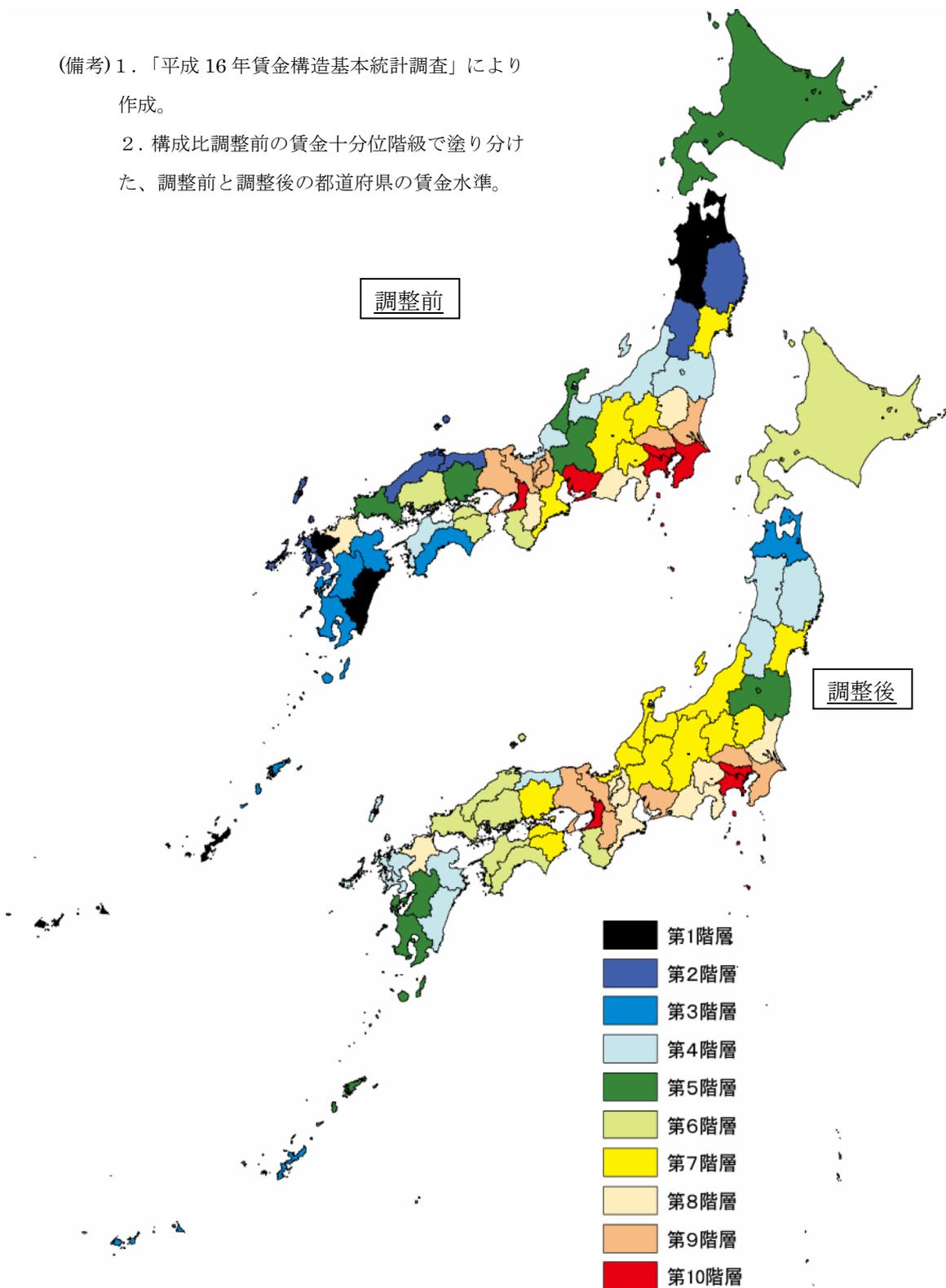
	調整前	調整後
十分位分散係数(第9十分位－第1十分位)／(2×中位数)	0.159	0.089
(第8十分位－第1十分位)／(2×中位数)	0.268	0.078
四分位分散係数(第3四分位－第1四分位)／(2×中位数)	0.107	0.064
(最大値－最小値)／(2×中位数)	0.329	0.223

(備考)「平成16年賃金構造基本統計調査」により作成。

付図-3 労働者構成調整の効果（日本地図）

－調整前の十分位点により、調整の前後の都道府県別賃金を示したもの。

- (備考) 1. 「平成 16 年賃金構造基本統計調査」により作成。
 2. 構成比調整前の賃金十分位階級で塗り分けた、調整前と調整後の都道府県の賃金水準。



付注2 2都道府県間の賃金格差の要因分解

本文では、2都道府県間の賃金格差の要因分解を、(4-3)式のように表し、ジニ係数の要因マトリクスを作成した。

$$Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet} = \sum_{f=1}^c (Y_{i,f} - Y_{j,f}) WR_{i,f} + \sum_{f=1}^c Y_{j,f} (WR_{i,f} - WR_{j,f}) \quad \dots \dots \dots \text{再掲(4-3)}$$

$$G = \frac{1}{2Y_{\bullet\bullet}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_{i\bullet} WT_{j\bullet} |Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet}| \quad \dots \dots \dots \text{再掲(4-1)}$$

$$\begin{aligned} G &= \sum_{f=1}^c \frac{1}{2Y_{\bullet\bullet}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_{i\bullet} WT_{j\bullet} \text{sgn}(Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet}) (Y_{i,f} - Y_{j,f}) WR_{i,f} \\ &\quad + \sum_{f=1}^c \frac{1}{2Y_{\bullet\bullet}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n WT_{i\bullet} WT_{j\bullet} \text{sgn}(Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet}) Y_{j,f} (WR_{i,f} - WR_{j,f}) \\ &= \sum_{f=1}^c \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n CY_{i,j}^f + \sum_{f=1}^c \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n CW_{i,j}^f \quad \dots \dots \dots \text{再掲(4-4)} \end{aligned}$$

$$= \sum_{f=1}^c CY^f + \sum_{f=1}^c CW^f \quad \dots \dots \dots \text{再掲(4-5)}$$

一方、2都道府県間の賃金格差の要因分解は、(4-3)'式のように表すこともできる。

$$Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet} = \sum_{f=1}^c (Y_{i,f} - Y_{j,f}) WR_{j,f} + \sum_{f=1}^c Y_{i,f} (WR_{i,f} - WR_{j,f}) \quad \dots \dots \dots (4-3)'$$

(4-3)式と(4-3)'式のどちらを採用するかによって、2都道府県間の労働者属性 f の「純粋な賃金格差」による寄与度 ((4-4)式の $CY_{i,j}^f$)、「労働者構成の相違」による寄与度 (同、 $CW_{i,j}^f$) は異なる。しかし、(4-1)式のジニ係数は賃金の相対平均差であり、2都道府県(i,j)間の偏差は、 $|Y_{i\bullet} - Y_{j\bullet}|$ と $|Y_{j\bullet} - Y_{i\bullet}|$ が含まれる。両者による「純粋な賃金格差」による寄与度の合計 ($CY_{i,j}^f + CY_{j,i}^f$)、「労働者構成の相違」による寄与度の合計 ($CW_{i,j}^f + CW_{j,i}^f$) は、

以下のように²⁷、(4-3)式と(4-3)'式のどちらを採用しても同じである。従って、属性ごとの純粋な賃金格差による寄与度 ((4-5)式の CY^f)、構成の相違による寄与度 (同じく、 CW^f) も、(4-3)式を採用しても、(4-3)'式を採用しても変わらない。

(4-3)式の場合：

$$\begin{aligned}
 CY_{i,j}^f + CY_{j,i}^f &= \frac{1}{2Y_{..}} WT_i \cdot WT_j \cdot \left\{ \begin{array}{l} \text{sgn}(Y_{i.} - Y_{j.}) (Y_{i,f} - Y_{j,f}) WR_{i,f} \\ + \text{sgn}(Y_{i.} - Y_{j.}) (Y_{j,f} - Y_{i,f}) WR_{j,f} \end{array} \right\} \\
 &= \frac{1}{2Y_{..}} WT_i \cdot WT_j \cdot \text{sgn}(Y_{i.} - Y_{j.}) (Y_{i,f} - Y_{j,f}) (WR_{i,f} + WR_{j,f}) \\
 CW_{i,j}^f + CW_{j,i}^f &= \frac{1}{2Y_{..}} WT_i \cdot WT_j \cdot \left\{ \begin{array}{l} \text{sgn}(Y_{i.} - Y_{j.}) Y_{j,f} (WR_{i,f} - WR_{j,f}) \\ + \text{sgn}(Y_{j.} - Y_{i.}) Y_{i,f} (WR_{j,f} - WR_{i,f}) \end{array} \right\} \\
 &= \frac{1}{2Y_{..}} WT_i \cdot WT_j \cdot \text{sgn}(Y_{i.} - Y_{j.}) (Y_{j,f} + Y_{i,f}) (WR_{i,f} - WR_{j,f})
 \end{aligned}$$

(4-3)'式の場合：

$$\begin{aligned}
 CY_{i,j}^f + CY_{j,i}^f &= \frac{1}{2Y_{..}} WT_i \cdot WT_j \cdot \left\{ \begin{array}{l} \text{sgn}(Y_{i.} - Y_{j.}) (Y_{i,f} - Y_{j,f}) WR_{j,f} \\ + \text{sgn}(Y_{i.} - Y_{j.}) (Y_{j,f} - Y_{i,f}) WR_{i,f} \end{array} \right\} \\
 &= \frac{1}{2Y_{..}} WT_i \cdot WT_j \cdot \text{sgn}(Y_{i.} - Y_{j.}) (Y_{i,f} - Y_{j,f}) (WR_{j,f} + WR_{i,f}) \\
 CW_{i,j}^f + CW_{j,i}^f &= \frac{1}{2Y_{..}} WT_i \cdot WT_j \cdot \left\{ \begin{array}{l} \text{sgn}(Y_{i.} - Y_{j.}) Y_{i,f} (WR_{i,f} - WR_{j,f}) \\ + \text{sgn}(Y_{j.} - Y_{i.}) Y_{j,f} (WR_{j,f} - WR_{i,f}) \end{array} \right\} \\
 &= \frac{1}{2Y_{..}} WT_i \cdot WT_j \cdot \text{sgn}(Y_{i.} - Y_{j.}) (Y_{i,f} + Y_{j,f}) (WR_{i,f} - WR_{j,f})
 \end{aligned}$$

²⁷ 算式中、 $CY_{i,j}^f \neq CY_{j,i}^f$ 、 $CW_{i,j}^f \neq CW_{j,i}^f$ であることに注意。

補論 「要因を平等な状態にした場合の不平等度」を用いた、ジニ係数の要因分解

通常行われているジニ係数の準ジニ係数による要因分解で抽出された要因を、「要因を平等な状態にした不平等度」を用いて説明することはできないことを本文で指摘した。しかし、ジニ係数の要因分解で「要因を平等な状態にした不平等度」を用いた説明ができないのは、準ジニ係数による要因分解だけではない。本文で扱っている要因マトリクスで抽出された要因の寄与度も、これを用いた説明ができない。また、不平等度の指標分析では、構成比による影響の調整がしばしば行われるが、ジニ係数の場合、これにより抽出された要因を、「要因を平等な状態にした不平等度」を用いて説明することもできない。

1. 要因マトリクスの場合

要因マトリクスで、労働者属性 A 以外を集計した「純粋な賃金格差」、「労働者構成の相違」による寄与度を、 $CY^{f \neq A}$ 、 $CW^{f \neq A}$ と表すと、ジニ係数の要因分解は次のように表される。

$$G = CY^A + CY^{f \neq A} + CW^A + CW^{f \neq A} \dots \dots \dots (1)$$

1.1 「純粋な賃金格差」による寄与度

労働者属性 A の「純粋な賃金格差」による寄与度 (CY^A) が、(方法 A)で説明できるためには、この寄与度が、①属性 A 以外の労働者属性 f の賃金水準が都道府県間で等しく $Y_{i,f \neq A} = Y_{\cdot, f \neq A}$ 、②全ての労働者属性 f の構成比が都道府県間で等しい ($WR_{i,f} = WR_{\cdot, f}$) 場合のジニ係数に、一致する必要がある。①、②の調整後のジニ係数及びその要因を、変数に「'」をつけて表すと次のようになり、 CY^A は、総賃金の都道府県間の順序付けが変更になるため、調整後のジニ係数 ($CY^{A'}$) に一致しない。

$$G' = CY^{A'} + CY^{f \neq A'} + CW^{A'} + CW^{f \neq A'} = CY^{A'} \dots \dots \dots (2)$$

労働者属性 A の「純粋な賃金格差」による寄与度 (CY^A) が、(方法 B)で説明できるためには、この寄与度が、①ジニ係数 (G) と、②労働者属性 A の賃金水準が都道府県間で等しい ($Y_{i,A} = Y_{\cdot, A}$) 場合のジニ係数の差に、一致する必要がある。②の調整後のジニ係数

の要因分解の関係式を「"」をつけて表すと、①と②の差は次のようになり、労働者属性 A の「純粋な賃金格差」による寄与度（ CY^A ）は、これにも一致しない。

$$\begin{aligned}
 G - G'' &= G - \left(CY^A'' + CY^{f \neq A}'' + CW^A'' + CW^{f \neq A}'' \right) \\
 &= G - \left(CY^{f \neq A}'' + CW^A'' + CW^{f \neq A}'' \right) \\
 &= CY^A + \left(CY^{f \neq A} + CW^A + CW^{f \neq A} \right) - \left(CY^{f \neq A}'' + CW^A'' + CW^{f \neq A}'' \right) \\
 &\dots\dots\dots (3)
 \end{aligned}$$

1.2 「労働者構成の相違」による寄与度

労働者属性 A の「労働者構成の相違」による寄与度（ CW^A ）の場合も、同様である。方法 A の場合の調整後のジニ係数、方法 B の場合の調整によるジニ係数の減少幅は、次のようになり、 CW^A は、これらいずれにも一致しない

方法 A の調整後のジニ係数： $G' = CW^A'$ (4)

方法 B の調整前後のジニ係数の差：

$$\begin{aligned}
 G - G'' &= CW^A + \left(CY^A + CY^{f \neq A} + CW^{f \neq A} \right) - \left(CY^A'' + CY^{f \neq A}'' + CW^{f \neq A}'' \right) \\
 &\dots\dots\dots (5)
 \end{aligned}$$

2. 全ての労働者属性の構成比による影響の調整

通常行われている、全体の格差に対する構成比の調整も、「要因を平等な状態にした場合の全体の不平等度」を使った意味付けができない。要因マトリクスの行和から、調整後の寄与度は $CY^A + CY^{f \neq A}$ と表されるが、方法 A の場合の調整後のジニ係数、方法 B の場合の調整前後のジニ係数の差のいずれとも一致しない。

方法 A の調整後のジニ係数

$$\begin{aligned}
 G' &= CY^A' + CY^{f \neq A}' + CW^A' + CW^{f \neq A}' \\
 &= CY^A' + CY^{f \neq A}' \dots\dots\dots (6)
 \end{aligned}$$

方法 B の調整前後のジニ係数の差

$$G - G'' = CY^A + CY^{f \neq A} \\ + (CW^A + CW^{f \neq A}) - (+CW^{A''} + CW^{f \neq A''}) \quad \dots \quad (7)$$

参考文献

- 大竹文雄『日本の不平等—格差社会の幻想と未来』日本経済新聞社、2005
- 経済企画庁経済研究所編『日本の所得格差—国際比較の視点から』大蔵省印刷局、1998
- 建設省『建設白書 2000』大蔵省印刷局、2000
- 国土交通省『平成 13 年度 国土交通白書』
- 豊田敬 「不平等度解析—ジニ係数と変動係数—」『経営志林』法政大学経営学会 第 41 巻 第 4 号、2005
- 豊田敬 「不平等度解析—ジニ係数の構成要素分解—」『経営志林』法政大学経営学会 第 42 巻第 1 号、2005
- 内閣府『平成 16 年度経済財政白書』
- 中村良平「地域間格差と地域発展（上、中、下）」『RP レビュー』 Volume7~9 (2002 No.1 ~3) 日本政策投資銀行 地域政策研究センター
- 南亮進『日本の経済発展と所得分布』岩波書店、1996
- 宮島洋+連合総合生活開発研究所『日本の所得分配と格差』東洋経済新報社、2002
- 本西泰三「タイの所得分配 1975-98」財務省財務総合政策研究所研究部、2003
- Alan Stuart "The Correlation between variate-values and ranks in samples from a continuous distributions" *British Journal of Statistical Psychology* 7,1954
- Amartya K Sen "On Economic Inequality" Clarendon Press,1973
- Corrado Gini "Variabilit`a e Mutabilit`a, Bologna": Tipografia di Paolo Cuppini ,1912
- Corrado Gini "Measurement of Inequality of Incomes," *The Economic Journal*,31, 124-126,1921
- Jeongdai Kim, Paul A. Jargowsky "The Gini Coefficient and Segregation on a Continuous Variable" National Poverty Center,2005
- Nripesh Podder "The Disaggregation of the Gini Coefficient by Factor Components and its Applications to Australia" *Review of Income Wealth Series*39,1993
- Sudhir Anand "Inequality and Poverty in Malaysia: Measurement and Decomposition" Oxford University Press ,1983

参考 URL

金子能宏「企業と雇用者の実態からみたセーフティ・ネット整備の条件」RIETI・セーフティネット・コンファランス報告資料（2001年9月）経済産業研究所

http://www.rieti.go.jp/jp/events/01090701/pdf/kaneko_1.pdf

総務省郵政研究所「家計の所得・消費パターンと地域特性に関する調査研究報告書」

<http://www.japanpost.jp/pri/research/survey/finance/2003/03302-01.pdf>

森剛志「夫婦間の所得の組み合わせの変化が所得格差に与える影響」大原社会問題研究所雑誌 524号（2002年7月）法政大学大原社会問題研究所

<http://oohara.mt.tama.hosei.ac.jp/oz/524/524-3.pdf>

谷沢弘毅「地域間格差の動向と地域開発政策のあり方—体系的な地域技術政策の確立に向けて—」Applied Research Institute, Inc.

http://www.ari.co.jp/04_repo/yazawa/tiiki.html

勇上和史「日本の所得格差をどうみるか—格差拡大の要因をさぐる—」JIL 労働政策レポート Volume 3, 2003.3 日本労働政策研究・研修機構

<http://www.jil.go.jp/seika/pdf/report3.pdf>

Adam Szulc "Inequality during the economic transition in Poland: 1993-99 evidence"

<http://www.wider.unu.edu/conference/conference-2003-2/conference%202003-2-papers/papers-pdf/Szulc%20070403.pdf>

Claudio Quintano, Rosalia Castellano, Andrea Regoli "The contribution of self-employment to income inequality. A decomposition analysis of inequality measures by sources and subgroup"

http://www.unisi.it/eventi/GiniLorenz05/ABSTRACT_PAPER_23%20May/PAPER_Quintano%20_Castellano_Regoli.pdf

Hugh Gravelle "Measuring income related inequality in health and health care: the partial concentration index with direct and indirect standardization" Discussion papers 2001/17, Department of Economics and Related Studies, University of York

<http://www.york.ac.uk/depts/econ/documents/dp/0117.pdf>

Ilpo Suoniemi "Decomposing the Gini and the Variation Coefficients by Income Sources and Income Recipients" Labour Institute for Economic Research, Working Papers, 169, Helsinki, 2000

<http://www.labour.fi/tutkimusjulk/tyopaperit/sel169.pdf>

Kuan Xu "How has the Literature on Gini's Index Evolved in the Past 80 Years?"

<http://economics.dal.ca/RePEc/dal/wparch/howgini.pdf>

Nripesh Podder "Ethnic Economic Disparities in New Zealand 1983-97: Application of a New Method for Analysing Subgroup Inequalities"

<http://www.iariw.org/papers/2004/chatt.pdf>

Nripesh Podder "On the Relationship Between the GINI Coefficient and Income Elasticity"

<http://sankhya.isical.ac.in/search/57b3/57b3036.pdf>

Shlomo Yitzhaki "More than a Dozen Alternative Ways of Spelling Gini"

<http://www.worldbank.org/research/inequality/pdf/morethan2002.pdf>

Xander Koolman and Eddy van Doorslaer "On the interpretation of a concentration index of inequality" ECuity II Project Working Paper #4, 2003

http://www2.eur.nl/ecuity/public_papers/wp4v3.pdf

『地域政策研究』既刊目録

号（発行年月）

■地方行財政

- ・ 地方税財源の充実確保に関する実証的研究 Vol. 1 (2000. 7)
- ・ 地域の財政依存構造 Vol. 3 (2000.12)
- ・ 市町村合併が地方財政に与える効果の実証分析 Vol. 6 (2002. 9)

■地域経済・産業

- ・ 産業集積と都市圏の成長 Vol. 5 (2002. 9)
～産業の「雇用成長力」と「立地特性」からの検証～
- ・ 成熟化に向かう大都市圏 Vol. 9 (2003. 9)
- ・ 地域経済の成長と安定 —多様性との関連— Vol. 13 (2004. 7)
- ・ 生産誘発から見た地域集中の構造 Vol. 18 (2006. 9)
—平成12年地域間産業連関表作成による地域間相互依存関係の分析—
- ・ ジニ係数と要因分解手法の検討と地域間賃金格差への適用 Vol. 19 (2006.10)

■地域経営

- ・ 地域マネジメントシステム(RMS)の基礎研究 Vol. 2 (2000.12)
- ・ 地域マネジメントシステム(RMS)による環境・地域資源管理に
関する研究 ～地域資源としての森林マネジメント～ Vol. 8 (2003. 3)
- ・ 自然環境NPO法人の役割と可能性に係わる研究 Vol. 10 (2004. 3)
～釧路地域を事例に～
- ・ 日本列島のカーボンプール：森林・森林土壌・湿地・農地土壌に
関する研究 Vol. 11 (2004. 3)
- ・ CO₂吸収機能等の適性配置：地域マネジメントシステム(RMS)に
よる環境・地域資源管理に関する研究 Vol. 12 (2004. 3)
- ・ 日本列島のカーボン・ポートフォリオに関する研究 Vol. 14 (2005. 3)
- ・ 地域マネジメントのための日本列島の Capability Map に関する研究 Vol. 15 (2005. 3)
- ・ 理想とする景観まちづくりを考える Vol. 16 (2005. 7)
～インデックスを利用した都市景観事例研究～
- ・ 環境ケイパビリティによる最適な森林バイオマス発電の決定モデル：
ケイパビリティ・インデックスによる実証分析への試論 Vol. 17 (2006. 6)

■社会資本

- ・ 社会資本整備の政策評価 ～都道府県データによる生産力効果の計測～ Vol. 4 (2002. 5)
- ・ 地域別・分野別社会資本の経済評価 Vol. 7 (2003. 3)