

Working Paper No. 315

複数属性を考慮した都道府県別の厚生分布と
地域間格差の動向

中村 和之

2018年3月



FACULTY OF ECONOMICS
UNIVERSITY OF TOYAMA

複数属性を考慮した都道府県別の厚生分布と地域間格差の動向[†]

中村和之[‡]

2018年3月

概要

日本の都道府県別にみた所得、健康、教育、安全に関する属性分布に基づき、社会厚生と地域間格差の動向を、一般化ローレンツ支配やローレンツ支配基準を複数属性に拡張した概念を用いて考察した。分析の結果、2010年の社会厚生は、過去の年度と比較して高い水準にあることがわかった。ただし、1990年代から2005年かでの間は刑法犯認知件数で示される「安全」が社会厚生を改善する隘路となっていた。一方、相対的な地域間格差については、複数属性を総合して考えたときには支配関係が観察されず、このことが、地域間格差を巡る多様な評価に繋がっていることが示唆される。

キーワード：地域間格差，複数属性，社会厚生

JEL Codes：D63; I31; R12

1 はじめに

本論では1980年から2010年にかけての都道府県別でみた経済厚生と地域間格差の動向を、複数の属性を総合した形で考察する。言うまでもなく、地域間格差はわが国の地域開発政策や社会基盤整備、地方財政制度の形成に大きな影響を及ぼしており、古くからその実態や政策の効果に関する研究が存在する。

例えば、石他(1982)は都道府県別にみた所得の分布と中央政府や地方政府による所得再分配政策の地域間帰着を推計している。また、高林(2005)は税収や公共支出の地域間格差を詳細に分析している。田平(2003)は、地域の効用関数を特定化したうえで都道府県別にみた厚生水準を導出するとともに、財政による再分配効果の態様を検討している。梶(2006)は、1955年以降の地域間格差の動向を俯瞰するとともに、特に生産側の要因に注目して要因分解を行っている。また、富永(2007)は、地域ブロック別の経済変数の格差に注目したうえで、2002年以降の地域間格差は長期的にみて大きいとは言えないものの、政府による地域間再分配政策の転換によって、2006年時点で地域間格差は拡大傾向にあるとしている。

近年、個人間の所得格差に対する関心の高まりとともに、地域間格差の動向への関心が改めて高まっている。日本創生会議(2014)や増田(2014)によるいわゆる「消滅可能性都市」

[†] 本研究はJSPS科研費(15K03507)の助成を受けた。

[‡] 富山大学経済学部 〒930-8555 富山市五福3190, mail: knakamur@eco.u-toyama.ac.jp

の議論に代表されるように、国全体の総人口が減少に転ずるなかで一貫して人口の都市部への集中が続いていることを背景として、地域経済の持続可能性への懸念が示されている。この文脈に沿って、人口流出を加速させる要因としての地域間格差に注目が集まっている。たとえば、橋木・浦川(2012)では、日本の地域間格差の実態を国際比較の中で評価するとともに、企業立地、行政サービス、健康や学力など、地域間格差を多面的にとらえて考察した上で、地域間格差を是正するため、東京への一極集中の緩和を提言している。

一方、県内総生産や県民所得といった統計から判断する限り、地域間の格差は拡大していないとの議論もある。例えば、溝端(2016)は、戦後における主要経済指標の動向を俯瞰したうえで、長期的に見る限り地域間の格差は縮小傾向にあるとしている。また、森川(2010)は実質賃金の地域間格差に着目して、個人の賃金格差のうち都道府県間格差で説明される部分は全体の1割に満たないことを指摘している。また、武田(2014)は、直近の地域間格差の動向に注目して、リーマンショック以降、地域間格差は縮小傾向にあるとしている。筒井(2010)は、地域間の所得格差と幸福度の格差の関係に注目して、幸福度の地域間格差は所得の地域間格差よりも小さいことを明らかにしている。

近年では、所得以外の要因を考慮して地域間格差を考えることの重要性も指摘されている¹。例えば、経済協力開発機構(OECD)では、各国について地域ブロック別の統計を網羅した Regional Well-being Database が整備され、地域間の厚生水準の比較が試みられている。OECD(2016)では、地域の福祉水準を11の属性に基づき評価している。わが国においても、まち・ひと・しごと創生本部「地域経済分析システム(RESAS)」や内閣府「経済・財政と暮らしの指標「見える化」データベース」などを通じて地域に関する統計が利用しやすい形で提供され始めたことにより、所得以外の地域社会を特徴づける諸相についても容易に地域間の比較、分析が可能となっている。

しかしながら、所得以外の属性も考慮した形で地域間の相違を踏まえた社会厚生を測定することや、格差を分析した研究はそれほど多くない。多面的な属性を考慮して地域の厚生水準の測定を試みた多くの分析は、多様な社会経済統計指標を偏差値化するなどの処理をしたうえで、集計してスコア化を行い、市町村や都道府県間での比較や順位づけを行うものである²。これらの分析は、所得や経済活動水準だけでは捉えられない要因を考慮することで、地域の暮らしやすさや活力といった地域特性の把握に新たな視点をもたらしているが、社会厚生や格差といった点からの分析は未だに十分とは言えない。

そこで、本論では、所得や健康、教育、安全といった属性から都道府県単位で見た地域

¹ もちろん、ここで取り上げる健康や教育といった個別の属性に焦点をあてた研究も数多く存在する。健康に関して、Nomura et al.(2017)は都道府県別にみた平均寿命の格差を分析し、1990年から2015年にかけて都道府県間の格差が拡大したことを指摘している。また、中谷・埴淵(2013)は居住地区による健康格差の存在を検証している。教育については、佐々木(2006)が、大学における学習機会の地域間格差を収容力と進学率の関係を軸として都道府県や地域ブロック別に検討している。

² たとえば、東洋経済新報社が毎年発表する『全国住みよさランキング』は都市を対象として5つのカテゴリーに分類される15の指標を集計して順位をつけている。また、内閣府「経済・財政と暮らしの指標「見える化」データベース」においても、いくつかのカテゴリーごとに統合した指標が作成、公表されている。

の厚生水準を捉え、社会厚生と言う視点から 1980 年以降 2010 年までの地域間の厚生分布と動向を考える。また、各属性の相対的な水準に着目して、複数の属性を考慮した格差の動向を考察する。複数属性をもとに指標を構築してスコア化する多くの分析とは異なり、本論では、所得分布の分析で用いられる一般化ローレンツ曲線やローレンツ曲線を複数属性に拡張した支配基準に基づき異時点間の地域間の厚生水準や格差の比較を行う。

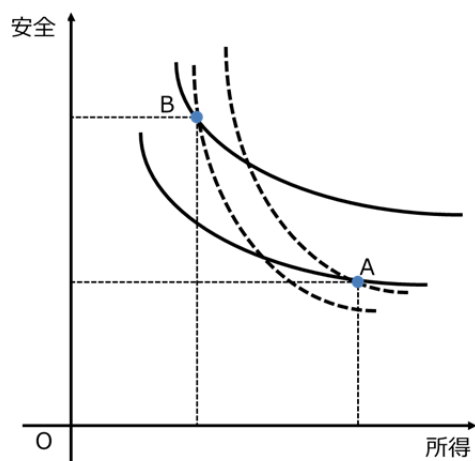


図 1(a) 複数属性の比較

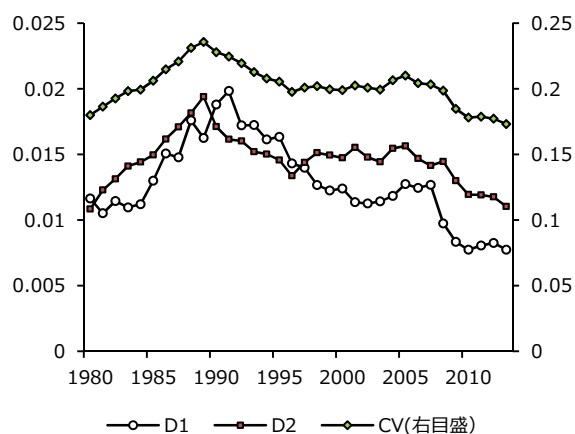


図 1(b) 1 人あたり県内総生産の格差

資料：内閣府『都道府県別経済財政モデル・データベース』

本論で用いる分析には以下の様な特徴がある。複数属性を考慮して地域の厚生水準を測定したり、格差を捉えようとする分析では、地域の厚生を評価するための関数や格差指標の選択によって、その結果が変化してしまう。例えば、図 1(a)のように地域に居住する人々の厚生が所得と安全に依存するとして、A、B の二地域のこれらの水準が A 点、B 点で表されたとする。所得は高いが安全ではない地域(A)と所得は低い及安全は高い地域(B)を比較すると、図中の実線や点線で描かれた無差別曲線によって表される人々の選好に依存して地域の厚生水準は異なり得るだろう。したがって、得られた結果は、属性を集計する際に想定された選好を前提としたものになる。

また、地域間格差に関する分析では、1 人あたり所得に関するジニ係数や変動係数などを用いて、格差の動向を分析することが多い。こちらにも、選択された不平等尺度がどの階層の所得の変化に感応的であるかに依存して、結果が変わり得る。図 1(b)は人口 1 人あたりの県内総生産の地域間格差の推移をいくつかの指標で見たものである。ここで CV は変動係数であり、D1、D2 は所得が完全平等となる時にゼロ、完全に集中している時に 1 となるように作成した指標である³。このうち D1 の方が所得の低い層に重きを置く指標となってい

³ ここでは、地域 i の t 期における人口 1 人あたり県内総生産を各年の平均値で除した値を $y_{i(t)}$ として、 $Dk(t) = 1 - (1/47) \times \sum_{i=1}^{47} (\min\{t_k, y_{i(t)}\} / \min\{t_k, \bar{y}(t)\})$, $k = 1, 2$, とした。また、 $\bar{y}(t)$ は分布の平均値であり、定義からすべての期間で 1 である。パラメータ t_k は、 $t_1 = 0.86$, $t_2 = 1.4$ として、D1、D2 を求めた。

る。これをみれば、3つの指標は幾分異なる推移を示している。

本論では、厚生や不平等尺度についての関数形を特定化するのではなく、ごく緩やかな条件を満たす関数のクラスを考え、それらのクラスに属するすべての関数と整合的な支配基準を考え、その成否を検証する。このような接近は個人の厚生を比較する手法としてすでに膨大な理論的蓄積があるが、これを地域間格差の分析に応用した研究はそれほど多くない⁴。加えて、本論では、異なる時点間で前述の支配関係が成立しない場合、どの地域にどの属性をどれだけ増やせば支配基準を満たすのかを求めることによって、厚生や格差を改善する上で、どのような要因が隘路となっているかを考える。

本論は以下の様に構成される。次節では本論で用いる分析の枠組みを解説する。第3節では、分析に用いたデータとそれらに関する予備的な考察を行う。第4節では、それらの理論的枠組みとデータを用いて1980年から2010年にかけての地域間格差の態様を考察する。最後に含意と課題を述べることにしたい。

2 分析の枠組み

本節では以降の分析に資する枠組みを述べる。基本的な考え方は、Kolm (1977)や Atkinson and Bourguignon (1982)を嚆矢とする多変量の支配基準や不平等尺度の構築に従っている⁵。

2.1 人口と属性の分布

国全体で K 個の地域から構成される社会を考える。地域を区別するインデックスを、 $i, j \in \{1, \dots, K\}$ 、とする。また、社会全体の t 期における総人口を N_t とする。地域 i における t 期の人口を $N_{i(t)}$ と表せば、 $N_t = \sum_{i=1}^K N_{i(t)}$ である。また、 $n_{i(t)} := N_{i(t)}/N_t$ で t 期における地域 i の人口シェアを表す。地域別にみた人口分布は、 K 次元のベクトル、

$$\mathbf{n}_t = [n_{1(t)}, \dots, n_{K(t)}], \quad (1)$$

によって表現される。

各地域に居住する個人の厚生は $M (\geq 1)$ 種類の属性によって特徴づけられるとする。属性を区別するインデックスを、 $r, s \in \{1, \dots, M\}$ 、で表す。地域 i に居住する人々の t 期における属性 r の値を $x_{ri(t)}$ で表す。地域 i に居住する人々の属性を以下のように表す。

⁴ 地域ではないが国家間の厚生水準の分布について、Muller and Trannoy(2011)は、一般化ローレンツ支配基準を拡張した支配基準とそれに対応する社会評価関数のクラスを考え、所得、健康、教育の3属性について厚生分布から得られる社会厚生上の含意を考察している。本論で考える支配基準は彼らが提案したものとは若干異なる。

⁵ 複数属性を考慮した厚生評価や格差の測定に関する理論的展望は、Mosler(1994), Lugo(2005), Savaglio(2006), Trannoy (2006), Weymark, (2006), Marshall et al.(2011), Aaberge and Brandolini (2015)などを参照。

$$\mathbf{x}_{i(t)} = \begin{bmatrix} x_{1i(t)} \\ x_{2i(t)} \\ \vdots \\ x_{Mi(t)} \end{bmatrix}. \quad (2)$$

社会全体の属性の分布は、各地域の個人の属性から構成される M 行 K 列の行列、

$$\mathbf{X}_t = [\mathbf{x}_{1(t)}, \dots, \mathbf{x}_{K(t)}], \quad (3)$$

によって表される。また、属性別の分布を表すベクトルを、 $\mathbf{x}_{r(t)}^r = (x_{r1(t)}, \dots, x_{rK(t)})$ 、とすれば(3)式は、

$$\mathbf{X}_t = \begin{bmatrix} \mathbf{x}_{(t)}^1 \\ \vdots \\ \mathbf{x}_{(t)}^M \end{bmatrix}, \quad (3)'$$

とも表現できる。社会全体の属性の分布は(3)式と人口分布を表す(1)式によって表現される⁶。

2.2 厚生比較の枠組み

ここでは、(2)式で表される属性に基づき各地域に居住する人々の厚生水準が定まるとして、これらを(1)式の人口分布を考慮しつつ集計した形で社会厚生を求め、これを異時点間で比較するための枠組みを述べる。

地域 i に居住する個人の厚生は以下の評価関数によって評価されるものとする。

$$v_i = V(\mathbf{x}_{i(t)}). \quad (4)$$

すなわち、ここでは、各地域に居住している人々の厚生は同一だと考えている。本論では上記の評価関数の具体的な形を与えることはせず、以下の性質だけを考える。

評価関数の性質

- (V1) $V(\mathbf{x})$ は連続,
- (V2) $V(\mathbf{x})$ は各属性に関して単調増加,
- (V2) $V(\mathbf{x})$ は各属性に関して凹関数.

以下では上記の条件を満たすような評価関数のクラスを \mathcal{V}_{ICV} と書く⁷。

⁶ 本論では、各地域に居住する人々の属性を地域単位で捉え、地域内における属性の分布は捨象している。

社会全体の t 期における社会厚生は以下の社会評価関数で表されるものとする。

$$W_t(\mathbf{v}_t, \mathbf{n}_t) = \sum_{i=1}^K n_{i(t)} v_{i(t)}. \quad (5)$$

ここで、 $\mathbf{v}_t = (v_{1(t)}, \dots, v_{K(t)})$ 、である。社会厚生は各地域の評価関数の値を人口で加重平均した値である。したがって、社会厚生は各地域の厚生水準に関して単調増加であり、個人ベースで見て対称性を持つ。さらに、(V2)より社会厚生関数もまた不平等回避性を持つ。

異なる時点(t 期と t' 期)における社会厚生を比較するための支配概念を示す。以下では t' 期を基準年、 t 期を比較年とする。まず、分析の便宜のために、以下の行列を定義しておく。

$$\mathbf{X}_t^* = [n_{1(t)} \mathbf{x}_{1(t)}, \dots, n_{K(t)} \mathbf{x}_{K(t)}]. \quad (6)$$

本論で用いる厚生評価の支配基準を述べる。

定義 1 以下の条件を満たす行列 \mathbf{Q} が存在するとき、 t 期の属性の分布は t' 期の分布を拡張された意味で GL 支配すると言い、 $\mathbf{X}_{t'} <^{GL} \mathbf{X}_t$ 、と書く⁸。

$$\mathbf{X}_{t'} \mathbf{Q} \leq \mathbf{X}_t^*, \quad (7a)$$

$$\mathbf{Q} \mathbf{e}_K^T = \mathbf{n}_{t'}^T, \quad (7b)$$

$$\mathbf{e}_K \mathbf{Q} = \mathbf{n}_t, \quad (7c)$$

$$\mathbf{Q} \geq \mathbf{0}. \quad (7d)$$

ただし、 $\mathbf{e}_K = (1, \dots, 1)$ は、すべての要素が 1 であるような K 次元の行ベクトルである。

定義 1 における \mathbf{Q} は K 行 K 列の非負の要素を持つ行列であり、その第 i 行の行和が基準年(t' 期)における地域 i の人口シェアに等しく、第 j 列の列和が t 期における地域 j の人口シェアに等しい行列である。以下ではこのような行列の集合を、

$$\mathcal{M}(\mathbf{n}_t, \mathbf{n}_{t'}) := \{\mathbf{Q} \in \mathbb{R}_+^{K \times K} : \mathbf{Q} \mathbf{e}^T = \mathbf{n}_t^T, \mathbf{e} \mathbf{Q} = \mathbf{n}_{t'}\},$$

とする⁹。

⁷ すなわち、二つの状態 $\mathbf{x}_{i(t)}$ と $\mathbf{x}_{i(t')}$ に対して、 $\mathbf{x}_{i(t)} \geq \mathbf{x}_{i(t')}$ ならば、 $V(\mathbf{x}_{i(t)}) \geq V(\mathbf{x}_{i(t)})$ が成り立つ。また、 $\beta \in [0, 1]$ に対して、必ず、 $V[\beta \mathbf{x}_{i(t)} + (1 - \beta) \mathbf{x}_{i(t')}] \geq \beta V(\mathbf{x}_{i(t)}) + (1 - \beta) V(\mathbf{x}_{i(t')})$ 、である。

⁸ ここで、「拡張された意味で GL 支配」という用語は便宜的に用いているものであり、一般的に定まったものではない。

⁹ 行列 \mathbf{Q} は二重確率行列を地域ごとに集計された人口に合わせて縮約したものと考えることができる。

定義1はShorrocks(1983)による一般化ローレンツ支配基準のひとつの拡張だと考えることができる。すなわち、属性の種類がひとつ ($M = 1$) ならば、 $\mathbf{x}_{t'} \prec^{GL} \mathbf{x}_t$ は、 t 期の分布が t' 期のそれを一般化ローレンツ支配することを意味する。

この支配基準が持つ厚生上の含意は以下でまとめられる。

命題 1 以下のふたつの条件は等価である¹⁰。

- (i) $\mathbf{X}_{t'} \prec^{GL} \mathbf{X}_t$,
- (ii) すべての $V \in \mathcal{V}_{ICV}$ について、 $W_t \geq W_{t'}$ が成り立つ。

命題 1 の支配関係が成り立つとき、評価関数に(V1)–(V3)の性質だけを想定して社会厚生に関する評価を与えることができる。命題 1 は、一般化ローレンツ支配基準におけるShorrocksの定理を複数属性に拡張したものである¹¹。

命題 1 の支配関係は二つの分布に半順序の関係を与えるものであり、 $\mathbf{X}_{t'} \prec^{GL} \mathbf{X}_t$ ならば、 $\mathbf{x}_t \prec^{GL} \mathbf{x}_{t'}$ が必ず成り立つと言うわけではない。二つの分布について、 $\mathbf{X}_{t'} \prec^{GL} \mathbf{X}_t$ 、かつ、 $\mathbf{X}_t \prec^{GL} \mathbf{X}_{t'}$ 、となる場合、 $W_t < W_{t'}$ となるような $V \in \mathcal{V}_{ICV}$ が存在すると同時に $W_t > W_{t'}$ となる評価関数 $V' \in \mathcal{V}_{ICV}$ も存在する¹²。

上記の支配基準についていくつかの性質をまとめておく。第一に、 $\mathbf{X}_{t'} \prec^{GL} \mathbf{X}_t$ が成り立つためには、属性ごとに一般化ローレンツ支配の関係が成り立たねばならない。すなわち、 $\mathbf{x}_{(t')}^r \prec^{GL} \mathbf{x}_{(t)}^r$ 、が、すべての $r \in \{1, \dots, M\}$ について成立せねばならない。第二に、このことより $\mathbf{X}_{t'} \prec^{GL} \mathbf{X}_t$ が成立するためには、各属性について t 期の平均値が t' 期の平均値と等しいかより大きくなっていなければならない。すなわち、 $\mathbf{n}_{t'}(\mathbf{x}_{(t')}^r)^T \leq \mathbf{n}_t(\mathbf{x}_{(t)}^r)^T$ 、がすべての $r \in \{1, \dots, M\}$ について成立せねばならない。最小値についても同様のことが言える。第三に、命題 1 の支配関係は推移性を持つ。すなわち、 $\mathbf{X}_{t'} \prec^{GL} \mathbf{X}_t$ であり、かつ $\mathbf{X}_{t''} \prec^{GL} \mathbf{X}_{t'}$ ならば、 $\mathbf{X}_{t''} \prec^{GL} \mathbf{X}_t$ である。

属性の種類が一つの場合、定義 1 の支配関係の有無は、比較対象とする分布のそれぞれについて一般化ローレンツ曲線を描くことによって容易に確かめることができる。複数の属性を考慮する場合、(7a)-(7d)式の成否は、(7a)式にスラック変数を導入したうえで体系をベクトル化することにより、以下の最適化問題 (問題 P) を定式化し、これを解くことで確認できる。

問題 P

$$\min_{\mathbf{q}} \mathbf{a} \mathbf{q} \tag{P1}$$

¹⁰ 証明は Nakamura(2012)を参照。

¹¹ また、確率優位 (Stochastic dominance) の議論に即して言えば、命題 1 の基準は、増加凹関数に関する順序 (Increasing concave order) に他ならない。

¹² 属性の種類が一つの場合で言えば、一般化ローレンツ曲線が交差することに相当する。

subject to

$$\mathbf{A}\mathbf{q} = \mathbf{b}, \quad (\text{P2})$$

$$\mathbf{q} \geq \mathbf{0}. \quad (\text{P3})$$

ただし, $\mathbf{a} := (\mathbf{0}_{2MN}, \mathbf{w}_L)$, であり, \mathbf{w}_L は正の係数からなる MK 次元のベクトルである. また,

$$\mathbf{A} := \begin{bmatrix} \mathbf{I}_K \otimes \mathbf{X}_{t'} & \mathbf{I}_{MK} & -\mathbf{I}_{MK} \\ \mathbf{e}_K \otimes \mathbf{I}_K & 0 & 0 \\ \mathbf{I}_K \otimes \mathbf{e}_K & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{b} := \begin{bmatrix} \text{vec} \mathbf{X}_t^* \\ \mathbf{n}_t^T \\ \mathbf{n}_{t'}^T \end{bmatrix},$$

であり, \mathbf{I}_S は S 次元の単位行列, \mathbf{e}_S はすべての要素が1であるような S 次元のベクトルを表し, \otimes はクロネッカー積, vec は列積み上げ演算子である¹³.

問題 P は標準的な線形計画問題であり, 地域経済の分析で想定される程度のサイズであれば容易に解くことができる. この問題の最適解から以下のことが導かれる.

命題 2 以下は同値¹⁴.

- (i) 問題 P の最適解がゼロ : $\min_{\mathbf{q}} \mathbf{a}\mathbf{q} = 0$,
- (ii) $\mathbf{X}_{t'} <^{GL} \mathbf{X}_t$.

命題 1 と命題 2 を併せて考えれば, 問題 P の最適解がゼロであるとき, かつそのときのみ, t 期の社会厚生は t' 期の社会厚生よりもすべての $V \in \mathcal{V}_{ICV}$ のもとで大きい. 係数の条件から最適解は必ず非負の値になる. 最適解が正である場合には, 問題 P の双対問題を解くことにより, t 期よりも t' 期の社会厚生が大きくなるような社会厚生関数を構成できる.

問題 P の最適解は地域の厚生評価への示唆を持つ. 問題 P の解ベクトル \mathbf{q} を以下のように分解する.

$$\mathbf{q} := \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{q}} \\ \mathbf{s}^- \\ \mathbf{s}^+ \end{bmatrix}.$$

¹³ $\mathbf{A} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}, \mathbf{B} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}$, とすれば, $\mathbf{A} \otimes \mathbf{B} = \begin{bmatrix} a_{11}\mathbf{B} & a_{12}\mathbf{B} \\ a_{21}\mathbf{B} & a_{22}\mathbf{B} \end{bmatrix}$, である. また, \mathbf{c}_i を列ベクトルとして, $\mathbf{C} = [\mathbf{c}_1 \quad \mathbf{c}_2 \quad \mathbf{c}_3]$, とすれば, $\text{vec} \mathbf{C} = \begin{bmatrix} \mathbf{c}_1 \\ \mathbf{c}_2 \\ \mathbf{c}_3 \end{bmatrix}$, である.

¹⁴ 証明はNakamura(2012)を参照.

ここで、 $\widehat{\mathbf{Q}}$ を、 $\text{vec}\widehat{\mathbf{Q}} = \widehat{\mathbf{q}}$ 、となるような $K \times K$ の行列とし、同様に、 $\text{vec}\mathbf{S}^- = \mathbf{s}^-$ 、 $\text{vec}\mathbf{S}^+ = \mathbf{s}^+$ となるように $M \times K$ の行列 \mathbf{S}^- 、 \mathbf{S}^+ を構成すれば、最適解は以下の様に表すことができる。

$$E(\mathbf{w}, \mathbf{X}_t, \mathbf{X}_{t'}, \mathbf{n}_t, \mathbf{n}_{t'}) = \min_{\widehat{\mathbf{q}}, \mathbf{s}^-, \mathbf{s}^+} \{ \mathbf{w}\mathbf{s}^+ : \mathbf{X}_{t'}\widehat{\mathbf{Q}} = \mathbf{X}_t^* - \mathbf{S}^- + \mathbf{S}^+, \widehat{\mathbf{Q}} \in \mathcal{M}(\mathbf{n}_t, \mathbf{n}_{t'}), \mathbf{q} \geq \mathbf{0} \}. \quad (8)$$

すなわち、問題Pの最適解は、属性の潜在価格が \mathbf{w} で与えられた時、比較年の社会厚生がどんな $V \in \mathcal{V}_{ICV}$ のもとでも基準年と等しいもしくは大きくなるために、比較年の分布に追加されねばならない属性の量を、 \mathbf{w} で評価した最少支出額を表している。また、行列は \mathbf{S}^+ の第 r 行 i 列要素(s_{ri}^+)は、そのために要する地域 i における属性 r の量を表す。ここから、もしも2期間の比較において支配関係が見出されない場合、どの地域のどの属性が厚生改善の隘路となっているかがわかる。

2.3 相対的な地域間格差

地域間格差の分析においては相対的な格差が注目されることも多い。地域間の所得格差に限っても、変動係数やジニ係数、タイル尺度といった不平等尺度を用いた分析が試みられている。ここでは、このような個別の尺度に依拠するのではなく、これらを含む不平等尺度のクラスを定め、そのクラスと整合的な評価を与える支配基準を考える。

以下では、各属性の値を属性ごとの平均値で除した新たな変数を定義し、それに基づき地域間格差を比較する。属性 r の t 期における平均値を $\bar{x}_{(t)}^r$ として、属性の平均値から構成されるベクトルを

$$\bar{\mathbf{x}}_{(t)} = \begin{bmatrix} \bar{x}_{(t)}^1 \\ \bar{x}_{(t)}^2 \\ \vdots \\ \bar{x}_{(t)}^M \end{bmatrix}, \quad (9)$$

とし、これを対角要素とする対角行列 $\text{diag}(\bar{\mathbf{x}}_{(t)})$ を用いて正規化した属性行列を、

$$\tilde{\mathbf{X}}_t = [\text{diag}(\bar{\mathbf{x}}_{(t)})]^{-1} \mathbf{X}_t, \quad (10)$$

とする。また、同様に、 $\tilde{\mathbf{X}}_t^* = [\text{diag}(\bar{\mathbf{x}}_{(t)})]^{-1} \mathbf{X}_t^*$ 、とする。

このとき、以下の支配基準を用いて相対的な格差を考える。

定義 2 以下の条件を満たす行列 $\mathbf{P} \in \mathcal{M}(\mathbf{n}_t, \mathbf{n}_{t'})$ が存在するとき、 t 期の分布は t' 期の分布を拡張された意味でローレンツ支配すると言い、 $\tilde{\mathbf{X}}_{t'} \prec^L \tilde{\mathbf{X}}_t$ 、と書く。

$$\tilde{\mathbf{X}}_{t'} \mathbf{P} = \tilde{\mathbf{X}}_t^* \quad (11)$$

定義2は, Kolm(1977)で言及されている uniform majorization と基本的に同じである¹⁵.
また, 属性の数がひとつであれば, $\tilde{\mathbf{X}}_{t'} \prec^L \tilde{\mathbf{X}}_t$ が成立することは t 期の分布が t' 期の分布をローレンツ支配することと同じである.

人口分布を表す(1)式と(10)式の属性分布をもとに地域間格差を表す以下の指標を考える.

$$D = D(\tilde{\mathbf{X}}_t, \mathbf{n}_t). \quad (12)$$

地域間格差指標 D は以下の性質を持つものとする.

地域間格差指標の性質

- (D1) $D(\tilde{\mathbf{X}}_t, \mathbf{n}_t)$ は連続,
- (D2) $D(\tilde{\mathbf{X}}_t, \mathbf{n}_t)$ は $\tilde{\mathbf{X}}_t$ に関して凸関数¹⁶,
- (D3) $D(\tilde{\mathbf{X}}_t, \mathbf{n}_t)$ は \mathbf{n}_t に関してゼロ次同次関数¹⁷.

以下では, (D1)-(D3)を満たす格差指標の集合を \mathcal{D}_{CX} とする. このうち, (D2)は格差を評価する上で最低限要求される性質である. また, (D3)は複製不変性と言われる性質を地域単位で集計されたデータにあてはめたものである.

定義2の支配基準が持つ格差分析への含意は以下の命題でまとめられる.

命題3 以下のふたつの条件は等価である¹⁸.

- (i) $\mathbf{X}_{t'} \prec^L \mathbf{X}_t$
- (ii) すべて $D \in \mathcal{D}_{CX}$ について, $D(\tilde{\mathbf{X}}_t, \mathbf{n}_t) \leq D(\tilde{\mathbf{X}}_{t'}, \mathbf{n}_{t'})$, が成り立つ.

単一属性の場合, 命題2は Atkinson(1970)の定理と基本的に同じである. この支配関係についても, $\tilde{\mathbf{X}}_{t'}$ と $\tilde{\mathbf{X}}_t$ について問題Pを解き, その最適解から成否が確かめられる.

2.4 いくつかの注意

本節では, 複数の属性に関するデータから, 社会厚生を考える方法と相対的な格差を捉

¹⁵ 但し, majorization の議論では, (11)が成り立つとき, $\mathbf{X}_{t'}$ は \mathbf{X}_t を majorise すると言い, $\mathbf{X}_t \prec \mathbf{X}_{t'}$ とする. ここでは定義1との関連で「拡張された意味でのローレンツ支配」という用語を便宜的に用いている.

¹⁶ 二つの分布, $\tilde{\mathbf{X}}_t$ と $\tilde{\mathbf{X}}_{t'}$ について, 人口分布が \mathbf{n}_0 で不変ならば, $\beta \in [0,1]$ に対して, 必ず, $D[\beta\tilde{\mathbf{X}}_t + (1-\beta)\tilde{\mathbf{X}}_{t'}, \mathbf{n}_0] \leq \beta D(\tilde{\mathbf{X}}_t, \mathbf{n}_0) + (1-\beta)D(\tilde{\mathbf{X}}_{t'}, \mathbf{n}_0)$, である.

¹⁷ すなわち, $\lambda > 0$ について, $D(\tilde{\mathbf{X}}_t, \mathbf{n}_t) = D(\tilde{\mathbf{X}}_t, \lambda\mathbf{n}_t)$, が成り立つ.

¹⁸ 証明は命題1と同様.

える方法を述べた。分析手順に即した違いで言えば、前者は属性を表すデータをそのまま用いるのに対して、後者は平均値で正規化したうえで分布を比較するものである。

ただし、両者は概念的には大きく異なる。前者は、個人の厚生を地域単位で評価関数により評価し、これを集計した社会厚生が改善されたか否かを考えるものである。一方、後者はもっぱら相対的な格差に注目する。例えば、すべての地域においてすべての属性の値が10%増加すれば、定義1の意味では望ましいと判断されるが、定義2の意味では増加前後の状態は同じだと評価される。

この結果、両者で判断が全く異なることも起こりえる。例えば、同じ人口を持つ2地域から構成される社会を考え、 t 期の所得が $\mathbf{x}_{(t)} = (20,80)$ 、 t' 期のそれが $\mathbf{x}_{(t')} = (30,170)$ で表されたとしよう。このとき、一般化ローレンツ曲線とローレンツ曲線をそれぞれ描いて比較すれば明らかなように、 $\mathbf{x}_{(t)} \prec^{GL} \mathbf{x}_{(t')}$ であるが、 $\mathbf{x}_{(t')} \prec^L \mathbf{x}_{(t)}$ となり、それぞれについて逆の評価が与えられる。

また、どちらの枠組みにおいても注意すべき点は、本論では一貫して地域の人口で加重された属性を基礎にして地域間の厚生や格差を考えていることである。地域間の厚生や格差に焦点をあてるとしても、これらは究極的には個人の厚生を集計して得られる社会厚生や個人間の格差に帰着されるものであるから、地域の人口規模を考慮することは必要である。一方で、近年、関心もたれている大都市圏への人口集中を背景として地域間の格差を考える際には注意が必要である。定義1にしたがって社会厚生を評価すれば、属性の値が大きい地域への人口の集中を、集中によって属性の値が大きく低下しない限り、望ましいと評価する。

3 分析の対象とデータ

前節で述べた枠組みに沿って属性に関するデータを構築する。地域の集計単位は都道府県とした。したがって $K = 47$ である。市町村単位で厚生や格差を考える接近もあり得るが、人々の生活圏としては詳細に過ぎると考えられる。またOECD(2016)のようにいくつかの都道府県をまとめたブロック単位の分析も考えられるが、ブロックの設定にはいくつかのバリエーションがあることや国内の先行研究との比較可能性を考慮して都道府県単位とした。

分析の対象期間は、1980年から2010年間の5年おきの7時点である。できるだけ直近の時点での比較が望ましいが、後述の県民経済計算に関する統計を利用できる年度のため、この期間とした。すなわち、 $t, t' \in \{1980, 1985, 1990, 1995, 2000, 2005, 2010\}$ 、である。

地域の厚生を評価するための属性は、所得(y)、健康(h)、教育(e)、安全(s)の4属性を取り上げた。したがって、 $M = 4$ であり、 t 期の地域 i における属性は以下のベクトルで表される。

$$\mathbf{x}_{i(t)} = \begin{bmatrix} y_{i(t)} \\ h_{i(t)} \\ e_{i(t)} \\ s_{i(t)} \end{bmatrix}. \quad (13)$$

以下では，属性に関するデータの定義とそのあらましをまとめておく．

3.1 分析に用いたデータ

分析に用いたデータとその出所は表 1 にまとめられている．

表 1 分析に用いたデータ

属性	用いる指標・統計	データの出所
所得	人口あたり民間最終消費支出額	内閣府『都道府県別経済財政モデル・データベース』
健康	平均寿命	厚生労働省『都道府県別生命表』
教育	大学進学率	文部科学省『学校基本調査』
安全	人口 1000 人あたり刑法犯認知件数	内閣府『経済・財政と暮らしの指標「見える化」データベース』
人口	国勢調査人口	総務省統計局『国勢調査』

まず，都道府県別の人口については，対象年度の国勢調査人口を用いた．都道府県別の年齢構成や世帯数の相違などを考慮して等価尺度を構築することも考えられるが，その際には前節で述べた枠組みに修正が必要なことを勘案して，最も単純な人口そのものを用いることとした．

地域の所得や経済状況を表すものとして，県民経済計算の民間最終消費支出額を用いる．地域間の経済格差の分析にはこれまで県内総生産や県民所得が用いられる例が多かった．しかしながら，県内総生産は属地概念で捉えられており，県内の個人の経済状況を表す指標としては適切でない．また，県民所得は属人概念に基づく値であるが，当該県内に居住する企業の所得も含まれており，やはり個人や家計の経済状況を的確にとらえられるとは言い難い．

本論では居住者の所得水準の代理変数として民間最終消費支出額を用いる．県民経済計算において，民間最終消費支出は域内の居住者の消費を集計したものと定義され，個人の経済状況を表す変数として適切だと考えた．加えて，個人が生涯所得の制約のもとで効用を最大がすべく各年の消費計画を立てているとすれば，各年の所得よりも消費において個人の経済状況は的確にとらえられていると考えることもできる．

県民経済計算の計数に基づき長期の推移を測る際には，基準年の違いや依拠する SNA 体系の違いに注意せねばならない．ここでは，内閣府『都道府県別経済財政モデル・データベース』において推計・公表されている実質民間最終消費額を用いることとした．

健康を表す属性として各都道府県の平均寿命（0 歳の平均余命）を取り上げた．個人の生活の質を測るためには，健康寿命がより適切であると考えられるが，推計対象期間にわたって都道府県別の健康寿命の推計がなされていないため，平均寿命を変数として取り上げ

た。

健康と関連する指標としてはこの他に医療・介護サービスの供給やアクセス性の地域間格差も考慮すべき重要な属性だと考えられる。しかし、これらのインプットに関する変数と個人の健康状態に関するアウトプットやアウトカムとの因果連関は必ずしも明確とは言えないことを考慮して平均寿命を取り上げる。

都道府県別の平均寿命は 5 年ごとに厚生労働省が公表する『都道府県別生命表』より、当該都道府県の男女の平均寿命を単純平均した値を用いる。男女の平均寿命を単純平均する代わりに各都道府県の人口性比で加重和することや、各年代の平均余命を各地域の人口構成で加重和する方法も考えられるが、ここでは単純な平均値をとった。

教育に関する指標として大学進学率を取り上げた。各地域における教育の質を測る指標としてはこの他に文部科学省による全国的な学力調査である『全国学力・学習状況調査』の正答率を用いることも考えられる。しかし、同調査の経年比較は困難であるため、進学率を教育の指標とする。また、県内に居住している人々の平均就学期間等も教育に関する指標として考えられるが、居住者の学歴については国勢調査の大規模調査時（10 年おき）のみの調査であり、比較時期が限られてしまう。別の観点として、各都道府県の教員あたり児童・生徒比率や学校数といった教育のインプットに関する指標を取り上げることも考えられるが、健康について述べたことと同じ理由で、今回は可能な限りアウトプット・ベースでの把握を行うため、進学率を指標とした。

各都道府県における進学率は、文部科学省『学校基本調査』各年版に掲載されている値を基に、以下の様な形で求めた。

$$t\text{年の大学進学率} = E_{1(t)} \times E_{2(t)}.$$

ただし、

$$E_{1(t)} = \frac{(t-4)\text{年度の高等学校(全日制・定時制)進学者}}{(t-4)\text{年度の中学校卒業生}},$$

$$E_{2(t)} = \frac{t\text{年度における当該県の高校出身者である大学入学者数}}{(t-3)\text{年度の当該県所在の高等学校(全日制・定時制)入学者}}.$$

厳密に言えば、ここで定義している係数は進学率ではなく、大学入学率である。また、通常、大学進学率は 3 年前の中学校卒業生と大学進学者の比として捉えられるが、都道府県別にみた場合、高等学校への進学段階で他県に通学する生徒がいるため、上式のように中学校から高等学校への進学率と高等学校入学者と大学入学者の比に分割している。

安全に関する変数として、都道府県ごとの刑法犯認知件数を用いる。分析ではこれを各

都道府県の人口（単位：千人）で除して，人口千人当たりの犯罪の発生率とした．安全に関する指標としては犯罪の発生件数が適当だと考えられるが，刑法犯認知件数は発生率そのものではない．しかしながら，他の分析においても安全に関する指標としてしばしば用いられることもあり，これを安全に関する指標とする．

この指標は値が大きくなるほど厚生が低下することを意味する．したがって，社会厚生
の分析では， $\tilde{s}_{i(t)}$ を t 期における i 地域の刑法犯認知件数として，

$$s_{i(t)} = 100 - \tilde{s}_{i(t)},$$

とした¹⁹．また，相対的な格差の分析では， $\bar{s}_{(t)}$ を t 期における刑法犯認知件数の総人口で加重した平均値として，

$$\tilde{s}_{j(t)} = 2 - \frac{S_{j(t)}}{\bar{S}_{(t)}},$$

のような形で求めた $\tilde{s}_{j(t)}$ を用いた．上記の値は必ず正になるとは限らないが，本論で用いた数値では対象期間を通じてすべての地域において正の値をとっている．

3.2 統計の概要と予備的考察

上述のように定義されたデータの概要をまとめておく．まず，表 2 は人口の推移を表している．分析対象期間を通じて総人口は増加している．また，最大値（東京都）は 1990 年から 1995 年にかけて減少したほかは増加している．一方，最小値（鳥取県）は 1985 年に降減少している．このような動向を反映して，変動係数の値は 1990 年から 1995 年にかけて低下したものの，他の期間では上昇を続けている．

表 2 都道府県別にみた人口の推移

	年						
	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010
総人口 (100 万人)	117.060	121.049	123.611	125.570	126.926	127.768	128.057
最大値 (100 万人)	11.618	11.829	11.856	11.774	12.064	12.577	13.159
最小値 (100 万人)	0.604	0.616	0.616	0.615	0.613	0.607	0.589
標準偏差 (100 万人)	2.245	2.327	2.397	2.432	2.490	2.568	2.653
変動係数	0.901	0.904	0.911	0.910	0.922	0.945	0.974

地域の厚生を特徴づける属性の推移をまとめたものが表 3 である．表 3 で示されている

¹⁹ ここで A の値は便宜的に設定している． $s(A, s_i) = A - s_i$ ，のような変数の変換をしたとき， A の値によって問題 P の最適解が変化することはない．

平均値や標準偏差は、各都道府県別の値を人口で加重して求めている。

表3 属性に関する統計

	年度						
	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010
人口あたり民間最終消費支出（百万円/人）							
平均値	1.574	1.729	2.020	2.148	2.181	2.293	2.455
最大値	2.030	2.289	2.674	2.766	2.825	2.970	3.198
最小値	1.149	1.197	1.419	1.461	1.605	1.585	1.757
標準偏差	0.236	0.273	0.305	0.290	0.284	0.298	0.328
平均寿命（歳）							
平均値	76.266	77.828	79.026	79.930	81.150	82.261	82.962
最大値	78.120	80.020	80.570	81.150	82.105	83.160	84.030
最小値	74.900	76.475	77.835	78.610	79.680	80.535	81.310
標準偏差	0.546	0.524	0.461	0.478	0.383	0.426	0.405
大学進学率							
平均値	0.262	0.261	0.241	0.318	0.390	0.432	0.497
最大値	0.354	0.337	0.305	0.405	0.502	0.580	0.660
最小値	0.126	0.139	0.150	0.191	0.256	0.282	0.331
標準偏差	0.059	0.053	0.043	0.057	0.070	0.076	0.086
人口千人あたり刑法犯認知件数（件/千人）							
平均値	11.596	13.281	13.240	14.199	19.251	17.761	12.384
最大値	19.916	19.301	20.661	23.461	30.630	28.298	18.510
最小値	5.944	6.730	6.568	5.420	8.897	7.511	4.979
標準偏差	3.745	3.738	4.037	4.328	5.810	5.581	3.516

表3を見ると、人口あたり民間最終消費支出額は2000年から2005年にかけて最小値が減少している他は、平均値、最大値、最小値のすべてが5年前の値よりも上昇している²⁰。

平均寿命は、すべての年度について平均値、最大値、最小値のすべてについて経年的な上昇がみられる。

大学進学率は1980年から1990年にかけて平均値と最大値が低下している。一方で、最小値は期間を通じて上昇している。平均値と最大値についても1995年度以降は5年前と比較して上昇を続けている。

刑法犯認知件数は、平均値、最大値、最小値のピークがすべて2000年にある。平均値は1990年度まで低下しているが1995年度から2000年にかけて上昇、その後は低下している。最大値は1985年を除いて2000年まで上昇している。その後、2005年、2010年と低下している。最小値は、1995年において最も小さいが、2000年に上昇し、その後、2005年、2010年においては5年前と比較して低下している。

前節で述べた社会厚生に関する支配基準は一般化ローレンツ曲線を多変量に拡張した概

²⁰ 人口あたりの民間最終消費支出額は、年度ごとに見ればリーマンショックの影響で平均値が前年よりも低下する年度もあるものの、5年ごとで見れば上昇している。

念であるから、基準年と比較年を比べて比較年の各属性の平均値と最小値が低下していないことが、支配基準が満たされるための必要条件である。民間最終消費と平均寿命は後年になるにしたがって平均値、最小値ともに増加しており、この条件を満たしている。一方、大学進学率の平均値は1990年において最も低く、その次に1985年が低い。また、刑法犯認知件数の平均値は2000年において最も高く、以下、2005年、1995年、1985年、1990年、2010年、1980年の順になる。また最大値は、同じく2000年において最も高く、以下、2005年、1995年、1990年、1980年、1985年、2010年の順になっている。

また、相対的な地域間格差に着目した支配基準（定義2）が成立することは、平均値で基準化された各属性の分布に関する任意の凸関数として定義される不平等尺度の値が上昇しないことが必要条件である。図2は、属性ごとの変動係数の変化を図示している。この中で、後年度になるにしたがって変動係数が低下しているものは大学進学率のみである。平均寿命については、図中の値だけでは変動係数の変化が定かではないが、1990年から1995年と、2000年から2005年にかけて、ごくわずかながら上昇している。

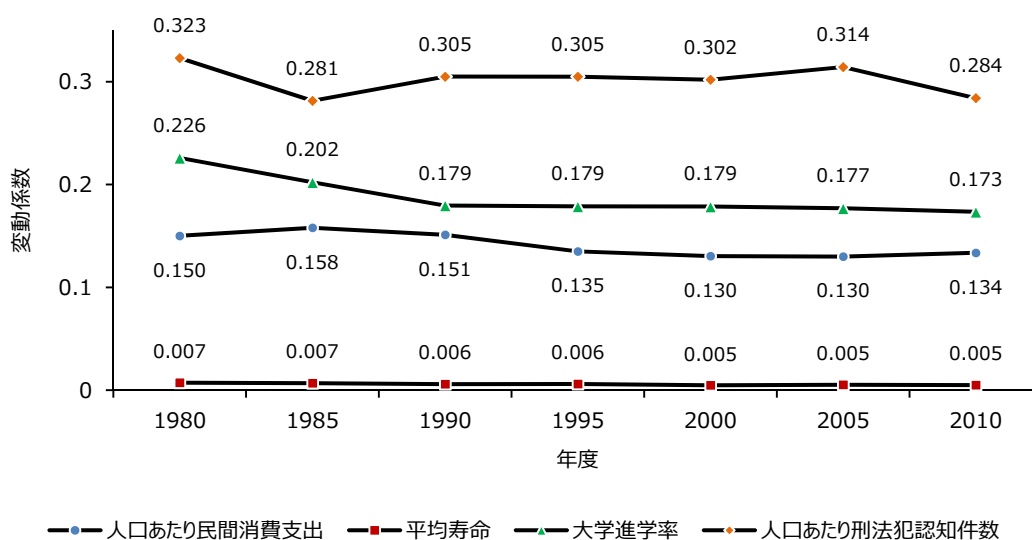


図2 属性別にみた変動係数の推移

次節ではこれらのデータを用いて社会厚生と地域間格差の比較を行う。

4 厚生に基づく社会厚生と地域間格差

4.1 社会厚生

最初に、定義1にしたがって、拡張された意味でのGL支配の有無を、問題Pを解くことによって調べる。分析の便宜のために、大学進学率については単位をパーセントとして

いる。他はすべて表 2 に記載の通りである。問題 P を解くには、各属性の潜在価格(\mathbf{w})を設定する必要がある。潜在価格の大きさは支配関係の成否とは関係しないが、(8)式の \mathbf{S}^+ には影響を与える。ここでは、所得、健康、教育、安全の潜在価格をそれぞれ、 w_y, w_h, w_e, w_s として、

$$\mathbf{w} = (w_y, w_h, w_e, w_s) = (10^4, 10^2, 10^3, 10^3), \quad (14)$$

のようにおき、 $\mathbf{w}_L = \mathbf{e}_{47} \otimes \mathbf{w}$ 、とした。

対象期間について一対比較を行った結果が表 4 にまとめられている。表 4 のセルに記載されている値は、対応する基準年と比較年における問題 P の最適解である。ここで 0 となっている基準年と比較年の組み合わせでは、比較年の分布が基準年の分布を拡張された意味で GL 支配することを示している。言い換えれば、比較年の社会厚生は基準年よりも高い。

一方、正の値を示す組み合わせは、支配関係が認められないことを意味する。すなわち、比較年よりも基準年の社会厚生が大きくなるような社会厚生関数が存在する。また、その値は、潜在価格の下で支配関係が成立するために最低限必要な属性の増加額を示している。

表 4 社会厚生の一対比較 ($\mathbf{X}_{t'} \prec^{GL} \mathbf{X}_t$)

	比較年						
	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010
1980		1822.8	3749.9	2607.6	7654.9	6164.8	804.7
1985	2024.5		2157.0	949.5	5969.8	4479.7	0.0
基 1990	4794.1	3106.2		990.7	6011.0	4520.9	0.0
準 1995	11651.0	10075.4	9015.8		5052.4	3562.3	0.0
年 2000	19325.2	17749.5	16689.9	7674.1		2.3	0.0
2005	24821.8	23246.1	22186.5	13170.8	6986.8		0.0
2010	33150.6	32296.4	31195.5	23138.4	20516.6	13529.9	

注：最適化問題(P)は MATLAB の linprog 関数を用いて解いた（以下すべて同じ）。

表 4 から以下のがわかる。第一に、2010 年の分布は、1980 年を除く 5 時点の分布を拡張された GL の意味で支配している。すなわち、すべての $V \in \mathcal{V}_{ICV}$ について 2010 年の評価関数を基に得られる社会厚生はこれらの年よりも大きい。

第二に、その他の組み合わせについて支配関係は観察されない。ただし、基準年が 2000 年、比較年を 2005 年とする組み合わせでは最適解の値は他と比較して小さい。また、 (t', t) と書くと、(1985, 1995), (1990, 1995), (1980, 2010), の組み合わせも最適解の値が他よりもやや小さい。これらの組み合わせは、支配関係をもたらすために必要な属性の増加が潜在価格で評価して小さいと言う意味では支配関係に近い状態にあると言えるかもしれない²¹。

²¹ 但し、このことを厳密に言うためには、潜在価格が属性の態様や性質を適切に反映して設定されていることが必要である。

表 5 は、属性ごとに一般化ローレンツ曲線を比較して支配関係の有無を確かめたものである。前述のように、すべての属性について一般化ローレンツ支配の関係が存在することが、複数属性を考慮した厚生支配が成立する必要条件である。

表 5 属性ごとの一般化ローレンツ曲線の比較

		比較年 (t)						
		1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010
基準年 (z)	1980	-	y, h	y, h	y, h, e	y, h, e	y, h, e	y, h, e
	1985	x	-	y, h	y, h, e	y, h, e	y, h, e	y, h, e, s
	1990	s	x	-	y, h, e	y, h, e	y, h, e	y, h, e, s
	1995	s	s	s	-	y, h, e	y, h, e	y, h, e, s
	2000	s	s	s	s	-	h, e, s	y, h, e, s
	2005	s	s	s	s	x	-	y, h, e, s
	2010	x	x	x	x	x	x	-

注：各セルの $z \in \{y, h, e, s\}$ は、比較年における z の分布が基準年のそれを一般化ローレンツ支配することを意味する。また、 x はすべての属性においてローレンツ支配の関係が成り立っていないことを意味する。

表 5 から以下のことがわかる。第一に、比較年が基準年よりも後年度の場合、民間最終消費額(y)については、(2000, 2005)を除くすべての組み合わせにおいて、一般化ローレンツ支配の関係が観察される。したがって、経済的な側面を消費水準で見ると、社会厚生は概ね改善されてきたと言える。また、健康(平均寿命:h)についても、基準年<比較年、となるすべての組み合わせについて一般化ローレンツ支配の関係が観察される。

第二に、1980年から2005年までの間で、基準年<比較年、となる組み合わせにおいてはすべて安全(s)について、一般化ローレンツ支配の関係が成立していない。逆に、1980年から1990年までの間で、比較年<基準年、となる組み合わせにおいて、安全には一般化ローレンツ支配の関係が成立している。すなわち、属性のうち安全だけを抽出して考えると、1980年から1995年にかけて、後年度になるにしたがって厚生水準が低下していた。

第三に、1985年と1990年を比較年度として、基準年<比較年、となる組み合わせでは教育(e)に関して一般化ローレンツ支配の関係が観察されない。このことは同時期に生じた大学進学率の低下が影響していると考えられる。

これらの観察をまとめると、2010年を除く各年度の比較において、安全が社会厚生を改善する隘路になっていたこと、ならびに、1980年代において教育の分布が社会厚生改善の隘路になっていた可能性がある。

社会厚生の評価に刑法犯認知件数で示される安全が与える影響を考えるために、これを除いた民間最終消費支出、平均寿命、大学進学率の3属性だけを対象として拡張された意味でのGL支配基準の成否を調べた。潜在価格は先の分析と同じである。

この結果は表 6 でまとめられている。ここから明らかなように、1995年以降の社会厚生は、(2000, 2005)の組み合わせを除いて、後年になるほど大きくなっている。このことから、

1990年から2005年にかけての安全に関する属性が社会厚生を改善を妨げていたと言える。また、3つの属性で得られた社会厚生に関する支配関係を図示したものが図3である。図3を見れば、安全以外の諸属性に注目すれば、10年程度の長期において社会厚生が改善されていることがわかる。

表6 「安全」を除いた3属性による社会厚生の一対比較 ($\mathbf{X}_{t'} <^{GL} \mathbf{X}_t$)

	比較年						
	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010
1980		1.4	21.1	0.0	0.0	0.0	0.0
1985	1714.9		19.7	0.0	0.0	0.0	0.0
基 1990	4741.8	3029.0		0.0	0.0	0.0	0.0
準 1995	6161.9	4450.8	1441.7		0.0	0.0	0.0
年 2000	6687.0	4975.9	1966.8	525.1		2.3	0.0
2005	7961.4	6250.4	3241.2	1799.5	1274.4		0.0
2010	9713.2	8002.1	4993.0	3551.3	3026.2	1751.8	

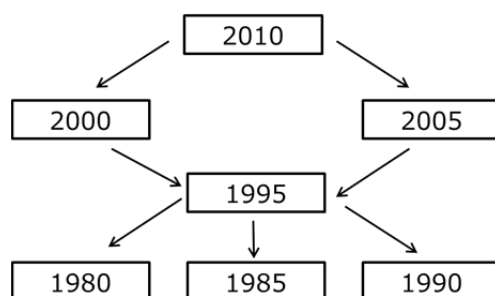


図3 「安全」を除く3属性で見た支配関係

注： $t \rightarrow t'$ は、「安全」を除く3属性で、 $\mathbf{X}_{t'} <^{GL} \mathbf{X}_t$ が成立するという意味で t 期の分布が t' 期の分布を支配する。

それでは具体的にどの地域における安全の変化が改善を妨げていたのであろうか。表7は、基準年を1980年として、その他の各年について問題Pを解いたときの、刑法犯認知件数に関するスラック(\mathbf{S}^+ の第4行)をもとに、各比較年における社会厚生が基準年よりも大きくなるために必要とされる人口千人あたりの刑法犯認知件数の減少量を示している²²。例えば、2010年において、人口千人あたりの刑法犯認知件数が、愛知県において4.7件、大阪府において4.1件、兵庫県において1.3件、福岡県において5.2件だけ減少しておれば、同年の社会厚生は1980年の社会厚生よりも高かったと言える。

表7より、2000年と2005年においては、ほぼ全国的に安全の程度が悪化していたことが窺われる。2000年では社会厚生を改善するためには、47都道府県中36都道府県、2005年では同じく32都道府県において安全の改善が必要であった。

²² 問題Pにおいて最適解の値は一意的であるが、(8)式の \mathbf{S}^- や \mathbf{S}^+ で表される最適ベクトルは一意的とは限らない。よって、ここでの結果はひとつの例として示されるものである。

表7 $X_{1980} <^{GL} X_t$ となるために必要な人口千人あたり刑法犯認知件数の削減量

	比較年(t)					
	1985	1990	1995	2000	2005	2010
北海道	6.743	7.045	5.767	7.518	5.153	
青森県						
岩手県			1.799	1.500		
宮城県			3.040	10.434	4.796	
秋田県	0.767			3.762	0.628	
山形県				1.231		
福島県	0.752	0.890	0.927	5.495	4.096	
茨城県	0.910			8.092	7.914	
栃木県			1.941	4.787	4.470	
群馬県	1.173		1.881	5.191	8.455	
埼玉県	0.629	3.483	8.185	14.391	13.953	
千葉県	3.138		2.980	12.131	8.094	
東京都	1.308		0.494	6.405	1.945	
神奈川県				4.986	1.139	
新潟県	2.378		0.014	0.940	1.722	
富山県						
石川県						
福井県				0.989		
山梨県				3.161	1.128	
長野県	0.320	0.496	1.435	7.020	4.525	
岐阜県				5.405	5.158	
静岡県				6.246	5.078	
愛知県	0.748	1.932	3.665	13.882	16.223	4.623
三重県				2.882	7.135	
滋賀県	2.619		2.220	7.659	2.155	
京都府			0.054	7.436	8.736	
大阪府	5.973	7.227	8.323	17.449	17.061	4.059
兵庫県			2.042	7.233	12.011	1.204
奈良県	3.006	3.289	1.118	8.781	6.456	
和歌山県	2.189	0.925		3.075		
鳥取県	1.743				0.262	
島根県	1.216					
岡山県				1.237	1.295	
広島県	2.312	4.236	1.942	6.268	0.759	
山口県			1.457	5.388	1.918	
徳島県				1.591	0.300	
香川県				5.304	9.005	
愛媛県	1.725			0.409		
高知県	7.252		4.000			
福岡県	4.642	9.260	13.713	20.657	11.226	5.141
佐賀県				1.306	1.384	
長崎県						
熊本県	2.615			0.020		
大分県						
宮崎県	0.455		0.821	3.846		
鹿児島県						
沖縄県	5.156			3.180	1.730	

地域ごとにみれば、すべての年度において安全の改善が必要であったのは、愛知県、大阪府、福岡県の3府県である。また、北海道、福島県、埼玉県、長野県、奈良県、広島県は、2010年を除いた各年で安全の改善が求められていた。逆に、すべての年度において改善の必要がなかった地域は、青森県、富山県、石川県、長崎県、大分県、鹿児島県であった。加えて、島根県は1985年度のみ正の値を示している。まとめると、大都市圏や地方の

中心都市を抱える地域において安全の改善が必要だったことがわかる。この時期には、安全と言う属性に着目すると、通常とは逆の意味で都市圏と地方の厚生の変動が生じていた。

4.2 地域間格差

次に、拡張された意味でのローレンツ支配基準に基づき、地域間格差について前項と同じ対象期間と属性で比較する。問題 P における潜在価格については、属性のすべてが平均値で基準化されているので、 $w_i = 10^3$, for $i \in \{y, h, e, s\}$, とした。

表 8 地域間格差の対比較 ($\mathbf{X}_{t'} \prec^L \mathbf{X}_t$)

	比較年						
	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010
1980	-	24.9	43.3	33.3	31.0	44.3	38.1
1985	51.3	-	37.5	29.7	31.9	46.2	35.9
基 1990	65.2	35.2	-	16.5	25.4	42.9	32.0
準 1995	76.4	47.2	32.1	-	31.6	52.2	42.2
年 2000	82.7	50.9	52.0	38.1	-	35.2	27.8
2005	85.1	59.3	61.5	51.1	27.9	-	15.6
2010	93.0	65.7	68.8	59.0	37.4	30.6	-

表 8 は問題 P を解くことによって比較した結果を示している。表 8 の各セルの値はすべて正であり、比較の対象としたすべての組み合わせにおいて、拡張された意味でのローレンツ支配の関係は成り立たない。このことは、どの組み合わせについても、基準年よりも比較年において格差がより大きいとする格差指標が存在すると同時に、逆の結論を導く指標も存在することを意味する。すなわち、ここで取り上げた属性を総合して考える限り、相対的な都道府県間格差に明確な傾向は観察されない²³。

格差の動向をより詳しく見るために、属性ごとにローレンツ支配の関係を見たものが表 9 である。これを見れば明らかなように、社会厚生の変動とは異なり、属性ごとに見ても支配関係にある組み合わせはそれほど多くない。教育については、1985 年以降のすべての年度において 1980 年の分布をローレンツ支配している。また、所得は、(1985,2000)と(1990,2000), (1990,2010) について支配関係が見出される。安全については、(2000,1985), (2005,1985)で支配関係があり、2000 年、2005 年は安全面での格差が 1985 年と比べて拡大している。

²³ 本論では、各都道府県の人口規模で属性を加重した形で地域間格差を考えている。しかし、人口で加重することなく問題 P を解いても、対象とするすべての年度間で支配関係は成立しなかった。

表9 属性ごとのローレンツ支配関係

	比較年							
	1980	1985	1990	1995	2000	2005	2010	
1980	-	e	e	e	e	e	e	
1985	x	-	h, e	e	y, e	x	x	
基準年	1990	x	x	-	x	Y	x	y
1995	x	x	x	-	x	x	x	
2000	x	s	x	x	-	x	x	
2005	x	s	x	x	x	-	x	
2010	x	x	x	x	x	x	-	

注：各セルの $z \in \{y, h, e, s\}$ は、比較年における z の分布が基準年のそれをローレンツ支配することを意味する。また、 x はすべての属性においてローレンツ支配の関係が成り立っていないことを意味する。

このような個々の属性別の支配関係を、教育と所得について図示したものが図4(a),(b)である。既に表9で示されていることであるが、属性ごとに支配関係をみても、経年的に格差が拡大もしくは縮小する傾向は観察されない。教育については後年度ほど格差が縮小する傾向はあるものの、1990年以降の20年間では格差が縮小したとも拡大したともいえない。所得についても、基準年<比較年、となる組み合わせでは支配関係が観察されないと言う意味では格差が経年的に拡大したとは言えないが、図47(b)で示されるように、後年度になるにしたがって格差が縮小しつつあるという傾向が明確に存在するわけではない。

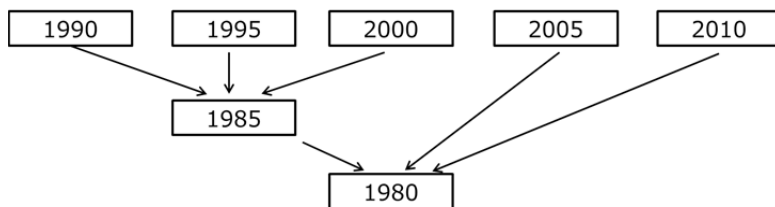


図4(a) 教育の支配関係

注： $t \rightarrow t'$ は、 t 期の分布が t' 期の分布をローレンツ支配することを意味する。

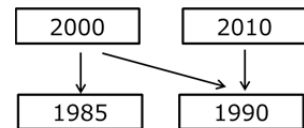


図4(b) 所得の支配関係

個々の属性でも多くの時点間比較において支配関係が観察されないことを踏まえれば、集計的な指標を用いて地域間格差を検討する際には、その指標が持つ性質を考慮した分析と考察が必要であろう。

5 まとめ

本論では1980年から2010年にかけての地域間の厚生分布と地域間格差を、複数の属性を考慮して検討した。分析から得られた主な結果をまとめると以下のことが言えよう。

第一に、地域の厚生に基づき、複数属性にわたる支配基準を用いて社会厚生を評価する接近では、2010年の社会厚生は1980年との比較を除いて、対象とした年度よりも大きいことがわかった。本文中で述べたように、この結果は広範な評価関数や社会厚生関数において成立するものである。

第二に、1990年代において刑法犯認知件数で代理される安全に関する属性が厚生改善の妨げになっていたことが示された。実際、安全に関する属性を除外して厚生に関する支配基準を考えれば、概ね経年的な厚生改善が観察される。

第三に、相対的な地域間格差については、本論で用いた支配基準で見ると、相対的な意味での地域間格差は拡大しているとも縮小しているとも言えない。このことは、格差を捉えようとする指標の選択に依存して、格差の拡大縮小に関する判断が異なり得ることを意味する。地域間格差を巡る議論においてしばしば生ずる実態認識の違いは、対象とする属性や対象期間の違いとともに、このような要因もあるかも知れない。

本論では、厚生分布の比較に関して「格差」という言葉を避けてきたが、4.1節で考えた支配基準が格差の問題を捨象しているわけではない。評価関数に課した性質を満たしつつ、厚生が低い地域を重視した社会厚生関数を構成することは可能であり、支配基準の成立は、そのような評価関数の下でも社会厚生は比較年度においてより高いことを意味する。

本論で明らかとなった地域間の厚生分布や格差の実態を踏まえれば、地域政策においては大都市圏から地方圏への所得移転に留まらない多面的な政策が求められよう。多くの論者が指摘するように、わが国において地域間の所得再分配は地域間の所得均等化に大きな役割を果たしてきた。一方で、大都市圏や地方の拠点都市では本稿で取り上げた安全のような属性の毀損もあり得る。このことを考えれば、必ずしも所得水準のみが高い地域が厚生も高いとは言えず、地域間の所得移転や再分配政策を含む地域政策はこのような側面も考慮した包括的な判断が求められる。

本文でも若干触れたが、ここでの枠組みでは、厚生水準の低い地域から高い地域への人口移動が社会的厚生の改善に結びつき、望ましいと判断することがある。総人口が減少する中で地域間の厚生分布を考えると、人口の減少率が大きい地域の厚生を重視するような評価関数を想定した分析が必要かもしれない。また、属性として取り上げた変数を代えて分析結果の頑健性を考察することも必要である。本稿では、所得、健康、教育、安全の4つの属性だけを取り上げたが、より多面的な分析も求められよう。さらに、今回は対象期間を2010年までとしたが、東日本大震災を挟んだ2015年以降の厚生水準の動向も重要な意味を持つ。これらは、今後の課題としたい。

参考文献

- 石弘光・小泉一郎・長谷川正・秦邦明・山本裕一(1982).「地域間における受益と負担の帰着と再分配効果」, 『経済分析』 86.
- 梶善登(2006)「地域間格差の推移とその背景」『レファレンス』平成18年4月号, 83-104.
- 厚生労働省『都道府県別生命表』(<https://www.e-stat.go.jp/>), 2017年12月参照.
- 佐々木洋成(2006)「教育機会の地域間格差—高度成長期以降の趨勢に関する基礎的検討—」日本教育社会学会『教育社会学研究』第78集, 303-320.
- 武田洋子(2014)「地域間格差は縮小に向かっている」『日経ビジネスオンライン』2014年12月3日 (<http://business.nikkeibp.co.jp>) 2017年12月参照.
- 橘木俊昭・浦川邦夫(2012)『日本の地域間格差—東京一極集中型から八ヶ岳方式へ—』日本評論社.
- 田平正典(2003)「地域格差と地域の厚生水準—所得, 環境, 資産を含む厚生水準の推計—」『地方公共支出の再配分』多賀出版, 第7章.
- 筒井義郎(2010)「地域格差は本当に存在するか」大竹文雄・白石小百合・筒井義郎編著『日本の幸福度—格差, 労働, 家族』日本評論社, 第7章, 165-202.
- 富永玲子(2007)「地域格差の実態と「格差不安」の背景」『みずほ政策インサイト』2007年3月30日発行.
- 東洋経済新報社(2017)「都市データパック 2017年版」『別冊東洋経済』2017年07月号.
- 内閣府『都道府県別経済財政モデル・データベース』(<http://www5.cao.go.jp/keizai3/database.html>) 2017年12月参照.
- 内閣府『経済・財政と暮らしの指標「見える化」データベース』(<http://wwwb.cao.go.jp/ittaikaikaku/mieruka/index.php>), 2017年12月参照.
- 中谷友樹・埴淵知哉(2013)「居住地域の健康格差と所得格差」『経済地理学年報』第59巻, 57-72.
- みずほ総合研究所(2007)「地域間格差の推移とその背景」『みずほ政策インサイト』2007年3月30日発行.
- 溝端幹雄(2016)「なぜ地方は東京に追いつけないのか?—長期データで見る地方の実態—」『大和総研調査季報』2016年夏季号, Vol.23, 98-113.
- 森川正之(2010)「地域間経済格差について: 実質賃金・幸福度」RIETI Discussion Paper Series 10-J-043.
- 文部科学省『学校基本調査』(<https://www.e-stat.go.jp/>), 2017年12月参照.
- Aaberge, R., and A. Brandolini (2015). "Multidimensional poverty and inequality." In A. B. Atkinson and F. Bourguignon eds. *Handbook of Income Distribution*, vol. 2A, Ch.3, Amsterdam: Elsevier.
- Atkinson, A. B. (1970). "On the measurement of inequality." *Journal of Economic Theory* 2, 244-263.
- Atkinson, A. B. and F. Bourguignon. (1982). "The comparison of multi-dimensioned distributions of economic status." *Review of Economic Studies* 59, 183-201.
- Kolm, S. (1977). "Multidimensional egalitarianisms." *Quarterly Journal of Economics* 91, 1-13.
- Lugo, M. A.(2005) "Comparing multidimensional indices of inequality: Methods and application." ECINEQ WP 2005-14.
- Marshall, A.W., Olkin, I., Arnold, B. C. (2011). *Inequalities: Theory of Majorization and its Applications*. 2nd. ed. New York: Springer.
- Muller, C., and A. Trannoy (2011). "A dominance approach to the appraisal of the distribution of well-being across countries." *Journal of Public Economics* 95, 239-246.
- Nakamura, K. (2012). "Extension of generalized Lorenz dominance criterion to multivariate attributes." Faculty of Economics, University of Toyama, Working Paper 266.
- Nomura S, Sakamoto H, Glenn S, et al. (2017). "Population health and regional variations of disease burden in Japan, 1990–2015: a systematic subnational analysis for the Global Burden of Disease Study 2015." *Lancet* 2017; published online July 19. [http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736\(17\)31544-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0140-6736(17)31544-1).

OECD (2016), *OECD Regions at a Glance 2016*. OECD Publishing, Paris. http://dx.doi.org/10.1787/reg_glance-2016-en.

OECD Regional Well-Being Database: (www.oecdregionalwellbeing.org), 2017 年 12 月 参照.

Savaglio, F. (2006). "Three approaches to the analysis of multidimensional inequality." In F. Farina, and E. Savaglio (eds.) *Inequality and Economic Integration*, Ch.10, New York: Routledge.

Shorrocks, A. F. (1983). "Ranking Income Distributions." *Economica* 50, 1-17.

Trannoy, A. (2006). "Multidimensional egalitarianism and the dominance approach: A lost paradise?" In F. Farina, and E. Savaglio (eds.) *Inequality and Economic Integration*, Ch.11, New York: Routledge.

Weymark, J. A. (2006). The normative approach to the measurement of multidimensional inequality. In F. Farina and E. Savaglio (eds.), *Inequality and economic integration*, Ch.12, New York: Routledge.