

GCOE DISCUSSION PAPER SERIES
Global COE Program
Human Behavior and Socioeconomic Dynamics

Discussion Paper No. 7

幸福感ではかった地域間格差

山根 智沙子

山根 承子

筒井 義郎

2008年9月

GCOE Secretariat
Graduate School of Economics
OSAKA UNIVERSITY
1-7 Machikaneyama, Toyonaka, Osaka, 560-0043, Japan

幸福度で測った地域間格差*

山根智沙子（新潟産業大学経済学部）[†]
山根承子（大阪大学大学院経済学研究科）[‡]
筒井義郎（大阪大学大学院経済学研究科）[¶]

要旨

本稿は、地域間格差を測るには、所得よりも住民の幸福度を用いるべきであると主張し、大阪大学 21 世紀 COE が 2003 年度～2006 年度に実施したアンケート調査を用いて、所得と幸福度による地域間格差を分析した。まず、県の平均値の多重比較、ジニ係数、県ダミー変数への回帰という 3 つの方法によって、幸福度の格差は所得の格差より小さいことを見出した。次に、回帰分析によって、性別、年齢をはじめとする個人属性、並びに所得のうち個人属性に由来する部分を調整した場合、県別での幸福度の差はほとんど解消することを見出した。2003 年～2006 年に、所得の全国平均値は増大する一方、所得格差は拡大したこと、幸福度の全国平均値は低下したが、幸福度の格差は拡大していないことを示した。

JEL 分類番号: R13、I32、D63

キーワード: 所得格差、地域格差、主観的幸福度、幸福の経済学、日本

* 本稿の作成に当たって、池田新介（大阪大学）、大竹文雄（大阪大学）、野間敏克（同志社大学）氏からコメントをいただいた。前稿は、第 1 回地域金融コンファレンスにて報告された。

[†]新潟産業大学経済学部 〒945-1393 新潟県柏崎市軽井川 4730 番地

電話 0257-24-8509

e-mail: yamane@econ.nsu.ac.jp

[‡]大阪大学大学院経済学研究科博士前期課程 〒560-0043 豊中市待兼山町 1-7

e-mail: hgp011ys@mail2.econ.osaka-u.ac.jp

[¶]大阪大学大学院経済学研究科 〒560-0043 豊中市待兼山町 1-7

電話 06-6850-5223(ダイヤルイン)、ファックス 06-6850-5274、

e-mail: tsutsui@econ.osaka-u.ac.jp

1. はじめに

最近、格差の拡大が指摘されている。¹本稿が分析対象とする「地域間格差」も現今の政争の的である。「小泉政権の市場競争重視政策のために地域間格差が拡大した」という主張がメディアをにぎわせ、2007年7月の参議院選挙での自民党の大敗の一因となった。

地域間格差をどう測るべきだろうか。通常、地域間格差の尺度として用いられるのは所得である。²所得の多寡は個人の生活水準の大きな部分を決定するから、これは、優れた指標であるといえよう。しかし、所得水準だけが個人の生活水準を決定するわけではない。私的な財は所得で入手できるが、政府などが供給する公共財については、必ずしも所得で入手可能ではないし、本来の公共財である自然などの生活環境によっても個人の生活水準は左右される。さらに、個人の満足は物質的な要素だけによるものではなく、精神的な満足が重要な役割を果たす。このような要素が地域によって系統的に異なるため、各地域における個人の満足度が所得以外の要素に依存すると考えられる。³したがって、政策評価にも使えるような地域間格差の尺度としては、所得より生活満足度（ないしは効用）が適切であろう。⁴

このような問題意識で、本稿では主観的な幸福度を利用して、幸福度と所得の地域間格差について分析する。大阪大学COEが2003年度から実施している、「くらしの好みと満足度についてのアンケート」は、人々の主観的幸福度や所得を含む多岐にわたる属性を尋ねている。本稿はこのアンケート調査の質問に回答した「幸福の程度」をもって、その個人の幸福の程度であると考え、この幸福の程度は生活満足度に近い概念であり、また、経済学における効用とも密接な関係を持っている(Frey and Stutzer 2005)。主観的幸福度を用いた分析は、社会学や心理学においては長い伝統を持っているが、経済学の分野では、比較的最近発展している「幸福の経済学」と呼ばれる分野である。⁵主観的幸福度を用いた分析

¹ 本稿は、経済格差一般の問題を扱う訳ではない。経済格差の拡大に関する研究や論争は莫大な文献がある。たとえば、大竹(2006)、橘木(1998)参照。

² 「病院過疎地域」とか「全国一律の郵便サービス」のように、生活の利便性を表すいろいろな指標も、地域間格差としてしばしば取り上げられる。本稿では、個別の利便性でなく、その統合指標を考察の対象とする。

³ 経済学が効用関数の変数として考慮してきたのは財の消費であり、物質的でない要素はほとんど対象とされることがなかった。地域間格差を所得で測る方法もこのアプローチに沿ったものであるが、近年行動経済学の発達とともに、より心理的要素を効用関数に取り入れようという試みが増えてきている(Lowenstein 2007)。

⁴ 効用の比較については、異なる個人間の効用を比較することは不可能であるという主張がある。しかし、この主張を厳格に守ると、所得分配の問題を議論できず、そもそも「地域間格差」の問題を考える意義がなくなってしまう。

⁵ 幸福の経済学は1970年代にEasterlin(1974)やvan Praag(1971)などによって始められ、1990年代に急速に発達して、現在最も注目されている分野の一つである。たとえば、1997年11月の*Economic Journal*第107巻の特集、2000年に発刊された*Journal of Happiness Studies*の論文を参照されたい。サーベイとしては、Frey and Stutzer(2002 a,b), Kahneman et al.(1999), Bruni and Porta(2005)。日本に関する研究は必ずしも多くないが、Ohtake and Tomioka(2004)、筒井・大竹・池田(2005)、Tsutsui et al.(2007)、Lee and Ono(2007)、白石・白石(2007)を参照されたい。

は、異なる国の比較や長期間の時系列比較においてはEasterlinパラドクスと呼ばれる問題があるが、個人のクロスセクションデータの場合には一定の有効性を持っていることが明らかにされている(Frey and Stutzer 2002a,b)。

このように、本稿の目的は、幸福度を尺度とした場合に地域間格差がどの位の大きさであるかを、とりわけ、所得を尺度としたときの地域間格差と比較して明らかにすることである。本稿は2つの特徴をもっている。第1の特徴は、幸福度の地域間格差が生じた原因を考える点にある。いま、世の中にAとB、2つの個性のタイプの人っていて、その個性によってAの人はBの人より他の事情一定にしてより幸福であるとしよう。⁶そして、地域1には地域2と比べてAの人がより多く住んでいるとしよう。この場合、地域1がより幸福であるという結果をもって、それを地域間格差と考え、格差是正が必要であると考えるのは適当でないであろう。そこで、本稿ではこれらの「個性」を調整したうえで、幸福度の地域間格差の大きさを探る。さらに、ある人が稼得する所得の多寡が、どの程度その人の個性により、どの程度居住地の特性によるのかを明らかにする。幸福度は所得に強く依存するが、所得の違い全てが是正すべきものではなく、同じ人であっても居住する地域によって異なる所得の部分が、地域間格差として問題にすべきものであるからである。⁷

第2の特徴は、最近の4年間のデータを用いて、所得と幸福度の地域間格差が拡大しているかどうかを吟味する点にある。

本稿の残りの部分は次のように構成される。次節では本稿で用いたアンケート調査について説明する。3節では、一人あたり県民所得と幸福度を用いて地域格差を推定する。4節では、個人の属性を調整した場合の幸福度の地域格差を推定する。5節では、最近、地域間格差が拡大したかどうかを分析する。6節は結論を要約する。

2. データ

本稿で用いるデータは、大阪大学 COE で実施したアンケート調査による幸福度と所得およびその他のデータである。また、比較のため、県民所得統計年報の所得などのデータも使用する。

2.1 アンケート調査

アンケート調査「くらしの好みと満足度についてのアンケート」は、個人の時間割引率、危険回避度、利己性などの選好パラメータの大きさを調べることを主たる目的とし、詳細

⁶ たとえば、女性は男性より、若者は老人より、既婚者は未婚者より、非喫煙者は喫煙者より幸福である。4節参照。

⁷ 厳密には次のように言うべきであろう。たとえば、女性の賃金が低く、地域によって女性の比率が違うために所得格差が検出された場合、女性が低賃金である原因が政策的介入を必要とするものであるかどうかを明らかにしなければならない。しかし、これは、直接には地域間格差の問題ではない。一方、もし、地域に依存する所得格差の存在が明らかになったとしても、それは政策的介入を必要とする可能性を意味するだけであって、ただちに政策介入すべきであることを意味するわけではない。

な属性データを含む約 100 問からなっている。⁸20 歳から 65 歳までの数千人を全国から 2 段階抽出し、訪問留め置き法にて実施された。2003 年度から 2006 年度までの有効回答数は地域の内訳とともに表 1 に示されている。2003 年度から 2006 年度までの 4 年にわたる結果をプールすると、幸福度のデータとして 14086 サンプルが利用可能である。

このアンケート調査は、本稿でのキー変数である幸福度については、次の質問をしている。

全体として、あなたは普段どの程度幸福だと感じていますか。「非常に幸福」を 10 点、「非常に不幸」を 0 点として、あなたは何点ぐらいになると思いますか。当てはまるものを 1 つ選び、番号に○をつけてください。

この質問に対して 2003 年度から 2006 年度の 4 年間の回答の頻度を図 1 に示す。ただし、0~10 の回答の階級値としては、回答頻度に正規分布を当てはめて推定した値を記している。無回答は全体の約 2%以下にすぎず、ほとんどの人が回答している。分布は全体に右に偏り、幸福な人が多いことがわかる。5 点が全体の約 25%を占めるが、7 点、8 点も平均して約 20%、17%に上る。4 点以下は全体の約 13~14%にすぎず、「非常に不幸」はわずか約 0.3%である。

また、世帯所得について、税込世帯所得（学生は実家の収入）を、1. 100 万円未満から 12. 2000 万円以上 までの 12 段階の選択肢から選ばせている。

この質問に対して 2003 年度から 2006 年度の 4 年間の回答数の頻度を示したのが図 2 である。ただし、1~12 の回答の階級値については、この回答の頻度分布に対数正規分布を当てはめて推定している。

本稿では、この世帯所得のデータを同じくアンケート調査で尋ねている世帯人数で割って一人あたり所得を算出し、これを分析に用いる。

本稿で使用するその他の変数については、補論 1 を参照されたい。

2.2 データの代表性

本稿の主目的は幸福度と所得で測った地域間格差がどのように異なるかを明らかにすることであるので、アンケート調査で把握される所得と幸福度を用いて分析するのが適当であろう。しかし、その結論が現在の日本に厳格に当てはまるには、アンケート調査のサンプルが日本国民の代表サンプルになっている必要がある。大阪大学 COE アンケートは、住民基本台帳をもとに 2 段階抽出でランダムに回答者を選んでいるので、国民のランダムサンプルに近いことが期待される。しかし、回答率は約 60%であるので、回答に応じる人に関する選択バイアスが生じている。もし、内閣府が公表している『県民経済計算年報』の調査において、質問票の回収により大きな努力が払われていれば、この選択バイアスが小さいであろう。そこで、『県民経済計算年報』に記載されている 2003 年と 2004 年の県民所得を『住民基本台帳人口要覧』（総務省）に記載されている県民人口で除して各県の一人あ

⁸ アンケート調査票と集計結果は、大阪大学COEのホームページで公表されている。

たり所得の平均値を算出し、われわれのデータと比較しよう。

2003年の結果を示した図3を見ると、福井県のような極端な違いがあるものの、両者はかなりの程度似た動きをしていることが確認できる。実際、スピアマンの順位相関係数は0.54、相関係数は0.58とかなり強い相関を持つ。⁹両者の違いの特徴は、第1に、『県民経済計算年報』のデータがわれわれのアンケートデータを一貫して上回っていることである（例外は福井県だけ）。第2に、われわれのデータが『県民経済計算年報』データを大きく下回るのは、東京、愛知、大阪、広島、福岡などの大都市をもつ県であることである。とくに、東京は約174万円、愛知は約150万円、大阪と広島は約100万円もの大きな差がある。

このような大きな差が生じた主な原因は一世帯あたりの世帯人数のデータにあると思われる。実際、『住民基本台帳人口要覧』に記載されている県民人口を平均世帯数で除して平均世帯人数を算出し、世帯人数の両データを比較すると、われわれの調査の方が、差が最大の青森県で約1.6人、最小の徳島県で約0.1人、平均で約0.9人多い。世帯人数でバイアスが生じる原因としては、単身世帯の場合不在が多く回収率が低くなるので、実際の世帯人数より大きな推定値を得る可能性が指摘できる。『住民基本台帳人口要覧』では、世帯人数を直接訊ねるのでなく、県民人口と世帯数のデータから世帯人数を算出しているため、このバイアスを受けないであろう。

しかし、われわれの目的は一人あたり所得の絶対水準を求めることではなく、一人あたり所得の地域間格差を推定することである。したがって、世帯人数を多めに推定するバイアスが、もし、各県に均一に現れるのであれば、問題はないと言えるが、実際には、上述のように、世帯人数のバイアスは県ごとに大きな違いがある。その原因は単身世帯が相対的に多い大都市でこのバイアスが強くでるからだと考えられる。実際、バイアスが最も大きかったのは東京であり、次いで愛知であった。このバイアスの大きさと、『県民経済計算年報』から算出した一人あたり所得の相関係数は0.66であり、一人あたり所得が大きい県ほど世帯人数を大きく見積もり、一人あたり所得を小さく見積もっていることが分かる。したがって、このバイアスは、本稿では所得格差の大きさを過小評価することになる。本稿の結論を先取りすると、幸福度の格差は所得の格差より小さいという結果を報告するが、アンケート調査に基づく所得格差が過小評価されているなら、本稿の結論は一層強められることになる。

3 所得と幸福度の地域間格差

本節では、アンケート調査から得られた所得と幸福度のデータを用いて、地域間格差を測定する。

3.1 推定方法

本稿では、県の所得と幸福度について、その平均値が県ごとに異なるかどうかを、多重

⁹2004年に関しては、スピアマンの順位相関係数は0.25、相関係数は0.37である。

比較、県ダミー変数への回帰、ジニ係数という3つの方法で調べる。

多数の組み合わせについて平均値の差の検定をする場合は、たまたま同一平均が出る確率を考慮して有意度を調整しなければならないことは広く知られている。それに代わって**多重比較**の方法が用いられている (Miller 1981)。¹⁰本稿では、47 県相互の ${}_{47}C_2=1081$ 通りの組み合わせについて、多重比較をし、有意な県ペアを図示する。¹¹

第2の方法として、所得を**県ダミー変数** RD_j に回帰し、

$$Y_i = \mu + \sum v_j RD_j + \varepsilon_i \quad (1)$$

を推計する。本稿では、もつとも v_j が小さい県を基準県として除外するので、 μ は基準県の所得の平均値となり、 v_j は基準県からの所得の乖離の大きさを表す。本稿では、有意にゼロと異なる v_j の数を報告する。

幸福度についても、同様に、

$$H_i = \alpha + \sum \delta_j RD_j + \varepsilon_i \quad (2)$$

を回帰し、有意な δ_j の数を報告する。しかし、幸福度が、0 から 10 という離散値であることに注意が必要である。もし、回答値の差自体に意味があると解釈し、0 と 1 との違いを 1 と 2 の違いと同じ大きさであると仮定すれば、(2)式を線形回帰することが許される。しかし、その仮定を緩めるためには、順序プロビットで推定する必要がある。この場合、係数推定値は、連続値をとる潜在的な幸福度 (H^*) を説明する「幸福度関数」の係数推定値であり、アンケート調査での離散値の回答を説明する限界効果ではないことに注意しなければならない。すなわち、係数推定値は潜在幸福度 H^* の違いを説明するが、0~10 のスケールで表された H の予測には使えない。本稿では、順序プロビットの結果を主として報告し、最小自乗法の推定結果を補助的に報告する。多重比較では、全てのペアを比較するのに対し、この方法は、基準県の取り方によって結果が変わるという問題がある。

第3に不平等度の尺度として良く用いられる、**ジニ係数**を計算する。ジニ係数は完全な平等では0、完全な不平等では1の値をとる。上述の2つの方法は有意に異なるペアの数を調べるので、その数を変えない範囲での格差の拡大を捉えられない可能性がある。ジニ係数はわずかな格差の変化も反映される点では優れている。

¹⁰ ここで、全サンプルの平均値には2つの定義があり得ることに注意が必要である。第1は、各県について、4年間の個人データをプールして、その平均値を計算することである。第2は、まず各県について各年の平均値を計算し、その平均値を一つの観測値と見て4つのデータの平均値を計算することである。本稿では第1の定義を採用している。

¹¹ 多重比較にはTukey-Kramer法、Bonferroni法、Scheffe法などいくつかの方法があり、有意な差を検出する程度や適用できるデータの種類が異なっている。本稿では、県ごとにサンプル数と分散が異なっていることからGames-Howellの方法をとり、SPSSで推定した。

3.2 推定結果

県平均値の図示

一人あたり所得の平均値を県別に、95%信頼区間とともに描いたのが図4である。東京都が最も高く、最も低い県は沖縄県である。図の両端に位置する7県は他県と大きく違った値を示しているが、それ以外の県相互の違いは大きくない。すなわち、最低の沖縄県と下位6位の青森県では約1.3倍の違いがあり、最高の東京都と4位の秋田県では約1.2倍もの違いがあるが、それ以外の37県は約1.4倍の幅に収まっている。

図5には、各県について幸福度の平均値を求め、95%信頼区間とともに図示している。幸福度が最も高い県は兵庫県であり、最も低い県は徳島県である。図5は、兵庫県が多くの県と比べて有意に異なっていることを示唆しているが、それ以外の県では幸福度の差は小さいことがわかる。

図6には、幸福度と所得の県の平均値を一つの図に描いている。ここでは、所得の低い県から順に並べているので、所得については図4の平均値と同じである。しかし、幸福度については、所得の低い県から順に並べているので図5とは違った表示になっている。この図を見ると、所得と幸福度には相関は確かに認められるものの、個々の順位はかなり異なっていることが分かる。たとえば、沖縄県は所得では最下位であるが、幸福度では15位である。九州の県も総じて、所得の割に高い幸福度を示す傾向がある。

多重比較の結果

一人あたり所得および幸福度の平均値の差を検定した多重比較の結果が、図7と図8に示されている。図の1行目と1列目には県名をほぼ北から南の順に記載している。行列のセルに*がついているのは、行と列に示された2県の平均値が5%水準で有意に異なることを示している。たとえば、図7を行ごとに眺めると、東京と沖縄がとりわけ多くの県と異なっていることが分かる。これに対し、図8で比較的*が多いのは、兵庫、東京、徳島、島根である。¹²また、図7と図8を比較すると、図7の方が*の数が多いことが見て取れる。

表2には、1%、5%、10%の水準で、1081の組み合わせのうち有意に異なる組の数を記載している。平均所得が5%水準で有意に異なるのは136組である(表2の1行目参照)のに対し、幸福度では65組である(表2の2行目参照)。この結果は、幸福度の地域間格差が所得の地域間格差よりも小さいことを示唆している。

県ダミー回帰の結果

所得と幸福度を県ダミーに回帰した結果が表3と表4に示されている。まず、表3には、推定値を記載している。ここでは、基準として、所得(幸福度)が最低の県を基準県として除外しているため、定数項が基準県の所得(幸福度)を表す。ただし、順序プロビット

¹² 行列は対称であり、列ごとに比較しても同じである。あるいは、右上三角、左下三角だけを見てもよい。

では、回答の大きさ自体の値ではなく、その背後に想定する「幸福度関数」の値を表す。各県の推定値は、基準県からの乖離の大きさである。

表4のパネルAでは、表3に示した推定結果をもとに、基準県から1%,5%,10%水準で有意に高い県の数に記載している。この表の左側の3列に4年間のデータをプールした結果を記載しているため、ここではそれを参照する。¹³まず、1行目には、所得が最も低い沖縄県と5%水準で有意に異なる県が41県あることを示している。10%水準で沖縄県と有意に異なるのは、山形、山梨、鳥取の3県にすぎない。表4の2行目には、幸福度 H_i を県ダミーに順序プロビット回帰した場合、幸福度が最も低い徳島県から有意に異なる県の数に記載している。5%水準では、35県と有意に異なるが、この数は、所得の41県より少なく、幸福度の地域格差が所得の地域格差より小さいことが確認できる。表4の3行目には、幸福度 H_i を県ダミーにOLS回帰した場合を記載しているが、幸福度が最も低い徳島県から有意に異なる県数は、順序プロビット回帰の場合と全く同じである。

この結果に問題はないだろうか？表3の回帰分析において、基準にとった県は、所得では沖縄であり、幸福度では徳島県である。そのサンプル数は、沖縄が175、徳島が74である。上述の「幸福度の方が有意な県が少ない」という結果は、幸福度で基準県としたサンプル数が少ないことによる可能性がある。このサンプル数によって有意性が異なる可能性を排除するために、同一の県を基準として分析を行おう。具体的には、所得と幸福度両方のメジアン付近に位置する山口県を基準にして回帰する。表4のパネルBを見ると、この場合にも、所得の方が幸福度より有意に異なる県は多い。したがって、幸福度の方が、格差が小さいという結果は確認される。

ジニ係数

表5にはジニ係数の結果が記載されている。一人あたり所得のジニ係数は、4年間のデータをプールして計算した場合は0.097、各年のデータで各年のジニ係数を計算しその平均を求めると0.096であり、両者はほとんど一致している。一方、幸福度で測ったジニ係数は、4年間のデータをプールして計算しても、各年のジニ係数を計算しその平均をとっても0.031であり、一人あたり所得のジニ係数より小さい。

格差の議論では名目の所得が取り上げられることが多いので、本稿では幸福度と名目所得を比較するが、実質所得の格差も重要である。そこで、表5の2行目には、一人あたり実質所得を用いて計算したジニ係数を参考として記載している。¹⁴所得が大きい県で物価が高い傾向があるので、実質所得で測ったジニ係数は4年間の平均で0.090と名目所得のジニ係数より若干小さいが、依然として幸福度で測ったジニ係数よりも大きい。

¹³ 右の4列は年度ごとの値であり、5節で参照する。

¹⁴ 『消費者物価指数年報』（総務省統計局）に記載されている2005年基準（全国）消費者物価指数（持家の帰属家賃を除く総合）と消費者物価指数地域格差指数を掛け合わせるにより毎年の地域物価指数を算出し、この値で名目所得を除いた。ただし、2006年のデータが未公表なので、2006年を実質化する際には2005年の物価指数を採用した。

3.3 結果の解釈

3つの尺度のどれをとっても、所得で測った格差より幸福度で測った格差の方が小さいことが示された。なぜ幸福度の格差が小さいのであろうか。次節で述べるように、幸福度は所得以外の様々な要因に依存する。これらの要因の格差が全体として、所得の格差より小さいので、幸福度の格差の方が小さくなったと解釈される。

4. 個人属性を調整した幸福度地域間格差

4.1 分析方法

前節では、県ごとの幸福度の平均値を求め、それが有意に異なる県の組が存在することを見出した。しかし、その結果は必ずしも幸福度に地域間格差があることを意味しない。各県に居住している人は平均的に属性が異なっていて、平均幸福度が高い県に幸福度の高い属性の人が集まっているだけかもしれない。たとえば、女性のほうが男性より幸福であることは広く知られた事実であるが、男性が相対的に多い県の幸福度は、その理由で低くなる。年齢や婚姻状態も幸福度に影響することが知られており、これらが都道府県間で異なれば、県の平均の幸福度も異なるはずである。このような理由で幸福度が違うからといって、それを地域間格差であるとするのは、不適切であろう。地域間の幸福度を比較し、格差があるかどうかを論じるには、属性をコントロールして、同じ属性の人を比較するべきである。しかし、同じ条件の人を抽出比較すると、サンプル数が少なくなりすぎるので、アンケート調査の回答を用いて、幸福度を属性などで説明する回帰分析を行い、地域によって、幸福度がどのように異なるかを比較する。

個人 i の主観的幸福度 H_i が依存するであろう変数を X, Y, Z の3つに分類して、幸福関数を、

$$H_i = H_i(X_i, Y_i, Z_j) \quad (3)$$

と書こう。ここで、 X は所得以外の個人 i の特性（選好パラメータ、基本属性、社会属性）、 Y は所得と資産、 Z は個人 i が居住する地域 j の特性（自然環境、公共財の供給、税率など）である。しかし、地域の属性をあらゆる全てのデータを把握することは不可能であるので、本稿では、地域の属性を具体的な変数 Z で表すのではなく、各県のダミー変数 RD を用いて分析する。

本稿では、 X_i はその個人がどこに住むかに依存しないと考える。所得は、個人特性と地域特性の両方に依存すると想定して分析する。¹⁵高い所得の一部は個人の特性に由来するも

¹⁵ 本稿の結果の妥当性を確認するため、所得の決定について、①所得が全て個人特性によって決まる、②所得が全て地域特性によって決まる、という両極端のケースを想定した分析も行った。②が正しければ、県内の各個人の所得はすべて同じでなければならず、明らかに現実と相違する。①が正しければ、個人の所得はどの県に移住しても変わらないことになる。格差の程度は、本稿の一般的なケースに比べて、①ではより小さく、②ではより大きくなるはずである。推定の

のであり、一部は居住地域の生産設備能力や雇用機会に依存するであろう。そうであるなら、地域格差の程度を明らかにするには、個人の所得がそれぞれの要素にどのように依存するかを把握する必要がある。そこで、所得 Y_i は、その個人の特性 X_i と居住地の県ダミー RD_j の両方に依存すると考えよう。すなわち、

$$Y_i = \mu + \lambda X_i + \sum v_j RD_j + \varepsilon_i \quad (4)$$

と仮定する。この回帰においては、第 i 個人の所得が Y_i であるのは、その個人の特徴 X_i と、 k 県に住んでいるという居住地の特徴によると仮定し、それぞれの効果を推定する。この回帰結果を使って、第 i 個人の所得 Y_i を、居住地である第 k 県の属性に由来する部分 \hat{v}_k と、それ以外の第 i 個人の属性 X_i に由来する部分（ $\tilde{Y}_i \equiv Y_i - \hat{v}_k$ ）に分割する。

以上の手続きで推定された \tilde{Y} を用い、

$$H_i = \alpha + \beta \tilde{Y}_i + \gamma X_i + \sum \delta_j RD_j + \varepsilon_i \quad (5)$$

を回帰し、 X_i と \tilde{Y} をコントロールして推定した地域ダミーの係数 δ_j によってその地域間格差を推定する。推定は順序プロビットと最小自乗法を用いる。両者の結果の違いについては、(2)式の推定での注意が当てはまる。

さらに、(5)式の係数推定値を用いて、

$$\tilde{H}_i \equiv \hat{\alpha} + \hat{\beta} \tilde{Y}_i + \hat{\gamma} X_i + \hat{\delta}_k + \hat{\varepsilon}_i \quad (6)$$

を計算し、 X_i と \tilde{Y} を調整した各個人の幸福度 \tilde{H}_i を推定する。ここで、 \tilde{Y} はすべての人がその所得であると想定したある任意の額であり、ここでは \tilde{Y} の全国平均値を用いることにする。同様に、 \bar{X} についても全国平均値を用いている。 $\hat{\delta}_k$ は、第 i 個人が居住している第 k 県のダミー変数 RD_k の係数の推定値である。また、 $\hat{\varepsilon}_i \equiv H_i - \hat{H}_i$ は、(5)式の誤差項の推定値である。

(5)式を最小自乗法で推定した場合、(6)式の計算方法は自明であるが、順序プロビットで推定した場合には、単純に(6)式を計算すると、それは幸福度の潜在変数（ H_i^* ）の値を計算

結果は、3つの尺度について、ほとんどの場合に、予想通りの結果が得られた。

することになる。本稿では、アンケート調査の回答の各階級に落ちる確率を計算し、われわれが観察できるアンケート調査での回答の値に戻して \tilde{H}_i を計算する。その具体的な計算方法は補論2で説明されている。

\tilde{H}_i は、第 k 県に居住している第 i 個人が、もし、 \bar{X} や \bar{Y} といった属性と所得であった場合に感じるであろう幸福度に相当する。したがって、 \tilde{H}_i を比較することは、各県に居住する人の属性と個人属性による所得部分だけを調整した幸福度を比較することを意味する。地域間格差を計算するには、 j 地域に所属する個人 i についての(6)式の平均値を求め、これを多重比較し、ジニ係数を計算すればよい

4.2 説明変数

同じ属性の個人が、居住地域を変えたときに幸福度がどのように変化するかを抽出するためには、前項で説明したように、幸福度を規定する変数を、地域を移動した際に変化する変数 X と、変化しない変数(本稿では県ダミー変数)とに分離する必要がある。 X としては、生得の変数(性、年齢)、選好(危険回避度、時間割引率、利他性、自信過剰)、信条(お金に対する態度、他人との競争心、宗教)、習慣(喫煙、飲酒、ギャンブル)、社会的属性(婚姻状況、家族状況、学歴、職業)を考慮する。社会属性は、たとえば職業のように、地域移動によって変化する可能性が強い変数も含まれているが、本稿では、簡単のため、移住によって変化しない変数とする。

所得を表す変数 Y としては、一人あたり所得とその平方、昨年度からの所得変化、来年度への所得変化予想、総資産を採用する。 X と Y として取り上げる変数の定義を補論1に示す。

4.3 回帰式の推定結果

まず、回帰式の推定結果と(6)式で計算した調整済み幸福度を説明する。

第 i 個人の所得 Y_i がその個人の特性 X_i と居住地の県ダミー RD_j によると仮定した(5)式をOLS推定した結果が、表6の第1列に示されている。高知県と比較して5%水準以下で有意に所得が高い県は、30県であった。¹⁶県民所得を県ダミーだけに回帰したときには、最低県の沖縄と比較して5%水準で40県と異なっていた。すなわち、その県の住人の属性を調整しても、依然、多くの県で所得格差があることが示唆される。

¹⁶ 10%水準では、5県が追加され、有意でなかった県は、山形、山梨、滋賀、奈良、島根、山口、徳島、愛媛、宮崎、鹿児島、沖縄の11県であった。

(4)式の推定値を用いて計算した \tilde{Y}_i の各県についての平均値を、もともとのアンケート調査から得られた所得 Y_i の各県の平均値とともに図9に示す。 \tilde{Y}_i は第 i 個人の所得 Y_i のうち、その個人の属性 X_i に由来する部分を表しており、両者の差が地域特性に由来する所得の部分 \hat{v}_k に相当する。この図によれば、県の地域特性を調整した残りの所得 \tilde{Y}_i は、最低の福井県と最大の長崎県の間で約80万円の違いがあるのに対し、県の特性に由来する所得 \hat{v} は最低の高知県と最大の福井県の間で約180万円の違いがある。すなわち、県の特性に由来する所得の違いの方が大きい。

2003年度から2006年度のデータをプールして、(5)式を順序プロビットとOLSで推定した結果を、表6の中央列と一番右側の2列に示す。最も幸福度が低くなる山梨県をベンチマークとして除外しているため、各県ダミーの係数は山梨県との幸福度の差を表している。ただし順序プロビットの場合は0~10の回答の大きさではなく、その背後にある潜在幸福度関数の値で測った値を表しており、(離散値をとる従属変数ではバイアスを免れないものの)通常の限界効果を表示するOLSとは異なっている。したがって、両者の係数は順序プロビットの方が小さくなっているが、有意度は大体同じ結果になっている。ここでは、都道府県ダミー以外の説明変数の影響を見ておこう。¹⁷

- 1) 一人あたり所得は有意に正。その2次の変数は有意に負。つまり、所得が多いほど幸福だがその程度は逓減する。昨年から所得が増えた人は幸福。来年所得が増えると思っている人も幸福。総資産（金融資産と実物資産）が多い人ほど幸福。
- 2) 男性ダミーは負で有意である。¹⁸しかしながら、喫煙を考慮した推定をすると、男性ダミーの有意性は失われる。¹⁹
- 3) 未婚者、配偶者と死別した人は結婚している人よりも有意に不幸である。²⁰単身は負で有意。
- 4) 世帯人数は、所得として一人あたり所得を用いると有意でない。ただし、世帯所得を用いると、世帯人数は有意に負。
- 5) 健康な人は有意に幸福。
- 6) 年齢ダミーはどれも正で有意。係数は20代、30代、40代、50代の順に小さくなる。つまり、年をとるほど不幸。

¹⁷ 本稿の目的は幸福度の地域間格差を明らかにすることである。そのために、いろいろな属性をコントロールする必要があるが、紙面を節約するために、コントロール変数の結果の説明や解釈は最小限にとどめる。

¹⁸ 多くの研究結果と整合的。たとえばInglehart (1990), White (1992), Hellevik (2003)。

¹⁹ 筒井他(2005)は2003年度のデータで同じ結果を報告している。

²⁰ 多くの研究結果と整合的。たとえばTsang *et al.* (2003), Glenn and Weaver (1981), Holland-Benin and Cable-Nenstedt (1985)、日本では、大竹(2004)。

- 7) 子どもがいないは負で有意。
- 8) 職業。専門職、主婦・主夫、学生、無職が正の符号であり、このうち有意なのが主婦・主夫。残りは現業を除いて負で有意。しかし、資産をコントロールしていないと主婦・主夫はもはや正ではない。
- 9) 学歴ダミーはどれも有意に正である。これは最終学歴が小・中学校の人に比べて幸福であることを示している。
- 10) 危険回避度の係数は正で有意。すなわち、危険回避度が高い人ほど不幸。
- 11) 時間割引率の符号は負であるが有意ではない。
- 12) 利他性は有意に正。すなわち、利他的な人ほど幸福。
- 13) 自信過剰の係数は負であるが有意ではない。

次に、順序プロビットの推定結果を用いて(6)式で計算した \tilde{H}_i の県平均値を図 10 に示す。

図 10 では、平均値は最低の山梨県の 5.6 から最高の兵庫県の 6.5 に分布している。95%の信頼区間をみると、有意に異なる県の組み合わせはなさそうである。

4.4. 調整幸福度の格差

多重比較の結果

表 2 のパネル A の 3 行目、4 行目には、調整された幸福度 \tilde{H}_i を 1081 組のペアについて多重比較した結果、有意であった組の数を記載している。順序プロビットの推定値を使って調整した場合には、5%水準で有意に異なるペアはなかったが、OLS 推定値を使って調整した場合には、4 組が有意に異なった。どちらの場合も、元の幸福度の場合には有意に異なるペアが 65 組あったことと比較すると、格段に少ない。この結果は、県ごとの幸福度の違いのかなりの部分は属性の違いによる見せかけであり、それを調整して同じ属性の人の幸福度を比較すると、県ごとの幸福度の相違はほぼ消滅することを示唆している。

有意な県ダミー変数の数

表 4 のパネル C には、幸福度が最低であった県を基準として、(5)式を順序プロビットと OLS で推定したときの有意な県ダミーの数を記載している。データをプールしたケースの 5%有意水準の結果を見ると、順序プロビットで推定した場合には有意に異なる県はないが、OLS では 16 県で有意に異なる結果になっている。これを、表 4 のパネル A に記載されている、未調整の幸福度の結果 (35 県) と比較すると、推定法のいかんにかかわらず、属性を調整すると幸福度の相違が小さくなることが分かる。この結果は有意水準を 1%あるいは 10%としても確認され、幸福度で測った地域間格差は所得格差より小さいが、個人の属性や所得の違いを調整すると一層小さくなることを示している。

ジニ係数

ジニ係数の値が表 5 に示されている。4 年間のデータをプールした場合、順序プロビットで推定した調整幸福度 \tilde{H}_i のジニ係数は 0.020、OLS では 0.021 となり、調整前の幸福度のジニ係数 0.031 より小さくなる。²¹すなわち、個人の属性とそれに由来する所得の違いを調整すると幸福度の不平等度は小さくなる。

結果のまとめ

これらの 3 つの尺度は、個人の特性の違いによる幸福度の違いを調整して比較した場合、調整幸福度の地域間格差は一層小さくなることを示している。実際、多重比較では有意に異なるペアはなく、回帰分析で有意な県ダミー変数もない。このことは、幸福度で測ると地域間格差はほとんど存在しないことを示唆している。

5. 近年の格差の変化

小泉内閣の末期から安倍内閣にまたがる 2006 年から 2007 年には、地域間格差の拡大が注目され、2007 年の参議院選挙において自民党が大敗した主要な原因の一つとなった。しかし、国民所得データが公表されるのにはタイムラグがあり、地域間所得格差を把握するのに必要な県所得については、2007 年冬の時点でも、2004 年までのデータが公表されているにすぎない。そして、2003 年までのデータでは、所得データを用いた場合にも、地域間格差が拡大しているという事実は認められない（山根・筒井 2007）。そこで、本節では、アンケート調査結果による一人あたり所得データによって、近年、本当に所得の地域格差が拡大したかどうかを調べよう。さらに、同じ期間に平均的な幸福度の変化と幸福度地域間格差の変化を調べる。

5.1 所得と幸福度の平均値の変化

日本全国の所得と幸福度の平均値の 2003 年から 2006 年の 4 年間の推移を、95%信頼区間とともに図 11 に示す。所得については上下しているものの上昇傾向にあるのに対し、幸福度は単調に低下している。

5.2 所得と幸福度の格差の変化

所得と幸福度の両方について、多重比較で有意なペアの数、回帰で有意な地域ダミー変数の数、ジニ係数という地域間格差の 3 つの尺度を、2003 年から 2006 年の各年について計算した値が、表 2、表 4、表 5 の「年別データ」に記されている。

²¹ 各年についてジニ係数を求め、それを平均した場合は、順序プロビットで推定した調整幸福度 \tilde{H}_i のジニ係数は 0.029 であり、調整前の幸福度 H のジニ係数 0.031 より小さいが、OLS では同じ値である。

多重比較

一人あたり所得が 5%水準で有意に異なる県ペアの数は、2003 年から 2006 年に、41 組、24 組、41 組、36 組と変化している（表 2 のパネル A の 1 行目）。有意なペア数がデータをプールした場合の 136 組より減ったのは、サンプル数が減ったためだと思われる。所得の県間格差がこの期間に単調に拡大したということは確認できない。

一方、幸福度については、5%有意水準では、OLS 推定で調整した 2004 年度の 3 ペア以外、異なるペアは存在しない。これは、年ごとに分析するとサンプル数が少ないのが一因である。そこで年ごとの変化を見るために、10%、20%、30%水準で有意な数の変化を調べた結果を、表 2 のパネル B に報告している。たとえば 30%の結果を見ると、調整前の幸福度では、2003 年と 2004 年には 9 個のペアで異なっているのに対し、2005 年と 2006 年には、1 個と 4 個のペアで異なっているのにすぎない。順序プロビットで推定した調整済み幸福度ではやはり有意に異なるペアはないが、OLS による調整済み幸福度は、2003 年と 2004 年には 7 個と 10 個のペアで異なっているのに対し、2005 年と 2006 年には、有意に異なるペアは存在しない。これらの結果は、幸福度の格差は 4 年間にどちらかというと縮小した可能性を示唆している。

有意な県ダミー変数の数

表 4 の年別データの列に年ごとの結果を記載している。まず、パネル A には、所得および幸福度が最も低い県を基準にした結果が示されている。所得の場合は、2003 年、2005 年は沖縄県、2004 年、2006 年は山形県で、これら各年の最低県と 5%水準で有意に異なる県の数、2003 年から順に 24 県、4 県、32 県、4 県という結果であった。所得の場合、とりわけ 2004 年と 2006 年に有意に異なる数が少ないが、これは最低県が山形県であった年に相当している。沖縄県のサンプル数が 154 であるのに対し、山形県では 79 と少なく、このサンプル数の違いが結果に影響している懸念がある。

一方、幸福度の基準県は、2003 年が山梨県、2004 年以降は徳島県で、これらの県と 5%水準で有意に異なる県の数、年順に 5 県、13 県、11 県、15 県であった。サンプル数は山梨県が 40、徳島県が 74 であり、やはり、基準県のサンプル数が少ない 2003 年に有意な県数が少ない結果になっている。

そこで、サンプル数の違いによる影響を除去するために、4 年間を通じて同一県を基準にとって同じ回帰分析を行った。具体的には、所得の基準県はほとんどの年度で最低近くに位置する沖縄に固定し、幸福度の基準県はほとんどの年度で最低近くに位置する徳島県に固定して県ダミーに回帰した。その結果は、表 4 のパネル D に記載されている。所得については、24、19、32、20 県と変化し、単調に格差が変化したことは確認できない。これは、多重比較の結果とも整合的な結果である。

調整前の幸福度についても所得と同様、単調に格差が変化したことは確認できない。調

調整後の幸福度は、順序プロビット推定ではどの年度も 0 県であり、変化はない。ただし、OLS で推定した調整後の幸福度においては、1, 9, 0, 0 県と変化している。2004 年にいったん数が増えるものの、その後、幸福度の格差が縮小したという結果である。

ジニ係数

表 5 に年ごとのジニ係数の結果を記載している。一人あたり所得のジニ係数は、2003 年から 2006 年にかけて、0.088 から 0.111 へとほぼ単調に大きくなっている。また、参考として記した一人あたりの実質所得も、同時期に、0.078 から 0.106 へと単調に増加している。この結果は、この時期に経済格差が拡大したという見解と整合的である。これに対し、調整前の幸福度のジニ係数は、0.031, 0.030, 0.030, 0.033 とほとんど変化していない。順序プロビットを用いて個人属性を調整した幸福度は、2005 年には 0.025 と若干小さくなる点を除いては、調整前の幸福度と同様、ほとんど変化が見られない。最小自乗法で調整した幸福度では、最初の 2003 年に 0.035 と比較的大きな値をとっているため、4 年間に若干低下する傾向がみられるが、やはり大きな変化とはいえない。

変化のまとめ

3 つの尺度で測った 2003 年～2006 年の格差の変化をまとめると、表 7 のようになる。すなわち、所得の格差を多重比較と地域ダミーの数で測ると、4 年間に明確な変化は見られないが、ジニ係数によれば所得格差は若干拡大している。これに対し、幸福度の格差は、多重比較によると若干縮小した可能性があるが、有意な県ダミー変数の数とジニ係数では変化していない。この結果は、多重比較と県ダミーの数は有意な格差拡大しか捉えないのに対し、ジニ係数はより敏感に格差の拡大を把握することを反映している。

5.3 最近の所得と幸福度の変化の解釈

所得格差拡大の原因

所得については、2003 年から 2006 年の 4 年間に、平均値が増加する一方、格差が拡大している。2006 年は小泉内閣から安倍内閣に政権が移行した年であり、地域間格差問題が巷で取り立たされ始めた時期である。しかし、この所得格差の拡大は一時的なものである可能性がある。よく知られているように、2002 年以降、景気は回復基調が続いたが、都市部・大企業では比較的早く景気回復が始まったのに対し、農村部・中小企業では回復の開始時期が遅かった。2003 年から 2006 年の地域格差の拡大は、そうした景気循環的要因を反映しているのかも知れない。

平均的な幸福度が低下した理由

この 4 年間に日本全体の平均所得が増加する一方で、日本の平均的な幸福度が単調に低下したのはなぜであろうか。人々の幸福度と所得が正に相関することは、1 時点のクロスセ

クシオンデータを用いた場合には、多くの研究で確認されている事実である (Frey and Stutzer 2002a,b)。しかし、時系列的に平均幸福度と平均所得の間に相関関係は認められない。たとえば、戦後の日本において 1960 年から 1990 年の 30 年間に一人あたり所得は約 6 倍に増加したが、日本人の平均的な生活満足度は全く改善されなかった (Layard 2005, Frey and Stutzer 2002a,b, Frank 2005)。この事実は、幸福のパラドクスと呼ばれている (Easterlin 1974)。しかし、本稿の結果はこの幸福のパラドクスとも異なる結果である。幸福のパラドクスの説明として、人々は参照点から幸福度を測るが、所得が改善しても、速やかに人々は改善した所得を参照点とするので、幸福度はもとの水準に戻ってしまうという「順応 (adaptation) 仮説」がある (Frank 2005)。²²しかし、人々が順応するのは、経済状態が全ての人にとって一律に改善したり悪化したりする場合であって、「格差の拡大」はそれに該当しない。相対所得仮説によれば、参照点は他人の所得であるので、格差の拡大によって、相対的に所得が下がった人は不幸に、上がった人は幸福になるはずである (Duesenbery 1948)。そして、人々は時系列的な平均的变化にはすぐに順応するが、他人との相対的な所得変化には容易に順応しない。ここで、もし、個人が相対所得の下落と上昇に対して、同じ程度に幸福度が上下するのであれば、それを集計した日本全体の幸福度は一定になるであろう。しかし、人々は「損失回避」的であり、損失は利得の約 2.5 倍程度の影響を持つと考えられる (Tversky and Kahneman 1991, Kahneman and Tversky 1979)。したがって、2003 年～2006 年の所得格差の拡大が、平均的な幸福度を低下させたと解釈できる。

幸福度の格差が不変である理由

幸福度が相対所得に反応して決まっているなら、所得格差の拡大は幸福度格差の拡大をもたらすであろう。また、もし、幸福度が絶対的な所得に依存しているとしても、幸福度が所得水準と 1 対 1 に対応している限り、所得格差の拡大は幸福度格差の拡大をもたらすと考えられる。したがって、幸福度と所得の格差の変化が乖離したという結果は、幸福度が所得以外の要因に依存しているからだと解釈される。たとえば、所得格差の拡大は幸福度の格差を拡大させたものの、それはわずかであり、幸福度に影響するその他の要素の変化の影響に埋もれてしまった可能性がある。あるいは、所得が悪化した県では、その悪化を「県特有の要素」の改善が相殺したという可能性も考えられよう。これらの可能性の可否を調べることは、将来の課題である。

6. 結論

本稿は、地域間格差を測るには、所得よりも住民の幸福度を用いるべきであると考え、大阪大学 21 世紀 COE が 2003 年度～2006 年度に実施したアンケート調査を用いて幸福度の格差は所得の格差より小さいことを見出した。具体的には、県ごとの平均値の差の検定(多

²² 順応仮説によれば、所得の増加は長期的には人々の幸福度を増進しないので、無駄ということになる。

重比較)、県ダミー変数への回帰、ジニ係数の3つの方法を用いたが、どの方法によっても、上記の結果を得た。

しかし、小さいとはいえ、個人の幸福度には地域間格差が存在する。この格差は政策的手段によって解消すべきものであろうか。もし、この格差が、性別や年齢といった、その個人が地域を移動しても変わらない属性に依存しているなら、それを解消すべき格差と考えるのは適当でないであろう。政策的に問題となる地域間格差を把握するには、個人の属性のうち他県に移動しても変わらない属性については調整して幸福度を比較しなければならない。本稿は、幸福度に影響する変数として詳細な個人属性を用いて回帰分析を行った。とりわけ所得については、個人属性と居住地域の両方に依存するとの想定で分析した。その結果、個人属性を考慮した場合、幸福度格差の大部分が解消されることが示された。

本稿が分析対象とする期間は、小泉内閣の政策により地域間格差が拡大したと言われることが多い期間である。そこで、本稿は、この期間に実際に所得と幸福度の地域間格差が拡大したかどうかを検討した。2003年～2006年には、所得の平均値が増大するとともに所得格差が拡大している一方、平均的な幸福度は低下したが幸福度の格差は拡大していないことが示された。

最後に、本稿の分析の問題点に触れて締めくくろう。本稿の最大の問題点は、アンケート調査のサンプル数が十分でない点である。4年間のデータをプールしたため、サンプル数は総数では14086にのぼる。しかし、人口にほぼ比例するように回答者を抽出しているので、サンプル数が40に満たない県がある。その結果、所得や幸福度の県平均値の統計的信頼性が十分でないことが最大の問題である。

この問題に対処するには、必ずしも県別に集計するのではなく、標本数が十分でない県についてはサンプルを合体して一地域として地域間格差を分析するのが一つの方法であろう。しかし、その場合、どの県を合体すべきかが難しい問題であるし、データを平均化することによって、地域間格差を過小評価する恐れもある。

もう一つの問題は、主観的幸福度の格差と所得の格差が比較可能であるかどうかである。所得は客観的に存在する値であるが、主観的幸福度は自己評価である。その値を0から10までの値の中から選ぶことを求めていることも、幸福度の格差の大きさに影響しているかもしれない。この問題を含め、主観的幸福度を用いる場合にありうべき問題点については今後さらに検討を進める必要がある。

参照文献

- Bruni, Luigino and Peir L. Porta (2005) *Economics and Happiness : Framing the analysis*, Oxford UP : Oxford.
- Dusenberry, J.S.(1948) Income-Consumption Relation and their Implications, Income, Employment, and Public Policy: Essays in Honor of Alvin H.Hansen., W.W.Norton & Co.,Inc.,54-81
- Easterlin, R. (1974) "Does Economic Growth Improve Human Lot? Some Empirical Evidence," in P. A. Davis and M. w. Reder eds. *Natio and Households in Economic growth: Essays in Hornor of Moses Abramowitz*, Academic Press: London.
- Frank, Robert H. (2005) "Does Absolute Income Matter?" Chapter 2 of Bruni, Luigino and Peir L. Porta (eds.) *Economics and Happiness : Framing the analysis*, Oxford UP : Oxford.
- Frey, Bruno S. and Alois Stutzer (2002a) "What can Economists Learn from Happiness Research?" *Journal of Economic Literature*, 40 (2), 402-435.
- Frey, Bruno S. and Alois Stutzer (2002b) *Happiness and Economics*, Princeton UP, 佐和隆光監訳 『幸福の政治経済学』ダイヤモンド社。
- Frey, Bruno S. and Alois Stutzer (2005) "Testing Theories of Happiness," Chapter 4 of Bruni, Luigino and Peir L. Porta (eds.) *Economics and Happiness : Framing the analysis*, Oxford UP : Oxford.
- Glenn, N. D. and C. N. Weaver (1981) "The Contribution of Marital Happiness to Global Happiness," *Journal of Marriage and Family* 43, 161-168.
- Greene, William H. (2000) *Econometric Analysis*, Prentice-Hall, Inc.
- Hellevik, O. (2003) "Economy, Values and Happiness in Norway," *Journal of Happiness Studies* 4, 243-283.
- Holland-Benin, M. and B. Cable-Nenstedt (1985) "Happiness in Single- and Dual-earner Families; The Effects of Marital Happiness, Job Satisfaction, and Life Cycle," *Journal of Marriage and Family* 47, 975-984.
- Inglehart, R. F. (1990) *Culture Shift in Advanced Industrial Society*, Princeton, N.J., Princeton University Press
- Kahneman, Daniel, Ed Diener, and Norbert Schwarz, ed. (1999), *Well-Being*, Russell Sage Foundation: New York.
- Kahneman, Daniel and Amon Tversky (1979) "Prospect theory: an analysis of decision under risk," *Econometrica* 47 (2), 263-292.
- Layard, Richard (2005) *Happiness: Lessons from a New Science*, Penguin Books: New York.
- Lee, Kristen Schultz and Hiroshi Ono (2007) "Specialization and Happiness: A U.S.-Japan Comparison," 2007年日本経済学会報告論文。
- Lowenstein, George (2007) *Exotic Preferences: Behaviroal Econoics and Human Motivation*,

Oxford UP: Oxford.

- Miller, R. G. Jr., 1981. *Simultaneous Statistical Inference*. Springer-Verlag, New York.
- Ohtake, Fumio and Jun Tomioka, (2004) “Who Supports Redistribution?” *The Japanese Economic Review* 55 (4), 333-354.
- Tsang, L. L. W., C. D. H. Harvey, K. A. Duncan, and R. Sommer (2003) “The Effects of Children, Dual Earner Status, Sex Role Traditionalism, and Marital Structure on Marital Happiness over Time,” *Journal of Family and Economic Issues* 24 (1), 5-26.
- Tsutsui, Yoshiro, Miles Kimball, and Fumio Ohtake (2007) “Koizumi Carried the Day: Did the Japanese Election Results Make People Happy and Unhappy?” ISER Discussion Paper No. 695.
- Tversky, Amos and Daniel Kahneman (1991) “Loss Aversion in Riskless Choice: A Reference-Dependent Model,” *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 106, No. 4, pp. 1039-1061.
- van Praag, Bernard M. S. (1971) “The Welfare Function of Income in Belgium: An Empirical Investigation,” *European Economic Review*, 2, 337-369.
- White, J. M. (1992) “Marital Status and Well-Being in Canada,” *Journal of Family Issues* 13, 390-409.
- 大竹文雄 (2004) 「失業と幸福度」『日本労働協会雑誌』第 528 号、59-68 頁。
- 大竹文雄 (2006) 『日本の不平等』日本経済新聞社。
- 白石小百合・白石賢(2007)「少子化社会におけるワーク・ライフ・バランスと幸福感—非線形パネルによる推定—」内閣府経済社会総合研究所 ESRI Discussion PaperNo.181。
- 橘木俊詔 (1998) 『日本の経済格差—所得と資産から考える』岩波書店。
- 筒井義郎・大竹文雄・池田新介 (2005) 「なぜあなたは不幸なのか」 ISER Discussion Paper No. 630。
- 山根智沙子・筒井義郎 (2008) 「銀行部門と地域の経済発展：金融深化と収束仮説」『金融経済研究』近刊。

表 1 有効回答数の内訳

| | 北海道 | 東北 | 関東 | 甲信越 | 北陸 | 東海 | 近畿 | 中国 | 四国 | 九州 | 合計 |
|---------|-----|-----|------|-----|-----|-----|-----|-----|-----|-----|------|
| 2003 年度 | 206 | 311 | 1316 | 175 | 119 | 504 | 709 | 262 | 150 | 472 | 4224 |
| 2004 年度 | 135 | 220 | 901 | 123 | 90 | 359 | 516 | 193 | 109 | 341 | 2987 |
| 2005 年度 | 179 | 277 | 1175 | 160 | 113 | 448 | 620 | 245 | 127 | 419 | 3763 |
| 2006 年度 | 139 | 222 | 985 | 143 | 99 | 359 | 526 | 205 | 100 | 334 | 3112 |

注：大阪大学 21 世紀 COE が実施したアンケート調査の有効回答数を地域別に集計。

表2 多重比較で有意な組の数

パネルA：基本的な結果

| | プールデータ | | | 年別データ | | | | |
|---------------------|--------|-----|-----|-------|------|------|------|--------|
| | 1% | 5% | 10% | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | 4年間の平均 |
| 一人あたり所得 | 106 | 136 | 154 | 41 | 24 | 41 | 36 | 35.5 |
| 幸福度 H | 41 | 65 | 89 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0.25 |
| 調整済幸福度 (6)式;順序プロビット | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 調整済幸福度 (6)式;OLS | 1 | 4 | 8 | 0 | 3 | 0 | 0 | 0.75 |

注：一人あたり所得と幸福度の県平均値の多重比較で、有意な組の数を記載している。「プールデータ」は2003年～2006年のデータをプールして県平均値を計算し、多重比較を行った結果を記載している。「年別データ」の欄は有意水準を5%とした場合の値を記載している。1行目は、COE アンケート調査結果から算出した一人あたり所得に関する結果、2行目は、同アンケートで尋ねられた幸福度に関する結果である。3行目と4行目は、その幸福度を個人属性の違いで調整した値を使った結果である。3行目は、(6)式を順序プロビットで推定した場合、4行目は(6)式をOLSで推定した場合である。なお、幸福度をOLS回帰するときには、幸福度のデータとしては、頻度分布に対数正規分布を当てはめて推定した値を用いた。以下の表でも同様である。

パネルB：有意水準を低くした場合の結果

| | 2003 | | | 2004 | | | 2005 | | | 2006 | | |
|---------------------|------|-----|-----|------|-----|-----|------|-----|-----|------|-----|-----|
| | 有意水準 | | | 有意水準 | | | 有意水準 | | | 有意水準 | | |
| | 10% | 20% | 30% | 10% | 20% | 30% | 10% | 20% | 30% | 10% | 20% | 30% |
| 幸福度 H | 3 | 7 | 9 | 0 | 2 | 9 | 0 | 0 | 1 | 1 | 1 | 4 |
| 調整済幸福度 (6)式;順序プロビット | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 調整済幸福度 (6)式;OLS | 0 | 2 | 7 | 3 | 4 | 10 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |

注：幸福度については、パネルAの「年別データ」では有意な組がほとんどなかったため、年ごとの変化をみるために、有意水準を10～30%に下げた場合の結果を記載している。

表3 所得・幸福度の県ダミーへの回帰結果

| 変数 | 従属変数 | | | | | |
|-----|---------|--------|--------------------|--------|-----------------|--------|
| | 所得 | | 幸福度 (順序プロビット推定) | | 幸福度 (OLS 推定) | |
| | 推定値 | p-値 | 推定値 | p-値 | 推定値 | p-値 |
| 定数 | 129.606 | [.000] | 2.311 | [.000] | 5.520 | [.000] |
| 北海道 | 75.1444 | [.000] | 0.374 | [.003] | 0.653 | [.004] |
| 青森 | 39.6811 | [.048] | 0.192 | [.191] | 0.338 | [.200] |
| 岩手 | 59.3757 | [.002] | 0.269 | [.055] | 0.465 | [.064] |
| 宮城 | 79.4164 | [.000] | 0.375 | [.004] | 0.652 | [.006] |
| 秋田 | 113.21 | [.000] | 0.310 | [.057] | 0.539 | [.065] |
| 山形 | 18.2931 | [.491] | 0.295 | [.091] | 0.514 | [.102] |
| 福島 | 35.4254 | [.046] | 0.291 | [.033] | 0.506 | [.039] |
| 茨城 | 87.3142 | [.000] | 0.354 | [.007] | 0.620 | [.009] |
| 栃木 | 83.7076 | [.000] | 0.317 | [.015] | 0.555 | [.017] |
| 群馬 | 73.6766 | [.000] | 0.406 | [.004] | 0.718 | [.005] |
| 埼玉 | 101.552 | [.000] | 0.497 | [.000] | 0.878 | [.000] |
| 千葉 | 107.786 | [.000] | 0.533 | [.000] | 0.930 | [.000] |
| 東京 | 160.121 | [.000] | 0.609 | [.000] | 1.069 | [.000] |
| 神奈川 | 111.879 | [.000] | 0.555 | [.000] | 0.971 | [.000] |
| 新潟 | 61.6463 | [.000] | 0.385 | [.003] | 0.669 | [.005] |
| 富山 | 69.8465 | [.000] | 0.479 | [.001] | 0.851 | [.001] |
| 石川 | 84.2349 | [.000] | 0.188 | [.198] | 0.331 | [.208] |
| 福井 | 150.374 | [.000] | 0.343 | [.026] | 0.597 | [.030] |
| 山梨 | 48.9611 | [.118] | 0.238 | [.233] | 0.419 | [.242] |
| 長野 | 79.563 | [.000] | 0.336 | [.013] | 0.588 | [.015] |
| 岐阜 | 83.0573 | [.000] | 0.528 | [.000] | 0.929 | [.000] |
| 静岡 | 92.1138 | [.000] | 0.425 | [.001] | 0.735 | [.002] |
| 愛知 | 83.6407 | [.000] | 0.363 | [.003] | 0.636 | [.004] |
| 三重 | 100.188 | [.000] | 0.523 | [.000] | 0.917 | [.000] |
| 滋賀 | 58.6401 | [.007] | 0.678 | [.000] | 1.196 | [.000] |
| 京都 | 87.7918 | [.000] | 0.473 | [.000] | 0.823 | [.000] |
| 大阪 | 82.2337 | [.000] | 0.516 | [.000] | 0.902 | [.000] |
| 兵庫 | 106.972 | [.000] | 0.743 | [.000] | 1.309 | [.000] |
| 奈良 | 89.5082 | [.000] | 0.501 | [.000] | 0.883 | [.001] |
| 和歌山 | 56.9985 | [.005] | 0.534 | [.000] | 0.935 | [.000] |

| | | | | | | |
|--------|---------|--------|-------|--------|-------|--------|
| 鳥取 | 70.472 | [.001] | 0.063 | [.675] | 0.082 | [.758] |
| 島根 | 32.7346 | [.086] | 0.216 | [.122] | 0.377 | [.132] |
| 岡山 | 94.0662 | [.000] | 0.685 | [.000] | 1.205 | [.000] |
| 広島 | 95.2461 | [.000] | 0.416 | [.001] | 0.729 | [.002] |
| 山口 | 49.3328 | [.022] | 0.538 | [.000] | 0.945 | [.001] |
| 徳島 | 45.8426 | [.057] | 基準県 | | 基準県 | |
| 香川 | 66.7408 | [.000] | 0.266 | [.057] | 0.454 | [.070] |
| 愛媛 | 37.1335 | [.046] | 0.212 | [.132] | 0.358 | [.157] |
| 高知 | 54.0964 | [.054] | 0.115 | [.546] | 0.191 | [.575] |
| 福岡 | 93.8151 | [.000] | 0.612 | [.000] | 1.080 | [.000] |
| 佐賀 | 75.3169 | [.009] | 0.624 | [.001] | 1.101 | [.001] |
| 長崎 | 123.348 | [.000] | 0.428 | [.002] | 0.752 | [.002] |
| 熊本 | 93.1922 | [.000] | 0.717 | [.000] | 1.262 | [.000] |
| 大分 | 46.4908 | [.011] | 0.350 | [.012] | 0.605 | [.015] |
| 宮崎 | 60.4465 | [.004] | 0.422 | [.005] | 0.750 | [.006] |
| 鹿児島 | 57.2192 | [.002] | 0.404 | [.004] | 0.700 | [.005] |
| 沖縄 | 基準県 | | 0.498 | [.000] | 0.882 | [.000] |
| 第2の閾値 | | | 0.402 | [.000] | | |
| 第3の閾値 | | | 0.712 | [.000] | | |
| 第4の閾値 | | | 1.267 | [.000] | | |
| 第5の閾値 | | | 1.638 | [.000] | | |
| 第6の閾値 | | | 2.426 | [.000] | | |
| 第7の閾値 | | | 2.811 | [.000] | | |
| 第8の閾値 | | | 3.373 | [.000] | | |
| 第9の閾値 | | | 4.042 | [.000] | | |
| 第10の閾値 | | | 4.486 | [.000] | | |
| 決定係数 | 0.037 | | 0.018 | | 0.017 | |
| 観測数 | 11521 | | 13938 | | 13938 | |

注： 所得(1式)および幸福度(2式)を県ダミー変数に回帰した推定結果。幸福度については、順序プロビットと OLS の推定結果の両方を記載している。基準県はそれぞれ、最低値をとる県。本稿のモデルでは、定数項を含んでいるため、第1の閾値は0という制約をかけている。そのため、第2の閾値から記載している。以下の表でも同様である。

表4 回帰で有意な県ダミーの係数の数

パネルA 基本結果：最低値をとる県を基準とした場合

| | プールデータ | | | 年別データ | | | | 基準県 |
|---------------------|--------|----|-----|-------|------|------|------|-----|
| | 1% | 5% | 10% | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | |
| 一人あたり所得; (1)式; OLS | 36 | 41 | 44 | 24 | 4 | 32 | 4 | 最低県 |
| 幸福度 H;(2)式; 順序プロビット | 30 | 35 | 39 | 5 | 13 | 11 | 15 | |
| 幸福度 H;(2)式; OLS | 30 | 35 | 39 | 5 | 12 | 11 | 14 | |

注：所得と幸福度を県ダミーに回帰し、基準県と有意に異なる県の数報告している。基準県は最低県。

パネルB 基本結果：基準県を中央値付近の山口県に統一した場合

| | | | | | | | | |
|---------------------|---|----|----|---|---|---|---|-------------------|
| 一人あたり所得; (1)式; OLS | 7 | 14 | 22 | 0 | 4 | 4 | 0 | メジアン付近で 統一;山口県 |
| 幸福度 H;(2)式; 順序プロビット | 6 | 11 | 15 | 0 | 4 | 9 | 0 | |
| 幸福度 H;(2)式; OLS | 6 | 11 | 14 | 0 | 3 | 8 | 0 | |

注：パネルAでは、最低の県を基準県としているため、所得と幸福度で基準県が異なっていたが、ここでは所得と幸福度、両変数のメジアン付近である山口県を基準とし、有意に異なる県の数報告している。

パネルC 個人属性を調整した幸福度の結果：最低値をとる県を基準とした場合

| | | | | | | | | |
|---------------------|---|----|----|----|----|---|---|-----|
| 幸福度調整 (6)式; 順序プロビット | 0 | 0 | 0 | 2 | 1 | 0 | 0 | 最低県 |
| 幸福度調整 (6)式; OLS | 1 | 16 | 24 | 13 | 10 | 0 | 0 | |

注：(6)式を順序プロビットとOLSで推定したときの有意な県ダミーの数を記載している。基準県は幸福度が最も低かった徳島県。

パネルD 個人属性を調整した幸福度の結果：基準県を中央値付近の沖縄県(所得)・徳島県(幸福度)に統一した場合

| | | | | | | | | |
|---------------------|----|----|----|----|----|----|----|-------------------|
| 一人あたり所得; (1)式; OLS | 36 | 41 | 44 | 24 | 19 | 32 | 20 | 所得;沖縄県 幸福度;徳島県 |
| 幸福度 H;(2)式; 順序プロビット | 30 | 35 | 39 | 14 | 13 | 11 | 15 | |
| 幸福度 H;(2)式; OLS | 30 | 35 | 39 | 13 | 12 | 11 | 14 | |
| 幸福度調整 (6)式; 順序プロビット | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | |
| 幸福度調整 (6)式; OLS | 0 | 0 | 1 | 1 | 9 | 0 | 0 | |

注：パネルAでは、最低県を基準県としているため、年度によって基準県が異なっている。ここでは、4年間を通して、同一県を基準とし、有意な県ダミーの数を記載している。基準県はそれぞれ、ほとんどの年度で最低近くに位置していた沖縄県と徳島県で固定している。

表5 ジニ係数の比較

| | プールデータ | 年別データ | | | | 4年間の平均 |
|---------------------|--------|-------|-------|-------|-------|--------|
| | | 2003 | 2004 | 2005 | 2006 | |
| 一人あたり所得 | 0.097 | 0.088 | 0.087 | 0.097 | 0.111 | 0.096 |
| 一人あたり実質所得 | 0.091 | 0.078 | 0.082 | 0.093 | 0.106 | 0.090 |
| 幸福度 H | 0.031 | 0.031 | 0.030 | 0.030 | 0.033 | 0.031 |
| 幸福度調整 (6)式; 順序プロビット | 0.020 | 0.030 | 0.031 | 0.025 | 0.031 | 0.029 |
| 幸福度調整 (6)式; OLS | 0.021 | 0.035 | 0.032 | 0.028 | 0.030 | 0.031 |

注: 「プールデータ」は2003年～2006年のデータをプールして計算したジニ係数を報告している。「年別データ」は、各年のジニ係数を、「4年間の平均」は、各年のジニ係数の平均値を記載している。表の2行目は、一人あたり所得の名目値を県ごとの物価指数で除して一人あたり実質所得を算出し、ジニ係数を求めている。ただし、2006年については、物価指数が分析時点でまだ公表されていないため、2005年の物価指数を用いて実質化している。

表6 個人の属性を調整する回帰分析の推定結果

| 変数 | (4)式 (従属変数:所得) | | (5)式 (順序プロビット推定) | | (5)式 (OLS 推定) | |
|----------------|-------------------|--------|---------------------|--------|------------------|--------|
| | 推定値 | p-値 | 推定値 | p-値 | 推定値 | p-値 |
| 定数 | 219.894 | [.000] | 1.924 | [.000] | 4.596 | [.000] |
| 男性 <i>D</i> | -12.975 | [.000] | -0.055 | [.036] | -0.088 | [.041] |
| 未婚 <i>D</i> | -6.911 | [.172] | -0.160 | [.000] | -0.252 | [.000] |
| 死別 <i>D</i> | -41.729 | [.000] | -0.233 | [.000] | -0.382 | [.000] |
| 単身世帯 <i>D</i> | 75.945 | [.000] | -0.196 | [.001] | -0.335 | [.001] |
| 世帯人数 | -37.814 | [.000] | -0.003 | [.792] | -0.004 | [.818] |
| 健康 | 4.562 | [.000] | 0.070 | [.000] | 0.113 | [.000] |
| 20代 <i>D</i> | -7.896 | [.289] | 0.356 | [.000] | 0.565 | [.000] |
| 30代 <i>D</i> | -18.227 | [.001] | 0.322 | [.000] | 0.505 | [.000] |
| 40代 <i>D</i> | 6.080 | [.227] | 0.148 | [.000] | 0.230 | [.000] |
| 50代 <i>D</i> | 38.707 | [.000] | 0.057 | [.098] | 0.087 | [.125] |
| 子無し <i>D</i> | 10.624 | [.040] | -0.320 | [.000] | -0.521 | [.000] |
| 事務 <i>D</i> | -59.812 | [.000] | -0.079 | [.085] | -0.123 | [.104] |
| 販売 <i>D</i> | -93.345 | [.000] | -0.177 | [.002] | -0.292 | [.002] |
| 専門 <i>D</i> | -40.627 | [.000] | 0.016 | [.733] | 0.032 | [.677] |
| サービス <i>D</i> | -91.432 | [.000] | -0.127 | [.013] | -0.207 | [.014] |
| 現業 <i>D</i> | -88.002 | [.000] | -0.057 | [.275] | -0.088 | [.308] |
| 農林 <i>D</i> | -72.044 | [.000] | -0.229 | [.006] | -0.364 | [.009] |
| パート <i>D</i> | -92.901 | [.000] | -0.124 | [.017] | -0.195 | [.022] |
| 主婦 <i>D</i> | -89.535 | [.000] | 0.095 | [.045] | 0.155 | [.046] |
| 学生 <i>D</i> | 16.086 | [.308] | 0.015 | [.908] | 0.031 | [.884] |
| 無職 <i>D</i> | -132.564 | [.000] | 0.034 | [.562] | 0.046 | [.626] |
| 高校 <i>D</i> | 32.262 | [.000] | 0.157 | [.000] | 0.264 | [.000] |
| 短大・専門 <i>D</i> | 41.938 | [.000] | 0.286 | [.000] | 0.475 | [.000] |
| 大学 <i>D</i> | 62.438 | [.000] | 0.232 | [.000] | 0.387 | [.000] |
| 大学院 <i>D</i> | 84.385 | [.000] | 0.312 | [.001] | 0.513 | [.001] |
| 所得 | | | 0.001 | [.000] | 0.002 | [.000] |
| 所得2 | | | -0.000001 | [.000] | -0.000001 | [.000] |
| 所得変化 | | | 0.027 | [.000] | 0.045 | [.000] |
| 所得予想 | | | 0.027 | [.000] | 0.044 | [.000] |
| 総資産 | | | 0.00002 | [.000] | 0.00004 | [.000] |
| 求職 <i>D</i> | -27.104 | [.000] | -0.273 | [.000] | -0.459 | [.000] |
| 失業経験 <i>D</i> | -34.206 | [.000] | -0.122 | [.000] | -0.207 | [.000] |
| お金 | -3.935 | [.012] | -0.119 | [.000] | -0.190 | [.000] |
| 利他性 | 11.323 | [.000] | 0.084 | [.000] | 0.138 | [.000] |
| 危険回避 | 0.129 | [.072] | 0.001 | [.099] | 0.001 | [.110] |
| 時間割引 | 2.602 | [.018] | -0.008 | [.325] | -0.012 | [.382] |
| 自信過剰 | -0.613 | [.681] | -0.011 | [.336] | -0.016 | [.412] |
| 飲酒 | 3.271 | [.005] | -0.003 | [.773] | -0.003 | [.846] |
| ギャンブル | 1.401 | [.212] | -0.057 | [.000] | -0.092 | [.000] |
| 一戸建て <i>D</i> | 68.774 | [.000] | 0.156 | [.076] | 0.276 | [.056] |
| 集合住宅 <i>D</i> | 60.317 | [.000] | 0.102 | [.292] | 0.189 | [.232] |
| 民間借家 <i>D</i> | 26.418 | [.020] | 0.036 | [.696] | 0.070 | [.641] |
| 社宅 <i>D</i> | 51.374 | [.002] | 0.325 | [.012] | 0.548 | [.010] |
| 公営借家 <i>D</i> | 6.026 | [.649] | 0.043 | [.687] | 0.085 | [.623] |

| | | | | | | |
|-------|---------|--------|-------|--------|-------|--------|
| 北海道 | 45.982 | [.063] | 0.474 | [.049] | 0.743 | [.060] |
| 青森 | 48.588 | [.080] | 0.300 | [.245] | 0.461 | [.277] |
| 岩手 | 63.357 | [.019] | 0.421 | [.098] | 0.649 | [.121] |
| 宮城 | 72.968 | [.004] | 0.519 | [.035] | 0.821 | [.042] |
| 秋田 | 88.584 | [.004] | 0.403 | [.151] | 0.613 | [.185] |
| 山形 | 41.648 | [.191] | 0.403 | [.160] | 0.609 | [.198] |
| 福島 | 47.406 | [.075] | 0.421 | [.095] | 0.665 | [.109] |
| 茨城 | 82.355 | [.001] | 0.415 | [.092] | 0.639 | [.115] |
| 栃木 | 73.769 | [.004] | 0.388 | [.111] | 0.611 | [.128] |
| 群馬 | 60.662 | [.026] | 0.403 | [.114] | 0.635 | [.131] |
| 埼玉 | 72.391 | [.003] | 0.462 | [.053] | 0.730 | [.063] |
| 千葉 | 78.151 | [.002] | 0.449 | [.061] | 0.697 | [.078] |
| 東京 | 119.739 | [.000] | 0.565 | [.017] | 0.885 | [.024] |
| 神奈川 | 89.011 | [.000] | 0.589 | [.014] | 0.926 | [.019] |
| 新潟 | 64.074 | [.012] | 0.419 | [.088] | 0.653 | [.106] |
| 富山 | 81.320 | [.003] | 0.480 | [.059] | 0.757 | [.071] |
| 石川 | 74.324 | [.007] | 0.181 | [.487] | 0.263 | [.539] |
| 福井 | 178.700 | [.000] | 0.561 | [.038] | 0.863 | [.052] |
| 山梨 | 37.902 | [.293] | | 基準県 | | 基準県 |
| 長野 | 59.576 | [.022] | 0.258 | [.302] | 0.388 | [.345] |
| 岐阜 | 69.022 | [.008] | 0.443 | [.072] | 0.691 | [.089] |
| 静岡 | 89.663 | [.000] | 0.383 | [.117] | 0.588 | [.143] |
| 愛知 | 78.323 | [.001] | 0.374 | [.117] | 0.580 | [.140] |
| 三重 | 93.870 | [.000] | 0.566 | [.024] | 0.895 | [.031] |
| 滋賀 | 47.048 | [.108] | 0.641 | [.016] | 1.016 | [.021] |
| 京都 | 59.905 | [.017] | 0.520 | [.032] | 0.809 | [.043] |
| 大阪 | 62.801 | [.010] | 0.528 | [.026] | 0.828 | [.034] |
| 兵庫 | 79.141 | [.002] | 0.693 | [.005] | 1.092 | [.007] |
| 奈良 | 43.011 | [.119] | 0.278 | [.282] | 0.425 | [.318] |
| 和歌山 | 46.537 | [.095] | 0.611 | [.019] | 0.967 | [.024] |
| 鳥取 | 74.930 | [.010] | 0.455 | [.096] | 0.709 | [.116] |
| 島根 | 31.256 | [.251] | 0.277 | [.279] | 0.426 | [.312] |
| 岡山 | 92.997 | [.001] | 0.562 | [.038] | 0.887 | [.047] |
| 広島 | 67.842 | [.008] | 0.416 | [.091] | 0.654 | [.106] |
| 山口 | 42.604 | [.139] | 0.653 | [.014] | 1.028 | [.019] |
| 徳島 | 27.869 | [.360] | 0.363 | [.194] | 0.576 | [.211] |
| 香川 | 56.219 | [.034] | 0.171 | [.496] | 0.240 | [.563] |
| 愛媛 | 32.061 | [.228] | 0.293 | [.246] | 0.446 | [.283] |
| 高知 | | 基準県 | 0.160 | [.589] | 0.238 | [.626] |
| 福岡 | 70.170 | [.005] | 0.619 | [.010] | 0.975 | [.014] |
| 佐賀 | 77.406 | [.022] | 0.702 | [.018] | 1.096 | [.024] |
| 長崎 | 66.678 | [.013] | 0.533 | [.037] | 0.842 | [.045] |
| 熊本 | 65.911 | [.026] | 0.501 | [.063] | 0.793 | [.074] |
| 大分 | 46.062 | [.086] | 0.373 | [.141] | 0.565 | [.175] |
| 宮崎 | 43.837 | [.120] | 0.488 | [.063] | 0.776 | [.073] |
| 鹿児島 | 31.946 | [.233] | 0.477 | [.058] | 0.747 | [.071] |
| 沖縄 | 11.048 | [.679] | 0.643 | [.011] | 1.034 | [.013] |
| 第2の閾値 | | | 0.465 | [.000] | | |
| 第3の閾値 | | | 0.780 | [.000] | | |
| 第4の閾値 | | | 1.389 | [.000] | | |

| | | | |
|--------|-------|-------|--------|
| 第5の閾値 | | 1.784 | [.000] |
| 第6の閾値 | | 2.607 | [.000] |
| 第7の閾値 | | 3.046 | [.000] |
| 第8の閾値 | | 3.685 | [.000] |
| 第9の閾値 | | 4.426 | [.000] |
| 第10の閾値 | | 4.906 | [.000] |
| 決定係数 | 0.277 | 0.174 | 0.169 |
| 観測数 | 10338 | 8642 | 8642 |

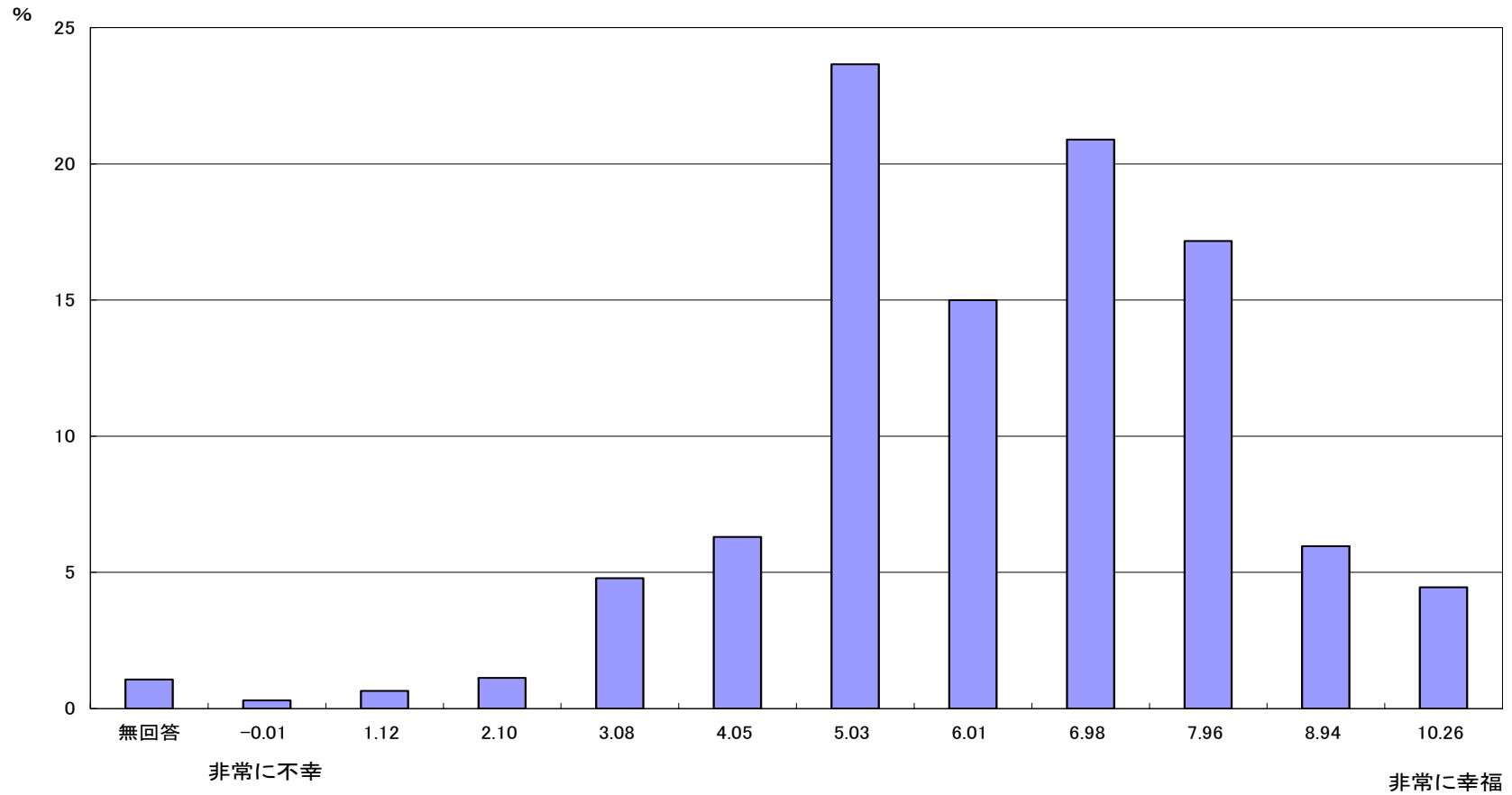
注：1列目は、一人あたり所得を個人属性と県ダミー変数にOLS回帰した推定結果。観測値は4年間のデータをプール。推定式は(4)式。2列目は、幸福度を個人特性と所得、および県ダミー変数に順序プロビット回帰した結果。ただし、所得は1列目の回帰結果から算出した調整済み所得 \tilde{Y} 。推定式は(5)式。3列目はOLSで推定した以外は、2列目と同じ。基準県は、調整済み所得または調整済み幸福度が指定の県。

表7 格差の3つの尺度の年変化のまとめ

| | 多重比較 | 県ダミー回帰 | ジニ係数 |
|---------|------|--------|------|
| 一人あたり所得 | → | → | ↗ |
| 幸福度 | ↘ | → | → |

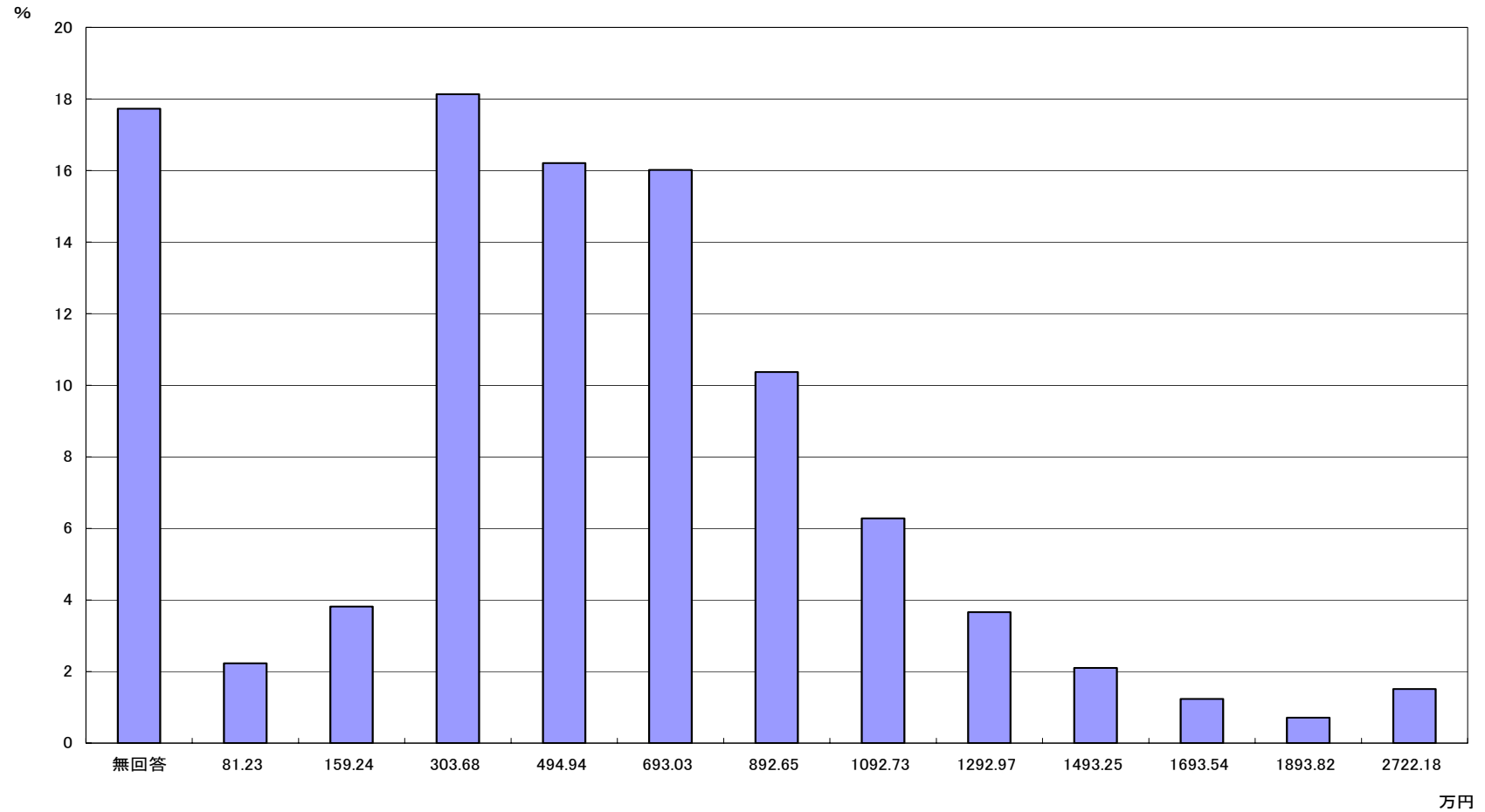
注：→は変化なし、↘は低下、↗は上昇を表す。

図1 幸福度の回答頻度（2003年～2006年の平均値）



注:2003年から2006年に実施された大阪大学21世紀COEアンケート調査において、「全体として、あなたは普段どの程度幸福だと感じていますか。「非常に幸福」を10点、「非常に不幸」を0点として」お答えください、という質問に対する0～10の回答の頻度を、総回答数14086に対する比率で表している。ただし、0～10の回答の階級値としては、回答頻度に正規分布を当てはめて推定した値を記している。

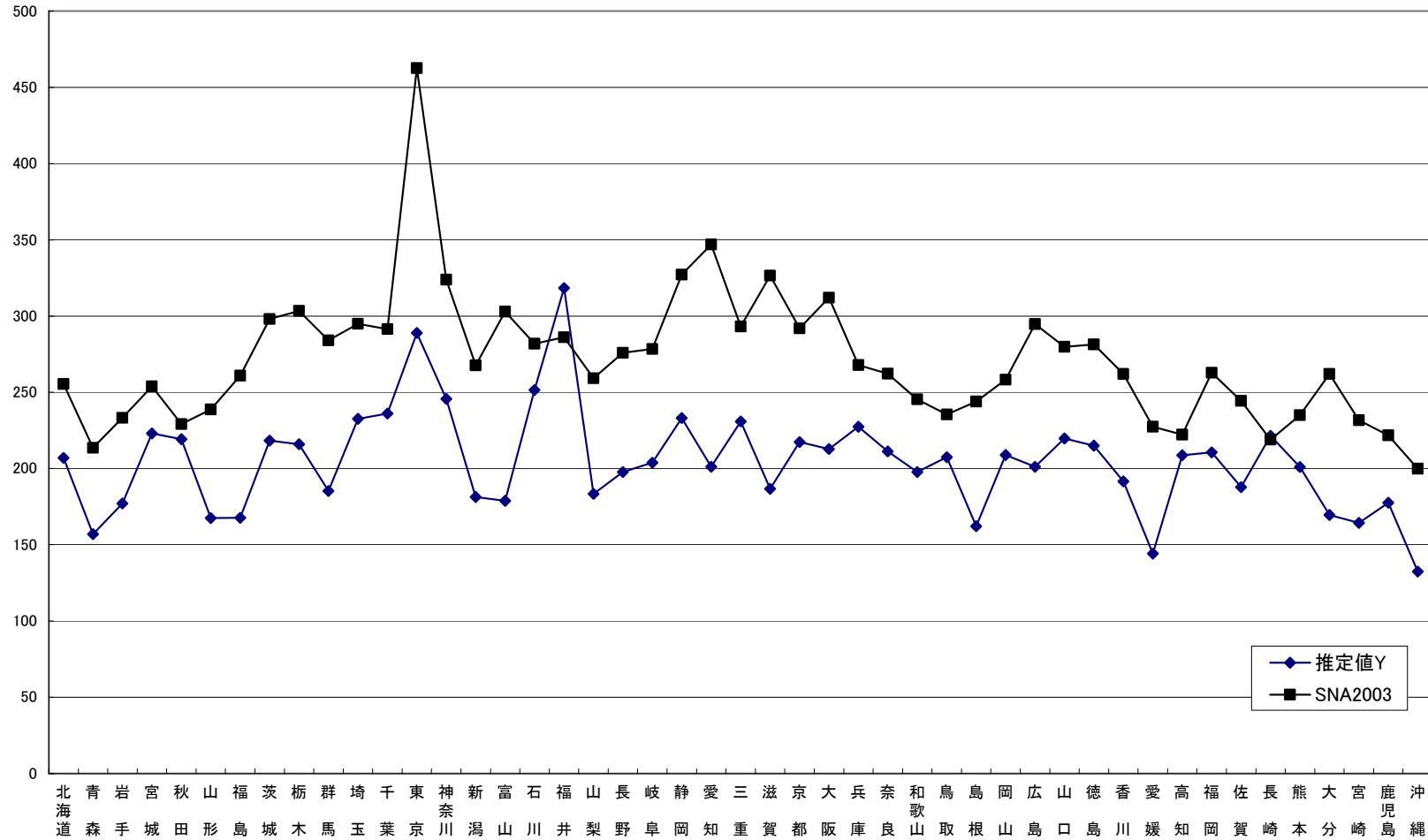
図2 所得の回答頻度（2003年～2006年の平均値）



注：2003年から2006年に実施された大阪大学21世紀COEアンケート調査において、税込世帯所得（学生は実家の収入）を、1. 100万円未満から12. 2000万円以上 までの12段階の選択肢から選ばせた回答を、総回答数14086に対する比率で表している。ただし、1～12の回答の階級値については、この回答の頻度分布に対数正規分布を当てはめて推定した値を記している。

図3 アンケート調査と『県民経済計算年報』の一人あたり所得の比較

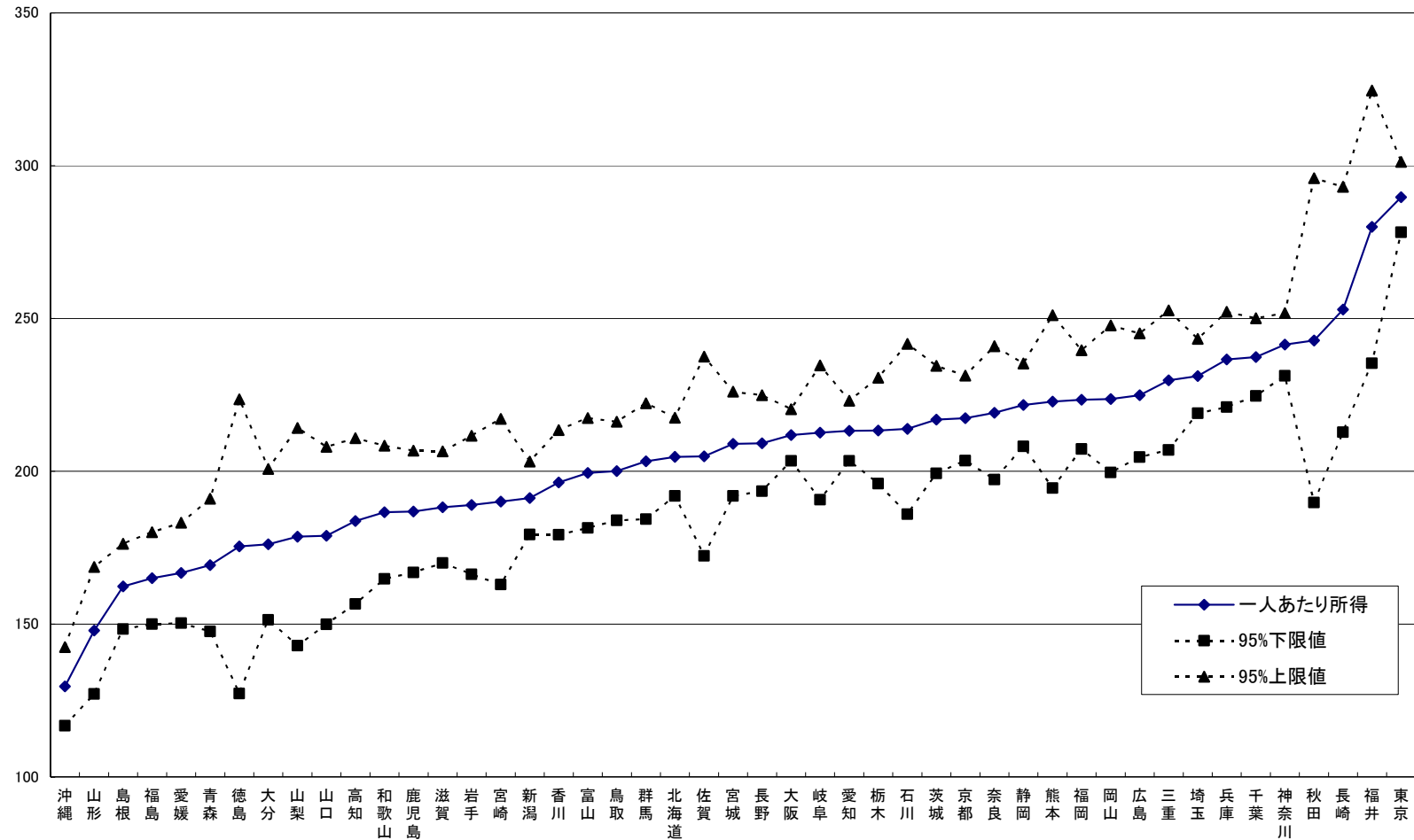
(単位万円)



注：アンケート調査で尋ねている世帯所得から推定した各県の平均の一人あたり所得と、『県民経済計算年報』に記載されている県民所得を『住民基本台帳人口要覧』に記載されている県民人口で除した各県の一人あたり所得を2003年について比較している。

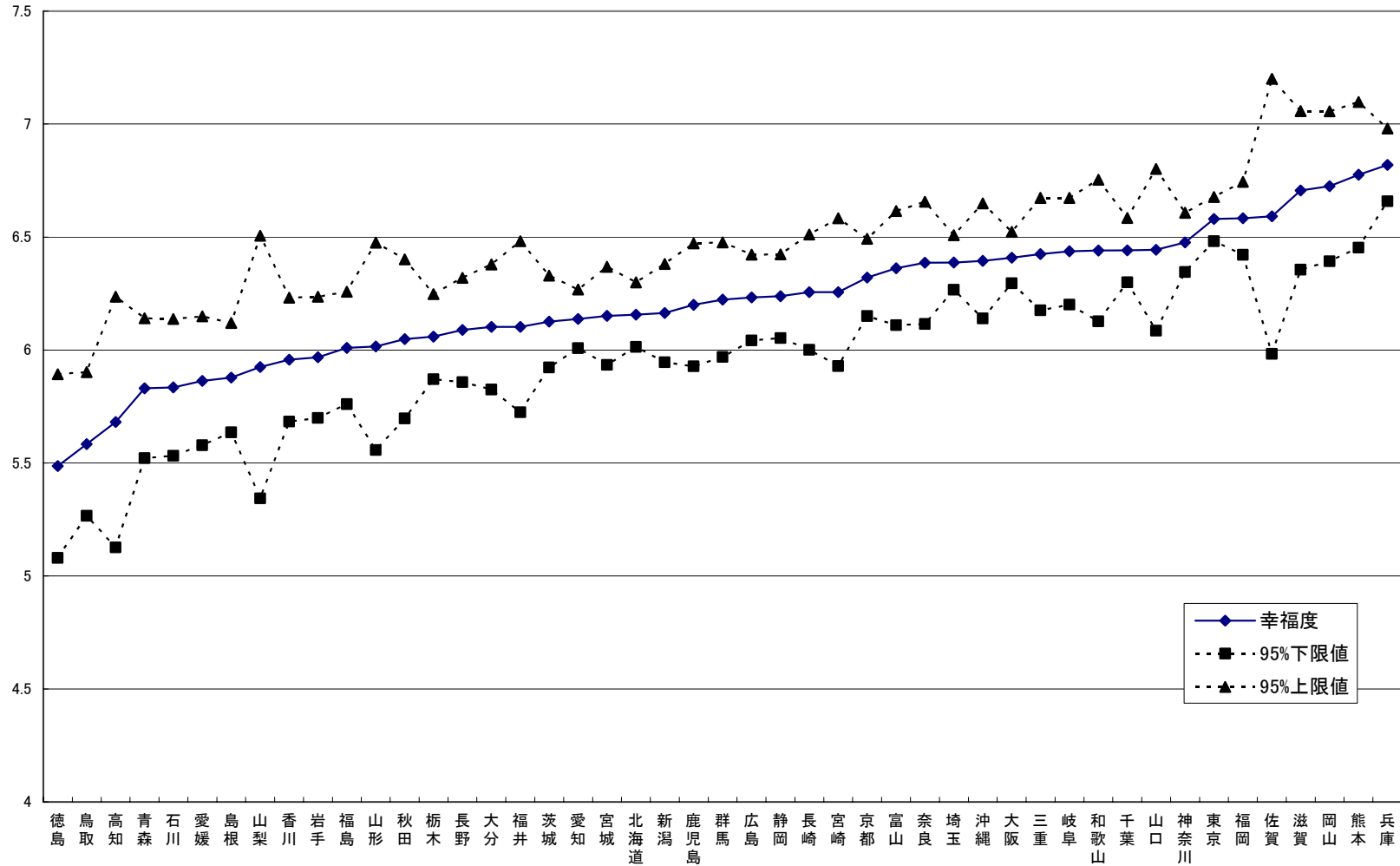
図4 47都道府県の一人あたり県民所得(2003年～2006年の平均値)

(単位万円)



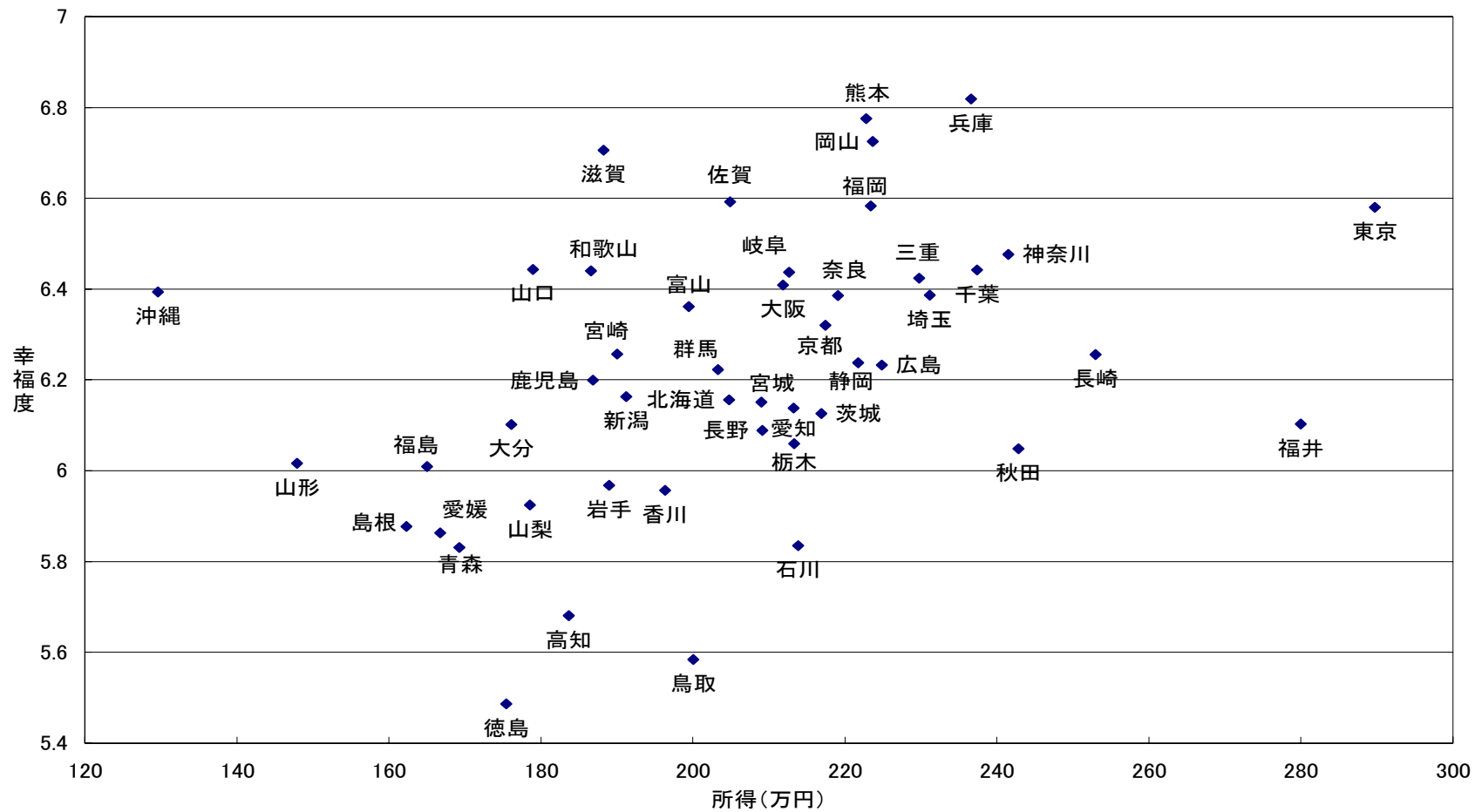
注：アンケート調査で尋ねている世帯所得と世帯人数から一人あたり所得を算出し、各県の一人あたり所得を低い県から順に並べ、95%信頼区間とともに示している。

図5 47都道府県の幸福度（2003年～2006年の平均値）



注：アンケート調査で尋ねている0～10段階の幸福度の各県平均値を、低い県から順に並べ、95%信頼区間とともに示している。

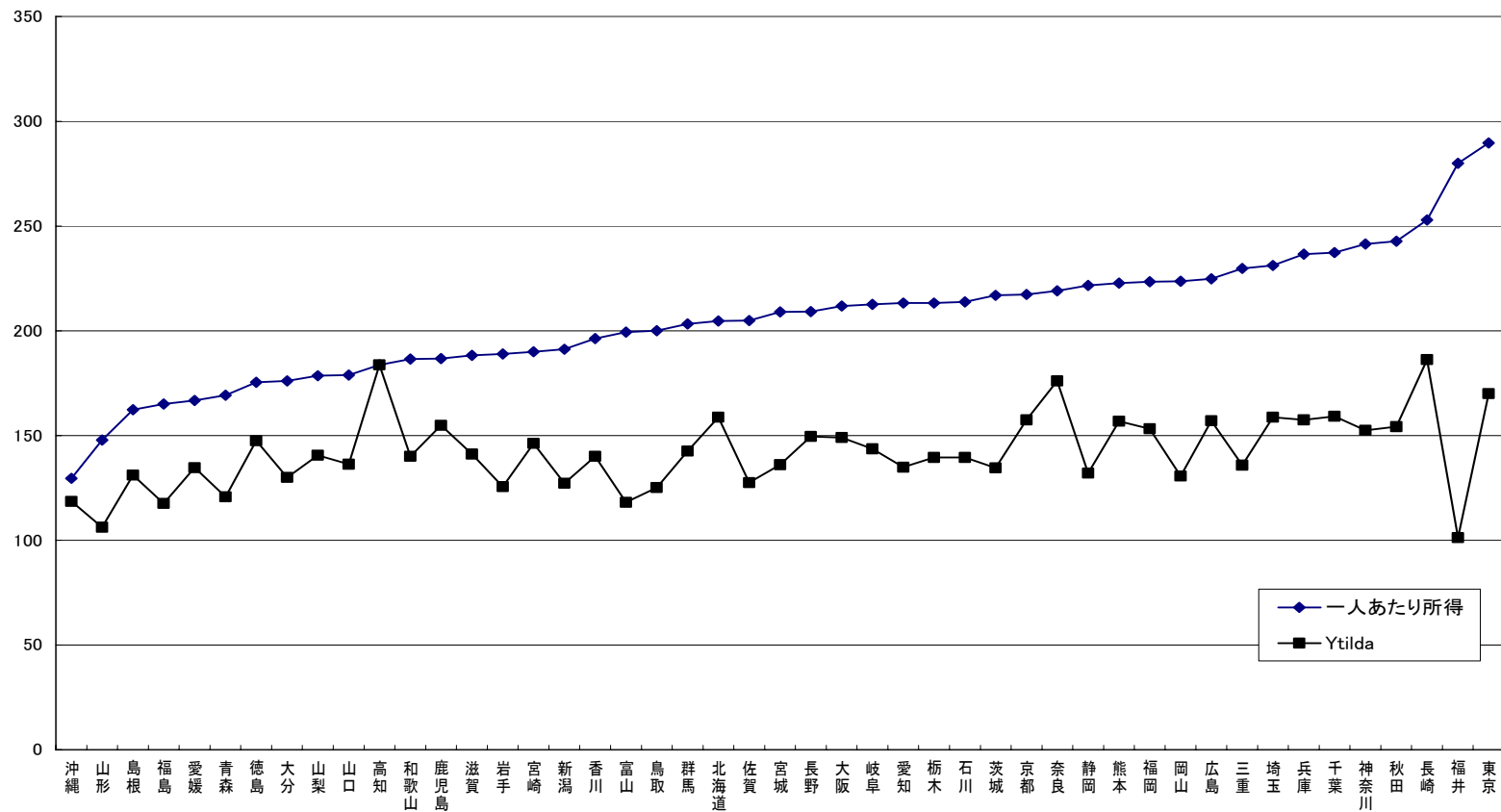
図6 都道府県別幸福度と所得の比較



注：横軸に所得、縦軸に幸福度をとった散布図。

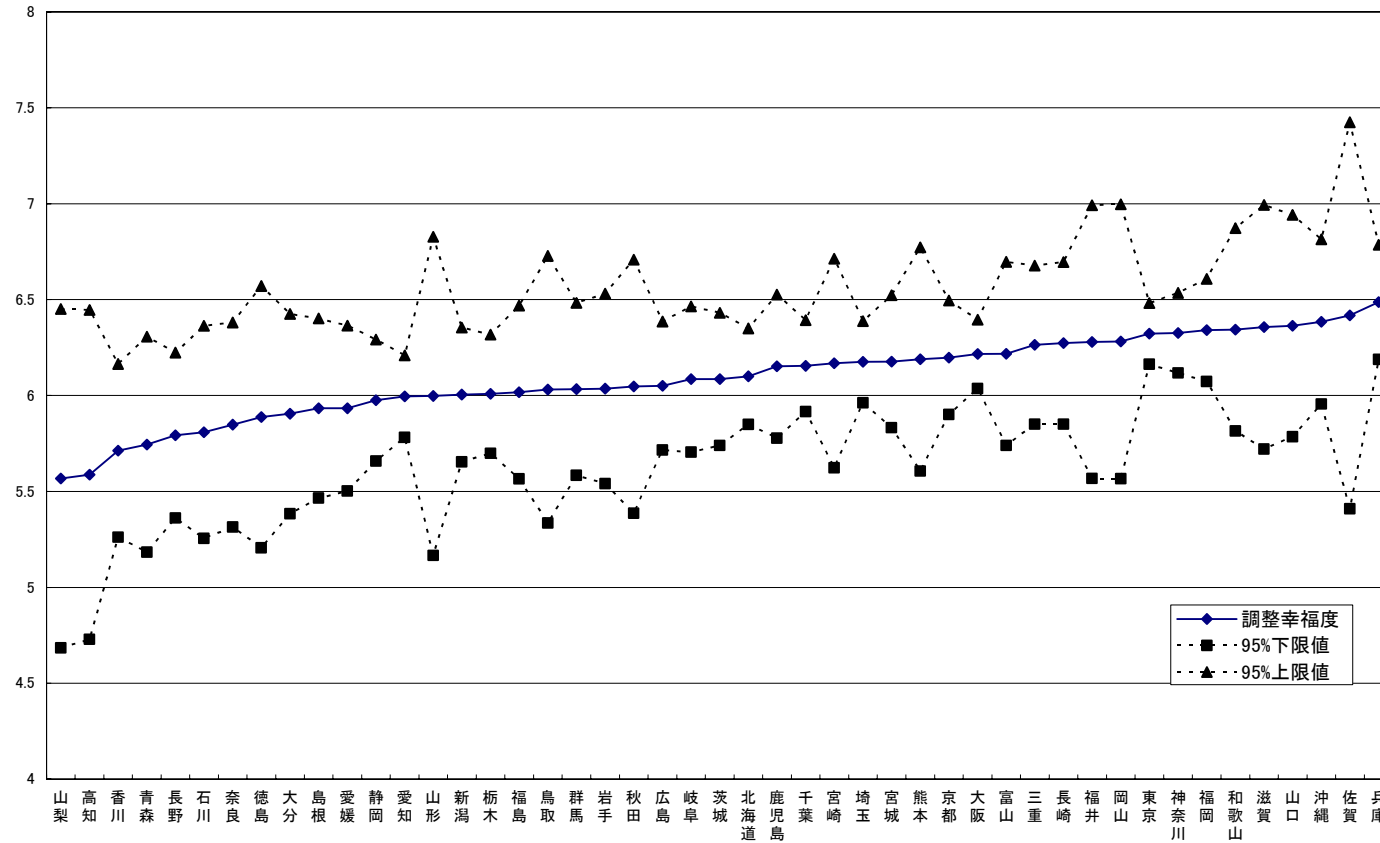
図9 調整前と調整済みの一人あたり所得の比較

(単位万円)



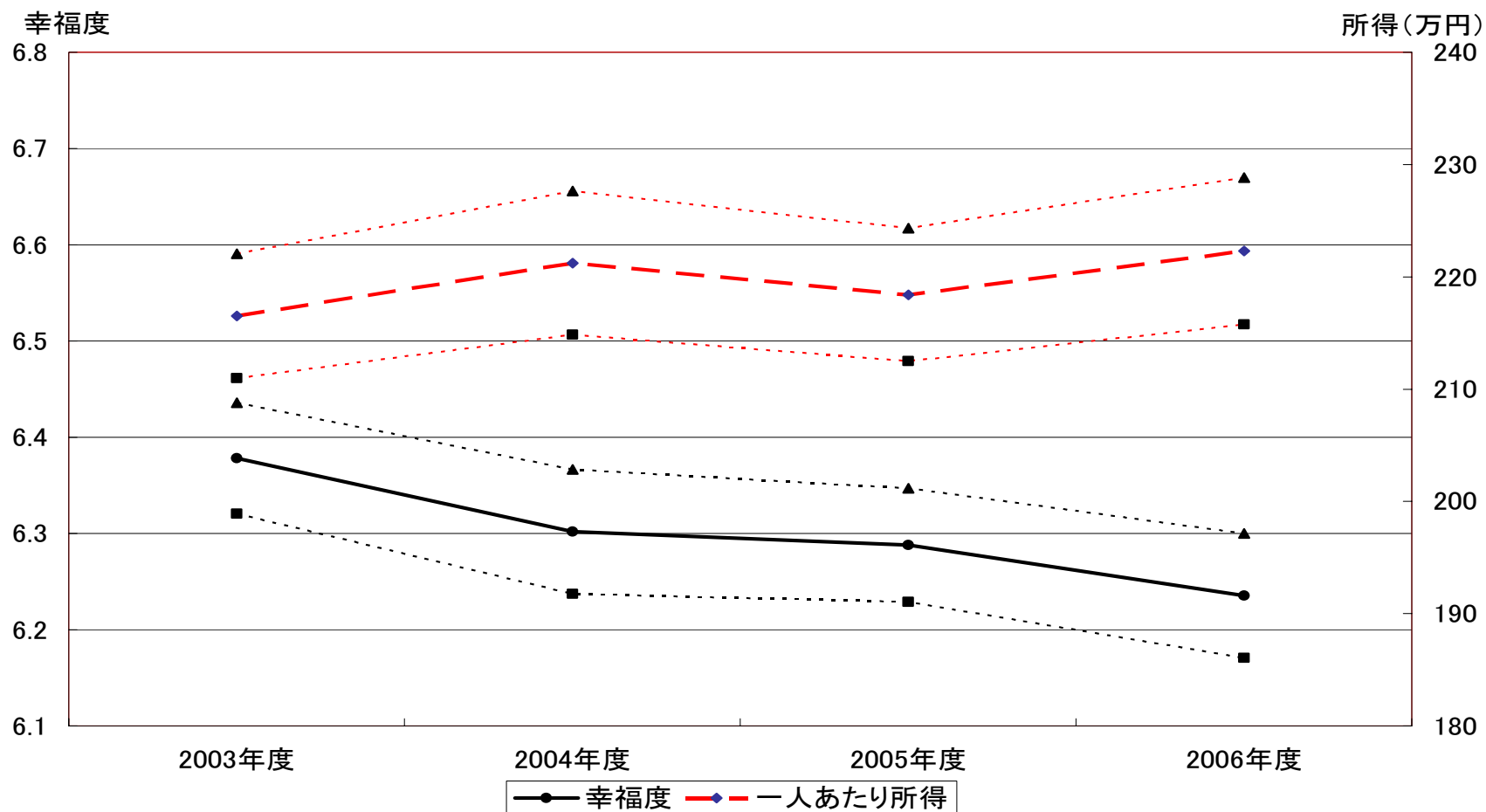
注：アンケート調査で尋ねている世帯所得から0～10段階のアンケート調査で尋ねている0～10段階の幸福度の各県平均値を、低い県から順に並べ、95%信頼区間とともに示している。アンケート調査で尋ねている世帯所得から推定した各県の一人あたり所得を低い県から順に並べ、95%信頼区間とともに示している。

図 10 調整幸福度 \tilde{H}_i : (6)式 (順序プロビット推定)



注：(6)式を順序プロビットで推定し、その推定結果を用いて(7)式を計算した調整幸福度の各県平均値を低い県から順に並べ、95%信頼区間とともに示している。

図 11 所得と幸福度の全国平均値の年変化



注：各年の日本全体の一人あたり所得と幸福度の平均値を95%信頼区間とともに示している。

補論1 回帰にもちいた説明変数の定義

| 変数名 | | 定義 |
|--------------------------|------------------|---|
| 生得の変数 | | |
| 性 | 男性 D | 男性を1, 女性を0とするダミー変数 |
| 年齢 | 20代 D | 20歳代を1, それ以外を0とするダミー変数 |
| | 30代 D | 30歳代を1, それ以外を0とするダミー変数 |
| | 40代 D | 40歳代を1, それ以外を0とするダミー変数 |
| | 50代 D | 50歳代を1, それ以外を0とするダミー変数 |
| 社会的属性 (ダミー変数は、それ以外を0とする) | | |
| 婚姻状況 | 未婚 D | 未婚者を1、 |
| 家族構成 | 死別 D | 離別者と死別者を1、 |
| | 単身世帯 D | 家族形態が単身を1、 |
| | 世帯人数 | 現在の世帯人数 |
| 学歴 | 子無し D | 「現在子供がいない」を1、 |
| | 高校 D | 最終学歴が高校を1、 |
| | 短大・専門 D | 最終学歴が専修学校、各種学校、短大、専門学校を1 |
| | 大学 D | 最終学歴が大学を1、 |
| 職業 | 大学院 D | 最終学歴が大学院を1、 |
| | 事務 D | 事務職 (一般・営業職など) を1、 |
| | 販売 D | 販売職 (小売店主、販売店員、外交員など) を1、 |
| | 専門 D | 専門的・技術的職業 (教員、医師、技術者、作家など) を1、 |
| | サービス D | サービス職 (理美容師、ウェイター・ウェイトレス、タクシー運転手、保安関係従業員など) を1、 |
| | 現業 D | 現業職 (大工、修理工、生産工程作業員など) を1、 |
| | 農林 D | 農林漁業を1、 |
| | パート D | 主婦・主夫 (パートタイム従業者) を1、 |
| | 主婦 D | 主婦・主夫 (無職の) を1、 |
| | 学生 D | 学生を1、 |
| | 無職 D | 無職 (主婦・主夫を除く) を1 |
| | 引退 D | 退職を1、 |
| | 失業 D | 現在失業中を1、 |
| | 職探し D | 現在仕事を探しているを1、 |
| 失業経験 D | 過去5年間に失業を経験したを1、 | |
| 選好 | | |
| 危険回避度 | 危険回避 | 「あなたが普段お出かけになるときに、傘をもって出かけるのは降水確率が何%以上だと思うときですか。」という回答を100から引いた値で定義 |
| 時間割引率 | 時間割引 | 「あなたは、中学生のとき、夏休みに出された宿題をいつごろやるが多かったですか。」という問いに、「最初のころ」が1、「どちらかという最初のころ」が2、「毎日ほぼ均等」が3、「どちらかという終わりのころ」が4、「終わりのころ」が5 |
| 利他性 | 利他性 | <ul style="list-style-type: none"> ・ (2004年) 「あなたが1000円を出すと9万9000円の補助が政府から出て、合計10万円があなたの知らない貧しい人に渡されます。あなたはこの1000円を出しますか。」という問いと、同様に「…あなたの親しい人の中で貧しい人に渡されます…」という問いに対して、両方ともに「出さない」と答えた人を1, どちらかに「出す」どちらかに出さないと答えた人を2, 両方に「出す」と答えた人を3 ・ (2005年以降) 家族 (両親・子ども)、慈善団体両方ともに「援助しない」 |

| | | |
|--------------|------------|--|
| 健康不安 自信過剰 | 健康 自信過剰 | と答えた人を1、「どちらかに世帯所得の何%かは援助する」と答えた人を2、「両方に援助する」と答えた人を3 「健康上の不安を感じている」に「ぴったり当てはまる」を1、「全くあてはまらない」を5 「自分は盗難にあうことはない |
|--------------|------------|--|

信 条 (以下に、「ぴったり当てはまる」を5、「全くあてはまらない」を1)

| | | |
|----------|-----|--------------------|
| お金に対する態度 | お金 | 「お金を貯めることが人生の目的だ」 |
| 競争心 | 競争心 | 「ほかの人の生活水準を意識している」 |
| 質素な生活 | 質素 | 「できるだけ質素な生活をしたい」 |
| 宗教の信仰 | 信仰 | 「宗教を熱心に信仰している」 |
| 健康不安 | 健康 | 「健康上の不安を感じている」 |

習 慣

| | | |
|-------|-------|---|
| 喫煙 | 喫煙 | 1 (全く吸わない)、2 (ほとんど吸わない)、3 (ときどき吸う)、4 (1日10本程度吸う)、5 (1日1箱程度)、6 (1日2箱以上) |
| 飲酒 | 飲酒 | 1 (全く飲まない)、2 (ほとんど飲まない)、3 (ときどき飲む)、4 (ほぼ毎日缶ビール(350ml)にして1本程度)、5 (ほぼ毎日缶ビール(350ml)にして3本程度)、6 (ほぼ毎日缶ビール(350ml)にして5本以上) |
| ギャンブル | ギャンブル | 宝くじ・サッカーくじ・競馬・競輪・パチンコ等のギャンブル習慣。1 (全くしない)、2 (ほとんどしない)、3 (年に数回程度する)、4 (月に1回程度)、5 (週に1回程度)、6 (ほとんど毎日) |

住居形態 (ダミー変数は、それ以外を0とする)

| | |
|-------|--------------------------------|
| 一戸建てD | 持家 (一戸建て) を1、 |
| 集合住宅D | 持家 (集合住宅) を1、 |
| 民間借家D | 民間の借家 (一戸建て、集合住宅) を1、 |
| 社宅D | 供給住宅 (社宅、公務員住宅) を1、 |
| 公営借家D | 公営の借家 (住宅公団、住宅供給公社、県営住宅など) を1、 |

所得変数

| | |
|------|--|
| 所得 | 実質世帯所得/世帯人数 |
| 所得2 | 所得の2乗 |
| 所得変化 | 世帯全体の2003年の税込み年間総収入の2002年からの変化率。-9%~9%の11段階で尋ねている(0~10の値) |
| 所得予想 | 世帯全体の2004年の税込み年間総収入の2003年からの変化率予想。-9%~9%の11段階で尋ねている(0~10の値) |
| 総資産 | 世帯全体が所有している住宅、土地などの資産を10段階で尋ねた回答を金額にし、世帯全体の金融資産残高(預貯金・株・保険等)を10段階で尋ねた回答を金額にした額との合計(万円) |

補論2 順序プロビットの推定値を使って個人属性 X と所得 Y を調整する計算手順

この補論では、個人属性変数 X と所得変数 Y を調整するために順序プロビットで推定した場合に、多重比較やジニ係数を計算するための幸福度の予測値 \tilde{H}_i を計算する手順を説明する。

まず、(A1)式を順序プロビットで推定し、 $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\gamma}$ と境界値 κ_k ($k=1,2,\dots,10$)を求める。

$$H_i = \alpha + \beta\tilde{Y}_i + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (\text{A1})$$

この係数推定値 $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\gamma}$ と、後で推定方法を説明する $\hat{\varepsilon}_i$ を用いて、(A2)式を計算する。

$$\tilde{H}^*_i \equiv \hat{\alpha} + \hat{\beta}\tilde{Y} + \hat{\gamma}\bar{X} + \hat{\varepsilon}_i \quad (\text{A2})$$

ここで、 \bar{X} 、 \tilde{Y} は全サンプルの平均値であり、星印は、潜在幸福度 H^* の予測値であることを表している。この予測値 \tilde{H}^*_i の下で、階級値 h をとる確率関数 $\tilde{P}_h \equiv \Pr(H_i = h)$ を次式で求める (Greene 2000)。

$$\begin{aligned} \tilde{P}_0 &\equiv \Pr(H_i = 0) = \phi(\kappa_1 - \tilde{H}^*_i) \\ \tilde{P}_1 &\equiv \Pr(H_i = 1) = \phi(\kappa_2 - \tilde{H}^*_i) - \phi(\kappa_1 - \tilde{H}^*_i) \\ &\vdots \\ \tilde{P}_{10} &\equiv \Pr(H_i = 10) = \phi(\tilde{H}^*_i - \kappa_{10}) \end{aligned} \quad (\text{A3})$$

ここで、 ϕ は標準正規分布の累積分布関数である。この \tilde{P}_h を使って、所得と個人属性変数を調整した後の幸福度の期待値を、

$$\tilde{H}_i \equiv E(H_i) = \sum_{h=0}^{10} \tilde{P}_h h \quad (\text{A4})$$

で計算する。

最後に、(A2)式の計算に用いる誤差項 $\hat{\varepsilon}_i \equiv H_i - \hat{H}_i$ の計算方法を説明する。まず、(A1)の推定で得た $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\beta}$ 、 $\hat{\gamma}$ を用いて、 H^*_i の予測値 \hat{H}^*_i を(A5)式のように求める。

$$\hat{H}^*_i \equiv \hat{\alpha} + \hat{\beta}\tilde{Y}_i + \hat{\gamma}X_i \quad (\text{A5})$$

次に、この予測値 \hat{H}^*_i の下で、階級値 h をとる確率関数 $P_h \equiv \Pr(H_i = h)$ 、 $h = 0, 1, \dots, 10$ を、(A3)と同様の式、ただし、 \tilde{H}^*_i の代わりに \hat{H}^*_i とした式を使って算出する。この P_h を用いて調整前の幸福度 H_i の理論値 \hat{H}_i を(A6)式のように求め、誤差項 $\hat{\varepsilon}_i \equiv H_i - \hat{H}_i$ を算出する。

$$\hat{H}_i \equiv E(H_i) = \sum_{h=0}^{10} P_h h \quad (\text{A6})$$

Regional Disparity Measured by Subjective Happiness

Chisako Yamane (Niigata Sangyo University)[†]

Shoko Yamane (Osaka University)[‡]

Yoshiro Tsutsui (Osaka University)[¶]

Abstract

In this paper we estimate the regional disparity of income and happiness between prefectures using the results of questionnaire survey conducted by 21st Century COE program of Osaka University from 2003 to 2006. We found the followings. 1) Three measures of disparity, multiple comparisons, regression over prefecture dummies, and Gini indexes, reveal that the disparity of happiness was smaller than that of income. 2) When a part of income that depends on the personal attributes as well as attributes of respondents, such as gender and age are adjusted, most of the disparity of happiness between prefectures is dissolved. 3) Three measures indicate that the average income increased, while income disparity has widened from 2003 to 2006, and average happiness decreased, while disparity of happiness remained constant over this period.

JEL Classification Number: R13、 I32 、 D63

Keywords: income disparity, regional disparity, subjective happiness. economics of happiness, Japan

[†]Department of Economics, Niigata Sangyo University, Karuigawa, Kshiwazaki, Niigata 945-1393 Japan, Phone: 0257-24-8509, e-mail: yamane@econ.nsu.ac.jp

[‡]Graduate School of Economics, Osaka University, 1-7 Machikaneyama, Toyonaka, Osaka 560-0043 Japan, e-mail: hgp011ys@mail2.econ.osaka-u.ac.jp

[¶]Graduate School of Economics, Osaka University, 1-7 Machikaneyama, Toyonaka, Osaka 560-0043 Japan, Phone: 06-6850-5223, Fax: 06-6850-5274, e-mail: tsutsui@econ.osaka-u.ac.jp