

多次元的福祉の分布構造に関する一考察

丸 谷 冷 史

要 約

多次元的福祉ないしケイパビリティ・アプローチにおいては健康、教育、環境、あるいは貧困等の個別の機能の調査・研究が大きな成果を上げている。他方において経済社会全体を視野においた、その意味で個別の機能ではなくその集合として捉えられる潜在能力に関する数量的な分析については、相対的に手薄になっている。諸機能を総合的に分析する場合にまず問題となるのはどのような機能を分析の対象とし、それをどのような観測可能な変量によって推計するか、推計された諸機能からどのようにして潜在能力を推計するかである。とくに諸変量間の相対的重要性の評価および諸機能を潜在能力に総合する際に必要となるウェイト付けをできるかぎり研究者の主観を回避しておこなうことが重要である。本稿ではこれらの問題を念頭において多変量解析の手法を適用することによって多次元的福祉の推計を行った。また多次元的福祉の構造とその経時的変化について 2004 年および 2008 年の GSOEP データを用いて分析した。

キーワード：多次元的福祉、機能、潜在能力、MIMIC モデル、平均対数偏差

〔1〕はじめに

所得を基軸変数として社会的厚生関数を定義し、分析を行う伝統的な経済学を、A. Sen は厚生主義として厳しく批判する。もとより多くの厚生経済学者も生活の豊かさや生活の質（QOL）に所得以外の多くの要因が関係することは承知の上であるが、所得を（唯一の？）変数として議論を展開するのは、何よりもそれによって命題を厳格に論証しやすいことと、生活の豊かさや質に関する様々な状態が所得の大きさや分配によってかなりの程度把握可能であると考えからである。何もかも考察に包含することは必ずしも望ましいことではなく少数の重要な要因によって事象を説明することがいっそう望ましいことかもしれない。したがって事の本質は厚生経済学的方法によって人々の生活の豊かさや質をどの程度説明しうるかにあるといつてよいであろう。

経済学者の中にも Sen のような考え方をする人たちが目立つようになるのは 90 年代末から今世紀初頭にかけてである。分配論の第一人者である A. B. Atkinson は「貧困（deprivation）は多次元

的であるということは広く同意されている。所得の貧困 (income poverty) だけを視野におくのは不十分である。われわれは他の属性についても見なければならない。センが論じたように所得と富の役割は成功と貧困のより広く、より完全な画面の中に統合されなければならない」と述べている。福祉の多次元的アプローチでは福祉を諸機能 (Functioning) の集合である潜在能力 (Capability) として捉え、その評価は諸機能を評価する形で行われる。ここで機能とは価値あると人が考える状態 (being) や行為 (doing) であり、潜在能力は「様々なタイプの生活を送る」という個人の自由を反映した機能のベクトルの集合として表される¹⁾。潜在能力はいわば諸機能を座標軸とする多次元空間の点の集合である。潜在能力の語に示されているように、この概念は実現された機能だけでなく、潜在的に実現可能な機能も含めて福祉を定義する。このようなアプローチから容易に予想されるように多次元的福祉を数量的に分析するには、様々な方法上の困難があり、それらはまだ解決されたとはいえない状態にある。多くの機能の候補のうちどれを選択するのか、実現された機能を測定するにはどのような変数 (統計データ) を準備すればよいのか、それらの変数の機能に対する相対的な重要度 (ウェイト) はどのように設定すればいいのか、諸機能から潜在能力を導く方法等々、これらは目下のところ研究者の考えに委ねられている段階である。近年 CA (Capability Approach) 各分野の中でも、めざましい成果をあげているのが、健康、教育、環境といった個別の機能に関するものであることは、この厄介な方法の問題をある程度回避できることもある。しかしこれら特定の機能に関する分析を行うだけであれば、昔からなされていたように特に CA と称することもないのであって、上記の問題を論じることによって全体的な枠組みを明らかにし、その枠組みの中での位置づけを確認していくことが必要であろう。

本稿はこの問題に原理的に取り組むことはしないが、研究者の主観的判断を極力排除して、選択の問題を解決する実践的な方向を考察するものである。拙稿 (2009、2011a) では因子分析を用いて変数と機能の選択を行うことを試みた。そこでは抽出された諸機能 (因子) が部分集団の属性によってどのように異なるかを分析した。本稿では二つの分配指数 (格差指数)、ジニ係数と平均対数偏差 (MLD) を用いて諸機能の分布構造を明らかにした。さらに MIMIC モデルを構築して機能と潜在能力の数量的関係の推定を試みた。各変数 (機能) と潜在能力の関係式は高い精度の結果がえられたが、モデルの全体としての適合度はよくなかった。これは標本数が大きいデータベースの場合にはよくみられる結果であるが、今後の研究課題である。

〔2〕多次元的アプローチの方法

拙稿 (2011a) では福祉の多次元的アプローチの先駆者である O. Neurath を引用してその特徴を明らかにした。Leßmann (2009) が詳細に検討したように Neurath の Lebenslagenansatz は Sen の CA ときわめてよく似た意図から出発し、ほぼ同様の機能のリストを提案していることと、簡潔で

短い文であるので、繰り返しになるが本稿でも同一箇所を引いて考察の導入としたい。

Neurath は個人あるいは社会の豊かさを評価するのに効用は有用な概念ではないと考えていた。理由はその序数的性質にあり他者との比較ができないことと、その直接的計測ができないことであった。彼はまた第一次大戦後のインフレーションの経験から貨幣価値の不安定性を強く意識し、所得や金融資産が厚生の一の尺度とはなりえないと論じた²⁾。そのため個人あるいは社会の豊かさを計測するためには具体的な財やサービスの量および生活の質を規定する諸条件の観察が必要となると考えた。

「簡単のために、食糧、住居および健康だけで特徴づけられる生活状況のシルエットを説明に用いよう。これら3つは全て計測可能な量である。2 集団 A と B がある。f は食糧の、d は住居のそして h は健康の、単位である（食糧、住居、健康はこれらの単位によって計測可能と仮定する）。A の生活状況は $3f+d+3h$ から構成され、B のそれは $2f+3d+h$ である。A の生活状況はより多くの食糧と住居に関する小さい係数、そしてより大なる程度健康によって特徴づけられる（これに余暇時間や労働時間等を追加してもよい）。シルエットの形状は単位の選択に依存する。このケースでは A のシルエットは‘凹’であり、B のシルエットは‘凸’である。もし住居の単位をより小さくすれば両者のシルエットはともに‘凸’になるが、B のシルエットの凸の度合いは A のそれより大きいであろう。」(Neurath 1937, p. 143)

彼があげた食糧（あるいは栄養摂取量）、住居、健康は彼のあげる項目のうちでも特に重要度が高いとされたもので、CA における機能に相当する。Neurath は客観的に観察可能な変量の組から人々や社会の「生活状況」(Lebenslage) を描写し、その分布のシルエットをみることによって個人間あるいは社会間の比較を行おうとし、個人のおかれた状況の主観的（主体的）評価、たとえば栄養や衣料に対する満足度、健康の自己評価などは取り上げられない³⁾。上記の引用では一つの変数がそのまま CA という機能に対応しているが、複数の観測変数が一つの機能に対応するのがより一般的である。たとえば機能として教育をとる場合に教育水準や識字率、あるいは話す力が観測可能な、対応する変数として考えられる。本稿では、それらの対応する変数と機能の関係を因子分析によって推定し、推定された因子を機能として解釈する。

所得については本稿と同様の意図をもった近年の論文においても、手段と目的の混同という批判をかわすために観測変数に加えないものもあるが、市場がよく機能する経済においては多くの機能に及ぼす影響力から、あるいはある種の機能の代理変数としてモデルに加えることが適切であろう。とくに Sen がしばしば強調するような「そのような行動をする、あるいは状態を実現する能力はあっても、その人の生きる目的や価値観から別の状態を選択している」ケースを実際にその機能を実現する「自由がない」ケースを区別する有力な手段であることを考えればこの変数の排除は望ましくない。

主観的評価を表す変数については個別の、特定個人や集団の潜在能力を具体的に調査する場合には、客観的に見てよき生活とはいえないのに、彼らは現状に十分満足しているという歪んだ関係があることは否定しないが、本稿が対象とするような発展した市場経済の、特定小集団ではなく、広く社会各層の平均的な状態に限って言えば、満足度等の主観的評価変数はやはり重要な役割を果たすと考えられる。実際社会のほとんどの構成員が不満足であると答える状態に「いやそれは誤りで、彼らはよき生活を実現している」という結論は慎重に下されなければならない。他の客観的変数の値と突き合わせてあるいはそのような結論に落ち着く場合もあるかもしれないが、その場合も主観的変数を加えて総合的に判断の方が望ましいであろう。前稿においては筆者も出来る限り主観的評価変数の採用を控えたのであるが、本稿では特に適切な客観的観測変数が不足する場合には主観的評価変数をモデルに導入した。とくに MIMIC モデルの構成においては右端の変数として満足度変数を指定した。

〔3〕機能と潜在能力：分析のフレームワーク

Neurath や Sen のとりあげた機能のリストについては上記 Leßmann を参照されたい。Sen は「ある種の福祉の分析において比較的少数の中心となる重要な機能だけでかなりのことを主張することができる。しかし、経済開発におけるもっと一般的な問題を含めた他の文脈では対象とすべき機能のリストはずっと長く多様なものになるであろう⁴⁾」と述べているが、選択すべき機能が分析から離れて予め定まっているわけではない。Arndt/Volkert (2007, 2009) は先行研究を踏まえて次の分析体系を表示した。

図 1 では、潜在能力の実現可能性を規定する諸因子が、個人的潜在能力と、社会的慣習や制度に

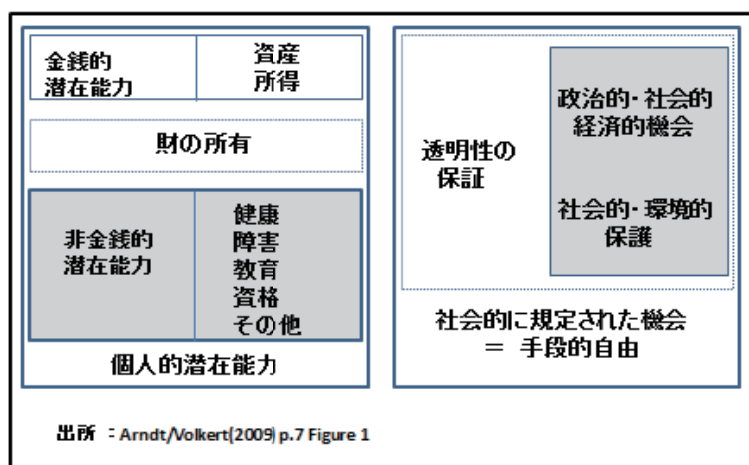


図 1 潜在能力の主要規定因

よって規定される手段的自由 (Instrumental Freedom) に大別されている。前者はさらに金銭的潜在能力と財の所有、および非金銭的能力に分類される。このうち所得や資産はエクスプリシットに把握されない諸々の機能の代理変数としての役割が与えられている。財は所得および資産と機能をリンクさせる位置にあるがこの部分が太線ではなく細線で表示されているのは、それを計測するための統計データが整っていないためである。

Sen は「人がより自由に生きるための一般的な潜在能力を高める」手段的自由として政治的・社会的および経済的機会、透明性の保障 (官僚化の行き過ぎがないこと、汚職や行政の腐敗がないこと)、環境および社会的保護の保障をあげている⁵⁾。表の右半分はほぼその線に沿って編成されている。

本稿ではこの体系を参考にして経済的機能に対応する変数として家計所得、個人勤労所得、耐久消費財の保有を、非金銭的機能に関連する変数として健康、教育水準そして 2008 年度についてはリテラシーを準備した。社会的条件に規定された機会に関しては政治活動、ボランティア活動、宗教活動、年間労働時間、職業上の裁量度 (オートノミー) を、GSOEP に含まれる変数リストから選択した。その他に住居および余暇に関するいくつかの変数を選択したが、これらは上表ではびったりくる場所がないが生活の質の重要な構成要素である。

因子分析は厳密には分類 (たとえば性別や所有の有無、居住地域) を表す変数には適用できない。性別や居住地域については因子分析の結果の解釈の際に利用するが、財や住居設備の所有の有無については Alkire/Foster の貧困分析 (Alkire/Foster 2009, 2010)⁶⁾ で用いられた方式を適用し、各品目の所有の有 (=1) 無 (=0) を合計することによって住居設備および耐久消費財所有という基数型変数に変換した。健康および余暇、社会的活動に関しては個別の項目の値をそのまま分析にかけても散らばりが大きすぎる、あるいは有効回答数がごく少数である場合に同じく Alkire/Foster の dual cut-off を応用してこれらの問題点を回避しうる変数に加工した。社会的参加 1 はボランティア活動、地域政治への参加、政党支援、および宗教行事への参加の 4 変数についてスコアが 2 以上を 1、2 以下を 0 に、その他の余暇活動についてはスコア 3 以上を 1、以下を 0 に変換し、加算した合成変数である。なお社会的参加 2 はボランティア活動、地域政治への参加、政党支援、および宗教行事への参加の 4 変数の最大値をとって作成した変数である。BMI 指数は体重 ÷ 身長² で定義される BMI を WHO の評価基準を参考にして 18.5~25 を 10 点とし、BMI が 25 を上回る場合は 35 - BMI、18.5 未満の場合は BMI - 8.5 の計算式に従って作成した。

〔4〕機能と福祉の統計的推定

1. 因子分析

分析に利用した変数と分析結果は表 2 と表 3 に示されている。因子の抽出は主因子法を用い、カイザーの正規化を伴うプロマックス回転を行った。因子の抽出基準として固有値 1 以上を指定した

ところ、2008 年度については 7 つの因子が抽出されたが、第 7 因子の中には因子負荷量が 0.3 を超える変数がなかったため、最終的には因子数を 6 に設定して分析を行った。2004 年度については固有値 1 以上の条件で 6 つの因子が抽出された。因子分析の適合度をしめす、KMO および Bartlett 検定の結果は良好であった⁷⁾。それぞれの因子について因子負荷量が多い変数から因子の名称を次のように定めた。

08 年度

因子 1 仕事・収入

因子 2 住居

因子 3 参加・余暇

因子 4 教育

04 年度

因子 1 経済的満足度

因子 2 教育

因子 3 住居

因子 4 余暇

表 1 因子分析の結果 2008 年

パターン行列

| 標本数 10023 | 因 子 | | | | | |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 仕事・収入 | 住 居 | 参加・余暇 | 教 育 | 家庭生活 | 健 康 |
| 個人年間労働時間 | .9108 | -.0180 | -.0163 | -.1018 | -.0744 | .0157 |
| 職業上の裁量度 | .8877 | -.0229 | .0134 | .0313 | -.0548 | .0171 |
| 仕事に関する満足度 | .8021 | -.0548 | -.0018 | -.1251 | -.0186 | .1449 |
| 個人勤労所得 | .7660 | .0579 | -.0058 | .0821 | .0731 | -.1105 |
| 家計所得 Y1 | .5506 | .1799 | -.0237 | .1055 | .0849 | -.0834 |
| 耐久消費財 | .4476 | -.0824 | .0557 | .1324 | .1097 | .0042 |
| 一人あたり住居面積 | .0476 | .9747 | -.0062 | -.0005 | .0024 | .0187 |
| 一人あたり部屋数 | -.0123 | .9048 | .0175 | -.0299 | -.0179 | .0114 |
| 社会的参加 1 | .0420 | .0000 | .8974 | .0095 | -.0029 | -.0136 |
| 社会的参加 2 | -.0340 | .0122 | .8648 | -.0154 | -.0030 | .0110 |
| リテラシー | .0426 | -.0047 | -.0122 | .8824 | -.0363 | .0270 |
| 教育水準 | .0082 | -.0283 | .0051 | .8364 | -.0063 | .0182 |
| 家庭生活満足度 | .1053 | -.1876 | -.0029 | -.0345 | .6954 | .0022 |
| 住居満足度 | .1267 | .1137 | -.0112 | .0027 | .6325 | -.0021 |
| 余暇満足度 | -.2093 | .0683 | .0082 | -.0207 | .6070 | .0358 |
| 健康満足度 | -.0494 | .0396 | -.0016 | .0088 | .0493 | .8584 |
| 健康水準 | .0481 | -.0055 | -.0011 | .0404 | -.0228 | .7592 |

KMO および Bartlett の検定

| | |
|------------------------------|----------|
| Kaiser-Meyer-Olkin の標本妥当性の測度 | .750 |
| Bartlett の球面性検定 近似カイ 2 乗 | 89622.11 |
| 自由度 | 136 |
| 有意確率 | .000 |

因子 5 家庭生活

因子 5 健康

因子 6 健康

因子 6 収入

この命名については必ずしも説得的ではなく、08 年度については住居面積と室数は F2（第 2 因子）に属する一方で住居満足度は F5（第 5 因子）の家庭生活に分類されている。また 04 年度については F4（第 4 因子）の余暇の中心になる二つの変数のうち年間労働時間と余暇時間の因子負荷量の符号は反対になっている。ラベルは余暇としたが余暇時間の増大は因子にマイナスの影響を与えるので注意が必要である。また住居面積は F2（住居）ではなく F6 の収入に分類されている。これらの変

表 2 因子分析の結果 2004 年

パターン行列

| 標本数 6418 | 因 子 | | | | | |
|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| | 経済的満足 | 教 育 | 住 居 | 余 暇 | 健 康 | 収 入 |
| 家計所得満足度 | .9915 | -.0024 | -.0181 | -.0136 | -.0453 | -.0573 |
| 個人所得満足度 | .9386 | -.0392 | -.0457 | .0384 | .0302 | -.0121 |
| 生活水準満足度 | .5221 | .0598 | .1258 | -.1520 | .2138 | .0172 |
| 教育水準 | -.0504 | .8426 | -.0735 | -.1161 | -.0871 | -.0480 |
| 職業上の裁量度 | -.0485 | .6220 | -.0473 | .2826 | .1403 | .0009 |
| 教育満足度 | .0113 | .4387 | .0093 | -.1319 | .2955 | -.0351 |
| 政治への関心 | -.0623 | -.4261 | -.0174 | .0470 | .1491 | -.0646 |
| 住居に関する満足度 | -.0295 | .0062 | .8734 | .0188 | .0530 | -.0049 |
| 住居適合度 | -.0957 | -.1049 | .5125 | .0646 | -.0765 | .0546 |
| 住宅コンディション | .0454 | -.0041 | .4833 | .1250 | -.1197 | -.0266 |
| 近所つきあい | .0707 | .0193 | .1689 | .0752 | -.1016 | -.0867 |
| 個人年間労働時間 | -.0377 | -.0045 | .0612 | .6305 | .1889 | .0476 |
| 余暇満足度 | .0932 | .0507 | .0592 | -.5015 | .2058 | .1459 |
| 余暇時間 | .0007 | .0920 | -.1096 | -.4321 | -.0219 | .1631 |
| 耐久消費財所有 | .0887 | .1933 | .1589 | .2934 | -.0081 | -.1029 |
| 仕事の満足度 | .0536 | -.1609 | -.1135 | .1553 | .7837 | .0122 |
| 健康状態 | .0299 | -.0023 | -.0620 | .0477 | .3497 | -.0393 |
| 家事満足度 | -.0384 | -.1296 | -.0280 | -.1817 | .2770 | -.0504 |
| BMI スコア | -.0412 | .1233 | -.1106 | -.0931 | .1475 | -.0380 |
| 家計所得 Y2 | -.0685 | -.0881 | -.0779 | -.1287 | .0184 | .6877 |
| 個人勤労所得 | .1345 | .0931 | .0108 | .2939 | -.0581 | .5118 |
| 一人当たり住居面積 | -.0577 | .0837 | .1025 | -.1997 | -.0766 | .4337 |

KMO および Bartlett の検定

| | |
|-----------------|-----------|
| KMO の標本妥当性測度 | .822 |
| Bartlett の球面性検定 | 36395.110 |
| 近似カイ 2 乗 | 231 |
| 自由度 | .000 |
| 有意確率 | |

数と各因子とのつながりは、それほど不自然でなく説明可能であるが、関連する変数が別の因子に分かれていることは問題点として残り、変数の選択や加工に改善の必要があることを認めざるをえない。

2. MIMIC モデル

各因子の因子得点をその機能に関するケース（回答者）のスコアとして用い、機能と福祉の関係を分析した⁸⁾。拙稿（2009、2011a）では各因子のスコアを合計することによって福祉の水準としたが、本稿では MIMIC モデルによって福祉を推計することを合せて試みた。MIMIC モデルは二つの観測変数ベクトル F と S および潜在変数 Y の間に図 2 のパス図であらわされるような関係を設定したモデルである⁹⁾。図 1 では観測変数は矩形で、潜在変数は楕円で、因果関係は矢線で表示されている。本稿では因子分析で求まった 6 つの因子（その値は因子得点である）を左端の F の観測変数として使用し¹⁰⁾、二つの満足度（家計所得満足度と生活の満足度 Satisfaction with life at today）を右端の S 変数とした。潜在変数 Y は福祉である。なお図中小円の e は誤差である。

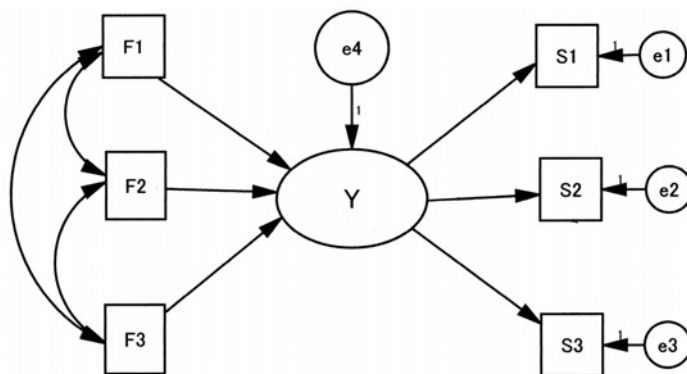


図 2 MIMIC モデル

出所：筆者作成

計測結果は表 3 に要約して示した。係数の推定結果は有意水準 0.1% 以下で有意かつ良好であった。しかしモデル全体としての適合度を示す各種指標（GFI、CFI、RMSEA など）はいずれも基準値をはるかに下回り不合格であった¹¹⁾。これは本稿のように標本数が数千をこえる作業の場合にはしばしば生じることであるが、結果を以下の作業に利用することは誤差を大きくする可能性が高く今回は断念し、拙稿（2011a）と同様各因子得点の合計をとって総合福祉指標（潜在能力指数） F を求めた。

表 3 MIMIC モデル推計結果 最尤 (ML) 推定値

(A) 2008 年 係数

| | | | 推定値 | 標準誤差 | 検定統計量 | 確率ラベル |
|-------------------------------|------|------------|--------|-------|---------|-------|
| Well-Being | <--- | F1 | 1 | | | |
| Well-Being | <--- | F2 | 0.071 | 0.014 | 4.901 | *** |
| Well-Being | <--- | F3 | -0.042 | 0.015 | -2.794 | 0.005 |
| Well-Being | <--- | F4 | -0.34 | 0.015 | -22.612 | *** |
| Well-Being | <--- | F5 | 0.406 | 0.019 | 21.668 | *** |
| Well-Being | <--- | F6 | -0.539 | 0.017 | -31.92 | *** |
| Overall life satisfaction | <--- | Well-Being | 1 | | | |
| Satisfaction with family life | <--- | Well-Being | 0.142 | 0.01 | 14.801 | *** |

標準化係数

| | | | 推定値 |
|-------------------------------|------|------------|--------|
| Well-Being | <--- | F1 | 0.746 |
| Well-Being | <--- | F2 | 0.055 |
| Well-Being | <--- | F3 | -0.031 |
| Well-Being | <--- | F4 | -0.253 |
| Well-Being | <--- | F5 | 0.275 |
| Well-Being | <--- | F6 | -0.406 |
| Overall life satisfaction | <--- | Well-Being | 0.783 |
| Satisfaction with family life | <--- | Well-Being | 0.176 |

CFI=0.351

RMSEA=0.277

(B) 2004 年

| | | | 推定値 | 標準誤差 | 検定統計量 | 確率ラベル |
|--------------------------------------|------|------------|--------|-------|---------|-------|
| Well-Being | <--- | F1 | 1 | | | |
| Well-Being | <--- | F2 | -0.139 | 0.022 | -6.276 | *** |
| Well-Being | <--- | F3 | -0.504 | 0.023 | -22.203 | *** |
| Well-Being | <--- | F4 | -0.919 | 0.027 | -34.477 | *** |
| Well-Being | <--- | F5 | 2.008 | 0.036 | 55.109 | *** |
| Well-Being | <--- | F6 | 0.58 | 0.025 | 23.344 | *** |
| Satisfaction With Life At Today | <--- | Well-Being | 0.543 | 0.008 | 69.907 | *** |
| Satisfaction With Standard Of Living | <--- | Well-Being | 0.597 | 0.008 | 70.803 | *** |

標準化係数

| | | | 推定値 |
|--------------------------------------|------|------------|--------|
| Well-Being | <--- | F1 | 0.384 |
| Well-Being | <--- | F2 | -0.048 |
| Well-Being | <--- | F3 | -0.18 |
| Well-Being | <--- | F5 | 0.73 |
| Well-Being | <--- | F6 | 0.191 |
| Well-Being | <--- | F4 | -0.308 |
| Satisfaction With Life At Today | <--- | Well-Being | 0.812 |
| Satisfaction With Standard Of Living | <--- | Well-Being | 0.836 |

CFI=0.337

RMSEA=0.237

〔5〕福祉の分布構造

1. 全体構造

各機能および総合福祉指標と等価家計所得（再分配前および再分配後、Y1 と Y2）¹²⁾ に関するジニ係数と平均対数偏差（MLD）を計算した。結果を表 4 および表 5（p. 136～p. 139）に示した。表の項目のうち F1～F6 は因子 1 から 6、F は総合福祉指標である。図 3-1 と図 4-1 に示したようにいずれの不平等指数でみても、2008 年度では再分配前の等価家計所得 Y1 の分布が最大の不平等度を示し、再分配の結果、等価可処分所得 Y2 の不平等度はジニ係数ではかつて約 40%、MLD では 80%近く低下している。MLD は一般に低所得層の不平等に敏感に反応するので、再分配が低所得層の分配の改善に大きく役立っていることがわかる。他方総合福祉指標の格差は F5（家庭生活）について低い値であった。因子 F1（仕事・収入）と F3（参加・余暇）は Y1 に近い格差を示し Y2 のそれを上回ったが、F2（住居）、F4（教育）、F5（家庭生活）、F6（健康）は Y2 のそれを下回っている。因子ごとに個人間の位置はある程度入れ替わり、全体としての（F の）格差を大きく縮小する結果になったと解釈しうるであろう。2004 年度については図 4-1 に示されたようにやはり Y1 の不平等度が最大である。所得再分配効果は 2008 年ほど大きくなく、不平等度はジニ係数ではかつて約 19%、MLD では 43%低下している。Y2 の不平等度は他の諸指標より高くとどまっている。因子間の不平等度の順序は 2008 年と多少入れ替わり、総合福祉指標の格差が各指標中最小である。因子分析に使用した変数が兩年間で同じであれば、二つの年度の間における格差の変化について直接比較することが可能であるが、その条件を満たしていないため、早まった結論を出すことは避けなければならない。しかし再分配所得 Y2 に関する不平等度は縮小したが、再分配前所得 Y1 および総合福祉指標 F の格差が上昇したことは明らかである。

2. 部分集団別構造

数値はことなるがジニ係数と MLD の指標間の相対的な大小関係はほぼ平行であるため、以下の説明に付した図は（0 値を含む標本を削除した MLD より）ケース数の大きいジニ係数に関する図のみを掲げた。

男女別格差（図 3-2 および図 4-2 参照）04 年度では Y1、Y2 いずれにおいても男子における格差が女子のそれを上回っていたが、08 年度では Y1 については女子集団における格差が男子集団における格差を上回った。Y2 については 04 年度と同じく男子における格差の方が女子の格差より大きくなっている。総合指標 F については 04 年度ではわずかに男子集団における格差が大きかったが、08 年度では差はほとんど見られなくなった。格差が大きかった指標は所得指標を除けば、08 年度では F1（仕事・収入）と F3（参加・余暇）で、いずれも女子集団内の格差が男子集団内の開き

図3 多次元的福祉の分布構造(1) 2008 年度

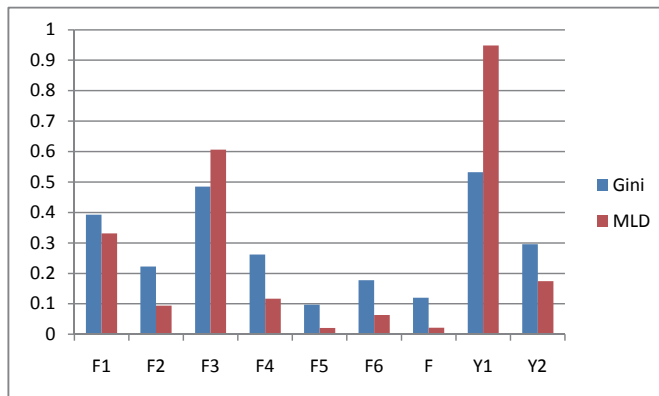


図3-1 全体構造

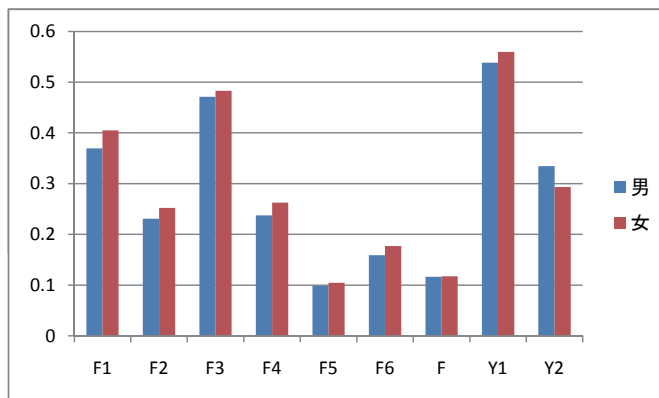


図3-2 性別

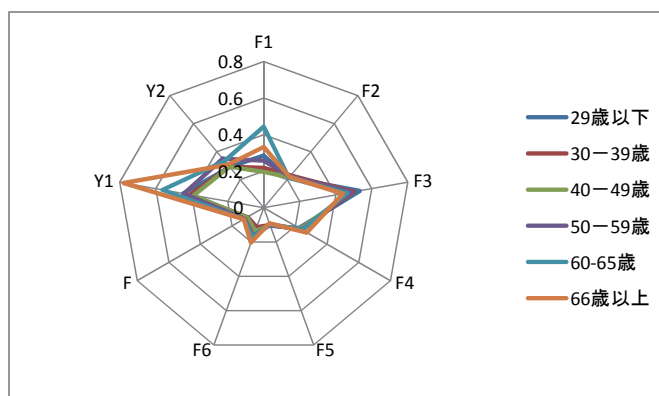


図3-3 年齢階層別

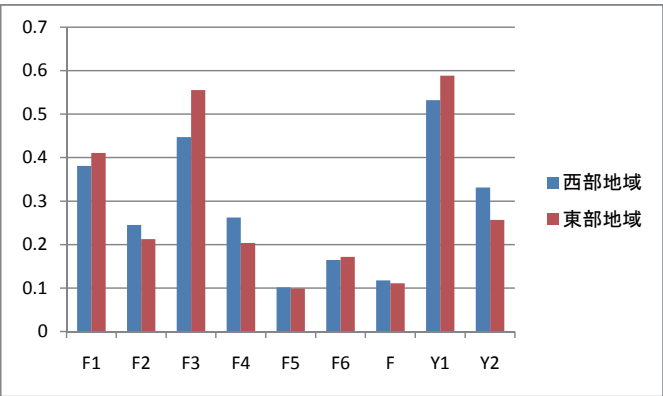


図 3-4 東西地域別

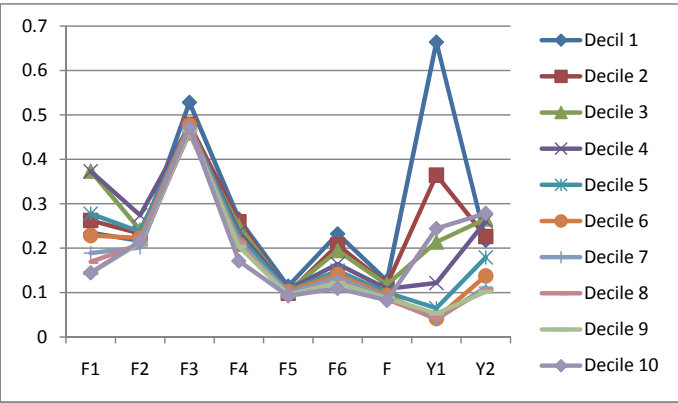


図 3-5 所得階層別

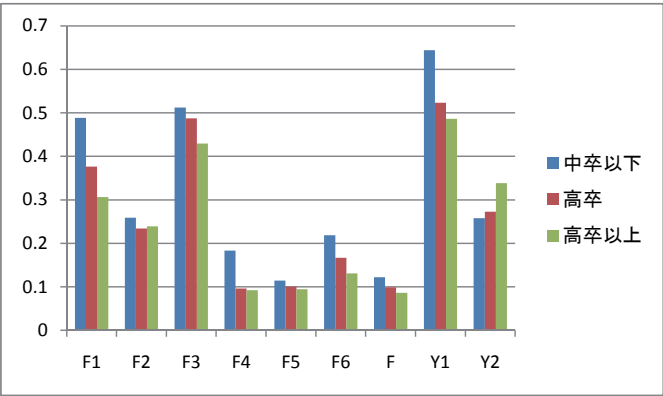


図 3-6 教育水準別

図4 多次元的福祉の分布構造(2) 2004年度

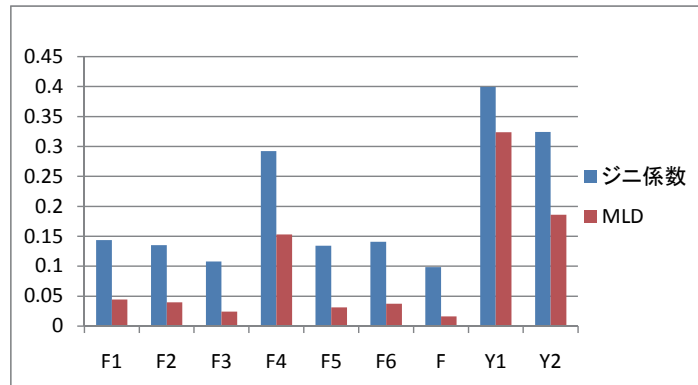


図4-1 全体構造

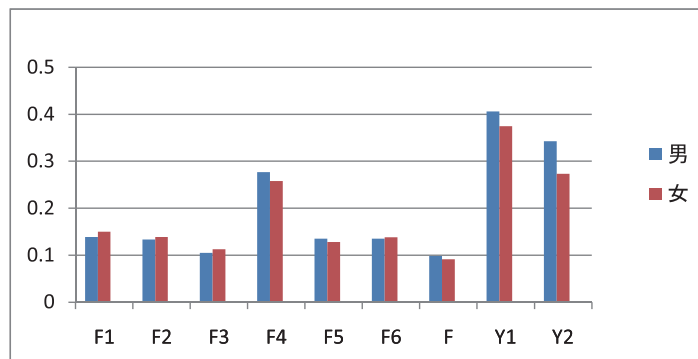


図4-2 性別

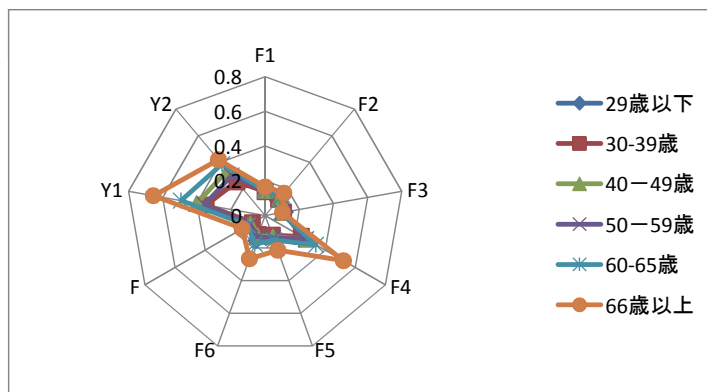


図4-3 年齢階層別

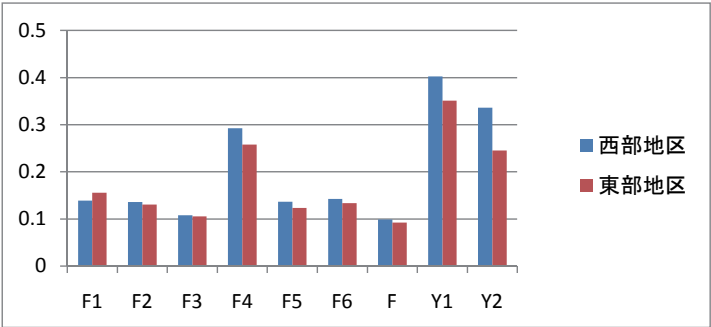


图 4-4 東西地域別

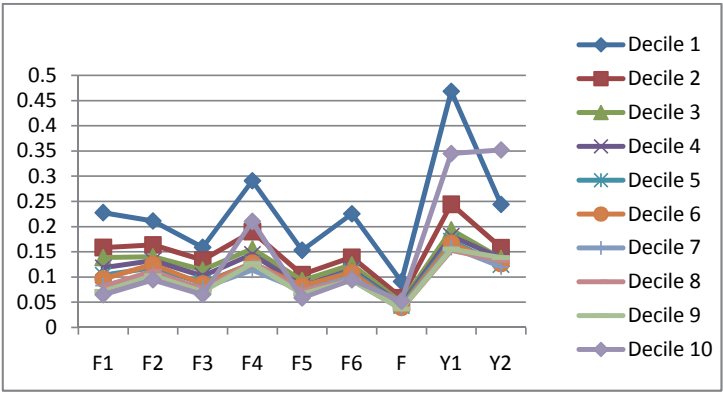


图 4-5 所得階層別

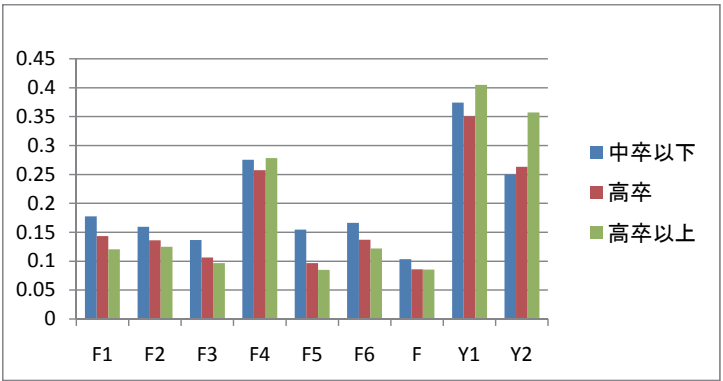


图 4-6 教育水準別

を上回った。04 年度では所得指標を除くと F4（余暇）と F5（健康）で男子のジニ係数が女子のジニ係数を若干上回っていた。

年齢階層別（図 3-3 および図 4-3 参照）¹³⁾ では両年度とも高齢者層（60-65 歳以上および 60-65 歳層）の格差が大きかった。とくに 08 年度では高齢者層の Y2 における格差も他の年齢層に比べて顕著であったが、08 年度では階層間の差異は、ほとんどみられなかった。08 年度では F3（参加・余暇）における格差が Y1 について大きかった。全ての階層を通じて格差が大きかったのは 08 年度では F3、04 年度では F4（余暇）であった。他方において総合指標の格差はいずれの年度においても小さく、全体としても年齢階層間での開きもほとんどなかった。

東西地域別（図 3-4 および図 4-4 参照）Y1 について 04 年度では西部地域（旧西ドイツ）のジニ係数が高かったが、08 年度では逆転し東部地域において高くなっている。Y2 については両年度とも西部地域が高く、かつ格差は拡大した。一方両地域間の格差は総合指標（両年のジニ係数の比率は 1.07 倍から 1.06 倍へ）、Y1（1.15 倍から 0.90 倍へ）、Y2（1.37 倍から 1.29 倍へ）のいずれについても縮小している。所得以外で格差が大きかったのは 04 年度では F4（余暇）である。上に注意したように F4 は労働時間の増加に伴い増大し、余暇時間の増加によって減少する因子であるから、これは労働時間の格差が大きかったことを反映している。08 年度で格差が大であったのは F3（参加・余暇）と F1（仕事・収入）であるが、いずれも労働時間および余暇とも関係があり、04 年度の F4 とつながりがある。

所得階層別（図 3-5 および図 4-5 参照）ジニ係数が最も高かったのは Y1（再分配前家計所得）で、とくに第 1 十分位、ついで 04 年度では第 10 十分位、08 年度では第 2 十分位での階層内格差が大きかった。ジニ係数が 2 番目に高かったのは 04 年度では F4（余暇）、08 年度では F3（参加・余暇）であった。08 年度の F3 については階層内格差の水準はほぼ同一であったのに対して 04 年度の F4 については低所得層ほど階級内格差が高かった。また 04 年度では Y2 を除く全ての指標で第 1 十分位層の係数が他の階層のジニ係数を上回り、F3（住居）と F（総合福祉指標）以外では他の階層とかなりの相違が見られた。08 年度では階層間の開きは顕著ではなかった。したがって両年度の間に最低所得層の状態が他の階層と比較して相対的に改善されたと見ることができる。

教育水準（図 3-6 および図 4-6 参照）両年度ともジニ係数の値が他の諸指標を圧して大きかったのは Y1 であり、08 年度では F1（仕事・収入）、F3（参加・余暇）が、04 年度では Y2 と F4（余暇）がこれにつぐ値であった。Y1 については 08 年度では中卒以下の階層内格差が最も大きく、ついで高卒、高卒以上の順であったが、04 年度では高卒以上、中卒以下、高卒の順であった。Y2 については 04、08 年度とも学歴が高くなるにつれて格差が大きくなっていた。指標間をとおしてみると、所得指標および、04 年度の F4、08 年度の F2（住居）と F4（教育）でわずかに高卒の係数が小さいことを除くといずれの年度においても低学歴層におけるほど不平等度が高まる傾向がみられ

た。総合福祉指標のジニ係数は両年度間でほとんど変化がなかった。

州別¹⁴⁾ 04年度で格差が大きかったのはY1、Y2、F4（余暇）であり、08年度ではY1、F3（参加・余暇）、F1（仕事・収入）であった。04年度ではこれらの指標のうちY1、F4（余暇）についてはシュレスヴィヒ・ホルシュタイン、ノルトライン・ヴェストファーレン、ヘッセン、バイエルンなど西部の州において高い値が示され、東部のチューリンゲン、ザクセンなどはそれほどでもなかったのに対して、08年の指標ではベルリン（東）、メクレンブルク、ブランデンブルク、チューリンゲン、ザクセンなど東部諸州の係数が高かった。ジニ係数それ自体はこの間概して上昇したが、州内格差という点では東部諸州で高まるという傾向が確認できた。これらは東西地域別の概観では相殺されて表れなかった傾向である。

以上二つの不平等尺度を用いて04／08年度および部分集団の属性ごとの分布の構造の特徴を比較してきた。留意しなければならないのは二つの年度で因子（機能）の内容が異なっているために、単純に年度間比較をすることはできない点である。

そこで比較的内容が類似している住居、教育、健康、Y1、Y2および総合指標を取り出して両年度間のジニ係数を比較したのが図5である。図5からY2、健康および総合指標についてはほぼ差異は認められないが、住居、教育およびY1については04年度より08年度の方が、不平等度が大いことを読み取ることができる。

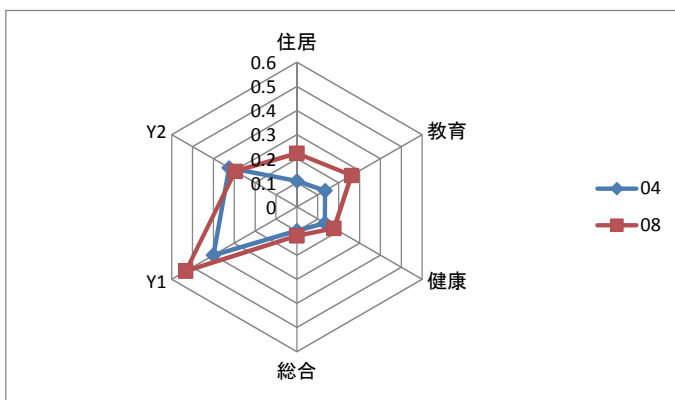


図5 福祉指標の比較 04年度 vs 08年度

〔6〕結 語

筆者がこれまで行ってきた多次元福祉の分析が単年度における因子得点の集団間比較をもっぱらとしていたのに対して、本稿では新たに(1)MIMIC モデルの構築、(2)二つの年度間での福祉構造の比較、(3)不平等尺度を用いての比較分析の三つの試みを行った。SEM (MIMIC モデルはその一種である)を用いた分析は、筆者の知る限りでは国際間比較がごく限られた少数の機能について行われた事例で有意な結果がえられている¹⁵⁾。本稿のようにかなり多くの標本を用い、かつ多数の機能を取り扱ったものはほとんどない。おそらく標本数の多さがモデルの適合度を低下させたと推測され、福祉の分布構造の分析に推計結果を有効に利用するにはいたらなかった。しかし変数間の部分的な関係に関しては所期の結果をえることができた。因子得点にジニ係数やMLDを適用して分析を行ったのも数少ない試みであろう。今後の課題として分布構造を規定する要因の考察と構造変化の詳細な分析が残されている。

謝辞 本稿は日本学術振興財団科学研究費の助成(課題番号 21530279)を受けた研究成果の一部である。また利用したデータはGSOEP (German Socio-Economic Panel) の Wave Y (2008) と Wave U (2004) である。記して感謝の意を表する。また多くの貴重なコメントを賜った査読者の方々に御礼申しあげる。

表 4 福祉の分布構造

年度 2008 年

4-1 ジニ係数

| 全標本 | | 標本数 | F1 | F2 | F3 | F4 | F5 | F6 | F | Y1 | Y2 |
|-------|------------------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 性別 | 男 | 10023 | 0.3930 | 0.2229 | 0.4850 | 0.2618 | 0.0972 | 0.1774 | 0.1200 | 0.5324 | 0.2955 |
| | 女 | 5918 | 0.3695 | 0.2307 | 0.4712 | 0.2375 | 0.0988 | 0.1592 | 0.1163 | 0.5382 | 0.3346 |
| | | 4104 | 0.4050 | 0.2520 | 0.4831 | 0.2625 | 0.1049 | 0.1769 | 0.1174 | 0.5595 | 0.2932 |
| 年齢階層別 | 29 歳以下 | 788 | 0.2855 | 0.2151 | 0.5333 | 0.2234 | 0.1045 | 0.1156 | 0.1043 | 0.4480 | 0.2896 |
| | 30-39 歳 | 1467 | 0.2185 | 0.2302 | 0.4984 | 0.2400 | 0.1002 | 0.1127 | 0.1035 | 0.4108 | 0.2938 |
| | 40-49 歳 | 2161 | 0.1963 | 0.2176 | 0.4836 | 0.2300 | 0.1004 | 0.1354 | 0.1058 | 0.3895 | 0.2933 |
| | 50-59 歳 | 1909 | 0.2577 | 0.2242 | 0.4848 | 0.2402 | 0.1013 | 0.1654 | 0.1218 | 0.4434 | 0.3504 |
| | 60-65 歳 | 922 | 0.4434 | 0.2134 | 0.4639 | 0.2440 | 0.0944 | 0.1728 | 0.1258 | 0.5629 | 0.3344 |
| | 66 歳以上 | 2776 | 0.3330 | 0.2201 | 0.4397 | 0.2719 | 0.0915 | 0.2036 | 0.1254 | 0.7792 | 0.3065 |
| 地域別 | | 7589 | 0.3810 | 0.2449 | 0.4471 | 0.2623 | 0.1017 | 0.1647 | 0.1176 | 0.5320 | 0.3313 |
| | | 2434 | 0.4104 | 0.2128 | 0.5553 | 0.2039 | 0.0991 | 0.1720 | 0.1109 | 0.5881 | 0.2567 |
| 州別 | ベルリン (西) | 1424 | 0.3571 | 0.2444 | 0.4107 | 0.2495 | 0.1053 | 0.1617 | 0.1107 | 0.5163 | 0.3551 |
| | シュレスヴィヒ・ホルシュタイン | 228 | 0.3539 | 0.2047 | 0.5058 | 0.2491 | 0.1125 | 0.1587 | 0.1224 | 0.5483 | 0.3307 |
| | ハムブルク | 298 | 0.4080 | 0.2264 | 0.5136 | 0.2432 | 0.0965 | 0.1647 | 0.1142 | 0.5744 | 0.3237 |
| | ニーダー・ザクセン | 173 | 0.3830 | 0.2269 | 0.5044 | 0.2379 | 0.0915 | 0.1384 | 0.1106 | 0.5526 | 0.3483 |
| | ブレーメン | 902 | 0.3784 | 0.2469 | 0.4326 | 0.2469 | 0.1003 | 0.1522 | 0.1143 | 0.5451 | 0.3382 |
| | ノルトライン・ヴェストファーレン | 79 | 0.3984 | 0.2286 | 0.4908 | 0.2560 | 0.1075 | 0.1590 | 0.1122 | 0.5508 | 0.2916 |
| | ヘッセン | 2022 | 0.3923 | 0.2418 | 0.4580 | 0.2674 | 0.0973 | 0.1685 | 0.1205 | 0.5497 | 0.3362 |
| | ラインラント・ファルツ・ザール | 697 | 0.3747 | 0.2462 | 0.4512 | 0.2606 | 0.1043 | 0.1650 | 0.1186 | 0.5307 | 0.3396 |
| | バーデン・ヴュルテンブルク | 578 | 0.4085 | 0.2585 | 0.4382 | 0.2830 | 0.1035 | 0.1759 | 0.1211 | 0.5266 | 0.2995 |
| | バイエルン | 1188 | 0.3752 | 0.2494 | 0.4360 | 0.2744 | 0.1007 | 0.1693 | 0.1202 | 0.4853 | 0.2915 |
| | ベルリン (東) | 177 | 0.3840 | 0.1983 | 0.5878 | 0.2064 | 0.1087 | 0.1814 | 0.1213 | 0.5501 | 0.2662 |
| | メクレンブルク・フォアポルメン | 253 | 0.4191 | 0.2166 | 0.5596 | 0.2008 | 0.0853 | 0.1577 | 0.1120 | 0.5832 | 0.2693 |
| | ブランデンブルク | 441 | 0.4208 | 0.2159 | 0.5478 | 0.2154 | 0.1033 | 0.1627 | 0.1092 | 0.6028 | 0.2579 |
| | ザクセン・アンハルト | 401 | 0.4134 | 0.2039 | 0.5872 | 0.2081 | 0.1001 | 0.1844 | 0.1135 | 0.5706 | 0.2407 |
| | チューリングゲン | 438 | 0.4229 | 0.2175 | 0.5155 | 0.1877 | 0.1052 | 0.1795 | 0.1124 | 0.5946 | 0.2322 |
| | ザクセン | 1224 | 0.4085 | 0.2147 | 0.5419 | 0.1980 | 0.0983 | 0.1734 | 0.1106 | 0.5941 | 0.2592 |
| 所得階層別 | Decile 1 | 1003 | 0.2345 | 0.2164 | 0.5284 | 0.2656 | 0.1143 | 0.2322 | 0.1264 | 0.6640 | 0.2179 |
| | Decile 2 | 1003 | 0.2624 | 0.2327 | 0.4789 | 0.2595 | 0.0989 | 0.2070 | 0.1185 | 0.3645 | 0.2261 |
| | Decile 3 | 1003 | 0.3734 | 0.2407 | 0.4593 | 0.2500 | 0.1028 | 0.1945 | 0.1179 | 0.2138 | 0.2659 |
| | Decile 4 | 1003 | 0.3732 | 0.2741 | 0.4766 | 0.2363 | 0.1070 | 0.1643 | 0.1083 | 0.1215 | 0.2605 |
| | Decile 5 | 1003 | 0.2775 | 0.2367 | 0.4787 | 0.2266 | 0.1037 | 0.1491 | 0.0999 | 0.0648 | 0.1791 |
| | Decile 6 | 1003 | 0.2283 | 0.2229 | 0.4772 | 0.2085 | 0.1025 | 0.1409 | 0.0935 | 0.0417 | 0.1376 |
| | Decile 7 | 1003 | 0.1889 | 0.2017 | 0.4683 | 0.2152 | 0.0982 | 0.1330 | 0.0894 | 0.0393 | 0.1124 |
| | Decile 8 | 1003 | 0.1691 | 0.2085 | 0.4594 | 0.2125 | 0.0932 | 0.1251 | 0.0846 | 0.0416 | 0.1076 |
| | Decile 9 | 1003 | 0.1439 | 0.2119 | 0.4655 | 0.2038 | 0.0949 | 0.1215 | 0.0874 | 0.0527 | 0.1019 |
| | Decile 10 | 996 | 0.1445 | 0.2158 | 0.4713 | 0.1710 | 0.0926 | 0.1094 | 0.0824 | 0.2782 | 0.2577 |
| 教育水準 | 中卒以下 | 1260 | 0.4882 | 0.2591 | 0.5122 | 0.1833 | 0.1145 | 0.2189 | 0.1223 | 0.6443 | 0.2577 |
| | 高卒 | 6143 | 0.3766 | 0.2341 | 0.4872 | 0.0960 | 0.1008 | 0.1670 | 0.0990 | 0.5234 | 0.2730 |
| | 高卒以上 | 2620 | 0.3066 | 0.2392 | 0.4292 | 0.0921 | 0.0947 | 0.1311 | 0.0865 | 0.4860 | 0.3381 |

4-2 MLD (平均対数偏差)

| 全標本 | 標本数 | F1 | F2 | F3 | F4 | F5 | F6 | F | Y1 | Y2 |
|------------------|------|----------|----------|----------|-----------|----------|----------|----------|-----------|----------|
| 性別 | | | | | | | | | | |
| 男 | 9533 | 0.3309 | 0.0937 | 0.6066 | 0.1169 | 0.0207 | 0.0630 | 0.0218 | 0.9483 | 0.1743 |
| 女 | 5695 | 0.314784 | 0.087818 | 0.604676 | 0.105033 | 0.019102 | 0.059643 | 0.021415 | 0.888572 | 0.187409 |
| | 3838 | 0.349390 | 0.083949 | 0.613686 | 0.101025 | 0.020141 | 0.069887 | 0.019650 | 0.837358 | 0.078285 |
| 年齢階層別 | | | | | | | | | | |
| 29歳以下 | 769 | 0.164831 | 0.076466 | 0.688766 | 0.106009 | 0.024048 | 0.031502 | 0.018118 | 0.500412 | 0.148781 |
| 30-39歳 | 1427 | 0.154557 | 0.080984 | 0.672235 | 0.111509 | 0.022255 | 0.033992 | 0.017181 | 0.428100 | 0.107781 |
| 40-49歳 | 2114 | 0.134209 | 0.082380 | 0.653277 | 0.110166 | 0.020725 | 0.030919 | 0.017191 | 0.382344 | 0.117353 |
| 50-59歳 | 1842 | 0.139835 | 0.078979 | 0.660858 | 0.109120 | 0.021510 | 0.032002 | 0.016509 | 0.366788 | 0.097699 |
| 60-65歳 | 877 | 0.172559 | 0.081970 | 0.687437 | 0.113568 | 0.023045 | 0.031460 | 0.018019 | 0.598841 | 0.166186 |
| 66歳以上 | 2504 | 0.146821 | 0.085547 | 0.653450 | 0.114927 | 0.021139 | 0.034953 | 0.018828 | 0.501756 | 0.161177 |
| 地域別 | | | | | | | | | | |
| 西部地区 | 7226 | 0.319437 | 0.096633 | 0.555931 | 0.129957 | 0.020285 | 0.061736 | 0.021692 | 0.813804 | 0.184980 |
| 東部地区 | 2307 | 0.383133 | 0.079192 | 0.694761 | 0.145458 | 0.030965 | 0.103989 | 0.011543 | 0.979191 | 0.104666 |
| 州別 | | | | | | | | | | |
| ベルリン (西) | 212 | 0.255063 | 0.066640 | 0.626565 | 0.107879 | 0.025001 | 0.053707 | 0.023162 | 0.782200 | 0.180693 |
| シュレスヴィヒ・ホルシュタイン | 277 | 0.321138 | 0.083224 | 0.641998 | 0.1110505 | 0.023390 | 0.059111 | 0.020749 | 0.1038733 | 0.173150 |
| ハムブルク | 164 | 0.341730 | 0.082158 | 0.629687 | 0.108462 | 0.031723 | 0.035571 | 0.017765 | 0.949628 | 0.192231 |
| ニーダー・ザクセン | 860 | 0.308003 | 0.095398 | 0.533707 | 0.1116395 | 0.018107 | 0.049185 | 0.020209 | 0.848338 | 0.196385 |
| ブレーメン | 75 | 0.347863 | 0.084839 | 0.596994 | 0.128077 | 0.036398 | 0.062817 | 0.020009 | 0.777578 | 0.135350 |
| ノルトライン・ヴェストファーレン | 1902 | 0.330129 | 0.094790 | 0.572311 | 0.137206 | 0.020757 | 0.062380 | 0.022340 | 0.883903 | 0.192619 |
| ヘッセン | 658 | 0.301888 | 0.098623 | 0.551854 | 0.118461 | 0.019485 | 0.062646 | 0.021446 | 0.721068 | 0.184629 |
| ラインラント・ファルツ・ザール | 542 | 0.362563 | 0.108510 | 0.526825 | 0.153705 | 0.019520 | 0.072636 | 0.022362 | 0.767844 | 0.138875 |
| バーデン・ヴュルテンブルク | 1155 | 0.335570 | 0.100805 | 0.549534 | 0.145071 | 0.019224 | 0.069935 | 0.023581 | 0.726289 | 0.139672 |
| バイエルン | 1381 | 0.291339 | 0.096378 | 0.504088 | 0.1116998 | 0.020486 | 0.061450 | 0.020081 | 0.757553 | 0.222165 |
| ベルリン (東) | 165 | 0.297882 | 0.062893 | 0.737473 | 0.076615 | 0.025424 | 0.066545 | 0.024306 | 1.118639 | 0.115088 |
| メクレンブルク・フォアポルメン | 238 | 0.343250 | 0.077003 | 0.706277 | 0.076373 | 0.014170 | 0.049933 | 0.019114 | 1.155531 | 0.116757 |
| ブランデンブルク | 417 | 0.372889 | 0.075269 | 0.698697 | 0.083906 | 0.021586 | 0.052192 | 0.018821 | 1.381428 | 0.107497 |
| ザクセン・アンハルト | 374 | 0.359260 | 0.070314 | 0.740531 | 0.071216 | 0.017198 | 0.080888 | 0.019490 | 1.233571 | 0.099376 |
| チューリッゲン | 417 | 0.388106 | 0.077258 | 0.654626 | 0.064513 | 0.020313 | 0.073270 | 0.019913 | 1.445372 | 0.083166 |
| ザクセン | 696 | 0.350137 | 0.076523 | 0.693460 | 0.070806 | 0.018983 | 0.060528 | 0.017686 | 1.243455 | 0.121077 |
| 所得階層別 | | | | | | | | | | |
| Decile 1 | 953 | 0.086333 | 0.067672 | 0.627995 | 0.125805 | 0.018237 | 0.101911 | 0.020545 | 0.389984 | 0.074828 |
| Decile 2 | 951 | 0.159092 | 0.097091 | 0.584805 | 0.142824 | 0.025297 | 0.089890 | 0.024209 | 0.150499 | 0.114040 |
| Decile 3 | 954 | 0.254577 | 0.109194 | 0.602685 | 0.120662 | 0.023265 | 0.078723 | 0.022092 | 0.043096 | 0.131208 |
| Decile 4 | 954 | 0.233398 | 0.111353 | 0.621124 | 0.114062 | 0.024517 | 0.061726 | 0.019708 | 0.012976 | 0.087515 |
| Decile 5 | 954 | 0.181253 | 0.092714 | 0.621809 | 0.102204 | 0.018715 | 0.049791 | 0.016038 | 0.004350 | 0.052139 |
| Decile 6 | 954 | 0.133131 | 0.071488 | 0.602774 | 0.088273 | 0.020478 | 0.044503 | 0.014262 | 0.002249 | 0.028529 |
| Decile 7 | 954 | 0.096498 | 0.066119 | 0.610633 | 0.088123 | 0.020392 | 0.040150 | 0.002174 | 0.002174 | 0.024488 |
| Decile 8 | 954 | 0.084650 | 0.071712 | 0.591585 | 0.097672 | 0.017993 | 0.038571 | 0.011948 | 0.002481 | 0.020142 |
| Decile 9 | 954 | 0.062548 | 0.074216 | 0.596878 | 0.075952 | 0.015634 | 0.032638 | 0.012256 | 0.004035 | 0.017449 |
| Decile 10 | 951 | 0.057757 | 0.075824 | 0.586829 | 0.056451 | 0.015763 | 0.033665 | 0.011284 | 0.115903 | 0.147782 |
| 教育水準 | | | | | | | | | | |
| 中卒以下 | 1084 | 0.426858 | 0.108284 | 0.693870 | 0.081045 | 0.025916 | 0.096236 | 0.022851 | 1.223819 | 0.111321 |
| 高卒 | 5866 | 0.313533 | 0.089265 | 0.623293 | 0.016103 | 0.019877 | 0.063383 | 0.015774 | 0.902741 | 0.124414 |
| 高卒以上 | 2583 | 0.239834 | 0.091642 | 0.506758 | 0.014764 | 0.017935 | 0.040741 | 0.012268 | 0.698976 | 0.199260 |

5-2 MLD (平均対数偏差)

| 全標本 | | 標本数 | F1 | F2 | F3 | F4 | F5 | F6 | F | Y1 | Y2 |
|-------|------------------|------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|-----------|----------|----------|
| 性別 | 男 | 6395 | 0.044538 | 0.039548 | 0.024069 | 0.153221 | 0.031461 | 0.037154 | 0.016105 | 0.323694 | 0.185874 |
| | 女 | 4117 | 0.040953 | 0.038776 | 0.022648 | 0.136981 | 0.031224 | 0.034069 | 0.015983 | 0.321584 | 0.209116 |
| | | 2278 | 0.049581 | 0.040838 | 0.026298 | 0.122292 | 0.030285 | 0.036722 | 0.014051 | 0.306655 | 0.125589 |
| 年齢階層別 | 29 歳以下 | 696 | 0.043533 | 0.026852 | 0.029506 | 0.133360 | 0.031245 | 0.045937 | 0.011677 | 0.285361 | 0.115863 |
| | 30-39 歳 | 1644 | 0.039175 | 0.033409 | 0.023427 | 0.100001 | 0.022941 | 0.022285 | 0.011423 | 0.237171 | 0.105565 |
| | 40-49 歳 | 2044 | 0.047123 | 0.037458 | 0.024171 | 0.133933 | 0.027254 | 0.026979 | 0.015188 | 0.298869 | 0.187218 |
| | 50-59 歳 | 1412 | 0.046610 | 0.040950 | 0.022696 | 0.135488 | 0.029083 | 0.028729 | 0.016312 | 0.288232 | 0.197652 |
| | 60-65 歳 | 452 | 0.047400 | 0.043038 | 0.022701 | 0.150895 | 0.031729 | 0.034712 | 0.017658 | 0.328917 | 0.216581 |
| | 66 歳以上 | 147 | 0.047578 | 0.043644 | 0.022327 | 0.172806 | 0.034550 | 0.041773 | 0.018577 | 0.375088 | 0.225002 |
| 地域別 | 西部地区 | 5044 | 0.042387 | 0.040275 | 0.024538 | 0.154945 | 0.032883 | 0.038167 | 0.016431 | 0.321321 | 0.200554 |
| | 東部地区 | 1351 | 0.049327 | 0.036380 | 0.021873 | 0.120337 | 0.025781 | 0.032866 | 0.013608 | 0.282154 | 0.100380 |
| 州別 | ベルリン (西) | 149 | 0.051753 | 0.039155 | 0.024292 | 0.149059 | 0.038501 | 0.035934 | 0.016000 | 0.339593 | 0.150562 |
| | シュレスヴィヒ・ホルシュタイン | 204 | 0.038855 | 0.030361 | 0.022039 | 0.159711 | 0.028823 | 0.031419 | 0.015247 | 0.329875 | 0.251110 |
| | ハムブルク | 98 | 0.029006 | 0.036148 | 0.021804 | 0.158937 | 0.029430 | 0.035971 | 0.015887 | 0.268729 | 0.168909 |
| | ニーダー・ザクセン | 563 | 0.046420 | 0.037034 | 0.022712 | 0.143723 | 0.031329 | 0.037782 | 0.015526 | 0.281203 | 0.145983 |
| | ブレーメン | 53 | 0.067788 | 0.030307 | 0.025959 | 0.189308 | 0.036808 | 0.041733 | 0.022578 | 0.341618 | 0.152222 |
| | ノルトライン・ヴェストファーレン | 1366 | 0.041409 | 0.039237 | 0.024937 | 0.155293 | 0.034958 | 0.037550 | 0.016815 | 0.326073 | 0.197549 |
| | ヘッセン | 485 | 0.038482 | 0.035479 | 0.023678 | 0.164357 | 0.030883 | 0.043029 | 0.015619 | 0.396475 | 0.246780 |
| | ラインラント・ファルツ・ザール | 382 | 0.036089 | 0.039514 | 0.019805 | 0.149772 | 0.033408 | 0.045983 | 0.014696 | 0.251530 | 0.125189 |
| | バーデン・ヴュルテンブルク | 780 | 0.038592 | 0.039356 | 0.026271 | 0.146837 | 0.035259 | 0.034821 | 0.017076 | 0.260740 | 0.141130 |
| | バイエルン | 964 | 0.047708 | 0.046866 | 0.025926 | 0.158756 | 0.029244 | 0.037884 | 0.016847 | 0.350819 | 0.275124 |
| | ベルリン (東) | 114 | 0.052892 | 0.032400 | 0.023636 | 0.205723 | 0.029809 | 0.037760 | 0.016922 | 0.344660 | 0.159045 |
| | メクレンブルク・フォアポルメン | 142 | 0.040994 | 0.034340 | 0.018638 | 0.107249 | 0.029953 | 0.030768 | 0.012380 | 0.238126 | 0.110126 |
| | ブランデンブルク | 239 | 0.046580 | 0.034280 | 0.021805 | 0.131809 | 0.024568 | 0.031015 | 0.013991 | 0.340394 | 0.115646 |
| | ザクセン・アンハルト | 223 | 0.069044 | 0.035699 | 0.025878 | 0.125867 | 0.032019 | 0.035056 | 0.015468 | 0.257838 | 0.081838 |
| | チューリンゲン | 242 | 0.053267 | 0.042512 | 0.025415 | 0.084086 | 0.019982 | 0.029715 | 0.012704 | 0.251379 | 0.071302 |
| | ザクセン | 391 | 0.038754 | 0.036025 | 0.017625 | 0.111194 | 0.023337 | 0.033117 | 0.012118 | 0.269789 | 0.094321 |
| 所得階層別 | Decile 1 | 635 | 0.073996 | 0.054374 | 0.030075 | 0.126601 | 0.045096 | 0.070327 | 0.015817 | 0.318383 | 0.099646 |
| | Decile 2 | 640 | 0.049226 | 0.049298 | 0.025991 | 0.071821 | 0.023843 | 0.035160 | 0.011202 | 0.006830 | 0.020262 |
| | Decile 3 | 640 | 0.050454 | 0.040925 | 0.028521 | 0.059143 | 0.023071 | 0.028329 | 0.010939 | 0.002166 | 0.014014 |
| | Decile 4 | 640 | 0.037079 | 0.033444 | 0.024050 | 0.063018 | 0.021315 | 0.026402 | 0.0010394 | 0.001304 | 0.011096 |
| | Decile 5 | 640 | 0.036742 | 0.038928 | 0.027047 | 0.065525 | 0.019811 | 0.025799 | 0.009610 | 0.001229 | 0.011974 |
| | Decile 6 | 640 | 0.031836 | 0.038239 | 0.019809 | 0.061427 | 0.020893 | 0.025318 | 0.009661 | 0.001174 | 0.012439 |
| | Decile 7 | 640 | 0.029050 | 0.036604 | 0.020080 | 0.051489 | 0.021933 | 0.021933 | 0.0010247 | 0.001166 | 0.011011 |
| | Decile 8 | 640 | 0.028468 | 0.038985 | 0.019202 | 0.049974 | 0.022116 | 0.020336 | 0.009180 | 0.001443 | 0.009863 |
| | Decile 9 | 640 | 0.027689 | 0.031746 | 0.017674 | 0.061192 | 0.016540 | 0.024536 | 0.008434 | 0.002961 | 0.012813 |
| | Decile 10 | 640 | 0.023649 | 0.030127 | 0.017262 | 0.103099 | 0.013343 | 0.021603 | 0.010322 | 0.186343 | 0.227581 |
| 教育水準 | 中卒以下 | 607 | 0.070876 | 0.054399 | 0.039557 | 0.151868 | 0.046780 | 0.051666 | 0.018388 | 0.319550 | 0.106440 |
| | 高卒 | 3818 | 0.043779 | 0.039758 | 0.023290 | 0.121780 | 0.015608 | 0.035201 | 0.012321 | 0.254534 | 0.117069 |
| | 高卒以上 | 1970 | 0.031435 | 0.033798 | 0.018776 | 0.135795 | 0.012511 | 0.027948 | 0.012215 | 0.321187 | 0.236452 |

注：MLD は対数を使用するため、値が 0 を含むケースは除去した。そのため標本数はシニ係数の表の 6418 から 6395 に減少している。

注

- 1) Sen (1992) 邦訳 p. 59
- 2) Sen は所得や資産はそれ自身が潜在能力ないし福祉に直接かかわるのではなくて、それによって獲得される機能がそれを規定すると考える。すなわち Sen においては手段と目的の区別に厳格で、評価は手段の次元ではなく目的の次元で行われる。
- 3) Sen はそのような個人の主観的評価はその個人のおかれた環境や経験によって歪められてしまう可能性があるという理由で Capability 評価において積極的な役割を与えなかった。
- 4) Sen 上掲書 邦訳 p. 64
- 5) Sen (1999) 邦訳 p. 38
- 6) Alkire/Foster 方式については拙稿 (2011b) を参照されたい。
- 7) KMO の標本妥当性測度は値が 0.5 以上のときにはそれらの観測変数を用いて因子分析をすることに意味があることを、Bartlett の球面性検定は分散共分散行列が単位行列の定数倍に等しいことを帰無仮説とする検定である。
- 8) CA に SEM を利用した先行研究として Kuklys (2005) と Kurishnakumar (2007) が興味深い結果を出している。
- 9) MIMIC は「複数の観測指標によって構成概念が規定され、その構成概念が複数の観測変数の原因となっているモデル」である。(豊田 1998, p 96) なおここで構成概念と記されているのは本稿でいう潜在変数である。
- 10) 分析前に数値が決定しているので、ここでは潜在変数ではない。
- 11) CFI は 0.95 以上、RMSEA は 0~0.05 が適合度良好と判断する。
- 12) 等価尺度は OECD New Scale を使用した。
- 13) グラフが見つらいので年齢階層別には棒グラフではなくチャート図を作成した。
- 14) 図が読みづらいことから州間比較については表 4、表 5 を参照されたい。
- 15) Kuklys (2005) 参照

参考文献

- Alkire, S and Foster J.E (2010) 'Designing the Inequality-Adjusted Human Development Index', OPHI Working Paper No. 37
- Alkire, S and Foster J.E (2009) 'Counting and Multidimensional Poverty Measurement', OPHI Working Paper No. 32
- Arndt, Chr. & Volkert, J. (2007) 'A Capability Approach for Official German Poverty and Wealth Reports: Conceptual Background and First Empirical Results', *IAW Discussion Papers*, No. 27, January
- Arndt, Chr. and Volkert, J. (2009) 'Poverty and Wealth Reporting of the German Government: Approach, Lessons and Critique', *IAW Discussion Papers* Nr. 51
- Arndt, Chr. and Volkert, J. (2006b) 'Amartya Sen's Capability Approach-Ein neues Konzept der deutschen Armuts-und Reichtumsberichterstattung', *Viertel Jahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 75 H1

- Krishnakumar, J. (2007) 'Going Beyond Functionings to Capabilities: An Econometric Model to Explain and Estimate Capabilities', *Journal of Human Development* vol. 8, No. 1
- Kuklys W. (2005) 'Armut- und Ungleichheitsanalyse in Großbritannien-Vorschläge zur Operationalisierung von Sens Capabilityansatz', in Volkert J. (Hrsg.) *Armut und Reichtum an Verwirklichungschancen*, VS Verlag für Sozialwissenschaften
- Leßmann, O. (2006) 'Lebenslagen und Verwirklichungschancen (capability) - Verschiedene Wurzeln, ähnliche Konzepte', *Viertel Jareshefte zur Wirtschaftsforschung* 75 H1
- Leßmann, O. (2008) 'A Similar Line of Thought in Neurath and Sen: Interpersonal Compatibility', in E. Nemeth, S. Schmitz and T. Uebel (ed), *Neurath's Economics in Context*, Viennna Circle Yearbook 13(5), Springer, Berlin
- Neurath, O. (1937) Inventory of the Standard of Living, *Zeitschrift für Sozialforschung*, Bd. 6
- Sen, A. (1992) *Inequality Reexamined*, Oxford University Press 池本幸生・野上裕生・佐藤 仁 訳 (1999)『不平等の再検討：潜在能力と自由』岩波書店
- Sen, A. (1999) *Development as Freedom*, Oxford University Press 石塚雅彦 訳 (2000)『自由と経済開発』日本経済新聞社
- 豊田秀樹 (1998)『共分散構造分析』朝倉書店
- 丸谷冷史 (2009)「相対的貧困：最近におけるドイツ分配政策論の課題」『明治大学論叢』第91巻2号
- 丸谷冷史 (2011a)「LLAによる多次元福祉の計測」『経済政策ジャーナル』第8巻第2号
- 丸谷冷史 (2011b)「Alkire/Foster方式による貧困の多次元評価」『京都マネジメントレビュー』第18号

On the Distribution of Multidimensional Well-Being in recent Germany

Reishi MARUYA

Abstract

The multidimensional approach to well-being, that is, the capability approach, has produced noteworthy results in the form of surveys and studies regarding the individual functions of health, education, environment, poverty, and other factors. By contrast, there are few other quantitative analyses that take the entire socioeconomic environment into view, which according to this context, target the capability that is a collection of individual functions rather than simply the individual functions themselves. In seeking to produce a comprehensive analysis of these functions, the first task is to determine which functions will be analyzed, which observable variables will be used to measure them, and how capability will be measured based on the measured functions. In particular, it is important to avoid subjectivity on the part of the researcher to the greatest extent possible when determining weighting, a task that must be undertaken to evaluate the relative importance of different variables and to integrate the functions into capability. This paper measures the multidimensional approach to well-being by applying the multivariate analysis method with these issues in mind. Also, the structure of the multidimensional approach to well-being and its economic changes were analyzed using GSOEP data from 2004 and 2008.

Keywords : Multidimensional well-being, functioning, capability, MIMIC model, MLD