

*CEAKS Discussion Paper Series*  
Creation of East Asian “Kyousei” Studies

---

---

No. DP 2012-J-001

経済成長と環境，医療における地域間格差  
－中国の都市データを用いた分析－

2012年2月  
(2012年8月 改訂)

郭 進\*・中村和之\*\*

\* 富山大学大学院経済学研究科修士課程

\*\* 富山大学経済学部教授

**CEAKS**

# 経済成長と環境，医療における地域間格差 — 中国の都市データを用いた分析 — \*

郭 進<sup>†</sup>・中村和之<sup>‡</sup>

富山大学経済学部 富山市五福 3190

2012年2月

## 概要

所得，環境，医療サービスへのアクセス性に着目して，中国における福祉水準の地域間格差を，一般化ローレンツ支配基準を拡張した基準を用いて，2005年から2009年を対象年度として考察した．直轄市と地級市を対象とした分析の結果，医療サービスへのアクセス性に関する地域間格差が社会厚生を改善する上で隘路となっていることが示された．

キーワード: 中国，地域間格差，環境，医療サービスのアクセス公平性

JEL code: O18, R12, D63

## 1 はじめに

急速な経済成長の過程では，社会全体の所得が増加する一方で様々な歪みが現われる．第一に，多くの場合，地域に偏りなく経済成長が生ずることは稀である．経済成長の結果として地域間の所得格差が拡大することは多くの国々で観察される．第二に，急速な工業化を伴う経済成長では，しばしば環境汚染が深刻な問題を引き起こす．すでに経済成長を遂げた先進国は，その過程で公害問題に直面してきた．現在，発展を遂げようとしている新興国においてもこのことは当てはまる．第三に，様々な経済活動の市場化を伴うような経済発展では，医療や社会保障といったサービスのアクセスや供給水準に格差が生ずる．とりわけ，計画経済から市場経済への移行期において社会保障制度の混乱が発生することが多い．

---

\* 本稿は中国人民大学公共管理学院で開催された「東アジアの環境政策ワークショップ」における報告を加筆修正したものである．許光建(中国人民大学)，崔軍(中国人民大学)，焦建国(首都経済貿易大学)の各先生に感謝申し上げたい．中村は，富山大学 CEAKS，JSPS 科研費(21530309)より支援を受けたことを記して謝意を表わしたい．

<sup>†</sup> 富山大学大学院経済学研究科修士課程．

<sup>‡</sup> 富山大学経済学部，E-mail: knakamur@eco.u-toyama.ac.jp

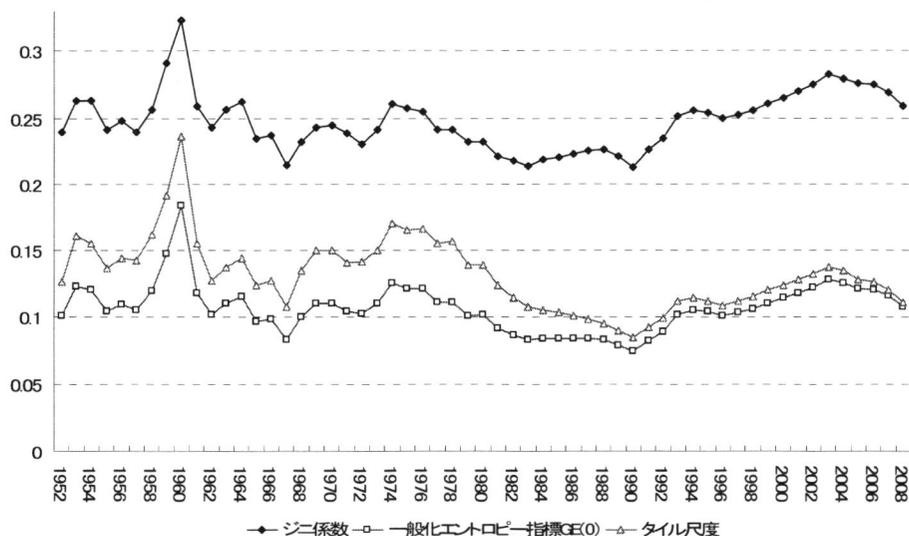


図1 中国における省間の所得格差（1952年～2008年）

経済成長がもたらした成果を評価するためには、国全体の所得や経済成長率に着目するだけでは不十分である。貨幣的な所得だけではなく、上述の諸要因が人々の生活の質を決める上で重要な役割を果たす。したがって、経済成長に伴って生ずる地域間格差の問題を考察する際にも、単に所得の格差だけではなく、環境や人々の健康等の格差にも注目せねばならない。

本稿は、中国の都市間における所得、環境水準、医療サービスへのアクセス性から構成される福祉水準の格差を取り上げ、その年度間比較を試みる。すなわち、所得のみならず環境や医療といった要因を考慮したとき、近年の中国経済における急速な成長は社会厚生の改善をもたらしたのかを考察したい。このために、Shorrocks (1983) や Kakwani (1984) によって提示された一般化ローレンツ支配基準を拡張した基準を用いて考察する。一般化ローレンツ支配基準は平均所得の変化も考慮しつつローレンツ支配基準を考えるものであり、急速な経済成長と所得格差の拡大が同時に生じている中国経済を分析する上で適切な概念だと考えられる。<sup>1</sup> Nakamura (2012) は一般化ローレンツ支配基準を経済主体の福祉水準が複数の属性によって特徴づけられる場合に拡張した。本論は Nakamura (2012) で提示された手法を、2005年から2009年における中国の地級以上の都市を対象として適用することによって、近年における中国の地域間格差の動向を、所得のみならず環境、医療といった要因も考慮して評価する。

もとより地域間格差を縮小させることは中国政府にとって重要な政策課題である。<sup>2</sup> 図1は省別にみた人口一人あたりの域内総生産で測った地域間所得格差の推移を示している。<sup>3</sup> 1970年代

<sup>1</sup> ローレンツ支配基準や一般化ローレンツ支配基準については Lambert (1993) を参照されたい。

<sup>2</sup> 中国における格差問題に対する包括的な分析は、Gustafsson et al.(2008)、薛他 (2008)、谷口他 (2009)、を参照されたい。

<sup>3</sup> 中国国家統計局編『新中国60年』に基づき作成。但し、海南省を除いて算出している。一般化エントロピー指標は  $f_i$  を  $i$  地域の人口構成比、 $y_i$  をそこの一人あたり所得、 $\mu$  を平均所得として、 $GE(0) = \sum_i f_i \ln(\mu/y_i)$  のよう

の中頃以降、改革開放政策導入の初期を含む約 10 年間、格差は低下の傾向にあったが、1990 年以降 2003 年まで上昇傾向を示している。2003 年には、ジニ係数で測った格差は大躍進政策（1958 年～1962 年）の導入と飢饉の発生に伴う混乱期を除くと最も高い水準に達した。2003 年以降では格差は一貫して低下しているものの、今なお 1980 年代後半と比較すれば高い水準にある。

中国政府は地域間格差を縮小させるため、西部大開発や東北振興といった内陸部の開発政策を積極的に推進した。また、都市と農村の所得格差を埋めるべく、農村部を対象とした大規模な所得移転政策を実施している。このような実態を反映して、中国経済における地域間の所得格差の状態を把握しようとする試みだけでも膨大な成果が蓄積されている。また、所得だけでなく環境水準や医療、教育、社会保障といった諸側面からみた地域間格差についてもいくつかの研究成果がある。

中国における地域間の所得格差に関する開拓的な研究として、Tsui (1991, 1993, 1996, 1998) による一連の研究がある。<sup>4</sup> たとえば、Tsui (1996) では 1978 年以降 1989 年までの省間の GDP 格差をジニ係数や変動係数、エントロピー指標といった尺度を用いて測定するとともに、その背後にある政策の影響を考察している。その結果、改革開放直後から 1980 年代前半までは省間格差は縮小したものの、1980 年代後半以降の沿海部を中心とした成長政策が格差を拡大させたことを明らかにした。さらに省間の格差を産業部門別に分解することによって、改革開放による工業部門の改革が省間格差の拡大に大きな影響を与えていることを見出した。<sup>5</sup>

Tsui (1993) による研究をベースとして、Lee (2000) は工業部門と農業部門の総生産額や消費といった統計を基に、1994 年における中国の地域間格差をタイル尺度を用いて測定し、その分解を試みている。その結果、1980 年代以降、格差の源泉が、省内格差から省間格差へシフトすると同時に、都市と農村間の格差から農村内の格差にシフトしてきたことを明らかにしている。Fan and Sun (2008) は 1978 年以降 2006 年までの一人あたり GDP データを基に、変動係数やジニ係数、タイル尺度を用いて中国における省間格差を測定するとともに、東部、中部、西部といった地域区分に着目した分解を試みている。その結果、1990 年代以降、地域内の格差が縮小しつつある一方で地域間の格差が拡大した結果、全体の格差が拡大傾向にあることを明らかにするとともに、東部地域内の格差が全体の地域内格差に大きな影響を与えているとしている。<sup>6</sup>

急速な経済成長から生ずる地域間格差の拡大は個人の福祉の他の面にも影響を及ぼしている。第一は、工業地域を中心とした環境水準の悪化である。図 2 は中国の地級市と直轄市を取り上げて、横軸に人口一人あたりの所得、縦軸に都市の面積あたりの二酸化硫黄排出量を取り、その関係を散

---

に求めている。

<sup>4</sup> 本稿では域内総生産をベースにして地域間の所得格差を捉える。一方、家計調査をベースにした研究として Gustafson et al. (2008) がある。彼らは 1988 年、1995 年、2002 年に実施した Chinese household income (CHIP) 調査に基づき、地域間の所得格差を分析している。

<sup>5</sup> 改革開放以前も対象とした長期の分析には Kanbur and Zhang (2005) がある。彼らは 1952 年から 2000 年までの GDP データを基に省間の所得格差をジニ係数と一般化エントロピー係数を用いて測定している。また、これを農村と都市間の格差、内陸部と沿海部の格差に分解するとともに、格差を重工業の比率、分権の程度、対外開放度によって説明することを試みている。

<sup>6</sup> 多くの分析がタイル尺度による全体の不平等をグループ内不平等とグループ間不平等に分解する方法を採用しているが、Wan (2001) はジニ係数を集中度係数に分解する方法を用いて地域間格差の要因分解を試みている。

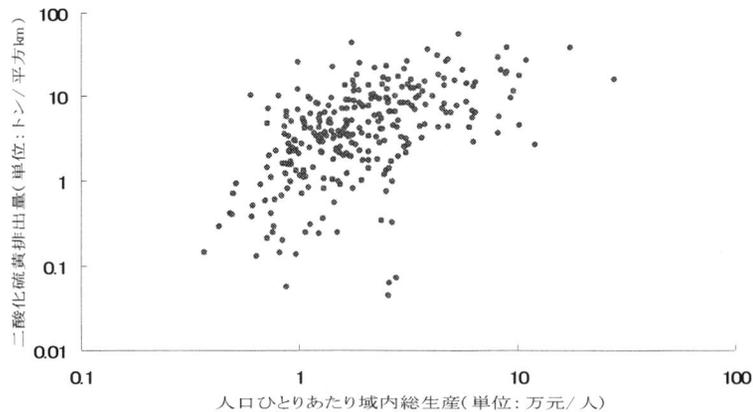


図2 中国の都市における所得と環境 (2009年)

布図で表わしたものである。<sup>7</sup> ばらつきはあるものの、傾向として経済活動水準の高い地域ほど、二酸化硫黄の排出量は大きく、これらの都市が環境と成長のトレードオフに直面していることを窺わせる。Vennemo et al. (2009) は、中国では都市における大気汚染が深刻な環境問題を引き起こしており、特に北部と中央地域の工業地帯で顕著であることを指摘している。環境水準の悪化に直面した中国政府は、第11次5ヵ年計画において環境保護に対する拘束力のある目標を設定するに至った (Cao et al. 2009)。

中国における地域間の所得格差と環境の質を明示的に関連付けた分析として Brajer et al. (2010) がある。彼らは1995年と2004年の都市データを用いて、二酸化硫黄、大気中微粒子、二酸化窒素が健康に与える影響を考慮して、環境の質で調整された所得を推計し、これに基づきジニ係数やタイル尺度といった不平等指標を求めている。この環境で調整された所得を、調整されない所得に基づく不平等指標と比較することによって、環境汚染の都市間の差異は不平等に負の影響を与えていることを明らかにした。

さらに、計画経済からの移行期間を通じて、医療サービスへのアクセスが損なわれている。Liu et al. (1999) によれば、農村部における医療保健部門の従事者の数は1980年から1989年にかけて35.9%減少しており、また、Liu et al. (1999) や Bloom (2001) によると、上級レベルの医療専門職は都市の施設に集中する傾向があるという。<sup>8</sup> 図3は横軸に所得水準をとり縦軸に人口千人あたりの医師数をとって、先ほどと同様の都市を対象としてその関係を散布図で表わしたものである。ここから、所得水準の高い地域ほど、人口千人あたりの医師数は大きくなる傾向が見取れる。このことより、医療資源の集中が所得によって生ずる格差を拡大する方向で社会厚生に影響を与えるという可能性を排除できない。

<sup>7</sup> 国家統計局『中国城市統計年鑑2009』に基づき作成。

<sup>8</sup> また、Zhao (2006) は、2003年のNational Health Services Surveyのデータ等を用いて、中国の都市と農村間や大都市と小都市の間には、医療サービスへのアクセスに関して少なからぬ格差が存在していることを示している。また、谷口他 (2009) 第12章も参照。

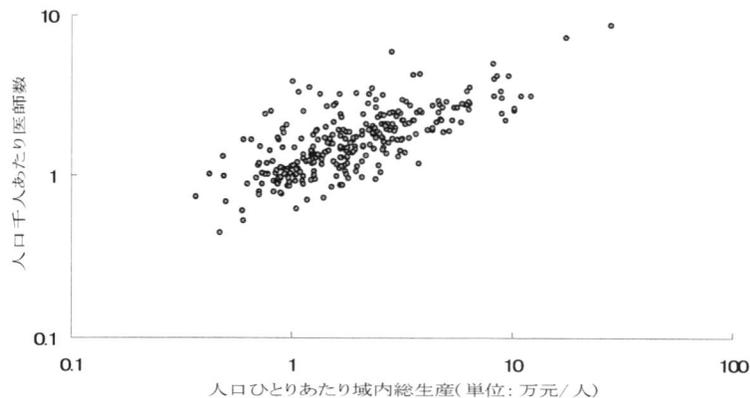


図3 中国の都市における所得と医師数 (2009年)

医療と所得格差の関係についてもいくつかの分析結果が報告されている。Zhang and Kanbur (2005) は中国における医療と教育に関する空間的な格差をジニ係数や一般化エントロピー尺度を用いて考察している。彼らの分析によれば、病床数や医療従事者で見た医療資源の格差を省レベルでみたとき、1950年代以降1970年代までは縮小が観察され、1980年代以降はほぼ横ばいで推移している。他方で、1980年代以降の都市と農村間で病床数や医療従事者の格差をみると継続的な上昇傾向が観察されるとしている。これらを反映して乳幼児死亡率の都市と農村間の格差が拡大していることを論じている。さらにその背景には改革開放政策以降の財政の分権化による財源問題があることを示唆している。

このような先行研究によって、所得や環境、医療を巡る中国の地域間格差の様相が明らかにされつつあるものの、そこには残された課題も存在する。第一は、地域間格差を分析するための指標や手法に関する課題である。地域間の所得格差に注目した分析では多くの分析がジニ係数やタイル尺度などを用いて不平等そのものを取り上げている。しかしながら、改革開放後の中国経済は、地域間格差を拡大させつつも急速に総所得を拡大させてきたのであり、社会厚生を評価するためには所得水準の上昇も考慮した形で格差を捉える必要がある。加えて、地域間の格差がもたらす厚生上の含意を明らかにするためには、ジニ係数やタイル尺度等を用いた集計的な接近ではなく、ローレンツ支配基準に代表されるような非集計的な接近が不可欠である。<sup>9</sup>

第二に、複数の属性の包括的な取り扱いという点でさらなる拡張の余地がある。先行研究においては、所得や環境、医療といった人々の福祉水準を決定する要因別にみた地域間格差は分析されてきたものの、これらを包含した形で地域間格差を評価する試みは、筆者たちが知る限りなされていない。<sup>10</sup> Brajer et al. (2010) の研究は、環境水準の悪化が人々の健康に悪影響を与えることを賃

<sup>9</sup> 本稿の問題意識とは若干異なるが、Bishop et al. (1996) は、個票データを用いて都市および地域ごとの格差を測定して、都市内及び地域内の格差をローレンツ支配基準を用いて比較している。Gustafsson et al. (2008) でもCHIP調査に基づいた中国全体、並びに農村部と都市部におけるローレンツ関数の値が示されているが、対象年度は1988,1995,2002の3ヵ年である。

<sup>10</sup> Nakamura (2011) は、省単位で集計されたデータを用いて本稿と同様の推計を行っているが、より詳細な都市単位

幣換算した上で地域間格差を考察した興味深い研究であるが、ジニ係数やタイル尺度を用いた集計的な接近に留まっている。また、彼らの分析では1995年から2004年にかけて環境水準を考慮した所得格差は拡大していることを明らかにしているが、この期間に生じた平均所得の上昇は考慮されていない。

第三に、地域間格差の分析を通じて得られる政策的含意が限定的なものに留まっている。多くの分析が集計的な接近を取っていることとも関係するが、先行研究では、社会厚生観点から見てどの地域のどのような要因がどれだけ改善されれば望ましいのかといった点が必ずしも明らかではない。地域間格差を巡る議論では、総体としての地域格差が、省間の格差によるものなのか、それとも省内の格差が大きな影響を与えているのか、或いは都市と農村部の格差が問題であるのかという点について焦点が当てられてきた。これらの分析は格差の態様を明らかにするという意味で重要な貢献であるが、これからの地域開発政策の方向を探るという意味では、より踏み込んだ政策提言を可能にする分析も必要とされよう。

このような課題に応えるために、本稿では2005年から2009年にかけての5年間について、中国の直轄市と地級市単位で集計されたデータを対象として、一般化ローレンツ支配の概念を多変量に拡張した概念を用いることによって、所得、環境、医療といった複数の属性からなる各都市の福祉水準の格差を年度間で比較、評価する。地級市という比較的細分化された単位で分析を行うことによって、人々の福祉水準の地域間格差をより詳細に捉えることができる。Akita(2003)は、1990年度から1997年度を対象期間として、省内格差も考慮した形で中国の地域間所得格差を分析している。彼は、タイル尺度を用いて全体の所得格差を、地域間、省間、省内に分解した結果、省内の格差が全体の格差に大きな影響を与えていることを示している。このような先行研究の結果を踏まえると、省内の格差も考慮した分析は意義あることと思われる。

また、一般化ローレンツ支配基準を拡張した概念を用いることによって、所得、環境、医療水準の変化を包括的に考慮しつつ格差の問題を考察できる。本稿で用いる支配概念はKolm(1977)によって提案されたUniform Majorization (UM)の概念を拡張したものであり、UMと同様に広範なクラスの社会評価関数と整合的な評価を下すことができる。さらに、問題を線形計画法を用いて定式化することによって、もしも近年における社会厚生水準が過去と比べて望ましいとは言えないとき、どの都市のどの要因が支配基準を満たす上で隘路となっているのかを知ることができる。

本稿は以下のように構成される。次節では分析の枠組みを述べる。第3節では分析に用いるデータについて述べるとともに若干の予備的考察を行なう。第4節では分析結果を示し、その解釈を考える。最後に第5節でまとめを記して本稿を閉じたい。

---

での分析はなされていない。また、Gustafsson and Li (2004)は、1988年と1995年における中国の農村部を対象として、教育や医療サービスへの支出を考慮した実質的な可処分所得を推計し、これを基に貧困率を推計している。分析の結果、農村における貧困はこの期間を通じて改善されたとは言えないこと。また1995年の貧困率は西部地域において際立って高いことを明らかにしているが、都市部との比較はなされておらず、地域区分も東部、中部、西部の3区分に留まっている。

## 2 分析の枠組み

本節では地域間の福祉水準の格差を評価するための枠組みを述べる.<sup>11</sup> まず、1変数における一般化ローレンツ支配の概念とその含意をまとめておこう。 $n$ 人の人々から構成される社会においてを比較年次と基準年次の二時点を考える。説明の便宜のため、総人口は二時点間で不変だとする。比較時点における各人の所得をベクトル  $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$ 、基準年次における所得をベクトル  $\mathbf{y} = (y_1, \dots, y_n)$  によって表す。このとき、もしも、 $\mathbf{y}P \leq \mathbf{x}$  となるような二重確率行列  $P$  が存在するならば、 $\mathbf{x}$  は  $\mathbf{y}$  を一般化ローレンツ支配すると言う。二重確率行列とはすべての行和と列和が1であるような非負の正方行列である。各時点における個人の効用が  $u(x_i)$  もしくは  $u(y_i)$  のように表されるとしよう。もしも  $u$  が所得に関して非減少の凹関数ならば、 $\mathbf{x}$  が  $\mathbf{y}$  を一般化ローレンツ支配することと、 $\sum_{i=1}^n u(x_i) \geq \sum_{i=1}^n u(y_i)$  は等価である。したがって、一般化ローレンツ支配の概念を用いて、二時点間の社会厚生を比較することができる。

人々の効用が所得だけでなく他の属性にも依存するとしよう。属性の数を  $m$  とする。個人  $j$  の福祉水準に影響を与える比較年次と基準年次における属性の値を、それぞれ、 $\mathbf{x}_j = [x_{1j}, \dots, x_{mj}]^T$ 、 $\mathbf{y}_j = [y_{1j}, \dots, y_{mj}]^T$  のような列ベクトルを用いて表す。<sup>12</sup> 社会全体における属性の分布は行列の形で、 $X = [\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_n]$ 、 $Y = [\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_n]$  のように表される。このとき、 $YP \leq X$  となるような二重確率行列  $P$  が存在するならば、一変数の一般化ローレンツ支配と同様の含意を得ることができる。<sup>13</sup>

ただし、地域ごとに集計されたデータを基に二時点間の社会厚生を比較を試みるとき、いくつかの修正が必要である。例えば、比較年次と基準年次における人口は異なる。また、集計データでは同地域に居住する人々の属性は同じだと見なさざるを得ない。以下では、これらの点に留意しつつ分析の枠組みを述べる。

$r(> 1)$  個の地域から構成される社会を考える。地域数は比較年次と基準年次の間で不変だとする。比較年次と基準年次における第  $i$  地域の人口をそれぞれ  $n_{i(X)}$  と  $n_{i(Y)}$  と書く。したがって、各年次における総人口は、 $n_J = \sum_{i=1}^r n_{i(J)}$ 、 $J \in \{X, Y\}$  である。また、ベクトル

$$\mathbf{n}_J = (n_{1(J)}, \dots, n_{r(J)}), \quad J = X, Y, \quad (1)$$

で、各時点での人口分布を表わす。

第  $i$  地域に居住する個人の状態は、その属性を表わすベクトル、 $\mathbf{x}_i = [x_{1i}, \dots, x_{mi}]^T$  や  $\mathbf{y}_i = [y_{1i}, \dots, y_{mi}]^T$  に依存する。本稿ではもっぱら地域間の厚生水準の差異に関心があるので、同一地域内に居住する個人は同一の属性を持つと考える。<sup>14</sup>  $\mathbf{x}_i$  と  $\mathbf{y}_i$  を、それぞれ比較年次と基準年次

<sup>11</sup> 本節の記述は Nakamura(2012) に依拠している。

<sup>12</sup> 上付きの添え字  $T$  はベクトルや行列の転置を表す。

<sup>13</sup> 詳細は後述の命題 1 を参照。

<sup>14</sup> このことは、同一地域内における属性の格差を捨象することに他ならない。本稿で考察している効用指標の総和は、地域内において個人間での属性が均等化されるときに最も大きくなる。したがって、ここでは各地域内において再分

において第  $i$  地域に居住している個人の属性を表すベクトルだとする。比較年次と基準年次における社会全体の属性の分布は以下の  $m$  行  $n_J$  列の行列によって表わされる。

$$X = \underbrace{[\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_1]}_{n_{1(X)}}, \dots, \underbrace{[\mathbf{x}_r, \dots, \mathbf{x}_r]}_{n_{r(X)}}, \quad (2)$$

$$Y = \underbrace{[\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_1]}_{n_{1(Y)}}, \dots, \underbrace{[\mathbf{y}_r, \dots, \mathbf{y}_r]}_{n_{r(Y)}}. \quad (3)$$

比較年次に第  $i$  地域に居住する個人の状態は以下の効用指標によって評価される。

$$u_{i(X)} = u(\mathbf{x}_i). \quad (4)$$

基準年次についても同様に  $u_{i(Y)} = u(\mathbf{y}_i)$  のように表される。ここで  $u$  は効用指標関数を表わす。効用指標は、各個人の行動を規定する効用関数ではなく、政策決定者が社会の状態を評価するために用いる関数だと解釈することが妥当である。効用指標は基数的でありその大小関係に基づく比較が意味を持つ。また、各個人の状態に関する評価は、考慮されている属性のみによって評価されるとともに、特定の個人の状態を他と比較して差別的に評価しない、という性質を求めると、すべての個人に対して同一の効用指標関数  $u$  が適用されねばならない。本稿では、すべての個人に対して同一であり、かつ以下の性質を持つ効用指標関数を考える。

**効用指標の性質。** 効用指標  $u$  は属性のベクトル  $\mathbf{x}_i$  に関して、(i) 連続、(ii) 非減少、(iii) 凹関数である。

以下では、これらの性質を満たす効用指標のクラスを  $\Omega_u$  と書く。このうち、(i) と (ii) は標準的な性質である。(iii) についてもローレンツ支配基準の厚生上の含意を得るために置かれた性質を一般化したものだと考えることができる。

社会全体の厚生水準は、各個人の効用指標の関数として、

$$SW_J = \frac{1}{n_J} \sum_{i=1}^r n_{i(J)} u_{i(J)}, \quad (5)$$

のように表されるとする。(5) 式は、社会全体の厚生水準が各地域の効用指標の加重平均で表されることを意味する。<sup>15</sup>

以下では、(2) と (3) によって特徴付けられるような比較年次と基準年次の属性の分布を、 $\Omega_u$  に属するような効用指標と (5) 式の社会評価関数を用いて評価したい。しかし、 $X$ 、 $Y$  のサイズは極

配が理想的な形で実行されてもお残存する地域間の格差に焦点をあてている。

<sup>15</sup> したがって、属性に変化がないままで、すべての地域において人口が  $\lambda (> 0)$  倍になっても社会評価関数の値は変化しない。このような性質は複製不変性 (Replication invariance) と言われる。

端に大きくなるので、上式の成否を直接に確かめることは現実的ではない。そこで、(2) と (3) をよりコンパクトに以下のように書き換える。

$$\hat{X} \equiv [\mathbf{x}_1, \dots, \mathbf{x}_r], \quad (6)$$

$$\hat{Y} \equiv [\mathbf{y}_1, \dots, \mathbf{y}_r]. \quad (7)$$

さらに、分布  $\hat{X}$  と  $\hat{Y}$  に基づき社会厚生を比較するため、以下のような行列を定義する。これは二重確率行列を縮約したものだと考えることができるので、便宜的に「縮約された二重確率行列」と言うことにする。

**定義 1**(縮約された二重確率行列) 以下の性質を満たす  $r$  行  $r$  列の行列  $\hat{Q}$  を、縮約された二重確率行列と呼ぶ。すなわち、

- (i)  $\mathbf{e}_r \hat{Q} = \frac{1}{n_X} \mathbf{n}_X$ ,
- (ii)  $\hat{Q} \mathbf{e}_r^T = \frac{1}{n_Y} \mathbf{n}_Y^T$ ,
- (iii)  $\hat{Q} \geq O$ .

人口の分布  $\mathbf{n}_Y, \mathbf{n}_X$  と  $r$  に対して定義される縮約された二重確率行列の集合を、 $\Psi_r(\mathbf{n}_Y, \mathbf{n}_X)$  と定義する。すなわち、 $\hat{Q} \in \Psi(\mathbf{n}_Y, \mathbf{n}_X)$  は、非負の正方行列であり、その第  $i$  列の和が分布  $\mathbf{n}_X$  における第  $i$  地域の人口シェアに等しく、第  $j$  行の和が分布  $\mathbf{n}_Y$  における第  $j$  地域のシェアに等しいような行列である。

また、分析のために以下の行列を定義する。

$$\hat{X}^* \equiv \frac{1}{n_X} [n_{1(X)} \mathbf{x}_1, \dots, n_{r(X)} \mathbf{x}_r]. \quad (8)$$

すなわち、 $\hat{X}^*$  は各地域における比較年次における属性を人口シェアで加重した行列である。

これらの記法を用いて、複数属性に拡張された一般化ローレンツ支配基準を以下のように定義できる。

**定義 2 (USM)** ふたつの分布、 $\hat{X}$  と  $\hat{Y}$  を考える。このとき、もしも  $\hat{Y} \hat{Q} \leq \hat{X}^*$  となるような  $\hat{Q} \in \Psi_r(\mathbf{n}_Y, \mathbf{n}_X)$  が存在するならば、 $\hat{Y}$  は  $\hat{X}$  を uniform supermajorize (USM) すると言い、 $\hat{X} \prec^w \hat{Y}$ 、と書く。<sup>16</sup> □

地域ごとに集計されないデータに基づき比較する場合、USM は、 $YP \leq X$ 、となるような二重確率行列  $P$  が存在することと同じである。また、 $YP = X$ 、となるような二重確率行列が存在す

<sup>16</sup> Uniform supermajorize という用語は本稿で便宜的に用いている。

るならば、 $Y$  は  $X$  を uniform majorize (UM) すると言われる。<sup>17</sup> USM の概念は、一般化ローレンツ支配の概念を拡張するとともに、UM のひとつの拡張にもなっている。

USM の関係から導かれる厚生上の含意は以下のようにまとめられる。

**命題 1** (Nakamura, 2012). ふたつの分布  $\hat{Y}$  と  $\hat{X}$  を考える. 以下のふたつの条件は同値である.

- (i)  $\hat{X} \prec^w \hat{Y}$ .
- (ii)  $SW_X \geq SW_Y$  が, すべての  $u \in \Omega_u$  について成立する.

**証明** 付録を参照. ■

命題 1 は、一般化ローレンツ曲線の比較から得られる Shorrocks の定理を多変量に拡張したものと考えることができる. ここから、 $\hat{X} \prec^w \hat{Y}$  ならば単調増加性と凹性を満たすどのような効用指標を考えても、(5) 式の社会評価関数の下で比較年次の分布は基準年次よりも望ましいと判断される. 一方、 $\hat{X} \not\prec^w \hat{Y}$  ならば、基準時点の分布を比較時点よりも望ましいと判断するような効用指標関数が存在する. 容易にわかるように、 $\hat{X} \prec^w \hat{Y}$  でないならば常に  $\hat{Y} \prec^w \hat{X}$  となるわけではない. 例えば、一変数の場合に二つの一般化ローレンツ曲線が交差するときには、 $\hat{X} \not\prec^w \hat{Y}$  かつ  $\hat{Y} \not\prec^w \hat{X}$  となる.

USM は一変数における一般化ローレンツ曲線のような簡便な判定方法がない. しかし、命題 1 の成否は以下の線形計画問題を解くことによって確かめられる.

**問題 (P1)**

$$\min_{\mathbf{q}} \mathbf{a}\mathbf{q}, \tag{9}$$

subject to

$$\mathbf{A}\mathbf{q} = \mathbf{b}, \tag{10}$$

$$\mathbf{q} \geq \mathbf{0}. \tag{11}$$

但し、

$$\mathbf{a} \equiv (\mathbf{0}, \mathbf{w}_L), \quad \mathbf{b} \equiv \begin{bmatrix} \text{vec } \hat{X}^* \\ \frac{1}{n_Y} \mathbf{n}_Y^T \\ \frac{1}{n_X} \mathbf{n}_X^T \end{bmatrix}, \quad \mathbf{A} \equiv \begin{bmatrix} I_r \otimes \hat{Y} & I_{kr} & -I_{kr} \\ \mathbf{e}_r \otimes I_r & O & O \\ I_r \otimes \mathbf{e}_r & O & O \end{bmatrix},$$

<sup>17</sup> Majorization の概念に関する詳細は、Marshall et al. (2011) を参照.

であり、 $\mathbf{w}_L \in \mathbb{R}_{++}^{kr}$  は定数である。また、 $\mathbf{e}_s$  はその要素がすべて 1 であるような  $s$  次元の行ベクトルであり、 $I_s$  は  $s$  次元の単位行列である。さらに  $\otimes$  はクロネッカー積を表し、 $\text{vec}$  は列ベクトルの積み上げ演算子 (Column stacking operator) である。<sup>18</sup> □

問題 (P1) は標準的な線形計画問題である。この問題の最適解を調べることによって USM の成否を判断できる。このことは以下の命題でまとめられる。

**命題 2** (Nakamura, 2012). 以下のふたつの条件は同値である。

- (i) (P1) の最適解がゼロである。
- (ii)  $SW_X \geq SW_Y$  が、すべての  $u \in \Omega_u$  について成立する。

**証明** (9) から (11) の各式より明らか。 ■

次節では、中国の都市データを対象として、(P1) を解くことによって、近年の急速な経済成長が、環境や医療へのアクセス性といった側面を考慮したとき、社会厚生観点からどのように評価されるのかを考察する。

### 3 データと予備的な考察

分析に用いるデータは、中国の都市データである。対象となる都市は、直轄市と地級市である。直轄市は 2011 年現在で、北京、天津、上海、重慶の 4 都市である。直轄市は省と同格の地方政府である。地級市は省の下階層に位置する。その下には県級市がある。但し、すべての県級市が必ず何れかの地級市の下に属しているわけではない。したがって、すべての直轄市と地級市を対象としても中国全土を包含するものにはなっていない。表 1 は直轄市と地級市の総人口と、国全体の人口を示している。<sup>19</sup> 表 1 よりわかるように、推計対象地域の人口は国全体の概ね 90% 程度の人口をカバーしているので、第 1 次的な接近として、対象を直轄市と地級市とした。<sup>20</sup>

直轄市は省と同レベルの地方政府であるから、これを地級市と同様に取り扱うことは適当でないかもしれない。しかし、直轄市を分析から除くことは中国の主要大都市を分析対象から外すことに

<sup>18</sup> 例えば、行列  $A$  が列ベクトル  $\mathbf{a}_i$  によって、 $A = [\mathbf{a}_1, \dots, \mathbf{a}_n]$  のように構成されているとすれば、

$$\text{vec } A \equiv \begin{bmatrix} \mathbf{a}_1 \\ \vdots \\ \mathbf{a}_n \end{bmatrix},$$

である。

<sup>19</sup> 『中国城市統計年鑑』に掲載されている各都市の人口は戸籍人口であり、常住人口ではない。本来であれば常住人口をベースとして分析すべきであるが、対象期間のすべての年度にわたって各都市の常住人口を知ることができなかったのでやむを得ず戸籍人口を用いた。この点は今後の課題である。

<sup>20</sup> 各地級市には、自ら行政サービスを提供する市轄区とそれ以外の行政区がある。ここでの推定対象はそれらすべてを含む「全市」のデータを用いている。

表 1 推計の対象とした都市に関する統計

	2005	2006	2007	2008	2009
対象都市の人口（単位：万人）					
平均	416.05	419.12	423.62	427.99	431.21
標準偏差	290.71	419.12	297.72	301.1	303.28
最小値	17.22	17.61	18.14	18.59	20.87
最大値	3169.16	3198.87	3235.32	3257.05	3275.61
対象都市の面積（単位：平方キロメートル）					
平均値	16408.86	16397.64	16435.41	16448.28	16474.92
標準偏差	21757.66	21830.54	21833.39	21840.49	21962.4
最小値	1113	1113	1113	1113	1113
最大値	253356	253356	253356	253356	253356
推定対象都市の総人口/国内総人口					
	0.910	0.912	0.917	0.922	0.924

出典：中国国家统计局編『中国城市統計年鑑』各年版。

国内総人口は中国国家统计局編『中国統計年鑑』に拠る。

なり、地域間の厚生格差の分析としては適切ではない。また、直轄市と省、自治区を単位として比較を行なうと、大都市と郊外あるいは農村部の相違を捉えることができないかもしれない。このような理由で、直轄市と地級市を分析の対象とした。但し、チベット自治区のラサ市は推計に必要なデータの大部分が欠損しているため、これを推定対象から除いた。<sup>21</sup> その結果、推定対象とした都市の数は 286 都市である。前述の通り、その内訳は直轄市が 4 市、地級市が 282 市であり、対象年度を通じて変化はない。

推定の基になったデータは中国国家统计局編『中国城市統計年鑑』の各年版に依拠している。推定対象となった都市の人口や面積他の主要な統計は表 1 でまとめられている。ここから明らかなように、人口規模や行政区域の広さには大きなばらつきがある。したがって、このような都市単位で集計され平均化されたデータを用いることは注意深くなされねばならない。

地域に居住する人々の属性は以下のものを取り上げた。第一は所得水準である。『中国城市統計年鑑』から得られる所得関連指標のうち、域内総生産を所得の代理変数として、これを人口一人あたり水準に直して推計に用いた。また、『中国国家统计局編』に掲載されている国民経済計算の統計を用いて、2005 年度を 100 とする GDP デフレーターを作成して実質化している。

第二は環境の水準である。ここでは大気汚染に注目して、各都市での二酸化硫黄 (SO<sub>2</sub>) の排出量が環境水準を表わすものと考え、これを各都市の面積で除した値を環境水準の代理変数とした。単位面積あたりの SO<sub>2</sub> 排出量が増えれば厚生が悪化すると考えられる。したがって、 $A$  を各地域に共通の面積あたりの環境容量として、 $A -$ 単位面積あたり SO<sub>2</sub> 排出量、という形で考える。但し、 $A$  の値がすべての地域で共通である限りは、これを分析から省いても結果は変わらない。地域の環境水準は等量消費性を持つので、一人あたり数値ではなく、面積あたりの数値をそのまま用いている。

第三の変数は医療サービスへのアクセス性である。本章ではもっぱら物理的な面でのアクセス性

<sup>21</sup> 表 1 に示されている対象都市の人口や面積はラサ市の値を含まない。

表 2 属性に関するデータのあらまし

	2005	2006	2007	2008	2009
人口一人あたり域内総生産 (単位: 万元, 2005 年基準)					
平均値	1.633	1.822	2.001	2.194	2.446
標準偏差	3.570	4.082	4.245	4.550	4.539
最小値	0.245	0.266	0.303	0.295	0.368
最大値	27.213	28.453	28.662	28.427	27.864
面積あたり二酸化硫黄排出量 (単位: トン/平方キロメートル) *					
平均値	8.146	7.686	7.481	6.879	6.376
標準偏差	17.236	16.669	15.494	14.505	13.258
最小値	0.005	0.060	0.061	0.055	0.045
最大値	71.065	67.959	62.960	56.157	56.103
人口千人あたりの医師数 (単位: 人/千人)					
平均値	1.446	1.490	1.601	1.634	1.716
標準偏差	1.242	1.483	1.560	1.610	1.653
最小値	0.451	0.343	0.400	0.275	0.444
最大値	6.387	8.127	8.845	8.845	8.696
総人口 (単位: 1 万人)					
	118990.02	119867.79	121154.98	122404.12	123324.79
GDP デフレーター (2005 年=100)					
	100.000	103.807	111.735	120.410	119.669***
直轄市・地級市計					
	286	286	286	286	286

出典: 中国国家统计局編『中国城市統計年鑑』各年版.

注: \* 産業の二酸化硫黄排出量の合計に基づく.

\*\* 執業医師と執業助理医師の合計に基づく.

\*\*\* IMF, The World Economic Outlook による推計値.

に着目して、各都市における人口一人あたりの医師数を医療へのアクセス性を表わすものと考えた。医師数は執業医師と執業助理医師の数の合計である。

これらの属性に関する記述統計量は表 2 でまとめられている。但し、データには、いくつかの年度のいくつかの都市に欠損がある。データが欠けている都市については、やむを得ず他の統計や政府公報等を用いて補っている。<sup>22</sup>

表 2 より推計対象期間を通じて一人あたり所得の平均値は上昇している。また、その最小値も上昇している。面積あたり二酸化硫黄の排出量は推計対象期間を通じて減少している。加えて、その最大値は低下しており、標準偏差も継続的に低下している。人口千人あたりの医師数も平均値は期間を通じて上昇している。但し、その最小値は不規則な動きを示しており、加えて標準偏差は継続的に上昇している。USM による社会厚生の評価は不平等回避的な性質を持つから、最も低い効用指標を持つ地域の厚生が悪化することは望ましくないと判断される。この意味で言えば、医師数の動向がこの時期の中国における社会厚生の評価に大きな影響を与えることが予想される。

<sup>22</sup> 具体的なデータの出所は付録を参照。データが得られなかった都市と属性は以下のとおり。所得について、2005 年の梧州市 (広西チワン族自治区) と防城港市 (広西チワン族自治区)。二酸化硫黄排出量に関して、2006 年の大連市 (遼寧省)、2009 年の東営市 (山東省)、泰安市 (山東省)、濱州市 (山東省)、柳州市 (広西チワン族自治区)、桂林市 (広西チワン族自治区)、欽州市 (広西チワン族自治区)、百色市 (広西チワン族自治区)。医師数については、2007 年の陽江市 (広東省)、2008 年の遵義市 (貴州省)。

表 3 属性毎の一般化ローレンツ支配基準による比較

		比較年：X				
		2005	2006	2007	2008	2009
基準年：Y	2005	-	I, E	I, E	I, E	I, E
	2006	なし	-	I, E	I, E	I, E, D
	2007	なし	なし	-	E	I, E, D
	2008	なし	なし	なし	-	I, E, D
	2009	なし	なし	なし	なし	-

注：I=一人あたり域内総生産，E=二酸化硫黄排出量，D=医師数  
各セルの Z(=I, D, E) は，比較年の属性 Z が基準年のそれを GL 支配することを示す。

分析に先立って，所得，環境，医療の各属性毎に一変数の一般化ローレンツ支配の有無を調べた。表 3 はその結果をまとめたものである。この結果より以下のことがわかる。第一に，所得については 2007 年と 2008 年の比較を除いて，経年的に一般化ローレンツ支配の関係が観察される。第二に，環境水準については，すべての比較において後年の分布が過去の分布を一般化ローレンツ支配している。したがってもしも各地域の環境水準が面積あたりの SO<sub>2</sub> 排出量で適切に表わされるならば，この期間を通じて環境水準でみた格差は縮小されてきたと言える。第三に，医療資源の格差については，2009 年の分布が，2006 年，2007 年，2008 年の分布を一般化ローレンツ支配するが，それ以外の組み合わせについては支配関係は観察できない。

各々の属性について一般化ローレンツ支配の関係があることが，USM 成立の必要条件である。表 3 より，この条件を満たすのは，{2006, 2009}，{2007, 2009}，{2008, 2009} の 3 組である。次節ではこのデータに基づいて，社会厚生の評価を試みる。

## 4 分析結果と解釈

最初に，所得，環境，医療の 3 属性からなる USM の成否を (P1) を解くことによって調べた。前述のように，USM となり得るのは，{2006, 2009}，{2007, 2009}，{2008, 2009} の 3 組であるが，これを満たさない場合にも (P1) の最適解は属性の分布を明らかにする上で有益な情報をもたらす。そこで，すべての組み合わせについて (P1) を解く。もしも，最適解がゼロならば，基準年度の分布は比較年度の分布によって USM される。言い換えれば，属性に関して非減少凹関数の効用指標と (5) 式の社会評価関数のもとで，比較年度の分布は基準年度よりも望ましいと判断できる。

分析の結果は表 4 でまとめられている。ここから以下のことがわかる。第一に，すべての最適解は正である，このことは，対象年度の一対比較では，どの組み合わせについても USM の意味での支配関係は見出されないことを意味する。属性ごとの比較では，{2006, 2009}，{2007, 2009}，{2008, 2009} の 3 組は 2009 年におけるすべての属性が一般化ローレンツ支配の意味で基準年度の属性を支配することを示していた。にもかかわらず，これらのどれひとつとして USM の意味で望ましいと判断できなかったことは，複数の属性を包括的に評価することの重要性を示している。

第二に，最適解の値は比較年が基準年よりも後年度になるにしたがって減少している。最適解の

表 4 線形計画問題 (P1) の最適解

		比較年 : X				
		2005	2006	2007	2008	2009
基準年 : Y	2005	-	5.433E-01	4.822E-01	3.341E-01	2.245E-02
	2006	3.714E+02	-	5.996E-01	2.762E-01	5.485E-02
	2007	6.415E+02	2.849E+02	-	4.870E-01	2.410E-01
	2008	1.030E+03	6.740E+02	4.201E+02	-	1.243E+00
	2009	1.442E+03	1.087E+03	8.340E+02	4.196E+02	-

注 :  $w_L$  の各要素は 500. 最適解の計算には MATLAB の linprog を用いた.

表 5 線形計画問題 (P1) の最適解—所得と環境のみ—

		比較年 : X				
		2005	2006	2007	2008	2009
基準年 : Y	2005	-	<b>1.493E-10</b>	<b>3.518E-13</b>	<b>2.212E-15</b>	<b>1.033E-16</b>
	2006	3.440E+02	-	<b>5.735E-16</b>	<b>3.110E-14</b>	<b>2.736E-16</b>
	2007	5.639E+02	2.289E+02	-	2.752E-02	<b>1.271E-14</b>
	2008	8.070E+02	6.002E+02	3.983E+02	-	3.680E-01
	2009	1.307E+03	9.730E+02	7.761E+02	3.785E+02	-

注 :  $w_L$  の各要素は 500. 最適解の計算には MATLAB の linprog を用いた.

値は, (P1) のベクトル  $w_L$  の各要素を潜在価格としたときに, USM となるために必要な属性の増分を表わす. このことを敷衍すれば, この期間における中国の資源の分布は, USM の意味で社会厚生を改善するには至っていないものの, 徐々に過去と比較してこれをもたらす方向に変化しつつあると言えるかも知れない.

第一の論点に関して, USM をもたらすような資源の配分を考える上で, どの属性が隘路になっているのだろうか. 記述統計量を見ると医師の配置が USM の成立を妨げていると予想される. そこで, 分析から人口千人あたりの医師数を除き, 所得と環境水準だけを属性として (P1) を解いて最適解を求めた. この結果は表 5 にまとめられている.

ここから基準年を 2005 年, もしくは 2006 年とすれば, 同年以降の所得と環境水準の分布はすべて USM の意味で望ましい. したがって, 前節の属性ごとの一般化ローレンツ支配基準による比較を考慮すれば, 2005 年から 2009 年にかけて 3 つの属性を考慮したときに順序を与えることができなかつた理由は, 医療資源の分布に求められるであろう.

これらの期間において, どの都市にどれだけの医療資源があれば, 属性の分布は USM の意味で望ましいと判断されるのであろうか. このことを考えるために, 今, 与えられた属性の分布  $X, Y$  に対する (P1) の解ベクトルを  $q^*$  と書く. すなわち,

$$q^* = \arg \min_q \{ \mathbf{a}q : Aq = \mathbf{b}, q \geq 0 \},$$

である. 解ベクトルは, 縮約された二重確率に対応する部分  $q_{DS}^*$ , 正のスラックに対応する  $q_P^*$  と, 負のスラックに対応する  $q_N^*$  に分解できる. すなわち,  $q^{*T} = [q_{DS}^{*T}, q_P^{*T}, q_N^{*T}]$ , である. これを線形計画問題の最適解を制約条件に代入すれば,  $(I_r \otimes \hat{Y})q_{DS}^* + q_P^* - q_N^* = \text{vec } \hat{X}^*$ , である. 最適解は,  $\mathbf{a}q^* = w_L q_N^*$ , のように表わされるのだから, もしも  $q_N^*$  の  $j$  番目の要素  $q_{Nj}^*$  が正なら

表 6 USM となるために必要な属性の改善量

Y	X	都市名(省・自治区名)	属性	$\Delta Z$	Y	X	都市名(省・自治区名)	属性	$\Delta Z$	
2005	2006	亳州(安徽省)	D	72	2007	2008	安順(貴州省)	I	217	
		揭陽(広東省)	D	1086			定西(甘肅省)	I	98	
		昭通(雲南省)	D	144			安順(貴州省)	D	305	
	亳州(安徽省)	D	147	漢中(陝西省)			D	573		
	2007	雲浮(広東省)	D	215		2009	烏海(内モンゴル自治区)	D	74	
		貴港(広西チワン族自治区)	D	133			安順(貴州省)	D	21	
		昭通(雲南省)	D	673			渭南(陝西省)	D	496	
	2008	欽州(広西チワン族自治区)	D	9		2008	2009	淮南(安徽省)	I	731
		安順(貴州省)	D	43				淮北(安徽省)	I	17
		漢中(陝西省)	D	766				銅陵(安徽省)	I	125
	2009	昭通(雲南省)	D	55				萊蕪(山東省)	I	3
	2006	2007	烏海(内モンゴル自治区)	D				555	鶴壁(河南省)	I
淮南(安徽省)			D	60	渭南(陝西省)			I	203	
亳州(安徽省)			D	41	烏海(内モンゴル自治区)			D	118	
雲浮(広東省)			D	44	淮南(安徽省)			D	173	
貴港(広西チワン族自治区)			D	192	昭通(雲南省)			D	422	
昭通(雲南省)			D	562	渭南(陝西省)			D	1263	
2008		安順(貴州省)	D	363						
		漢中(陝西省)	D	314						
2009		烏海(内モンゴル自治区)	D	44						
		安順(貴州省)	D	17						
		昭通(雲南省)	D	74						

注: X は比較年, Y は基準年を表わす.

属性の I は所得, D は医師数を表わし,  $\Delta Z$  の単位は千万元(所得), 人(医師数).

ば必ず,  $\mathbf{q}_P^*$  の  $j$  番目の要素はゼロになる. このとき, 比較年の属性の分布  $\text{vec } \hat{X}^*$  が  $\text{vec } \hat{X}^* + \mathbf{q}_N^*$  となれば,  $(I_r \otimes \hat{Y})\mathbf{q}_{DS}^* \leq \text{vec } \hat{X}^* + \mathbf{q}_N^*$ , が成立する. このことより, 第  $i$  地域の属性分布に対応するベクトル  $\mathbf{q}_N^*$  の要素を  $\mathbf{q}_i^*$  と書くことにすれば,  $\hat{X}^*$  の定義から, 一人あたりでみて,

$$\Delta \mathbf{x}_i = \frac{n_X}{n_{J(X)}} \mathbf{q}_i^*,$$

だけの属性が増加すれば比較年次の分布  $X$  は基準年次の分布  $Y$  よりも USM の意味で望ましくなる. 例えば, 第  $i$  地域の一人あたり域内総生産に関するスラック変数の値が  $q_{iI}^*$  であったとすれば, 域内の分配上の問題を無視できるならば比較年度の域内総生産が  $\Delta GDP = n_X q_{iI}^*$  万元だけ増加すれば, 基準年度よりも USM の意味で社会厚生は改善される. 同様に, 面積あたりの二酸化硫黄排出量に対応するスラックを  $q_{iE}^*$  とすれば, 当該地域の面積を  $L_i$  として, 比較年度において,  $\Delta SO_2 = n_X (L_i/n_{i(X)}) q_{iE}^*$  トンだけ二酸化硫黄の排出量が削減されれば良い. また人口千人あたりの医師数に関するスラックが  $q_{iD}^*$  だとすれば, 人口の単位が万人であることに注意して, 地域内の医師数が比較年度において  $\Delta D = n_X q_{iD}^* \times 10$  人だけ増加すれば USM の意味で望ましい.

比較年度が基準年度よりも後年度である場合について, 上述のような形で USM となるために必要な属性の改善量を求めた. これをまとめたものが表 6 である. ここから以下のことがわかる. 第一に, 社会厚生を改善を図る上で, 隘路となっていたのは主として医師数であることがわかる. 所得については, この時期の高い経済成長率を反映して, 相対的に長い期間をとった比較では大きな問題とはなっていない. 但し, 2008 年と 2009 年の比較では所得分布の変更の必要性も示唆されている. 第二に, 地域的に見ると, 雲南省や貴州省等の南部に位置する都市の医師数を増やすことで

社会厚生が改善が図られることが示唆される。第三に、USM とは判断されなかった組み合わせの中でも、定量的に評価してほぼ望ましいと判断できる組み合わせもある。例えば、2005年と2009年の属性の配分を比較すると、2009年の昭通市（雲南省）における医師数があと55人増えたならば、2009年の属性の分布は2005年と比較して望ましいと判断できる。2009年の同市における医師数は2491人であったから、このことは2%強の医師数の増加を意味する。

この結果を政策判断に適用する際には注意も必要である。ここでは潜在価格が地域、属性を通じて同じ値に設定されている。このことはUSMの成否を判断する上では問題とならないが、表6で示されたような踏み込んだ評価を行なうためには改善の余地がある。より政策分析に適用できる結果を得ようとすれば、属性や地域ごとに異なった潜在価格を用いることが必要である。

## 5 まとめ

本稿では、中国の都市データに基づき、2005年から2009年にかけての都市間の福祉水準の格差を評価することを試みた。特に、所得だけでなく環境や医療といった非市場サービスと合わせて社会厚生を評価する手法を取り入れるとともに、省や地域よりも細分化された都市単位で分析した。冒頭に示したように、本稿の推計対象期間において、省単位でみた所得格差は低下傾向にあった。しかしながら、都市データを用いて、環境や医療へのアクセス性を考慮したとき、必ずしも社会厚生が改善されたとは言えないことがわかった。

分析の結果を見れば、近年の中国において社会厚生を改善する上での隘路となっているのは医療の供給体制である。中国では改革開放後、度重なる医療制度改革が試みられたが、医師の配置という面だけを取り上げても、それらの改革が成果を挙げているとは言いがたい。早晚、中国は高齢化社会に移行することを考えると、医療、福祉サービスにおける格差を改善することは重要度を増すと思われる。一方、所得については、この時期の急速な経済成長は格差の解消には至らないものの総じて社会厚生を改善させる方向に働いている。また、環境に関しても概ね改善されているものと考えてよいだろう。

地域的に見れば、安徽省や貴州省、雲南省といった中南部地域に位置する都市において属性の改善が求められることが明らかとなった。また、属性の改善が求められる都市には第1次産業の付加価値構成比が高い都市が多く含まれる。この意味で、中国における地域間格差は省間或いは沿海部と内陸部での格差と、農業地域と工業地域間の格差という複合的な様相を呈している。この点は、先行研究においても示唆されてきたところであるが、都市単位での分析によって、より明確にこの傾向が示された。

本稿での分析にはいくつかの改善の余地がある。第一は属性の選択とその精緻化である。本稿では、医療の供給体制を医師数で、環境の質を二酸化硫黄の排出量で測定しているが、これらについては更に精緻化する余地がある。例えば、医療供給については医師以外の投入要素を考える必要があろう。また供給側だけでなく医療サービスの需要と制度も含めて評価する必要がある。また、環境についても大気汚染だけではなく水質汚染等も含めた分析が求められるとともに、環境汚染によ

る健康被害といった側面も考慮されるべきであろう。さらに、所得についても、人口一人あたりの域内総生産をその代理変数としているものの、属人概念で定義されるべき所得を属地概念の所得で測定している点には改善の余地がある。

第二は、分析が対象とする期間や地域に関する課題である。本稿が対象とした期間は 2005 年から 2009 年度であり、近年の中国における地域間格差の動向を知るという意味では有益だと思われるが、先行する研究と比較すればさらに長期間を対象とした分析が望まれる。特に、改革開放政策が導入された 1978 年、もしくは西部大開発政策、東北振興政策が実行される直前の 1999 年を基準年とした分析が求められよう。また、本稿では概ね総人口の 90% を分析対象に包含しているものの、より広範な分析も求められる。データの制約によりこれらの試みは不可能であったが、都市の合併や併合の動向を丁寧に追跡しつつ、省別の統計等との突合せによってこれらの課題に対応することは可能だと思われる。

第三には、分析結果に対する統計的な検定についてである。本稿では USM の成立を専ら線形計画問題の解だけで判断しており、それに対する統計的な検定はなされていない。一変数のローレンツ支配基準や一般化ローレンツ支配基準について、Beach and Davidson (1983) をはじめとして統計的な検定の手法が開発されている。本稿で用いた手法に関しても統計的な検定手法が開発されれば、分析結果はより有益なものとなろう。

これらの課題は他日を期して論じたい。

## 6 付録

### 6.1 命題 1 の証明

以下の記述は Nakamura(2012) に拠る。まず、以下の補題が成り立つことに注意しよう。

**補題 A1**(Nakamura, 2012)  $X, Y$  を、 $m$  次元の列ベクトル  $\mathbf{x}_i, \mathbf{y}_i$  からなる  $m$  行  $n$  列の行列だとする。以下の条件は等価である。

- (i)  $YP \leq X$  となるような二重確率行列  $P$  が存在する。
- (ii) すべての  $u \in \Omega_u$  について、 $\sum_{i=1}^n u(\mathbf{x}_i) \geq \sum_{i=1}^n u(\mathbf{y}_i)$  が成り立つ。

**証明** (i)  $\Rightarrow$  (ii) は、 $u$  が非減少凹関数であることから直ちに導かれる。つぎに、(ii)  $\Rightarrow$  (i) であることを証明する。そのために、今、すべての  $n$  次元の二重確率行列  $P$  について、

$$YP \not\leq X, \quad (\text{A.1})$$

であったとしよう。(A.1) 式をベクトル化すると、

$$\tilde{A}\hat{\mathbf{p}} \leq \tilde{\mathbf{b}}, \quad (\text{A.2})$$

が非負解  $\hat{\mathbf{p}}$  持たないことと同値である。但し、

$$\tilde{A} \equiv \begin{bmatrix} I_n \otimes Y \\ \mathbf{e}_n \otimes I_n \\ -\mathbf{e}_n \otimes I_n \\ I_n \otimes \mathbf{e}_n \\ -I_n \otimes \mathbf{e}_n \end{bmatrix}, \quad \tilde{\mathbf{b}} \equiv \begin{bmatrix} \text{vec } X \\ \mathbf{e}_n^T \\ -\mathbf{e}_n^T \\ \mathbf{e}_n^T \\ -\mathbf{e}_n^T \end{bmatrix},$$

である。このとき、線形不等式体系の非負解に関する二者択一定理 (Gale 1960, Theorem 2.8) より、

$$\mathbf{v}\tilde{A} \geq \mathbf{0}, \quad (\text{A.3})$$

$$\mathbf{v}\tilde{\mathbf{b}} < \mathbf{0}, \quad (\text{A.4})$$

は非負解を持つことがわかる。そこで、(A.3) 式と (A.4) 式を満たす非負解を、 $\mathbf{v}^* = [\mathbf{v}_1^*, \dots, \mathbf{v}_n^*, \tilde{\mathbf{z}}^*, \tilde{\mathbf{z}}^*, \tilde{\mathbf{c}}^*, \tilde{\mathbf{c}}^*]$  と表す。ここで、 $\mathbf{v}_i^* \in \mathbb{R}_+^m$  であり、また、 $\tilde{\mathbf{z}}^*, \tilde{\mathbf{z}}^*, \tilde{\mathbf{c}}^*, \tilde{\mathbf{c}}^* \in \mathbb{R}_+^n$  である。したがって、(A.3) 式から、 $i, j = 1, \dots, n$  に対して、

$$\mathbf{v}_i^* \mathbf{y}_j + z_j^* + c_i^* \geq 0,$$

を得る。但し、 $z_j^* \equiv \tilde{z}_j^* - \hat{z}_j^*$  であり、 $c_i^* \equiv \tilde{c}_i^* - \hat{c}_i^*$  である。さらに、(A.4) 式より、以下を得る。

$$\sum_{i=1}^n (\mathbf{v}_i^* \mathbf{x}_i + z_i^* + c_i^*) < 0.$$

集合  $V^* \equiv \{[\mathbf{v}_1^*, c_1^*], \dots, [\mathbf{v}_n^*, c_n^*]\}$  を定義すると、以下が容易に確認できる。

$$\sum_{i=1}^n (\mathbf{v}_i^* \mathbf{x}_i + z_i^* + c_i^*) \geq \sum_{i=1}^n \min_{[\mathbf{v}_j^*, c_j^*] \in V^*} \left\{ [c_j^*, \mathbf{v}_j^*] \begin{bmatrix} 1 \\ \mathbf{x}_i \end{bmatrix} \right\} + \sum_{i=1}^n z_i^*, \quad (\text{A.5})$$

$$\sum_{i=1}^n \min_{[\mathbf{v}_j^*, c_j^*] \in V^*} \left\{ [c_j^*, \mathbf{v}_j^*] \begin{bmatrix} 1 \\ \mathbf{y}_i \end{bmatrix} \right\} + \sum_{i=1}^n z_i^* \geq 0. \quad (\text{A.6})$$

したがって、

$$\sum_{i=1}^n \min_{[\mathbf{v}_j^*, c_j^*] \in V^*} \left\{ [c_j^*, \mathbf{v}_j^*] \begin{bmatrix} 1 \\ \mathbf{y}_i \end{bmatrix} \right\} > \sum_{i=1}^n \min_{[\mathbf{v}_j^*, c_j^*] \in V^*} \left\{ [c_j^*, \mathbf{v}_j^*] \begin{bmatrix} 1 \\ \mathbf{x}_i \end{bmatrix} \right\}, \quad (\text{A.7})$$

となる。ここで、

$$u(\mathbf{x}) \equiv \min_{[\mathbf{v}_j^*, c_j^*] \in V^*} \left\{ [c_j^*, \mathbf{v}_j^*] \begin{bmatrix} 1 \\ \mathbf{x} \end{bmatrix} \right\}, \quad (\text{A.8})$$

と定義すれば  $u(\mathbf{x})$  は  $\mathbf{x}$  に関して非減少の凹関数である。したがって、(A.8) 式のような効用指標を考えることによって、

$$\sum_{i=1}^n u(\mathbf{x}_i) < \sum_{i=1}^n u(\mathbf{y}_i), \quad (\text{A.9})$$

が成り立つ。ここから、もしもすべての  $u \in \Omega_u$  について  $\sum_{i=1}^n u(\mathbf{x}_i) \geq \sum_{i=1}^n u(\mathbf{y}_i)$  であるならば、 $YP \leq X$  となるようなある  $P \in \Psi_n$  が存在する。 ■

次に、上の補題を地域単位で集計されたデータに適用することを考える。今、 $r$  個の地域における比較年次と基準年次の属性の分布が行列  $\hat{X}$ 、 $\hat{Y}$  によって与えられているとする。複製行列  $\hat{G}_X$  と  $\hat{G}_Y$  を用いて、 $m$  行  $\tilde{n}(\equiv n_X n_Y)$  列の行列

$$X^* \equiv \hat{X} \hat{G}_X, \quad (\text{A.10})$$

$$Y^* \equiv \hat{Y} \hat{G}_Y, \quad (\text{A.11})$$

を得る。但し、複製行列は、 $I, J = X, Y$ 、 $I \neq J$  に対して、

$$\hat{G}_J = \text{diag}[\mathbf{e}_{n_I n_{1(J)}}, \dots, \mathbf{e}_{n_I n_{r(J)}}],$$

のように定義されている。このとき、社会評価関数が人口規模に関して複製不変であることに注意すれば、補題 A1 より、 $Y^*P \leq X^*$  となるような二重確率行列  $P$  が存在することと、 $SW_X \geq SW_Y$  となることは等価である。そこで以下の補題を証明する。

**補題 A2**(Nakamura, 2012) 以下の条件は同値である。

- (i)  $Y^*P \leq X^*$  となるような二重確率行列  $P$  が存在する。
- (ii)  $\hat{Y}\hat{Q} \leq \hat{X}^*$  となるような縮約された二重確率行列  $\hat{Q}$  が存在する。

**証明** まず、ある二重確率行列について  $Y^*P \leq X^*$  が成立するとしよう。(A.10) 式と (A.11) 式より、 $Y^*P \leq X^*$  は  $\hat{Y}\hat{G}_Y P \leq \hat{X}\hat{G}_X$  を意味する。また、

$$\hat{G}_X \hat{G}_X^T = n_Y \times \text{diag}[n_{1(X)}, \dots, n_{r(X)}] \in \mathbb{R}_{++}^{r \times r},$$

である。一方、 $P$  が二重確率行列ならば、 $\hat{G}_Y P \hat{G}_X^T$  は  $P$  を  $r$  行  $r$  列のサイズに縮約した行列であり、その第  $i$  行の行和は  $n_X n_{i(Y)}$ 、列和は  $n_Y n_{i(X)}$  である。したがって、 $P$  を元に縮約された二重確率行列、

$$\hat{Q} = \frac{1}{\tilde{n}} \hat{G}_Y P \hat{G}_X^T, \quad (\text{A.12})$$

を考察することができる。 $Y^*P \leq X^*$  の両辺に右側から  $(1/\tilde{n})\hat{G}_X^T$  を乗ずることによって、

$$(1/\tilde{n})Y^*P\hat{G}_X^T = \hat{Y}\hat{Q} \leq (1/\tilde{n})X^*\hat{G}_X^T = \hat{X}^*, \quad (\text{A.13})$$

を得る。したがって、もしも  $Y^*P \leq X^*$  を満たすような二重確率行列  $P$  が存在するならば、 $\hat{Y}\hat{Q} \leq \hat{X}^*$  となるような縮約された二重確率行列  $\hat{Q}$  が存在する。

逆に、 $\hat{Y}\hat{Q} \leq \hat{X}^*$  となるような  $\hat{Q}$  が存在するとしよう。ここで、 $Y^*$  の定義より、

$$\hat{Y} = Y^* \hat{G}_Y^-, \quad (\text{A.14})$$

と書くことができる。但し、

$$\hat{G}_Y^- \equiv \text{diag} \left[ \frac{1}{n_X n_{1(Y)}} \mathbf{e}_{n_X n_{1(Y)}}^T, \dots, \frac{1}{n_X n_{r(Y)}} \mathbf{e}_{n_X n_{r(Y)}}^T \right],$$

であり、 $\hat{G}_Y \hat{G}_Y^- = I_r$  である。また、 $\hat{X}^* = (1/\tilde{n})\hat{X}\hat{G}_X\hat{G}_X^T$  であり、行列  $\hat{G}_X\hat{G}_X^T$  は可逆であり半正値であるから、 $\hat{Y}\hat{Q} \leq \hat{X}^*$  は、

$$\tilde{n}Y^*\hat{G}_Y^-\hat{Q}(\hat{G}_X\hat{G}_X^T)^{-1} \leq \hat{X}, \quad (\text{A.15})$$

を意味する。但し、

$$(\hat{G}_X \hat{G}_X^T)^{-1} = \text{diag} \left[ \frac{1}{n_Y n_{1(X)}}, \dots, \frac{1}{n_Y n_{r(X)}} \right],$$

である。さらに、(A.15) 式の両辺に右から  $\hat{G}_X$  を乗ずると、

$$\tilde{n} Y^* \hat{G}_Y^- \hat{Q} (\hat{G}_X \hat{G}_X^T)^{-1} \hat{G}_X \leq X^*, \quad (\text{A.16})$$

である。ここで、

$$\begin{aligned} \tilde{n} \hat{G}_Y^- \hat{Q} (\hat{G}_X \hat{G}_X^T)^{-1} \hat{G}_X \mathbf{e}_{\tilde{n}}^T &= \tilde{n} \hat{G}_Y^- \hat{Q} (\hat{G}_X \hat{G}_X^T)^{-1} n_Y \mathbf{n}_X^T \\ &= \tilde{n} \hat{G}_Y^- \hat{Q} \mathbf{e}_r^T \\ &= \frac{\tilde{n}}{n_Y} \hat{G}_Y^- \mathbf{n}_Y^T \\ &= \mathbf{e}_{\tilde{n}}^T, \end{aligned}$$

であり、また、

$$\begin{aligned} \mathbf{e}_{\tilde{n}} \tilde{n} \hat{G}_Y^- \hat{Q} (\hat{G}_X \hat{G}_X^T)^{-1} \hat{G}_X &= \tilde{n} \mathbf{e}_r \hat{Q} (\hat{G}_X \hat{G}_X^T)^{-1} \hat{G}_X \\ &= \frac{\tilde{n}}{n_X} \mathbf{n}_X (\hat{G}_X \hat{G}_X^T)^{-1} \hat{G}_X \\ &= \mathbf{e}_r \hat{G}_X \\ &= \mathbf{e}_{\tilde{n}}, \end{aligned}$$

となる。加えて、 $\tilde{n} \hat{G}_Y^- \hat{Q} (\hat{G}_X \hat{G}_X^T)^{-1} \hat{G}_X \geq O$ 、であるから、

$$P^* \equiv \tilde{n} \hat{G}_Y^- \hat{Q} (\hat{G}_X \hat{G}_X^T)^{-1} \hat{G}_X,$$

は二重確率行列である。したがって、 $\hat{Y} \hat{Q} \leq \hat{X}^*$  となるような  $\hat{Q}$  が存在するならば、 $Y^* P \leq X^*$  となるような二重確率行列  $P$  が存在する。 ■

補題 A1 と補題 A2 より、命題 1 の主張が成立する。

## 6.2 都市統計年鑑における欠損データの扱い

本稿では基礎データとして中国都市統計年鑑に掲載の統計を用いたが、欠損データについては以下のような形でデータを得た。

### 6.2.1 域内総生産

2005年度の梧州市（広西チワン族自治区）における域内総生産については、「梧州市 2005 年国民経済和社会発展統計公報」の記述より、230.06 億元とした。

2005年度の防城港市（広西チワン族自治区）における域内総生産については、「防城港市 2005 年国民経済和社会発展統計公報」の記述より、93.24 億元とした。

### 6.2.2 二酸化硫黄排出量

2006年度の大連市（遼寧省）における SO<sub>2</sub> 排出量は、遼寧省統計局編『遼寧統計年鑑 2007』の記載に基づき、89447.33 トンとした。2009年度の東営市、泰安市、浜州市（いずれも山東省）における SO<sub>2</sub> 排出量は、山東省統計局編『山東統計年鑑 2010』に掲載の数値に基づき、それぞれ、75729 トン、65151.009 トン、78518.777 トンとした。

2009年度の柳州市、桂林市、欽州市、百色市（いずれも広西チワン族自治区）における SO<sub>2</sub> 排出量は、工業に起因するものと生活に起因するものの区別ができなかったため、やむを得ず以下のような按分計算を行った。まず、国家統計局編『中国環境統計年鑑 2010』によると、2009年の広西チワン族自治区における二酸化硫黄排出量は 89 万トンでそのうち生活由来の排出量は 5.5 万トンとされている。生活由来の排出量は人口に比例する仮定する。2009年の同自治区の人口は 4856 万人なので、一人あたりの排出量を 0.00113 トンとして、これに各市の人口を乗じた値を生活由来の SO<sub>2</sub> 排出量と考える。この値を各市の SO<sub>2</sub> 排出量から控除することによって、工業部門で発生する SO<sub>2</sub> 排出量の推計値とした。全体の SO<sub>2</sub> 排出量は、柳州市については「2009 年柳州市環境状況公報」より 7.81 万トン、桂林市については「桂林市 2009 年国民経済和社会発展計画執行状況与 2010 年国民経済和社会発展計画（草案）的報告」に掲載の数値に従い 6.46 万トン、欽州市については「欽州市 2010 年国民経済和社会発展計画執行状況与 2011 年国民経済和社会発展計画草案的報告」に記載の数値に基づき 4.02 万トン、百色市については「百色市 2010 年政府工作報告（摘要）」に基づき 8.5 万トン、とした。

### 6.2.3 医師数

2007年の陽江市（広東省）における医師数は、陽江市統計局『陽江統計年鑑 2010』に掲載された数値に基づき、2578 人とした。なお、同市については城市統計年鑑に掲載された 2007 年以降の医師数は看護師も含めた数値になっているので、これらを修正している。

2008年の遵義市（貴州省）における医師数は、遵義市統計局『遵義統計年鑑 2009』に掲載されている数値に基づき、6393 人とした。

## 参考文献

- [1] Akita, T. (2003). "Decomposing Regional Income Inequality in China and Indonesia Using Two-stage Nested Theil Decomposition Method." *Annals of Regional Science* 37, 55-77.
- [2] Atkinson, A.B. and F. Bourguignon (1987). "Income Distribution and Differences in Needs." In *Arrow and the Foundations of the Theory of Economic Policy*. London: Macmillan.
- [3] Beach C. M. and R. Davidson (1983). "Distribution-Free Statistical Inference with Lorenz Curve and Income Shares." *Review of Economic Studies* 50, 723-735.
- [4] Bishop, J. A., J. P. Formby and B. Zheng (1996). "Regional Income Inequality and Welfare in China: A Dominance Analysis." *Asian Economic Journal* 10, 239-269.
- [5] Bloom, G. and G. Xingyuan (1997). "Health Sector Reform; Lessons from China." *Social Science & Medicine* 45, 351-360.
- [6] Brajer, V., R. W. Mead and F. Xiao (2010). "Adjusting Chinese Income Inequality for Environmental Equity." *Environmental and Development Economics* 15, 341-352.
- [7] Cao, J., R. Garbaccio, and M. S. Ho (2009) "China's 11th Five-Year Plan and the Environment: Reducing SO<sub>2</sub> Emissions." *Review of Environmental Economics and Policy* 3, 231-250.
- [8] Fan, C. C. and M. Sun (2008). "Regional Inequality in China, 1978-2006." *Eurasian Geography and Economics* 49, 1-20.
- [9] Gale, D. (1960). *The Theory of Linear Economic Model*. Chicago: University of Chicago Press.
- [10] Gustafsson, B. and S. Li (2004). "Expenditures on Education and Health Care and Poverty in Rural China." *China Economic Review* 15, 292-301.
- [11] Gustafsson, B., S. Li, T. Sicular, and X. Yue (2008). "Income Inequality and Spatial Differences in China, 1988, 1995, and 2002." In B. A. Gustafsson, S. Li and T. Sicular (eds.) *Inequality and Public Policy in China*, Cambridge: Cambridge University Press.
- [12] Kakwani, N.C. (1984). "Welfare Ranking of Income Distributions." In: Basman, R.L., Rhodes, G.F. (eds.) *Advances in Econometrics*, pp. 191-213. JAI Press, Greenwich, CT.
- [13] Kanbur, R. and X. Zhang (2005). "Fifty Years of Regional Inequality in China: a Journey Through Central Planning, Reform, and Openness." *Review of Development Economics* 9, 87-106.
- [14] Kolm, S. (1977). "Multidimensional Egalitarianisms." *Quarterly Journal of Economics* 91, 1-13.
- [15] Lambert, P. J. (1993). *The Distribution and Redistribution of Income: A Mathematical Analysis*. 2nd ed. Manchester: Manchester University Press.

- [16] Lee, J. (2000). "Changes in the Source of China's Regional Inequality." *China Economic Review* 11, 232-245.
- [17] Liu, M., Q. Zhang, M. Lu, C-S Kwon and H. Quan (2007). "Rural and Urban Disparity in Health Services Utilization in China." *Medical Care* 45, 767-774.
- [18] Liu, Y., W. C. Hsiao and K. Eggleston (1999). "Equity in Health and Health Care: the Chinese Experience." *Social Science & Medicine* 49, 1349-1356.
- [19] Marshall, A.W., Olkin, I., Arnold, B. C. (2011). *Inequalities: Theory of Majorization and its Applications*. 2nd. ed. New York: Springer.
- [20] Nakamura, K. (2012). "Extension of Generalized Lorenz Dominance Criterion to Multivariate Attributes." Faculty of Economics, University of Toyama, Working Paper 266.
- [21] Shorrocks, A. F. (1983). "Ranking Income Distributions." *Economica* 50, 1-17.
- [22] Smyth, R., V. Mishra, and X. Qian (2008) "The Environment and Well-Being in Urban China." *Ecological Economics* 68, 547-555.
- [23] Tsui, K.(1991). "China's Regional Inequality, 1952-85." *Journal of Comparative Economics* 15, 1-21.
- [24] Tsui, K.(1993). "Decomposition of China's Regional Inequalities." *Journal of Comparative Economics* 17, 600-627.
- [25] Tsui, K.(1996). "Economic Reform and Interprovincial Inequalities in China." *Journal of Development Economics* 30, 353-368.
- [26] Tsui, K.(1998). "Factor Decomposition of Chinese Rural Income Inequality: New Methodology, Empirical Findings, and Policy Implications." *Journal of Comparative Economics* 26, 783-804.
- [27] Vennemo, H., K. Aunan, H. Lindhjem, and H. M. Seip (2009). "Environmental Pollution in China: Status and Trends." *Review of Environmental Economics and Policy* 3, 209-230.
- [28] Wan, G. H. (2001). "Changes in Regional Inequality in Rural China: Decomposing the Gini Index by Income Sources." *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 45, 361-381.
- [29] Zhang, X. and R. Kanbur (2005). "Spatial Inequality in Education and Health Care in China." *China Economic Review* 16, 189-204.
- [30] Zhao, Z. (2006). "Income Inequality, Unequal Health Care Access, and Mortality in China." *Population and Development Review* 32, 461-483.
- [31] 欽州市人民政府 (2011). 「欽州市 2010 年國民經濟和社會發展計畫執行狀況與 2011 年國民經濟和社會發展計畫草案的報告」 <<http://www.qinzhou.gov.cn>>, 2011 年 12 月參照.
- [32] 桂林市人民政府 (2010). 「桂林市 2009 年國民經濟和社會發展計畫執行狀況與 2010 年國民經濟和社會發展計畫 (草案) 的報告」 <<http://www.guilin.gov.cn>>, 2011 年 12 月參照.
- [33] 梧州市統計局 (2006). 「梧州市 2005 年國民經濟和社會發展統計公報」 <<http://www.wuzhou.gov.cn>>, 2011 年 12 月參照.

- [34] 国家統計局城市社会經濟調査司編（各年版）。『中国城市統計年鑑』中国統計出版社。
- [35] 国家統計局編（2009）。『新中国 60 年』中国統計出版社。
- [36] 国家統計局編（2010）。『中国統計年鑑』中国統計出版社。 <<http://www.stats.gov.cn/>>，2011 年 8 月参照。
- [37] 国家統計局・環境保護総局編（2010）。『中国環境統計年鑑 2010』中国統計出版社。
- [38] 山東省統計局編（2010）。『山東統計年鑑 2010』中国統計出版社， <[http://www.stats-sd.gov.cn](http://www.stats-sd.gov.cn/)>，2011 年 12 月参照。
- [39] 遵義市統計局編（2009）。『遵義統計年鑑 2009』。 <[http://www.zunyi.gov.cn](http://www.zunyi.gov.cn/)>，2012 年 1 月参照。
- [40] 薛進軍・荒山裕行・園田正（編著）（2008）。『中国の不平等』日本評論社。
- [41] 谷口洋志・朱珉・胡水文（2009）。『現代中国の格差問題』同友館。
- [42] 百色市人民政府（2011）。「百色市 2010 年政府工作報告（摘要）」，广西壮族自治区人民政府 <[http://www.gxzf.gov.cn](http://www.gxzf.gov.cn/)>，2011 年 12 月参照。
- [43] 防城港市統計局（2006）。「防城港市 2005 年国民經濟和社会發展統計公報」，中国統計信息网 <[http://www.tjcn.org](http://www.tjcn.org/)>，2011 年 12 月参照。
- [44] 陽江市統計局編。『陽江統計年鑑 2010』 <[http://www.yangjiang.gov.cn](http://www.yangjiang.gov.cn/)>，2011 年 12 月参照。
- [45] 柳州市環境保護局（2010）。「2009 年柳州市環境狀況公報」 <[http://www.lzepb.gov.cn](http://www.lzepb.gov.cn/)>，2011 年 12 月参照。
- [46] 遼寧省統計局編（2007）。『遼寧統計年鑑 2007』中国統計出版社。