【土木計画学研究・論文集　No. 17　2000年9月】

集計化された統計情報に基づいた社会的厚生の計測
Measurement of Social Welfare from Aggregated Statistical Information

福本潤也
By　Jun-ya FUKUMOTO

1. はじめに

公共政策の計画プロセスにおいては，通常，「現状の調査→現象のモデリング→モデルの同定→評価・意思決定」の手順で分析が行われる．本研究では，「現状の調査」のプロセスにおいて分析者が一般に受動的であり，既に実施済みの統計調査等の結果で代替せざるをえない点，さらにそこで得られる統計情報も地域レベルなど何らかの形で集計化されている点に着目する．

分析者が公共政策の評価を行う場合，①社会経済システム内の各家計の効用関数の同定と②各家計の効用水準をもとにした社会的厚生の計測という2種類の分析が重要である．集計化された統計情報しか得られない場合，いずれの分析の信頼性も低下することになるが，①に関連した問題については，土木計画学の分野でも既に研究の蓄積がある．交通需要分析におけるSP調査の普及に代表される通り，新たな統計調査の実施によって対処することが現実的に可能になってきている．一方，②に関連した問題については，土木計画学の分野ではこれまで十分に議論されてこなかった．地域データを扱った既存研究の多くは平均値などの集計化された統計情報に基づいた分析を行っており，そこでは暗黙のうちに内部状態の均一性が仮定されてきた．内部状態の均一性の仮定は分析者の作業労力を減らす上でも有効であるが，その現実的妥当性が疑われる場面も少なくない．内部状態が均一でない場合には，集計化された統計情報しか観測しえない分析者の評価結果の妥当性は損なわれることになる．この問題への対処として，新たな統計調査を実施し，より詳細なレベルでの統計情報を獲得することが考えられるが，調査の実施に多額の費用がかかるのもまた事実である．より詳細な情報が得られた状況で意思決定を行った場合と，得られなかった状況で意思決定を行った場合とで，結果的に実現する社会的厚生にどれほどの差が生じるかを定量的に推測し，追加的費用をかけて統計調査を実施することの有効性を検討しうる枠組みを開発することの社会的意義は大きいと考えられる．地域経済システムを分析する場合，一般に集計化された統計情報しか得られないことを念頭に，本研究では，分析者が追加的な統計調査を実施すべきかどうか検討可能な枠組みの提案を目的とする．

具体的には，地域経済システムとして複数家計タイプの容量制約つき立地問題を取り上げ，分析者が所得階層別家計数やゾーン別立地家計数などの集計化された統計情報は得られるものの，各家計タイプの各ゾーンへの立地家計数という詳細なレベルでの統計情報を得られない状況を想定する．そして，観測された集計統計情報から分析対象システムにおいて実現している各家計タイプの各ゾーンへの立地家計数および社会的厚生の確率分布を推測する方法を提案する．以下，2. では既存研究を整理するとともに本研究の位置づけを明らかとする．3. では集計化された統計情報しか観測できない分析者の追加的統計調査の実施に関する意思決定問題を定式化する．4. では観測された集計統計情報から分析対象システム内の各家計タイプの各ゾーンへの立地家計数および社会的厚生の確率分布を求める方法論を提案する．5. では4. で示した方法の簡単な数値シミュレーション事例を紹介する．

2. 関連する既存研究と本研究の位置づけ

(1)不確実性下での意思決定問題

本研究で想定する分析者は，集計化された統計情報しか観測しえず，分析対象システムにおいて実現している社会状態を確定的に知ることができない点で，不確実性に直面しているといえる．この時，分析者の新たな統計調査の実施に関する意思決定は不確実性下の意思決定問題として表現できる．不確実性下における意思決定問題については既に膨大な研究蓄積があるが，その定式化において重要なのは，①意思決定者の目的関数の設定と②実現する状態に関する主観的確率分布の形成や更新に関するルールの設定である．本研究の文脈では，前者が分析者の目的関数としての社会的厚生関数を設定することに，後者が集計化された統計情報に基づいて，実現している社会状態やそこでの社会的厚生の確率分布を表現することに相当する．3. 以降でそれぞれの課題に取り組むが，以下では関連する既存研究を整理し，本研究の位置づけを明らかにする．

不確実性を考慮した社会的評価に関する研究は，費用便益分析の精緻化を中心に土木計画学の分野でも多数行われてきた．ただし，そこで考慮されている不確実性の多くは，分析対象システム内の各主体(家計，企業など)が直面する不確実性である．その一方で，システムの分析者が有する

*キーワード：計画基礎論，調査論，計画情報
**正員 工修 東京大学大学院 新領域創成科学研究科 環境学専攻
(〒113-0033 東京都文京区本郷 7-3-1
TEL:03-5841-8096 FAX:03-5841-8096)

不確実性も存在することに注意する必要がある．分析者は，分析対象システム内の各主体が不確実性に直面していない状況においても，不十分な情報しか観測し得ないために現在実現している状態について不確実性を有する場合がありうる．Freeman[1]は，“計画者が，動学的意思決定の状況において，代替案の便益や費用について有する不確実性”を計画者の不確実性(本研究では用語統一のため，以下，分析者の不確実性と呼ぶ)と呼んでいる．準オプション価値をめぐる既存研究などはすべてこの範疇に含められるが，本研究での問題設定も，集計化された統計情報しか観測し得ず，各種公共政策における社会的厚生評価において不確実性を有する点で，分析者の不確実性下における意思決定問題ととらえることができる．本研究では分析者の追加的統計調査の実施に関する意思決定を，分析者の不確実性下における意思決定を扱った既存研究 [2)-3)]の枠組みを参考にしながら議論する．

ただし，本研究が既存研究と異なる点もある．分析者の目的関数として本研究では社会的厚生関数を採用するが，一般に用いられている社会的厚生関数は，社会の構成員の集合が同一である複数の社会状態を比較するための理論的概念である．しかしながら，分析者が不十分な統計情報しか得られず，分析対象システム内にいかなる主体が存在するか把握しえない状態の評価を想定している本研究では，社会の構成員の集合が異なる複数の社会状態を比較しなければならない．この時，人格の非同一性 [4)]と呼ばれる問題が生じ，一般に用いられている社会的厚生関数は利用できない．3．では本研究で想定する分析者が採用しうる社会的厚生関数を定義したうえで，新規統計調査実施に関わる意思決定問題の定式化を試みる．

(2)集計統計情報に基づいた社会状態の推定

集計化された統計情報に基づいて実現している社会状態やその状態での社会的厚生の確率分布を表現する手法の開発が本研究の中心である．この時，空間相互作用モデルにおける既存研究が参考になると考えられる．

空間相互作用モデルの既存研究では，既知の発生・集中交通量から未知の分布交通量の推定を試みる問題に代表される通り，その中心が観測された集計量から観測されないシステムの内部状態の推定にあったといっても過言ではない．Wilson[5)]のエントロピー最大化による定式化以降，その解釈をめぐって様々な議論が展開されてきたが [6)-11)]，Smith[12)]は空間相互作用モデルを，「観測されたマクロレベルの情報(例えば，発生・集中交通量)や分析者が設定したモデルから導かれる条件(例えば，あるゾーンを着地とする分布交通量の和が集中交通量に等しいこと)と整合したミクロ状態(例えば，分布交通量)の生起確率を表現する確率モデル」として捉え直す MPS アプローチを提唱している．Smith の一連の研究 [13)]や小林 [14)-15)]，Walsh and Gibberd[16)]，斎藤 [17)]などは MPS アプローチに基づいた分析である．

本研究では，分析者が集計化された統計情報から実現している社会状態の確率分布を求めることを想定しており，この問題設定が MPS アプローチに類似していることを見て取れる．また，MPS アプローチには，分析者が設定した理論モデルから導かれる条件を確率モデルの中に取り込めるとの魅力的な性質がある．4．では，MPS アプローチの方法論を参考に，観測された集計統計情報および分析対象とする地域経済システムから導かれる立地均衡条件と整合した社会状態(およびそこでの社会的厚生)の確率分布を導出する方法を提案する．

ただし，後で見る通り，本研究における問題設定のもとでは確率分布を解析的に導出することも数値的に導出することも決して容易ではない．本研究では空間相互作用モデルを逆問題の視点から整理した上田 [18)]の議論を参考に，観測される集計化された統計情報や均衡制約条件と整合した社会状態の確率分布を求める問題を逆問題として捉え直す．4．では，逆問題の解法として用いられるテクニックのいくつかを利用することで，確率分布を導出するアルゴリズムを求める．

3．分析者の不確実性下における意思決定問題

(1)分析者が利用可能な統計情報

以下，分析者が統計調査を通じて観測する統計情報を形式的に定義する．分析者が利用可能な統計調査体系を確率変数の集合として $\Xi^0=\{\Xi_1^0,\cdots,\Xi_{G^0}^0\}$ で表現する．ただし，Ξ_g^0 $(1\le g\le G^0)$ は統計調査項目 g の情報を表す確率変数であり，その観測値を ξ_g^0 とする．また，統計調査体系 Ξ^0 のもとで分析者が利用可能な情報を，G^0 次元確率変数 $(\Xi_1^0,\cdots,\Xi_{G^0}^0)$ の実現値として $\xi^0=(\xi_1^0,\cdots,\xi_{G^0}^0)$ で表す．ここで，現在の統計調査体系 Ξ^0 に新たな統計調査項目が付け加えられ，統計調査体系が Ξ^1 へと拡張されたとする．この時，2つの統計調査体系 Ξ^0 と Ξ^1 の間に包含関係 $\Xi^0\subset\Xi^1$ が成立する．統計調査体系が Ξ^0 から Ξ^1 に拡張された時に新たに観測された統計情報を (G^1-G^0) 次元確率変数 $\Xi^{0,1}=(\Xi_{G^0+1}^1,\cdots,\Xi_{G^1}^1)$ の実現値として，$\xi^{0,1}=(\xi_{G^0+1}^1,\cdots,\xi_{G^1}^1)$ で表す．

(2)分析者の不確実性下における目的関数

分析対象である社会経済システムを規定する外生変数のベクトルを $(\mathbf{x},\mathbf{y})$ で表す．$\mathbf{y}$ を公共政策によって決定される変数のベクトルとし，$\mathbf{x}$ をそれ以外の変数のベクトルとする．例えば，後で取り上げる複数家計タイプの容量制約つき立地問題の場合，各ゾーンにおける公共施設水準が前者に，各家計タイプの家計数や所得水準，各ゾーンにおける住居数などが後者に該当する．本研究では簡単化のため，公共

政策に携わる分析者は公共政策変数の水準 $\mathbf{y}$ について，任意の統計調査体系のもとで常に観測可能であると仮定する．さらに，社会経済システムを規定する外生変数の組み合わせに対して，実現する内生変数の組み合わせが一組しか存在せず均衡の一意性が満たされていると仮定する．この時，社会経済システムを規定する外生変数の組み合わせを推測することは実現している社会状態を推測することに等しくなる．なお，近年，複数均衡解を有するモデルの分析が様々な分野で進められているが，本研究では公共政策評価(費用便益分析など)のために実務で利用されるモデルを念頭に置いている．わが国の実務で利用されているモデルを見るかぎり，均衡の一意性を満足するモデルを前提とした議論でも十分意義があるものと考えられる．複数均衡解の問題が存在する場合には，それぞれの解が生じる確率を分析対象とするモデルから導出するか，分析者がそれぞれの解の実現可能性について先験的確率を有しているとの仮定を追加する必要がある．

さて，本研究では公共計画に携わる分析者が，バーグソン・サミュエルソン社会的厚生関数を目的関数として採用して，公共政策や新規統計調査実施の意思決定に関する評価を行うものとする．ただし，2.（1）でも触れた通り，観測された集計統計情報から実現している社会状態を推測せざるを得ない状況では，社会の構成員の集合の異なる複数の社会状態の比較が必要となり，人格の非同一性の問題が生じるため，一般に用いられている社会的厚生関数は利用できない．人格の非同一性の問題に対処しうる社会的厚生関数に関する研究は近年，社会的選択理論の分野で進められており，本研究では，その中でも Blackorby et al.[19]によって導出された社会的厚生関数を採用する．この関数は人格の非同一性の問題に対処しうるのみならず，分析者が有する不確実性も明示的に考慮しうる点に特長を持っており，本研究での問題設定において利用しやすい．ここで，分析者が統計調査体系 Ξ^0 のもとで統計情報 $\overline{\xi}^0$ を観測したとする(その時の公共政策変数の観測値を $\overline{\mathbf{y}}^0$ とする)．分析者による，外生変数 $\mathbf{x}$ の水準が $\mathbf{x}_s$ であるとの予想を主観的確率 $p_s(\overline{\xi}^0)$ を用いて表せば，分析者の不確実性下における目的関数は Blackorby et al.にならい，（1）式で定義できる．

$$W(\mathbf{p}(\overline{\xi}^0),\overline{\mathbf{y}}^0)=E_s[\varphi(\sum_{i}^{N_s} g[u_i(\mathbf{x}_s,\overline{\mathbf{y}}^0)])] = \sum_{s=1}^{S} p_s(\overline{\xi}^0)\varphi(\sum_{i=1}^{N_s} g[u_i(\mathbf{x}_s,\overline{\mathbf{y}}^0)]) \tag{1}$$

ただし，i $(1\le i\le N_s)$ は社会の構成員をあらわすサフィックス，N_s は外生変数が $\mathbf{x}_s$ である場合の社会の構成員数，$\mathbf{p}(\overline{\xi}^0)=(\cdots,p_s(\overline{\xi}^0),\cdots)$ は外生変数 $\mathbf{x}$ の水準に関する分析者の主観的確率(ただし，$\sum_{s=1}^{S} p_s(\overline{\xi}^0)=1$)である．$u_i(\mathbf{x}_s,\mathbf{y})$ は外生変数が $(\mathbf{x}_s,\mathbf{y})$ の時に家計 i が達成する効用水準，$g[\cdot]$ と $\varphi(\cdot)$ は任意の単調増加関数である．(1)式は一般化功利主義に基づいた社会的厚生関数であり，代表的な社会的厚生関数をその特殊形として含んでいる．3.(3)では，この目的関数に基づいて分析者の追加的統計調査実施の意思決定問題を定式化する．

(3) 追加的統計調査の実施に関する意思決定

統計調査体系が拡張され新たな統計情報が得られた場合，分析対象を規定する外生変数 $\mathbf{x}_s$ に対する主観的確率が更新され，最適公共政策も変化する．ここで，統計情報 $\overline{\xi}^0$ を観測し，主観的確率 $\mathbf{p}(\overline{\xi}^0)$ を形成していた分析者が新たな追加的統計情報 $\overline{\xi}^{0,1}$ を獲得したとする．この時，分析者は主観的確率を $\mathbf{p}(\overline{\xi}^0,\overline{\xi}^{0,1})$ $(=\mathbf{p}(\overline{\xi}^1))$ へと更新するため，新たな情報の獲得前後における最適公共政策は，Fy を公共政策の実行可能集合とすれば，(1)式を用いてそれぞれ次のように定式化できる．

$$\mathbf{y}^*=\arg\max_{\mathbf{y}\in Fy} W(\mathbf{p}(\overline{\xi}^0),\mathbf{y}) \tag{2}$$

$$y^{**}(\overline{\xi}^{0,1})=\arg\max_{\mathbf{y}\in Fy} W(\mathbf{p}(\overline{\xi}^0,\overline{\xi}^{0,1}),\mathbf{y}) \tag{3}$$

主観的確率更新後に意思決定を行った場合と主観的確率更新前に意思決定を行った場合とでは，当然のことながら達成される社会的厚生水準に差が生じる．ただし，新たな統計調査実施の是非に関する意思決定は情報獲得前の段階で行われなければならない．$F(\xi^{0,1})$ を追加的な統計調査によって獲得される情報の事前確率とすれば，事前の意味での統計情報の価値を社会的厚生関数の評価値の変化分として次のように定義できる[3]．

$$E[\Delta W]=\int W(\mathbf{p}(\overline{\xi}^0,\xi^{0,1}),y^{**}(\xi^{0,1}))dF(\xi^{0,1}) - W(\mathbf{p}(\overline{\xi}^0),y^*) \tag{4}$$

さて，新たな統計調査の実施に関する分析者の意思決定は，(4)式で表される統計情報の価値と統計調査費用を比較衡量して行われるべきである．そのためには，(4)式の社会的厚生タームでの統計情報の価値を貨幣尺度に換算することが有効であるが，本研究では社会経済システムを構成する個人が一定でない状況を想定しており，通常用いられる等価変分の総和といった尺度は厳密な意味では不適当である．人格の非同一性が存在する状況下における貨幣換算された厚生尺度の定義に関する問題は今後の検討課題として本研究ではこれ以上触れず，以下，分析者は(4)式で表される統計情報価値と統計調査費用を比較して意思決定を行えるものとする．

4. 集計化された統計情報に基づいた社会的厚生の確率分布の推測

(1) 順問題としての立地問題の定式化

3.では分析者の新たな統計調査の実施に関わる意思決定問題の定式化を図ったが，最も重要な問題は統計調査体

系Ξ^0のもとで観測された統計情報$\bar{\xi}^0$に基づいて，社会経済システムを規定する外生変数の水準$\mathbf{x}_s$に関する主観的確率$p_s(\bar{\xi}^0)$を求めることにある．以下，分析対象システムとして複数家計タイプの容量制約つき立地問題を取り上げ，上述の課題に取り組む．

本研究で取り上げる複数家計タイプの容量制約つき立地問題について以下の前提条件を置く．

①タイプi $(1 \le i \le I)$の家計は所得Y_iおよび家計属性$\mathbf{a}_i$を有し，$H_i (H_1 + \cdots + H_I = H)$世帯存在する．
②対象地域内のゾーン$j (1 \le j \le J)$は土地属性$\mathbf{b}_j$を有し，地代R_jが成立している．ゾーンjには均一の区画がL_j $(L_1 + \cdots + L_J = L)$区画存在する．
③対象地域内の各区画には最大1世帯しか立地できない．
④全ての家計が対象地域内に立地する($H \le L$)．
⑤各家計の効用関数v_{ij}は(5)式の通り，確定項V_{ij}とランダム項ε_{ij}の和で定義される．

$$\begin{aligned} v_{ij} &= V_{ij} + \varepsilon_{ij} \\ &= f(a_i, b_j; \zeta) + g(Y_i - R_j) + \varepsilon_{ij} \end{aligned} \tag{5}$$

ここで，ζは家計の選好を規定するパラメータである．確定効用項の第一項では，家計属性の違いによる選好の異質性を考慮する一方で，全家計タイプに共通のパラメータζを採用することで，全家計が同一のメタ選好を有すると仮定している．また，本研究ではランダム項が各家計の各ゾーンで達成する効用水準に関する認知の誤りを表しているものとする．認知の誤りは個々の家計にとっては定数であり，各家計タイプ毎に共通のガンベル分布にしたがって分布しているものとする．
⑥立地に起因する外部性は，土地市場を通じた地代変化以外にないものとする．
⑦各土地所有者(不在地主)は評価対象地域内の1区画を保有しており，効用Z_jは地代R_jに等しいものとする．すなわち，$Z_j = R_j$．
⑧ワルラス型のせり市場において地代をめぐる交渉が家計H世帯，土地所有者L人の間で行われ，地代と同時に，各家計の立地が決定されるものとする．

以上の問題設定のもと，複数家計タイプの容量制約つき立地問題は，各家計タイプの家計数・家計属性・所得・選好パラメータおよび各ゾーンの区画数・土地属性というシステムを規定する外生変数とパラメータから，各家計・ゾーン別の立地家計数および土地属性別の地代という内生変数を求める問題と定義できる．この問題は以下の写像FPで一般的に表現される．

$$\begin{aligned} FP: (\mathbf{H}, \mathbf{L}, \mathbf{Y}, \mathbf{a}, \mathbf{b}, \zeta) \in R_+{}^I \times R_+{}^J \times R_+{}^I \times R^{A \times I} \\ \times R^{B \times J} \times R^{|\zeta|} \mapsto (\mathbf{n}, \mathbf{R}) \in R_+{}^{I \times J} \times R_+{}^J \end{aligned} \tag{6}$$

ここで，
$\mathbf{H} = (H_1, \cdots, H_I)$：タイプ別家計数のベクトル
$\mathbf{L} = (L_1, \cdots, L_J)$：ゾーン別土地区画数のベクトル
$\mathbf{Y} = (Y_1, \cdots, Y_I)$：タイプ別所得のベクトル
$\mathbf{a} = (\mathbf{a}_1, \cdots, \mathbf{a}_I)$：家計属性のベクトルからなる行列
$\mathbf{b} = (\mathbf{b}_1, \cdots, \mathbf{b}_J)$：土地属性のベクトルからなる行列
$\mathbf{a}_i = (a_i^1, \cdots, a_i^A)$：タイプ別家計属性のベクトル
$\mathbf{b}_j = (b_j^1, \cdots, b_j^B)$：ゾーン別土地属性のベクトル
$\mathbf{n} = (n_{11}, \cdots, n_{IJ})$：家計タイプ・ゾーン別立地数のベクトル
$\mathbf{R} = (R_1, \cdots, R_J)$：ゾーン別地代のベクトル

さて，(6)式で複数家計タイプの容量制約つき立地問題を一般形として表現した．①から⑧の前提条件のもとでは，家計数Hおよび対象地域内の区画数Lが小さい場合に立地の競合が生じ，離散変数を取り扱った割り当て問題を解く必要が出てくる．一方，地域統計調査の設計を念頭に置いた本研究では，家計数Hや対象地域内の区画数Lが十分に大きいものと考えられ，この時，(6)式の問題は近似的に(7)式の相補性条件を満足する$(\mathbf{n}, \mathbf{R}, \lambda) \in R_+{}^{I \times J} \times R_+{}^J \times R_+{}^I$を求める問題になる．

$$\begin{cases} \lambda_i = V_{ij} - \dfrac{1}{\theta} \ln n_{ij} & \text{if} \quad n_{ij} > 0 \\ \lambda_i \ge V_{ij} - \dfrac{1}{\theta} \ln n_{ij} & \text{if} \quad n_{ij} = 0 \end{cases} \qquad {}^\forall i, j \tag{7a}$$

$$\begin{cases} L_j = \sum_{i=1}^I n_{ij} & \text{if} \quad R_j > 0 \\ L_j \ge \sum_{i=1}^I n_{ij} & \text{if} \quad R_j = 0 \end{cases} \qquad {}^\forall j \tag{7b}$$

$$\begin{cases} H_i = \sum_{j=0}^J n_{ij} & \text{if} \quad \lambda_i > 0 \\ H_i \ge \sum_{j=0}^J n_{ij} & \text{if} \quad \lambda_i = 0 \end{cases} \qquad {}^\forall i \tag{7c}$$

ここで，θは家計の効用関数に含まれる，ガンベル分布にしたがうランダム項の分散を規定するパラメータであり，λ_iは各家計タイプが認知レベルで達成する最大効用水準の期待値である．(7)式の相補性問題の解は常に存在し，$g(Y_i - R_j) = Y_i - R_j$が成立する場合には解の一意性も満たされる[20]．それ以外の場合には数値計算などで解の一意性が満たされているかどうかを確認しなければならない．

(2)社会状態の確率分布推測問題の定式化

(1)ではシステムの外生変数とパラメータから内生変数を求める問題として複数家計タイプの容量制約つき立地問題を定式化した．以下では，観測されたマクロレベルでの統計情報および分析対象とする社会経済システムが有する均衡制約条件から，分析対象システムで実現している外生変数や内生変数の確率分布を推測する問題の定式化を試みる．ただし，本研究では議論の見通しをよくするため，分析者は各家計タイプの家計属性・所得・選好パラメータ，各ゾーンの土地属性および区画数については全て統計調査体系を通じて観測可能であると仮定する．

この時，統計調査体系Ξ^0のもとで観測された統計情報$\overline{\xi}^0$に基づいて，分析対象システムに存在する各家計タイプの家計数および各ゾーンの地代，各家計・ゾーン別の立地家計数に関する分析者の主観的確率を形成する問題は，(8)式に示す写像で一般的に表現される．(6)式の定式化を順問題とした場合，(8)式の定式化はその逆問題に相当する．

$$IP:(\overline{\xi}^0)\in R^{G^0} \mapsto (\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R},f)\in {R_+}^I\times {R_+}^{I\times J}\times {R_+}^J\times \Im \tag{8}$$

ここで，$f\in\Im$は${R_+}^I\times {R_+}^{I\times J}\times {R_+}^J$上に定義された確率測度である．

本研究では，観測された統計情報と分析対象システムが有する均衡制約条件と整合した，分析者の主観的確率を求める問題を考えている．この時，(8)式で求められるべき確率測度は次の3つの条件を満足していなければならない．第一に，$f(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0)>0$となる任意の$(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R})$は観測された統計情報$\overline{\xi}^0$と矛盾をきたさないものでなければならない．第二に，$f(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0)>0$となる任意の$(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R})$は均衡制約条件を満足していなければならない．第三に，$f(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0)$は確率密度関数であるため，任意の$(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R},\overline{\xi}^0)$について，$0\le f(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0)\le 1$が成立し，定義域全域で積分した場合には1に等しくならなければならない．以上の条件を踏まえると，(8)式で示した問題は具体的に次のように表現される．

$$
\begin{aligned}
&\textit{Find}\quad f(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0) \qquad (9)\\
&\textit{such that}\\
&0\le f(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0)\le 1,\\
&\iiint f(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0)\,d\mathbf{H}d\mathbf{n}d\mathbf{R}=1,\\
&\textit{if}\quad f(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0)>0\quad \textit{then}\\
&\quad(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R})\in\Sigma(\overline{\xi}^0)\ \textit{and}\ \exists\lambda:(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R},\lambda)\in\Phi(\overline{\xi}^0)\\
&\textit{where}\\
&\Sigma(\overline{\xi}^0)=\{\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R}\,|\,(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R})\ \textit{is consistent with}\ \overline{\xi}^0\}\\
&\Phi(\overline{\xi}^0)=\{\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R},\lambda\,|\\
&\qquad(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R},\lambda)\ \textit{satisfies}\ (7a)(7b)(7c)\}
\end{aligned}
$$

ここで，$\Sigma(\overline{\xi}^0)$は観測された統計情報$\overline{\xi}^0$と矛盾を生じない$(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R})$の集合であり，$\Phi(\overline{\xi}^0)$は均衡制約条件を満足する$(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R},\lambda)$の集合である．

(3)社会状態の確率分布推測問題の解法

(2)で観測された統計情報と均衡制約条件を考慮して，社会状態の確率密度関数を推測する問題を定式化した．しかしながら，そこでの問題を解析的に解いて確率密度関数を導出するのが困難なのはいうまでもなく，実際には数値的に解くことさえ容易ではない．その理由としては，取り扱う確率変数の次元が大きいことがあげられる．(9)式の問題設定のもとでも$(I\times J+I+J)$次元の確率変数に対する確率密度関数を扱わなければならない．この問題に対処するためには，利用可能な制約条件を用いて次元を落とした部分問題を作成してから解くとともに，追加的基準を導入して解空間を制約する必要がある．また，利用可能な統計情報を用いた場合，別の問題が生じうる．それは解の存在性の問題である．通常，統計調査体系内の各調査項目は観測誤差を含んでいるほか，異なる時点で調査されるために各調査結果間で整合性が確保されている保証はない．この時，観測された統計情報を全て真値とみなすと，解くべき問題の解が存在しない場合がある．この問題に対処するためには，問題自体を変えて，解の存在性が満たされる問題へと設定し直す必要がある．以下では，均衡制約条件を用いて次元を落とした部分問題を作成し，エントロピー最大化基準を用いて解空間を制約することで解の多次元性の問題に対処するとともに，先験確率の導入によって解の存在性の問題に対処することを試みる[21)-22)]．

以下，確率分布推測問題の解法を考えていくが，その前に解くべき問題の構造を把握しておくことが重要である．ここで$f(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0)$が

$$f(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0) = g_1(\mathbf{n}\,|\,\mathbf{H},\mathbf{R},\overline{\xi}^0)\times g_2(\mathbf{H}\,|\,\mathbf{R},\overline{\xi}^0)\times g_3(\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0) \tag{10}$$

と分解できる点に着目する．仮定から$(\mathbf{H},\mathbf{R},\overline{\xi}^0)$が与えられると，$(\mathbf{H},\mathbf{L},\mathbf{Y},\mathbf{a},\mathbf{b},\mathbf{R},\zeta)$が求まり，$(\mathbf{H},\mathbf{L},\mathbf{Y},\mathbf{a},\mathbf{b},\mathbf{R},\zeta)$が求まると均衡制約条件から家計タイプ・ゾーン別の人口分布$\mathbf{n}$が求まる．明らかに，

$$n_{ij}=\frac{\exp(\theta V_{ij})}{\sum_{k=1}^{J}\exp(\theta V_{ik})}H_i \qquad \forall i,j \tag{11}$$

が成立しない場合には均衡制約条件の(7a)式と(7c)式が満たされない．したがって，(11)式が満足されない場合については，$g_1(\mathbf{n}\,|\,\mathbf{H},\mathbf{R},\overline{\xi}^0)=0$となるため，(11)式を満足しない$(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R})$は確率分布を求めるアルゴリズムにおいて無視することができる．$g_2(\mathbf{H}\,|\,\mathbf{R},\overline{\xi}^0)$は，各家計タイプの家計数についての観測された統計情報に関する条件つき確率である．各調査でそれぞれ調査される項目が異なるため，分析者が知りうるのはあくまで家族属性変数や所得変数の周辺分布であり，それらの同時分布については知りえない．したがって，$g_2(\mathbf{H}\,|\,\mathbf{R},\overline{\xi}^0)$は一意に定まらないので，$g_2(\mathbf{H}\,|\,\mathbf{R},\overline{\xi}^0)$を分析者の先験確率と解釈して，何らかの仮定を置く必要がある．$g_3(\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0)$については，地価が公示地価などの統計調査を通じて得られるため，観測された地価から計算された地代ベクトルについてのみ$g_3(\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0)=1$とし，それ以外の地代ベクトルについては$g_3(\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0)=0$とすることが考えられる．しかしながら，地代に関する統計情報

は，帰属地代などの問題があり，他の統計調査と比較して信頼性が低い点に注意したい．本研究では，統計調査を通じて地代データが観測されたとしても，それらは観測誤差を含んでおり，市場均衡条件から一意に求まる地代と必ずしも一致しないと考える．そして，分析者が既存の地価調査の結果や観察された土地属性の情報をもとに，各ゾーンにおいて成立している地代に関する先験確率 $g_3(\mathbf{R} \mid \overline{\xi}^0)$ を有しているとの仮定を置く．なお，$g_3(\mathbf{R} \mid \overline{\xi}^0)$ は $\mathbf{R}$ を観測された統計情報 $\overline{\xi}^0$ に回帰する形式になっているので，ヘドニック分析などで導出される地価関数を確率モデルとして取り扱ったものを $g_3(\mathbf{R} \mid \overline{\xi}^0)$ として利用できることがわかる．

以上の議論を踏まえ，(9)式を数値的に解くために次の追加的条件を導入する．

①先験確率 $g_3(\mathbf{R} \mid \overline{\xi}^0)$ の確率密度関数の仮定

②先験確率 $g_2(\mathbf{H} \mid \mathbf{R}, \overline{\xi}^0) \propto \dfrac{H!}{\prod_i H_i!}$ の仮定

③ H が十分大きく，$g_2(\mathbf{H} \mid \mathbf{R}, \overline{\xi}^0)$ がエントロピー最大化状態でのみ1になり，その他の状態で0になる仮定

①と②の仮定の必要性は既に議論したので，③の仮定の意味を説明しておく．②の先験確率分布は Wilson[5]も示している通り，エントロピー最大化状態において鋭く尖った確率分布である．したがって，③の仮定を追加することは，計算上は②の確率分布を近似していることに等しい．また，逆問題の解法としてとらえると，解空間を[0,1]を値域とする確率密度関数の集合から{0,1}を値域とする確率密度関数の集合へと制約することによって，解の多次元性の問題に対処していることに相当する．

さて，仮定①～③を置くことによって，(9)式で定式化した統計調査体系 Ξ^0 のもとで観測された統計情報 $\overline{\xi}^0$ および均衡制約条件から確率分布を推測する問題は，以下のアルゴリズムで数値的に解くことが可能になる．

Step.1 Generate $\mathbf{R} \sim g_3(\mathbf{R} \mid \overline{\xi}^0)$

Step.2 Solve $\min_{\mathbf{H}} \sum_{i=1}^{I} H_i \log H_i$

$s.t.$ (7a), (7b), (7c)

$(\mathbf{H}, \mathbf{n}, \mathbf{R}) \in \Sigma(\overline{\xi}^0)$

If algorithm converges, then goto Step3

else goto Step1

Step.3 Deliver $(\mathbf{H}, \mathbf{n}, \mathbf{R})$ as $f(\mathbf{H}, \mathbf{n}, \mathbf{R} \mid \overline{\xi}^0)$

Goto Step1

本研究で提案するアルゴリズムでは，Step.1 において，地代ベクトル $\mathbf{R}$ を先験確率分布から発生し，これをひとまず所与とする．Step.2 では制約条件つきエントロピー最大化問題が計算される．ここで，集計化された統計情報は，例えばゾーン j における総所得 $\overline{Y}^j$ が $\overline{Y}^j = \sum_{i=1}^{I} Y_i n_{ij}$ で表せたり，ゾーン j の平均家族属性 $\overline{\mathbf{a}}^j$ が $\overline{\mathbf{a}}^j \sum_{i=1}^{I} n_{ij} = \sum_{i=1}^{I} \mathbf{a}_i n_{ij}$ で規定されるなど，一般に $\mathbf{n}$ の線形方程式で記述される点に注意したい．$\mathbf{R}$ が所与の場合，(7a)式と(7c)式から $\mathbf{n}$ が(11)式に示される $\mathbf{H}$ の線形関数と表現されるため，結局，制約条件 $(\mathbf{H}, \mathbf{n}, \mathbf{R}) \in \Sigma(\overline{\xi}^0)$ は $\mathbf{H}$ の線形関数として表現される．また，(7b)式も同様にして $\mathbf{H}$ の線形方程式もしくは線形不等式として表現されることがわかる．結局，$\mathbf{R}$ と $\overline{\xi}^0$ が所与の場合，Step.2 の制約条件つきエントロピー最大化問題は $\mathbf{H}$ の線形方程式・線形不等式を制約条件とした最大化問題として記述できる．線形制約条件つきエントロピー最大化問題を解くためのアルゴリズムについては，これまで多数開発されており，その中には収束性が保証されたアルゴリズムも存在する[23),24)]．Step.2 で収束性が保証されたアルゴリズムを用いることで，実行可能集合が空でない場合には必ず $g_2(\mathbf{H} \mid \mathbf{R}, \overline{\xi}^0) = 1$ を満たす $\mathbf{H}$ を求めることができる．また，一定の繰り返し回数を過ぎても最適解が得られない場合には Step.2 の最大化問題の実行可能集合は空であると判断できる．Step.1 で発生させた地代の乱数の値によっては，Step.2 の最適化問題の実行可能集合が空になるため，大量の繰り返し計算を必要とするが，確実に $f(\mathbf{H}, \mathbf{n}, \mathbf{R} \mid \overline{\xi}^0)$ を導出することが可能である．また，提案したアルゴリズムは，先験確率 $g_3(\mathbf{R} \mid \overline{\xi}^0)$ を与えるとともに，均衡制約条件を利用することで Step.2 における I 次元の部分問題を作成して，解空間の多次元性の問題に対処しているといえる．

5. 数値シミュレーション

(1) 数値シミュレーションの設定

以下では，4. で提案した方法を簡単な数値シミュレーションに対して適用し，その実行可能性を確認する．数値シミュレーションの概要は表1に示す通りである．なお，表中でゾーンの他に統計調査地区を新たに定義している．一般に地域統計情報は市区町村などを単位として集計されるが，同一市区町村内に戸建て住宅と集合住宅が存在すると，それらは立地者から見た場合に異なる立地地点として判断されると考えられる．そこで，同一の統計調査地区内に異なるゾーンが存在する可能性を考え，ゾーンと統計調査地区を以下の数値シミュレーションでは区別することにした．

家計の効用関数については，次のように設定した．

$$v_{ij} = \alpha \cdot x_{i1}^{\beta_1} x_{i2}^{\beta_2} x_{i3}^{\beta_3} x_{i4}^{\beta_4} + (Y_i - R_j)^{-\sigma} + \varepsilon_{ij} \qquad (12)$$

ここで，x_{ik} は立地ゾーン i の特性 k の水準であり，$k=1$：アクセシビリティ，$k=2$：医療施設，$k=3$：住宅面積，$k=4$：下水道，とした．また，$\sigma>1$ で所得の限界効用逓減

表1 数値シミュレーションの概要

項目	設定値	注
家計タイプ数	9	所得階層，家族構成でそれぞれ 3 パターンずつ設定し，各タイプの規模を 6 万人に設定
ゾーン数	6	各調査地区内での戸建と集合住宅の混在を想定
統計調査地区数	3	
総家計数	540,000	地方中核都市規模を想定
総区画数	550,000	各ゾーン 600, 1200, 1000, 1000, 1200, 500 区画に設定

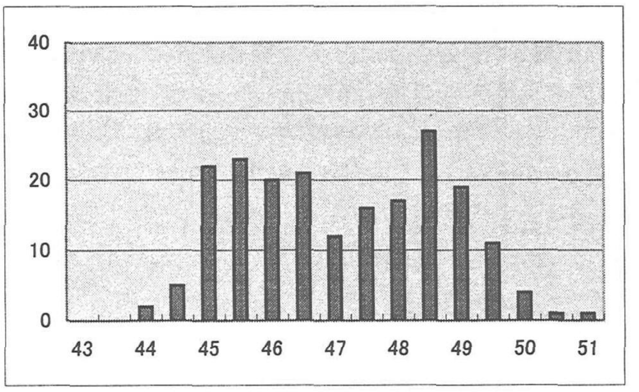

図1 社会的厚生のヒストグラム（ケース1）

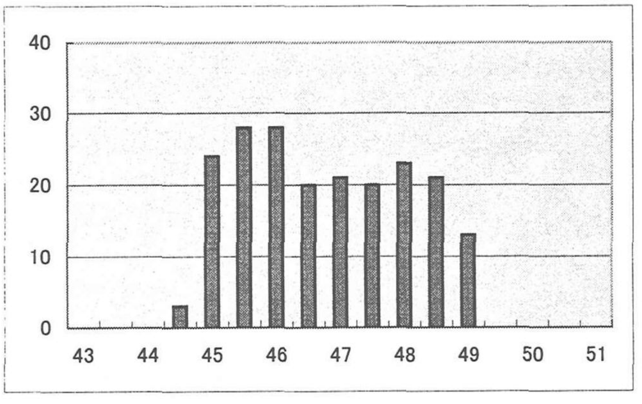

図2 社会的厚生のヒストグラム（ケース2）

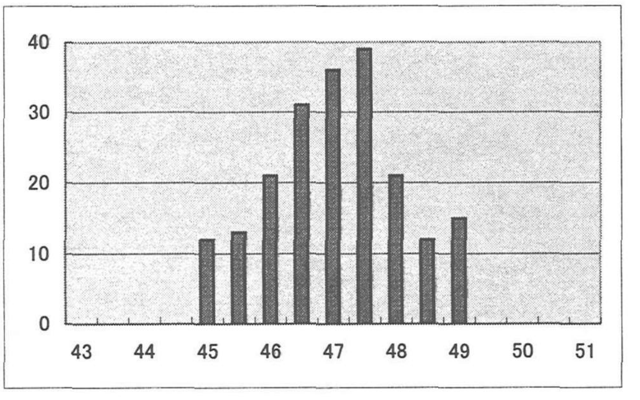

図3 社会的厚生のヒストグラム（ケース2）

表2 社会的厚生の確率分布の統計量

	平均値	標準偏差
ケース1	47.35	1.60
ケース2	47.01	1.30
ケース3	47.04	1.07

表3 公共政策による社会的厚生の変化

	ケース1		ケース2	
	交通	医療	交通	医療
調査地区1	0.67	*0.84*	0.71	0.76
調査地区2	0.79	0.71	*0.81*	0.68
調査地区3	0.74	0.37	0.74	0.39

を考慮している．間接効用関数のパラメータおよび各ゾーンの土地属性は既存研究の都市圏データを参考としたが，以後の議論に大きな影響を及ぼさないと考えられることから，細かい設定等については説明を省略する．

4．(3) で示したアルゴリズムに従って社会状態の確率分布推測問題を解くにあたり，利用可能な統計情報の変化および先験的確率の与え方の影響を見るために，以下に説明する3つのケースを設定した．

【ケース1】各調査地区内の立地家計数と対象地域全体での総所得が統計情報として観察される状況を想定した．地代に関する先験的確率については，ベンチマークとして設定した条件のもとで順問題としての立地問題を解き，そこで得られた地代を平均値とする多変量正規分布にしたがった乱数を発生させて作成した．

【ケース2】ケース1で利用可能な統計情報に追加して，各調査地区における平均所得の統計が利用可能な状況を想定した．地代に関する先験的確率に関しては，ケース1と同じものを用いた．

【ケース3】地代に関する先験的確率について，ケース1で設定した分布関数と平均は同じだが，分散が半分の多変量正規分布を用いた．利用可能な統計情報についてはケース1と同じものを用いた．

数値シミュレーションでは，まず，それぞれのケースについて提案するアルゴリズムに従って $f(\mathbf{H},\mathbf{n},\mathbf{R}\,|\,\overline{\xi}^0)$ を数値的に求め，それをもとに社会的厚生の分布関数を計算した．社会的厚生関数については，（1）式に含まれる $\varphi(\sum_{i=1}^{N_s} g[u_i(\mathbf{x}_s,\overline{\mathbf{y}}^0)])$ を次式の等弾力性型に特定化した．

$$\varphi(\textstyle\sum_{i=1}^{N_s} g[u_i(\mathbf{x}_s,\overline{\mathbf{y}}^0)]) = \left[\sum_{i=1,j=1}^{I,J} \frac{n_{ij}}{\sum_{i=1,j=1}^{I,J} n_{ij}} V_{ij}{}^{\rho}\right]^{\frac{1}{\rho}} \qquad (13)$$

ここで，ρ は効率性と衡平性のトレードオフの程度を表すパラメータであり，$\rho=1$ の場合にベンサム型，$\rho\to-\infty$ の場合にロールズ型の社会的厚生関数になる．なお，家計の効用

関数中に含まれるランダム項が各家計の認知の誤りを意味するとの認識から，分析者は公共政策の評価において確定効用項の部分のみを考慮することとした．また、地主の効用についても，本研究の設定条件のもとでは家計の効用との個人間比較が困難であることから，簡単化のため，社会的厚生関数中において考慮しないものとした．

次に，ある一つの統計調査地区で一つの公共政策（アクセシビリティ改善，医療施設整備のいずれか）の実施が検討されている状況を想定し，利用可能な統計情報の違いによって採択される公共政策が変わるかどうか，ケース1とケース2を取り上げて検討した．

（2）結果と考察

社会的厚生の確率分布の結果を図1から図3に示す（$\rho=0.4$ の場合）．また，各ケースにおける主要統計量を表2に示す．表2からも明らかな通り，ケース1からケース2およびケース3へと分析者の有する情報が増えた場合に社会的厚生水準のばらつきが減少している．一方，全てのケースにおいて期待社会的厚生はほぼ等しい結果になっていることが見て取れる．この原因は，対象地域全体の総所得が各ケースにおいて一定であるとの制約が強く効いているものと思われる．

さて，数値シミュレーションの結果として得られる社会的厚生の確率分布だけからでは，追加的費用をかけて新たな統計調査を実施することが分析者の不確実性を減少させ，より合理的な公共政策の実施へ導くのか議論しえない．ここでは，表3に示す数値シミュレーションの結果に着目したい．ここでの数値シミュレーションではケース1とケース2を取り上げながら，各公共政策が実施されたときに分析者の不確実性下における社会的厚生がどの程度向上するか試算している．表3からわかる通り，新たな統計情報が得られる前のケース1では，調査地区1での医療施設整備が最適な政策であるのに対して，新たな統計情報が得られた後のケース2では，調査地区 2 でのアクセシビリティ改善が最適な政策になっている．なお，前者は(3)式で示される最適政策に相当し，後者は(4)式で示される最適政策に相当する．最適な公共政策が異なった理由としては，各ゾーンへの家計の立地パターンの確率分布がケース1とケース2で異なっていたことが考えられる．本研究では家計属性の違いに起因する選好の異質性が存在すると仮定したため，家計の立地パターンの違いが最適な公共政策を左右した可能性を否定しえない．

以上の数値シミュレーションの結果は統計情報の整備状況が公共政策の意思決定に影響を及ぼす可能性を示唆している．新たな統計調査の実施を検討する際には，統計調査の結果として得られる統計情報に関する先験確率を設定し，(5)式にしたがって統計情報の価値を計測していかなければならないのは言うまでもない．

6. おわりに

本研究では，分析者が何らかの形で集計された統計情報を通じてしか分析対象とするシステムについての情報を入手できないような状況，すなわち分析者の不確実性が存在する状況における社会的意思決定の問題を指摘し，新たな統計情報が得られた場合にそれがどの程度改善されるかを検討するための枠組みを提案した．今回提示した方法は，本研究の問題設定の枠組みの中ならば，統計情報を通じてのみ社会経済システムを観測しうる分析者の視点から見た社会状態に関する確率分布を繰り返し計算を通じて確実に導出することが可能である．したがって，新たな統計調査を実施することが公共政策に関する意思決定の合理性を改善して社会的厚生を増大させるのか，あるいはその情報価値が統計調査費用と比較して大きいのか小さいのか，などを定量的に議論することを可能にしている．

ただし，今回，提示した方法は簡単な数値シミュレーションにおいても少なからぬ計算量を必要とし，必ずしも十分な実用性を備えたものではない．今後，今回の方法を改善していく必要があるが，その方向性として以下に示すものを考えている．第一に，本研究で想定した均衡制約条件を不均衡制約条件などに緩和していくことである．現実の社会経済システムにおいても必ずしも厳密な意味での均衡が成立しているとは限らない．また，逆問題として内部状態の推定問題を解く場合にも，均衡制約条件が厳しすぎるために逆に可解性を損なっている可能性が少なくない．以上の理由から均衡制約条件を他の制約条件に置き換えて比較検討していくことの意義は大きいと考える．第二に，内部状態と効用関数を同時に同定する枠組みを検討することがあげられる．今回の分析では，家計の効用関数の選好パラメータについては統計情報を通じて観測しうるものとして議論を展開した．しかしながら，現実には，家計の効用関数が同定されているとの仮定は強すぎる．この方向性に沿った研究としては既に小林 [14]が存在するが，いずれにせよ重要な検討課題であると思われる．

【謝辞】

本研究を進めるに当たり，上田孝行氏（東京工業大学）から貴重な資料の提供ならびに助言をいただいた．森尾淳氏（（財）計量計画研究所）には数値シミュレーションの初期段階で協力していただいた．さらに，匿名の査読者からは本研究の問題設定や論理展開に関する厳しいご指摘ならびに建設的コメントを多数頂戴した．ここに深く感謝の意を表する次第である．無論，本研究にありうべき誤りはすべて筆者に帰するものである．なお，本研究は文部省科学研究費補助金基盤研究(B)（課題番号 10450188）の支援を受けている．

【参考文献】

1)Freeman III, A.M. (1993) The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory and Methods, Resources for the Futures.
2)Arrow, K.J. and Fisher, C. (1974) Environmental Preservation, Uncertainty, and Irreversibility, Quarterly Journal of Economics, Vol.88, pp.312-319.
3)Lawrence, D.B. (1999) The Economic Value of Information, Springer-Verlag.
4)Parfit, D. (1984) Reasons and Persons, Oxford University Press, 森村進訳(1998)理由と人格, 勁草書房.
5)Wilson, A.G. (1967) A statistical theory of spatial distribution models, Transportation Research, Vol.1, pp.253-269.
6)Cesario, F.J. and Smith, T.E. (1975) Directions for future research in spatial interaction modelling, Papers of the Regional Science Association, vol.35, pp.57-72.
7)Erlander, S. and Stewart, N.F. (1990) The Gravity Model in Transportation Analysis, VSP.
8)Fisk, C. et al. (1985) "Entropy and information theory" : critique, comments, and reply, Environment and Planning A, Vol.17, pp.679-710.
9)Haynes, K.E., Phillips, F.Y. and Mohrfeld, J.W. (1980) The entropies: some roots of ambiguity, Socioeconomic Planning Science, Vol.14, pp.137-145.
10)Roy J.R. and Lesse P.F. (1981) On appropriate microstate descriptions in entropy modelling, Transportation Research, vol.15B, pp.85-96.
11)Snickars, F. and Weibull, J.W. (1977) A minimum information principle: theory and practice, Regional Science and Urban Economics, vol.7, pp.137-168.
12)Smith, T.E. (1990) Most Probable Analysis: A Method for Testing Probabilistic Theories of Population Behaviour, in Chatterji, M. and Kuenne, R.E. (eds.): New Frontiers in Regional Science, New York University Press.
13)Smith T.E. (1988) A cost-efficiency theory of dispersed network equilibria, Environment and Planning A, vol.20, pp.231-266.
14)小林潔司(1991)到着地ベース調査による観光入込客数の推計方法に関する研究, 土木計画学研究・論文集, No.9, pp.101-108.
15)小林潔司(1987)エントロピー理論と都市・交通モデリングへの適用, 土木計画学研究・講演集, No.10, pp.291-298.
16)Walsh P.K. and Gibberd R.W. (1983) A probability analysis of some spatial interaction models, Transportation Research, vol.17B, pp.193-200.
17)斎藤参郎・栫井昌邦・中嶋貴昭(1999)都心商業空間における商業施設への消費者来街者数と回遊パタンの同時推定問題について, 第35回日本地域学会年次大会配布資料.
18)上田孝行(1998)逆問題から見た空間相互作用モデル, 応用力学論文集, Vol.1, pp.147-153.
19)Blackorby, C., Bossert, W. and Donaldson, D. (1998) Uncertainty and Critical-Level Population Principles, Journal of Population Economics, vol.11, pp.1-20.
20)赤松隆・半田正樹・長江剛志(1998)変分不等式アプローチによる多地域一般均衡モデル, 土木計画学・論文集, No.15, pp.175-175-184.
21)土木学会(2000)土木工学における逆問題, 技報堂.
22)Menke, W. (1989) Geophysical Data Analysis: Discrete Inverse Theory, Academic Press, 柳田俊・塚田和彦訳(1997)離散印バース理論, 古今書院.
23)Lamond, B. and Stewart, N.F. (1981) Bregman's Balancing Method, Transportation Research, Vol.15B, pp.239-248.
24)Saito, S. (1998) Extensions of Iterative Proportional Fitting Procedure and I-projection Modeling, Kyushu University Press.

集計化された統計情報に基づいた社会的厚生の計測

福本潤也

分析者が集計化された統計情報を通じてしか分析対象とするシステムを把握できない状況では, 分析の信頼性が低下し, 分析結果に基づいた意思決定の妥当性が損なわれる危険性がある. 新規の統計調査の実施などを通じた統計情報の追加はこの問題を緩和することができるが, 統計調査の実施に費用がかかることを踏まえると, 両者を比較衡量可能な分析方法が望まれる. 本研究では, 集計された統計情報しか得られない分析者が, 分析対象とするシステム内部の状態に関する確率分布を, 観測された統計情報および分析対象とするシステムが有する均衡制約条件を考慮したうえで, 逆問題として推定する方法論を提案する.

Measurement of Social Welfare from Aggregated Statistical Information

Jun-ya FUKUMOTO

In usual, planners can't acquire enough information on the socio-economic system to be analyzed. In this case, the acquisition of additional information is requested. To evaluate whether new statistical information is valuable compared to the costs of survey, we develope new method. Our method makes it possible to derive numerically the probability distribution of micorstate of the socio-economic system which is consistent with the observed statistical information and equilibrium condition. Through simple numerical simulation, we show the applicability of developped method.
