

# 非対称ショックと 地域間リスク・シェアリング： わが国の都道府県別データによる検証

なかく きまさゆき ふじき ひろし  
中久木雅之 / 藤木 裕

## 要 旨

本稿では、1975年度から1999年度のわが国都道府県別データを用いて、都道府県に固有な所得ショックに対する保険効果をKalemlı-Ozcan, Sørensen and Yosha [2003]の分析手法に従って推計した。分析結果から、都道府県に固有な所得ショックのうち、約20%が資本市場を通じた地域間の保険効果によって吸収され、約10%が中央政府の租税政策による都道府県間の所得移転によって吸収され、約60%が個々の経済主体の貯蓄・借入の変動によって吸収されていることが示された。

キーワード：地域別ショック、リスク・シェアリング

本稿の作成に当たっては、岩本康志、ベント・E・ソレンセンの両氏ならびに金融研究所スタッフから有益なコメントを頂いた。また、慶応義塾大学・土居丈朗助教授からは、先行研究についての貴重な指摘をいただいた。ただし、本稿で示されている意見は日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者たち個人に属する。

中久木雅之 日本銀行金融研究所 (E-mail: masayuki.nakakuki@boj.or.jp)  
藤木 裕 日本銀行金融研究所企画役 (E-mail: hiroshi.fujiki@boj.or.jp)

## 1. はじめに

中央銀行が通貨圏内のある地域に固有のショックにどれだけ対応すべきかという問題は、1999年1月1日にユーロが発行され、さらに2002年1月1日にユーロ建の紙幣や硬貨が流通した後も、経済学者や政策担当者の多くにとって未解決の関心事項である。この問題に対して、経済学では、地域固有の非対称的ショックを緩和する中央政府の財政政策の機能に関する実証研究が数多く行われてきており、そうした研究では米国の州レベルのデータが用いられることが多い（近年のサーベイとしては、Kletzer and von Hagen [ 2000 ] およびMélitz [ 2004 ] の第1節を参照）。こうした研究によれば、地域固有の非対称的ショックを緩和するうえで財政政策による所得移転が通貨圏によっては重要な役割を果たしていることが示唆されている。しかし、一般には、地域経済の安定化において財政政策による所得移転が、実際にどの程度重要であるかを結論付けるのは困難であるとされている。

一連の研究のうち、Asdrubali, Sørensen and Yosha [ 1996 ] (以下、ASY [ 1996 ]) は、地域間の保険と信用を通じた所得・消費平準化効果（リスク・シェアリング効果）を計測する直接的な方法を提案している。ASY [ 1996 ] の分析手法は、米国の州別産出高成長率の横断面での分散を分解することによって、地域固有のショックを 資本市場によって平準化された部分、 連邦政府の財政政策によって平準化された部分、 信用市場によって平準化された部分、 平準化されなかった残余部分の4つに分解するものである。ASY [ 1996 ] によれば、1963～90年の期間について、米国の州別産出高に対する地域固有のショックのうち39%が資本市場によって平準化され、13%が連邦政府の財政政策によって平準化され、23%が信用市場によって平準化されている。残りの25%は平準化されていない。

Mélitz and Zumer [ 1999 ] は、ASY [ 1996 ] の手法を若干変更し、1964～90年の米国データを用いて分析を行い、ASY [ 1996 ] とほぼ同様の結果を得た。また、1962～94年のカナダのデータを用いても、ASY [ 1996 ] の分析結果に近い結果を得た（資本市場；30%、連邦政府の財政政策；8%、信用市場；25%）。しかし、1972～96年の英国データや1984～92年のイタリアのデータからは、統計的に有意な財政政策や信用市場による平準化効果は得られない。

Kalemli-Ozcan, Sørensen and Yosha [ 2003 ] (以下、KSY [ 2003 ]) は、さらに、もう一歩進めて、リスク・シェアリング効果と産業特化（すなわち経済の供給面）の関係を実証分析している。KSY [ 2003 ] は、多くの地域や国のグループ（米国の州、わが国の都道府県、EC加盟国など）を対象に、各グループを形成している地域・国間の保険効果を推計し、各グループ内の産業特化を表す指標を計算したうえで、グループ内保険効果の大きさと産業特化指標の高さに連関があるかどうかを検証した。KSY [ 2003 ] は、概していえば、国家間よりも地域間の方がリスク・シェアリング効果は高く、産業特化も進んでいることを示した。わが国に関してKSY [ 2003 ] は、1975～93年のデータを用いて、県内総生産に対する地域固有のショックは資本市場によって21.6%が平準化され、全く平準化されてい

ない部分は2.7%だけとしている。KSY [ 2004 ] は、本分野のサーベイとKSY [ 2003 ] の分析データを1999年まで延長した結果を報告している。Mélitz [ 2004 ] は、有用な文献サーベイを含み、欧州に関する実証研究のサーベイが特に充実している。

本稿では、KSY [ 2003 ] の分析手法を用いてわが国の都道府県間の保険効果を推計する<sup>1</sup>。本稿の貢献は、2001年度までの最新のデータを用い、KSY [ 2003 ] の分析結果をアップデートしたこと、さまざまなマクロ変数の組合せを用いて都道府県間の保険効果を推計したこと、資本市場、財政政策、信用市場による平準化効果について、部分サンプル期間についても分析を行ったこと、KSY [ 2003 ] では計測していなかった県内総生産に対する地域に固有のショックのうちわが国中央政府によって平準化された効果を、詳細なデータを用いて定量化したことである。

本稿の貢献は以下3つの理由で重要である。第1に、Mélitz and Zumer [ 1999, 2002 ] やMélitz [ 2004 ] が指摘したように、KSY [ 2003 ] の手法による分析結果は、通貨圏やマクロ経済変数の選択に関して頑健ではない可能性がある。したがって、わが国に関するより詳細なデータに基づいて、KSY [ 2003 ] の分析結果を検討することは重要である。第2に、1990年代初頭のバブル経済の崩壊以降、わが国のマクロ経済データの成長率は落ち込んでいる。したがって、KSY [ 2003 ] の分析結果がサンプル期間の選択に関してどの程度頑健であるかを検討することは重要である。最後に、わが国における近年の政策論争では、財政政策および課税標準の両面において、地方政府が独立性を増すことの必要性が強調されている。こうした議論を進めるうえで、特に中央政府の財政政策がどの程度の地域間のリスク・シェアリング効果を有しているかを正確に把握することが必要となる。例えば、県内総生産に対する地域固有のショックのうち、財政政策によって平準化される部分は、資本市場や信用市場によって平準化される部分よりも大きいのか、小さいのかといった点の検討が必要である。残念ながら、KSY [ 2003 ] でも、データ上の制約からこの点に関して分析は行われていない。以下の分析では、この重要な論点を扱う。

本稿は、わが国地域間のリスク・シェアリング効果、消費平準化、貯蓄と投資の相関の分析を初めて行った研究ではない。こうした問題に対する異なる分析手法を用いた研究は多数存在する。例えば、van Wincoop [ 1995 ] は、1970～89年のわが国の都道府県別データを用いて、生産・消費の横断面での相関関係を分析している。また、Iwamoto and van Wincoop [ 2000 ] は、Feldstein and Horioka [ 1980 ] の分析手法を用いて、1975～90年のわが国の地域間の投資と貯蓄の相関関係を分析し、その相関はOECD諸国間における相関関係よりも有意に低いことを示している<sup>2</sup>。

1 構造VARを用いて発展的な分析を行った研究としては、Asdrubali and Kim [ 2004 ] を参照。

2 Feldstein and Horioka [ 1980 ] の分析手法をわが国の地域別データに適用した他の研究として、Yamori [ 1995 ]、Dekle [ 1996 ] が挙げられる。

土居 [ 2000 ] は KSY [ 2003 ] の分析手法をわが国データへ適用している。本稿は土居 [ 2000 ] よりも最近時点のわが国データに KSY [ 2003 ] の分析手法を適用している。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、ASY [ 1996 ] によって初めて提示された分析モデルおよび最近の KSY [ 2003 ] のモデルを紹介する。3節では、分析に用いるデータについて議論する。4節では、基準となるデータ・セットを用いた分析結果を示す。5節では、マクロ経済変数の選択に関する分析結果の頑健性について分析する。6節では、分析結果を要約し、政策的含意について議論する。7節では、結論を述べる。

## 2 . 分析モデル

KSY [ 2003 ] は、地域間のリスク・シェアリングについて、2つの指標を推定している。彼らの分析手法は、その先駆的研究である ASY [ 1996 ] が提示した分析手法に基づいている。ASY [ 1996 ] は、地域別所得成長率の横断面の分散を、資本市場によって平準化された部分、連邦政府の租税制度によって平準化された部分、信用市場によって平準化された部分に分解している。地域別所得成長率の每期ごとの横断面の分散の分解式は以下ようになる。まず、地域別 GDP のように全く平準化されていない地域別所得を  $Y_1$  と定義する。 $Y_1$  は同質の非耐久財であり、キャピタル・ゲイン、キャピタル・ロスはないと仮定する。次に、地域別 GNP のように他の地域からの配当、金利、賃貸収入を含むという意味で、資本市場によってのみ平準化された地域別所得を  $Y_2$  と定義する。さらに、地域可処分所得のように、資本市場に加えて中央政府の財政政策による所得移転によって平準化された地域別所得、つまり地域間の租税と移転を差し引きした後の所得を  $Y_3$  と定義する。最後に、地域別の消費支出を  $C$  と定義する。

このとき、(1)式が恒等式として成立する。

$$Y_{1it} = \frac{Y_{1it}}{Y_{2it}} \frac{Y_{2it}}{Y_{3it}} \frac{Y_{3it}}{C_{it}} C_{it}, \quad (1)$$

ただし、添え字の  $t$  は時間を表し、 $i$  は地域を表している。(1)式の両辺の対数を取り、差分をとったうえで、両辺に  $\Delta \ln Y_{1it}$  を掛け、さらに両辺の期待値をとると、 $t$  を固定した  $\Delta \ln Y_{1it}$  の横断面の分散を分解する式として(2)式が得られる。

$$\begin{aligned} \text{Var}(\Delta \ln Y_{1it}) = & \text{Cov}(\Delta \ln Y_{1it}, \Delta \ln Y_{1it} - \Delta \ln Y_{2it}) + \text{Cov}(\Delta \ln Y_{1it}, \Delta \ln Y_{2it} - \Delta \ln Y_{3it}) \\ & + \text{Cov}(\Delta \ln Y_{1it}, \Delta \ln Y_{3it} - \Delta \ln C_{it}) + \text{Cov}(\Delta \ln Y_{1it}, \Delta \ln C_{it}). \quad (2) \end{aligned}$$

(2)式の両辺を $\Delta \ln Y_{1it}$ の横断面の分散で割ると、(3)式の恒等式が得られる。

$$1 = \beta_K + \beta_T + \beta_C + \beta_U \quad (3)$$

ここで、 $\beta_K$ は $\Delta \ln Y_{1it} - \Delta \ln Y_{2it}$ を $\Delta \ln Y_{1it}$ で最小二乗法(OLS)を用いて回帰した際の傾きの推定値、 $\beta_T$ は $\Delta \ln Y_{2it} - \Delta \ln Y_{3it}$ を $\Delta \ln Y_{1it}$ でOLSを用いて回帰した際の傾きの推定値、 $\beta_C$ は $\Delta \ln Y_{3it} - \Delta \ln C_{it}$ を $\Delta \ln Y_{1it}$ でOLSを用いて回帰した際の傾きの推定値、 $\beta_U$ は $\Delta \ln C_{it}$ を $\Delta \ln Y_{1it}$ でOLSを用いて回帰した際の傾きの推定値と等しくなる。

ASY [1996]は、上述の $\beta_j$  ( $j = K, T, C, U$ )を推定するため、以下のパネル回帰分析を提唱している。

$$\Delta \ln Y_{1it} - \Delta \ln Y_{2it} = v_{Kt} + \beta_K \cdot \Delta \ln Y_{1it} + \epsilon_{Kit} \quad (4)$$

$$\Delta \ln Y_{2it} - \Delta \ln Y_{3it} = v_{Tt} + \beta_T \cdot \Delta \ln Y_{1it} + \epsilon_{Tit} \quad (5)$$

$$\Delta \ln Y_{3it} - \Delta \ln C_{it} = v_{Ct} + \beta_C \cdot \Delta \ln Y_{1it} + \epsilon_{Cit} \quad (6)$$

$$\Delta \ln C_{it} = v_{Ut} + \beta_U \cdot \Delta \ln Y_{1it} + \epsilon_{Uit} \quad (7)$$

ただし、 $v_{jt}$  ( $j = K, T, C, U$ )は時間固定効果を表し、地域間で分散することができない共通な変動を捉えている。ASY [1996]は(4)~(7)式を推定する際に、米国の州別データを利用し、 $Y_1$ には1人当たりの州内総生産、 $Y_2$ には1人当たりの市場価格表示州民所得、 $Y_3$ には1人当たりの州民可処分所得、 $C$ には1人当たりの州別小売売上高を用いている(以下、特に断らない限り、すべての変数は地域別CPIで実質化された1人当たりの数値を意味する)。

KSY [2003]は、ASY [1996]の分析手法に従い、 $Y_1$ には地域別GDP、 $Y_2$ には地域別個人所得を用いて(4)式を推定している。いま、 $Y_1$ が外生変数であり、同質の非耐久財からなる合成財と仮定する。 $Y_2$ の地域固有の変動に対する資本市場を通じた金融資産の相互保有による事前の地域間の保険効果が完全な場合、 $Y_2$ は $Y_1$ に生じた地域固有の変動には全く影響を受けず、 $Y_2$ の変動は $v_{Kt}$ によって捕捉される定数と等しくなる。したがって、(4)式の $\beta_K$ は1になる。次に、 $Y_2$ の地域間の保険効果が完全でないとする。もし、保険効果がゼロであれば、 $Y_1$ と $Y_2$ は全く同じ変動を示し、 $\beta_K$ は0になる。このようにして、 $Y_1$ に対する地域固有のショックのうち資本市場を通じた地域間の保険効果によって吸収された部分は $\beta_K$ によって定量化することができる。

KSY [2000]は、KSY [2003]に加えて、リスク・シェアリングを行っている地域間のもう1つのパネル回帰分析である(8)式を推定した。

$$\Delta \ln Y_{1it} - \Delta \ln Y_{3it} = v_{K+Tt} + \beta_{K+T} \cdot \Delta \ln Y_{1it} + \epsilon_{K+Tit} \quad (8)$$

ここで、 $Y_3$ は資本市場に加えて中央(連邦)政府の財政政策によっても平準化され

た所得を表し、 $v_{K+Tt}$  は時間固定効果を意味する。KSY [ 2000 ] は、 $Y_3$  に個人可処分所得を用いて分析を行っている。(8)式の係数 $\beta_{K+T}$  は、 $Y_1$  に対する地域固有のショックのうち、資本市場に加えて、中央政府の財政政策による所得移転を通じた地域間の保険効果によって吸収された部分を計測している。(8)式が(4)式と(5)式の和として表されることからわかるように、 $\beta_T = \beta_{K+T} - \beta_K$  は中央政府の財政政策、具体的には地域間の租税移転を通じた地域間の保険効果を計測している。KSY [ 2000 ] は、データ上の制約からわが国に関しては(8)式を推定しなかった。本稿では『県民経済計算』データとわれわれが独自に推計した個人所得・個人可処分所得データを用いて(8)式の推定を行う。

KSY [ 2003 ] はもう1つの地域間リスク・シェアリングの指標を分析している。いま、各地域の代表的消費者が、危険回避的であり、生涯にわたる消費からの期待効用を最大化すると仮定する。代表的消費者の効用関数が相対的危険回避度一定 (constant relative risk aversion) で、全ての地域の割引率が共通ならば、事前の所得に関するリスク・シェアリングが完全であること(すなわち、消費が所得に等しくなる)は、各地域の消費と所得が、各地域の消費の総和と所得の総和に比例することを意味している。もし、完全なリスク・シェアリングが所得に対する保険効果や消費平準化の後にしか成立しない場合には、各地域の消費が全地域の消費の総和に比例する。

いま、資本市場と中央政府の財政政策による地域間の保険効果および消費平準化が完全な場合を想定する。この場合、各地域の消費は全地域の $Y_2$ の総和だけでなく $Y_1$ の総和とも同じ変動を示すので、各地域の消費の変動は $Y_1$ の地域固有の変動には影響を受けず、次式の $v_{K+T+Ct}$ 、すなわち、全地域 $Y_1$ の変動のうち分散不可能であった部分を捉える時間固定効果と等しい。したがって、もし、地域間の所得・消費の平準化が完全であれば、(9)式の回帰係数 $\beta_{K+T+C}$  は、1に等しい。

$$\Delta \ln Y_{lit} - \Delta \ln C_{it} = v_{K+T+Ct} + \beta_{K+T+C} \cdot \Delta \ln Y_{1it} + \epsilon_{K+T+Cit}, \quad (9)$$

ただし、(9)式の $C$ は消費を表し、 $v_{K+T+Ct}$ は全地域の $Y_1$ の変動のうち分散不可能であった部分を意味する時間固定効果である。もし、地域間の所得・消費の平準化が全くなければ、 $\beta_{K+T+C}$ は0になる。(9)式が(4)~(6)式の和として表されることに注目すると、資本市場を通じた地域間の保険効果が実現されたのち、地域固有のショックのうち事後的に財政政策以外によって生じた地域間の所得平準化効果、典型的には信用市場を通じた貯蓄・借入による効果によって平準化された部分は、 $\beta_C = \beta_{K+T+C} - \beta_T - \beta_K$ で表される。

分析に用いるデータの詳細に移る前に、消費に関する他の研究との関係を要約する(より広範な文献のサーベイは、KSY [ 2004 ] の第2節を参照)。

第1に、(9)式を書き換えることによって、(10)式を得る。

$$-\Delta \ln C_{it} = v_{K+T+C_t} + (\beta_{K+T+C} - 1) \cdot \Delta \ln Y_{1it} + \epsilon_{K+T+C_{it}} \quad (10)$$

(10)式は、完全リスク・シェアリング、すなわち、 $(\beta_{K+T+C} - 1)$ が0か否かを検証したCochrane [1991]の実証モデルとほとんど一致している<sup>3</sup>。Cochrane [1991]は、個々の経済主体の消費が総消費の変動とだけ相関関係があるかどうかを検証している。しかし、本稿は、 $Y_1$ に対する地域固有のショックのうち、さまざまな経路を通じた地域間の保険効果によって吸収された部分を計測することに焦点を合わせる。第2に、(10)式の右辺に、時間固定効果に代えて実質金利の項を加えると、Campbell and Mankiw [1989]の流動性制約下の消費者に関する経験的 (rule-of-thumb) 実証モデルと同一のモデルが導かれる。Campbell and Mankiw [1989]は主に恒常所得仮説の検証を意図しており、時系列方向の回帰分析を強調する。本稿は、横断面方向の回帰分析に重点を置き、 $\beta_{K+T+C}$ は信用市場のみならず、資本市場、中央政府による保険効果を計測している。つまり、 $Y_1$ の地域固有のショックに対する所得・消費の平準化の度合いが以下の3つの経路によって計測可能であると解釈している。すなわち、第1に、地域固有のショックのうち、 $\beta_K$ で表される金融資産の相互保有 (事前的な保険) によって平準化される部分、第2に $\beta_T$ で表されるショックが生じた後に誘発される中央政府の地域間純移転によって事後的に平準化される部分、そして第3に金融資産の相互保有と中央政府による所得移転を通じた保険効果が実現されたのちに、信用市場を通じた貯蓄・借入による地域間の所得平準化効果によって吸収された部分であり、 $\beta_C$ で表される。

わが国を円通貨圏とみなした場合に、地域間の所得・消費の平準化がどの程度行われているかは、地域固有のショックに対する所得・消費の平準化効果を包括的に計測することによって定量化できる。われわれは、本稿の分析結果が、わが国の地方政府がより独立した財政政策を行うことの必要性についての議論を行う前提として、中央政府による財政政策機能の現状を定量的に把握する一助となることを期待している。

### 3. データ

本節では、分析に用いるデータの詳細について説明する。分析には、全く平準化されていない所得データ ( $Y_1$ )、資本市場によってのみ平準化された所得データ ( $Y_2$ )、資本市場および中央政府によって平準化された所得データ ( $Y_3$ )、消費データ ( $C$ )が必要となる。以下では、 $Y_1$ 、 $Y_2$ 、 $Y_3$ について4つの組合せを考察する。

3 正確には、Cochrane [1991]は、所得は内生的に決定されると考えたため、右辺の回帰変数には、所得データ以外のさまざまな操作変数を用いている。

本稿が所得平準化効果を推定するうえでベンチマークとするデータは、純市場価格データである。市場価格データは市場の価格によって計測されるのに対して、要素費用データは市場価格データから純間接税（間接税マイナス補助金）を控除することによって計測される。また、純ベースのデータと粗ベースのデータの違いは、資本減耗を含むか含まないかによる<sup>4</sup>。

本稿で純市場価格データをベンチマークとするのは、 $Y_1$ 、 $Y_2$ 、 $Y_3$ のすべてが資本減耗を含まないという意味において、統合的な分析が可能となるからである。本稿でこれを選んだ根拠は、何らかの経済理論モデルにあるわけではなく、わが国の『県民経済計算』データの定義における整合性の確保にあり、このことは $\beta_K$ 、 $\beta_T$ 、 $\beta_C$ の推定値に影響を与えるかもしれない。

本稿で分析に用いる他のデータは、ASY [1996]、KSY [2000, 2003] によって推奨されたデータである。これらのデータは統計作成上の整合性に欠陥があるため、本稿ではそれらのデータは計測結果の頑健性を確認するために用いる。具体的には、2組目のデータは、ASY [1996] で推奨された県内総生産、市場価格表示県民所得である。また、3組目のデータはKSY [2003] で提案された粗市場価格ベースのデータ（県内総生産、県民総生産）から成る。4番目のデータは、KSY [2003] の結果を再現するためのデータである。

## (1) ベンチマークとなるデータ：純市場価格データ

はじめに、ベンチマークとなる純市場価格データを構築する。データ構築に際しては、まず $C$ と $Y_3$ を定義する。次に、中央政府および資本市場による所得移転を意味する統計上の項目を $Y_3$ から順次控除することによって $Y_2$ 、 $Y_1$ を求める。分析には、内閣府社会経済研究所から発行されている2系列の『県民経済計算』を用いる。これらのデータは、『国民経済計算』の都道府県版である。第1の系列は、1990～2001年度について利用可能で、1993年基準国民経済計算統計（SNA）の作成手法に基づいている。第2の系列は、1975～99年度について利用可能で、1968年基準のSNA作成手法に基づいている。

消費データ( $C$ )については、各都道府県全体を1つの経済主体と仮定し、最終消費支出（民間最終消費支出と政府最終消費支出の和）を用いる。最終消費支出系列は『県民経済計算』から得られる。

$Y_3$ に関しては、県民可処分所得を用いる。県民可処分所得は、資本市場のみならず中央政府の課税と移転によっても平準化された所得であると考えられるからである。分析には『県民経済計算』から得られる県民可処分所得の系列を利用する。

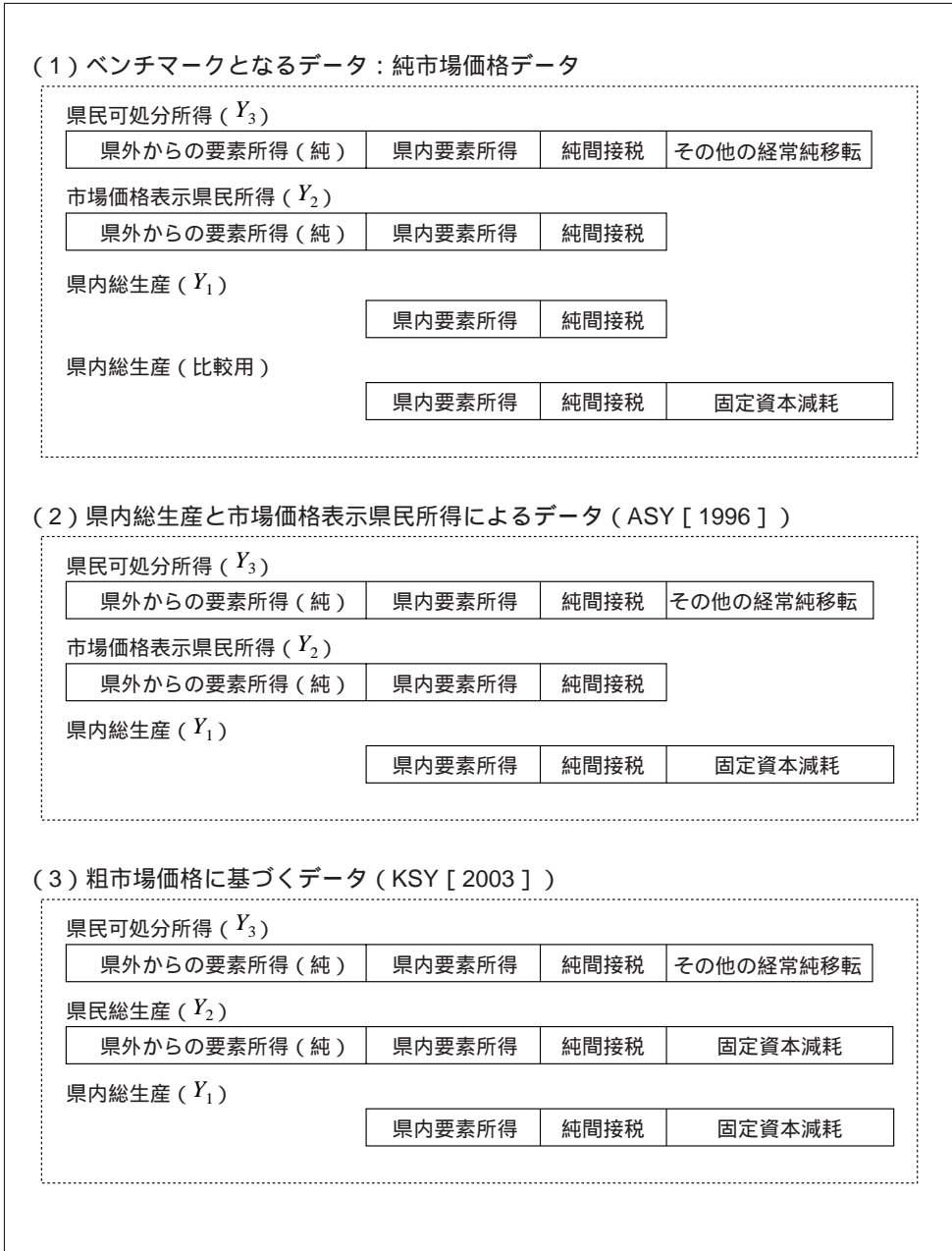
次に、 $Y_2$ は、 $Y_3$ （県民可処分所得）から中央政府による所得移転を表す項目を控

4 統計項目上は、「固定資本減耗」を含むデータが粗ベースのデータで、「固定資本減耗」を含まないデータが純ベースのデータである。



除して求める。『県民経済計算』で中央政府による所得移転を表す項目は、「その他の経常純移転」である。図1の上段パネルの1行目・2行目は、県民可処分所得が「その他の経常純移転」と市場価格表示県民所得の和であることを示しているため、資本市場によって平準化された所得 ( $Y_2$ ) は、市場価格表示県民所得となる。

図1 所得データの比較



最後に、 $Y_1$  は、 $Y_2$  (市場価格表示県民所得) から資本市場による所得移転を表す項目「県外からの要素所得(純)」<sup>5</sup>を控除することによって求められる。図1の上段パネルの2行目・3行目が示すように、市場価格表示県民所得は「県外からの要素所得(純)」と県内純生産の和であるため、 $Y_1$ としては県内純生産を用いる。県内純生産の系列は『県民経済計算』に掲載されていないため、実際には、図1の上段パネルの4行目が示すように、県内総生産から「固定資本減耗」を控除して、県内純生産を推計する。図1の上段パネルは、基準となるこれら3つのデータが「純間接税」を含み「固定資本減耗」を含まないという意味において整合的に計測されていることを示す。この純市場価格データによって $\beta_K$ 、 $\beta_T$ 、 $\beta_C$ の理論的に整合性のある推定値が得られると考えられる。

なお、KSY [2003] に従って、これらの所得・消費データを実質化するうえで都道府県別CPIを用いる。さらに、すべてのデータを、『県民経済計算』の人口データによって1人当たりのデータに調整している。

## (2) 県内総生産と市場価格表示県民所得によるデータ

ASY [1996] は、 $\beta_K$ を推定する際に、地域別GDPと市場価格表示地域所得を用いている。ASY [1996] に従い、ベンチマーク・データのうち1系列を変更し分析を行った。すなわち、 $Y_1$ には県内純生産に代えて県内総生産を用いた。その他のデータに関しては、ベンチマーク・データ同様、 $Y_2$ には市場価格表示県民所得、 $Y_3$ には県民可処分所得を用いており、消費についても同様のデータを用いている。

このデータには欠陥が1つある。図1の中段パネルに示されるように、 $\beta_K$ の推定値には「県外からの要素所得(純)」のみならず「固定資本減耗」の影響が含まれてしまう。県内総生産には「固定資本減耗」が含まれる一方で、市場価格表示県民所得には「固定資本減耗」が含まれないためである。こうした関係は、図1の中段パネルで明確に示されている。

## (3) 粗市場価格に基づくデータ

KSY [2003] が推奨するデータについて考察する。KSY [2003] の推奨に従い、ベンチマーク・データから2系列を変更し分析を行った。すなわち、 $Y_1$ には県内純生産に代えて県内総生産を用い、また $Y_2$ には市場価格表示県民所得に代えて県民

5「県外からの要素所得(純)」には、資本所得の移転のみならず雇用者所得の移転が含まれている。大都市圏では、雇用者が隣接した他の都道府県から雇用者所得を得ることは大いにありそうなことである。したがって、 $\beta_K$ の推定値は資本市場による所得移転だけを通じた平準化効果を反映したものではない。

この問題に対応するため、大都市圏に属する都道府県の所得・消費を合計した。具体的には、首都圏(東京、神奈川、埼玉、千葉)、東海圏(愛知、岐阜、三重)、関西圏(大阪、京都、兵庫、滋賀、和歌山、奈良)を3つの大きな県として分析した。しかしながら、得られた推定結果は元のデータによる推定結果から大きな変化はなかったため、県境を越える通勤の影響はさほど大きくないと考えられる。

総生産を用いた<sup>6</sup>。

このデータにも(2)節で示したデータと類似の欠陥がある。図1の下段パネルが示すように、県内総生産と県民総生産には「固定資本減耗」が含まれる一方、県民可処分所得には「固定資本減耗」は含まれない。したがって、 $\beta_{K+T}$ の推定値には「県外からの要素所得(純)」および「その他の経常純移転」のみならず「固定資本減耗」の影響が含まれる。

#### (4) Kalemli-Ozcan, Sørensen and Yosha [2003] によるデータ

KSY [2003] の分析結果を再現するために、 $Y_1$ には県内総生産、 $Y_2$ には県民個人所得、 $Y_3$ には県民個人可処分所得を用いた分析も行った。KSY [2003] では、データ上の制約からこのデータを用いて分析している。しかし、KSY [2003] は上記の(3)節で示したデータの使用を推奨しているため、本データによる再現は比較のみを目的に行う。

$Y_2$ に関して、県民個人所得は、家計と対家計民間非営利団体に分配された県民所得でほぼ近似される<sup>7</sup>。『県民経済計算』には県民個人所得系列が掲載されていないため、本稿では独自に推計を行った。推計方法の詳細については補論を参照。 $Y_3$ に関して、県民個人可処分所得は、家計と対家計民間非営利団体に分配された県民可処分所得から雇主の社会保険負担<sup>8</sup>を控除した額に等しい。県民個人可処分所得系列も『県民経済計算』に掲載されていないため、本稿では独自に推計を行った。推計方法の詳細については補論を参照<sup>9</sup>。

#### (5) 基本統計量

本稿は、統計的な整合性を確保しているという観点から、純市場価格データをベンチマーク・データとして用いる。他のデータによる推定では推定値にバイアスが生じる可能性が高い。回帰分析に移る前に、表1、表2でデータの基本統計量を概観する。全てのデータは1人当たりの実質値を年率の成長率(%表示)にしたもので

6 実際には『県民経済計算』の県民総支出系列を県民総生産に用いる。

7 県民個人所得は、以下の3点において県民所得と異なる。第1に、県民個人所得は家計と対家計民間非営利団体のみを対象としているのに対し、県民所得は家計と対家計民間非営利団体のみならず、非金融法人企業、金融法人企業、一般政府を含めた制度部門別経済主体の全てを対象としている。第2に、県民所得には「雇主の社会負担」が含まれている一方で、県民個人所得には「雇主の社会負担」は含まれていない。第3に、県民個人所得には、個人への所得移転から個人の社会保険への負担を控除したものが含まれており、これは直接税の支払いを除く個人への「その他の経常純移転」と同義である。

8 統計項目の名称は、「雇主の社会負担」である。

9 KSY [2003] は、わが国に関しては、(財)統計情報研究開発センター(Sinfonica)のデータによって、 $Y_1$ に県内総生産、 $Y_2$ に県民個人所得、 $C$ に民間最終消費支出を用いて、1975~93年で、(4)式、(9)式を推定している。しかしながら、上述したように、 $Y_3$ に用いる県民個人可処分所得のデータが入手できなかったことから、わが国に関しては(8)式を推定していない。

ある。表1は1968年基準のSNAに基づいたデータの基本統計量である。また、表2は1993年基準のSNAに基づいたデータの基本統計量である。さらに、表3、表4は各

表1 1968年基準のSNAに基づくデータの基本統計量

|                |            | サンプル数 | 平均   | 標準偏差 | 最小値    | 最大値   |
|----------------|------------|-------|------|------|--------|-------|
| Y <sub>1</sub> | 県内純生産      | 898   | 1.78 | 3.00 | -10.18 | 14.82 |
|                | 県内総生産      | 1128  | 2.07 | 2.80 | -9.32  | 14.17 |
| Y <sub>2</sub> | 市場価格表示県民所得 | 913   | 1.95 | 3.01 | -9.76  | 13.13 |
|                | 県民総生産      | 1128  | 2.17 | 2.83 | -8.96  | 16.59 |
|                | 県民個人所得     | 1126  | 1.42 | 3.72 | -16.36 | 16.43 |
| Y <sub>3</sub> | 県民可処分所得    | 788   | 2.01 | 2.97 | -9.53  | 17.29 |
|                | 県民個人可処分所得  | 1126  | 1.35 | 3.84 | -16.00 | 15.48 |
| C              | 最終消費支出     | 1128  | 2.03 | 1.93 | -5.77  | 13.80 |

備考：サンプル数を除く全ての変数は1人当たりの実質値の変化率(%)に基づいている。

表2 1993年基準のSNAに基づくデータの基本統計量

|                |            | サンプル数 | 平均    | 標準偏差 | 最小値    | 最大値   |
|----------------|------------|-------|-------|------|--------|-------|
| Y <sub>1</sub> | 県内純生産      | 506   | -0.15 | 2.38 | -8.02  | 6.54  |
|                | 県内総生産      | 517   | 0.32  | 2.19 | -6.46  | 6.64  |
| Y <sub>2</sub> | 市場価格表示県民所得 | 506   | 0.02  | 2.54 | -6.80  | 6.83  |
|                | 県民総生産      | 517   | 0.46  | 2.34 | -5.87  | 6.02  |
|                | 県民個人所得     | 517   | 0.18  | 3.21 | -9.97  | 19.26 |
| Y <sub>3</sub> | 県民可処分所得    | 495   | 0.50  | 2.51 | -8.26  | 10.78 |
|                | 県民個人可処分所得  | 517   | 0.50  | 3.57 | -10.51 | 9.93  |
| C              | 最終消費支出     | 517   | 1.50  | 1.80 | -6.45  | 7.56  |

備考：サンプル数を除く全ての変数は1人当たりの実質値の変化率(%)に基づいている。

表3 相関行列: 1968年基準 SNA

|                |                | Y <sub>1</sub> |       | Y <sub>2</sub> |       |       | Y <sub>3</sub> |       | C     |
|----------------|----------------|----------------|-------|----------------|-------|-------|----------------|-------|-------|
|                |                | (a)            | (b)   | (c)            | (d)   | (e)   | (f)            | (g)   | (h)   |
| Y <sub>1</sub> | 県内純生産 (a)      | 1.000          |       |                |       |       |                |       |       |
|                | 県内総生産 (b)      | 0.986          | 1.000 |                |       |       |                |       |       |
| Y <sub>2</sub> | 市場価格表示県民所得 (c) | 0.888          | 0.881 | 1.000          |       |       |                |       |       |
|                | 県民総生産 (d)      | 0.877          | 0.892 | 0.986          | 1.000 |       |                |       |       |
|                | 県民個人所得 (e)     | 0.570          | 0.586 | 0.679          | 0.696 | 1.000 |                |       |       |
| Y <sub>3</sub> | 県民可処分所得 (f)    | 0.798          | 0.795 | 0.905          | 0.891 | 0.603 | 1.000          |       |       |
|                | 県民個人可処分所得 (g)  | 0.504          | 0.520 | 0.611          | 0.624 | 0.937 | 0.557          | 1.000 |       |
| C              | 最終消費支出 (h)     | 0.429          | 0.461 | 0.448          | 0.467 | 0.351 | 0.412          | 0.291 | 1.000 |

備考：全ての変数を1人当たりの実質値の変化率にしたうえで相関係数を計算している。

表4 相関行列: 1993年基準 SNA

|       |                | $Y_1$ |       | $Y_2$ |       |       | $Y_3$ |       | $C$   |
|-------|----------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
|       |                | (a)   | (b)   | (c)   | (d)   | (e)   | (f)   | (g)   | (h)   |
| $Y_1$ | 県内純生産 (a)      | 1.000 |       |       |       |       |       |       |       |
|       | 県内総生産 (b)      | 0.983 | 1.000 |       |       |       |       |       |       |
| $Y_2$ | 市場価格表示県民所得 (c) | 0.891 | 0.891 | 1.000 |       |       |       |       |       |
|       | 県民総生産 (d)      | 0.882 | 0.910 | 0.986 | 1.000 |       |       |       |       |
|       | 県民個人所得 (e)     | 0.520 | 0.533 | 0.651 | 0.648 | 1.000 |       |       |       |
| $Y_3$ | 県民可処分所得 (f)    | 0.797 | 0.797 | 0.859 | 0.850 | 0.576 | 1.000 |       |       |
|       | 県民個人可処分所得 (g)  | 0.481 | 0.500 | 0.575 | 0.580 | 0.892 | 0.551 | 1.000 |       |
| $C$   | 最終消費支出 (h)     | 0.404 | 0.445 | 0.416 | 0.452 | 0.334 | 0.411 | 0.274 | 1.000 |

備考：全ての変数を1人当たりの実質値の変化率にしたうえで相関係数を計算している。

データの相関行列を示している。 $Y_1$ 、 $Y_2$ 、 $Y_3$ 、 $C$ の各グループ内ではデータは正の相関を持っている。しかしながら、純基準であるか粗基準であるかといった会計手法の選択、あるいは県内全ての経済主体を対象としているか否かなどといった統計作成手法の相違によって、相関係数の大きさはグループ内でも一様に高いわけではない。したがって、マクロ経済データの選択によって、後段の計量分析結果が影響を受けることが予想される。この点の詳細については、後続の節で述べる。

#### 4 . ベンチマーク・データの分析結果

本節では、まず、分析手法の詳細について述べる。次に、本稿のベンチマーク・データである純市場価格データ ( $Y_1$ : 県内純生産、 $Y_2$ : 市場価格表示県民所得、 $Y_3$ : 県民可処分所得) に基づいた分析結果を示す。最後に、部分サンプル期間についての分析結果を示す。

##### (1) 分析手法

実証分析においては、まず、全サンプルに基づいて(4)式(以下に再掲)から( $100*\beta_K$ )を推定する。

$$\Delta \ln Y_{1it} - \Delta \ln Y_{2it} = v_{Kt} + \beta_K \cdot \Delta \ln Y_{1it} + \epsilon_{Kit},$$

次に、(9)式(以下に再掲)から( $100*\beta_{K+T+C}$ )を推定する。

$$\Delta \ln Y_{1it} - \Delta \ln C_{it} = v_{K+T+Ct} + \beta_{K+T+C} \cdot \Delta \ln Y_{1it} + \epsilon_{K+T+Cit}$$

実際の分析では、時期によっては県民可処分所得を公表していない県があるというデータ上の制約のため、分析に使用するサンプル数を減らさざるを得ない。そこで、県民可処分所得データが利用可能なサンプルに限って、さらに分析を行う。まず、(4)式(以下に再掲)によって(100\*β<sub>K</sub>)を推定する。

$$\Delta \ln Y_{1it} - \Delta \ln Y_{2it} = v_{Kt} + \beta_K \cdot \Delta \ln Y_{1it} + \epsilon_{Kit}$$

次に、(8)式(以下に再掲)から(100\*β<sub>K+T</sub>)を推定する。

$$\Delta \ln Y_{1it} - \Delta \ln Y_{3it} = v_{K+Tt} + \beta_{K+T} \cdot \Delta \ln Y_{1it} + \epsilon_{K+Tit}$$

最後に、(9)式(以下に再掲)から(100\*β<sub>K+T+C</sub>)を推定する。

$$\Delta \ln Y_{1it} - \Delta \ln C_{it} = v_{K+T+Ct} + \beta_{K+T+C} \cdot \Delta \ln Y_{1it} + \epsilon_{K+T+Cit}$$

(100\*β<sub>K+T+C</sub>) - (100\*β<sub>K+T</sub>) = (100\*β<sub>C</sub>) および (100\*β<sub>K+T</sub>) - (100\*β<sub>K</sub>) = (100\*β<sub>T</sub>) という関係を用いて、リスク・シェアリングの個々の要素について推定することができる。

(4)式、(8)式、(9)式の推定においては、誤差項の不均一分散性を調整するために、2段階の推定を行っている。第1段階では、まず各式を時間固定効果の項を含めてOLSにより推定を行う。そして、各式における各都道府県ごとの残差を用いて、各都道府県ごとの誤差項の分散を推定する。こうして得られた分散の推定値を用いて、各都道府県の誤差項の不均一分散性を調整する。具体的には、時間固定効果の項を含めた加重最小二乗法(WLS)により各式の推定を行う。この手法をWLS1と呼称する。

WLS1では、説明変数が3本の式ごとに得られた各都道府県ごとの誤差項の分散の推定値を用いて調整されるため、3本の式で説明変数が共通でなくなる。したがって、分散を要因分解するための恒等式である(2)式は、WLS1による推定値では成立しない<sup>10</sup>。この問題に対処するために、(4)式、(8)式、(9)式において誤差項

10 この問題に対処するために、ASY [1996] によって提唱された手法を用いて誤差項における式間および都道府県間の相関に加え自己相関の調整を試みた。具体的には、まず、OLSによる残差から誤差項について、式間の相関行列Ω、都道府県間の分散共分散行列Γ、(自己相関がAR1に従うと仮定したうえで)自己相関行列Rを推定した。次に、誤差項の分散共分散Σが、Σ = Ω ⊗ Γ ⊗ R といった構造を持つと仮定したうえでΣを推定し、サンプル数に合わせてΣに調整を行ったうえで一般化最小二乗法で推計した。しかしながら、いずれのデータにおいても、Σの推定値は正値定符行列とならず、分散共分散行列としての必要条件を満たさないことが判明した。この問題点は、ASY [1996] でも指摘されているように、都道府県間の分散共分散行列Γを推定する際に都道府県ごとのサンプル数が過少であることに由来すると考えられる。

の分散は共通であると仮定し、3本の式のOLS残差を全て用いて県ごとに推定した誤差項の分散を用いて、不均一分散性を調整したうえで推定を行った。この手法であれば、各式で説明変数は共通となるため、分散を要因分解するための恒等式である(2)式が成立する。この手法をWLS2と呼称する。

## (2) 全サンプル期間による分析結果

純市場価格データ ( $Y_1$ : 県内純生産、 $Y_2$ : 市場価格表示県民所得、 $Y_3$ : 県民可処分所得) に基づいた分析結果が表5である。表5の第4行目、第5行目は1968年基準SNAデータを用いてWLS1によって推定した結果を示す。1975~99年度のデータによれば、 $(100*\beta_K)$  の推定値は23.9%および22.0%であり、KSY [ 2003 ] による推定値 ( 21.6% 1975~93年 ) に近い値となっている。 $(100*\beta_{K+T+C})$  の推定値も、91.3% および92.4%であり、KSY [ 2003 ] による推定値 ( 97.3% 1975~93年 ) に近い。なお、表5の第9行目、第10行目に示されるように、WLS2によってもWLS1とほぼ同じ推定値が得られる。

表5 純市場価格データに基づく分析結果

|                                  | 地域数 | 資本市場<br>$100*\beta_K$ | 資本市場<br>中央政府<br>$100*\beta_{K+T}$ | 包括的<br>保険効果<br>$100*\beta_{K+T+C}$ | 消費平準化<br>$100*\beta_C$ |
|----------------------------------|-----|-----------------------|-----------------------------------|------------------------------------|------------------------|
|                                  |     | $Y_1$<br>県内純生産        | $Y_2$<br>市場価格表示<br>県民所得           | $Y_3$<br>県民<br>可処分所得               | $C$<br>最終<br>消費支出      |
| WLS1                             |     |                       |                                   |                                    |                        |
| 1968 SNA ( 1 ) ( 1975 ~ 99年度 )   | 44  | 23.9 ( 1.5 )          | -                                 | 91.3 ( 1.7 )                       |                        |
| 1968 SNA ( 2 ) ( 1975 ~ 99年度 )   | 41  | 22.0 ( 1.6 )          | 30.6 ( 2.0 )                      | 92.4 ( 1.8 )                       | 61.8                   |
| 1993 SNA ( 1 ) ( 1990 ~ 2001年度 ) | 46  | 19.8 ( 1.9 )          | -                                 | 87.3 ( 2.4 )                       |                        |
| 1993 SNA ( 2 ) ( 1990 ~ 2001年度 ) | 45  | 19.4 ( 1.9 )          | 33.0 ( 2.5 )                      | 87.5 ( 2.5 )                       | 54.5                   |
| WLS2                             |     |                       |                                   |                                    |                        |
| 1968 SNA ( 1 ) ( 1975 ~ 99年度 )   | 44  | 23.5 ( 1.7 )          | -                                 | 91.0 ( 1.7 )                       |                        |
| 1968 SNA ( 2 ) ( 1975 ~ 99年度 )   | 41  | 22.4 ( 2.0 )          | 30.5 ( 2.0 )                      | 92.3 ( 2.0 )                       | 61.8                   |
| 1993 SNA ( 1 ) ( 1990 ~ 2001年度 ) | 46  | 20.1 ( 2.4 )          | -                                 | 86.6 ( 2.4 )                       |                        |
| 1993 SNA ( 2 ) ( 1990 ~ 2001年度 ) | 45  | 19.1 ( 2.6 )          | 31.9 ( 2.6 )                      | 87.3 ( 2.6 )                       | 55.4                   |

備考：括弧内の数値は推定値の標準誤差を表している。1968 SNA(1)の推定値は898のアンバランス・データに基づく。1968 SNA(2)の推定値は、県民可処分所得データの制約からサンプル数が減少したため、788のアンバランス・データに基づく。同様に、1993 SNA(1)の推定値は、506のバランス・データに基づき、1993 SNA(2)の推定値は495のバランス・データに基づく。バランス・データとは全地域のサンプル数が等しいデータを意味し、アンバランス・データとはサンプル数が等しくない地域が存在するデータを意味する。

SNAの定義およびサンプル期間の違いによる影響を検証するために、WLS2による推定結果をもとに、1968年基準SNAデータと1993年基準SNAデータを用いた $(100*\beta_K)$ 、 $(100*\beta_T)$ 、 $(100*\beta_C)$ の推定値の大きさを比較する。表5の第11行目、第12行目から、1993年基準SNAデータによる $(100*\beta_K)$ の推定値は、1968年基準SNAデータによる推定値よりわずかに小さな値をとっている。しかし、1993年基準SNAデータによる $(100*\beta_C)$ の推定値(55.4%)は、1968年基準SNAデータによる推定値(61.8%)よりも小さな値をとっている。

$(100*\beta_C)$ は、1990年代に実際に低下したのであるだろうか、もしくは、こうした低下は1968年基準から1993年基準へのSNAの定義変更に由来するのであるだろうか。この発見の頑健性を明らかにするために、1968年基準SNAデータと1993年基準SNAデータをともに用いて、全サンプル期間ではなく、部分サンプル期間のデータを用いて追加的な分析を行う。

### (3) 部分サンプル期間による分析結果

1990年代の $(100*\beta_C)$ の推定値の低下がSNAの定義変更によるものか否かを検証するために、(4)~(7)式を5年間の部分サンプル期間を用いて $(100*\beta_K)$ 、 $(100*\beta_T)$ 、 $(100*\beta_C)$ をWLS2によって推定する。1968年基準SNAデータによる部分サンプル期間は、1976~80年度、1977~81年度、...、1995~99年度である。1993年基準SNAデータによる部分サンプル期間は、1991~95年度、1992~96年度、...、1997~2001年度である。

図2は部分サンプル期間による分析結果を要約している。上図は1968年基準SNAデータによる分析結果、下図は1993年基準SNAデータによる分析結果である。横軸の年度は、部分サンプル期間の中央年度を意味している。例えば1996年度と示されている軸上には1994~98年度のデータを用いた分析結果が示されている。上図からわかるように、 $(100*\beta_C)$ および $(100*\beta_{K+T+C})$ の推定値は1990年代初頭に大きく落ち込んでいる。下図においても、1990年代初頭となる初期の部分サンプル期間では、 $(100*\beta_C)$ の推定値は比較的小さな値であり、年を経るごとにその推定値は大きくなっていることが確認できる。上図からは、 $(100*\beta_T)$ および $(100*\beta_K)$ の推定値は、 $(100*\beta_C)$ の推定値が低下している時期にやや大きくなっていることもわかる。

図3は、分析に用いた各変数の成長率の横断面の標準偏差を表している。1990年代初頭には、最終消費支出の分散は県内純生産の標準偏差と同程度の大きさである。このため、リスク・シェアリングの効果全体を表す $(100*\beta_{K+T+C})$ が減少したことが予想される。この期間に、 $(100*\beta_{K+T})$ の推計値が少々増加したことによって逆算で得られる $(100*\beta_C)$ の推計値が減少したのである。



図2 純市場価格データに基づく分析結果

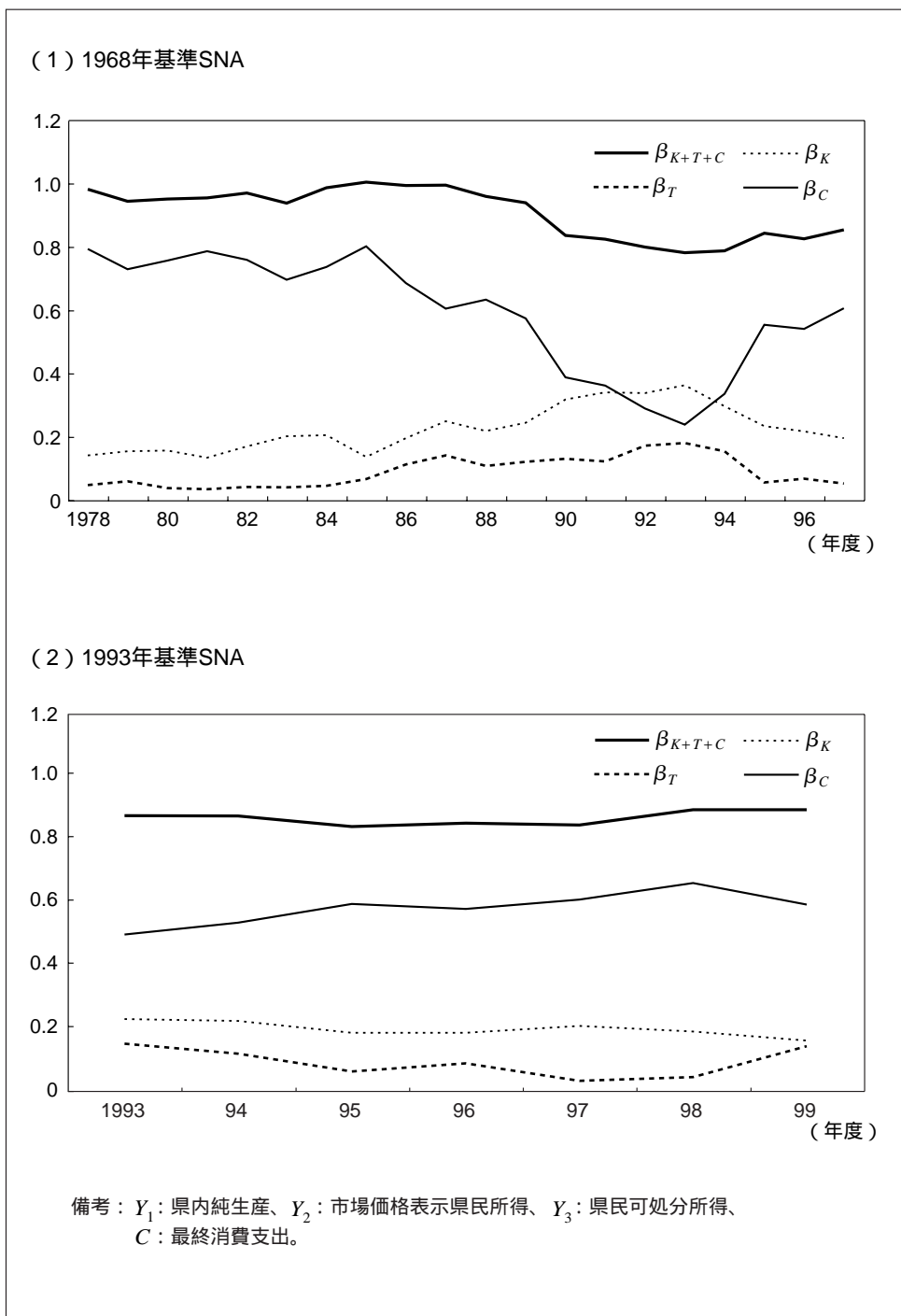
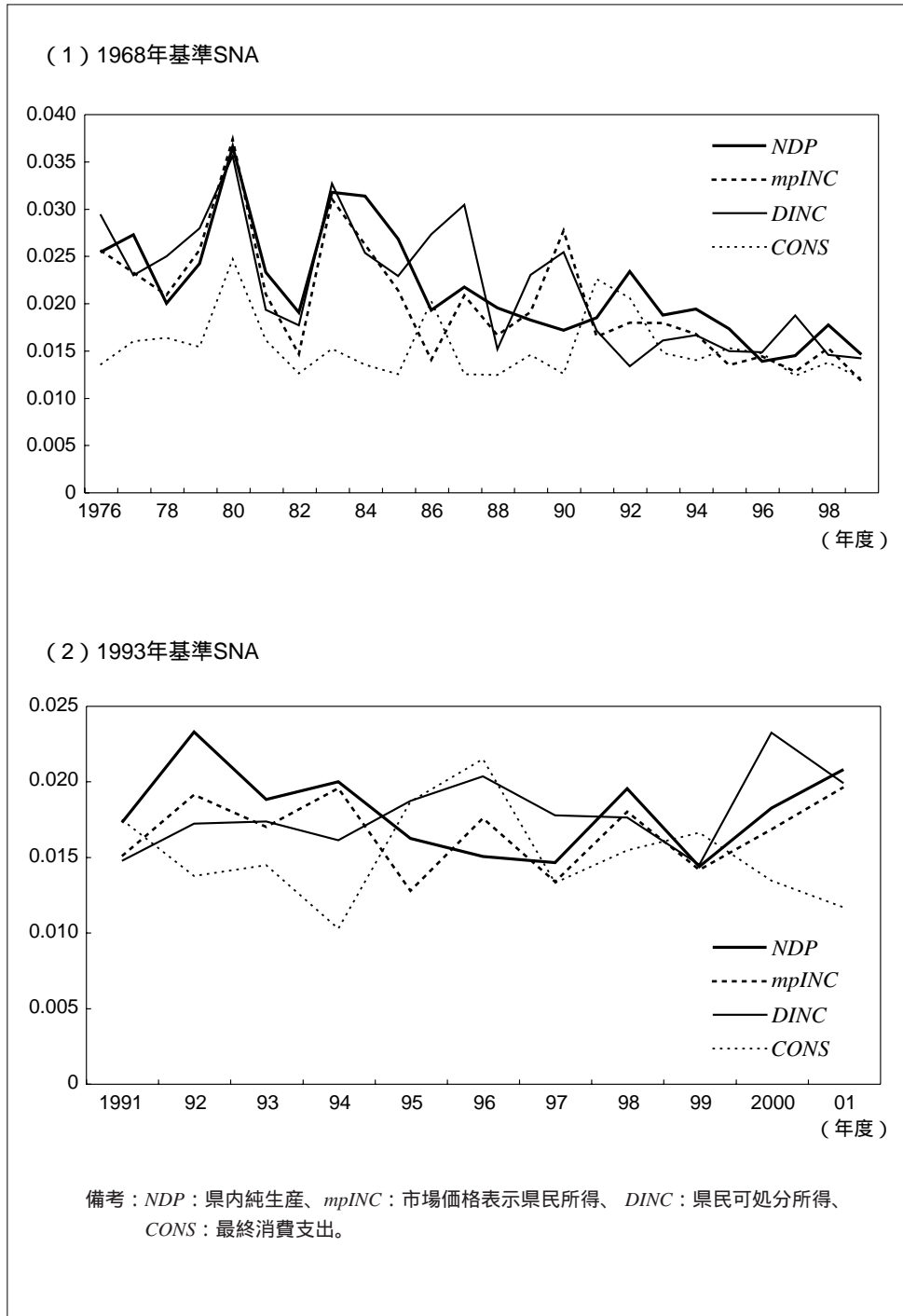


図3 純市場価格データの標準偏差



## 5. マクロ経済変数の選択による感応度

本節では、県内総生産および市場価格表示県民所得データ、県内総生産および県民総生産データ、KSY [2003] で用いられたデータによる分析結果を示す。推定手法は、前節と同様であるため、本節では結果だけを示す。また、WLS1とWLS2のいずれの手法でもほぼ同様の結果が得られたため、WLS2による分析結果についてだけ説明する。

### (1) 県内総生産および市場価格表示県民所得データによる分析結果

表6の第9行目、第11行目から、1968年基準SNAデータによる  $(100*\beta_K)$  の推定値は、17.6%および16.6%であり、KSY [2003] の推定値 (21.6%) よりも小さくなっている。 $(100*\beta_{K+T+C})$  の推定値 (88.9%および90.1%) も、KSY [2003] による推定値 (97.3%) と同程度の値をとっている。しかしながら、SNAの定義もしくはサンプル期間によってこの結果は頑健ではない。表6の第11行目、第12行目から、1993年基準SNAデータでは、 $(100*\beta_K)$  および  $(100*\beta_C)$  の推定値はより小さな値をとることがわかる。

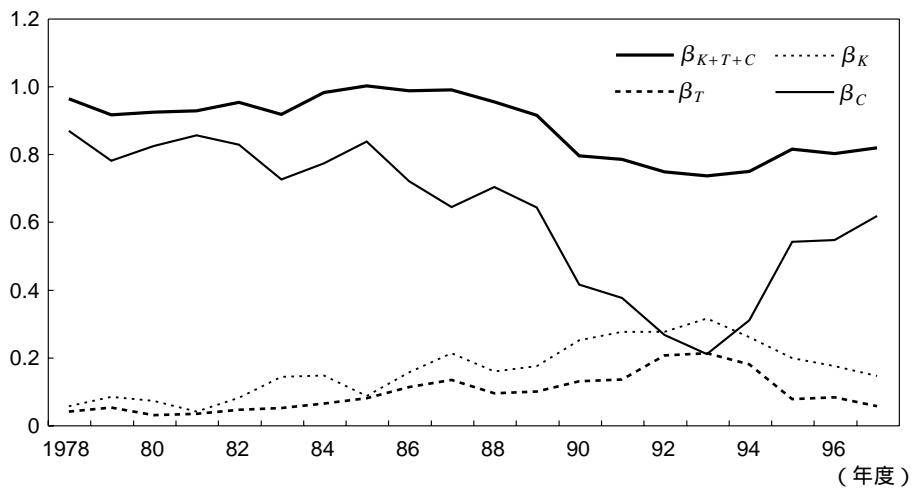
表6 県内総生産と市場価格表示県民所得に基づく分析結果

|                            | 地域数            | 資本市場<br>$100*\beta_K$   | 資本市場<br>中央政府<br>$100*\beta_{K+T}$ | 包括的<br>保険効果<br>$100*\beta_{K+T+C}$ |
|----------------------------|----------------|-------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|
|                            | $Y_1$<br>県内総生産 | $Y_2$<br>市場価格表示<br>県民所得 | $Y_3$<br>県民<br>可処分所得              | $C$<br>最終<br>消費支出                  |
| WLS1                       |                |                         |                                   |                                    |
| 1968 SNA (1) (1975～99年度)   | 44             | 18.0 (1.8)              | -                                 | 90.3 (1.9)                         |
| 1968 SNA (2) (1975～99年度)   | 41             | 15.5 (1.8)              | 24.6 (2.3)                        | 91.9 (1.9)                         |
| 1993 SNA (1) (1990～2001年度) | 46             | 12.4 (2.1)              | -                                 | 83.2 (2.7)                         |
| 1993 SNA (2) (1990～2001年度) | 45             | 12.1 (2.1)              | 25.3 (2.8)                        | 83.4 (2.8)                         |
| WLS2                       |                |                         |                                   |                                    |
| 1968 SNA (1) (1975～99年度)   | 44             | 17.6 (2.0)              | -                                 | 88.9 (2.0)                         |
| 1968 SNA (2) (1975～99年度)   | 41             | 16.6 (2.2)              | 25.5 (2.2)                        | 90.1 (2.2)                         |
| 1993 SNA (1) (1990～2001年度) | 46             | 11.8 (2.7)              | -                                 | 82.2 (2.7)                         |
| 1993 SNA (2) (1990～2001年度) | 45             | 10.4 (2.9)              | 24.6 (2.9)                        | 83.3 (2.9)                         |

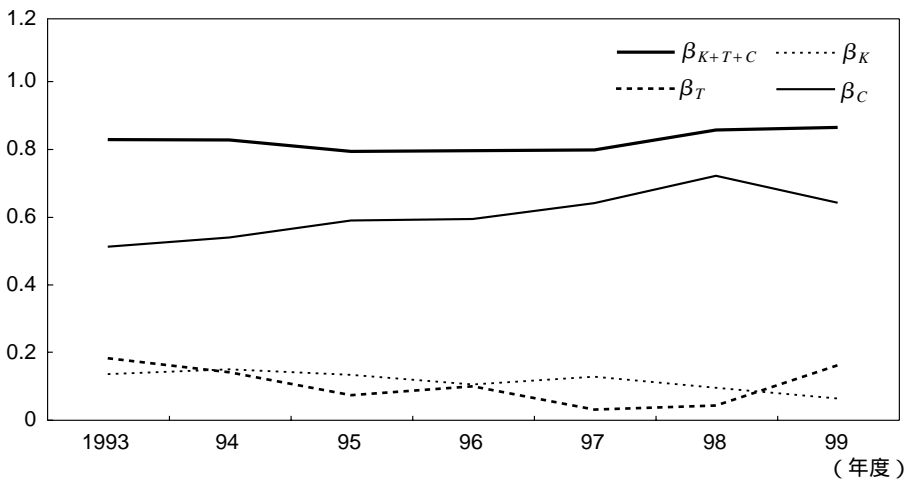
備考：括弧内の数値は推定値の標準誤差を表している。1968 SNA(1)の推定値は913のアンバランス・データに基づく。1968 SNA(2)の推定値は、県民可処分所得データの制約からサンプル数が減少したため、788のアンバランス・データに基づく。同様に、1993 SNA(1)の推定値は、506のバランス・データに基づき、1993 SNA(2)の推定値は495バランス・データに基づく。バランス・データとは全地域のサンプル数が等しいデータを意味し、アンバランス・データとはサンプル数が等しくない地域が存在するデータを意味する。

図4 県内総生産と市場価格表示県民所得に基づく分析結果

(1) 1968年基準SNA



(2) 1993年基準SNA



備考： $Y_1$ ：県内総生産、 $Y_2$ ：市場価格表示県民所得、 $Y_3$ ：県民可処分所得、 $C$ ：最終消費支出。

図4は、部分サンプル期間による分析結果を示している。上図からは $(100*\beta_C)$  および $(100*\beta_{K+T+C})$  の推定値は1990年代初頭に大きく低下していると推察される。下図からも、1990年代初頭となる初期の部分サンプル期間では、 $(100*\beta_C)$  の推定値は比較的小さな値で、年を経るごとにその推定値は大きくなっていることが確認できる。上図からは、 $(100*\beta_T)$  および $(100*\beta_K)$  の推定値は、 $(100*\beta_C)$  の推定値が落ち込んでいる時期にやや大きくなっていることもわかる。

本節で用いたデータには、粗基準のデータと純基準のデータが含まれているため、統計的整合性がない( $Y_1$ ; 粗基準、 $Y_2, Y_3$ ; 純基準)。この統計的不整合によって $(100*\beta_K)$  の推定値がベンチマーク・データによる推定値よりも小さくなっていることが説明できるかもしれない。しかし、当該データから得られた推定値をみると、ベンチマーク・データから得られた推定値と大きく乖離していない。

## (2) 粗市場価格に基づくデータによる分析結果

KSY [2003] の主張に従った、粗市場価格データ( $Y_1$ ; 県内総生産、 $Y_2$ ; 県民総生産、 $Y_3$ ; 県民可処分所得)を用いた分析結果を示す。

表7の第9行目、第10行目をみると、1968年基準SNAデータによる $(100*\beta_K)$  の推

表7 粗市場価格データに基づく分析結果

|                            | 地域数            | 資本市場<br>$100*\beta_K$ | 資本市場<br>中央政府<br>$100*\beta_{K+T}$ | 包括的<br>保険効果<br>$100*\beta_{K+T+C}$ |
|----------------------------|----------------|-----------------------|-----------------------------------|------------------------------------|
|                            | $Y_1$<br>県内総生産 | $Y_2$<br>県民総生産        | $Y_3$<br>県民<br>可処分所得              | $C$<br>最終消費支出                      |
| WLS1                       |                |                       |                                   |                                    |
| 1968 SNA (1) (1975~99年度)   | 47             | 22.3 (1.4)            | -                                 | 90.4 (1.7)                         |
| 1968 SNA (2) (1975~99年度)   | 41             | 19.8 (1.5)            | 26.1 (2.4)                        | 90.8 (2.0)                         |
| 1993 SNA (1) (1990~2001年度) | 47             | 16.3 (1.7)            | -                                 | 83.6 (2.7)                         |
| 1993 SNA (2) (1990~2001年度) | 45             | 16.3 (1.2)            | 25.3 (2.8)                        | 83.4 (2.8)                         |
| WLS2                       |                |                       |                                   |                                    |
| 1968 SNA (1) (1975~99年度)   | 47             | 23.1 (1.7)            | -                                 | 90.1 (1.7)                         |
| 1968 SNA (2) (1975~99年度)   | 41             | 21.3 (2.1)            | 25.0 (2.1)                        | 90.3 (2.1)                         |
| 1993 SNA (1) (1990~2001年度) | 47             | 16.5 (2.5)            | -                                 | 83.2 (2.5)                         |
| 1993 SNA (2) (1990~2001年度) | 45             | 16.3 (2.8)            | 24.5 (2.8)                        | 83.6 (2.8)                         |

備考：括弧内の数値は推定値の標準誤差を表している。1968 SNA(1)の推定値は1128のバランス・データに基づく。1968 SNA(2)の推定値は、県民可処分所得データの制約からサンプル数が減少したため、788のアンバランス・データに基づく。同様に、1993 SNA(1)の推定値は、517のバランス・データに基づき、1993 SNA(2)の推定値は495のバランス・データに基づく。バランス・データとは全地域のサンプル数が等しいデータを意味し、アンバランス・データとはサンプル数が等しくない地域が存在するデータを意味する。

定値は、23.1%および21.3%であり、表6で示した分析結果よりも大きく、KSY [2003] の推定値 (21.6%) に近い値をとっている。また、1968年基準SNAデータによる  $(100*\beta_{K+T+C})$  の推定値 (90.1%および90.3%) は、KSY [2003] による推定値 (97.3%) と同程度の値をとっている。このデータでも、サンプル期間の選択に関して推定値は頑健ではない。表7の11行目、第12行目から、1993年基準SNAデータを用いると、 $(100*\beta_K)$  および  $(100*\beta_C)$  の推定値が小さな値をとることがわかる。

図5は、部分サンプル期間による分析結果を要約している。 $(100*\beta_C)$  の推定値は、1968年基準SNAデータ、1993年基準SNAデータのいずれでも、部分サンプル期間の選択に頑健ではない。 $(100*\beta_C)$  の推定値は1980年代後半から1990年代初頭に落ち込んでいることもわかる。

本節で用いたデータは、粗基準のデータと純基準のデータが含まれているため、統計的な整合性はない ( $Y_1, Y_2$ ; 粗基準、 $Y_3$ ; 純基準)。しかし、このデータから得られた推定値の大きさと趨勢はベンチマーク・データから得られた推定値と大きく乖離していない。

### (3) Kalemli-Ozcan, Sørensen and Yosha [2003] のデータによる分析結果

表8は、KSY [2003] による分析結果、および1968年基準SNAデータを用いた再現結果 (第9行目)、1993年基準SNAデータを用いた頑健性の確認結果 (第10行目) を示した。以下の重要な特徴が表8で指摘できる。

1968年基準SNAデータに基づく本稿の  $(100*\beta_K)$  の推定値は、KSY [2003] による推定値から大きく乖離している。表8の第12行目に示されるように、本稿の  $(100*\beta_K)$  の推定値 (55.4%) は、第3行目のKSY [2003] によるわが国に関する推定値 (21.6%) よりもはるかに大きく、むしろ、KSY [2003] による米国に関する推定値 (63.5%) に近い値をとっている。他方で、1968年基準SNAデータに基づく本稿の  $(100*\beta_{K+T+C})$  の推定値 (88.2%) は、KSY [2003] による推定値 (97.3%) から大きく乖離していない。

本稿の  $(100*\beta_{K+T})$  の推定値は58.9%であるため、 $(100*\beta_T)$  の推定値は3.5%となり、 $(100*\beta_C)$  の推定値は29.3%となる。 $(100*\beta_T)$  の推定値は、KSY [2000] による米国に関する推定値 (5.6%) よりも若干小さな値となっている。さらに、表8の第13行目は、1990年度から2001年度までの1993年基準SNAデータによる  $(100*\beta_K)$ 、 $(100*\beta_{K+T})$ 、 $(100*\beta_{K+T+C})$  の推定値を示している。1968年基準SNAデータによる推定値と比較して、 $(100*\beta_K)$  は若干高い値をとっている。また、 $(100*\beta_T)$  の推定値はわずか2.2%であり、 $(100*\beta_C)$  の推定値は13.7%であることが容易に計算できる。

本稿の  $(100*\beta_K)$  の推定値とKSY [2003] による推定値の違いは、分析に使用されたデータの相違による。すなわち、KSY [2003] は(財)統計情報研究開発センターのデータを用いているのに対して、本稿では独自の推計データを用いている。個人所得にはすでに所得移転の大部分が反映されているため、表8に示された個人

図5 粗市場価格データに基づく分析結果

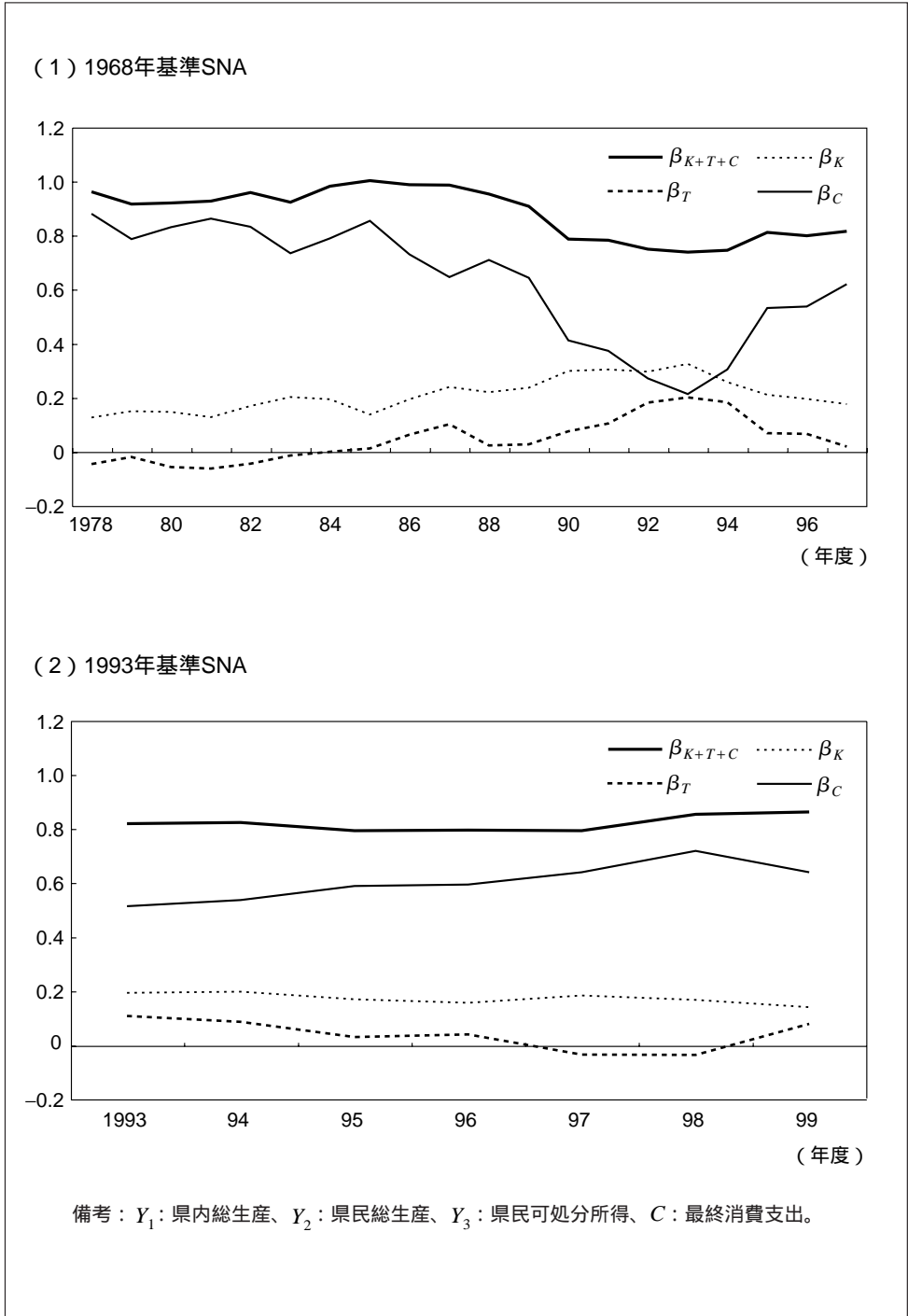


表8 KSY [ 2003 ] のデータに基づく分析結果

|                            | 地域数            | 資本市場<br>$100 * \beta_K$ | 資本市場<br>中央政府<br>$100 * \beta_{K+T}$ | 包括的<br>保険効果<br>$100 * \beta_{K+T+C}$ |
|----------------------------|----------------|-------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|
| KSY ( 2003 )               | $Y_1$<br>州内総生産 | $Y_2$<br>個人所得           | $Y_3$                               | $C$<br>小売売上高<br>最終消費支出               |
| 米国 ( 1977 ~ 94年 )          | 50             | 63.5 ( 1.8 )            | -                                   | 77.6 ( 4.5 )                         |
| 日本 ( 1975 ~ 93年 )          | 47             | 21.6 ( 2.2 )            | -                                   | 97.3 ( 3.0 )                         |
| KSY ( 2000 )               | $Y_1$<br>州内総生産 | $Y_2$<br>個人所得           | $Y_3$<br>個人<br>可処分所得                | $C$<br>小売売上高                         |
| 米国 ( 1977 ~ 94年 )          | -              | 59.2 ( 1.5 )            | 64.8 ( 1.6 )                        | 67.5 ( 4.6 )                         |
| 本稿、日本                      | $Y_1$<br>県内総生産 | $Y_2$<br>個人所得           | $Y_3$<br>個人<br>可処分所得                | $C$<br>民間<br>最終消費支出                  |
| WLS1                       |                |                         |                                     |                                      |
| 1968 SNA ( 1975 ~ 99年度 )   | 47             | 56.0 ( 2.8 )            | 58.2 ( 3.2 )                        | 90.5 ( 1.7 )                         |
| 1993 SNA ( 1990 ~ 2001年度 ) | 47             | 58.6 ( 5.9 )            | 63.2 ( 6.4 )                        | 83.7 ( 2.7 )                         |
| WLS2                       |                |                         |                                     |                                      |
| 1968 SNA ( 1975 ~ 99年度 )   | 47             | 55.4 ( 2.8 )            | 58.9 ( 2.8 )                        | 88.2 ( 2.8 )                         |
| 1993 SNA ( 1990 ~ 2001年度 ) | 47             | 60.6 ( 5.6 )            | 62.8 ( 5.6 )                        | 76.5 ( 5.6 )                         |

備考：括弧内の数値は推定値の標準誤差を表している。1968 SNAの推定値は1126のアンバランス・データに基づき、1993 SNAの推定値は、517のバランス・データに基づく。バランス・データとは全地域のサンプル数が等しいデータを意味し、アンバランス・データとはサンプル数が等しくない地域が存在するデータを意味する。

所得データと県内総生産を用いた分析の ( $100 * \beta_K$ ) の推定値は、表7に示された県内総生産と県民総生産を用いた分析の ( $100 * \beta_K$ ) の推定値よりも大きな値をとることは統計作成上の定義から自然な結果である<sup>11</sup>。ところが、表8の第3行目のKSY [ 2003 ] による ( 財 ) 統計情報研究開発センターの個人所得データを用いたわが国に関する ( $100 * \beta_K$ ) の推定値 ( 21.6% ) は表7に示された県内総生産と県民総生産を用いた分析から得た ( $100 * \beta_K$ ) の推定値と大差がなく、予想される結果に反している。この点からみて、本稿の推定値の方が望ましい値と考える。

11 ただし、反映されている所得移転のほかに、分析対象となっている経済主体の相違が分析結果に影響を与えることも考えられる。例えば、Mélitz and Zumer [ 2002 ] は、米国およびカナダのデータを用いて、全経済主体を分析対象とするか、個人 ( 家計・対家計民間非営利団体 ) を分析対象とするかの選択による ( $100 * \beta_T$ ) の推定値への影響を検証している。個人を分析対象とした場合には、米国のデータで、( $100 * \beta_T$ ) の推定値は20.0% ( p. 280、表3、第4行目 ) となり、カナダのデータでは、20.9% ( p. 280、表3、第9行目 ) となった。全経済主体を対象とした場合には、米国のデータで、( $100 * \beta_T$ ) の推定値は11.8% ( p. 282、表4、第4行目 ) となり、カナダのデータでは、12.6% ( p. 282、表4、第9行目 ) となった。



## 6. 分析結果に対する考察

### (1) 分析結果の概観

分析結果によれば、図1に示されている3種類のデータを使用する限りにおいては、KSY[2003]による分析結果はマクロ経済変数の選択によってあまり左右されない。しかし、地域別GDPおよび地域別個人所得を用いて分析を行うと、はるかに大きな( $100*\beta_K$ )の推定値が得られるため、リスク・シェアリング効果を誤って定量化する可能性が高いことが示された。表9に、( $100*\beta_K$ )、( $100*\beta_T$ )、( $100*\beta_C$ )の推定値を要約した。

個々の保険・平準化効果は、サンプル期間によって大きく異なることも分析によって示された。( $100*\beta_K$ )の推定値の範囲については、図2から1968年基準SNAデータでは14~36%、1993年基準SNAデータでは15~23%と広い範囲の値をとることに加えて、部分サンプル期間の取り方によっても推定値の範囲が大きく異なる。

表9 各保険・平準化効果の比較(表5~8)

|                        | 地域数            | 資本市場<br>$100*\beta_K$   | 中央政府<br>$100*\beta_T$ | 信用市場<br>$100*\beta_C$ |
|------------------------|----------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|
| 表5                     | $Y_1$<br>県内純生産 | $Y_2$<br>市場価格表示<br>県民所得 | $Y_3$<br>県民<br>可処分所得  | $C$<br>最終<br>消費支出     |
| 1968 SNA (1975~99年度)   | 41             | 22.4                    | 8.1                   | 61.8                  |
| 1993 SNA (1990~2001年度) | 45             | 19.1                    | 12.8                  | 55.4                  |
| 表6                     | $Y_1$<br>県内総生産 | $Y_2$<br>市場価格表示<br>県民所得 | $Y_3$<br>県民<br>可処分所得  | $C$<br>最終<br>消費支出     |
| 1968 SNA (1975~99年度)   | 41             | 16.6                    | 8.9                   | 64.6                  |
| 1993 SNA (1990~2001年度) | 45             | 10.4                    | 14.2                  | 58.9                  |
| 表7                     | $Y_1$<br>県内総生産 | $Y_2$<br>県民総生産          | $Y_3$<br>県民<br>可処分所得  | $C$<br>最終<br>消費支出     |
| 1968 SNA (1975~99年度)   | 41             | 21.3                    | 3.7                   | 65.3                  |
| 1993 SNA (1990~2001年度) | 45             | 16.3                    | 8.2                   | 59.1                  |
| 表8                     | $Y_1$<br>県内総生産 | $Y_2$<br>個人所得           | $Y_3$<br>個人<br>可処分所得  | $C$<br>民間最終<br>消費支出   |
| 1968 SNA (1975~99年度)   | 47             | 55.4                    | 3.5                   | 29.3                  |
| 1993 SNA (1990~2001年度) | 47             | 60.6                    | 2.2                   | 13.7                  |

備考：個々の保険・平準化効果は表5~8のWLS2による推定値から以下の式により求められている。

$$\beta_T = \beta_{K+T} - \beta_K, \quad \beta_C = \beta_{K+T+C} - \beta_{K+T}.$$

( $100*\beta_T$ ) の推定値の範囲についても、図2の分析結果から、1968年基準SNAデータでは3~18%、1993年基準SNAデータでは3~15%となる。(  $100*\beta_C$  ) の推定値についても、図2の分析結果から、1968年基準SNAデータで23~80%、1993年基準SNAデータでは49~66%となっている。加えて、貯蓄・借入による所得平準化効果 ( $100*\beta_C$ ) は1990年代には大幅に低下している。この低下傾向は、部分サンプル期間を用いた分析からも確認されるため、この低下傾向の原因は1968年基準から1993年基準へのSNAの定義変更ではない。

全期間による推定値では、1968年基準SNAデータを用いたわが国のもっともらしい ( $100*\beta_K$ ) は22.4%、 ( $100*\beta_T$ ) は8.1%、 ( $100*\beta_C$ ) は61.8%となる。1993年基準SNAデータを用いたわが国のもっともらしい ( $100*\beta_K$ ) は19.1%、 ( $100*\beta_T$ ) は12.8%、 ( $100*\beta_C$ ) は55.4%となる。

## (2) 含意

第1に、 ( $100*\beta_K$ ) の大きさに関してみると、県内総生産と市場価格表示県民所得を用いた本稿の推定値は、米国の同様のデータによるASY [ 1996 ] の推定値 ( 39% ) を常に下回っている。われわれの分析は構造モデルに基づくものではないためこの背景について確かなことはいえない。しかし、この分析結果を支持する根拠として、2001年の『資金循環統計』によれば、わが国の家計は金融資産の7%しか株式・投資信託に投資していないのに対して、米国の家計では金融資産の46%を株式・投資信託に投資しているという事実が挙げられる。

また、銀行預金および現金が、わが国の家計での主要な貯蓄手段になっているため ( 日本 ; 54%、米国 ; 11% )、地域間の ( $100*\beta_K$ ) の効果が比較的小さくなっているとの仮説もあり得る。(  $100*\beta_K$  ) の値が小さいことは、家計は自らの住む地域の所得とは負の相関を持った収益系列をもたらす株式を所有するという考え方を否定するに思われる。実際のところ、家計がそのような優れたリスク・ヘッジを行うとは思えないだろう。

もちろん、銀行貸出が県外の企業に振り向けられ、家計のリスクをヘッジできるのであれば、家計は資本市場に依存する必要はないとも考えられる。この仮説への反証として、KSY [ 2003 ] によれば、1983~92年のイタリア20地域のデータによる ( $100*\beta_K$ ) の推定値は76.4%であるほか、1978~93年の英国11地域データによる ( $100*\beta_K$ ) の推定値は41.6%であることが挙げられる。2001年に家計の金融資産に占める銀行預金と現金の比率は、イタリアで17%、英国で23%となっている。こうしたデータは、この仮説を支持しない。

(  $100*\beta_K$  ) が国によって異なることを説明する別の仮説として、地域別のショックの横断面での相関が高い国では、資本市場による地域所得の横断面の平準化の役割は ( わが国のように ) 小さくなってしまふのに対して、地域別のショックの横断面での相関が低い国では、資本市場による地域所得の横断面の平準化の役割は大きくなることが考えられる。

ユーロ圏に関しては、KSY [ 2004 ] の分析結果によれば、EU8カ国のGDPおよびGNPを用いた分析によって  $(100*\beta_K)$  の推定値は11%となる。ユーロ圏全体では、1993～2000年のデータでは  $(100*\beta_K)$  の推定値は9%になるのに対して、1972～92年のデータからは、より小さく負の値にもなる推定値が得られている。欧州の金融市場の統合により  $(100*\beta_K)$  の水準が高まってきたように思われるが、わが国に関する同様のデータを用いた推定値 ( 21.3% ) に近い値には達していないようである。

第2に、 $(100*\beta_T)$  に関してみると、本稿の推定値は、ASY [ 1996 ]、KSY [ 2003 ]、Mélitz and Zumer [ 2002 ] といった米国に関する分析結果 ( 10～13% ) と同様の値となっている。Kletzer and von Hagen [ 2000 ] は、財政移転による安定化効果に関する既存研究の分析結果はまちまちであるとしているものの、ASY [ 1996 ] およびKSY [ 2003 ] の分析手法に基づく限り、わが国と米国において地域固有の所得ショックのうち財政政策の地域間の租税移転制度によって吸収される割合は同程度である。わが国の財政政策については、強力な地域間の所得再分配効果があることを指摘したうえでその持続可能性について疑問を投げかける研究もある ( 例えば肥後・中川 [ 2001 ] を参照 )。本稿では、中央政府の財政政策が所得に対する地域固有のショックを吸収する割合を単純に計測したに過ぎず、財政政策の所得再分配効果や、その結果生じる社会厚生については何ら議論していない。

財政政策に基づく所得移転による所得再分配効果に関する定量化という意味では、本稿の分析で用いた所得移転前の所得を意味する  $Y_1$  には、中央政府の公共投資が含まれているため、中央政府の公共投資を通じた財政政策の再分配効果は本稿では計測していない。また、社会厚生に関する帰結についても、中央政府は、平均県民所得を平準化すべき政策目的変数とは考えていないだろう。したがって、本稿の分析結果は、社会厚生に関する評価を踏まえた政策的助言と捉えられるべきではない。

第3に、1980年代後半および1990年代初頭の  $(100*\beta_C)$  の低下と1990年代を通じた低下については、信用市場を通じた家計の貯蓄・借入行動パターンに何らかの変化が起こったため生じたように思われる。こうした変化は、各都道府県の所得の分散を広げたこの時期の資産価格バブルに何らかの関係があるようにも思われる。資産価格バブルというショックにより所得と消費が同時に上昇したことは、例えば、贅沢品の消費増に動機付けられたようにも思われる。あるいは、地域固有のショックの非対称性が1990年代に増し、その結果、地域間の包括的なリスク・シェアリング効果が減少したという解釈も考えられる。

## 7 . まとめ

本稿では、KSY [ 2003 ] の分析手法を用いて、わが国都道府県間の保険効果を推定した。われわれの分析から得られたもっともらしい推定値についてみると、各都道府県固有の県内純生産に対するショックのうち、資本市場を通じた保険効果に

よって平準化された部分、すなわち( $100*\beta_K$ ) は、1975～99年の1968年基準SNAデータによれば22.4%であった。また、各都道府県固有の所得に対するショックのうち中央政府の財政政策による地域間の租税所得移転を通じて平準化された部分、すなわち( $100*\beta_T$ ) は、1975～99年の1968年基準SNAデータによれば8.1%であった。各都道府県固有の所得に対するショックのうち信用市場における貯蓄・借入の変動を通じてショック発生後に平準化された部分、すなわち( $100*\beta_C$ ) は、1975～99年の1968年基準SNAデータによれば61.8%となった。また、1993年基準SNAデータによる分析結果からは、( $100*\beta_K$ ) は19.1%、( $100*\beta_T$ ) は12.8%、( $100*\beta_C$ ) は55.4%がもっともらしい推定値として得られた。

## 補論：個人所得・個人可処分所得データの作成

わが国の『県民経済計算』では、都道府県別の個人所得、個人可処分所得データは公表されていない。そこで本稿では、総務省統計局発行の『家計調査』を用いて、都道府県別の個人所得、個人可処分所得を推計した。全ての分析において『県民経済計算』ではなく『家計調査』のデータを用いる選択肢も考えられる。しかしながら、『県民経済計算』の方がより包括的なデータであり多くの研究で用いられているため、本稿では『家計調査』のデータのみによる分析は行っていない。実際、『県民経済計算』の消費データを構築するうえでは、『家計調査』に加えて補完的なデータが追加的に利用されている。

本稿では、『県民経済計算』の家計および対家計非営利団体（以後、個人と呼ぶ）に分配される県民所得から「雇主の社会負担」を控除したものの、『家計調査』の「実収入」から「社会保障給付」を控除したものの、県民個人所得から直接税の支払いを除く個人への「その他経常純移転」を控除したものが、概念的に等価であるとの仮定のもとで都道府県別の個人所得、個人可処分所得データを推計する。まず、都道府県別の個人可処分所得の推計から始めて、次に都道府県別の個人所得の推計を行う。

### （１）県民個人可処分所得

県民個人可処分所得は、定義から、県民可処分所得のうち個人へ分配されたものから「雇主の社会負担」を控除したものに等しくなる。したがって、次式から、県民個人可処分所得が推計可能となる。（県民個人可処分所得）＝（県民可処分所得 家計）＋（県民可処分所得 対家計非営利団体）－（雇主の社会負担）。しかしながら、『県民経済計算』には「雇主の社会負担」に関して欠損値が多いため、上式により県民個人可処分所得を推計することは困難である。

この問題に対処するため、県民個人可処分所得を『家計調査』のデータを用いて推計する。まず、『県民経済計算』の可処分所得と『家計調査』の可処分所得は概念的に同じと追加的に仮定したうえで、県民個人可処分所得を推計する。この追加的な仮定のもとで、『県民経済計算』における個人に分配された県民所得から「雇主の社会負担」を控除したもの（ $Y^{spa}$ ）と個人に分配された県民可処分所得から「雇主の社会負担」を控除したもの（ $D^{spa}$ ）との比率を、『家計調査』の「実収入」から「社会保障給付」を控除したもの（ $Y^H$ ）と可処分所得（ $D^H$ ）との比率から推計する。後者の比率は『家計調査』から容易に得られるため、『県民経済計算』の $D^{spa}$ は次式により推計可能である。

$$D^{spa}_{it} = Y^{spa}_{it} \times \frac{D^H_{it}}{Y^H_{it}},$$

ただし、下添えの  $t$  と  $i$  はそれぞれ時間、地域を表す。

次に、伊藤・渡辺 [ 2004 ] に従い、 $D^{spa}$ に追加的な修正を行う。『家計調査』は勤労者世帯のみを対象としているため、 $Y^H$ と $D^H$ には全ての世帯を対象とした場合から乖離が生じている可能性がある。こうしたバイアスに対応するため、『国民経済計算』のデータを用いて、次式により平均的なバイアスを調整した。

$$\text{修正済み } D^{spa}_{it} = D^{spa}_{it} \times \frac{D^{sna}_t / Y^{sna}_t}{\sum_i D^{spa}_{it} / \sum_i Y^{spa}_{it}},$$

ただし、『国民経済計算』の $Y^{sna}$  および  $D^{sna}$  は、それぞれ『県民経済計算』における $Y^{spa}$  および  $D^{spa}$  に対応する。この調整により $D^H / Y^H$ のバイアスに由来する $D^{spa} / Y^{spa}$ のバイアスは調整されたことになる。こうして推計された修正済み $D^{spa}$ が、県民個人可処分所得の推計値となる。

## (2) 県民個人所得

県民個人所得は、定義から、県民所得のうち個人へ分配されたものから「雇主の社会負担」を控除し、直接税の支払いを除く個人への「その他経常純移転」を加えたものに等しくなる。したがって、次式から、県民個人可処分所得が推計可能となる。 $(\text{県民個人所得}) = (\text{県民所得 家計}) + (\text{県民所得 対家計非営利団体}) - (\text{雇主の社会負担}) + (\text{直接税の支払いを除く個人への「その他経常純移転」})$ 。

しかしながら、『県民経済計算』は個人に関する「その他経常純移転」および「直接税」のデータを公表していないため、上式を用いて県民個人所得を推計することは不可能である。この問題に対処するため、次の関係に基づいて県民可処分所得を推計する。 $(\text{県民個人所得}) = (\text{県民個人可処分所得}) + (\text{直接税 個人})$ 。まず、個人による「直接税」を『家計調査』のデータを用いて推計する。そうして得られた「直接税」を県民個人可処分所得に加えることにより、県民個人所得を推計する。

具体的には、『県民経済計算』と『家計調査』の両方で「直接税」は整合的であるとの仮定のもと、個人による直接税の支払額を推計する。こうした追加的な仮定のもとで、『県民経済計算』における $Y^{spa}$ と個人による直接税の支払額( $T^{spa}$ )との比率を、『家計調査』の $Y^H$ と直接税( $T^H$ )の比率から推計する。 $T^{sna}$ は次式により推計可能である。

$$T^{spa}_{it} = Y^{spa}_{it} \times \frac{T^H_{it}}{Y^H_{it}},$$

次式で表される伊藤・渡辺 [ 2004 ] で提示された調整と同様の調整を行う。

$$\text{修正済み } T^{spa}_{it} = T^{spa}_{it} \times \frac{T^{sna}_t / Y^{sna}_t}{\sum_i T^{spa}_{it} / \sum_i Y^{spa}_{it}},$$

ただし、 $T^{sna}$  は『国民経済計算』における家計の「直接税」である。

次に、個人による「直接税」の推計値を県民個人可処分所得の推計値に加えることにより、県民個人所得の推計値 ( $PI$ ) を得ることができる。

$$PI_{it} = \text{修正済み } D^{spa}_{it} + \text{修正済み } T^{spa}_{it}.$$

## 参考文献

- 伊藤 新・渡辺 努、「財政政策の非ケインジアン効果 県別データによる検証」、『経済研究』55巻4号、一橋大学、2004年、313～327頁
- 土居丈朗、『地方財政の政治経済学』、東洋経済新報社、2000年
- 肥後雅博・中川裕希子、「地方単独事業と地方交付税制度が抱える諸問題 地方交付税を用いた地方自治体への財政支援策の効果と弊害」、『日本銀行調査統計局ワーキングペーパー01-9、日本銀行調査統計局、2001年
- Asdrubali, Pierfederico, and Soyoung Kim, “Dynamic Risksharing in the United States and Europe,” *Journal of Monetary Economics*, 51 (4), 2004, pp. 809-836.
- , Bent E. Sørensen, and Oved Yosha, “Channels of Interstate Risksharing: United States 1963-1990,” *Quarterly Journal of Economics*, 111 (4), 1996, pp. 1081-1110.
- Campbell, John Y., and Gregory Mankiw, “Consumption, Income and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence,” *NBER Macroeconomics Annual*, 1989, pp. 185-215.
- Cochrane, John H., “A Simple Test of Consumption Insurance,” *Journal of Political Economy*, 99 (5), 1991, pp. 957-976.
- Dekle, Robert, “Saving-Investment Associations and Capital Mobility: On the Evidence from Japanese Regional Data,” *Journal of International Economics*, 41 (1-2), 1996, pp. 53-72.
- Feldstein, Martin, and Charles Horioka, “Domestic Saving and International Capital Flows,” *The Economic Journal*, 90, 1980, pp. 314-329.
- Iwamoto, Yasushi, and Eric van Wincoop, “Do Borders Matter? Evidence from Japanese Regional Net Capital Flows,” *International Economic Review*, 41 (1), 2000, pp. 241-269.
- Kalemli-Ozcan, Sebnem, Bent E. Sørensen, and Oved Yosha, “Risk Sharing and Industrial Specialization: Regional and International Evidence,” Federal Reserve Bank of Kansas City, Working Paper RWP00-06, 2000.
- ,                      , and                      , “Risk Sharing and Industrial Specialization: Regional and International Evidence,” *American Economic Review*, 93 (3), 2003, pp. 903-916.
- ,                      , and                      , “Asymmetric Shocks and Risk Sharing in a Monetary Union: Updated Evidence and Policy Implication for Europe,” CEPR Discussion Paper, No. 4463, 2004.
- Kletzer, Kenneth M., and Jürgen von Hagen, “Monetary Union and Fiscal Federalism,” CEPR Discussion Paper, No. 2615, 2000.
- Méltitz, Jacques, “Risk Sharing and EMC,” CEPR Discussion Paper, No. 4460, 2004.
- , and Frédéric Zumer, “Interregional and International Risk-Sharing and Lessons for EMU,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 51, 1999, pp. 149-188.
- , and                      , “Regional Distribution and Stabilization by the Center in Canada, France, the UK and the US: A Reassessment and New Tests,” *Journal of Public Economics*, 86 (2), 2002, pp. 263-286.
- van Wincoop, Eric, “Regional Risksharing,” *European Economic Review*, 37, 1995, pp. 1545-1567.
- Yamori, Nobuyoshi, “The Relationship between Domestic Savings and Investment: The Feldstein-Horioka Test Using Japanese Regional Data,” *Economics Letters*, 48 (3-4), 1995, pp. 361-366.