

# 財政政策の非ケインジアン効果

——県別データによる検証——

伊藤 新・渡辺 努\*

本稿ではわが国の県別個人消費データを用いて財政政策の非ケインジアン効果仮説を検証する。非ケインジアン効果仮説によれば、県別の個人消費は、(1)国の財政事情に問題がない時期には各県の租税負担割合に左右されないが、(2)財政状況の悪い時期には租税負担の高い県の個人消費が他県に比べ低くなるはずである。1955-2001年度の県別データを用いて推計した結果、財政悪化期に租税負担の高い県の消費が相対的に低下する傾向が存在し、統計的に有意であることが確認された。この傾向は、地価の変動や雇用情勢の変化など県別消費の分布に影響を及ぼす可能性のあるその他の要因をコントロールしても変わらない。本稿の分析結果は、非ケインジアン効果が1990年代後半以降の消費低迷の一因である可能性を示唆している。

## 1. はじめに

1990年代の個人消費低迷の特徴のひとつは都市部を中心に落ち込みが激しいということである。図1と図2では、県別の消費動向をみるために、縦軸に消費性向、横軸に実質可処分所得の水準をとり、各県のデータをプロットしている<sup>1)</sup>。まず図1に示した1980年度の分布をみると、可処分所得の高い県ほど消費性向が低いという傾向がみられ、単回帰によれば両者の相関は $-0.3159$ である。これに対して図2に示した1998年度の相関は $-0.4821$ とマイナスの相関が強まっている。つまり、1998年度には高所得県と低所得県の間で消費水準の格差が拡大している。これを別な視点からみるために図3では高所得県と低所得県の消費支出額(1人当たり、実質値)の推移を比較している<sup>2)</sup>。これをみると、1990年代に入り高所得県の消費水準が低所得県のそれと比べて相対的に伸びていないことがわかる。本稿では、これらのグラフに現れている傾向がどの程度頑健かをデータを用いて検証すると同時に、そうした傾向を生み出すメカニズムについて考察する。

都市と地方で1990年代の消費の動向が異なる理由としては様々な事情が考えられる。例えば、地価バブル崩壊の程度は地方よりは都市で

顕著であったことに注目すれば、都市部の消費低迷は逆資産効果により説明がつくかもしれない。あるいは雇用悪化や金融危機の影響が都市部でより強く現れているということかもしれない。これらの説明は、各県経済を襲ったショックが異なるために各県の消費者の反応も異なるという考え方に基づく。

これに対して、もうひとつの有力な仮説は、1990年代における国の財政の危機的な状況が消費者に将来の増税を予想させ消費姿勢を慎重化させたというものである。高所得県ほど税負担は高いはずであるから、この経路で消費が抑制される度合いも強くなると予想される。

ただし財政危機による説明が成り立つにはいくつかの前提が必要である。第1は地方財政と国の財政の区別である。いま仮に、各県が独自に税の徴収を行ってそれを独自に支出しており、国の歳入・歳出は無視できるほどに小さいと想定してみよう(米国の連邦政府と地方政府のような関係)。この場合には将来の税負担はその個人が属する県の財政事情に左右されるはずであり、高所得県ほど消費抑制が著しいという現象を直ちに説明することにはならない。これに対して、国の財政規模が地方政府に比べて相対的に大きい場合には、財政悪化(それが国レベルであれ地方レベルであれ)の尻拭いの役割は

図 1. 1980 年度における個人消費の県別分布

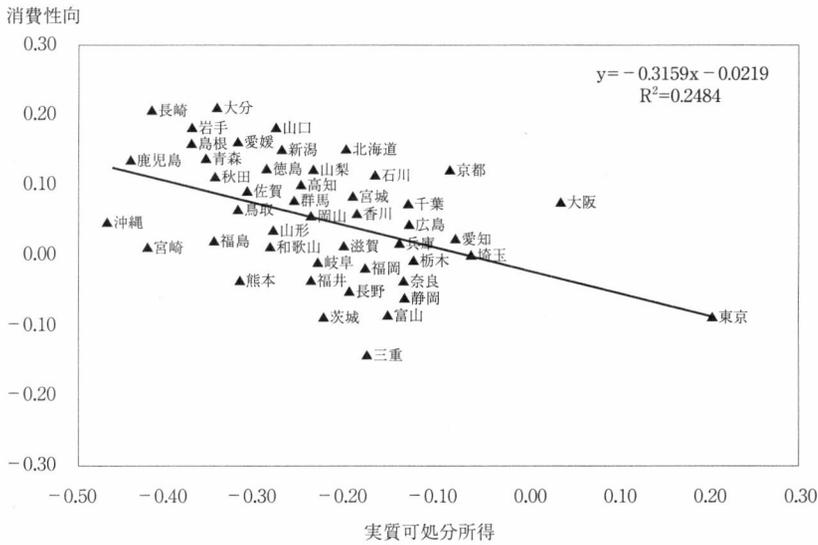


図 2. 1998 年度における個人消費の県別分布

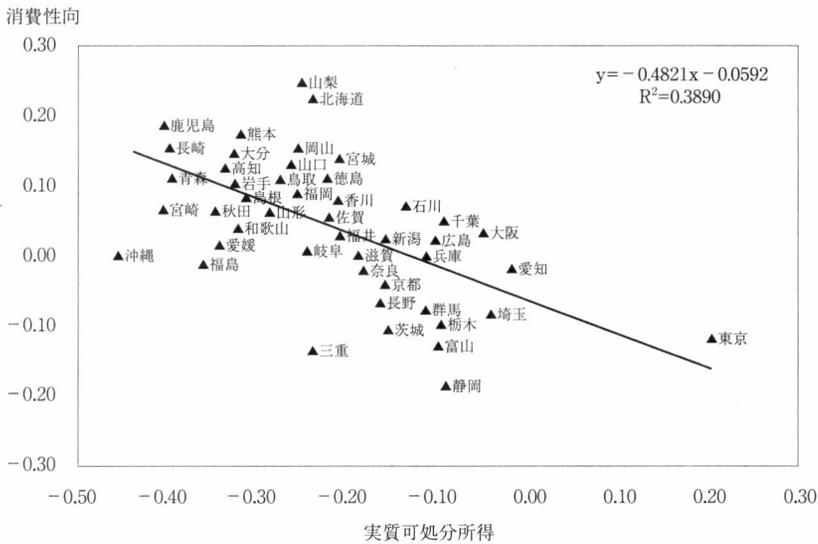
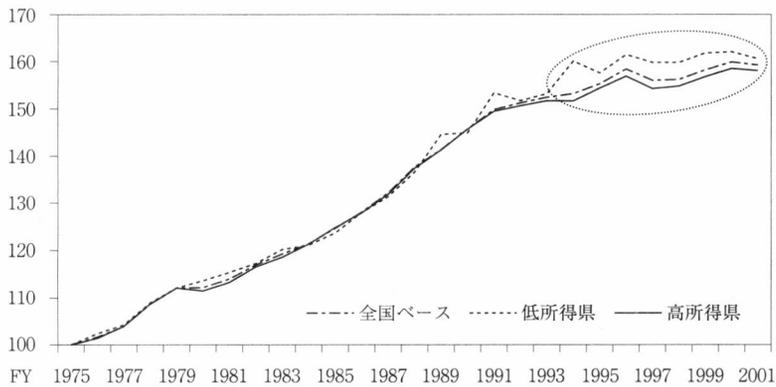


図 3. 高所得県と低所得県の消費支出の推移



最終的には国が負う、つまり国税の増大により賄うことになる。その場合には高所得県ほど財政悪化の尻拭いに伴う負担も大きくなり、そうした県では消費も大きく抑制される。日本の財政構造は前者よりも後者に近い。

各県の消費者が国税の負担割合に応じて消費水準を決めているというのが事実として、次に出てくる疑問は、その効果はどの時期でも等しく働いているはずであり、ある時期にだけ強く現れると考える理由がどこにあるのかという点である。この点を考える上で重要なアイディアは、Giavazzi and Pagano (1990)により提唱された「財政政策の非ケインジアン効果(Non-Keynesian effects)」仮説である。このアイディアによれば、税負担の増大予想が消費を抑制する度合いは線形ではなく、債務残高が極端に大きいなど財政事情の悪化が顕著なときに強くなるという意味で非線形である。このアイディアを信じるとすれば、財政状況が著しく悪化した1990年代に都市部と地方の消費格差が拡大したことを説明できる。

本稿では、この非ケインジアン効果のアイディアを軸に1955年度-2001年度の県別消費の変動をみていくこととする。具体的には、消費水準の県別パネルデータを用いて、各年における県別消費が各県の税負担額に依存する度合いを推計し、それが財政事情の変化とともにどのように変化したかを調べていく。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では非ケインジアン効果仮説について説明した上で本稿の推計式を導出する。第3節では推計に使用するデータについて説明する。第4節と第5節では推計結果を報告する。第4節でベースラインの結果を報告した後、第5節では推計結果の頑健性をサブサンプル推計によりチェックするとともに、地価バブル要因など代替的な仮説についても検討を加える。第6節は本稿の結論である。

## 2. 推計方法

### 2.1 財政政策の非ケインジアン効果

Giavazzi and Pagano(1990)はデンマーク(1983年-1986年)とアイルランド(1987年-

1989年)の財政再建の事例を調べ、両国では歳出カットにもかかわらず個人消費が伸びており、しかもその伸びは金利や所得など通常考えられる要因では説明できないことを示した。彼らは、この2つの事例から、大規模な歳出削減を行う場合には将来の税負担が軽減されるとの予想が生じ消費が増加するとの仮説を提示した。これは歳出削減は消費を抑制する方向に作用するはずというケインジアン効果と正反対という意味で非ケインジアン効果とよばれている。その後、彼らの指摘が他の国の財政再建の事例でも当てはまるかどうかを確認するために様々な実証研究が行われている。例えば、Alesina and Perotti (1996)は、上記2国に加え、ベルギー(1984-87)、カナダ(1986-88)、イタリア(1989-92)、ポルトガル(1984-86)、スウェーデン(1983-89)の財政再建事例を調べ、消費の伸び率が高まる傾向を確認している。

これらの研究に共通する重要な視点は、財政再建などの財政ショックが消費者行動に与える影響がどのような要因・環境に左右されるかという点にある。例えば、Perotti (1999)は、財政再建の開始時点における公的債務残高が極端に高水準、またはその伸び率が非常に大きい場合に消費が伸び、逆に初期時点の債務残高がそれほど大きくない場合には財政再建により消費が落ち込むという規則性を確認している。つまり、通常時にはケインジアン的なメカニズムが働く一方、公的債務残高が極端に大きい財政の非常時には非ケインジアン効果が強く働くということである。また、Giavazzi and Pagano(1996)は、OECD加盟19カ国の財政再建の事例を調べた結果、財政再建後に消費が伸びるという現象は財政再建が大規模かつ長期にわたる場合に起こりやすいという規則性を確認している。

財政再建の初期時点での債務残高の多寡や財政再建の規模によって効果が異なるということは、非ケインジアン効果に何らかの非線形性が存在することを意味している。この非線形性についてはいくつかの理論仮説が提示されている。例えば、Bertola and Drazen(1993)は、「政府の財政支出(対GDP比)が閾値を超えると政府は財政再建に踏み切るが、閾値に至らない状況

では真剣に再建に取り組まない」と人々が予想すると考える。現在の政府規模がそれほど高くない場合には、将来も閾値を超える確率が低いと人々が予想するため、そういう状況で歳出を削減しても人々は将来の税負担が減少するとは考えず、したがって消費は増えない。これに対して、現在の政府規模の水準がかなり高く、近い将来、閾値を越えると予想されている場合には、歳出をカットすることで人々が将来の税負担の減少を予想するので消費が増えることになる<sup>3)</sup>。

また、Perotti (1999)は、課税に伴う超過負担が存在する状況を想定する。税の超過負担が存在する中で歳出をカットすると、恒常所得によって消費水準を決めている消費者は、(1)将来の税負担が軽減されること、(2)それに伴って将来の超過負担も減ること、の2つの理由で消費を増やす。このうち(1)の経路は線形に作用する。これに対して(2)の効果は、現時点での債務残高が小さければ、将来における税の超過負担がもともと小さいので、歳出カットが消費を押し上げる効果が小さい一方、現時点の債務残高が大きい場合にはその逆の理由で強く作用することになり、非線形性が生じる。

## 2.2 推計式の導出

非線形性を検証するこれまでの研究では、財政ショックに対する消費の反応を各国の時系列データを用いて推計し、その反応が各国の債務残高など財政事情を表す変数にどの程度依存するかをクロスカントリーで比較するという手法が採られてきた(例えば Giavazzi *et al.* (2000))。これに対して本稿では、各消費者の反応のばらつきというクロスセクション方向の情報を用いて非線形性を検証する。

Bertola and Drazen (1993)に即して本稿の実証方法を説明しよう。最初に、現時点での債務残高が高く、近い将来、財政再建が行われると人々が予想しているとしよう。この状況の下で歳出カットをすると、多額の所得を稼いでおり、歳出カットを行う前の段階で税負担が大きいと予想していた消費者は確かに消費を増やすであろう。一方、課税最低限をはるかに下回る所得

しかない消費者にとってみれば歳出カットを行うか否かにかかわらず税負担はゼロであるから消費を増やす理由はない。このように、高い債務水準という初期条件のもとで歳出カットを行うと消費水準の格差が生じる。これに対して、当初の債務水準が低ければ、歳出カットを行っても将来の税負担予想は不変だから、高額納税者を含めて消費水準を変化させることはなく、消費水準の格差は生じない。このように、非ケインジアン効果仮説の非線形性は集計された消費量だけでなく、消費格差(あるいは消費のばらつき)にも現れる。県別の消費データを用いることにより、財政ショックに対する個人消費の反応が県別の税負担の差に応じてどのように異なるか、それが財政事情にどのように依存しているかを調べることにより非ケインジアン効果仮説を検証するというのが本稿のアイディアである。

具体的には県別消費について次のモデルを想定する。

$$\ln c_{it} = \alpha \ln y_{it} + \beta \ln g_{it} - \gamma \ln \tau_{it}^e T_{it}^e + \delta \ln I_{it}^e + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで、 $c_{it}$ は*i*県の*t*期における県民1人当たりの消費支出額(実質値)、 $y_{it}$ は県民1人当たりの可処分所得額(実質値)である。また $g_{it}$ は*i*県において国と地方を合わせた一般政府が行う支出額(実質値)を県民1人当たりに換算したものである。 $T_{it}^e$ は*t*期以降の国税の徴税額(国民1人当たり平均値、実質値) $T_{i+j}$ の流列の割引現在価値であり、

$$T_{it}^e \equiv E_t \left[ \sum_{j=0}^{\infty} D^j T_{i+j} \right]$$

で定義される( $D$ は割引因子を表す)。 $T_{it}^e$ は平均的な国民1人当たりの予想負担額であり、 $\tau_{it}^e$ はそれを第*i*県の平均的な県民1人当たり置き換えるための係数である。添え字の*e*は予想値であることを表す。最後に $I_{it}^e$ は税引き前労働所得の割引現在価値に関する予想値であり、いわゆる恒常所得である。 $\alpha$ 、 $\beta$ 、 $\gamma$ 、 $\delta$ は正の

パラメターである。

(1)式によれば、消費の県別分布は右辺第2項のケインジアン効果と右辺第3項の非ケインジアン効果の両方の影響を受ける。政府債務が高水準に達し、税負担が将来増加するとの予想が強まっている状況では右辺第3項の  $T_i^e$  が増大する。 $T_i^e$  の増大に伴い消費が減少するが、 $\tau_{it}^e$  の高い県ほど消費の落ち込み幅が大きい。しかもこの効果は非線形であり、 $T_i^e$  の水準に依存する。 $T_i^e$  が十分にゼロに近ければこの効果は働かない。逆に  $T_i^e$  が大きいときにはこの効果が強まる。つまり、(1)式の  $\gamma$  は  $T_i^e$  の関数であり

$$\frac{\partial \gamma}{\partial T_i^e} \geq 0$$

である。これは非ケインジアン効果仮説が強調する非線形性である。

(1)式を従来の実証研究における定式化と比較すると、最も大きな違いは右辺第3項の存在である。クロスカントリーデータを用いた従来の研究では右辺第3項が無視されていた。クロスカントリーデータを使う限り、 $g_{it}$  は第  $i$  番目の国全体の歳出、 $T_i^e$  は  $i$  国全体の税負担であり、両者を区別できないからである。このため、非線形性を調べる際には、 $\gamma$  が  $T_i^e$  にどう依存するかをみるのではなく、 $g_{it}$  の係数  $\beta$  が財政事情の変化とともにどのように変化するかをみるという方法を採らざるを得なかった。つまり、ケインジアン効果と非ケインジアン効果を分離せず、両者の和をみるという方法が採られていた。これに対して、県別データを用いる本稿の方法では、 $i$  県における国・地方の歳出を表す  $g_{it}$  と国全体の税負担  $T_i^e$  が同じ動きをする必然性はないので、両方の変数を区別できる。したがって、( $\beta$ ではなく) $\gamma$ が  $T_i^e$  に依存してどのように変化するかを調べることが可能である。

(1)式を推計する場合の問題は  $T_i^e$ 、 $\tau_{it}^e$ 、 $I_{it}^e$  という3つの予想値が観察できないという点である。これは以下のように対処する。まず  $T_i^e$  については  $i$  に依存しないことを利用する。(1)式をクロスセクション方向に階差をとると

$$\hat{c}_{it} = \alpha \hat{y}_{it} + \beta \hat{g}_{it} - \gamma \hat{\tau}_{it}^e + \delta \hat{I}_{it}^e + \hat{\varepsilon}_{it} \quad (2)$$

となり、 $T_i^e$  を消去できる。ここで  $\hat{c}_{it}$  は  $\hat{c}_{it} \equiv \ln c_{it} - \ln c_{0t}$  で定義され、基準県(第0県)からの乖離を表す。他のハット付き変数も同様に定義される。

次に、 $\tau_{it}^e$  については、(1)各県の代表的消費者の課税ベース(担税能力)は相対的には  $t$  時点以降変わらない(つまり、 $t$  時点において全国平均の1割増の納税を行っている消費者はそれ以降も同じ担税能力をもつ)と人々が予想する、(2)  $T_i^e$  分の増税を将来行う際にはそのうちの一定割合  $\theta$  ( $0 \leq \theta \leq 1$ ) は課税ベース(担税能力)に見合っ て行われ、残りの  $(1-\theta)$  は一括税(lump-sum tax)として課税されると人々が予想する、と仮定する。この2つの仮定の下では次式が成立する。

$$\tau_{it}^e = (\tau_{it-1})^\theta \times 1^{1-\theta} \quad (3)$$

ただし、 $\tau_{it-1}$  は  $i$  県の  $t-1$  期における代表的消費者の1人当たり国税納税額を同じ期の全国平均の1人当たり国税納税額で割ったものである。

(3)式を(2)式に代入すると

$$\hat{c}_{it} = \alpha \hat{y}_{it} + \beta \hat{g}_{it} - \gamma \theta \hat{\tau}_{it-1} + \delta \hat{I}_{it}^e + \hat{\varepsilon}_{it} \quad (4)$$

を得る。(4)式からわかるように、 $\hat{\tau}_{it-1}$  の係数は  $\gamma$  と  $\theta$  を掛け合わせたものである。したがって、理論予測どおり財政事情が悪いときに  $\gamma$  が正になったとしても、 $\theta=0$  であれば  $\hat{\tau}_{it-1}$  の係数はゼロである。 $\theta=0$  というのは将来の課税が担税能力に関係なく行われると人々が予想していることを意味する。その場合には  $t$  時点での納税額と消費の関係は消えてしまう。

最後に  $\hat{I}_{it}^e$  については次の2通りの方法で処理する。第1の方法では  $\hat{I}_{it}^e$  が時間に依存しないと仮定する。つまり、各県の恒常所得の相対的な関係は時間を通じて一定である。この仮定の下では  $\hat{I}_{it}^e = \hat{I}_i^e$  であるから、県別の固定効果ダミーを入れることで対処できる。すなわち、この仮定の下での推計式は

$$\hat{c}_{it} = r_i + \alpha \hat{y}_{it} + \beta \hat{g}_{it} - \gamma \theta \hat{c}_{it-1} + \hat{\varepsilon}_{it} \quad (5)$$

である。\$r\_i\$ は県別の固定効果ダミーである。

資本市場が完備していれば上記の仮定は妥当である。しかし現実には各県の消費者はヘッジできないリスクに晒されており、その結果、\$\hat{I}\_{it}^e\$ は時間とともに変化し得る。そこで第2の方法では、\$\hat{I}\_{it}^e\$ が時間とともに変化する可能性を明示的に考慮する。具体的には、Campbell and Mankiw(1989, 1990, 1991)の方法に準拠して被説明変数を \$\hat{c}\_{it}\$ の時間軸方向への階差である \$\Delta \hat{c}\_{it}\$ に変える。新しい推計式は

$$\Delta \hat{c}_{it} = \alpha \Delta \hat{y}_{it} + \beta \Delta \hat{g}_{it} - \gamma \theta \hat{c}_{it-1} + \hat{\eta}_{it} \quad (6)$$

である。ただし、誤差項 \$\hat{\eta}\_{it}\$ には、\$t-1\$ 期から \$t\$ 期にかけての恒常所得の改訂額 \$\Delta \hat{I}\_{it}^e\$ が含まれていると考える。恒常所得の改訂幅は現在所得の変化幅 \$\Delta \hat{y}\_{it}\$ と密接に関連しているから、\$\Delta \hat{y}\_{it}\$ と誤差項は相関している。これに対処するために \$\Delta \hat{y}\_{it-2}\$, \$\Delta \hat{y}\_{it-3}\$, … や \$\Delta \hat{c}\_{it-2}\$, \$\Delta \hat{c}\_{it-3}\$, … を操作変数として用いるというのが Campbell and Mankiw(1989, 1990, 1991)の方法である。

以下では、(5)式と(6)式を推計式として用いることにする。推計では、\$\hat{c}\_{it-1}\$ にかかるパラメーターが財政事情 \$T\_t^e\$ の水準に応じて変化する \$(\partial \gamma / \partial T\_t^e \geq 0)\$ という非ケインジアン効果を検証するために、財政悪化期を表すダミー変数(時間ダミー)を作成し、そのダミー変数にかかる係数が財政悪化期に小さくなるかどうかを調べる。

### 3. データ

#### 3.1 支出・所得データ

県別の支出データや所得データは内閣府『県民経済計算年報』を使用する。47都道府県の1955年度から2001年度までをデータサンプルとする<sup>4)</sup>。消費支出は家計最終消費支出と対家計民間非営利団体最終消費支出の合計額とする。一般政府の財政支出は政府最終消費支出と公的固定資本形成(一般政府)の合計額とする。この中には地方政府が行った支出だけではなく中央

政府(出先機関も含む)が行った支出も含まれる。

可処分所得については、一部の県で推計が行われていないというクロスセクション面の問題と一部の県では十分な期間を通じてデータが得られないという時系列面の問題の2つがある。そのため、可処分所得は県民経済計算における個人所得(雇用者所得+家計の財産所得+対家計民間非営利団体の財産所得+個人企業の企業所得と定義する)と、総務省『家計調査』のなかの都道府県庁所在都市別1世帯あたり年平均1ヶ月間の収入と支出(勤労者世帯)に掲載されている実収入と可処分所得の3つのデータを用いて新たに推計する<sup>5)</sup>。

県別の消費額や所得額などは各県の総人口とデフレーターで割った1人当たり実質値に変換する。総人口は、国勢調査が行われた年には総務省『国勢調査』を、国勢調査が実施されていない年は総務省『推計人口』のデータを使用する。デフレーターは消費支出デフレーターを使用する。

#### 3.2 税負担割合

国税徴収額として使用するのは消費税である(1)消費税、所得課税である(2)申告所得税と(3)源泉所得税の3税である。これらは国税庁『国税庁統計年報書』より得られる。

県別の税負担を作成するにあたり、消費税と源泉所得税の2つの税については以下の修正を施している。例えば、源泉所得税の約8割を占める給与や報酬料金等の所得に課される所得税は勤め先の県のデータとしてカウントされており、居住地の県の徴収額ではない。また、消費税は納税義務者である事業者(法人及び個人事業者)の所在する県のデータとしてカウントされており、同様の問題が生じている。正確な税負担データを作成するには、東京や大阪で徴収された税の帰属、言い換えれば、東京や大阪で徴収された国税のうちどのくらいの額が東京や大阪に居住している人々から徴収されたもので、残りはどの県に居住している人々が支払ったものなのかを推計する必要がある。本稿では、東京都と大阪府の源泉所得税と消費税を以下の方法により周辺県に按分する。まず、源泉所得税の按分については従業者数を基準とする<sup>6)</sup>。東

表1. ベースライン推計

	被説明変数 $\hat{c}_{it}$			被説明変数 $\Delta \hat{c}_{it}$								
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
$\hat{y}_{it}$	0.6258*** (0.0546)	0.6285*** (0.0546)	0.6305*** (0.0550)	0.5854*** (0.0423)	0.5851*** (0.0424)	0.5822*** (0.0425)	0.6124*** (0.1106)	0.6138*** (0.1106)	0.6473*** (0.1079)	0.5949*** (0.1154)	0.5984*** (0.1154)	0.6301*** (0.1113)
$\hat{g}_{it}$				0.1704*** (0.0188)	0.1699*** (0.0190)	0.1719*** (0.0190)	$\Delta \hat{g}_{it}$		0.1914*** (0.0541)	0.1917*** (0.0541)	0.1917*** (0.0535)	0.1794*** (0.0506)
$\hat{\tau}_{it-1}$	0.1692*** (0.0147)	0.1686*** (0.0147)	0.1672*** (0.0153)	0.0919*** (0.0151)	0.0939*** (0.0151)	0.0965*** (0.0153)	$\hat{\tau}_{it-1}$		-0.0035*** (0.0008)	-0.0036*** (0.0009)	-0.0009 (0.0012)	-0.0013 (0.0012)
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{1t}$	-0.0205*** (0.0052)			-0.0142*** (0.0050)			$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{1t}$		-0.0091*** (0.0027)	-0.0055* (0.0028)		
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{2t}$		-0.0173*** (0.0059)			-0.0045 (0.0057)		$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{2t}$		-0.0073*** (0.0024)		-0.0041 (0.0027)	
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{3t}$			-0.0101 (0.0062)			0.0033 (0.0059)	$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{3t}$		-0.0026 (0.0018)			-0.0002 (0.0020)
$J$	0.1360 (0.7123)	0.1454 (0.7030)	0.5134 (0.4737)	0.2413 (0.8864)	0.3123 (0.8554)	0.2975 (0.8618)	$J$	1.0350 (0.5960)	1.0960 (0.5781)	1.2642 (0.7376)	1.2358 (0.7444)	1.2563 (0.5336)
OBS	2070	2070	2070	2070	2070	2070	OBS	2024	2024	2024	2024	2024

注) 定式化[1]-[6]の被説明変数は  $\hat{c}_{it}$  であり、推計期間は1957-2001年度である。県別効果の報告は省略している。操作変数は、定式化[1]-[3]で  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{y}_{it-1}$ , 定式化[4]-[6]で  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{y}_{it-1}$ ,  $\hat{g}_{it-2}$ ,  $\hat{g}_{it-1}$  である。定式化[7]-[12]の被説明変数は  $\Delta \hat{c}_{it}$  であり、推計期間は1958-2001年度である。操作変数は、定式化[7]-[9]で定数項,  $\hat{y}_{it-3}$ ,  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{y}_{it-1}$ ,  $\hat{g}_{it-3}$ ,  $\hat{g}_{it-2}$ ,  $\hat{g}_{it-1}$  である。推計値の下にある括弧内の数値はNewey-Westの方法で修正した標準誤差である。推計値の右肩にある\*\*\*, \*\*, \*は、それぞれ1%, 5%, 10%水準でゼロとは有意に異なることを表す。 $D_{1t}$  は1977年度, 1978年度, 1993年度, 1995年度, 1998年度, 1999年度に1をとる, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。 $D_{2t}$  は1986年度, 1987年度, 1988年度, 1989年度, 1992-2001年度に1をとる, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。 $D_{3t}$  は1992-2001年度に1をとる, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。 $J$  は過剰識別に関するJ統計量であり、括弧内の数値は  $\chi^2$  値を示す。

京都の場合は、按分対象県を神奈川、埼玉、千葉の3県とし、東京都を居住地ならびに従業地としている人の数、神奈川県民で都内に勤務している人の数、埼玉県民で都内に勤務している人の数、そして千葉県民で都内に勤務している人の数を用いて都内で勤務する人の県別割合を求め、東京都の源泉所得税をこの割合で按分する。大阪府については、京都、兵庫、奈良の3県を按分対象県とし、同様の方法により按分する。消費税の按分は名目消費支出額を用いて行う(按分方法の詳細については伊藤・渡辺(2004)の付録Aを参照)。

4. ベースライン推計

表1の定式化[1]から[6]は  $\hat{c}_{it}$  を被説明変数とする(5)式を推計した結果を示している。定式化[7]から[12]は  $\Delta \hat{c}_{it}$  を被説明変数とする(6)式を推計した結果を示している。

まず定式化[1]-[6]についてみると、説明変数は  $\hat{y}_{it}$ ,  $\hat{g}_{it}$ ,  $\hat{\tau}_{it-1}$  そして  $\hat{\tau}_{it-1}$  にダミー変数  $D_{1t}$ ,  $D_{2t}$ ,  $D_{3t}$  をかけたものである。これらのダミー変数は財政事情の悪い時期を表したものである。具体的には、 $D_{1t}$  は政府の財政支出の対GDP比が閾値(15%とする)を超えているにもかかわらず、対前年度比で0.4%以上増加している年に1、それ以外の年にはゼロをとる。1955年度以降では1977年度, 1978年度, 1993年度, 1995年度, 1998年度がこれに該当する。 $D_{2t}$  は一般政府の財政赤字の規模が閾値(対名目GDP比で3%とする)を超えているにもかかわらず、さらに財政赤字が拡大している年に1、それ以外の年にゼロをとる。この基準に該当するのは1977年度, 1979年度, 1995年度, 1996年度, 1998年度, 1999年度である。最後に  $D_{3t}$  は政府債務残高が閾値(一般会計歳入比

で3.2倍とする<sup>7)</sup>を超える年に1, それ以外の年にゼロをとるダミー変数である。この基準に該当するのは1986年度, 1987年度, 1992-2001年度である<sup>8)</sup>。

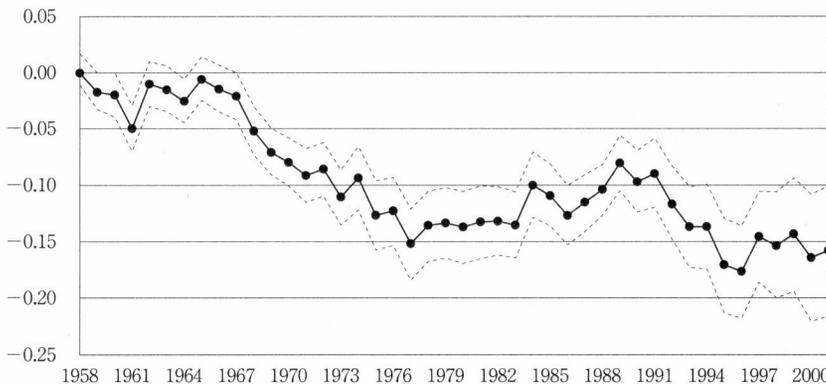
定式化[1]では,  $\hat{y}_{it}$ ,  $\hat{\tau}_{it-1}$ ,  $\hat{\tau}_{it-1} \times$ ダミー変数, さらに県ダミーを説明変数としている。 $\hat{g}_{it}$ は説明変数に入れていない。同時性の問題に対処するため,  $\hat{y}_{it}$ の1期前と2期前のラグ値を操作変数として使用してGMMで推計を行っている。推計結果をみると,  $\hat{y}_{it}$ にかかるパラメータは0.6258となっており, 現在所得の水準が他県と比べて相対的に1%高いと, 消費支出の水準は相対的に0.63%高いという結果になっている<sup>9)</sup>。次に, 財政状況の良好な時期における将来の税負担割合と消費水準との関係を表す  $\hat{\tau}_{it-1}$ の係数をみると, 0.1692と正になっており, しかも有意にゼロと異なっている。この係数の理論的な符合は負であり, 理論モデルと不整合な結果になっている。(5)式では, 各県の相対的な恒常所得は時間を通じて一定と仮定した上でそれを県別固定効果で表しているが, ここでの結果はそうした扱いが不適切である可能性を示唆している。しかし, 本稿の分析上もっとも関心がある  $\hat{\tau}_{it-1} \times D_{1t}$ のパラメータをみると, -0.0205と負になっており, 非ケインジアン効果仮説と整合的である。推計されたパラメータは標準誤差を大きく上回っており, 有意にゼロから離れている。

定式化[2]ではダミー変数を  $D_{1t}$  から  $D_{2t}$  に換えて同様の推計を行っている。ここでも  $\hat{\tau}_{it-1} \times$ ダミー変数にかかるパラメータは-0.0173と負になっており, 有意にゼロと異なる。また, 定式化[3]ではダミー変数を  $D_{1t}$  から  $D_{3t}$  に換えて同様の推計を行っている。 $\hat{\tau}_{it-1} \times$ ダミー変数にかかるパラメータは-0.0101と負になっているがマイナス幅は小さく有意にゼロと異ならない。 $D_{3t}$ はストックベースの財政事情を表すものであり,  $D_{1t}$ や $D_{2t}$ はフローベースの財政事情を表すものである。ここでの推計結果は, 消費者がフローベースの財政事情を重視して消費水準を決定している可能性を示唆している。

定式化[4]-[6]では説明変数に  $\hat{g}_{it}$ を追加して同じ推計を行っている。ここで  $\hat{g}_{it}$ は一般政府ベースの歳出であり, 政府最終消費支出と公的固定資本形成の合計値である。 $i$ 県で行われた財政支出は中央政府・地方政府の区別なく全てが含まれている。推計結果をみると,  $\hat{g}_{it}$ にかかるパラメータは定式化[4]-[6]のいずれにおいても0.17であり, 財政乗数が有意にプラスであることを示している<sup>10)</sup>。 $\hat{\tau}_{it-1} \times$ ダミー変数にかかるパラメータをみると, 定式化[4]では引き続き有意にマイナスとなっているが, 定式化[5]及び[6]ではほぼゼロになっている。

定式化[7]-[12]の  $\Delta \hat{c}_{it}$ を被説明変数とする推計では  $\hat{y}_{it}$ や $\hat{g}_{it}$ のラグ値を操作変数として

図4. ベースライン推計における年度ダミーの推計値



注) 図はベースライン推計の定式化[1]で将来の税負担比率にかかるダミー変数を各年ダミー変数に変えて推計をおこない, そのときの各年ダミー変数にかかる推計値をプロットしたものである。図中の実線で描かれているのが推計値であり, その上下に描かれている点線は推計値にその標準誤差の2倍を加減算した信頼区間を表している。

表2. 金融資産残高を含む推計

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]
$\hat{y}_{it}$	0.3740*** (0.0563)	0.3729*** (0.0561)	0.3703*** (0.0562)	0.3784*** (0.0554)	0.3787*** (0.0551)	0.3750*** (0.0554)
$\hat{g}_{it}$				-0.0049 (0.0238)	-0.0169 (0.0244)	-0.0123 (0.0241)
$\hat{\tau}_{it-1}$	0.1196*** (0.0154)	0.1157*** (0.0156)	0.1140*** (0.0162)	0.1215*** (0.0191)	0.1218*** (0.0190)	0.1182*** (0.0194)
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{1t}$	-0.0140*** (0.0043)			-0.0141*** (0.0043)		
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{2t}$		-0.0161*** (0.0045)			-0.0169*** (0.0047)	
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{3t}$			-0.0101** (0.0044)			-0.0106** (0.0044)
$\hat{a}_{it}$	0.0463** (0.0205)	0.0474** (0.0205)	0.0588*** (0.0203)	0.0451** (0.0205)	0.0448** (0.0205)	0.0575*** (0.0203)
$J$	2.9031 (0.0884)	3.3760 (0.0662)	1.1155 (0.2909)	3.1520 (0.2068)	3.8272 (0.1476)	1.4897 (0.4748)
OBS	1467	1467	1467	1467	1467	1467

注) 被説明変数は  $\hat{c}_{it}$  である。推計期間は1970-2001年度である。定式化[1]-[3]では  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{y}_{it-1}$  を、定式化[4]-[6]では  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{y}_{it-1}$ ,  $\hat{g}_{it-2}$ ,  $\hat{g}_{it-1}$  を操作変数として使用している。県別効果の報告は省略している。ダミー変数の定義等は表1の注を参照。

用いている。ただし、被説明変数が階差であり、 $t-1$ 期の情報を反映している点を考慮して操作変数のラグは2期( $t-2$ )以上としている<sup>11)</sup>。定式化[7]の推計結果をみると、 $\Delta \hat{y}_{it}$ の係数は0.6124となっており、推計値は有意にゼロと異なる。次に  $\hat{\tau}_{it-1}$ の係数をみると、推計されたパラメータは有意に負の値をとっており、理論予測と整合的である。 $\hat{\tau}_{it-1} \times$ ダミー変数にかかるパラメータは負で、有意にゼロと異なっている。この傾向は定式化[8]においても変わらない。定式化[9]では  $\hat{\tau}_{it-1} \times$ ダミー変数にかかるパラメータは負になっているが、有意にゼロと異ならない結果となっている。 $\hat{g}_{it}$ を説明変数に加えた定式化[10]-[12]では、 $\hat{\tau}_{it-1} \times$ ダミー変数にかかるパラメータの符号は引き続きマイナスである。ただしマイナス幅は  $\hat{g}_{it}$ を加える前と比べて小さくなっており、定式化[10]以外では有意にゼロと異ならない。なお、 $\Delta \hat{g}_{it}$ の係数は0.18-0.19であり、定式化[4]-[6]と同じく正で有意となっている。

図4は  $\hat{\tau}_{it-1}$ の係数の変化を年ごとにみるため、 $\hat{\tau}_{it-1} \times$ 各年ダミーを説明変数として推計した結果を示している。被説明変数は  $\hat{c}_{it}$  であり、その他の説明変数は  $\hat{y}_{it}$  と  $\hat{\tau}_{it-1}$  である。操作変数は表1の定式化[1]-[3]と同じラグ値を用いている。図では  $\hat{\tau}_{it-1} \times$ 各年ダミーにかかるパラメータの推計値と信頼区間(推計値  $\pm 2 \times$

標準誤差)をプロットしている。推計値の動きをみると、1970年代後半から1980年代前半の時期に最初の底がみられ、その後は1980年代半ばから上昇していくが、1990年代に入ると再び低下している。1970年代後半から1980年代前半にかけての時期と1990年代は財政状況が顕著に悪化していた時期であり、こうした時期に  $\hat{\tau}_{it-1}$ にかかるパラメータがマイナス方向に大きくなることは非ケインジアン効果仮説と整合的である。

最後に表2では、消費水準が金融資産残高に依存する可能性を考慮するため、表1の定式化[1]-[6]の説明変数に各年の年初時点における金融資産残高(ネット、1人あたり、実質)  $\hat{a}_{it}$ を追加している。ただし金融資産残高の県別データは1968年度以前は入手できないため推計期間は表1と比べて短くなっている<sup>12)</sup>。推計結果をみると、まず  $\hat{a}_{it}$ にかかるパラメータは正の値をとっており、符号条件を満たしている。一方、 $\hat{y}_{it}$ のパラメータは0.37-0.38のプラスとなっており引き続きゼロと有意に異なるものの、表1の対応する定式化(定式化[1]-[6])と比べると顕著に小さくなっており、表1でみた可処分所得の効果のかなりの部分が金融資産残高の差異によるものであったことを示している。次に、 $\hat{\tau}_{it-1} \times$ ダミー変数にかかるパラメータをみると、いずれの定式化においても有意に負で、

表 3. 東京都を除く推計

	被説明変数 $\hat{c}_{it}$						被説明変数 $\Delta \hat{c}_{it}$					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
$\hat{y}_{it}$	0.6261*** (0.0557)	0.6268*** (0.0557)	0.6307*** (0.0562)	0.5871*** (0.0432)	0.5868*** (0.0433)	0.5834*** (0.0434)	0.6222*** (0.1124)	0.6248*** (0.1125)	0.6563*** (0.1097)	0.5986*** (0.1178)	0.6039*** (0.1178)	0.6347*** (0.1133)
$\hat{g}_{it}$	0.1691*** (0.0149)	0.1685*** (0.0150)	0.1673*** (0.0156)	0.1706*** (0.0192)	0.1701*** (0.0194)	0.1725*** (0.0194)	$\Delta \hat{y}_{it}$	$\Delta \hat{y}_{it}$	0.1952*** (0.0538)	0.1946*** (0.0531)	0.1946*** (0.0531)	0.1814*** (0.0494)
$\hat{\tau}_{it-1}$	0.1691*** (0.0149)	0.1685*** (0.0150)	0.1673*** (0.0156)	0.0911*** (0.0154)	0.0932*** (0.0154)	0.0960*** (0.0156)	$\hat{\tau}_{it-1}$	$\hat{\tau}_{it-1}$	-0.0035*** (0.0008)	-0.0035*** (0.0009)	-0.0008 (0.0011)	-0.0012 (0.0011)
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{1t}$	-0.0214*** (0.0052)			-0.0149*** (0.0051)			$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{1t}$	$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{1t}$	-0.0094*** (0.0027)	-0.0058** (0.0029)		
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{2t}$		-0.0181*** (0.0060)			-0.0049 (0.0058)		$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{2t}$	$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{2t}$			-0.0040 (0.0027)	
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{3t}$			-0.0102 (0.0063)			0.0037 (0.0060)	$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{3t}$	$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{3t}$	-0.0028 (0.0018)			-0.0003 (0.0020)
$J$	0.1654 (0.6843)	0.1777 (0.6734)	0.5944 (0.4407)	0.2987 (0.8613)	0.3436 (0.8422)	0.3386 (0.8443)	$J$	$J$	1.0979 (0.5776)	1.5219 (0.6772)	1.4769 (0.6876)	1.4491 (0.6941)
OBS	2025	2025	2025	2025	2025	2025	OBS	OBS	1980	1980	1980	1980

注) 定式化[1]-[6]では県別効果の報告を省略している。推計期間、操作変数、ダミー変数の定義等は表1の註を参照。

非ケインジアン効果仮説を支持している<sup>13)</sup>。

### 5. 頑健性のチェック

ベースライン推計の結果は概ね非ケインジアン効果仮説と整合的であった。この結果はどの程度頑健だろうか。以下、5.1節ではサンプルを区切って同じ推計を繰り返すことにより頑健性をチェックする。5.2節では、資産価格変動の県別格差など県別消費のばらつきを説明する代替的な仮説を明示的に考慮したとき推計結果がどの程度変化するかをみていくことにする。

#### 5.1 サブサンプル推計

前節での推計結果は東京の動きに大きく左右される可能性がある。実際、東京都は全県の中でも  $\hat{\tau}_{it}$  が突出して高く、90年代の消費の落ち込みも他県に比べて大きかった。前節での推計結果が東京に引きずられている可能性は否定できない。そこで表3では東京都をサンプルからはずし、残りの道府県で推計を行っている。その他の点では表3は表1と同じである。表3の推計結果をみると、多くのパラメータの推計値は表1とほぼ同じ水準である。 $\hat{\tau}_{it-1} \times$  ダミー変数にかかるパラメータについても大きな変化は見られない。

次に表4と表5は各県を高額納税県と低額納税県に分類し、サンプルを2分割したうえで表1の推計を繰り返している。具体的には  $\hat{\tau}_{it}$  の水準を基準として各県を上位50%(高額納税県)と下位50%(低額納税県)に分割している。高額納税県、低額納税県のリストは毎年更新する扱いとしている。表4と表5を比べると、 $\hat{\tau}_{it-1} \times$  ダミー変数にかかるパラメータに大きな違いがみられる。定式化[1]-[6]についてみると、 $\hat{\tau}_{it-1} \times$  ダミー変数にかかるパラメータのマイナス幅は、すべての定式化で高額納税県の方が大きくなっている。例えば、定式化[1]では低額納税県が-0.0134であるのに対して高額納税県は-0.0271となっており、約2倍の開きがある。高額納税県でマイナス幅が大きくなるという傾向は定式化[7]-[12]においても同様に確認できる。

$\hat{\tau}_{it-1} \times$  ダミー変数にかかるパラメータのマ

表 4. 高額納税県

	被説明変数 $\hat{c}_{it}$						被説明変数 $\Delta \hat{c}_{it}$					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
$\hat{y}_{it}$	0.4354*** (0.0768)	0.4380*** (0.0761)	0.4385*** (0.0752)	0.4618*** (0.0672)	0.4607*** (0.0670)	0.4609*** (0.0666)	0.6260*** (0.1723)	0.6182*** (0.1758)	0.6628*** (0.1769)	0.5498*** (0.1628)	0.5507*** (0.1667)	0.5896*** (0.1653)
$\hat{g}_{it}$				0.1982*** (0.0255)	0.1958*** (0.0256)	0.1915*** (0.0256)				0.1528*** (0.0684)	0.1557*** (0.0668)	0.1412*** (0.0660)
$\hat{\tau}_{it-1}$	0.1926*** (0.0198)	0.1886*** (0.0196)	0.1829*** (0.0194)	0.0934*** (0.0211)	0.0938*** (0.0210)	0.0926*** (0.0206)	-0.0038*** (0.0018)	-0.0038*** (0.0018)	-0.0043*** (0.0019)	-0.0015 (0.0019)	-0.0015 (0.0019)	-0.0023 (0.0019)
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{1t}$	-0.0271*** (0.0094)			-0.0147*** (0.0097)			-0.0172*** (0.0049)			-0.0133*** (0.0048)		
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{2t}$		-0.0379*** (0.0106)			-0.0136 (0.0110)			-0.0150*** (0.0046)			-0.0109*** (0.0050)	
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{3t}$			-0.0361*** (0.0104)			-0.0154 (0.0105)		-0.0049 (0.0035)				-0.0022 (0.0037)
$J$	0.0202 (0.8871)	0.0183 (0.8925)	0.1153 (0.7342)	0.2747 (0.8717)	0.2465 (0.8840)	0.3320 (0.8470)	0.6858 (0.7097)	0.6501 (0.7225)	0.8464 (0.6550)	1.4217 (0.7005)	1.3883 (0.7083)	1.4472 (0.4850)
$OBS$	1035	1035	1035	1035	1035	1035	1012	1012	1012	1012	1012	1012

注) 各年度の国税納税額(一人あたり)の上位50%を高額納税県とし、高額納税県のリストは毎年更新される。定式化[1]-[6]では県別効果の報告を省略している。推計期間、操作変数、ダミー変数の定義等は表1の柱を参照。

表 5. 低額納税県

	被説明変数 $\hat{c}_{it}$						被説明変数 $\Delta \hat{c}_{it}$					
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
$\hat{y}_{it}$	0.6609*** (0.0688)	0.6619*** (0.0690)	0.6571*** (0.0704)	0.6215*** (0.0584)	0.6230*** (0.0587)	0.6097*** (0.0594)	0.5986*** (0.1447)	0.6041*** (0.1422)	0.6206*** (0.1340)	0.6132*** (0.1687)	0.6182*** (0.1652)	0.6482*** (0.1549)
$\hat{g}_{it}$				0.1197*** (0.0269)	0.1184*** (0.0270)	0.1230*** (0.0271)				0.2229*** (0.0795)	0.2216*** (0.0795)	0.2074*** (0.0727)
$\hat{\tau}_{it-1}$	0.1634*** (0.0204)	0.1648*** (0.0206)	0.1706*** (0.0214)	0.1101*** (0.0228)	0.1131*** (0.0227)	0.1199*** (0.0231)	-0.0038*** (0.0010)	-0.0039*** (0.0010)	-0.0039*** (0.0011)	-0.0006 (0.0016)	-0.0007 (0.0016)	-0.0010 (0.0016)
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{1t}$	-0.0134*** (0.0059)			-0.0118*** (0.0059)			-0.0062* (0.0033)			-0.0024 (0.0036)		
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{2t}$		-0.0054 (0.0067)			-0.0005 (0.0067)			-0.0045 (0.0028)			-0.0015 (0.0032)	
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{3t}$			0.0052 (0.0071)			0.0102 (0.0069)		-0.0017 (0.0021)				0.0005 (0.0024)
$J$	0.0561 (0.8128)	0.0354 (0.8507)	0.0463 (0.8296)	0.1039 (0.9494)	0.0664 (0.9673)	0.1433 (0.7050)	0.5631 (0.7546)	0.5717 (0.7514)	0.5754 (0.7500)	0.0294 (0.9987)	0.0318 (0.9985)	0.0618 (0.9960)
$OBS$	1035	1035	1035	1035	1035	1035	1012	1012	1012	1012	1012	1012

注) 各年度の国税納税額(一人あたり)の下位50%を低額納税県とし、低額納税県のリストは毎年更新される。定式化[1]-[6]では県別効果の報告を省略している。推計期間、操作変数、ダミー変数の定義等は表1の柱を参照。

表 6. 地価要因を含む推計

	被説明変数 $\hat{c}_{it}$			被説明変数 $\Delta \hat{c}_{it}$								
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
$\hat{y}_{it}$	0.2387*** (0.0643)	0.2313*** (0.0643)	0.2436*** (0.0653)	0.2219*** (0.0631)	0.2204*** (0.0626)	0.2284*** (0.0640)	0.5167*** (0.1793)	0.4339*** (0.1790)	0.5334*** (0.1683)	0.3833* (0.2281)	0.3722* (0.2000)	0.4972*** (0.1809)
$\hat{g}_{it}$				0.0185 (0.0234)	0.0054 (0.0236)	0.0131 (0.0235)				0.2569 (0.2672)	0.1454 (0.2741)	0.1142 (0.2027)
$\hat{\tau}_{it-1}$	0.1070*** (0.0148)	0.1016*** (0.0153)	0.1015*** (0.0150)	0.0986*** (0.0201)	0.0995*** (0.0197)	0.0969*** (0.0199)	0.0017 (0.0011)	0.0015 (0.0011)	0.0028*** (0.0012)	0.0022* (0.0013)	0.0018 (0.0012)	0.0024 (0.0015)
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{1t}$	-0.0113*** (0.0041)			-0.0100** (0.0040)			-0.0139*** (0.0028)			-0.0078 (0.0073)		
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{2t}$		-0.0146*** (0.0042)		-0.0140*** (0.0043)				-0.0134*** (0.0025)			-0.0099 (0.0076)	
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{3t}$			-0.0072* (0.0040)						-0.0090*** (0.0019)			-0.0057 (0.0060)
$\hat{q}_{it}$	0.0230*** (0.0072)	0.0233*** (0.0072)	0.0253*** (0.0072)	0.0244*** (0.0076)	0.0239*** (0.0075)	0.0255*** (0.0076)	0.0144*** (0.0050)	0.0170*** (0.0049)	0.0137*** (0.0050)	0.0136*** (0.0050)	0.0161*** (0.0054)	0.0140*** (0.0049)
J	1.7404 (0.1871)	2.0857 (0.1487)	0.5140 (0.4734)	3.5156 (0.1724)	2.7930 (0.2475)	1.9417 (0.3788)	1.3100 (0.5194)	0.9038 (0.6364)	0.3115 (0.8558)	1.5819 (0.6635)	1.0881 (0.7775)	1.0103 (0.7987)
OBS	1242	1242	1242	1242	1242	1242	1196	1196	1196	1196	1196	1196

注) 定式化[1]-[6]の被説明変数は  $\hat{c}_{it}$  であり、推計期間は1975-2001年度である。県別効果の報告は省略している。操作変数は、定式化[1]-[3]で  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{y}_{it-1}$ , 定式化[4]-[6]で  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{y}_{it-1}$ ,  $\hat{y}_{it-2}$  である。定式化[7]-[12]の被説明変数は  $\Delta \hat{c}_{it}$  であり、推計期間は1976-2001年度である。操作変数は、定式化[7]-[9]で定数項,  $\hat{y}_{it-3}$ ,  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{y}_{it-1}$ , 定式化[10]-[12]で定数項,  $\hat{y}_{it-3}$ ,  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{y}_{it-1}$  である。ダミー変数の定義等は表1の注を参照。

イナス幅が高額納税県で大きいという結果は非ケインジアン効果仮説と整合的である。税負担の高い県を集めれば、そこの限界的な税負担の変化 ( $\hat{\tau}_{it-1}$  の変化) が消費を抑制する効果は強いはずであり、ここでの推計結果はこの理論予測と整合的である。ただし、この結果については、フォワードルッキングに期待所得を計算し消費水準を決める消費者の割合が高額納税県で高いために生じているという解釈もあり得る。非ケインジアン効果は消費者が恒常所得に従って消費水準を決める(つまり流動性制約に直面していない)ことを前提にしているが、低額納税県ではそもそもこうした消費者の割合が小さく、そのために非ケインジアン効果が弱く出ていると解釈できる。可処分所得にかかるパラメータが低額納税県で大きいという傾向は低額納税県で流動性制約に直面する消費者の割合が大きいことを示しており、この解釈の妥当性を示唆している。

### 5.2 県別の消費格差を決める代替的要因

**地価要因** 1990年代における消費の地域間格差を考える上で重要な要因は資産価格、特に地価の変動である。1980年代後半から1990年代初頭にかけての地価上昇は各県に一律に生じたわけではなく、東京を中心とする都市部で上昇幅が相対的に大きかったという特徴がある。1990年代における地価バブル崩壊のスケールも都市部で大きく、このため、地価バブル崩壊が消費に及ぼすマイナスの影響も都市部でより大きかった可能性がある。都市部の県は税負担率の高い県でもあるから、 $\hat{\tau}_{it-1}$  にかかるパラメータが図4でみたように1990年代にマイナス幅を拡大させているのは、都市部における地価下落の大きさを反映している可能性がある。

表6では地価変動要因をコントロール

表7. 雇用要因を含む推計

	被説明変数 $\hat{c}_{it}$					被説明変数 $\Delta \hat{c}_{it}$						
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]	[9]	[10]	[11]	[12]
$\hat{y}_{it}$	0.6177*** (0.0537)	0.6182*** (0.0537)	0.6327*** (0.0536)	0.5830*** (0.0417)	0.5832*** (0.0419)	0.5846*** (0.0420)	0.5261*** (0.1179)	0.5138*** (0.1187)	0.5253*** (0.1180)	0.4995*** (0.1255)	0.4928*** (0.1274)	0.5158*** (0.1272)
$\hat{g}_{it}$				0.1729*** (0.0186)	0.1719*** (0.0188)	0.1717*** (0.0189)				0.1792*** (0.0538)	0.1808*** (0.0535)	0.1779*** (0.0505)
$\hat{\tau}_{it-1}$	0.1824*** (0.0148)	0.1818*** (0.0148)	0.1755*** (0.0151)	0.0986*** (0.0155)	0.1003*** (0.0155)	0.1004*** (0.0155)	-0.0024*** (0.0008)	-0.0024*** (0.0008)	-0.0020** (0.0009)	0.0001 (0.0011)	0.0001 (0.0011)	0.0001 (0.0011)
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{1t}$	-0.0253*** (0.0053)			-0.0172*** (0.0049)			-0.0111*** (0.0028)			-0.0080*** (0.0030)		
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{2t}$		-0.0226*** (0.0059)			-0.0076 (0.0055)			-0.0097*** (0.0025)				-0.0067** (0.0028)
$\hat{\tau}_{it-1} \times D_{3t}$			-0.0250*** (0.0070)			-0.0037 (0.0060)			-0.0058*** (0.0021)			-0.0031 (0.0024)
$\hat{x}_{it}$	-0.0136*** (0.0046)	-0.0141*** (0.0047)	-0.0180*** (0.0051)	-0.0085** (0.0041)	-0.0083** (0.0041)	-0.0085** (0.0043)	-0.0036*** (0.0012)	-0.0039*** (0.0012)	-0.0041*** (0.0013)	-0.0036*** (0.0012)	-0.0038*** (0.0013)	-0.0037*** (0.0014)
$J$	0.3317 (0.5647)	0.3668 (0.5448)	0.0321 (0.8579)	0.0621 (0.9694)	0.0097 (0.9952)	0.0026 (0.9987)	2.2026 (0.3324)	2.2243 (0.3288)	2.1334 (0.3441)	2.1760 (0.5367)	2.1728 (0.5373)	2.3208 (0.5085)
OBS	2070	2070	2070	2070	2070	2070	2024	2024	2024	2024	2024	2024

注) 定式化[1]-[6]の被説明変数は  $\hat{c}_{it}$  であり、推計期間は1957-2001年度である。県別効果の報告は省略している。操作変数は、定式化[1]-[3]で  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{y}_{it-1}$ ,  $\hat{x}_{it-1}$ , 定式化[4]-[6]で  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{y}_{it-1}$ ,  $\hat{g}_{it-1}$ ,  $\hat{g}_{it-2}$ ,  $\hat{g}_{it-3}$ ,  $\hat{\tau}_{it-1}$  である。定式化[7]-[12]の被説明変数は  $\Delta \hat{c}_{it}$  であり、推計期間は1958-2001年度である。操作変数は、定式化[7]-[9]で定数項,  $\hat{y}_{it-3}$ ,  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{x}_{it-2}$ , 定式化[10]-[12]で定数項,  $\hat{y}_{it-3}$ ,  $\hat{y}_{it-2}$ ,  $\hat{g}_{it-3}$ ,  $\hat{g}_{it-2}$ ,  $\hat{g}_{it-1}$ ,  $\hat{g}_{it-2}$ ,  $\hat{\tau}_{it-3}$ ,  $\hat{\tau}_{it-2}$ ,  $\hat{\tau}_{it-1}$  の注を参照。

した上でもなお  $\hat{\tau}_{it-1}$  にかかるパラメータが非ケインジアン仮説と整合的かどうかを調べている。各県の平均的な県民1人当たりの実質住宅地価を  $q_{it}$  と表記し、 $\hat{q}_{it}$  と  $\Delta \hat{q}_{it}$  をその他の変数と同じように定義する。各県の名目地価は国土交通省『地価公示』を用いて作成している(作成方法の詳細は伊藤・渡辺(2004)の付録Bを参照)。なお、名目地価の県別データが利用可能なのは1975年度以降のため、推計期間もそれに合わせている。推計結果をみると、 $\hat{q}_{it}$  または  $\Delta \hat{q}_{it}$  にかかるパラメータは理論予測どおり正の値をとっており、消費の県別格差の一部は地価変動の差で説明できることを示している。一方、 $\hat{\tau}_{it-1} \times \text{ダミー}$  変数にかかるパラメータはすべての定式化でマイナスとなっており、これも符号条件を満たしている。また、表1と表6を比べると、定式化[1]-[4]ではマイナス幅が若干縮小しているものの、定式化[5]-[12]では逆にマイナス幅が拡大している。これらの結果は、地価変動をコントロールしてもなお非ケインジアン効果仮説が支持されることを示している。

**雇用要因** 1990年代における都市部の消費不振の原因のひとつとして雇用情勢の悪化が挙げられることがある。東京や大阪を中心とする都市部で企業破綻が多発する一方、大規模な雇用調整が行われている。これが雇用に関する不確実性を高め、その結果、消費者が貯蓄率を高め将来所得の不確実性が增大したために予備的貯蓄が増加しているということである。

表7ではこの要因をコントロールするために、各県の有効求人倍率を説明変数に加えている。具体的には、各県の有効求人倍率を  $x_{it}$  で表し、 $\hat{x}_{it}$  をその他の変数と同じように定義する。予備的貯蓄に関する議論によれば、将来所得に関す

る不確実性の増大に伴って消費が先延ばしされると、足元の消費水準が減少する一方、消費パスのスロープ、つまり消費の変化率はプラスになる(例えば Caballero(1990)を参照)。したがって、消費水準を被説明変数とする定式化[1]-[6]では有効求人倍率の係数はプラスになる一方、消費の変化を被説明変数とする定式化[7]-[12]では有効求人倍率の係数はマイナスになるはずである。表7に示した推計結果をみると、消費の変化を被説明変数とする定式化[7]-[12]では有効求人倍率の係数が理論予測どおりになっているものの、定式化[1]-[6]では理論予測と反対の符号になっている。符号条件を満たす[7]-[12]の6ケースについて  $\hat{\tau}_{it-1} \times$  ダミー変数の係数をみると、マイナスで有意水準も高く、表1の対応する推計値との差も認められない。

## 6. おわりに

本稿ではわが国の県別消費データを用いて財政政策の非ケインジアン効果について検証した。非ケインジアン効果仮説によれば、県別の消費支出は国の財政事情に問題がないときには各県の税負担割合に左右されない一方、財政状況の悪い時期には税負担の高い県の消費支出が他県に比べて低くなるという非線形性が観察されるはずである。1955年度から2001年度の県別データを用いて推計した結果、財政悪化期に税負担の高い県の消費が相対的に低下する傾向が統計的に有意であることが確認された。この結果は東京をサンプルから除いても変わらない。また、この傾向は高額納税県だけから成るパネルでより強く観察された。さらに、地価の変動や雇用情勢の変化など県別消費に影響を及ぼす可能性のあるその他の要因をコントロールしてもこの結果は変わらないことが確認された。

(一橋大学大学院経済学研究科大学院生・  
一橋大学経済研究所)

## 注

\* 本稿の作成に際しては、青木浩介、阿部修人、照山博司、深尾京司、藤木裕、宮尾龍蔵の各氏から有益なコメントを頂戴した。記して感謝したい。

1) 消費性向、可処分所得ともに基準県(ここでは

神奈川県)からの乖離を示している。

2) 高所得県と低所得県のサンプルは1人当たり国税納税額(源泉所得税+申告所得税+消費税)を基準に上位23県を高所得県、下位24県を低所得県としている。各年度のサンプルは毎年更新される。図は1975年度における消費支出額を100に基準化した場合の指数値を示している。

3) Feldstein(1982)も閾値を重視する説明を提示している。Feldstein(1982)によれば、国の債務残高がある一定額を超えるとデフォルトが発生し、それに伴って金融セクターに大きなコストが発生する。したがって、閾値を超えると国民の負担が不連続的に増加する。また、Sutherland(1997)は、財政状況がもともと悪い状況で減税を行うと、将来世代が負うはずの税負担が現在世代に降りかかってくるとの予想が生まれるため、消費は減少すると指摘している。

4) 県民経済計算では1999年度計数分まで68SNA方式に基づく推計が行われ、2000年度計数分からは93SNA方式による推計が行われている。68SNA方式に基づく1975年度-1999年度の計数は『県民経済計算年報 平成14年版』から、また、93SNA方式に基づく計数は『県民経済計算年報 平成16年版』から利用可能である。2000年度以降のデータについては93SNA方式による2000年度以降の伸び率を用いて68SNA方式による1999年度計数を延長したものを使用する。1955-1974年度の計数は経済企画庁『長期週及推計 県民経済計算報告(昭和30年-昭和49年)』から利用可能であるが、1975年度以降とは計数の連続性が保たれていないという問題がある。本稿では、(1)『県民経済計算年報 平成2年版』に掲載されている1975年度の計数と長期週及推計に掲載されている1955年度-1974年度の計数を用いて、1955年度-1975年度の対前年度変化率を求める、(2)そこで求めた対前年度変化率と平成14年版に掲載されている1975年度の計数を用いて1955年度-1974年度までの計数を求める、という方法により得られた計数を使用する。

5) 県民経済計算での*i*県の*t*期における個人所得を $I_{it}^*$ 、家計調査での*i*県の*t*期における実収入を $I_{it}^*$ 、可処分所得を $Y_{it}^*$ として、 $Y_{it}^* \equiv I_{it}^* \times (Y_{it}^*/I_{it}^*)$ で定義される変数を可処分所得として使用する。

6) 従業者数は総務省『国勢調査』のデータを利用する。なお、国勢調査が実施されない年のデータは国勢調査が行われた年とその次に行われた年(5年後)のデータから線形補間して得られたものを使用する。

7) 政府債務残高の対一般会計歳入比の平均値( $\mu$ )と標準偏差( $\sigma$ )を用いて $\mu + 0.5\sigma$ を閾値として設定した。1955年度から2002年度までの当該比率の平均値は2.3、標準偏差は1.8である。

8) これら3つに加えて別の指標に基づくダミー変数をいくつか作成し同様の推計を行った。例えば、一般政府の構造的財政収支が赤字であるにもかかわらずさらに悪化している場合や政府債務残高の一般会計歳入に占める比率が対前年度比で大幅に増加(0.25以上)している場合、また、国及び地方の長期債務残高の水準が高い(対名目GDP比で65%以上)場合などである。これらのダミー変数を用いた場合でも以下で報告

される分析結果は定性的には変わらない。

9) 可処分所得に係るパラメータは流動性制約に直面している消費者の割合を示すと解釈できる。Watanabe *et al.* (2001)は日本全体の時系列データを用いて消費関数を推計し、流動性制約に直面している消費者の割合は2-3割との結果を得ている。本稿の推計値はこれと比べるとかなり大きい。

10)  $\bar{g}_{it}$ に係るパラメータは同時点における民間消費支出と政府財政支出との代替性を表すパラメータとも解釈できる。パラメータが正のときには政府財政支出は民間消費支出に対して補完的、負のときには代替的と解釈できる。Karras(1994)は世界30ヶ国を対象に1950-1987年のデータを用いて両者の代替性・補完性について調べた結果、(1)民間消費支出と政府財政支出は補完的關係にあり、政府財政支出が増えることで民間消費支出が減少することはない、(2)補完性の程度は政府部門の規模と反比例する、と報告している。Karras(1994)のサンプル期間では、日本の政府部門の規模は30ヶ国の中で下から5番目であり、民間消費支出と政府財政支出との補完關係が相対的に強かったことを示唆している。

11) Campbell and Mankiw(1989, 1990, 1991)は操作変数として消費や所得の階差のラグ値を用いている。本稿の推計は消費や所得の水準のラグ値を用いており、この点が異なる。しかし、本稿で推計に用いている全ての変数は基準県からの乖離率として定義されており、定常性の問題は発生しない。なお、 $\Delta \hat{c}_{it}$ や $\Delta \bar{g}_{it}$ を操作変数とする推計も行ったが、推計精度が低下する点を除けば概ね表1の定式化[7]-[12]と同じ結果が得られた。

12) 金融資産残高データの作成方法については伊藤・渡辺(2004)の付録Bを参照。

13)  $\bar{g}_{it}$ のパラメータはいずれの定式化でもわずかながら負の値をとっており(ただし有意ではない)、表1と対照的である。Karras(1994)によれば、政府の規模が小さいときには個人消費と政府支出の補完性が強く、規模が大きくなるにつれて補完性が弱まる傾向がある。これをもとに解釈すれば、表1の推計は政府部門の規模が小さかった1950-60年代を含んでいるため $\bar{g}_{it}$ 係数が正になり、その期間を含まない表2の推計では負になったとみることができる。

#### 参考文献

伊藤新・渡辺努(2004)「財政政策の非ケインジアン効果——県別データによる検証——」, COE/RES ディスカッションペーパーシリーズNo.62.  
 Alesina, Alberto and Roberto Perotti (1996) "Reducing Budget Deficits," *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 3, No. 1, pp. 13-34.  
 Bertola, Giuseppe and Allan Drazen (1993) "Trigger Points and Budget Cuts: Explaining the Effects of Fiscal Austerity," *American Economic*

*Review*, Vol. 83, No. 1, pp. 11-26.  
 Blanchard, Olivier (1990) "Comment on Giavazzi and Pagano," *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 5, pp. 111-116.  
 Caballero, Ricardo J. (1990) "Consumption Puzzles and Precautionary Savings," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 25, No. 1, pp. 113-136.  
 Campbell, J. Y., and N. G. Mankiw (1989) "Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence," *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 4, pp. 185-216.  
 Campbell, J. Y., and N. G. Mankiw (1990) "Permanent Income, Current Income, and Consumption," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 8, No. 3, pp. 265-279.  
 Campbell, J. Y., and N. G. Mankiw. (1991) "The response of Consumption to Income: a Cross-country Investigation," *European Economic Review*, Vol. 35, No. 4, pp. 723-756.  
 Feldstein, Martin (1982) "Government Deficits and Aggregate Demand," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 9, No. 1, pp. 1-20.  
 Giavazzi Francesco, Tullio Jappelli, and Marco Pagano (2000) "Searching for Non-linear Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries," *European Economic Review*, Vol. 44, No. 7, pp. 1259-1289.  
 Giavazzi, Francesco and Marco Pagano (1990) "Can Severe Fiscal Contractions be Expansionary? Tales of Two Small European Countries," *NBER Macroeconomics Annual*, Vol. 5, pp. 75-111.  
 Giavazzi, Francesco and Marco Pagano (1996) "Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidences and the Swedish Experience," *Swedish Economic Policy Review*, Vol. 3, No. 1, pp. 67-103.  
 Karras, Georgios (1994) "Government Spending and Private Consumption: Some International Evidence," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 26, No. 1, pp. 9-22.  
 Perotti, Roberto (1999) "Fiscal Policy in Good Times and Bad," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, No. 4, pp. 1399-1436.  
 Sutherland, Alan(1997) "Fiscal Crises and Aggregate Demand: Can High Public Debt Reverse the Effects of Fiscal Policy?" *Journal of Public Economics*, Vol. 65, No. 2, pp. 147-162.  
 Watanabe, Katsunori, Takayuki Watanabe, and Tsutomu Watanabe (2001) "Tax Policy and Consumer Spending: Evidence from Japanese Fiscal Experiments," *Journal of International Economics*, Vol. 53, No. 2, pp. 261-281.