

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
一橋大学

渡辺 努*
一橋大学

2002年6月10日

要旨

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する。非ケインジアン効果仮説によれば、個人消費の県別分布は国の財政事情に問題がないときには各県の租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租税負担の高い県の個人消費が他県に比べ低くなるという非線形性が観察されるはずである。1955-1999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。

*連絡先：一橋大学経済研究所 (tsutomu.w@srv.cc.hit-u.ac.jp)

1 はじめに

1990年代以降の個人消費低迷のひとつの特徴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¹。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高いという傾向がみられ、単回帰によれば両者の相関は-0.3072である。これに対して図2に示した1998年度の相関は-0.4484とマイナスの相関が強まっている。つまり、この2時点と比較する限り、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。1990年代の消費低迷は都市圏で顕著で、これが日本全体の消費低迷の原因になっているという指摘と整合的である。

本稿では、この2つ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部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年代の財政悪化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、この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、各県が独自に税収を上げ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、米国のような状況を想定してみよう。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の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）の尻拭いの役割は最終的には国が負う、

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。

つまり国税の増大により賄うことになる。その場合には高額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。日本の財政構造は後者に近く、その点では前提条件のひとつはクリアしている。

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1980年度も1998年度も等しく働いているはずであり、1998年度だけ強く現れると考える理由はどこにあるのかという点である。確かに、各消費者の税負担と消費の関係が線形であれば図1と図2に現れている相関の違いを説明できない。この点を考える上で重要なアイデアは、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)」である。このアイデアによれば、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。このアイデアを信じるとすれば、財政事情の悪化した1998年にマイナスの相関が強まっていることを説明できる。

本稿では、この非ケインジアン効果のアイデアを軸に1955-1999年度の県別消費パターン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、各年における消費水準の県別分布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ているかを調べる。

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、サブサンプル推計で結果の頑健性を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) の財政再建の帰結を調べ、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) の事例を調べ、やはり消費の伸び率が財政再建前を有意に上回ることを確認している。

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さ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現象は財政再建が大規模で長期に亘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大小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、「公的債務残高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。現在の債務残高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、現在の債務残高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²。

²Feldstein (1982) も閾値を重視する説明を提示している。Feld-

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、限界的に小さい一方、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クロスカントリーデータを用いて推計し、反応が債務残高などにどの程度依存するかを調べるとい手法が採られてきた(例えば Giavazzi et al. (2000))。しかしこの方法は非線形性を説明する上述の仮説を間接的に検証しているにすぎない。

例えば、Bertola and Drazen (1993) の仮説が正しいとする。また、現在の債務残高が高く、近い将来財政再建が行われると人々が予想しているとする。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。しかし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。つまり、Bertola and Drazen (1993) の仮説は同じ歳出カットでも消費者によって反応が異なるという含意をもっている。この違いがデータに現れているかどうかをみることにより、仮説をより直接的に検証できる。同様のことは Perotti (1999) などその他の仮説についても当てはまる。

本稿では、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変わるか、そしてそれは非ケインジアン効果仮説と整合的かどうかを検証する。具体的には、消費の県別分布について次のモデルを想定

stein (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。

する。

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

ここで、 c_{it} は i 県の t 期における県民 1 人当り消費水準（実質値）、 y_{it} は県民 1 人当り可処分所得（実質値）である。また g_{it} は i 県において国・地方合わせた一般政府が行う支出（実質値）を県民 1 人当りに換算したものである。 T_t^e は t 期以降の国税の徴税額（国民 1 人当り平均、実質値） T_{t+j} の流列の割引現在価値であり、

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

で定義される（ D は割引因子を表す）。 T_t^e は平均的な国民 1 人当りの予想負担額であり、 τ_{it}^e はそれを第 i 県の平均的な県民 1 人当りに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。 τ_{it}^e の詳細については後述する。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。

(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。政府債務が大量に累積し、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_t^e が増大する。 T_t^e の増大に伴い消費が減少するが、 τ_{it}^e の高い県ほど消費の落ち込み幅が大きく、消費の県別バラツキが大きくなる。しかもこの効果は非線形であり、 T_t^e の水準に依存する。 T_t^e が十分にゼロに近ければこの効果は働かない。逆に T_t^e が大きいときにはこの効果も強まる。つまり、(1) 式の γ は T_t^e の関数であり

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

である。これは非ケインジアン効果の重要な性質である。(1) 式によれば財政支出の増加は政府債務の増加を通じて T_t^e を増加させ消費を抑制する方向に作用する。しかも、財政支出を増加させる前の政府債務の水準が高ければ高いほど、この作用は強まる。政府債務が既に高水準に達しているにもかかわらず敢えて財政支出を増加させる場合には、この消費抑制効果がケインジアン効果を凌駕し、政府支出の増加が消費を減少させる可能性がある。

(1) 式を従来の実証研究における定式化と比べると、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 項を

無視していた。非線形性を調べるときにも γ が T_t^e にどう依存するかをみるのではなく、 g_{it} の係数 β が財政事情の変化とともにどのように変化するかをみている。クロスカントリーのデータを使う限り、 g_{it} は第 i 番目の国全体の歳出、 T_t^e は i 国全体の税負担であり、両者は基本的に同じ動きをするはずなので、両者を区別できない。したがって、クロスカントリーデータを使う限り右辺第 3 項を無視せざるを得ない。しかし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_t^e は同じ動きをする必然性はなく、両方の変数を区別できる。しかも、非ケインジアン効果を説明する理論モデルによれば、 T_t^e に依存して変化するパラメータは β ではなく γ である。県別データを用いる本稿の分析方法は理論仮説に忠実に γ の変化を調べることができるという点で従来の研究に比べ優れている。

(1) 式を推計する場合の問題は T_t^e 、 τ_{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_t^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

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

となり、 T_t^e を消去できる。ここで \hat{c}_{it} は $\hat{c}_{it} \equiv \ln c_{it} - \ln c_{i0}$ 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、 τ_{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_t^e 分の増税を将来行う際にはそのうちの一定割合 θ ($0 \leq \theta \leq 1$) は課税ベース（担税能力）に見合って行われ、残りの $(1-\theta)$ は lump-sum tax として課税されると人々が予想する³、と仮定する。この 2 つの仮定の下では次式が成立する。

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

ただし、 τ_{it} は第 t 期における i 県の代表的消費者の国税納税額（1 人当り）を同じ期の全国平均国税納税額（1 人当り）で割ったものである。

(3) 式を (2) 式に代入すると

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

³ 税率の引き上げと所得控除引下げという 2 つの増税方法のうち前者は担税能力に見合う増税、後者は均等型の増税である。

を得る。(4)式からわかるように、 $\hat{\tau}_{it}$ の係数は γ と θ 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 γ が正になったとしても、 $\theta = 0$ であれば $\hat{\tau}_{it}$ 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

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

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する。 (5)式の定式化が現実の動きをどの程度近似しているかを事前に評価するのは容易でない。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

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

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はずであるから、 $\Delta \hat{y}_{it}$ と誤差項は関連している。これに対処するために $\Delta \hat{y}_{it-2}, \Delta \hat{y}_{it-3}, \dots$ や $\Delta \hat{c}_{it-2}, \Delta \hat{c}_{it-3}, \dots$ 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。

3 データ

3.1 支出・所得データ

県別の支出や所得に関するデータは内閣府経済社会総合研究所「県民経済計算年報」を用いる。県民経済

計算は国民経済計算の考え方や仕組みを県レベルにあてはめ、県経済の規模や成長率、県民の所得水準などを総合的・体系的に把握しようとするものである⁴。地域経済の分析の際には頻繁に広く利用される資料のうちの一つであり、個人消費支出、一般政府の財政支出については県民経済計算のデータを用いる。

一般政府の財政支出は政府最終消費支出と公的総固定資本形成（一般政府）の和と定義する。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（出先機関も含め）が行った支出も含まれる⁵。ただし、県民経済計算では用地取得費や扶助費といった移転の経費や公債費、貸付金などの金融取引に関する支出は控除されるため、県民経済計算ベースでの一般政府支出は決算ベースでみた一般政府支出よりも額が小さくなる。

可処分所得は県によって推計が行われていないというクロスセクション面での問題と県によっては十分な期間を通じてデータを得ることができないという時系列面での問題の2つの問題が存在する。このため、可処分所得については県民経済計算の個人所得と総務省統計局「家計調査」における実収入（概念上、県民経済計算の個人所得にほぼ対応）と可処分所得の3つのデータを用いて新たに推計したものをを用いる。

実際の推計では実質個人消費支出、実質可処分所得（個人消費支出デフレータで実質化）、一般政府の実質財政支出を各県の人口で除した1人あたりデータを用いる。対象となる県は47都道府県であり、1955年度から1999年度までの年次データである。より詳細なデータの定義や出所については付録Aで述べている。また、可処分所得の具体的な推計方法は付録Bで詳しく扱っている。

3.2 租税負担比率

国税徴収額として使用するのは消費課税である(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⁶。これらは国税庁「国税庁統計年報書」より得られる。ただ負担比率を作成するにあた

⁴国民経済計算は1999年度（平成11年度）より93SNAに移行しているが、県民経済計算は63SNAに基づいた推計が行われている。なお、2000年度（平成12年度）推計分より93SNAへの移行が予定されている。したがって、本稿の分析では63SNAと93SNAの間での推計方法の違いによる影響はない。

⁵ある県が一般政府部門の財政支出を推計する際には中央（出先機関も含む）が当該県でどれだけ支出を行ったのかを知る必要がある。各県は毎年度「特別調査（県民経済計算推計に関する特別調査）」を行って中央が行った支出額の把握に努めている。

⁶付録Cでは国税徴収額としてこの3税を取り上げた理由についての説明を行っている。

り、消費税と源泉所得税の2つの税には取り扱いに注意が必要である。たとえば、源泉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ことである。消費税においても同様の現象が起きている。つまり、消費を行った県での徴収額となっており、居住地の県の徴収額にはなっていない。もちろん統計資料の作成上、このような点に考慮する必然性はまったくない。

しかし、本稿の分析目的に見合った負担比率を推計する場合、次の点で非常に大きな過ちを引き起こす可能性がある。それは東京や大阪のような近県から勤めやレジャーなどで来る人々が非常に多い県では源泉所得税や消費税は極度に集中するという点である。仮に政府が何らかの理由で増税を行うときに負担比率の高い県に多くの税負担を被ってもらおうと負担比率に沿って増税額を振り向けた場合、東京や大阪に割り当てられる増税分のなかには本来近県が負担すべき税負担分がかなり多く含まれているはずである。すなわち、近県の負担が東京や大阪へ転嫁されている。東京や大阪とその近県との間に大きなバイアスを生じさせている。

正確な負担比率を作成するには、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正しくとらえることが必要不可欠である。したがって、東京都や大阪府に偏重しすぎている国税徴収額を付近の県へ按分して修整することが重要な作業となる。負担比率の修正・作成方法については付録Cで詳しく述べている。第4節以降はこの修正を施した負担比率を用いて推計を行っている。

4 ベースライン推計

表1の定式化[1]から[4]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[5]から[8]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]-[4]についてみると、説明変数は \hat{y}_{it} 、 \hat{g}_{it} と \hat{r}_{it} にダミー変数 D_{1t} または D_{2t} を乗じたものである。ダミー変数 D_{1t} と D_{2t} は財政事情の悪い時期を表すものであり、具体的には D_{1t} は国債依存度が20%を超える年度に1、それ以外の年度はゼロをとる。サンプル期間(1956-1999年度)内では1975-1984年度と1992-1999年度がこれに該当する。 D_{2t} は国債依存

度が20%であるにもかかわらず財政支出が対前年度比で増加している年を表す。1975-1883年度、1992-1996年度、1998-1999年度の3つの期間がこれに該当する。非ケインジアン効果仮説によれば、財政事情が悪いときには消費の県別格差が拡大する、つまり \hat{r}_{it} ×ダミー変数の係数がマイナスになるはずである。

定式化[1]では、 \hat{y}_{it} と \hat{r}_{it} ×ダミー変数、さらに県別固定効果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に、 \hat{c}_{it} 、 \hat{y}_{it} 、 \hat{r}_{it} のラグ値を操作変数として使用してGMMで推計している。推計結果をみると、 \hat{y}_{it} に係るパラメータは0.69となっており、現在所得の増加1%に対して消費が0.69%増加するとの結果になっている。最も関心のある \hat{r}_{it} × D_{1t} のパラメータをみると、-0.1773であり、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、ゼロから有意に離れている。

定式化[2]ではダミー変数を D_{2t} に変更して同じ推計を行っている。ここでも \hat{r}_{it} ×ダミー変数に係るパラメータはマイナスであり、有意にゼロと異なる。

定式化[3]と[4]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、政府最終消費と公的固定資本形成の合計値である。第*i*県で行われた財政支出は中央政府・地方府の区別なく、全て含まれる。推計結果をみると、 \hat{g}_{it} に係るパラメータは定式化[3]では0.17、定式化[4]では0.22であり、いずれも財政乗数が有意にプラスであることを示している。 \hat{r}_{it} ×ダミー変数に係るパラメータは[1]、[2]と比べるとマイナス幅が半分から1/3に縮まっているものの、引き続き有意にゼロと異なり、非ケインジアン効果仮説を支持している。

次に定式化[5]-[8]についてみると、 $\Delta\hat{c}_{it}$ を被説明変数とする推計では \hat{c}_{it} や \hat{y}_{it} のラグ値を操作変数として用いている。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⁷。定式化[5]の推計結果をみると、 $\Delta\hat{y}_{it}$ の係数は0.24となっており、[1]-[4]に比べ半分以下に低下している一方⁸、階差を用いているた

⁷Campbell 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 $\Delta\hat{y}_{it}$ 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[5]-[8]と同じ結果が得られた。

⁸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。定式化[5]-[8]の

めに推計精度は低下し標準誤差は大きくなっている。しかしそれでもなお、推計値は有意にゼロと異なっている。また、 $\hat{\tau}_{it}$ × ダミー変数に係るパラメータはマイナスで、有意にゼロと異なっている。この傾向は定式化 [6] でも変わらない。しかし、 \hat{g}_{it} を説明変数に加えた [7] と [8] では、 $\hat{\tau}_{it}$ × ダミー変数に係るパラメータの符号は引き続きマイナスであるものの、マイナス幅は縮小しているため、有意にゼロと異ならなくなっている。なお、 $\Delta\hat{g}_{it}$ の係数は [7], [8] とともに 0.20 であり、[3], [4] と同じ水準になっている。

図 3 は $\hat{\tau}_{it}$ に係るパラメータの変化を各年別にみるため、 $\hat{\tau}_{it}$ × 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{g}_{it} である。操作変数は \hat{c}_{it} , \hat{y}_{it} , \hat{g}_{it} については表 1 の [3], [4] と同じラグ値を用いている。しかし $\hat{\tau}_{it}$ × 各年ダミーは外生変数として扱っており、表 1 とは扱いが異なる。図 3 は $\hat{\tau}_{it}$ × 各年ダミーに係るパラメータの推計値と信頼区間 (推計値 $\pm 2\sigma$) を示している。係数の時系列的な動きをみると、1970 年代後半から 80 年代前半の時期が最初の底で、その後 80 年代後半は上昇するが、90 年代に入ると再び低下している。1996 年にはサンプル期間中最も低い値となっている。70 年代後半から 80 年代前半にかけての時期と 90 年代は財政状況が顕著に悪化した時期であり、こうした時期に $\hat{\tau}_{it}$ にかかるパラメータが上昇するのは非ケインジアン効果仮説と整合的である。ただし $\hat{\tau}_{it}$ に係るパラメータの推計値は 1996 年以降再び上昇しており、この時期に財政状況がさらに悪化したという事実と符合しない。なお、 \hat{g}_{it} を説明変数に含めずと同じ推計を行っても図 3 とほぼ同じグラフを得ることができる。また、被説明変数を $\Delta\hat{c}_{it}$ に代えて同じ推計を行った場合でも $\hat{\tau}_{it}$ に係るパラメータが 90 年代に低下していることを確認できる。

5 頑健性のチェック

ベースライン推計の結果は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。また 5.2 節では、資産価格変動の県別格差などの代替的な説明を明示的に考慮したときに推計結果がどの程度変化するかをみていくことにする。

推計値はほぼこれと同じオーダーである。

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 2 では東京をサンプルからはずし、残る 46 道府県で推計を行っている。その他の点では表 2 は表 1 と同じである。表 2 の推計結果をみると、多くのパラメータ値は表 1 とほぼ同じ水準である。特に、 $\hat{\tau}_{it}$ × ダミー変数に係るパラメータを詳しくみると、定式化 [1]-[4] ではマイナス幅が小さくなり、定式化 [5]-[8] では逆にマイナス幅が大きくなっている。しかしマイナス幅の変化はいずれにしても微小であり、有意水準でみても大きな変化はない。

次に表 3 と表 4 では各県を高額納税県と低額納税県に分類し、サンプルを二分割した上で表 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 % と下位 50 % に分類している。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 3 と表 4 を比べると、 $\hat{\tau}_{it}$ × ダミー変数に係るパラメータに差異が認められる。まず定式化 [1]-[4] についてみると、 $\hat{\tau}_{it}$ × ダミー変数に係るパラメータのマイナス幅は高額納税県の方が全般に大きい (例外は定式化 [4] で、マイナス幅は低額納税県の方が大きくなっている)。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 [5]-[8] においてより顕著にみられる。例えば、定式化 [5] では、 $\hat{\tau}_{it}$ × ダミー変数に係るパラメータが高額納税県で -0.0154 に対して低額納税県では -0.0037 であり、約 4 倍の開きがある。同様の傾向は [6]-[8] でも認められる。低額納税県ではマイナス幅が小さくなっているためゼロと有意に異ならないとの結果になっている。

$\hat{\tau}_{it}$ × ダミー変数に係るパラメータのマ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。税負担が高い県を集めれば、そこでの限界的な税負担の変化 ($\hat{\tau}_{it}$ 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別な解釈も可能である。ひとつの解釈としては、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ということが考えられる。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。可処分所得や財政支出に係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 消費の県別分布を決める代替的な要因

5.2.1 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いという特徴を持っていた。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、 $\hat{\tau}_{it}$ に係るパラメータが図3でみたように1990年代に下落しているのは、単に、都市部における地価下落の大きさを反映しているにすぎないとも読める。

表5では地価変動要因をコントロールした上でもなお $\hat{\tau}_{it}$ に係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。各県の地価を各県の消費者物価でデフレートした実質地価を q_{it} と表記し、 \hat{q}_{it} と $\Delta\hat{q}_{it}$ をその他の変数と同じく定義する。各県の名目地価は国土交通省『都道府県地価調査』の住宅地平均価格を用いている。名目地価データの始期が1975年度であるため推計期間もそれに合わせてある。

表5の[1]-[4]をみると、 \hat{q}_{it} に係るパラメータは必ずしも理論予測どおり正になっていない。定式化[2]と[4]では正になっており、とりわけ[4]ではゼロから有意に異なっている。しかし定式化[1]と[3]では僅かながらマイナスとなっており、符合条件が満たされていない。なお、 \hat{q}_{it} は実質地価の基準県からの乖離率であり、各県に共通するバブル要因を除去後の変数であることを勘案すれば、必ずしも全てのケースで符合条件が満たされないことはさほど意外なことではない。

符合条件が満たされている[2]と[4]に注目すると、 $\hat{\tau}_{it}$ × ダミー変数に係るパラメータは引き続きマイナスであり、符合条件は満たされている。また有意水準も十分に高い。ただし、表1の対応する係数と比較すると、マイナス幅は縮小しており、消費格差の少なくとも一部は地価変動の県別格差によって生じている可能性を示唆している。

次に[5]-[8]をみると、ここでも $\Delta\hat{q}_{it}$ にかかる係数が定式化[7]と[8]でマイナスになっており、理論仮説と整合的でない。 $\Delta\hat{q}_{it}$ にかかる係数がプラスの[5]と[6]についてみると、 $\hat{\tau}_{it}$ × ダミー変数に係るパラメータは引き続きマイナスであり、有意にゼロと異なっている。ただし、ここでも、マイナス幅は表1の対応する係数に比べると小さくなっていることが確認できる。

図4では図3と同じく、 $\hat{\tau}_{it}$ × 各年ダミーを説明変数として推計し、 $\hat{\tau}_{it}$ に係るパラメータの変化を各年別に調べている。 \hat{q}_{it} を説明変数に追加している点を除き推計方法は図3と同じである。図4をみると、 $\hat{\tau}_{it}$ のパラメータは1991年をピークに低下しており、図3と同じ傾向が確認できる。ただし、図3では1990年代後半にパラメータが上昇し、90年代前半の下落をほぼ完全に取り戻しているのに対して、図4では90年代後半の上昇がそれほど顕著でない点が異なる。

5.2.2 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ている可能性がある。

表6では雇用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の逆数を x_{it} で表し、 \hat{x}_{it} と $\Delta\hat{x}_{it}$ をその他の変数と同じく定義する。各県別有効求人倍率の始期が1962年度であるため推計期間もそれに合わせてある。表6の推計結果をみると、有効求人倍率の逆数に係るパラメータが理論予測どおりマイナスになるのは8ケース中2ケースのみ(定式化[2]と[4])であり、しかも符合条件を満たす2ケースも推計値は有意にゼロと異ならない。この結果を見る限り、雇用環境の県別格差と消費の県別格差の間に密接な関係は認められない。また、符合条件を満たす[2]と[4]のケースについて $\hat{\tau}_{it}$ × 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、個人消費の県別分布は国の財政事情に問題がないときには各県の租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租税負担の高い県の個人消費が他県に比べ低くなるという非線形性が観察されるはずである。1955-1999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この結果は変わらないことが確認された。

参考文献

- [1] Alesina, Alberto and Silvia Ardagna (1998). "Tales of Fiscal Adjustments." *Economic Policy* 27, 489-545.
- [2] Alesina, Alberto and Roberto Perotti (1997). "Fiscal adjustments in OECD countries: composition and macroeconomic effects." *IMF Staff Papers* 44, 210-248.
- [3] Alesina, Alberto and Roberto Perotti (1996). "Reducing budget deficits." *Swedish Economic Policy Review* 3, 13-34.
- [4] Alesina, Alberto and Roberto Perotti (1995). "Fiscal expansions and adjustments in OECD countries." *Economic Policy* 21, 205-248.
- [5] Bertola, Giuseppe and Allan Drazen (1993). "Trigger points and budget cuts: explaining the effects of fiscal austerity." *American Economic Review* 83, 1170-88.
- [6] Blanchard, Olivier (1990). "Comment" *NBER Macroeconomics Annual* 5, 111-116.
- [7] Blinder, Alan S. (1981). "Temporary income taxes and consumer spending." *Journal of Political Economy* 89, 26-53.
- [8] Campbell, J. Y., and N. G. Mankiw (1989). "Consumption, income, and interest rates: reinterpreting the time series evidence." *NBER Macroeconomics Annual* 4, 185-216.
- [9] Campbell, J. Y., and N. G. Mankiw (1990). "Permanent income, current income, and consumption." *Journal of Business and Economic Statistics* 8, 265-279.
- [10] Campbell, J. Y., and N. G. Mankiw (1991). "The response of consumption to income: a cross-country investigation." *European Economic Review* 35, 723-767.
- [11] Feldstein, Martin (1982). "Government deficits and aggregate demand." *Journal of Monetary Economics* 9, 1-20.
- [12] Giavazzi Francesco, Tullio Jappelli, and Marco Pagano (2000). "Searching for non-linear effects of fiscal policy: evidence from industrial and developing countries." *NBER Working Paper* 7460.
- [13] Giavazzi, Francesco and Marco Pagano (1996). "Non-Keynesian effects of fiscal policy changes: international evidences and the Swedish experience." *Swedish Economic Policy Review* 3, 67-103.
- [14] Giavazzi, Francesco and Marco Pagano (1990). "Can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of two small European countries." *NBER Macroeconomics Annual* 5, 75-111.
- [15] Perotti, Roberto (1999). "Fiscal policy when things are going badly." *Quarterly Journal of Economics*, Volume CXIV, 1399-1436.
- [16] Sutherland, Alan (1997). "Fiscal crises and aggregate demand: Can high public debt reverse the effects of fiscal policy." *Journal of Public Economics* 65.
- [17] Watanabe, Katsunori, Takayuki Watanabe, and Tsutomu Watanabe (2001). "Tax policy and consumer spending: evidence from Japanese fiscal experiments." *Journal of International Economics* 53, 261-281.

付録 A データ説明

データの定義と出所は以下のとおりである。データのサンプルは基本的に 1955 年度から 1999 年度までの 45 年間である。ただし、沖縄県についてはデータの制約から 1973 年度以降のデータを用いている。サンプル期間に例外がある場合は、当該項目にてそれぞれ期間を明記してある。

名目個人消費支出：名目家計最終消費支出 + 名目対家計民間非営利団体最終消費支出

(出所)

内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部地域・特定勘定課「県民経済計算年報」

旧経済企画庁経済研究所「長期遡及推計 県民経済計算報告(昭和 30 年 - 昭和 49 年)」

実質個人消費支出：実質家計最終消費支出 + 実質対家計民間非営利団体最終消費支出

ただし、実質化に際して、1955 年度から 1974 年度までが 1980 年、1975 年度以降は 1990 年を基準年としている。

(出所)

内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部地域・特定勘定課「県民経済計算年報」

旧経済企画庁経済研究所「長期遡及推計 県民経済計算報告(昭和 30 年 - 昭和 49 年)」

個人消費支出デフレーター：名目家計最終消費支出 / 実質家計最終消費支出

個人所得：雇用者所得 + 家計の財産所得 + 個人企業の営業所得 + 対家計民間非営利団体の財産所得

(出所)

内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部地域・特定勘定課「県民経済計算年報」

旧経済企画庁経済研究所「長期遡及推計 県民経済計算報告(昭和 30 年 - 昭和 49 年)」

公共投資支出：公的総固定資本形成(一般政府)

ただし、1998-1999 年度の茨城県については直接データを得ることができないため、1990 年代における公的総固定資本形成(一般政府)の公的総固定資本形成(住宅 + 企業設備 + 一般政府)に占める平均的な割合を計算し、それを各年度の公的総固定資本形成(住宅 + 企業設備 + 一般政府)に乗じることで便宜的に公的総固定資本形成(一般政府)を求めている。

(出所)

内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部地域・特定

勘定課「県民経済計算年報」

旧経済企画庁経済研究所「長期遡及推計 県民経済計算報告(昭和 30 年 - 昭和 49 年)」

政府消費支出：政府最終消費支出

(出所)

内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部地域・特定勘定課「県民経済計算年報」

旧経済企画庁経済研究所「長期遡及推計 県民経済計算報告(昭和 30 年 - 昭和 49 年)」

一般政府の財政支出：公共投資支出 + 政府消費支出と定義

公共投資デフレーター：公的総固定資本形成(一般政府, 1990 年基準)

(出所)

内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部企画調査課「国民経済計算年報」

政府消費支出デフレーター：政府最終消費支出(1990 年基準)

(出所)

内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部企画調査課「国民経済計算年報」

総人口

(出所)

内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部地域・特定勘定課「県民経済計算年報」

旧経済企画庁経済研究所「長期遡及推計 県民経済計算報告(昭和 30 年 - 昭和 49 年)」

地方債残高：都道府県分の地方債現在高 + 市町村分の地方債現在高

データの期間：1976 年度-1999 年度

(出所)

総務省自治財政局財務調査課「都道府県決算状況調」, 「市町村別決算状況調」

消費税：徴収決定済消費税(1989-1996 年度)、「徴収決定済消費税」と「徴収済消費税および地方消費税」の合計(1997-1999 年度)

データの期間：1989 年度-1999 年度

(出所)

国税庁長官官房企画課「国税庁統計年報書」

申告所得税：申告所得税課税額(1955-1961 年度), 徴収決定済申告所得税額(1962-1999 年度)

(出所)

国税庁長官官房企画課「国税庁統計年報書」

源泉所得税：源泉所得税課税額（1955-1961年度）、徴収決定済源泉所得税額（1962-1999年度）

（出所）

国税庁長官官房企画課「国税庁統計年報書」

地価：都道府県，用途別宅地の平均価格のうち，住宅地の平均価格（円 / m^2 ）

データの期間：1975年度-1999年度

（出所）

国土交通省土地・水資源局地価調査課「都道府県地価調査」

有効求人倍率：有効求人数 / 有効求職者数

いずれも新規卒者を除き，パートタイム労働者を含む。計数はいずれも月平均。

データの期間：1962年度-1999年度

（出所）

厚生労働省職業安定局雇用政策課「労働市場年報」，「職業安定業務月報」

付録 B 可処分所得データの作成方法

可処分所得を推計する際の基本的なアイデアと推計方法について述べる。

ステップ 1

県民経済計算年報に掲載されている (1) 雇用者所得，(2) 家計の財産所得，(3) 対家計民間非営利団体の財産所得，(4) 個人企業の営業所得の総和を個人所得と定義し，これを Y_{it}^{spa} と表わす。次に家計調査における勤労者世帯の実収入 (Y_{it}^{fies} ，概念上は県民経済計算における個人所得とほぼ対応する) と可処分所得 (D_{it}^{fies}) を用いて，県民経済計算における可処分所得 (D_{it}^{spa}) を次のような計算式によって求める。

$$D_{it}^{spa} = Y_{it}^{spa} \times \frac{D_{it}^{fies}}{Y_{it}^{fies}}$$

この計算式は家計調査における可処分所得と個人所得の関係が県民経済計算上でも同様に成立しているとの考えに基づいている。このとき，全国ベースでみた個人所得は $\sum_{i=0}^{46} Y_{it}^{spa}$ ，個人可処分所得は $\sum_{i=0}^{46} D_{it}^{spa}$ となるので可処分所得・個人所得比率 ϕ は，

$$\phi \equiv \frac{\sum_{i=0}^{46} D_{it}^{spa}}{\sum_{i=0}^{46} Y_{it}^{spa}}$$

と書き表わすことができる。

ステップ 2

ステップ 1 では勤労者世帯とそれ以外の世帯（自営業者世帯など）の可処分所得・実収入割合が等しいという前提で計算を行っている。しかし，勤労者世帯とそれ以外の世帯の可処分所得・実収入比率が必ずしも等しいといえるわけではない。また，家計調査ベースにおける可処分所得・実収入比率と国民経済計算ベースにおける可処分所得・個人所得比率を比較すると，前者が後者を下回る傾向が見られる。こうした傾向が生じている原因のひとつには勤労者世帯以外の世帯が持つ情報を見落としてしまっているところにある。そこで，ステップ 2 では国民経済計算ベースにおける個人所得 (Y^{sna}) と可処分所得 (D^{sna}) のデータを用いてステップ 1 で求めた計数の修正を行う。

国民経済計算ベースにおける個人所得（雇用者所得 + 家計の財産所得 + 個人企業の営業所得 + 対家計民間非営利団体の財産所得）と可処分所得（家計可処分所得 + 対家計民間非営利団体可処分所得）から可処分所得・個人所得比率を次のように書くことができる。

$$\lambda \equiv \frac{D^{sna}}{Y^{sna}}$$

ステップ 3

次に今求めた可処分所得・所得比率 λ を家計調査ベースにおける可処分所得・実収入比率 ϕ で除して求められる調整値（これは国民経済計算ベースでの比率が家計調査ベースの比率と比べ相対的にどのくらい高いのかを示すものである）をステップ 1 で計算された可処分所得 D_{it}^{spa} に乗じる。このとき，各県に乗じる調整値は全国どの県においても一律で等しいものと仮定する。具体的な計算式は次のとおりである。

$$adjusted\ D_{it}^{spa} = D_{it}^{spa} \times \frac{\lambda}{\phi}$$

右辺の第 2 項が調整値を示している。ステップ 1 で求められた（修整前）可処分所得 D_{it}^{spa} に調整値を乗じることでステップ 1 で欠落していた勤労者世帯以外の要因を捕捉しようとするものである。

このような方法により各年度における各県ごとの名目可処分所得を計算する。個人消費デフレータを用いて名目値を実質化したあと，県の人口で除し県民 1 人あたりの可処分所得を求める。

付録 C 負担比率データの作成方法

2.2節で説明される負担比率 (μ_{it}) の作成方法について述べる。消費者と深い関係にある国税は大きく消費課税と所得課税の2つからなる。消費課税としては消費税が挙げられる一方、所得課税としては自営業者や農林漁業従事者などを対象に課せられる申告所得税と給与所得者を対象に課せられる源泉所得税の2つが挙げられる。

この他に企業所得に課せられる法人税も国税のなかでは重要な税目のうちのひとつである。仮に法人税が増税される場合、その増税分の一部は価格転嫁という形で消費者に影響が及んでくるとか給与の削減という形で家計に影響が及んでくるとも考えられる。したがって、本来であれば法人税も消費税や所得税と一緒に取り扱う必要がある。しかし、法人税増税による価格転嫁が各県にどのような経路で影響が及んでくるかは明確に特定化することができないなど容易に解決できない問題が少なくない。

また別な視点にたてば、有能な企業経営者は家計への価格転嫁や給与削減といった姑息な方法ではなく、着実に忠実な事業運営によって対応していく。もしそうであれば、家計への影響はごく軽微なものとも考えることもできる。国税負担額がそれぞれの県で明確に識別されることが非常に重要である本稿の分析内容からすれば、法人税を入れて考えることは望ましいことではない。このため、以下では法人税を考慮に入れないことにする。

各県の消費税徴収額を V_{it} 、申告所得税徴収額を W_{it} 、源泉所得税徴収額を X_{it} とするとき、全国ベースにおける消費税徴収額は $\sum_{i=0}^{46} V_{it}$ 、申告所得税徴収額は $\sum_{i=0}^{46} W_{it}$ 、源泉所得税徴収額は $\sum_{i=0}^{46} X_{it}$ と書ける。これら3税の県別内訳は、国税庁長官官房企画課「国税庁統計年報書」から得ることができる。

ここでこの資料における重要な特徴として、東京都と大阪府における消費税と源泉所得税が他県と比べきわめて突出している点があげられる。これは居住地ベースではなく従業地ベースで計数が作成されているためである。つまり、東京都や大阪府は近県からの従業者が非常に多く、そうした人々の(勤労)所得や消費に関わる税は東京都や大阪府が徴収したとして計上されている。こうした状態のままでは計数を用いることは各県の税負担がきわめて重要な意味を持つ本稿の分析内容からすると好ましくないため、東京都と大阪府の税額については一定の基準を設けて按分する。東京都の税額は茨城県、埼玉県、千葉県、神奈川県を

対象とし、大阪府については京都府、兵庫県、奈良県の3県を対象とする。

消費税の調整

消費税額は各県の名目家計消費額を基準として各県に按分する。按分方法は東京都の場合も大阪府の場合も同じなので、ここでは東京都を例にして消費税額の按分方法について述べる。各県の名目家計消費額を c_i (i : 東京都, 茨城県, 埼玉県, 千葉県, 神奈川県), 5県の消費合計額を $\sum c_{it}$, 東京都の消費税額を V_{tky} と表すとき、各県の消費税額は

$$V_{it} = \frac{c_{it}}{\sum c_{it}} \times V_{tky}$$

となる。

源泉所得税の調整

国税庁が発表している源泉所得税額は会社の所在地の県の計数としてカウントされる。たとえば自宅が神奈川県で勤め先が東京都というような場合では、所得税額は神奈川県ではなく、東京都の計数にカウントされる。この問題を解決するために、勤め先の県で課税された額を居住地の県で課税されたものとして調整する必要がある。以下では国勢調査における従業者数と居住地者数を按分するための基準データとして活用し、大阪府と東京都の源泉所得税を調整する。ここでは東京都を例にした調整方法について述べる。

国勢調査では常住地での従業者数や他県からの従業者数が何人いるのかを知ることができる。ここで、 i 県を居住地とし j 県を従業地とする人々の数を N_i^j と表わすものとする。このとき、居住地と従業地のいずれもが東京都である人々の数は N_{tky}^{tky} 、他県を居住地としながら東京都で働いている人々の数は N_i^{tky} (該当県は茨城県, 埼玉県, 千葉県, 神奈川県の4県) と書くことができる。また茨城県, 埼玉県, 千葉県, 神奈川県から東京都へ勤めに来る人々の数と東京都を居住地・就業地としている人々の数の合計人数が M である。このとき、次のような関係が成り立つ。

$$M = N_{tky}^{tky} + N_{ibr}^{tky} + N_{stm}^{tky} + N_{chb}^{tky} + N_{kng}^{tky}$$

東京都の源泉所得税が M 人から徴収されていると考えれば、源泉所得税は各県の人数割合によって振り分けることが可能となる。ただし、どの県も平均的に同額の税金を支払っているとする。各県の人数構成割合は上の式の両辺を M で除したときの右辺の各項である。この各県の人口構成割合を用いて東京都の源泉所得税を振り分ける。

国勢調査は5年に1度のペースで実施されているため、常住地による従業者数や東京都での従業者数のデータは5年ごとにしか得ることができない。このため、その間の年については毎年同じ変化率で増減しているという仮定のもとでデータの補間を行っている。参考のために従業者の出身県別割合を示すと、1995年の国勢調査のデータでは東京都が0.677、茨城県が0.008、埼玉県が0.115、千葉県が0.090、神奈川県が0.109である。また、1980年のデータでは東京都が0.741、茨城県が0.006、埼玉県が0.091、千葉県が0.074、神奈川県が0.089である。一方、大阪については1995年のデータで大阪府が0.868、京都府が0.021、兵庫県が0.071、奈良県が0.041である。1980年のデータでは大阪府が0.882、京都府が0.018、兵庫県が0.066、奈良県が0.035となっている。

いま、東京都の源泉所得税額が X_{tky} であるとする。各県に按分される源泉所得税は次式の右辺における各項である。

$$X_{tky} = \frac{N_{tky}^{tky}}{M} \times X_{tky} + \frac{N_{tky}^{ibr}}{M} \times X_{tky} + \frac{N_{tky}^{stm}}{M} \times X_{tky} \\ + \frac{N_{tky}^{chb}}{M} \times X_{tky} + \frac{N_{tky}^{kng}}{M} \times X_{tky}$$

右辺は東京都が徴収した源泉所得税額の内訳を示している。そのうち、第1項は東京都の源泉所得税額を表わし、以下は続いて第2項が茨城県の源泉所得税額、第3項が埼玉県の源泉所得税額、第4項が千葉県の源泉所得税額、最後の第5項が神奈川県の源泉所得税額となる。

負担比率の計算

i 県の負担比率 μ_{it} を次のように定義する。

- 1955年度 - 1988年度

$$\mu_{it} \equiv \frac{W_{it} + X_{it}}{\sum W_{it} + \sum X_{it}}$$

- 1989年度 - 1999年度

$$\mu_{it} \equiv \frac{V_{it} + W_{it} + X_{it}}{\sum V_{it} + \sum W_{it} + \sum X_{it}}$$

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] | |
| \hat{y}_{it} | 0.6960*** (0.0448) | 0.7670*** (0.0453) | 0.6379*** (0.0380) | 0.6614*** (0.0374) | $\Delta\hat{y}_{it}$ | 0.2465** (0.1083) | 0.1743 (0.1155) | 0.2611*** (0.0698) | 0.2509*** (0.0704) |
| \hat{g}_{it} | | | 0.1749*** (0.0228) | 0.2213*** (0.0197) | $\Delta\hat{g}_{it}$ | | | 0.2047*** (0.0294) | 0.2010*** (0.0294) |
| $\hat{\tau}_{it} \times D_{1t}$ | -0.1773*** (0.0126) | | -0.0920*** (0.0135) | | $\hat{\tau}_{it} \times D_{1t}$ | -0.0092*** (0.0029) | | -0.0010 (0.0015) | |
| $\hat{\tau}_{it} \times D_{2t}$ | | -0.1726*** (0.0133) | | -0.0610*** (0.0111) | $\hat{\tau}_{it} \times D_{2t}$ | | -0.0118*** (0.0034) | | -0.0015 (0.0017) |
| \bar{R}^2 | 0.7896 | 0.7864 | 0.8577 | 0.8673 | \bar{R}^2 | 0.0163 | 0.0220 | -0.0005 | -0.0005 |
| OBS | 1914 | 1914 | 1914 | 1914 | OBS | 1868 | 1868 | 1868 | 1868 |

1. 定式化 [1]-[4] の被説明変数は \hat{c}_{it} である。推計期間は 1958 年度-1999 年度である。操作変数は、定式化 [1]-[2] では \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{c}_{it-1} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{y}_{it-1} , $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, $\hat{\tau}_{it-1}$ であり、定式化 [3]-[4] では \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{c}_{it-1} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{y}_{it-1} , \hat{g}_{it-3} , \hat{g}_{it-2} , \hat{g}_{it-1} , $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, $\hat{\tau}_{it-1}$ である。
2. 定式化 [5]-[8] の被説明変数は $\Delta\hat{c}_{it}$ である。推計期間は 1959 年度-1999 年度である。操作変数は、定式化 [5]-[6] では \hat{c}_{it-4} , \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{y}_{it-4} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , $\hat{\tau}_{it-4}$, $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$ であり、定式化 [7]-[8] では \hat{c}_{it-4} , \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{y}_{it-4} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{g}_{it-4} , \hat{g}_{it-3} , \hat{g}_{it-2} , $\hat{\tau}_{it-4}$, $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$ である。
3. D_{1t} は 1975 年度-1984 年度, 1992 年度-1999 年度に 1 をとり, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。また, D_{2t} は 1975 年度-1983 年度, 1992 年度-1996 年度, 1998 年度-1999 年度に 1 をとり, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。
4. 括弧内の数値は Newey-West の方法による標準誤差である。***, **, * は, それぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を表す。

表2 東京を除くサンプル

| | 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] |
| \hat{y}_{it} | 0.7091*** (0.0447) | 0.7793*** (0.0451) | 0.6470*** (0.0384) | 0.6683*** (0.0377) | $\Delta\hat{y}_{it}$ | 0.2213** (0.1111) | 0.1442 (0.1192) | 0.2429*** (0.0707) | 0.2337*** (0.0712) |
| \hat{g}_{it} | | | 0.1755*** (0.0229) | 0.2219*** (0.0198) | $\Delta\hat{g}_{it}$ | | | 0.1947*** (0.0290) | 0.1918*** (0.0289) |
| $\hat{\tau}_{it} \times D_{1t}$ | -0.1741*** (0.0125) | | -0.0896*** (0.0134) | | $\hat{\tau}_{it} \times D_{1t}$ | -0.0096*** (0.0030) | | -0.0013 (0.0014) | |
| $\hat{\tau}_{it} \times D_{2t}$ | | -0.1688*** (0.0131) | | -0.0590*** (0.0109) | $\hat{\tau}_{it} \times D_{2t}$ | | -0.0124*** (0.0035) | | -0.0018 (0.0016) |
| \bar{R}^2 | 0.7594 | 0.7564 | 0.8343 | 0.8449 | \bar{R}^2 | 0.0128 | 0.0176 | -0.0008 | -0.0008 |
| OBS | 1872 | 1872 | 1872 | 1872 | OBS | 1827 | 1827 | 1827 | 1827 |

1. 定式化 [1]-[4] の被説明変数は \hat{c}_{it} である。推計期間は 1958 年度-1999 年度である。操作変数は、定式化 [1]-[2] では \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{c}_{it-1} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{y}_{it-1} , $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, $\hat{\tau}_{it-1}$ であり、定式化 [3]-[4] では \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{c}_{it-1} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{y}_{it-1} , \hat{g}_{it-3} , \hat{g}_{it-2} , \hat{g}_{it-1} , $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, $\hat{\tau}_{it-1}$ である。
2. 定式化 [5]-[8] の被説明変数は $\Delta\hat{c}_{it}$ である。推計期間は 1959 年度-1999 年度である。操作変数は、定式化 [5]-[6] では \hat{c}_{it-4} , \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{y}_{it-4} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , $\hat{\tau}_{it-4}$, $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$ であり、定式化 [7]-[8] では \hat{c}_{it-4} , \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{y}_{it-4} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{g}_{it-4} , \hat{g}_{it-3} , \hat{g}_{it-2} , $\hat{\tau}_{it-4}$, $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$ である。
3. D_{1t} は 1975 年度-1984 年度, 1992 年度-1999 年度に 1 をとり, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。また, D_{2t} は 1975 年度-1983 年度, 1992 年度-1996 年度, 1998 年度-1999 年度に 1 をとり, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。
4. 括弧内の数値は Newey-West の方法による標準誤差である。***, **, * は, それぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を表す。

表3 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] |
| \hat{y}_{it} | 0.5846*** (0.0589) | 0.6060*** (0.0593) | 0.4980*** (0.0442) | 0.4922*** (0.0440) | $\Delta\hat{y}_{it}$ | 0.1335 (0.1434) | 0.0874 (0.1520) | 0.2008** (0.0945) | 0.1927** (0.0951) |
| \hat{g}_{it} | | | 0.2330*** (0.0331) | 0.2733*** (0.0291) | $\Delta\hat{g}_{it}$ | | | 0.0483 (0.0399) | 0.0452 (0.0400) |
| $\hat{\tau}_{it} \times D_{1t}$ | -0.1977*** (0.0192) | | -0.0491** (0.0244) | | $\hat{\tau}_{it} \times D_{1t}$ | -0.0154*** (0.0058) | | -0.0067** (0.0034) | |
| $\hat{\tau}_{it} \times D_{2t}$ | | -0.1928*** (0.0199) | | -0.0128 (0.0226) | $\hat{\tau}_{it} \times D_{2t}$ | | -0.0190*** (0.0067) | | -0.0082** (0.0038) |
| \bar{R}^2 | 0.7579 | 0.7630 | 0.8434 | 0.8434 | \bar{R}^2 | 0.0088 | 0.0108 | 0.0111 | 0.0152 |
| OBS | 966 | 966 | 966 | 966 | OBS | 943 | 943 | 943 | 943 |

1. 各年の税負担比率の上位 50%を高額納税県としている。高額納税県のリストは毎年更新する。
2. 定式化 [1]-[4] の被説明変数は \hat{c}_{it} である。推計期間は 1958 年度-1999 年度である。操作変数は、定式化 [1]-[2] では \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{c}_{it-1} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{y}_{it-1} , $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, $\hat{\tau}_{it-1}$ であり、定式化 [3]-[4] では \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{c}_{it-1} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{y}_{it-1} , \hat{g}_{it-3} , \hat{g}_{it-2} , \hat{g}_{it-1} , $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, $\hat{\tau}_{it-1}$ である。
3. 定式化 [5]-[8] の被説明変数は $\Delta\hat{c}_{it}$ である。推計期間は 1959 年度-1999 年度である。操作変数は、定式化 [5]-[6] では \hat{c}_{it-4} , \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{y}_{it-4} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , $\hat{\tau}_{it-4}$, $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$ であり、定式化 [7]-[8] では \hat{c}_{it-4} , \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{y}_{it-4} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{g}_{it-4} , \hat{g}_{it-3} , \hat{g}_{it-2} , $\hat{\tau}_{it-4}$, $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$ である。
4. D_{1t} は 1975 年度-1984 年度, 1992 年度-1999 年度に 1 をとり, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。また, D_{2t} は 1975 年度-1983 年度, 1992 年度-1996 年度, 1998 年度-1999 年度に 1 をとり, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。
5. 括弧内の数値は Newey-West の方法による標準誤差である。***, **, * は, それぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を表す。

表 4 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] |
| \hat{y}_{it} | 0.8351*** (0.0530) | 0.9050*** (0.0519) | 0.7428*** (0.0448) | 0.7745*** (0.0427) | $\Delta\hat{y}_{it}$ | 0.5886*** (0.1429) | 0.5104*** (0.1515) | 0.3942*** (0.1001) | 0.3770*** (0.1012) |
| \hat{g}_{it} | | | 0.1892*** (0.0252) | 0.2156*** (0.0220) | $\Delta\hat{g}_{it}$ | | | 0.2545*** (0.0370) | 0.2519*** (0.0368) |
| $\hat{\tau}_{it} \times D_{1t}$ | -0.1217*** (0.0140) | | -0.0587*** (0.0134) | | $\hat{\tau}_{it} \times D_{1t}$ | -0.0037 (0.0028) | | 0.0004 (0.0017) | |
| $\hat{\tau}_{it} \times D_{2t}$ | | -0.1111*** (0.0138) | | -0.0413*** (0.0109) | $\hat{\tau}_{it} \times D_{2t}$ | | -0.0056* (0.0033) | | -0.00005 (0.0019) |
| \bar{R}^2 | 0.7595 | 0.7599 | 0.8296 | 0.8322 | \bar{R}^2 | 0.0157 | 0.0181 | -0.00211 | -0.0021 |
| OBS | 948 | 948 | 948 | 948 | OBS | 925 | 925 | 925 | 925 |

1. 各年における税負担比率の下位 50%を低額納税県としている。低額納税県のリストは毎年更新する。
2. 定式化 [1]-[4] の被説明変数は \hat{c}_{it} である。推計期間は 1958 年度-1999 年度である。操作変数は、定式化 [1]-[2] では \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{c}_{it-1} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{y}_{it-1} , $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, $\hat{\tau}_{it-1}$ であり、定式化 [3]-[4] では \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{c}_{it-1} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{y}_{it-1} , \hat{g}_{it-3} , \hat{g}_{it-2} , \hat{g}_{it-1} , $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, $\hat{\tau}_{it-1}$ である。
3. 定式化 [5]-[8] の被説明変数は $\Delta\hat{c}_{it}$ である。推計期間は 1959 年度-1999 年度である。操作変数は、定式化 [5]-[6] では \hat{c}_{it-4} , \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{y}_{it-4} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , $\hat{\tau}_{it-4}$, $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$ であり、定式化 [7]-[8] では \hat{c}_{it-4} , \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{y}_{it-4} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{g}_{it-4} , \hat{g}_{it-3} , \hat{g}_{it-2} , $\hat{\tau}_{it-4}$, $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$ である。
4. D_{1t} は 1975 年度-1984 年度, 1992 年度-1999 年度に 1 をとり, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。また, D_{2t} は 1975 年度-1983 年度, 1992 年度-1996 年度, 1998 年度-1999 年度に 1 をとり, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。
5. 括弧内の数値は Newey-West の方法による標準誤差である。***, **, * は, それぞれ 1%, 5%, 10%の有意水準を表す。

表5 地価要因

| | 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] |
| \hat{y}_{it} | 0.3868*** (0.0765) | 0.4033*** (0.0772) | 0.3910*** (0.0790) | 0.3588*** (0.0775) | $\Delta\hat{y}_{it}$ | 0.1847 (0.1185) | 0.1702 (0.1190) | 0.1728 (0.1322) | 0.1680 (0.1323) |
| \hat{g}_{it} | | | -0.0451 (0.0285) | -0.0009 (0.0269) | $\Delta\hat{g}_{it}$ | | | -0.0030** (0.0726) | 0.0020 (0.0755) |
| $\hat{\tau}_{it} \times D_{1t}$ | -0.0746*** (0.0099) | | -0.0700*** (0.0104) | | $\hat{\tau}_{it} \times D_{1t}$ | -0.0030** (0.0012) | | 0.0020 (0.0020) | |
| $\hat{\tau}_{it} \times D_{2t}$ | | -0.0600*** (0.0077) | | -0.0454*** (0.0081) | $\hat{\tau}_{it} \times D_{2t}$ | | -0.0038*** (0.0013) | | 0.0014 (0.0024) |
| \hat{q}_{it} | -0.0050 (0.0107) | 0.0151 (0.0095) | -0.0023 (0.0107) | 0.0219*** (0.0091) | $\Delta\hat{q}_{it}$ | 0.0184 (0.0172) | 0.0180 (0.0169) | -0.0300 (0.0225) | -0.0251 (0.0225) |
| \bar{R}^2 | 0.8752 | 0.8808 | 0.8788 | 0.8914 | \bar{R}^2 | 0.0090 | 0.0226 | -0.0027 | -0.0027 |
| OBS | 1104 | 1104 | 1104 | 1104 | OBS | 1058 | 1058 | 1058 | 1058 |

1. 定式化 [1]-[4] の被説明変数は \hat{c}_{it} である。推計期間は 1976 年度-1999 年度である。操作変数は、定式化 [1]-[2] では \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{c}_{it-1} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{y}_{it-1} , $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, $\hat{\tau}_{it-1}$, \hat{q}_{it-1} であり、定式化 [3]-[4] では \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{c}_{it-1} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{y}_{it-1} , \hat{g}_{it-3} , \hat{g}_{it-2} , \hat{g}_{it-1} , $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, $\hat{\tau}_{it-1}$, \hat{q}_{it-2} である。
2. 定式化 [5]-[8] の被説明変数は $\Delta\hat{c}_{it}$ である。推計期間は 1977 年度-1999 年度である。操作変数は、定式化 [5]-[6] では \hat{c}_{it-4} , \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{y}_{it-4} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , $\hat{\tau}_{it-4}$, $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, \hat{q}_{it-1} であり、定式化 [7]-[8] では \hat{c}_{it-4} , \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{y}_{it-4} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{g}_{it-4} , \hat{g}_{it-3} , \hat{g}_{it-2} , $\hat{\tau}_{it-4}$, $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, \hat{q}_{it-2} である。
3. D_{1t} は 1975 年度-1984 年度, 1992 年度-1999 年度に 1 をとり, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。また, D_{2t} は 1975 年度-1983 年度, 1992 年度-1996 年度, 1998 年度-1999 年度に 1 をとり, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。
4. 括弧内の数値は Newey-West の方法による標準誤差である。***, **, * は, それぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を表す。

表6 雇用要因

| | 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] |
| \hat{y}_{it} | 0.6758*** (0.0523) | 0.6910*** (0.0524) | 0.6067*** (0.0458) | 0.6094*** (0.0455) | $\Delta\hat{y}_{it}$ | 0.1667 (0.1080) | 0.1032 (0.1134) | 0.1341* (0.0754) | 0.1258* (0.0754) |
| \hat{g}_{it} | | | 0.1658*** (0.0198) | 0.1749*** (0.0198) | $\Delta\hat{g}_{it}$ | | | 0.0916*** (0.0312) | 0.0783** (0.0310) |
| $\hat{\tau}_{it} \times D_{1t}$ | -0.1123*** (0.0130) | | -0.0656*** (0.0111) | | $\hat{\tau}_{it} \times D_{1t}$ | -0.0072** (0.0019) | | -0.0043*** (0.0015) | |
| $\hat{\tau}_{it} \times D_{2t}$ | | -0.0932*** (0.0101) | | -0.0499*** (0.0085) | $\hat{\tau}_{it} \times D_{2t}$ | | -0.0093*** (0.0022) | | -0.0059*** (0.0017) |
| \hat{x}_{it} | 0.0090 (0.0061) | -0.0025 (0.0051) | 0.0047 (0.0057) | -0.0028 (0.0049) | $\Delta\hat{x}_{it}$ | 0.0171 (0.0144) | 0.0224 (0.0150) | 0.0234** (0.0117) | 0.027** (0.0118) |
| \bar{R}^2 | 0.8030 | 0.8128 | 0.8451 | 0.8505 | \bar{R}^2 | 0.0065 | 0.0118 | -0.0002 | 0.0029 |
| OBS | 1599 | 1599 | 1599 | 1599 | OBS | 1553 | 1553 | 1553 | 1553 |

1. 定式化 [1]-[4] の被説明変数は \hat{c}_{it} である。推計期間は 1965 年度-1999 年度である。操作変数は、定式化 [1]-[2] では \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{c}_{it-1} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{y}_{it-1} , $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, $\hat{\tau}_{it-1}$, \hat{x}_{it-3} , \hat{x}_{it-2} , \hat{x}_{it-1} であり、定式化 [3]-[4] では \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{c}_{it-1} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{y}_{it-1} , \hat{g}_{it-3} , \hat{g}_{it-2} , \hat{g}_{it-1} , $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, $\hat{\tau}_{it-1}$, \hat{x}_{it-3} , \hat{x}_{it-2} , \hat{x}_{it-1} である。
2. 定式化 [5]-[8] の被説明変数は $\Delta\hat{c}_{it}$ である。推計期間は 1966 年度-1999 年度である。操作変数は、定式化 [5]-[6] では \hat{c}_{it-4} , \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{y}_{it-4} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , $\hat{\tau}_{it-4}$, $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, \hat{x}_{it-4} , \hat{x}_{it-3} , \hat{x}_{it-2} であり、定式化 [7]-[8] では \hat{c}_{it-4} , \hat{c}_{it-3} , \hat{c}_{it-2} , \hat{y}_{it-4} , \hat{y}_{it-3} , \hat{y}_{it-2} , \hat{g}_{it-4} , \hat{g}_{it-3} , \hat{g}_{it-2} , $\hat{\tau}_{it-4}$, $\hat{\tau}_{it-3}$, $\hat{\tau}_{it-2}$, \hat{x}_{it-4} , \hat{x}_{it-3} , \hat{x}_{it-2} である。
3. D_{1t} は 1975 年度-1984 年度, 1992 年度-1999 年度に 1 をとり, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。また, D_{2t} は 1975 年度-1983 年度, 1992 年度-1996 年度, 1998 年度-1999 年度に 1 をとり, それ以外の年度にゼロをとるダミー変数である。
4. 括弧内の数値は Newey-West の方法による標準誤差である。***, **, * は, それぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準を表す。

図1 個人消費の県別分布(1980年度)

消費性向

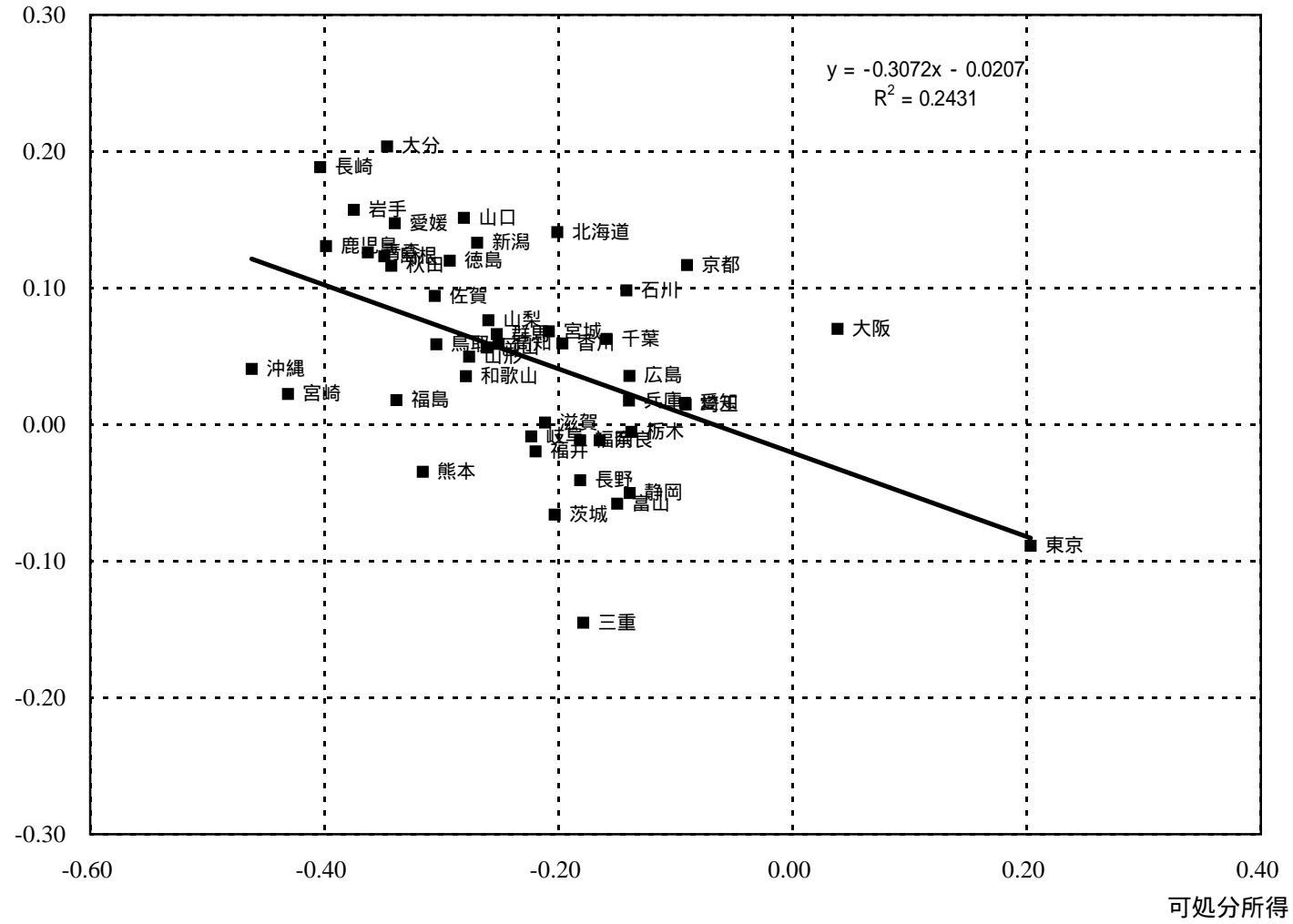


図2 個人消費の県別分布(1998年度)

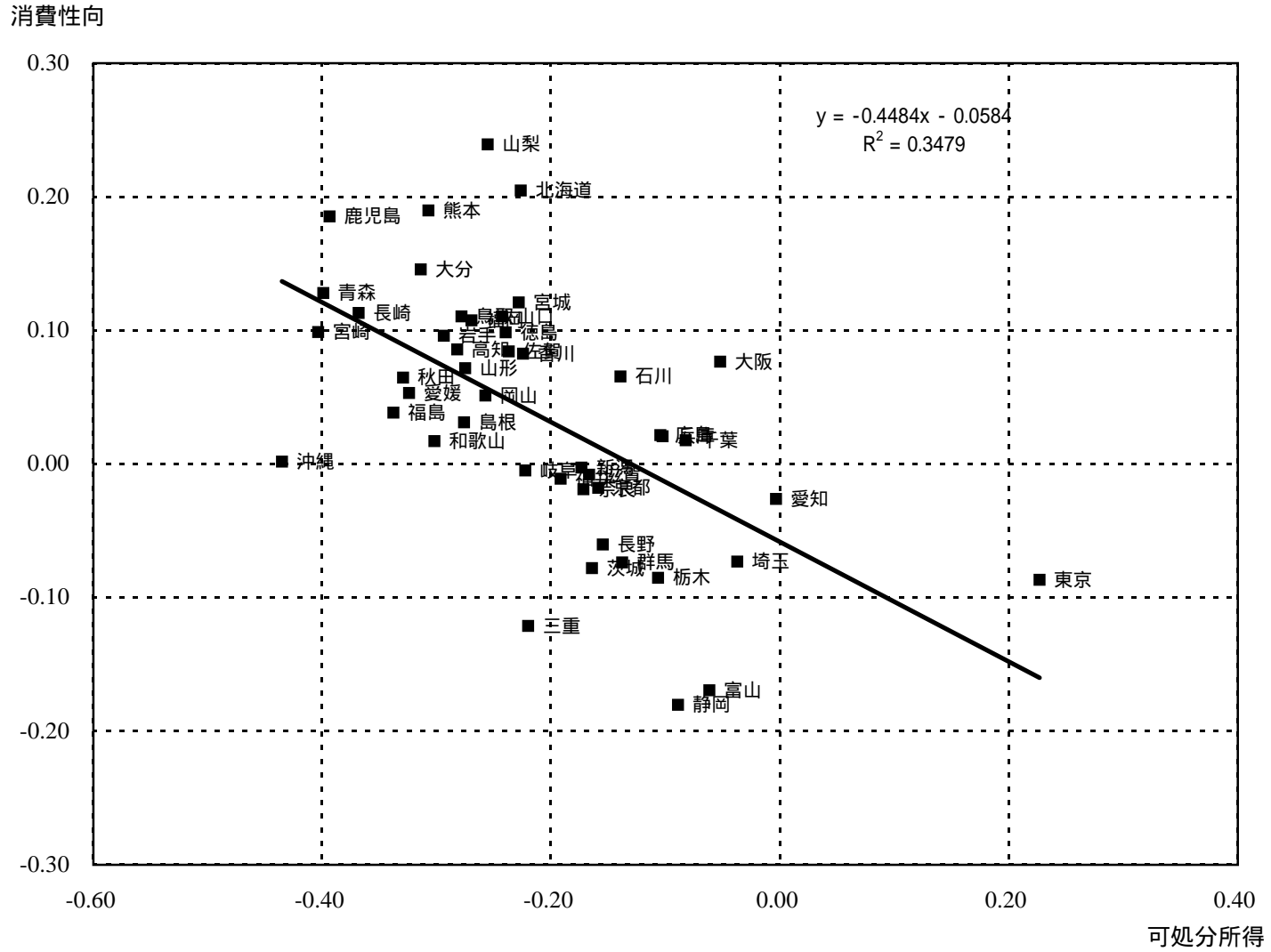


図3 γ_θ の推計値(ベースライン推計)

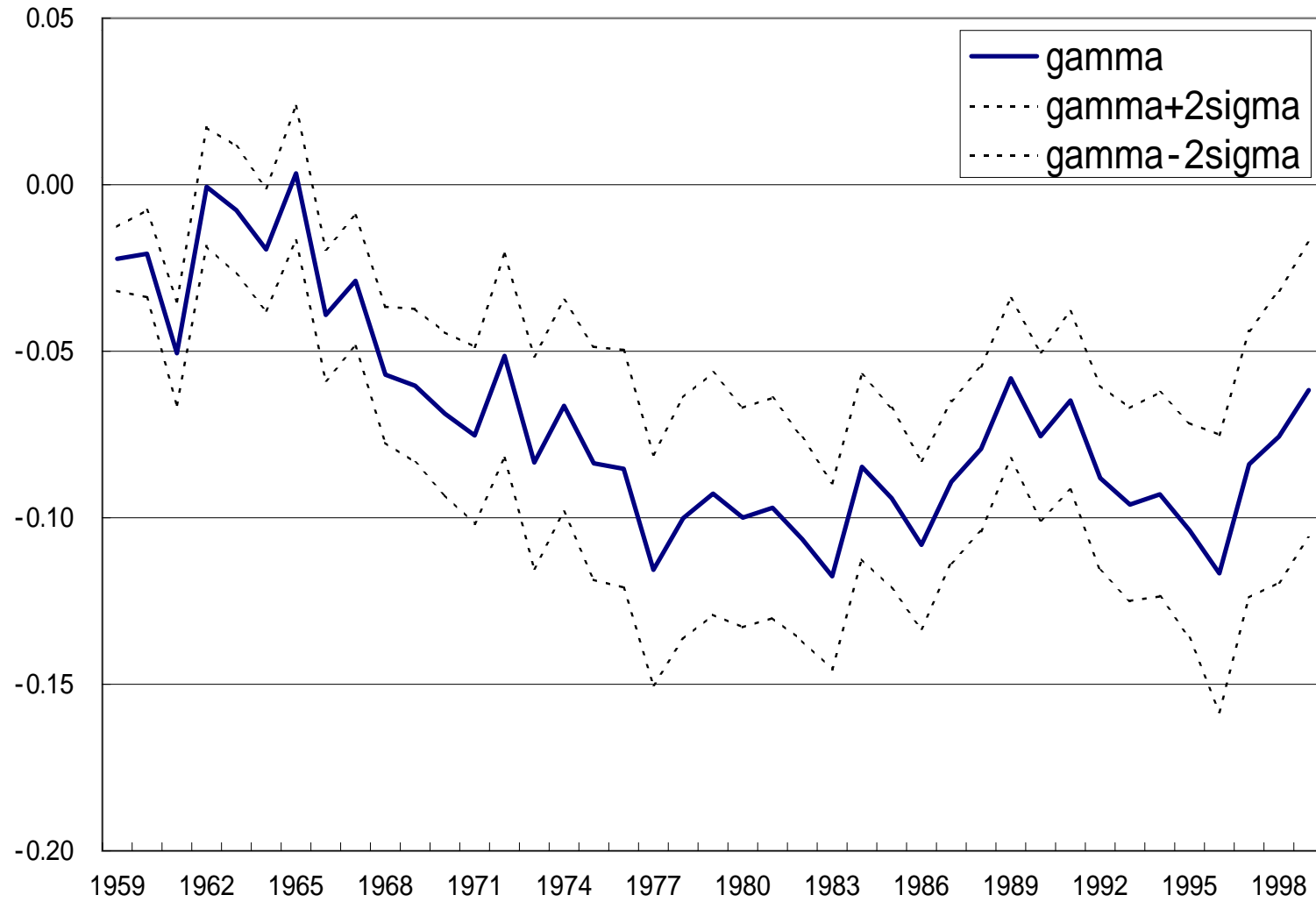


図4 $\gamma\theta$ の推計値(地価要因を含む定式化)

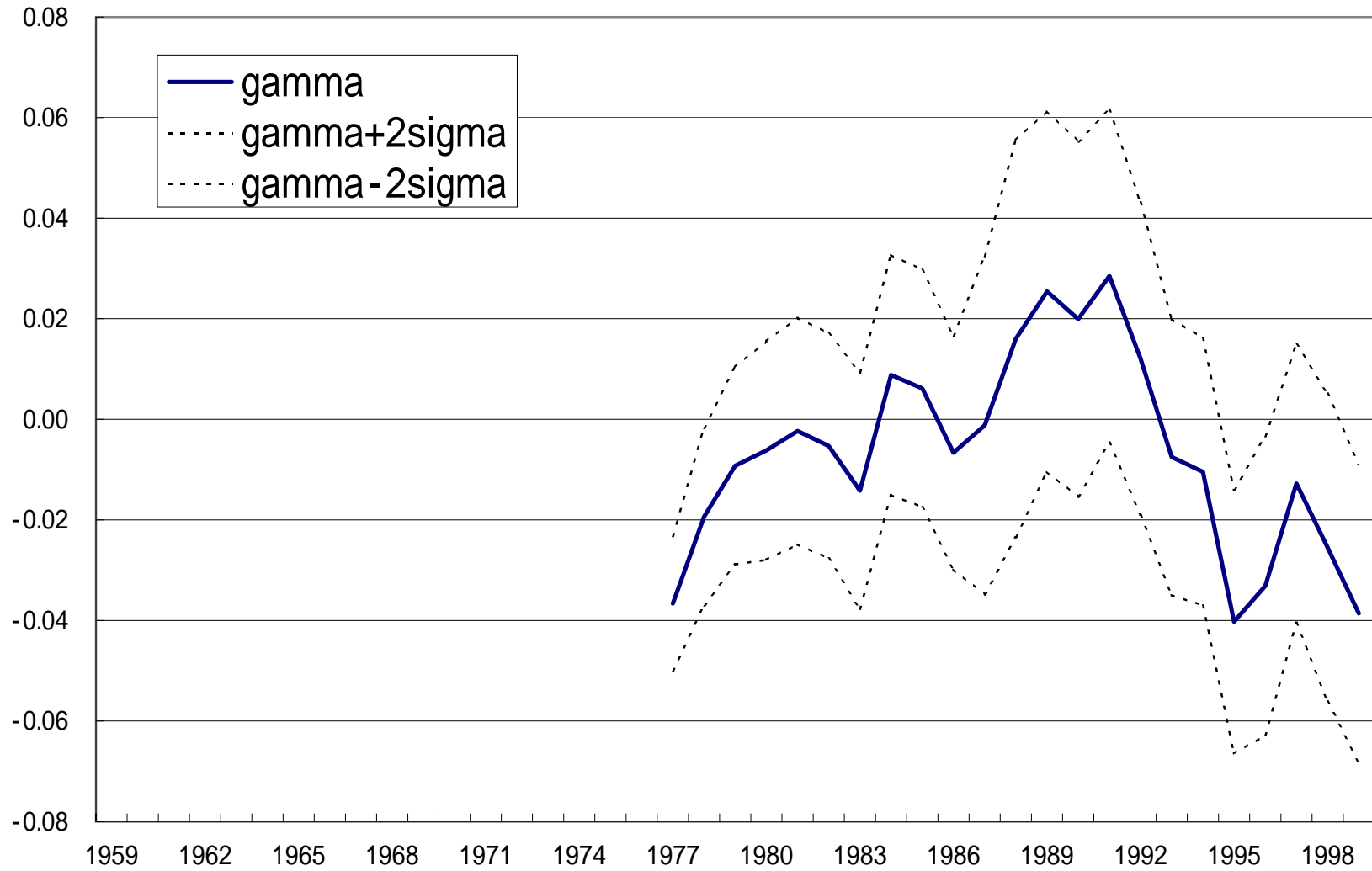


図5 $\gamma\theta$ の推計値(雇用要因を含む定式化)

