

税制改革が就業形態別・所得階級別の納税者行動と 所得捕捉率格差に与えた影響について

二 村 博 司

第1節 はじめに

本研究の目的は、1970年代末から今日にかけて実施された税制改革が、「給与所得者、自営業者、農業所得者」という就業形態別の所得補足率格差、いわゆる「クロヨン」問題や「トゴサン」問題に対して及ぼした影響を分析することである。

我国における就業形態別所得捕捉率格差の研究は石（1981）以来、数多くのものが報告されてきた。これらの研究に共通する特徴として、1970年代中頃までは就業形態別所得捕捉率には顕著な格差があったが、その後1980年代と1990年代に大きく改善されたというものである。一方この時期は我国の税制に大きな変化が生じた時期でもある。即ち1970年代末以降、日本および欧米諸国における「小さな政府」への回帰という、政治・経済理念に沿って、最高税率の引き下げと限界税率のフラット化による所得税制の簡素化、所得控除の拡大、一般消費税の導入と税率の引き上げなど、数々の重要な税制改革が実施された。先行研究が報告する、就業形態別所得補足率格差が改善した原因としては、税制改革によるもの以外にも、徴税技術の改善や課税当局による一層の努力、個々の納税者の属性の変化、全般的なマクロ経済情勢の変化など、様々なものが考えられるが、本研究ではこれらの要因が各々個別に果たした役割について、特に税制改革が果たした役割について考察する。

このような目的のために本研究が採用した分析方法は、Allingham and Sandmo（1972）の租税回避行動モデルを改造したものに、実際の税制と納税者属性に関する統計データをあてはめることによって、1970年代末以降の税制改革が、就業形態別・所得階級別の、個々の納税者の租税回避行動に対して与えた影響を計算するというものである。そしてこの計算結果を用いて、就業形態別・所得階級別の租税負担率を計算して、これを水平

的公平性と垂直的公平性の観点から評価した。また納税者の租税回避行動に大きな影響を与える、虚偽の所得申告が「バレる」確率については、統計データが存在しないために、次の2つの実験を試みた。実験1では、本研究における就業形態別所得捕捉率が、大田、坪内、辻（2003）（以下大田他（2003）と記す）が報告した「1977年～1997年」における値と同じになるように、これらの確率の値を設定した。実験2では、大田他（2003）による計算の初年次である、1977年の就業形態別所得捕捉率だけが同じになるように、1977年の、虚偽の所得申告が「バレる」確率を設定して、これ以降の年次の確率は1977年の値に固定した上で、各年次における就業形態別所得捕捉率を計算した。大田他（2003）は、1970年代末以降の就業形態別所得捕捉率格差が縮小した要因の一つとして、徴税技術の改善と課税当局による一層の努力を掲げたが、このような要因が、虚偽の所得申告が「バレる」確率の上昇に反映されたとすれば、実験1と実験2の結果を比較することによって、仮に徴税技術や課税当局による努力が一定であった場合に、税制改革、個々の納税者の属性や全般的な経済情勢などの、その他の要因によって引き起こされた就業形態別所得捕捉率格差の変化について述べる事が出来る。

本研究の主要な発見は以下の4点にまとめられる。第1の点は、実験1で就業形態別所得捕捉率格差を大田他（2003）の報告した値に合わせると、これが就業形態別の、虚偽の所得申告が「バレる」確率の上昇による、個々の納税者による租税回避行動の抑制に結びついたと思われることである。第2の点は、実験1と実験2の結果を比べると、徴税技術の改善や課税当局の努力を反映すると思われる、「バレる」確率が変化しなかったとしても、1970年代末以降に実施された税制改革によって、就業形態別所得捕捉率格差は、ある程度は、改善しただろうと思われることである。第3の点

は、1970年代末以降に実施された税制改革は、就業形態別・所得階級別の納税者の租税負担に対して、水平的公平性と垂直的公平性の両方について、大きな影響を及ぼしたと思われることである。平成14年（2002年）の経済財政白書では、1970年代末から1980年代にかけて実施された税制改革と1990年代の不況によって、個人および法人による所得税負担が高所得層に偏重するようになったことを示し、このためにより幅広い所得階層によって租税が負担されるような税制改革の必要性を提唱している。本研究の計算結果は、1989年の一般消費税の導入と1997年の税率引き上げ、および1990年代に所得税制の簡素化傾向が止まったことによって、就業形態別・所得階級別の、消費税と所得税を合わせた租税負担率が、高所得階級で相対的に軽減された一方で、低～中所得階級で上昇したこと、また所得税が非課税となる低所得階級（真の所得が低い、または所得の過少申告が「バレなかった」ために所得税非課税となったグループ）は、専ら消費税によって租税を負担するために、所得と租税負担率の間に逆進的な関係が見られるようになったことを示す。第4の点として、理論モデルから導出される納税者の租税回避行動は、税制、個人の属性、課税当局の行動、ミクロとマクロ経済のパラメーターなどの、様々な要因の相互作用によって影響を受けるために、これらの要因を条件とした場合分けをしなければ、比較静学分析の符号が決定しない。このため本研究が用いたような、理論モデルに実際の統計データをあてはめることによって税制改革の効果を分析するという手法においては、詳細かつ精緻な統計データの収集と、モデルに外挿するパラメーターの正確な推計値を得ることが必要不可欠である。

現在我国では様々な理由から、税制について大きな変革の必要性が叫ばれており、本研究の対象となっている就業形態別・所得階級別の租税負担も、大きな注目を集めている。これらの理由とは、ひとつには、1990年代の不況と、その後今日まで続く経済低成長の下で、大幅に悪化した財政を再建すること、また今後さらに増加が加速すると予想されている社会保障関係支出の財源確保、そしてグローバル化する企業間競争において、我国の企業を支援するためにも、また外国からの投資を呼び込むためにも必要な、法人税減税などであ

る。これらの理由の背後にある原因を解決するために、最低限必要なのは、言うまでもなく経済成長の回復と、その持続である。更に経済成長に伴うリスクの上昇（高リスク・高リターンなプロジェクトへの挑戦の結果生じる）と、経済の諸分野における格差の拡大に備えるために、セイフティーネットと所得再分配の仕組みを適切にデザインすることが重要だろう。今後の税制改革もこれらの諸点を念頭において設計されることになる。例えば2010年6月22日付けの日本経済新聞によると、菅首相の意見として、2～3年後に税率引き上げを検討している消費税について、「低所得者の負担を抑えるための軽減税率の設定や、税の還付に必要とされる『共通番号制』の導入」を伴った仕組みにすることを述べている（「消費増税低所得者の負担軽減」、日本経済新聞、2010年6月22日）。軽減税率は消費税の逆進性を緩和するものであり、共通番号制は、真に保護が必要な者とそうでない者とを峻別するための、正確な所得補足の基礎となるものである。所得税と消費税が、就業形態別・所得階級別の納税者の租税負担に及ぼす影響を、水平的公平性と垂直的公平性の観点から評価しようという本研究の目的は、上述したような望ましい税制の設計に対して大きな貢献をすることが出来るだろう。

本研究報告は以下のように構成される。次の第2節「モデル」では、第2-1節で本研究が用いる、納税者の租税回避行動モデルの構造と特徴を説明して、第2-2節で本研究での、理論モデルを用いた税制改革の効果の分析方法を、簡単なシミュレーション実験を通じて例示する。第3節「カリブレーション方法」では、始めに第3-1節で、本研究で使用する統計データとその加工方法、および統計データとパラメーターを理論モデルにあてはめる方法について説明する。第3-2節では就業形態別・所得階級別の、納税者による最適化行動の解の計算方法について説明する。そして第3-3節で、上で述べた実験1（本研究の理論モデルの就業形態別所得捕捉率が、大田他（2003）の報告値と同じになるように、虚偽の所得申告が「バレる」確率を設定する）と、実験2（計算の初年次である1977年の捕捉率だけを、大田他（2003）の報告値に合わせる）の計算結果について説明する。第4節「租税負担率とタックス・ギャップ」では、

上の実験1と実験2で設定した就業形態別所得捕捉率の下で計算した、就業形態別・所得階級別の租税負担を、水平的公平性（第4-1節）と垂直的公平性（第4-2節）という2つの観点から評価する。また第4-3節で、納税者による租税回避行動の存在下で得られる税収と、仮に全ての納税者が真の所得を申告していれば得られたであろう税収との差、いわゆる「タックス・ギャップ（Tax Gap）」を報告する。最後の第5節「まとめ」では、本研究の要点を整理した上で、今後の展望と課題について述べる。

第2節 モデル

本研究の目的は、税制改革が個人の納税行動、および就業形態別所得捕捉率に及ぼす影響について考察することであるが、分析のための理論的枠組みとして、Allingham and Sandmo（1972）による納税者の租税回避行動モデルを応用した。この第2節では、最初に第2-1節でモデルの構造と特徴を説明し、次に第2-2節において、どのように理論モデルを利用したかについて説明する。

2-1. モデルの構造と特徴

本研究ではAllingham and Sandmo（1972）による納税者の租税回避行動モデルを、本研究の目的に合わせて、以下のように改造した。就業形態は3タイプで、 $i \in \{A, B, C\}$ で表す。具体的には、 $i = A$ は給与所得者（雇用者）、 $i = B$ は自営業者、 $i = C$ は農業所得者とする。第3節で実際の統計データを用いたカリブレーション分析を行う際には、各就業形態グループ内で所得階級による区分も行うが、ここでは就業形態 $i \in \{A, B, C\}$ による区分のみを行い、各グループ内での所得階級区分は行わない。即ち各グループの人数を $\{N^i, i = A, B, C\}$ として、第 i グループ内の N^i 人は同質であると仮定する。

第 i グループの代表的個人の予算制約式を次のように表す。

$$(2.1) (1 + t_i)Pc_i = \theta^i I_i, \text{ with probability } 1 - P^i$$

$$(2.2) (1 + t_i)Pc_i = \theta^i I_i, \text{ with probability } P^i$$

但し

$$(2.3) I_i \equiv y^i - t_i^i(D^i y^i - K^i)$$

$$(2.4) I_i \equiv y^i - t_i^i(y^i - K^i) - \tau_i^i(1 - D^i)y^i$$

と定義される。 $\{(2.1), (2.2), (2.3), (2.4)\}$ は次のように解釈される。第(2.3)式と第(2.4)

式における y^i は課税前所得であるが、この個人が課税当局に対して「申告」する所得は $D^i \times y^i$ である。ここで D^i は「申告率」で、 $D^i = 1$ のときは真の所得を「申告」することを意味するが、 $D^i < 1$ のときは「過少申告」、 $D^i > 1$ のときは「過大申告」となっている。我国の税制では、給与所得者 $i = A$ はほとんどの場合において源泉徴収が行われているために、 $D^i \neq 1$ とする余地は小さいが、自営業者 $i = B$ と農業所得者 $i = C$ の場合、自主申告の際に $D^i \neq 1$ とするインセンティブが生じるために、これが「クロヨン」や「トゴサン」と呼ばれる、就業形態別所得捕捉率格差問題の原因になっているのではないかとされている。一方課税当局は、確率 p^i で真の所得 y^i を知ることが出来るものと仮定する。 p^i の上昇は、徴税技術の改善、税務調査や査定の強化などの課税当局による一層の努力などによって生じるだろう。この点に関して大田他（2003）では、1970年代末以降の就業形態別所得捕捉率格差が改善された原因として、「税務執行体制の強化や、農業分野における構造変化や所得標準の廃止等」（25ページ）を掲げている。税務執行体制の強化については、具体例として、自営業者の報酬支払や取引に係る資料を管理する方法の電子化・一元化などの、情報の蓄積及びシステム管理における改善を掲げている。また農業所得者については、農業経営の近代化によって、税務署の監視が行きとどき易い大規模農家と、所得が課税最低限に満たない非課税小規模農家への2極化が進んできたことを掲げている。

第(2.3)式の I_i は $D^i \neq 1$ とした際に、真の所得 y^i が（確率 $1 - p^i$ で）「バレなかった」ときの可処分所得を表している。即ち「申告所得」 $D^i \times y^i$ から「所得控除」 K^i を差し引いた「課税所得」に対して、所得税率 t_i^i を乗じたものが「所得税額」となっており、これを真の所得から差し引いたものが「バレなかった」ときの可処分所得 I_i となっている。ここでは所得控除 K^i は申告所得とは関係無く一定であること、また所得税率 t_i^i も課税所得とは関係無く一定であることを仮定しているが、第3節のカリブレーション分析ではこれらの仮定を、実際の税制を反映した、より現実的なものに改める。第(2.4)式の I_i は、 $D^i \neq 1$ とした際に、真の所得 y^i が（確率 p^i で）

「バレた」ときの可処分所得を表している。第(2.4)式の右辺第2項は本来納めるべき税額で、第3項は租税回避行動に対する「加算税」を表している。

国税について、租税回避行動に対する課税(付帯税)の仕組みは、|意図しなかったもの、意図したもの、違法とはみなされないもの、違法なもの|などの要因に応じて、扱いが決められている。現在の仕組みでは、納付期限に遅れた納税に対する「延滞税・利子税」と、申告義務、源泉徴収・納付義務を果たさないものに対する「加算税(過少申告加算税、無申告加算税、不納付加算税、重加算税)」が定められており、「悪質さ」の程度に応じて0~40%の範囲で税率が加算される。(国税庁ホームページ、及び諏訪園(2010)「図説日本の税制(平成22年度版)」を参照。)

第(2.4)式右辺第3項は、課税当局によって捕捉された租税回避行動 $1 - D^i$ に対する課税を表しており、 τ_y^i が限界加算税率を意味する。もちろん正直な申告をすれば $D^i = 1$ より、加算税はゼロであり、また第(2.3)式と第(2.4)式は同じになる。

現実における租税回避行動には、課税当局によって指摘されるまで気が付かなかったような、「意図せざる」ものが相当含まれるものと思われる。一方本モデルにおける租税回避行動は全て意図的に為されるものであり、 D^i によって表される。本モデルに「意図せざる」租税回避行動を取り入れる方法としては、意図した租税回避行動である「申告所得」に、確率の変動を加える($D^i y^i + \epsilon^i$ 、または $(1 + \epsilon^i) D^i y^i$) というものが考えられる。このように改良したモデルに基づく分析は将来の課題としたいが、リスク回避的な納税者の場合は、虚偽の申告が「バレる」確率 p^i に、更に意図せざる所得変動 ϵ^i が加わることによって、より正直な申告を行うようになるものと思われる。

第(2.1)式は真の所得 y^i が(確率 $1 - p^i$)で「バレなかった」ときの消費支出で、 t_c は消費税率、 P は消費財価格、 c_1^i は実質消費である。一方第(2.2)式は真の所得が(確率 p^i)で「バレた」ときの消費支出で、 c_2^i は実質消費支出である。第(2.1)式と第(2.2)式における θ^i は、可処分所得 I_1^i と I_2^i に対する平均消費性向である。ここで

は平均消費性向は定数であると仮定するが、次の第3節では消費税の「逆進性」を考察するために、平均消費性向は可処分所得の関数であること仮定する。

この個人の期待効用関数を次のように定義する。

$$(2.5) \quad Eu^i \equiv (1 - p^i)u(c_1^i) + p^i u(c_2^i)$$

更にこの個人のリスクに対する態度を考察するために、

$$(2.6) \quad u(c) = (c^{1-\sigma} - 1)/(1 - \sigma), \quad \sigma > 0, \quad \sigma \neq 0$$

という関数形を仮定する。 $u(c)$ は強い凹関数で、相対的リスク回避測定 $-(u''(c)c)/u'(c) = \sigma$ は定数となる。また $1/\sigma$ は「バレなかった」ときの消費 c_1^i と「バレた」ときの消費 c_2^i の代替弾力性でもある。 $\sigma = 1$ の場合、第(2.6)式は対数型関数であると解釈する。この個人の「最適申告率」 D^{i*} を、次の期待効用最大化問題の解と定義する。

$$(2.7) \quad \max_{D^{i*}} Eu^i \text{ subject to } \{(2.1), (2.2), (2.3), (2.4)\}$$

この問題において税制 $\{t_y^i, K^i, \tau_y^i, t_c^i\}$ 、真の所得が「バレる」確率 p^i 、個人の属性 $\{y^i, \theta^i, \sigma\}$ 、および消費財価格 P を所与とすると、最適申告率 D^{i*} は次のように表される。(但し就業形態別インデックス $i \in \{A, B, C\}$ は省略した。)

$$(2.8) \quad D^{i*} = \frac{M(y + t_y K) - [(1 - t_y - \tau_y)y + t_y K]}{M t_y y + \tau_y y}$$

ここで

$$(2.9) \quad M \equiv \{(p \tau_y) / [(1 - p) t_y]\}^{1/\sigma}$$

と定義した。 M は「バレた」ときの期待限界加算税率 $p \tau_y$ と「バレなかった」ときの期待限界所得税率 $(1 - p) t_y$ との比率となっており、「 M が大きいほど、より正直に申告するインセンティブが働く」ことが示される。実際簡単な計算によって

$$\frac{dD^{i*}}{dM} = \frac{(y + t_y K) \tau_y y + [(1 - t_y - \tau_y)y + t_y K] t_y}{(M t_y y + \tau_y y)^2} > 0$$

となることを確認できる。また第(2.8)式、第(2.9)式、及び第(2.10)式から、次のことが直に分かる。

$$(2.11) \quad D^{i*} = 1 \quad \Leftrightarrow \quad p \tau_y = (1 - p) t_y$$

第(2.11)式は $M = 1$ 、即ち $p \tau_y = (1 - p) t_y$ のと

き $D^* = 1$ となること、及び $dD^*/dM > 0$ から従う。ところで理論モデルでは最適申告率が $D^* < 0$ 、または $D^* > 1$ となる可能性がある。 $D^* < 0$ となる場合は、確率 $1 - p$ で真の所得が「バレなかった」場合に、マイナスの所得税 $-t_y \times D^* \times y$ を獲得することによって期待効用を高めることが出来る場合である。この場合一方で、確率 p で真の所得が「バレた」ときには、 $-\tau_y \times (1 - D^*) \times y$ という加算税が課されるが、 t_y が大きく τ_y が小さい場合には、マイナスの所得税を獲得しようとするインセンティブの方が強く働くために、 $D^* < 0$ となる。一方最適申告率が $D^* > 1$ となるのは、所得を過大申告することによって、真の所得が確率 p で「バレた」ときに、マイナスの加算税 $-\tau_y \times (1 - D^*) \times y$ を獲得することによって期待効用を大きくすることが出来る場合である。しかしながら現実においては、 $D^* > 1$ のように、所得を過大申告した場合、税金の還付はあり得るが、上述したような「マイナスの罰金」は考えられないだろう。また同様に $D^* < 0$ となる状況も現実においては考え難い。このため次の第3節におけるカリブレーション分析では、理論モデルにおいて $D^* < 0$ または $D^* > 1$ となる場合は、現実において $D^* = 0$ または $D^* = 1$ となる場合に対応するものと考えて、 $D^* \in [0, 1]$ を課した計算を行う。¹

最適申告率 D^* の特徴は、図を用いることによって、次のように説明できる。予算制約式 (2.1), (2.2), (2.3), (2.4) から申告率 D を消去すると、状態別消費 $\{c_1, c_2\}$ のトレードオフを表す予算制約式

$$(2.12) \quad c_2 = \left(\frac{\theta}{(1+t_c)P} \right) \{ [1-t_y - \tau_y + (\tau_y/t_y)]y + (t_y + \tau_y)K \} - (\tau_y/t_y)c_1$$

を得る。一方期待効用関数第 (2.5) 式の意味する無差別曲線の傾き (MRS : 限界代替率) は次のように表される。

$$(2.13) \quad MRS \equiv -\frac{dc_2}{dc_1} = \left(\frac{1-p}{p} \right) \left(\frac{c_2}{c_1} \right)^\sigma$$

最適申告率 D^* を予算制約式 (2.1), (2.2), (2.3), (2.4) に代入することによって、状態別最適消費 $\{c_1^* \equiv c_1(D^*), c_2^* \equiv c_2(D^*)\}$ を計算できるが、第 (2.12) 式と第 (2.13) 式より、 $\{c_1^*, c_2^*\}$ は限界代替率と予算制約線の傾きを等しくするという、次の関係を満たす必要がある。

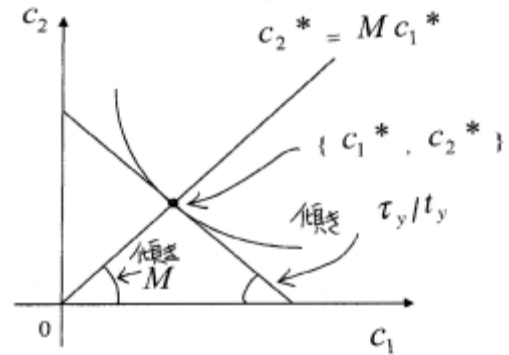
$$(2.14) \quad \left(\frac{1-p}{p} \right) \left(\frac{c_2^*}{c_1^*} \right)^\sigma = \frac{\tau_y}{t_y}$$

また第 (2.14) 式は次のように変形できる。

$$(2.15) \quad c_2^* = M c_1^*$$

図表 2.1 は、第 (2.14) 式と第 (2.15) 式を表すグラフである。

図表 2.1 最適消費 $\{c_1^*, c_2^*\}$



最適消費 $\{c_1^*, c_2^*\}$ は、次の関係を満たす。

$$(2.14) \quad \left(\frac{1-p}{p} \right) \left(\frac{c_2^*}{c_1^*} \right)^\sigma = \frac{\tau_y}{t_y}$$

$$(2.15) \quad c_2^* = M c_1^*$$

税制 $\{t_y, K, \tau_y, t_c\}$ 、真の所得が「バレる」確率 p 、個人の属性 $\{y, \theta, \sigma\}$ 、および消費財価格 P が最適申告率 D^* に及ぼす影響は以下の通りである。まず消費税率 t_c 、消費財価格 P 、および平均消費性向 θ は、最適申告率 D^* に影響を与えないことは、第 (2.8) 式から直に分かる。これは期待効用関数が、原点について相似形の無差別曲線を持つためである。但し次の第2-2節では、消費税率 t_c の上昇に対して、総税収を一定とするよう

¹ 本研究のモデルを拡張する方向として、労働と余暇の選択を内生化することによって、税制が労働供給に与える影響を考察する、本モデルを動学モデルとして再構築することによって、税制が消費と貯蓄（投資）に与える影響を考察する、などが考えられるだろう。言うまでも無くこのような拡張は、極めて重要なものであり、将来の課題としたい。

に、所得税率 t_y や所得控除 K を変化させる場合や、消費税率 t_c の上昇が部分的に、消費財価格 P に転嫁され、これが名目所得 y に影響を及ぼすという仮定を課した場合について、数値シミュレーション分析を行う。また第3節では消費税の逆進性を考察するために、平均消費性向 θ と可処分所得の関係を考慮した分析を行う。当然のことながら、このような場合には $\{t_c, P, \theta\}$ も、最適申告率 D^* に影響を及ぼすようになる。

第(2.8)式と第(2.9)式より、最適申告率 D^* に影響を与えるのは $\{t_y, \tau_y, K, p, y, \sigma\}$ であることが分かるが、変化の方向は図表2.2のようにまとめられる。(比較静学分析の詳細は、付録Aにまとめた。)

***** (図表2.2) *****

$\{t_y, \tau_y, K, p, y, \sigma\}$ が最適申告率 D^* に及ぼす影響

- ① $\frac{dD^*}{dp} > 0$
- ② $\frac{dD^*}{d\tau_y} > 0$
- ③ $\frac{dD^*}{dy} = 0 \Leftrightarrow p\tau_y = (1-p)t_y$
- ④ $\frac{dD^*}{dK} = 0 \Leftrightarrow p\tau_y = (1-p)t_y$
- ⑤ $\frac{dD^*}{d\sigma} = 0 \Leftrightarrow p\tau_y = (1-p)t_y$
- ⑥ $\frac{dD^*}{dt_y}$ の符号は確定しない。

① $dD^*/dp > 0$ と② $dD^*/d\tau_y > 0$ は、真の所得が「バレる」確率の上昇と、加算税率の上昇が、より「正直」な申告を促すことを意味する。③と④は、所得 y の上昇と所得控除 K の上昇が、最適申告率 D^* に及ぼす影響は、期待加算税率 $p\tau_y$ と期待所得税率 $(1-p)t_y$ の相対的な大きさに依存しており、そして正反対の方向に働くことを意味する。例えば虚偽の申告に対する限界的ペナルティである期待加算税率が、虚偽の申告による限界的利得である期待所得税率よりも相対的に低い場合 ($p\tau_y < (1-p)t_y$)、所得控除の拡大は納税者

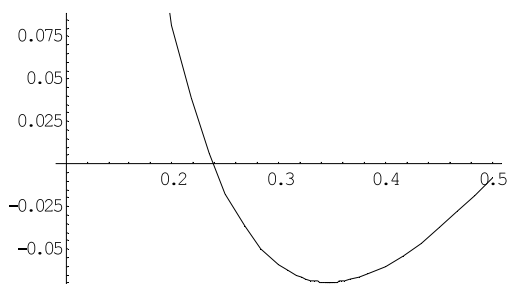
による過少申告のインセンティブを強めるのに対して、所得の上昇は逆にこれを強める ($dD^*/dK < 0$ および $dD^*/dy > 0$)。⑤はリスク回避測定度 (CRRA) の上昇が必ずしも、より「正直」な申告を促す訳ではなく、期待加算税率と期待所得税率の相対的な大きさに依存することを示している。これは図表2.1を用いることによって、次のように説明できる。例えば $p\tau_y > (1-p)t_y$ のときには $M = [p\tau_y / (1-p)t_y]^{\sigma} > 1$ であるが、このとき第(2.15)式より $c_2^* > c_1^*$ となっていることが分かる。このとき第(2.14)式において σ が大きくなると、左辺の限界代替率が右辺の予算制約線の傾きよりも大きくなってしまふ。よって第(2.14)式が示す最適化条件を満たすためには、申告率 D を下げることによって、「バレなかった」ときの消費 c_1 を増加させると同時に、「バレた」ときの消費 c_2 を減少させることが必要になる。これから「 $p\tau_y > (1-p)t_y$ のときには $dD^*/d\sigma < 0$ 」という関係が導かれる。⑥の、所得税率 t_y の上昇が最適申告率 D^* に及ぼす影響の方向が確定しない原因は、所得税率の変化が予算制約線の傾き τ_y/t_y の変化を通じて、通常の変換効果と所得効果を引き起こすだけでなく、その他のパラメーターとの関係を通じて、納税者の行動に影響を及ぼすためである。例えば $\sigma = 1$ の場合には、 t_y の変化が c_1 と c_2 の相対価格 τ_y/t_y の変化を通じて引き起こす、変換効果と所得効果は相殺される訳だが、 t_y の変化は他のパラメーターとの関係を通じて、この納税者の行動に影響を及ぼすことを、次のように説明できる。 $\sigma = 1$ の場合、簡単な計算より

$$(2.16) \quad \text{sgn}\left(\frac{dD^*}{dt_y}\right) = \text{sgn}\left[y\left(1 - \frac{p\tau_y}{(1-p)t_y^2}\right) - K\right]$$

であることが示されるが、この符号は t_y 自身、および $\{y, K, p, \tau_y\}$ によっても影響を受ける。例えば真の所得 y が「バレる」確率 p が極めて小さいときには ($p \cong 0$)、 dD^*/dt_y の符号は $y - K$ の符号と同じになるが (通常はプラスと考えられる)、 p が大きいときには ($p \cong 1$)、 $dD^*/dt_y < 0$ となる。同じく第(2.16)式の右辺の分析からは、所得税率 t_y が極めて低いときに、これが限界的に上昇すると、最適申告率は小さくなることが分かる ($dD^*/dt_y|_{t_y=0} < 0$)。逆に t_y が1に近いときには、 dD^*/dt_y の符号は $y[(1-p-p\tau_y)/(1-p)] - K$ と同じになるが、これは $\{y$ が大きいと

き、 p が小さいとき、 τ_y が小さいとき、 K が小さいとき)にはプラスになるだろう。 $\sigma \neq 1$ の場合には、上の⑤ $dD^*/d\sigma$ の分析における考え方が当てはまる。即ち $\sigma \equiv -(u''(c)c)/u'(c)$ は相対的リスク回避度度であると同時に、「バレなかった」時の消費 c_1 と「バレた」ときの消費 c_2 の代替弾力性の逆数 ($1/\sigma$) であることから、所得税率 t_y の上昇が c_1 と c_2 の相対価格である τ_y/t_y を下落させると、 $0 < \sigma < 1$ の場合には代替効果の方が所得効果よりも強いので、最適な消費点においては c_1^* が上昇して c_2^* は下落する。そしてこのような変化は最適申告率 D^* の下落によって可能となる。また $\sigma > 1$ の場合には所得効果の方が代替効果よりも強いので c_1^* の下落と c_2^* の上昇が D^* の上昇によって生じる。先に $\sigma = 1$ の場合に、代替効果と所得効果が相殺するときの dD^*/dt_y の符号を考察したが、 $\sigma \neq 1$ の場合には、 $0 < \sigma < 1$ と $\sigma > 1$ のそれぞれのケースで、上に述べた力が働くだろう。図表 2.3 は t_y (横軸) と D^* (縦軸) の関係を示したグラフである。ここでは $\{\sigma = 2, y = 500, K = 200, \tau_y = 0.2, p = 0.3\}$ とした。この図からも、先に考察したように、 t_y が小さいときには $dD^*/dt_y < 0$ となっていること、また t_y が大きいときには $dD^*/dt_y > 0$ となっていることが分かる。

図表 2.3 t_y (横軸) と D^* (縦軸) の関係を示したグラフ
 $\{\sigma = 2, y = 500, K = 200, \tau_y = 0.2, p = 0.3\}$



2-2. モデルの応用

本研究の目的は税制改革の効果を分析することであるが、この第 2-2 節では、上の第 2-1 節で紹介した理論モデルを、本研究で用いる分析方法に

ついて簡単に説明する。

本研究で用いる分析方法は、税制改革と個人の属性に関する統計データを、上の第 2-1 節で紹介した理論モデルに当てはめることによって、1970 年代末から今日にかけて実施された税制改革が、個人の納税行動と厚生水準、および就業形態別所得捕捉率に与えた影響を考察するというものである。以下においては、理論モデルに仮想的な数値を当てはめたシミュレーション実験を通じて、本研究で用いる分析方法のアイデアを説明する。

1970 年代末から現在にかけて実施された税制改革の特徴として、以下の諸点が掲げられる。(「平成 14 年度経済財政白書」を参照)

- * 税率ブラケットの簡素化、及び最高税率の引き下げによる、所得税の限界税率フラット化。
- * 所得控除や税額控除の拡大による、課税最低限の引き上げ。
- * 一般消費税の導入、及び税率の引き上げ。(1989 年 4 月より 3%、1997 年 4 月より 5%。)

一方これまでに報告された、就業形態別の所得捕捉率格差に関する研究によれば、細部においては異なった見解が述べられているが、多くのものに共通する点として、1970 年代までは、巷において「クロヨン」や「トゴサン」として知られている、就業形態別の所得捕捉率格差が存在していたが、その後 1980 年代から 1990 年代にかけて大きく改善されたと思われる、というものである。

本研究では、税制改革と就業形態別所得捕捉率格差との関係を調べるために、第 2-1 節で紹介した理論モデルに、税制と納税者属性に関する実際の統計データを代入することによって、上で述べた就業形態別所得捕捉率の動きをどの程度説明できるかということ、及び就業形態別所得捕捉率の変化をもたらした要因について考察する。具体的には、第 2-1 節で紹介した理論モデルを用いて、次のような 2 通りの実験【実験 1、実験 2】を行った。実験 1 では理論モデルに、就業形態別・所得階級別・年次別の、税制と納税者属性のデータをあてはめて、更に大田他 (2003) が計算した就業形態別所得捕捉率 {1977 年、1982 年、1987 年、1992 年、1997 年：5 年ごとに実施される「就業構造基本調査」が利用出来る年} を代入して、真の所得が「バレる」確率 $\{p^i(t), i = A, B, C\}$ を計算した。そしてこのようなカリブレート

(calibrate) されたモデルにおける、就業形態別・所得階級別・年次別の租税負担率を計算することによって、税制改革が納税に関する「水平的公平性」と「垂直的公平性」に及ぼした影響を考察した。一方実験2では、実験1と同様に、税制と納税者属性のデータを理論モデルに当てはめるが、就業形態別所得捕捉率については、1977年の値だけを大田他(2003)と同じにして、ここから1977年において真の所得が「バレる」確率 $\{p^i(1977), i = A, B, C\}$ を計算した。そしてこれ以降の年次については、真の所得が「バレる」確率を1977年の値に固定した上で、就業形態別所得捕捉率、就業形態別・所得階級別・年次別の租税負担率を計算した。

実験1と比べると、実験2の特徴と意義として、(i) 先に述べたように、多くの先行研究において、1970年代には就業形態別所得捕捉率格差が大きかったということが、共通の見解として述べられていること、(ii) 実験2で計算した就業形態別所得捕捉率と、大田他(2003)によるものとの差は、各年次における真の所得が「バレる」確率の変動に由来するので、これが大田他(2003)が述べている、徴税技術の改善と課税当局による一層の努力を反映しているものと解釈出来るかもしれない。例えば実験2で計算した所得捕捉率が、実験1で計算したものよりも極めて小さいならば、1980年代と1990年代の所得捕捉率格差の改善は、徴税技術の改善や課税当局による一層の努力に由来すると解釈できるかもしれない。逆に実験2で計算した値と実験1のものに大きな差が無い場合には、1980年代と1990年代の所得捕捉率格差の改善は、税制や納税者属性の変化によるものであって、徴税技術の改善や課税当局による一層の努力が無くても、生じたものであると解釈できるかもしれない。(iii) 大田他(2003)では、1997年までの計算結果が報告されているが、本研究の実験2は、2002年と2007年(「就業構造基本調査」の利用可能年次)の計算結果を付け加えることが出来る。

以下では理論モデルを用いるカリブレーション実験の考え方と、1970年代末以降に実施されてきた税制改革が、就業形態別・所得階級別の納税者行動に与えた影響について、第2-1節で紹介した理論モデルを用いた2つの例(例1、例2)を

通して説明する。例1では所得控除 K を固定した上で、総税収を同じにする、消費税率 t_c の上昇と所得税率 t_y の下落が、納税者行動に及ぼす影響を計算した。一方例2では所得税率 t_y を固定した上で、総税収を同じにする、消費税率 t_c の上昇と所得控除 K の上昇の影響を計算した。

例1. 所得控除 K を固定して、総税収を同じにする、消費税率 t_c の上昇と所得税率 t_y の下落が、納税者行動に及ぼす影響の計算。

例1におけるシミュレーション実験を、以下のステップ1～ステップ5の手順に従って実施した。

ステップ1. 就業形態別グループの人数 $\{N^i, i = A, B, C\}$ 、各グループの代表的個人の所得 $\{y^i, i = A, B, C\}$ 、およびパラメーター値を次のように設定した。

$$N^A = 700, N^B = 200, N^C = 100$$

；就業形態別グループ人数

$$y^A = 500, y^B = 500, y^C = 500$$

；各グループの代表的個人の所得

$$\sigma = 2 ; \text{相対的リスク回避測度}$$

$$\theta = 0.8 ; \text{平均消費性向}$$

$$\tau_y = 0.2 ; \text{加算税率}$$

相対的リスク回避測度については、類似の研究の多くで用いられている $\sigma = 2$ に設定した。就業形態別人数は1970年代における、給与所得者(雇用者)、自営業者、及び農業所得者の、おおよその人数比率を表すようにした。加算税率の仕組みは、先に述べたように、租税回避行動の程度に応じて決められているが、ここでは比較的軽めの $\tau_y = 0.2$ に設定した。

ステップ2. 所得控除 K 、消費税率 t_c 、及び所得税率 t_y のベンチマーク値を次のように設定した。

$$K^A = K^B = K^C \equiv K = 200$$

$$t_y^A = t_y^B = t_y^C \equiv t_y = 0.1$$

$$t_c = 0$$

また消費財価格のベンチマーク値は $P = 1$ とした。消費税率の上昇が消費財価格に転嫁される程度については下のステップ4で説明する。以上のベンチマーク値の下で、第(2.8)式と第(2.9)式を用いて、給与所得者の最適申告率を $D^{**} = 0.9$ にする、真の所得が「バレる」確率 p^i を計算した。 $p^A = 0.3192$ となった。同様に自営業者の

最適申告率が $D^{B*} = 0.6$ となる確率 $p^B = 0.2780$ 、及び農業所得者の最適申告率が $D^{C*} = 0.4$ となる確率 $p^C = 0.2516$ を計算した。ここで $\{D^{A*} = 0.9, D^{B*} = 0.6, D^{C*} = 0.4\}$ は「クロヨン」を意味している。

ステップ3. 上のステップ2で計算したベンチマーク値 $\{K = 200, t_y = 0.1, t_c = 0, D^{A*} = 0.9, D^{B*} = 0.6, D^{C*} = 0.4, p^A = 0.3192, p^B = 0.2780, p^C = 0.2516\}$ における総税収を次のように計算した。

給与所得者からの税収 T^A は次のように計算出来る。

$$(2.17) T^A = [(1-p^A) \times N^A \times t_y \times (D^{A*} \times y^A - K) + [(1-p^A) \times N^A \times t_c \times P \times c_1^*] + [p^A \times N^A \times t_y \times (y^A - K) + \tau_y \times (1-D^{A*}) \times y^A] + [p^A \times N^A \times t_c \times P \times c_2^*]$$

第(2.17)式右辺第1項は、真の所得が「バレなかった」個人(全部で $(1-p^A) \times N^A$ 人)が支払う所得税額、第2項は「バレなかった」個人が支払う消費税額、第3項は真の所得が「バレた」個人(全部で $p^A \times N^A$ 人)が支払う所得税額、第4項は「バレた」個人が支払う消費税額である。第(2.17)式における状態別消費 $\{c_1^*, c_2^*\}$ は、第(2.1)式と第(2.2)式を用いて計算する。同様にして自営業者からの税収 T^B と、農業所得者 T^C を計算して、総税収のベンチマーク値 $T \equiv T^A + T^B + T^C = 28452.4$ を計算した。

ステップ4. 消費税率 t_c を0から0.1まで、0.01きざみで動かす。このとき上のステップ3で計算した、総税収 T のベンチマーク値と同じ総税収を確保できる所得税率 t_y を計算した。このとき消費税率 t_c の上昇が、部分的に消費財価格 P に転嫁される可能性を考慮した。消費税率が変化する前の消費税率と消費財価格を $\{t_c^0, P^0\}$ 、変化した後を $\{t_c^1, P^1\}$ と表し、転嫁率を $\delta \in [0, 1]$ と表すと、これらの変数の関係を

$$(2.18) P^1 = \left\{ 1 + \delta \left[\left(\frac{1+t_c^1}{1+t_c^0} \right) - 1 \right] \right\} \times \left(\frac{1+t_c^0}{1+t_c^1} \right) \times P^0$$

という式で表すことが出来る。例1では転嫁率を $\delta = 0.5$ と仮定した。即ち消費税込みの消費財価格 $(1+t_c)P$ において、消費税率 t_c の上昇の半分が、消費財価格 P の下落によって吸収されると仮定した。また名目所得 $\{y^i, i = A, B, C\}$ は消費財価格と同じ率で変化すると仮定した。よって

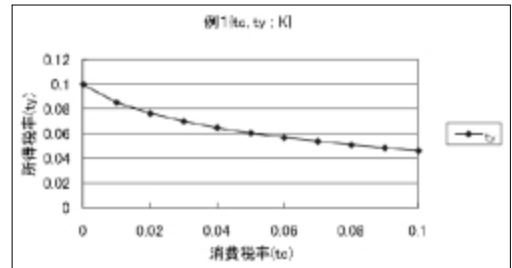
実質所得 $\{y^i/P, i = A, B, C\}$ は一定となる。

ステップ5. 上のステップ4における消費税率と所得税率の組み合わせ $\{t_c, t_y\}$ の下での、就業形態別最適申告率 $\{D^{i*}, i = A, B, C\}$ 、(期待)租税負担率 $\{R^i \equiv (T^i/N^i)/y^i, i = A, B, C\}$ 、及び間接期待効用 $\{Eu^i, i = A, B, C\}$ などの経済指標を計算した。ここでは就業形態別グループ内における所得階級の区分が無いので、各グループの代表的個人の最適申告率 $\{D^{i*}, i = A, B, C\}$ を、就業形態別所得捕捉率とみなした。

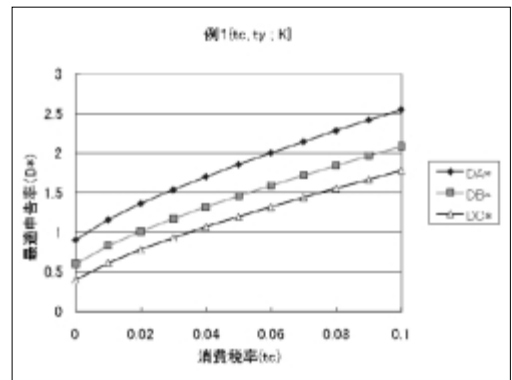
例1の計算結果を図表2.4、図表2.5、及び図表2.6によって示す。

図表2.4は横軸で消費税率 $t_c \in [0, 1]$ を測り、縦軸で総税収をベンチマーク値 $\{T = 28452.4; t_c = 0, t_y = 0.1\}$ と同じにする所得税率 t_y を測ったグラフである。当然のことながら、消費税率 t_c

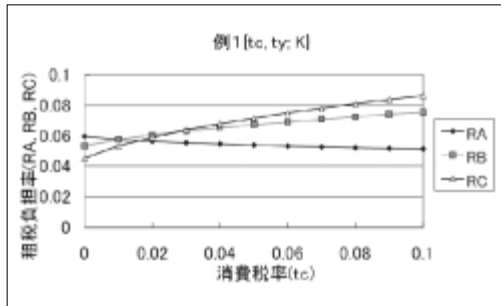
図表2.4 例1において、総税収をベンチマーク値 $\{T = 28452.4; t_c = 0, t_y = 0.1\}$ と同じにする、消費税率 t_c と所得税率 t_y の関係。



図表2.5 例1において、総税収をベンチマーク値 $T = 28452.4$ と同じにする、消費税率 t_c と最適申告率 $\{D^{A*}, D^{B*}, D^{C*}\}$ の関係。



図表 2.6 例 1 において、総税収をベンチマーク値 $T = 28452.4$ と同じにする、消費税率 t_c と租税負担率 $\{R^A, R^B, R^C\}$ の関係。



が上昇すると、総税収 T を一定に維持するために必要な所得税率 t_y は低下する。 $(t_c = 0.5$ のとき $t_y = 0.0606$ 、 $t_c = 0.1$ のとき $t_y = 0.0463$ となる。) 図表 2.5 は、総税収をベンチマーク値 $T = 28452.4$ に維持する、消費税率 t_c と所得税率 t_y の、各組み合わせの下での、各就業形態別グループの代表的納税者の最適申告率をグラフにしたもので、横軸で消費税率 $t_c \in [0, 1]$ を測り、縦軸で最適申告率 $\{D^*, i = A, B, C\}$ を測っている。この図からは、消費税率 t_c の上昇に伴う所得税率 t_y の下落が、ベンチマークにおける「クロヨン」と比べて、各就業形態別グループの代表的納税者の最適申告率 $\{D^{A*}, D^{B*}, D^{C*}\}$ を上昇させることが分かる。これは「各納税者がより正直な申告をするようになる」という、規範的な改善という訳ではない。例えば図において最適申告率 D^* が 1 を超えている状況は、所得を過大に申告することによって、確率 p^i で真の所得 y^i が「バレた」ときに、負の加算税 $-\tau_y \times (1 - D^*) \times y^i$ を獲得し、それによって期待効用 Eu^i を大きく出来ることを意味する。しかしながら各納税者の申告率に対して、より現実的な $0 \leq D^* \leq 1$ という制約を課すならば、「消費税率 t_c の上昇ともなう所得税率 t_y の下落は、就業形態別所得捕捉率格差の改善をもたらす」という結果をもたらすだろう。図表 2.6 は横軸で消費税率 $t_c \in [0, 1]$ を測り、縦軸で各就業形態別グループの代表的個人の期待租税負担率 $\{R^i \equiv (T^i/N^i)/y^i, i = A, B, C\}$ を測っている。この図からは、ベンチマーク $\{t_c = 0, t_y = 0.1\}$ における就業形態別所得補足率（最適申告率）の格差、所謂「クロヨン」問題が、就業形態別期待

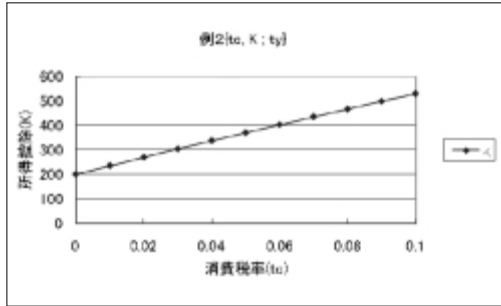
租税負担率の格差 $\{R^A = 0.0596, R^B = 0.0534, R^C = 0.0453\}$ として現れていること、また消費税率 t_c の上昇ともなう所得税率 t_y の下落が、最適申告率 D^{i*} の上昇と、負担を回避することの出来ない消費税額の上昇を通じて、就業形態別期待租税負担率格差の改善（逆転）を引き起こしていることが分かる。

例 2. 所得税率 t_y を固定して、総税収 T を同じにする、消費税率 t_c の上昇と所得控除 K の上昇が、納税者行動に及ぼす効果。

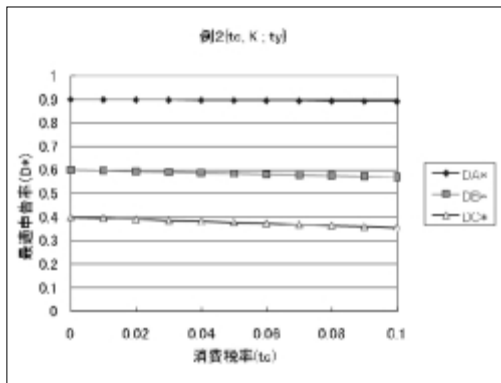
例 2 では最初に、例 1 のステップ 1 ~ ステップ 3 と同様にしてベンチマーク値を計算する。即ち税制を $\{t_c = 0, t_y = 0.1, K^A = K^B = K^C \equiv K = 200\}$ 、最適申告率を $\{D^{A*} = 0.9, D^{B*} = 0.6, D^{C*} = 0.4\}$ としたとき、就業形態別の真の所得がパレル確率は $\{p^A = 0.3192, p^B = 0.2780, p^C = 0.2516\}$ で、このとき総税収は $T = 28452.4$ となる。次のステップ 4 では、所得税率を $t_y = 0.1$ のままに固定した上で、消費税率 t_c を 0 から 0.1 まで、0.01 きざみで動かしながら、総税収をベンチマーク値と同じに維持する所得控除 K を計算した。そして次のステップ 5 で、ステップ 4 における各 $\{t_c, K\}$ の組み合わせの下で、最適申告率 $\{D^*, i = A, B, C\}$ 、期待租税負担率 $\{R^i \equiv (T^i/N^i)/y^i, i = A, B, C\}$ 、および間接期待効用 $\{Eu^i, i = A, B, C\}$ などの経済指標を計算した。なお実験 2 でも、実験 1 と同じく、消費税率 t_c の変化の 50% が消費財価格 P に転嫁され、そして名目所得 y は消費財価格と同じ率で変化すると仮定した。

実験 2 の計算結果を図表 2.7、図表 2.8、及び図表 2.9 によって示す。図表 2.7 は横軸で消費税率 $t_c \in [0, 1]$ を測り、縦軸で総税収 T をベンチマーク値と同じにする所得控除 K を測ったグラフである。当然のことながら、消費税率 t_c を上げると、総税収 T をベンチマーク値と同じに維持するのに必要な所得控除 K を大きくすることが出来る。 $(t_c = 0.05$ のとき $K = 369.9$ 、 $t_c = 0.1$ のとき $K = 528.9$ となる。) 図表 2.8 は、図表 2.7 の $\{t_c, K\}$ の各組み合わせの下での最適申告率 $\{D^*, i = A, B, C\}$ を計算して、横軸で消費税率 $t_c \in [0, 1]$ を測り、縦軸で最適申告率 $\{D^*, i = A, B, C\}$ をプロットしたグラフである。図表 2.8 は例 2 における最適申告率が、例 1 とは逆に、変化の程度は小

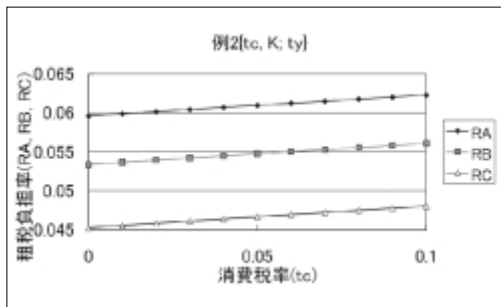
図表 2.7 例 2 において、総税収をベンチマーク値 $T = 28452.4$ と同じにする、消費税率 t_c と所得控除 K の関係。



図表 2.8 例 2 において、総税収をベンチマーク値 $T = 28452.4$ と同じにする、消費税率 t_c と最適申告率 $\{D^{A*}, D^{B*}, D^{C*}\}$ の関係。



図表 2.9 例 2 において、総税収をベンチマーク値 $T = 28452.4$ と同じにする、消費税率 t_c と租税負担率 $\{R^A, R^B, R^C\}$ の関係。



さいものの、消費税率の上昇とともに下落していくことを示している。先の第 2-1 節の図表 2.2 において、所得控除 K の増加と所得 y の増加が、

最適申告率 D^* に及ぼす影響は

$$(2.19) \frac{dD^*}{dK} = 0 \begin{matrix} > \\ < \end{matrix} \Leftrightarrow p\tau_y = (1-p)t_y \begin{matrix} > \\ < \end{matrix}$$

$$(2.20) \frac{dD^*}{dy} = 0 \begin{matrix} < \\ > \end{matrix} \Leftrightarrow p\tau_y = (1-p)t_y \begin{matrix} > \\ < \end{matrix}$$

となっていることを見た。例 2 で用いたパラメータ値では、全ての代表的納税者について $p^i\tau_y < (1-p^i)t_y$ となっていることを確認出来る。

$$p^A\tau_y = 0.0638, (1-p^A)t_y = 0.0681$$

$$p^B\tau_y = 0.0556, (1-p^B)t_y = 0.0722$$

$$p^C\tau_y = 0.0503, (1-p^C)t_y = 0.0748$$

例 2 では消費税率 t_c の上昇に伴い所得控除 K も上昇する一方で、消費税率の上昇の半分が消費財価格 P に転嫁され、そして名目所得 y^i は消費財価格と同じ率で変化すると仮定したことから、 y^i の下落が生じる。(消費税込みの消費財価格 $(1+t_c)p$ における t_c の上昇の半分が、 P の下落によって吸収される。そして全ての代表的納税者の名目所得 y^i も P と同じ率で下落する。) 第 (2.19) 式と第 (2.20) 式より、消費税率 t_c の上昇に伴う、このような所得控除 K の上昇と名目所得 y^i の下落が、全ての代表的納税者の最適申告率 $\{D^{i*}, i = A, B, C\}$ の下落を引き起こすことが分かる。また就業形態別の期待限界加算税率と期待限界所得税率の比率が、給与所得者、自営業者、農業所得者の順で大きくなっていくことが⁵ ($p^A\tau_y/(1-p^A)t_y < p^B\tau_y/(1-p^B)t_y < p^C\tau_y/(1-p^C)t_y$)、消費税率 t_c の上昇に伴う最適申告率の下落の変化率に反映されており、このため就業形態別所得捕捉率格差が、ベンチマークにおける「クロヨン」よりも更に不公平なものにはなることが分かる。具体的には、消費税率 t_c が 0 から 0.1 に上昇したとき、給与所得者の最適申告率 D^{A*} の変化率は -0.83% 、自営業者の最適申告率 D^{B*} の変化率は -5.0% 、そして農業所得者の最適申告率 D^{C*} の変化率は -11.3% となっている。

図表 2.9 は横軸で消費税率 $t_c \in [0, 1]$ を測り、縦軸で各就業形態別グループの代表的納税者の期待租税負担率 $\{R^i \equiv (T^i/N^i)/y^i, i = A, B, C\}$ を測ったグラフである。この図からは消費税率 t_c の上昇と、それに伴う所得控除 K の上昇に対して、全ての納税者の租税負担率が上昇することが分か

る。しかしながらベンチマーク値と比べた租税負担率の増加率は、農業所得者において最も大きく、これに自営業者、給与所得者の順番で続く。(消費税率 t_c が 0 から 0.1 へと上昇したとき、 R^A は 4.5 %、 R^B は 5.1 %、そして R^C は 6.1 % の上昇を示した。) 先の図表 2.8 が示した、消費税率の上昇に伴う所得控除の上昇が、就業形態別所得捕捉率格差の悪化を引き起こしたことを思い出せば、このような租税負担率の面における格差改善には興味深いものがある。

以上の例 1 と例 2 のシミュレーション計算結果が示唆するように、1970 年代末から今日にかけて実施された税制改革が、現実の経済における就業形態別所得捕捉率や租税負担の格差に及ぼした影響は、シミュレーション実験で操作した所得税率、消費税率、及び所得控除以外にも、{真の所得が「バレた」ときの加算税率と、真の所得が「バレる」確率といった税制の仕組みや、各個人の所得と選好、消費財価格など} の様々な要因によって影響を受けたものと考えられる。(シミュレーション計算において課した「税率変更」という仮定も、当然現実の税制改革では満たされていないだろう。) そこで次の第 3 節では、第 2 節で紹介した理論モデルに、1970 年代末から今日にかけての、税制データと、就業形態別・所得階級別の納税者に関する統計データを当てはめることによって、税制改革が就業形態別所得捕捉率や租税負担に及ぼした影響、及びその原因について考察する。

第 3 節 カリブレーション方法

本研究の目的は、1970 年代末から今日にかけて実施された税制改革が、就業形態別の納税者行動、及び就業形態別所得捕捉率格差に及ぼした影響を分析することであるが、分析方法として、第 2 節で紹介した納税者行動の理論モデルに、実際の税制データ、及び就業形態別・所得階級別の納税者データを当てはめることによって、所得限界税率のフラット化、所得控除の拡大、一般消費税の導入など、税制改革の各要因の影響に注目するというものを用いた。第 3 節ではこのような「カリブレーション (calibration)」分析方法についての具体的な説明を行うが、最初に第 3-1 節で、第

2 節で紹介した理論モデルを、本研究の目的に合わせてどのように修正したかということ、及びどのような統計データを集めて、どのように加工して理論モデルにあてはめたかということについて説明する。続く第 3-2 節では就業形態別・所得階級別・年次別に、どのように納税者の最適申告率 $\{D^*, i = A, B, C\}$ を計算したかということ、および就業形態別所得捕捉率の定義について説明する。最後に第 3-3 節で、カリブレーション分析の予備的考察として、大田他 (2003) が示した就業形態別所得捕捉率を、本研究のモデルでどのように説明できるかについて述べる。

3-1. 理論モデルの修正、及び統計データの加工 3-1-1. 消費関数の推定

第 2 節で紹介した理論モデルでは、各個人の平均消費性向 θ は定数であると仮定したが、第 3 節で行うカリブレーション分析では消費税の「逆進性」についても考察するので、「平均消費性向は可処分所得の関数である」という仮定の下で、以下のような方法で消費関数の推定を行った。推定のために、「家計調査年報」の可処分所得と平均消費性向のデータを、次のようなモデルに当てはめた上で、最小二乗法によってパラメーターの推定を行った。

$$(3.1) \quad \theta(j, t) = a_0(t) + a_1(t) \times I(j, t) + a_2(t) \times I(j, t)^2 + \epsilon_\theta(j, t)$$

ここで j は所得階級インデックス、 t は推定を行った年次で、 $t \in \{1977, 1982, 1987, 1992, 1997, 2002, 2007\}$ である。 $\theta(j, t)$ は平均消費性向、 $I(j, t)$ は可処分所得、 $\epsilon_\theta(j, t)$ は誤差項、 $\{a_0(t), a_1(t), a_2(t)\}$ はモデルのパラメーターである。なお推定にあたっては、データの制約のために、就業形態による区分は行わなかった。即ち「平均消費性向は可処分所得の関数で、就業形態とは関係しない」という仮定の下で推定を行った。推定結果は、平均消費性向と可処分所得の間の有意な関係を示しており、一方年次での大きな変動は無かった。例えば 1977 年と 1997 年の推定結果は以下のものであった (カッコ内 (***) は t 値)。

$$(3.2) \quad \hat{\theta}(1977) = 1.116 - 1.576 \times 10^{-4} \times I(1977) + 1.538 \times 10^{-8} \times I(1977)^2$$

$$(35.77) \quad (-6.97) \quad (4.28)$$

$$(3.3) \hat{\theta}(1997) = 1.157 - 1.137 \times 10^{-4} \times I(1997) \\ (22.75) \quad (-6.31) \\ + 0.643 \times 10^{-8} \times I(1997)^2 \\ (4.55)$$

3-1-2. 租税関数の推定

第2節で紹介した理論モデルでは各就業形態内における所得階級を考慮しなかったため、所得税率 t_y と所得控除 K は一定値であると仮定した。しかしながら現実の税制では、これらは所得階級に関する累進構造を持っている。更に1970年代末以降の税制改革の影響を考察するという本研究の目的のために、以下のような方法で租税（所得税）関数の推定を行った。推定のために「国税庁統計年報書」より、就業形態別（給与所得者、自営業者、農業所得者）に、所得階級別の平均所得と平均納税額を取り出して、次のようなモデルに当てはめた上で、最小二乗法によってパラメータの推定を行った。

$$(3.4) T_y(i, j, t) = b_0(i, t) + b_1(i, t) \times y(i, j, t) \\ + b_2(i, t) \times y(i, j, t)^2 + \varepsilon_y(i, j, t)$$

ここで i は就業形態インデックス、 j は所得階級インデックス、 $t \in \{1977, 1982, 1987, 1992, 1997, 2002, 2007\}$ は推定年次である。 $T_y(i, j, t)$ は所得税納税額、 $y(i, j, t)$ は所得、 $\varepsilon_y(i, j, t)$ は誤差、 $\{b_0(i, t), b_1(i, t), b_2(i, t)\}$ はモデルのパラメータである。現実の税制では所得控除が存在するために、第(3.4)式の縦軸切片（定数項）の推定値 $\hat{b}_0(i, t)$ がマイナスになることが予想されるが、 $\hat{b}_0(i, t) < 0$ の場合には、第(3.4)式の推定式 $\hat{T}_y = \hat{b}_0 + \hat{b}_1 \times y + \hat{b}_2 \times y^2$ において、納税額 \hat{T}_y がゼロとなる所得 y を「課税最低限」 \hat{y}_{\min} とおいて、租税関数を次のように定式化した。

$$(3.5) \hat{T}_y = \begin{cases} \hat{b}_0 + \hat{b}_1 \times y + \hat{b}_2 \times y^2, & \text{if } y > \hat{y}_{\min} \\ 0, & \text{if } y \leq \hat{y}_{\min} \end{cases}$$

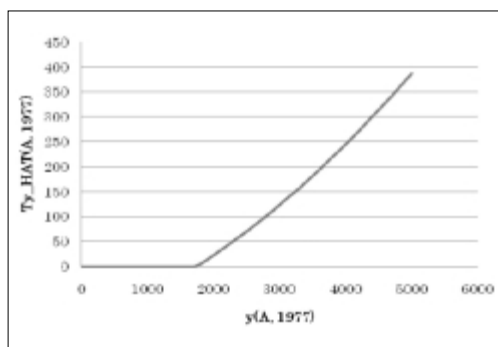
例えば1977年における給与所得者の租税関数の推定結果は次のようになった。但し括弧 (***) 内は t 値である。

$$(3.6) \hat{T}_y(A, 1977) = -116.543 + 0.0489 \times y(A, 1977) \\ (-2.10) \quad (3.62) \\ + 1.038 \times 10^{-5} \times [y(A, 1977)]^2 \\ (20.44)$$

第(3.6)式において $\hat{T}_y(A, 1977) = 0$ となるのは $y(A, 1977) = 1740$ (千円) のときである。これより1977年の給与所得者の課税最低限を $\hat{y}_{\min}(A, 1977) = 1740$ として、租税関数を次のように定式化した。(図表3.1も参照。)

$$(3.7) \hat{T}_y(A, 1977) = \begin{cases} -116.543 + 0.0489 \times y(A, 1977) \\ + 1.038 \times 10^{-5} \times [y(A, 1977)]^2, \\ \text{if } y(A, 1977) > \hat{y}_{\min}(A, 1977) \\ = 1740 \\ 0, & \text{if } y(A, 1977) \leq \hat{y}_{\min}(A, 1977) \\ = 1740 \end{cases}$$

図表 3.1 租税関数（給与所得者、1977）



$$\hat{T}_y(A, 1977) = \begin{cases} -116.543 + 0.0489 \times y(A, 1977) \\ + 1.038 \times 10^{-5} \times [y(A, 1977)]^2, \\ \text{if } y(A, 1977) > \hat{y}_{\min}(A, 1977) = 1740 \\ 0, & \text{if } y(A, 1977) \leq \hat{y}_{\min}(A, 1977) = 1740 \end{cases}$$

このようにして就業形態別・年次別に租税関数を推定したが、第(3.4)式のモデルに対して、統計データの当てはまりが良くないケースがいくつかあった。当てはまりが良くない原因は、所得階級の区分が、低～中域では50万円～100万円きざみでの情報が得られるが、高所得階級ではきざみの幅が500万円～1000万円のように、極めて大きくなっていくこと、及び最上位の階級は「2000万円以上～」のように表示されており、このグループの平均所得と平均納税額については、恣意的な仮定をおかざるを得なかったことである。(但し1977年の国税統計年報には、最上位の所得階級「2000万円以上～」の平均所得と平均納税額が示されていた。例えば所得階級「2000万円以上～」の給与所得者については、平均所得2668万4734円、平均納税額は851万1345円だ

った。)即ち高所得階級における、階級のきざみ幅が大きく、しかも低～中所得階級からの連続性が弱い場合、高所得階級の情報が「はずれ値(outlier)」となって、第(3.4)式のモデルに対する統計データの当てはまりの程度を低めた。第2節における、理論モデルの特徴の説明と、理論モデルを用いた簡単なシミュレーション分析を通じて明らかになったように、所得税率と所得控除の構造は、理論モデルにおける納税者の振る舞いに対して重要な影響を与える。このため本研究にとって、正確な租税関数の推定は重要であり、この点を改良していくことが、将来的な課題となるだろう。

3-1-3. 就業形態別の「真の所得」

石(1981)以来、就業形態別所得捕捉率格差の研究の多くにおいて採られてきた方法は、国民経済計算統計(SNA)の就業形態別所得を「真の所得」とみなして、これを課税当局によって捕捉された所得とみなされる、国税統計の所得と比べるというものである。SNA統計における就業形態別所得のデータ源として、5年ごとに実施される

「就業構造基本調査」が用いられるが、本研究でも「就業構造基本調査」から得られる、就業形態別・所得階級別の人数の分布を加工して、第*t*年における、第*i*就業形態の、第*j*所得階級に属する人数 $N(i, j, t)$ 、及びこのグループに属する代表的個人の所得 $y(i, j, t)$ を得た。図表3.2は2007年の「就業構造基本調査」から計算した、就業形態別・所得階級別の人数の分布と、代表的個人の所得を示す。

なお「就業構造基本調査」の統計データを、本研究の目的に合わせるために、以下のような加工を行った。ここでは2007年の「就業構造基本調査」を例として説明する。図表3.2の第1列(A列)は所得階級を表しており、「50万円未満」から「1500万円以上」まで15階級に区分されている。各所得階級の代表的個人の所得 $y(i, j, t)$ は、平均値が公表されている場合にはこれを用いたが、平均値が公表されていない場合には、各所得階級の間接値を用いた。例えば「50万円未満」の第I所得階級では $y(i, I, 2007) = 25$ 万円、「50万円以上100万円未満」の第II所得階級では $y(i,$

図表 3.2 就業形態別・所得階級別の人数の分布 (2007年)

A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K
所得階級 (万円)	平均値 (万円)	総数 (千人)	農業 (千人)	自営業 (千人)	自営業 (農業) (千人)	自営業 (除農業) (千人)	その他 (千人)	雇用者 (千人)	雇用者 (農業) (千人)	雇用者 (除農業) (千人)
I (~ 50)	25	3728.7	447.5	1357.2	381.3	975.9	2305.3	2367.8	66.2	2301.6
II (50 ~ 100)	75	7130.1	309.3	810.2	177.1	633.1	6187.7	6318.5	132.2	6186.3
III (100 ~ 150)	125	6425.1	252.5	709.6	148.3	561.3	5611.3	5714.9	104.2	5610.7
IV (150 ~ 200)	175	4980.9	148	565	91.5	473.5	4359.4	4415.1	56.5	4358.6
V (200 ~ 250)	225	6594.4	144.1	631.5	88.4	543.1	5907.2	5961.8	55.7	5906.1
VI (250 ~ 300)	275	5100.2	89.9	458.7	54.2	404.5	4605.8	4640.8	35.8	4605
VII (300 ~ 400)	350	8493.5	122.6	693.6	78.5	615.1	7755.8	7798.9	44.1	7754.8
VIII (400 ~ 500)	450	6198.4	64	422.7	44.2	378.5	5755.9	5774.9	19.7	5755.2
IX (500 ~ 600)	550	4332.9	46.8	314.4	34.2	280.2	4005.9	4018.3	12.6	4005.7
X (600 ~ 700)	650	3091.3	22.1	164.3	15.4	148.9	2920.3	2926.6	6.6	2920
XI (700 ~ 800)	750	2383.9	15.2	97.2	11.8	85.4	2283.3	2286.7	3.4	2283.3
XII (800 ~ 900)	850	1607.1	11.1	74.8	8.2	66.6	1529.4	1531.2	2.9	1528.3
XIII (900 ~ 1000)	950	1034.3	8.4	57.7	6.7	51	974.9	976.5	1.8	974.7
XIV (1000 ~ 1500)	1250	1617.1	16.4	125	14.6	110.4	1490.3	1491.6	1.7	1489.9
XV (1500 ~)	***	515.6	9.2	88.1	6.9	81.2	425.2	427.5	2.3	425.2

出所：「就業構造基本調査 (2007年版)」

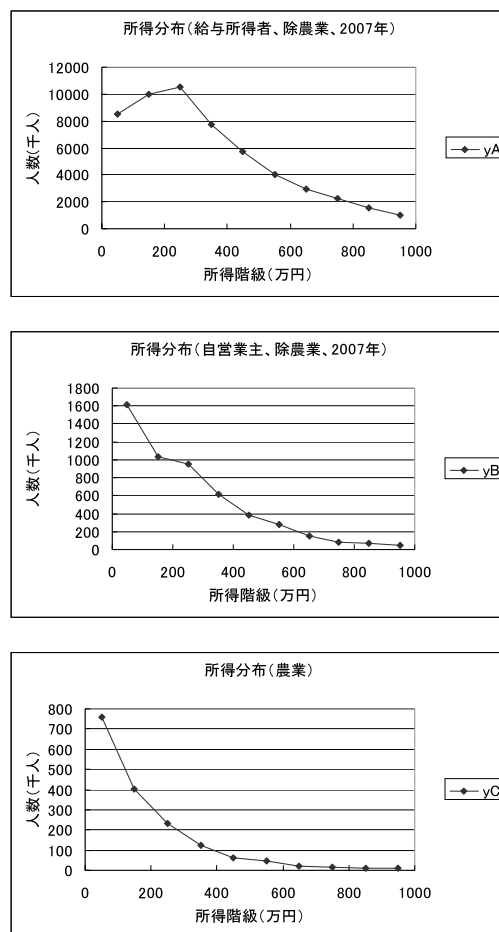
II, 2007)= 75 万円のようにした。ここで困難だったのは、最上位の所得階級の代表的個人の所得をどのように設定するかということであった。最上位の階級について平均所得が公表されている場合にはこれを用いたが、平均所得が公表されていない場合には、上位から 2 番目の所得階級の所得幅を、最上位の所得階級にも当てはめて、その中間値を、最上位の所得階級に属する代表的個人の所得であると仮定した。例えば図表 3.2 では、上位から 2 番目の第 XIV 所得階級の所得幅は 500 万円 (1000 万円以上 1500 万円未満) なので、最上位の第 XV 所得階級の所得幅も「1500 万円以上 2000 万円未満」のように扱って、この中間値である 1750 万円を代表的個人の所得とした。実際には所得が 2000 万円以上の個人も存在するが、総人数に閉める割合は小さいので、カリブレーション計算の結果に対する影響も弱いと思われる。(但し 1980 年代後半の「バブル期」には、最上位に属する個人の数が大きなものになったと考えられるので、このような場合、上述したような仮定に基づいた計算結果の解釈には注意が必要だろう。

図表 3.2 の第 4 列 (D 列)、第 5 列 (E 列)、及び第 9 列 (I 列) はそれぞれ、農業所得者数、自営業者数、及び給与所得者数 (雇用者数) を示す。但し第 5 列 (E 列) の自営業者数には、農業を生業とする者 (第 6 列 (F 列)) が含まれているので、これを差し引いたものを自営業者数 (農業所得者を除く) として用いることにした。同様に第 9 列 (I 列) の給与所得者にも農業所得者 (第 10 列 (J 列)) が含まれているので、これを差し引いたものを給与所得者 (農業所得者を除く) として用いることにした。(第 11 列 (K 列))。以上のように 2007 年「就業構造基本調査」の統計データを加工した結果得られた、就業形態別・所得階級別の人数分布を図表 3.3 に示す。この図からは、日本総合研究所 (西沢) (2005) が指摘したような、自営業と農業においては、所得階級別人数の分布が、低～中所得階級に集中していることが見て取れる。

3-2. 最適申告率の計算

第 3-2 節では、上の第 3-1 節で述べた、税制と就業形態別納税者属性に関する統計データを、第 2 節で紹介した納税者行動理論モデルにあてはめ

図表 3.3 就業形態別・所得階級別の人数分布 (2007 年)



出所：「就業構造基本調査 (2007 年版)」

る方法について説明する。最初に第 3-2-1 節で、就業形態別・所得階級別・年次別の最適申告率の計算方法について説明する。次の第 3-2-2 節では、就業形態別の所得捕捉率の定義、及び就業形態別の真の所得が「バレる」確率の計算方法について説明する。そして最後に大田他 (2003) の就業形態別所得捕捉率を、本研究でどのように解釈出来るかについて説明する。

3-2-1. 就業形態別最適申告率の計算

“ i ” を就業形態インデックス、“ j ” を所得階級インデックス、“ t ” を年次インデックスとしたとき、 $y(i, j, t)$ という所得を持つ個人 $\{i, j, t\}$ の申告率が $D(i, j, t)$ のとき、第 3-1 節で説明した統計データを用いて、この個人の期待効用を次のよ

うに計算する。個人 $\{i, j, t\}$ の所得税額は、真の所得 $y(i, j, t)$ が「バレなかった」場合は

$$(3.8) \hat{T}_y(D(i, j, t) \times y(i, j, t))$$

となり、一方真の所得が「バレた」場合は

$$(3.9) \hat{T}_y(y(i, j, t)) + \left[\frac{\hat{T}_y(y(i, j, t))}{y(i, j, t)} + Z \right] \times (1 - D(i, j, t)) \times y(i, j, t)$$

となる。ここで $\hat{T}_y(*)$ は第 (3.5) 式の租税関数である。第 (3.9) 式の第 2 項は課税当局によって捕捉された租税回避行動 $1 - D(i, j, t)$ に対する課税を表している。第 2-1 節で述べたように租税回避行動に対する課税の仕組みは、「悪質さ」の程度に応じて 0 ~ 40 % の範囲で付帯税率が適用される。本研究のカリブレーション分析では、捕捉された租税回避行動の、就業形態別・所得階級別・年別の平均付帯税率に関するデータが必要であるが、このようなデータの入手が極めて困難であることから、ここでは便宜的に、真の所得に対する税率 $\hat{T}_y(y(i, j, t))/y(i, j, t)$ プラス加算パラメータ Z を試してみた。

真の所得が「バレなかった」ときの可処分所得は

$$(3.10) I_1(i, j, t) \equiv y(i, j, t) - \hat{T}_y(D(i, j, t) \times y(i, j, t))$$

となり、一方真の所得が「バレた」ときの可処分所得は

$$(3.11) I_2(i, j, t) \equiv y(i, j, t) - \left\{ \hat{T}_y(y(i, j, t)) + \left[\frac{\hat{T}_y(y(i, j, t))}{y(i, j, t)} + Z \right] \times (1 - D(i, j, t)) \times y(i, j, t) \right\}$$

となる。そして真の所得が「バレなかった」ときの実質消費は

$$(3.12) c_1(i, j, t) \equiv \hat{\theta}(I_1(i, j, t)) \times I_1(i, j, t) / (1 + t_c(t)) P(t)$$

となり、真の所得が「バレた」ときの実質消費は

$$(3.13) c_2(i, j, t) \equiv \hat{\theta}(I_2(i, j, t)) \times I_2(i, j, t) / (1 + t_c(t)) P(t)$$

となる。ここで $\hat{\theta}(*)$ は第 (3.1) 式の消費関数、 $t_c(t)$ は消費税率、 $P(t)$ は消費者物価である。消費

者物価は「消費者物価指数年報」のデータを用いて、計算の初年度を $P(1977) = 1$ とした。そしてこの個人 $\{i, j, t\}$ の期待効用は

$$(3.14) Eu(i, j, t) = (1 - p(i, t)) \times \left[\frac{c_1(i, j, t)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right] + p(i, t) \times \left[\frac{c_2(i, j, t)^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \right]$$

となる。第 3-1 節で説明した、税制と就業形態別の個人の属性に関する統計データ、効用関数のパラメータ、および就業形態別の真の所得が「バレる」確率 $\{p(i, t)\}$ を与えたとき、個人 $\{i, j, t\}$ の最適申告率 $D^*(i, j, t)$ は、第 (3.14) 式の期待効用を最大化する申告率である。具体的には申告率 $D(i, j, t)$ を 0 から 1 の範囲で 1/10000 きざみで動かして、 $Eu(i, j, t)$ を最大化する申告率 $D^*(i, j, t)$ を探した。なお計算においては、相対的リスク回避度は第 2-2 節におけるシミュレーション分析とおなじ $\sigma = 2$ に設定した。また本則税率に加算される税率 Z は、「悪質さ」の程度が低い過少申告に対して適用される $Z = 0.1$ に設定した。なおこの計算において与える $\{p(i, t)\}$ の設定方法については、次の第 3-2-2 節で説明する。

3-2-2. 就業形態別所得捕捉率、及び真の所得が「バレる」確率の計算

先の第 2 節の理論モデルにおける、就業形態別所得捕捉率は、各就業形態内における所得階級を区別せずに、同質的な納税者を仮定したので、代表的個人の最適申告率 $\{D^*, i = A, B, C\}$ を各就業形態についての所得捕捉率とみなすことが出来た。また第 (2.8) 式を用いることによって、「クロヨン」、即ち $\{D^{A*} = 0.9, D^{B*} = 0.6, D^{C*} = 0.4\}$ を誘発する、真の所得が「バレる」確率 $\{p^A, p^B, p^C\}$ を計算した。逆に第 3-1 節で説明した統計データを用いれば、真の所得が「バレる」確率 $\{p^A, p^B, p^C\}$ を与えれば、就業形態別 (i) 、所得階級別 (j) 、年次別 (t) に、代表的個人 $\{i, j, t\}$ の各々について最適申告率 $\{D^*(i, j, t)\}$ を計算することが出来る。そしてこの場合の就業形態別所得捕捉率を以下のように定義する。²

真の所得が「バレる」確率 $\{p(i, t), i = A, B, C\}$ 、

² ここでは真の所得が「バレる」確率は、就業形態によって異なるが、各就業形態内では所得階級が異なっても「バレる」確率は同じであると仮定している。実際には高所得層や特定の業種に対する税務調査の頻度の方が、低所得層に対するものよりも高いと考えられるが、ここでは計算の簡略化と、データの制約のために、上のような仮定を用いた。

および第 (3.5) 式の課税最低限 $\hat{y}_{\min}(i, t)$, $i = A, B, C$ を与えたとき、 $y(i, j, t)$ という所得を持つ個人 $\{i, j, t\}$ を、「課税、非課税」という観点から3つのグループ $\{①、②、③\}$ に分けることが出来る。

グループ① $y(i, j, t) \leq \hat{y}_{\min}(i, t)$ という所得を持つ個人 $\{i, j, t\}$ のグループ。このグループに属する個人は非課税となる。

グループ② 真の所得が $y(i, j, t) > \hat{y}_{\min}(i, t)$ となっているが、最適申告率において $D^*(i, j, t) \times y(i, j, t) \leq \hat{y}_{\min}(i, t)$ となっているために、確率 $1 - p(i, t)$ で真の所得が「バレなかった」場合に非課税となる一方、確率 $p(i, t)$ で真の所得が捕捉され、納税義務が生じるような所得を持つ個人 $\{i, j, t\}$ のグループ。このような所得を持つ個人の数 $N(i, j, t)$ が十分大きく、大数の法則が働くような場合には、非課税となる人数は $(1 - p(i, t)) \times N(i, j, t)$ 、納税義務が生じる人数は $p(i, t) \times N(i, j, t)$ となる。この場合捕捉された所得の総額は

$$(3.15) \quad p(i, t) \times N(i, j, t) \times y(i, j, t)$$

となり、また加算税を含めた納税総額は次のようになる。

$$(3.16) \quad p(i, t) \times N(i, j, t) \times \left\{ \begin{aligned} & \hat{T}_y(y(i, j, t)) \\ & + \left[\frac{\hat{T}_y(y(i, j, t))}{y(i, j, t)} + Z \right] \times (1 - D(i, j, t)) \\ & \times y(i, j, t) \end{aligned} \right\}$$

③ 最適申告率において $D^*(i, j, t) \times y(i, j, t) > \hat{y}_{\min}(i, t)$ となる所得を持つ個人 $\{i, j, t\}$ のグループ。このグループに属する個人は、確率 $1 - p(i, t)$ で真の所得が「バレなかった」場合と、確率 $p(i, t)$ で真の所得が「バレた」場合の両方で納税義務が生じる。このような所得を持つ個人の数 $N(i, j, t)$ が十分に大きく、大数の法則が働くような場合には、確率 $1 - p(i, t)$ で真の所得が「バレなかった」人数は $(1 - p(i, t)) \times N(i, j, t)$ で、捕捉された所

得の総額は

$$(3.17) \quad (1 - p(i, t)) \times N(i, j, t) \times D^*(i, j, t) \times y(i, j, t)$$

となり、納税総額は

$$(3.18) \quad (1 - p(i, t)) \times N(i, j, t) \times \hat{T}_y(D^*(i, j, t) \times y(i, j, t))$$

となる。一方確率 $p(i, t)$ で真の所得が「バレた」人数、捕捉された所得の総額、及び納税総額は、上の②で真の所得が「バレた」場合と同じ表現となる。

以上の3つのグループ分けを用いて、第 i 就業形態・第 j 所得階級・第 t 年次に属する個人の総数 $N(i, j, t)$ に関して、国税統計に現れる「課税当局によって捕捉された所得」 $\hat{Y}(i, j, t)$ を、次のように定義する。

$$(3.19) \quad \hat{Y}(i, j, t) \equiv \{ \text{グループ②で、真の所得が「バレた」者全員の、捕捉された所得総額} + \{ \text{グループ③で、真の所得が「バレた」者全員の、捕捉された所得総額} + \{ \text{グループ③で、真の所得が「バレなかった」者全員の、捕捉された所得総額} \}$$

そして第 i 就業形態の第 t 年次における「捕捉された所得」 $\hat{Y}(i, t)$ を、各就業形態別の捕捉された所得 $\hat{Y}(i, j, t)$ を、就業形態内の所得階級 j について集計したものと定義する。

$$(3.20) \quad \hat{Y}(i, t) \equiv \sum_j \hat{Y}(i, j, t)$$

一方第 i 就業形態の第 t 年における真の所得 $Y(i, t)$ を、真の所得 $y(i, j, t)$ が課税最低限 $\hat{y}_{\min}(i, t)$ 以上となる所得の合計と定義する。

$$(3.21) \quad Y(i, t) \equiv \sum_j N(i, j, t) \times y(i, j, t)$$

$$\text{subject to } \{j | y(i, j, t) > \hat{y}_{\min}(i, t)\}$$

そして第 i 就業形態の第 t 年次における「所得捕捉率」 $\Psi(i, t)$ を、第 (3.20) 式で定義された「捕捉された所得」と、第 (3.21) 式で定義された「真の所得」との比率で定義する。³

$$(3.22) \quad \Psi(i, t) \equiv \hat{Y}(i, t) / Y(i, t)$$

以上のように就業形態別所得捕捉率を定義した上で、就業形態別の真の所得が「バレる」確率

³ この定義は石 (1981) で用いられたものと同じである。即ち石 (1981) では SNA の所得から課税最低限以下の所得を控除したものを「真の所得」とみなして、これを国税統計に表れる「捕捉された所得」と比べた。一方大田他 (2003) では、SNA の所得から課税最低限以下の所得を控除せずに、国税統計に課税最低限以下の所得を加えたものと、SNA 所得を比較した。このような違いがあるものの、本研究では大田他 (2003) によって報告された、より「保守的」な値を実験 1 におけるベンチマークとして用いた。仮に石 (1981) と大田他 (2003) が「同じデータ」を用いたならば、大田他 (2003) の捕捉率が高めに出ていたはずである。

$\{p(A, t), p(B, t), p(C, t)\}$ の設定に関して、次のような2つの実験〔実験1、実験2〕を行う。

実験1. この実験では、上の第(3.22)式で定義した就業形態別所得捕捉率が、大田他(2003)による数値と等しくなるように、就業形態別の真の所得が「バレる」確率を計算した。具体的な計算方法は次のようなものである。

例えば大田他(2003)によれば1997年の農業所得捕捉率は0.81となっている。一方本研究では、上の第3-2-1節で説明したように、 $p(C, 1997)$ の値を決めれば、1997年における農業所得者の所得階級別の最適申告率 $D^*(C, j, 1997)$ を計算できるので、第(3.22)式の定義に従って、本研究における農業所得捕捉率 $\Psi(C, 1997)$ を計算出来る。この捕捉率が、大田他(2003)が報告した値0.81と同じになるように $p(C, 1997)$ の値を決めた。具体的には真の所得が「バレる」確率 $p(C, 1997)$ を0から1の範囲において1/10000きざみで動かすことによって、第(3.22)式で定義した本研究の所得捕捉率が $\Psi(C, 1997) = 0.81$ となる $p(C, 1997) = 0.422$ を捜した。なお大田他(2003)では1987年、1992年、および1997年における給与所得捕捉率が1を超えているが、本研究では所得捕捉率の上限を1としているので、大田他(2003)において所得捕捉率が1を超えるケースでは、本研究の所得捕捉率が1となるような、真の所得が「バレる」確率を求めた。

実験2. この実験では計算の初年次である、1977年における本研究の所得捕捉率 $\{\Psi(A, 1977), \Psi(B, 1977), \Psi(C, 1977)\}$ が、大田他(1977)の値 $\{94.5, 69.2, 38.8\}$ と同じになるように、就業形態別の真の所得が「バレる」確率 $\{p(A, 1977), p(B, 1977), p(C, 1977)\}$ を設定した。そしてこれ以降の年次 $\{1982, 1987, 1992, 1997, 2002, 2007\}$ の確率 $\{p(A, t), p(B, t), p(C, t)\}$ は、1977年の値に固定した上で、所得捕捉率 $\{\Psi(A, t), \Psi(B, t), \Psi(C, t)\}$ を計算した。大田他(2003)は、1980年代から1990年代にかけて就業形態別所得捕捉率が改善した原因のひとつとして、徴税技術の改善や課税当局による一層の努力を掲げている。徴税技術の改善や課税当局による一層の努力は、 $\{p(A, t), p(B, t), p(C, t)\}$ の上昇として現れるものと思われる。このため実験2の結果を実験1の結果と比べることによって、「仮に徴税技術や課税当局の努

力に変化がなかったとしても、就業形態別所得捕捉率格差は改善したのか」ということや、「就業形態別所得捕捉率が改善したとすれば、その原因は何か」ということを分析できるだろう。特に後者の質問については1970年代末から今日にかけて実施された、様々な税制改革(限界所得税率のフラット化、課税最低限の拡張、一般消費税の導入など)の影響について見ていくことにしたい。また実験2の利点として、大田他(2003)の計算が1997年までになっているのに対して、実験2では2002年と2007年についても、新たな情報を付け加えることが出来るというものがあるだろう。実際2000年代初頭は、1970年代末以降進められてきた、所得税の軽減と簡素化方針からの軌道修正が始まった時期で、所得税の所得再分配機能の強化がより重視されるようになってきた。このために、2002年と2007年の状況についても考察することは税制改革の効果を分析する上で極めて重要だろう。

3-3. 実験1と実験2の主要な結果

3-3-1. 実験1の主要な結果

先に述べたように実験1では、本研究の就業形態別所得捕捉率が、大田他(2003)の値と同じになるように、就業形態別の真の所得が「バレる」確率を定めた。実験1の主要な結果を図表3.4にまとめた。大田他(2003)は、就業形態別所得捕捉率格差が1980年代から1990年代にかけて大きく改善されたことを報告しており、このような改善をもたらした要因のひとつとして、徴税技術の改善や課税当局による一層の努力を掲げている。これらの要因は真の所得が「バレる」確率の上昇に反映されるものと考えられ、実際図表3.4からは、給与所得者と農業所得者について $p(A, t)$ と $p(C, t)$ が上昇傾向を示していることが見て取れる。また1987年に $p(A, 1987)$ が鋭いスパイクを示しているのは、バブル期における所得の上昇が誘発する、納税者の過少申告インセンティブを抑制して、大田他(2003)による所得捕捉率100.6と、本研究の所得捕捉率を同じにするために(本研究では上限値の1.0となる)、真の所得が「バレる」確率が高くなる必要があったことを示している。一方自営業者の真の所得が「バレる」確率 $p(B, t)$ については、1977年から1982年にかけて上昇した後は、大きな変化を示していない。それにも係

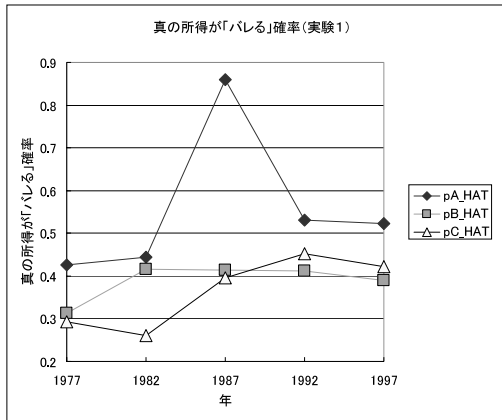
らず自営業所得の捕捉率が改善したということは、徴税技術の改善や課税当局による一層の努力以外にも、税制改革の影響や経済環境の変化などの要因が働いていたと考えられる。

図表 3.4 実験 1 における、就業形態別の、真の所得が「バレル」確率

年	給与所得		自営業所得		農業所得	
	pA_HAT	補足率 A	pB_HAT	補足率 B	pC_HAT	補足率 C
1977	0.4253	94.5	0.3123	69.2	0.2925	38.8
1982	0.444	96.4	0.4149	79.3	0.26	54
1987	0.8605	100.6*	0.4136	77.6	0.3963	75.3
1992	0.5317	102.1*	0.4115	81.1	0.4525	84.1
1997	0.5235	101.8*	0.3888	94.7	0.422	81

{1977, 1982, 1987, 1992, 1997} の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の確率 $\{p(A, t), p(B, t), p(C, t)\}$ を計算した。

*二村 (2010) モデルの補足率上限は 1。



以下では実験 1 における就業形態別・所得階級の最適申告率 $\{D^*(A, j, t), D^*(B, j, t), D^*(C, j, t)\}$ の計算結果について説明する。

なお上述したように大田他 (2003) では 1987 年、1992 年、及び 1997 年における給与所得捕捉率が 1 を超えているが、本研究では最適申告率 $D^*(A, j, t)$ の値域を $[0, 1]$ に制限している。このため実験 1 では 1987 年以降の給与所得捕捉率を 1 に設定した。また所得捕捉率が 1 になる場合は、全ての所得階級の最適申告率が 1 になる必要があることに注意されたい。

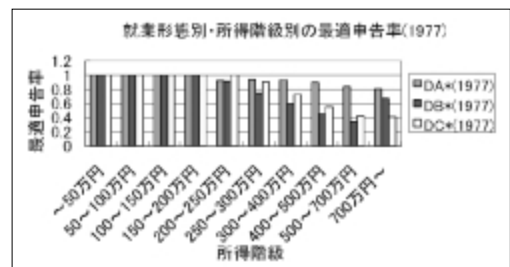
図表 3.5、図表 3.6、及び図表 3.7 は、各々 1977 年、1982 年、及び 1997 年の計算結果を示している。図表 3.5 によれば、1977 年ではどの就業形態

についても、「所得階級が上昇すると最適申告率が低下する」傾向があるように思われる。しかしながらこの関係は必ずしも単調なものではない。他の年次、例えば 1982 年について見ると自営業者と農業所得者の最適申告率は、中所得から高所得へと階級が上昇するにつれて、最適申告率は一旦低下した後に、再び上昇を始めることが見て取れる。

図表 3.5 実験 1 における、1977 年の就業形態別・所得階級別最適申告率 $\{D^{A*}, D^{B*}, D^{C*}\}$

給与所得者 (1977)		
Target	criteria	pA (1977)
0.945	0.944914	0.4253
自営業者 (1977)		
Target	criteria	pB (1977)
0.692	0.691985	0.3123
農業 (1977)		
Target	criteria	pC (1977)
0.388	0.387987	0.2925

所得階級	DA* (1977)	DB* (1977)	DC* (1977)
I (~ 50 万円)	1	1	1
II (50 ~ 100 万円)	1	1	1
III (100 ~ 150 万円)	1	1	1
IV (150 ~ 200 万円)	1	1	1
V (200 ~ 250 万円)	0.9131	0.9104	1
VI (250 ~ 300 万円)	0.9402	0.7417	0.8986
VII (300 ~ 400 万円)	0.9333	0.5911	0.7243
VIII (400 ~ 500 万円)	0.8943	0.4515	0.5544
IX (500 ~ 700 万円)	0.8368	0.3465	0.4238
X (700 万円~)	0.8056	0.6702	0.4136



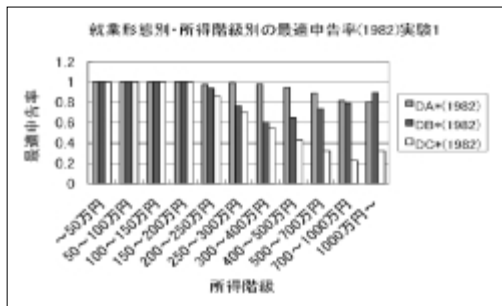
*実験 1 では、{1977, 1982, 1987, 1992, 1997} の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

*二村 (2010) モデルの補足率上限は 1。

図表 3.6 実験 1 における、1982 年の就業形態別・所得階級別最適申告率 $\{D^{A*}, D^{B*}, D^{C*}\}$

給与所得者 (1982)		
Target	criteria	pA (1982)
0.964	0.963932	0.444
自営業者 (1982)		
Target	criteria	pB (1982)
0.793	0.7931	0.4149
農業所得者 (1982)		
Target	criteria	pC (1982)
0.54	0.540003	0.26

所得階級	DA* (1982)	DB* (1982)	DC* (1982)
I (~ 50 万円)	1	1	1
II (50 ~ 100 万円)	1	1	1
III (100 ~ 150 万円)	1	1	1
IV (150 ~ 200 万円)	1	1	1
V (200 ~ 250 万円)	0.9743	0.9365	0.8567
VI (250 ~ 300 万円)	0.9919	0.7663	0.701
VII (300 ~ 400 万円)	0.9787	0.6021	0.5508
VIII (400 ~ 500 万円)	0.9442	0.6485	0.4284
IX (500 ~ 700 万円)	0.8886	0.7388	0.3213
X (700 ~ 1000 万円)	0.8153	0.7944	0.2268
XI (1000 万円~)	0.8066	0.8953	0.3218



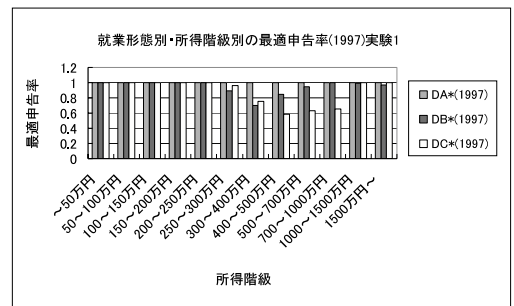
*実験 1 では、 $\{1977, 1982, 1987, 1992, 1997\}$ の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。
 *二村 (2010) モデルの補足率上限は 1。

就業形態別・所得階級別の最適申告率を比較すると、就業形態別の真の所得が「バレる」確率の差異が反映されることが分かる。即ち全体的には給与所得者の最適申告率が最も高く、これに自営業者、農業所得者の順で続く。しかしながら所得

図表 3.7 実験 1 における、1997 年の就業形態別・所得階級別最適申告率 $\{D^{A*}, D^{B*}, D^{C*}\}$

給与所得者 (1997)		
Target	criteria	pA (1997)
1.018	1	0.5235
自営業者 (1997)		
Target	criteria	pB (1997)
0.947	0.946933	0.3888
農業所得者 (1997)		
Target	criteria	pC (1997)
0.81	0.809909	0.422

所得階級	DA* (1997)	DB* (1997)	DC* (1997)
I (~ 50 万円)	1	1	1
II (50 ~ 100 万円)	1	1	1
III (100 ~ 150 万円)	1	1	1
IV (150 ~ 200 万円)	1	1	1
V (200 ~ 250 万円)	1	1	1
VI (250 ~ 300 万円)	1	0.8926	0.9619
VII (300 ~ 400 万円)	1	0.7013	0.7558
VIII (400 ~ 500 万円)	1	0.8437	0.5879
IX (500 ~ 700 万円)	1	0.947	0.6288
X (700 ~ 1000 万円)	1	1	0.6559
XI (1000 ~ 1500 万円)	1	0.9939	1
XII (1500 万円~)	1	0.9682	1



*実験 1 では、 $\{1977, 1982, 1987, 1992, 1997\}$ の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。
 *二村 (2010) モデルの補足率上限は 1。

階級別や年次別に詳細を見ると、必ずしもこの大小関係が成り立っている訳ではない。例えば 1977 年の中所得階級では、農業所得者の最適申告率の方が自営業者のものよりも高い場合がある。(図表 3.5 を参照。) また 1982 年の 1000 万円

超の所得階級では、自営業者の最適申告率の方が給与所得者のものよりも高い。(図表 3.6 を参照。)

これらの図を比較すると、全所得階級において最適申告率が上昇したことが分かる。特に給与所得者については上述したように、1987 年以降全ての所得階級において、最適申告率が上限値の 1 となっている。このような傾向の原因は、実験 1 では本研究の就業形態別所得捕捉率が、大田他 (2003) の値と同じになるように、就業形態別の真の所得が「バレる」確率を設定したために大田他 (2003) の示す就業形態別所得捕捉率の上昇が、就業形態別の真の所得が「バレる」確率の上昇として現れ、これが各所得階級の納税者の最適申告率の上昇を促した。但し上でも述べたように、所得階級と最適申告率の関係は単調なものではない。特に自営業者と農業所得者において、非単調な関係が見られる。

3-3-2. 実験 2 の主要な結果

実験 2 では計算の初年次である、1977 年の就業形態別所得捕捉率だけが 大田他 (2003) の値と同じになるように、就業形態別の真の所得が「バレる」確率を設定し、これ以降の年次については、真の所得が「バレる」確率を 1977 年の値に固定した上で、就業形態別所得捕捉率を計算した。

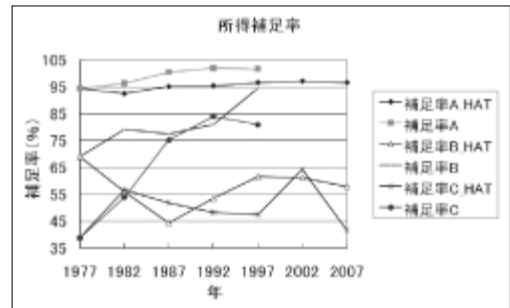
実験 2 の主要な結果を図表 3.8 と図表 3.9 にまとめた。図表 3.9 からは、給与所得捕捉率と自営業所得捕捉率の質的な動きは、大田他 (2003) と似ていることが分かる。即ち 1980 年代と 1990 年代の、これら就業形態別の所得捕捉率は、仮に真の所得が「バレる」確率が変化しなかったとしても、この期間を通じて実施された税制改革などによって、ある程度は改善されたと考えられる。一方農業所得捕捉率は、1977 年から 1982 年にかけて上昇した部分以外は、大田他 (2003) と異なり、一貫して低下傾向にある。

1977 年～1997 年にかけての、本研究の所得捕捉率を大田他 (2003) の所得捕捉率と比べると、給与所得については 5～10% 程度低く、自営業所得については 20～30% 程度低い。この差は真の所得が「バレる」確率を固定したことに由来するので、大田他 (2003) が述べた徴税技術の改善や課税当局の一行の努力の効果が反映されているのかもしれない。

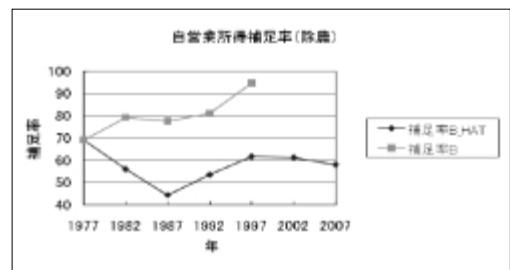
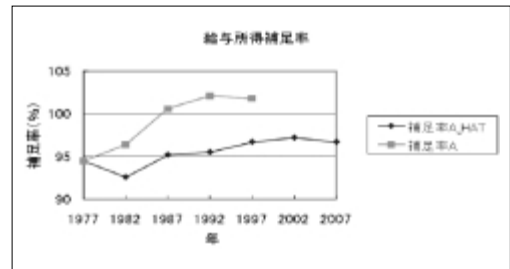
図表 3.8 実験 2 における最適申告率 (所得捕捉率) $\{D^{A*}, D^{B*}, D^{C*}\}$

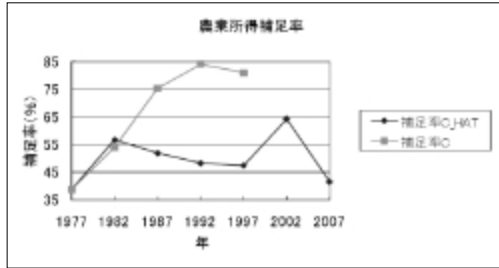
年	給与所得		自営業所得		農業所得	
	二村 (2010)	大田他 (2003)	二村 (2010)	大田他 (2003)	二村 (2010)	大田他 (2003)
	補足率 A_HAT	補足率 A	補足率 B_HAT	補足率 B	補足率 C_HAT	補足率 C
1977	94.5	94.5	69.2	69.2	38.8	38.8
1982	92.6	96.4	56		79.3	56.7
1987	95.2	100.6	44.4	77.6	51.9	75.3
1992	95.5	102.1	53.5	81.1	48.3	84.1

*実験 2 では、1977 年の補足率が 大田他 (2003) と同じになるような $\{p_A, p_B, p_C\}$ の値を計算して、これを固定した上で、 $\{1982, 1987, 1992, 1997, 2002, 2007\}$ 捕捉率 (最適申告率) を計算した。



図表 3.9 実験 2 における就業形態別の最適申告率 (所得捕捉率) $\{D^{A*}, D^{B*}, D^{C*}\}$ (大田他 (2003) との比較。)





*実験2では、1977年の補足率が、大田他（2003）と同じになるような $\{pA, pB, pC\}$ の値を計算して、これを固定した上で、 $\{1982, 1987, 1997, 2002, 2007\}$ の捕捉率（最適申告率）を計算した。

以下では実験1と実験2における、就業形態別・所得階級別の最適申告率を比べてみる。図表3.10は1997年における給与所得者の、実験1で計算した所得階級別の最適申告率と、実験2で計算した最適申告率のグラフである。参考としてベンチマークである1977年のグラフも重ねてプロットした。同様に、図表3.11は1997年の自営業者のグラフ、そして図表3.12は1997年の農業所得者のグラフである。

これらの図からは上で述べた、実験1と実験2の就業形態別所得捕捉率の比較と同様に、各就業形態内の所得階級別の最適申告率についても、実験1と実験2の差異は、真の所得が「バレる」確率 $\{p(i, t)\}$ の変化を反映していると考えられる。この差異は特に中所得階級において目立つことから、「 $\{p(i, t)\}$ の上昇による最適申告率の上昇」という効果は、専ら中所得階級の納税者に対して働いているものと思われる。

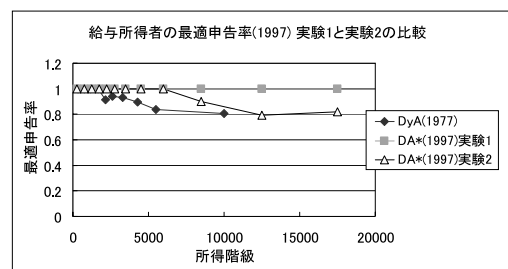
次の第4節では、以上の実験1と実験2におい

図表 3.10 給与所得者の所得階級別最適申告率 D^* 。実験1と実験2の比較。

給与所得者 (1977)		
Target	criteria	pA (1977)
0.945	0.944914	0.4253
給与所得者 (1997) 実験1		
Target	criteria	pA (1997)
1.018	1	0.5235
給与所得者 (1997) 実験2		
Target	criteria	pA (1977)
1.018	0.966875	0.4253

1977年		
所得階層	yA	DA*
I (~ 50万円)	325.988	1
II (50 ~ 100万円)	739.276	1
III (100 ~ 150万円)	1190.039	1
IV (150 ~ 200万円)	1665.08	1
V (200 ~ 250万円)	2140.961	0.9131
VI (250 ~ 300万円)	2632.05	0.9402
VII (300 ~ 400万円)	3281.939	0.9333
VIII (400 ~ 500万円)	4272.185	0.8943
IX (500 ~ 700万円)	5483.822	0.8368
X (700万円~)	10011.88	0.8056

1997年			
所得階層	yA	DA* 実験1	DA* 実験2
I (~ 50万円)	250	1	1
II (50 ~ 100万円)	750	1	1
III (100 ~ 150万円)	1250	1	1
IV (150 ~ 200万円)	1750	1	1
V (200 ~ 250万円)	2250	1	1
VI (250 ~ 300万円)	2750	1	1
VII (300 ~ 400万円)	3500	1	1
VIII (400 ~ 500万円)	4500	1	1
IX (500 ~ 700万円)	6000	1	1
X (700 ~ 1000万円)	8500	1	0.8988
XI (1000 ~ 1500万円)	12500	1	0.7925
XII (1500万円~)	17500	1	0.8181



*実験1では、 $\{1977, 1982, 1987, 1992, 1997\}$ の補足率が、大田他（2003）と同じになるように各年の調査率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

*二村（2010）モデルの補足率上限は1。

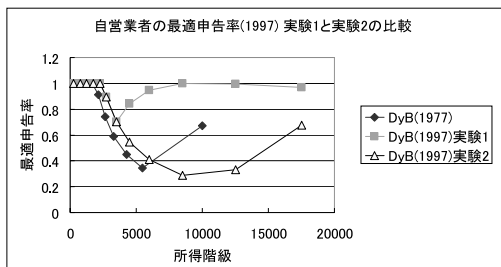
*実験2では、1977年の補足率が、大田他（2003）と同じになるような $\{pA, pB, pC\}$ の値を計算して、これを固定した上で、 $\{1982, 1987, 1992, 1997, 2002, 2007\}$ の捕捉率（最適申告率）を計算した。

図表 3.11 自営業者の所得階級別最適申告率 D^* 。実験 1 と実験 2 の比較。

自営業者 (1977)		
Target	criteria	pB (1977)
0.692	0.691985	0.3123
自営業者 (1997) 実験 1		
Target	criteria	pB (1997)
0.947	0.946933	0.3888
自営業者 (1997) 実験 2		
Target	criteria	pB (1977)
0.947	0.616813	0.3123

1977 年		
所得階層	yB	DB*
I (~ 50 万円)	325.988	1
II (50 ~ 100 万円)	739.276	1
III (100 ~ 150 万円)	1190.039	1
IV (150 ~ 200 万円)	1665.08	1
V (200 ~ 250 万円)	2140.961	0.9104
VI (250 ~ 300 万円)	2632.05	0.7417
VII (300 ~ 400 万円)	3281.939	0.5911
VIII (400 ~ 500 万円)	4272.185	0.4515
IX (500 ~ 700 万円)	5483.822	0.3465
X (700 万円~)	10011.88	0.6702

1997 年			
所得階層	yB	DB* 実験 1	DB* 実験 2
I (~ 50 万円)	250	1	1
II (50 ~ 100 万円)	750	1	1
III (100 ~ 150 万円)	1250	1	1
IV (150 ~ 200 万円)	1750	1	1
V (200 ~ 250 万円)	2250	1	1
VI (250 ~ 300 万円)	2750	0.8926	0.8925
VII (300 ~ 400 万円)	3500	0.7013	0.7013
VIII (400 ~ 500 万円)	4500	0.8437	0.5455
IX (500 ~ 700 万円)	6000	0.947	0.4091
X (700 ~ 1000 万円)	8500	1	0.2888
XI (1000 ~ 1500 万円)	12500	0.9939	0.332
XII (1500 万円~)	17500	0.9682	0.6761



*実験 1 では、{1977, 1982, 1987, 1992, 1997} の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の調査率 {pA, pB, pC} を計算した。

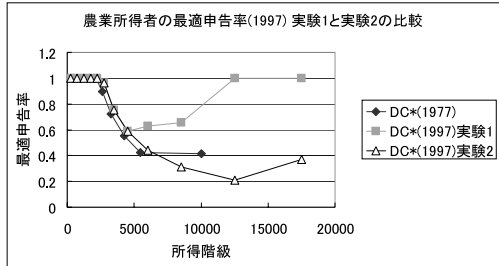
*実験 2 では、1977 年の補足率が 大田他 (2003) と同じになるような {pA, pB, pC} の値を計算して、これを固定した上で、{1982, 1987, 1992, 1997, 2002, 2007} の捕捉率 (最適申告率) を計算した。

図表 3.12 農業所得者の所得階級別最適申告率 D^* 。実験 1 と実験 2 の比較。

農業所得者 (1977)		
Target	criteria	pC (1977)
0.388	0.387987	0.2925
農業所得者 (1997) 実験 1		
Target	criteria	pC (1997)
0.81	0.809909	0.422
農業所得者 (1997) 実験 2		
Target	criteria	pC (1977)
0.81	0.475012	0.2925

1977 年		
所得階層	yC	DC*
I (~ 50 万円)	325.988	1
II (50 ~ 100 万円)	739.276	1
III (100 ~ 150 万円)	1190.039	1
IV (150 ~ 200 万円)	1665.08	1
V (200 ~ 250 万円)	2140.961	1
VI (250 ~ 300 万円)	2632.05	0.8986
VII (300 ~ 400 万円)	3281.939	0.7243
VIII (400 ~ 500 万円)	4272.185	0.5544
IX (500 ~ 700 万円)	5483.822	0.4238
X (700 万円~)	10011.88	0.4136

1997 年			
所得階層	yC	DC* 実験 1	DC* 実験 2
I (~ 50 万円)	250	1	1
II (50 ~ 100 万円)	750	1	1
III (100 ~ 150 万円)	1250	1	1
IV (150 ~ 200 万円)	1750	1	1
V (200 ~ 250 万円)	2250	1	1
VI (250 ~ 300 万円)	2750	0.9619	0.9619
VII (300 ~ 400 万円)	3500	0.7558	0.7558
VIII (400 ~ 500 万円)	4500	0.5879	0.5878
IX (500 ~ 700 万円)	6000	0.6288	0.4409
X (700 ~ 1000 万円)	8500	0.6559	0.3112
XI (1000 ~ 1500 万円)	12500	1	0.2116
XII (1500 万円~)	17500	1	0.3723



*実験1では、{1977, 1982, 1987, 1992, 1997}の補足率が、大田他(2003)と同じになるように各年の調査率 {pA, pB, pC} を計算した。

*実験2では、1977年の補足率が、大田他(2003)と同じになるような {pA, pB, pC} の値を計算して、これを固定した上で、{1982, 1987, 1992, 1997, 2002, 2007}の捕捉率(最適申告率)を計算した。

で算出された就業形態別の租税負担を、水平的公平性と垂直的公平性の観点から評価する。

第4節 租税負担率とタックス・ギャップ

第3-3節では納税者行動理論モデルに、1970年代から今日にかけての、税制と納税者属性に関する統計データを当てはめることによって、この時期における税制改革が、就業形態別所得捕捉率に及ぼした影響について考察した。そこでは、本研究の就業形態別所得捕捉率が、大田他(2003)の値と同じになるように、就業形態別の真の所得が「バレる」確率を設定した実験1と、計算の初年次である1977年の就業形態別所得捕捉率だけを大田他(2003)の値と同じになるように真の所得が「バレる」確率を設定して、それ以降の年次については「バレる」確率を1977年の値に固定した上で、就業形態別所得捕捉率を計算するという実験2を行った。この第4節では実験1と実験2における、就業形態別の租税負担率を計算した結果について、水平的公平性と垂直的公平性の観点から評価する。具体的には就業形態別、所得階級別、年次別、及び「真の所得が「バレた」場合、真の所得が「バレなかった」場合、正直な申告を行った場合」という3状態別の租税負担率を計算するが、これらの結果を、第4-1節では水平的公平性の観点から評価し、第4-2節では垂直的公平

性の観点から評価する。最後の第4-3節では全ての納税者が正直な申告をしていれば得られたであろう税収と、納税者による租税回避行動の存在の下で得られた税収との差、所謂タックス・ギャップについて考察する。⁴

4-1. 水平的公平性

第3節で紹介した租税回避行動理論モデルに、税制と納税者属性の統計データ、及び効用関数のパラメータを代入することによって、就業形態別(i)、所得階級別(j)、及び年次別(t)に、代表的納税者*{i, j, t}*の最適申告率 $D^*(i, j, t)$ を計算することが出来た。またこの納税者の納税額は、確率 $1 - p(i, t)$ で真の所得が「バレなかった」場合は

$$(4.1) \hat{T}_y(D^*(i, j, t) \times y(i, j, t)) + t_e(t) \times P(t) \times c_1^*(i, j, t),$$

そして確率 $p(i, t)$ で真の所得が「バレた」場合は

$$(4.2) \hat{T}_y(y(i, j, t)) + \left[\frac{\hat{T}_y(y(i, j, t))}{y(i, j, t)} + Z \right] \times (1 - D^*(i, j, t)) \times y(i, j, t) + t_e(t) \times P(t) \times c_2^*(i, j, t)$$

となる。第(4.1)式の $c_1^*(i, j, t)$ と第(4.2)式の $c_2^*(i, j, t)$ は、それぞれ真の所得が「バレなかった」ときの実質消費と真の所得が「バレた」ときの実質消費で、第(3.12)式と第(3.13)式に、最適申告率 $D^*(i, j, t)$ を代入することによって計算できる。第(4.1)式と第(4.2)式の、確率 $p(i, t)$ による凸結合が、納税者*{i, j, t}*の「期待納税額」で、これと真の所得 $y(i, j, t)$ との比率が「期待租税負担率」 $ER(i, j, t)$ となる。

4-1-1. 就業形態別・所得階級別・状態別の租税負担率

図表4.1は1977年における給与所得者の、所得階級別・状態別租税負担率を示している。ここで「状態」とは、「真の所得が(確率 $(1 - p(A, 1977))$ で「バレなかった」場合、真の所得が(確率 $p(A, 1977)$ で「バレた」場合、真の所得を正直に申告($D(A, j, 1977) = 1$)した場合」で、図表4.1ではそれぞれ「負担率A1」、「負担率A2」、および「負担率A3」というラベルが付けられて

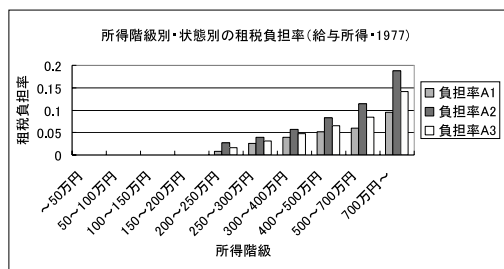
⁴ 現実のタックス・ギャップは、納税者によって意図的に為された租税回避行動と、意図的でなかったものの両方によって生じる、しかしながら後者の場合は、過少申告も過大申告も同様に有り得るために、これらを集計すれば、現実のタックス・ギャップが生じる主要因は、意図的になされた租税回避行動(合法的なもの、違法なものを含む)によるものと考えられる。

いる。なお 1977 年では、実験 1 と実験 2 は両方とも同じ所得捕捉率、大田他（2003）による $\Psi(A, 1977) = 0.945$ を用いて、真の所得が「バレる」確率 $p(A, 1977) = 0.4253$ を計算して、これらの値の下で租税負担率を計算したので、実験 1 と実験 2 は同等である。

図表 4.1 給与所得者の所得階級別・状態別租税負担率（1977 年）

給与所得者（1977）		
Target	criteria	pA（1977）
0.945	0.944914	0.4253

所得階級	負担率 A1	負担率 A2	負担率 A3
I（～ 50 万円）	0	0	0
II（50～100 万円）	0	0	0
III（100～150 万円）	0	0	0
IV（150～200 万円）	0	0	0
V（200～250 万円）	0.008726	0.026807	0.016668
VI（250～300 万円）	0.025829	0.039811	0.031922
VII（300～400 万円）	0.039783	0.05727	0.047436
VIII（400～500 万円）	0.0519	0.083486	0.065946
IX（500～700 万円）	0.059509	0.114668	0.08455
X（700 万円～）	0.095183	0.188045	0.141163



注意：「状態」とは、「真の所得が（確率 $(1 - p(A, 1977))$ で「バレなかった」場合（負担率 A1）、真の所得が（確率 $p(A, 1977)$ で「バレた」場合（負担率 A2）、及び真の所得を正直に申告（ $D(A, j, 1977) = 1$ ）した場合（負担率 A3）」のことである。

図表 4.1 から以下の諸点が見られる。(i) 第 I 所得階級（50 万円未満）から第 IV 所得階級（150 万円以上 200 万円未満）は所得税非課税となっているが、これよりも上の所得階級では（当然のことながら）所得階級が上昇するほど租税負担率も高くなること、(ii) 所得税を負担する所得階級

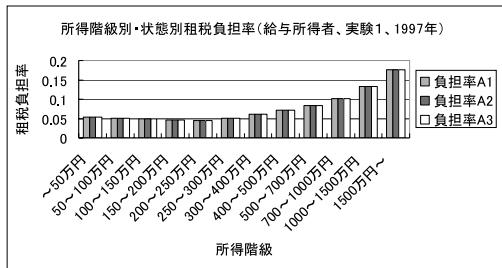
の、状態別租税負担率は、確率 $1 - p(A, 1977)$ で真の所得が「バレなかった」場合（状態「負担率 A1」）が最も低く、真の所得を正直に申告（ $D(A, j, 1977) = 1$ ）した場合（状態「負担率 A3」）が次に低く、そして確率 $p(A, 1977)$ で真の所得が「バレた」場合（状態「負担率 A2」）が最も高くなる。またここではリスク回避的な納税者を仮定しているので、状態 A1 の負担率と状態 A2 の負担率の、 $p(A, 1977)$ による凸結合である期待租税負担率は、状態 A3 の負担率よりも高い。（さもないければ正直な申告をすることを選んだであろう。）(iii) 所得階級が高くなるほど、最適申告率 $D^*(A, j, 1977)$ は小さくなる傾向があるが、この関係は必ずしも単調なものではない。例えば第 V 所得階級（200 万円以上 250 万円未満）の最適申告率は $D^*(A, V, 1977) = 0.9131$ であるが、第 VI 所得階級（250 万円以上 300 万円未満）では $D^*(A, VI, 1977) = 0.9402$ に上昇し、そしてこれよりも上の所得階級では、階級の上昇と共に最適申告率は下がっていく。

図表 4.2 は 1997 年の実験 1 の下で計算した給与所得者の、所得階級別・状態別租税負担率を示している。大田他（2003）による 1997 年の給与所得捕捉率は 1.018 で、実験 1 では理論モデルの給与所得捕捉率を、上限値である $\Psi(A, 1997) = 1$ に設定した上で、真の所得が「バレる」確率 $p(A, 1997) = 0.5235$ を計算した。このとき全ての所得階級の代表的個人の最適申告率も上限値の 1 となっている（ $D^*(A, j, 1997) = 1, \forall j$ ）。このため図表 4.2 が示すように、3 つの状態における租税負担率は、全ての所得階級において等しくなっている。なお 1997 年における給与所得の課税最低限の推定値は $\hat{y}_{\min}(A, 1997) = 237.12$ 万円 となっており、このため第 I 所得階級（50 万円未満）から第 V 所得階級（200 万円以上 250 万円未満、但しこの所得階級の代表的個人の所得は 225 万円とした）は、所得税は非課税であるが、これらの階級も消費税を支払うために、租税負担率はゼロではない。更に同図からは、平均消費性向が可処分所得と負の相関関係を持っているために、低～中所得階級における租税負担率が逆進的になっていることも分かる。この点については、下の第 4-2 節における垂直的公平性の分析において再度言及する。

図表 4.2 給与所得者の所得階級別・状態別租税負担率（実験 1、1997 年）

給与所得者 (1997)		
Target	criteria	pA (1997)
1.018	1	0.5235

所得階級	負担率 A1	負担率 A2	負担率 A3
I (~ 50 万円)	0.053747	0.053747	0.053747
II (50 ~ 100 万円)	0.051194	0.051194	0.051194
III (100 ~ 150 万円)	0.048794	0.048794	0.048794
IV (150 ~ 200 万円)	0.046547	0.046547	0.046547
V (200 ~ 250 万円)	0.044453	0.044453	0.044453
VI (250 ~ 300 万円)	0.050836	0.050836	0.050836
VII (300 ~ 400 万円)	0.061032	0.061032	0.061032
VIII (400 ~ 500 万円)	0.071149	0.071149	0.071149
IX (500 ~ 700 万円)	0.083431	0.083431	0.083431
X (700 ~ 1000 万円)	0.102057	0.102057	0.102057
XI (1000 ~ 1500 万円)	0.133196	0.133196	0.133196
XII (1500 万円~)	0.176729	0.176729	0.176729



注意：「状態」とは、真の所得が（確率 $(1 - p(A, 1997))$ で「バレなかった」場合（負担率 A1）、真の所得が（確率 $p(A, 1997)$ で）「バレた」場合（負担率 A2）、及び真の所得を正直に申告 ($D(A, j, 1997) = 1$) した場合（負担率 A3）のことである。

*実験 1 では、{1977, 1982, 1987, 1992, 1997} の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の調査率 $\{pA, pB, pCl\}$ を計算した。

*二村 (2010) モデルの補足率上限は 1。

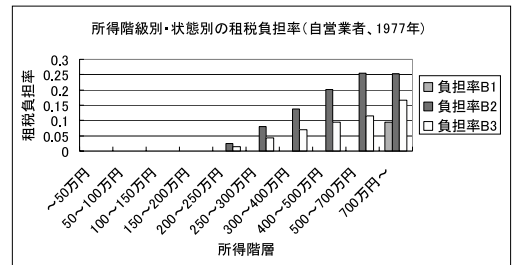
図表 4.3 と図表 4.4 は各々、1977 年と 1997 年の実験 1 における、自営業者の所得階級別・状態別租税負担率を表している。同様に、図表 4.5 と図表 4.6 は農業所得者の所得階級別・状態別租税負担率を表している。これらの図は先の給与所得者のものと同様の特徴を有しているが、更に分かることとして、これらの就業形態における所得捕捉率の相対的な低さを反映して、一般消費税導入

前 (1977 年、1982 年、1987 年) は、給与所得者のグループでは中～高所得階級が専ら租税を負担していたのに対して、自営業者と農業所得者のグループでは高所得階級が負担していたこと、消費税導入後は当然、全ての所得階級が租税を負担するようになると同時に、高所得階級の負担率が低下する一方で、低～中所得階級の負担率が相対的に上昇したことが見て取れる。この点については、次の第 4-2-1 節における、就業形態別・所得階級別期待租税負担率の分析でも確認できる。

図表 4.3 自営業者の所得階級別・状態別租税負担率 (1977 年)

自営業者 (1977)		
Target	criteria	pB (1977)
0.692	0.691985	0.3123

所得階級	負担率 B1	負担率 B2	負担率 B3
I (~ 50 万円)	0	0	0
II (50 ~ 100 万円)	0	0	0
III (100 ~ 150 万円)	0	0	0
IV (150 ~ 200 万円)	0	0	0
V (200 ~ 250 万円)	4.38E-07	0.025111	0.014823
VI (250 ~ 300 万円)	0	0.080022	0.043067
VII (300 ~ 400 万円)	4.37E-06	0.138022	0.068941
VIII (400 ~ 500 万円)	1.05E-05	0.200425	0.09401
IX (500 ~ 700 万円)	5.26E-06	0.2544	0.114333
X (700 万円~)	0.095232	0.25316	0.165574

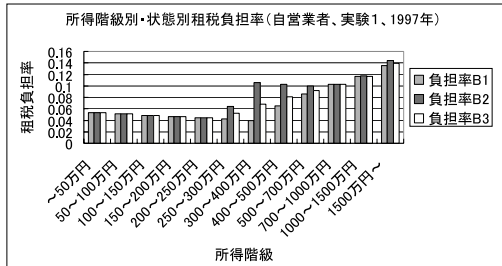


注意：「状態」とは、真の所得が（確率 $(1 - p(B, 1977))$ で「バレなかった」場合（負担率 B1）、真の所得が（確率 $p(B, 1977)$ で）「バレた」場合（負担率 B2）、及び真の所得を正直に申告 ($D(B, j, 1977) = 1$) した場合（負担率 B3）のことである。

図表 4.4 自営業者の所得階級別・状態別租税負担率（実験 1、1997 年）

自営業者 (1997)		
Target	criteria	pB (1992)
0.947	0.946933	0.3888

所得階級	負担率 B1	負担率 B2	負担率 B3
I (~ 50 万円)	0.053747	0.053747	0.053747
II (50 ~ 100 万円)	0.051194	0.051194	0.051194
III (100 ~ 150 万円)	0.048794	0.048794	0.048794
IV (150 ~ 200 万円)	0.046547	0.046547	0.046547
V (200 ~ 250 万円)	0.044453	0.044453	0.044453
VI (250 ~ 300 万円)	0.042518	0.064019	0.052551
VII (300 ~ 400 万円)	0.039891	0.105578	0.068145
VIII (400 ~ 500 万円)	0.06534	0.102627	0.080579
IX (500 ~ 700 万円)	0.086102	0.099722	0.09148
X (700 ~ 1000 万円)	0.102443	0.102443	0.102443
XI (1000 ~ 1500 万円)	0.116122	0.117889	0.11681
XII (1500 万円~)	0.135256	0.144481	0.13891



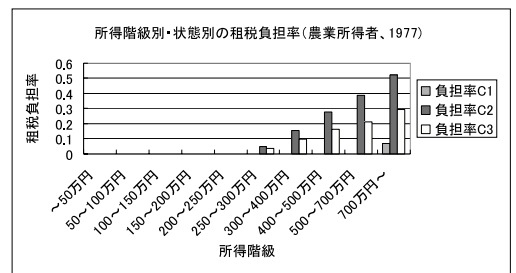
注意：「状態」とは、「真の所得が（確率 $(1 - p(B, 1997))$ で「バレなかった」場合（負担率 B1）、真の所得が（確率 $p(B, 1997)$ で「バレた」場合（負担率 B2）、及び真の所得を正直に申告（ $D(B, j, 1997) = 1$ ）した場合（負担率 B3）」のことである。

*実験 1 では、「1977, 1982, 1987, 1992, 1997」の補足率が、大田他（2003）と同じになるように各年の調査率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

図表 4.5 農業所得者の所得階級別・状態別租税負担率（1977 年）

農業所得者 (1977)		
Target	criteria	pC (1977)
0.388	0.387987	0.2925

所得階級	負担率 C1	負担率 C2	負担率 C3
I (~ 50 万円)	0	0	0
II (50 ~ 100 万円)	0	0	0
III (100 ~ 150 万円)	0	0	0
IV (150 ~ 200 万円)	0	0	0
V (200 ~ 250 万円)	0	0	0
VI (250 ~ 300 万円)	0	0.050034	0.036221
VII (300 ~ 400 万円)	0	0.153904	0.099031
VIII (400 ~ 500 万円)	0	0.277714	0.161285
IX (500 ~ 700 万円)	2.42E-06	0.38964	0.210646
X (700 万円~)	0.067592	0.523276	0.292887

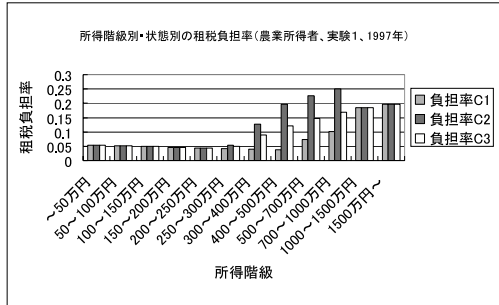


注意：「状態」とは、「真の所得が（確率 $(1 - p(C, 1977))$ で「バレなかった」場合（負担率 C1）、真の所得が（確率 $p(C, 1977)$ で「バレた」場合（負担率 C2）、及び真の所得を正直に申告（ $D(C, j, 1977) = 1$ ）した場合（負担率 C3）」のことである。

図表 4.6 農業所得者の所得階級別・状態別租税負担率（実験 1、1997 年）

農業所得者 (1997)		
Target	criteria	pC (1997)
0.81	0.809909	0.422

所得階級	負担率 C1	負担率 C2	負担率 C3
I (~ 50 万円)	0.053747	0.053747	0.053747
II (50 ~ 100 万円)	0.051194	0.051194	0.051194
III (100 ~ 150 万円)	0.048794	0.048794	0.048794
IV (150 ~ 200 万円)	0.046547	0.046547	0.046547
V (200 ~ 250 万円)	0.044453	0.044453	0.044453
VI (250 ~ 300 万円)	0.042513	0.054375	0.050388
VII (300 ~ 400 万円)	0.039893	0.126294	0.090296
VIII (400 ~ 500 万円)	0.036942	0.196701	0.1217
IX (500 ~ 700 万円)	0.072573	0.226236	0.147688
X (700 ~ 1000 万円)	0.101382	0.249731	0.168707
XI (1000 ~ 1500 万円)	0.184128	0.184128	0.184128
XII (1500 万円~)	0.197666	0.197666	0.197666

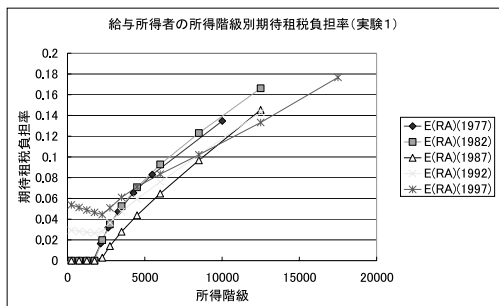


注意：「状態」とは、「真の所得が（確率 $(1 - p(C, 1997))$ で「バレなかった」場合（負担率 C1）、真の所得が（確率 $p(C, 1997)$ で「バレた」場合（負担率 C2）、及び真の所得を正直に申告（ $D(C, j, 1997) = 1$ ）した場合（負担率 C3）」のことである。

*実験1では、{1977, 1982, 1987, 1992, 1997} の補足率が、大田他（2003）と同じになるように各年の調査率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

図表 4.7 給与所得者の所得階級別・状態別租税負担率（実験1、1977年～1997年）

給与所得者（1977）		
Target	criteria	pA（1977）
0.945	0.944914	0.4253
給与所得者（1982）実験1		
Target	criteria	pA（1982）
0.964	0.963932	0.444
給与所得者（1987）実験1		
Target	criteria	pA（1987）
1.006	1	0.8605
給与所得者（1992）実験1		
Target	criteria	pA（1992）
1.021	1	0.5317
給与所得者（1997）実験1		
Target	criteria	pA（1997）
1.018	1	0.5235

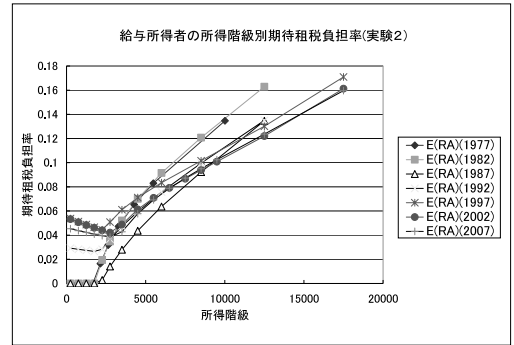


*実験1では、{1977, 1982, 1987, 1992, 1997} の補足率が、大田他（2003）と同じになるように各年の調査率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

*二村（2010）モデルの補足率上限は1。

図表 4.8 給与所得者の所得階級別・状態別租税負担率（実験2、1977年～2007年）

給与所得者（1977）		
Target	criteria	pA（1977）
0.945	0.944914	0.4253



*実験2では、1977年の補足率が、大田他（2003）と同じになるような $\{pA, pB, pC\}$ の値を計算して、これを固定した上で、{1982, 1987, 1992, 1997, 2002, 2007} の捕捉率（最適申告率）を計算した。

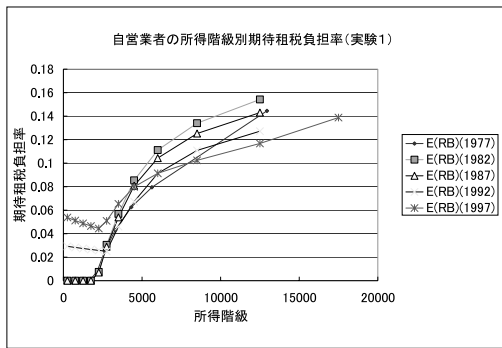
4-1-2. 就業形態別・所得階級別の期待租税負担率

図表 4.7 と図表 4.8 は、それぞれ実験1と実験2の下での、給与所得者の所得階級別租税負担率 $ER(A, j, t)$ のグラフである。これらのグラフからは、1977年から1987年にかけて、全所得階級について期待租税負担率は低下したが、その後は上昇傾向を示し、特に低～中所得階級における上昇が顕著であることが見て取れる。自営業者と農業所得者についても、1970年代末以降の所得階級別期待租税負担率は、給与所得者と同様な特徴を示すことを確認した。（図表 4.9、図表 4.10、図表 4.11、及び図表 4.12 を参照。）

図表 4.13 と図表 4.14 は各々、1977年と1997年の実験1における、就業形態別・所得階級別期待租税負担率を表している。これらの図からは以下のような特徴が見て取れる。(i) 1977年には給与所得者と自営業者のグループでは第I所得階級（50万円未満）から第IV所得階級（150万円以上200万円未満）までは、所得税が非課税であり、一方農業所得者のグループでは第I所得階級（50万円未満）から第V所得階級（200万円以上250万円未満）までが非課税であったこと、(ii) 中所得階級では給与所得者の租税負担率が最も高く、これに自営業者、農業所得者の順で続いたが、

図表 4.9 自営業者の所得階級別・状態別租税負担率（実験 1、1977 年～1997 年）

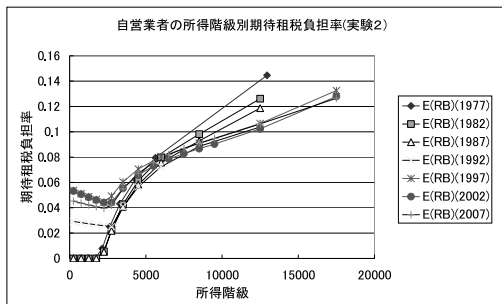
自営業者 (1977)		
Target	criteria	pB (1977)
0.692	0.691985	0.3123
自営業者 (1982) 実験 1		
Target	criteria	pB (1982)
0.793	0.7931	0.4149
自営業者 (1987) 実験 1		
Target	criteria	pB (1987)
0.776	0.775995	0.4136
自営業者 (1992) 実験 1		
Target	criteria	pB (1992)
0.811	0.811116	0.4115
自営業者 (1997) 実験 1		
Target	criteria	pB (1992)
0.947	0.946933	0.3888



*実験 1 では、{|1977, 1982, 1987, 1992, 1997|} の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の調査率 |pA, pB, pC| を計算した。

図表 4.10 自営業者の所得階級別・状態別租税負担率（実験 2、1977 年～2007 年）

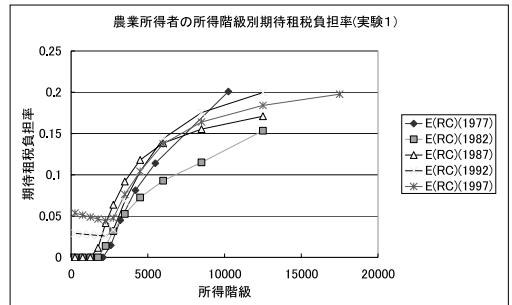
自営業者 (1977)		
Target	criteria	pB (1977)
0.692	0.691985	0.3123



*実験 2 では、1977 年の補足率が 大田他 (2003) と同じになるような |pA, pB, pC| の値を計算して、これを固定した上で、{|1982, 1987, 1992, 1997, 2002, 2007|} の捕捉率 (最適申告率) を計算した。

図表 4.11 農業所得者の所得階級別・状態別租税負担率（実験 1、1977 年～1997 年）

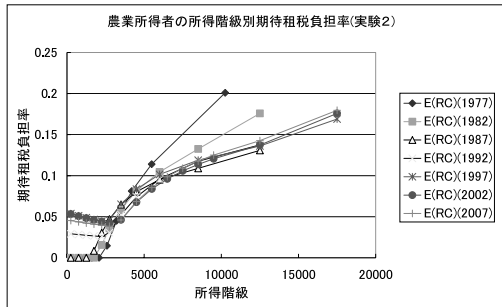
農業所得者 (1977)		
Target	criteria	pC (1977)
0.388	0.387987	0.2925
農業所得者 (1982) 実験 1		
Target	criteria	pC (1982)
0.54	0.540003	0.26
農業所得者 (1987) 実験 1		
Target	criteria	pC (1987)
0.753	0.752863	0.3963
農業所得者 (1992) 実験 1		
Target	criteria	pC (1992)
0.841	0.841042	0.4525
農業所得者 (1997) 実験 1		
Target	criteria	pB (1992)
0.947	0.946933	0.3888



*実験 1 では、{|1977, 1982, 1987, 1992, 1997|} の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の調査率 |pA, pB, pC| を計算した。

図表 4.12 農業所得者の所得階級別・状態別租税負担率（実験 2、1977 年～2007 年）

農業所得者 (1977)		
Target	criteria	pC (1977)
0.388	0.387987	0.2925



*実験2では、1977年の補足率が大田他(2003)と同じになるような $\{pA, pB, pC\}$ の値を計算して、これを固定した上で、 $\{1982, 1987, 1992, 1997, 2002, 2007\}$ の捕捉率(最適申告率)を計算した。

高所得階級ではこの順序が逆転し、最上位の第X所得階級(700万円以上)では農業所得者、自営業者、給与所得者の順に、租税負担率が高かったことが分かる。(iii) 一方1997年では、一般消費税の存在のために、所得税非課税となる低所得階級では、全ての就業形態で租税負担率が等しく、また消費税の逆進性のために、低～中所得階級では、階級の上昇とともに租税負担率が下がっていくこと、(iv) 中所得階級では1977年とは異なり、(格差は小さいものの)給与所得者よりも、自営業者と農業所得者の期待租税負担率の方が高いこと、特に高所得階級では農業所得者の期待租税負担率が最も高く、自営業者の負担率が最も低く、そして給与所得者の負担率はこの中間に位置することが分かる。

4-1-3. 就業形態別期待租税負担率

ここでは就業形態 (i) 、所得階級 (j) 、及び年次 (t) に属する代表的納税者 $\{i, j, t\}$ の期待租税負担率 $ER(i, j, t)$ を、各就業形態 (i) の内で、所得階級 (j) について集計した「就業形態別期待租税負担率」を示す。

$$(4.3) ER(i, t) = \sum_j N(i, j, t) \times ER(i, j, t)$$

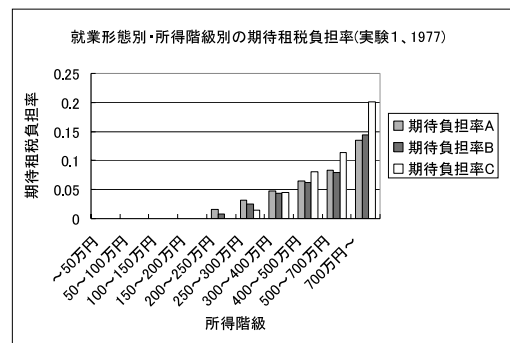
図表4.15は実験1の下での $ER(i, t)$ の値をグラフにしたもの、図表4.16は実験2の下での値をグラフにしたものである。これらの図からは、いずれの就業形態についても、期待租税負担率が上昇傾向を示していること、また就業形態間での負担率の差は縮小傾向を示していることが分かる。この様な傾向の背後にある要因としては、所得捕捉率格差の改善、所得控除の拡大と限界税率のフラット化、および一般消費税の導入などが考えら

れる。しかしながらこのような全体的な租税負担率格差の縮小をもってして、「就業形態別の水平的公平性が改善された」とみなすことに対しては注意が必要である。何故ならば下に見るように、各就業形態内における、所得階級別の租税負担率

図表 4.13 実験1における、1977年の就業形態別・所得階級別期待租税負担率

給与所得者 (1977)		
Target	criteria	pA (1977)
0.945	0.944914	0.4253
自営業者 (1977)		
Target	criteria	pB (1977)
0.692	0.691985	0.3123
農業 (1977)		
Target	criteria	pC (1977)
0.388	0.387987	0.2925

所得階級	期待負担率 A	期待負担率 B	期待負担率 C
I (~ 50 万円)	0		0
II (50 ~ 100 万円)	0		0
III (100 ~ 150 万円)	0		0
IV (150 ~ 200 万円)	0		0
V (200 ~ 250 万円)	0.016416	0.007843	0
VI (250 ~ 300 万円)	0.031776	0.024991	0.014635
VII (300 ~ 400 万円)	0.04722	0.043107	0.045017
VIII (400 ~ 500 万円)	0.065334	0.0626	0.081231
IX (500 ~ 700 万円)	0.082969	0.079453	0.113971
X (700 万円~)	0.134677	0.144553	0.20088



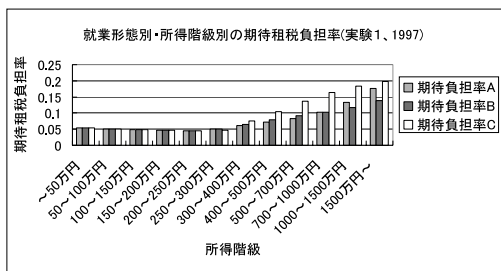
*実験1では、 $\{1977, 1982, 1987, 1992, 1997\}$ の補足率が、大田他(2003)と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

*二村(2010)モデルの補足率上限は1。

図表 4.14 実験 1 における、1997 年の就業形態別・所得階級別期待租税負担率

給与所得者 (1997)		
Target	criteria	pA (1997)
1.018	1	0.5235
自営業者 (1997)		
Target	criteria	pB (1992)
0.947	0.946933	0.3888
農業所得者 (1997)		
Target	criteria	pC (1997)
0.81	0.809909	0.422

所得階級	期待負担率 A	期待負担率 B	期待負担率 C
I (~ 50 万円)	0.053747	0.053747	0.053747
II (50 ~ 100 万円)	0.051194	0.051194	0.051194
III (100 ~ 150 万円)	0.048794	0.048794	0.048794
IV (150 ~ 200 万円)	0.046547	0.046547	0.046547
V (200 ~ 250 万円)	0.044453	0.044453	0.044453
VI (250 ~ 300 万円)	0.050836	0.050878	0.047519
VII (300 ~ 400 万円)	0.061032	0.06543	0.076354
VIII (400 ~ 500 万円)	0.071149	0.079837	0.10436
IX (500 ~ 700 万円)	0.083431	0.091397	0.137419
X (700 ~ 1000 万円)	0.102057	0.102443	0.163985
XI (1000 ~ 1500 万円)	0.133196	0.116809	0.184128
XII (1500 万円~)	0.176729	0.138843	0.197666



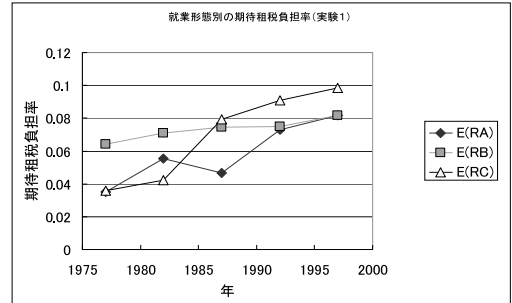
* 実験 1 では、{1977, 1982, 1987, 1992, 1997} の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の確率 {pA, pB, pC} を計算した。
* 二村 (2010) モデルの補足率上限は 1。

には大きな格差が残っているためである。

なお計算年次の初期 (1977 年、1982 年、1987 年) には自営業者の期待租税負担率が高いが、これは自営業者の租税負担が専ら税率の高い高所得層において生じているためである。

図表 4.15 実験 1 における、就業形態別の期待租税負担率

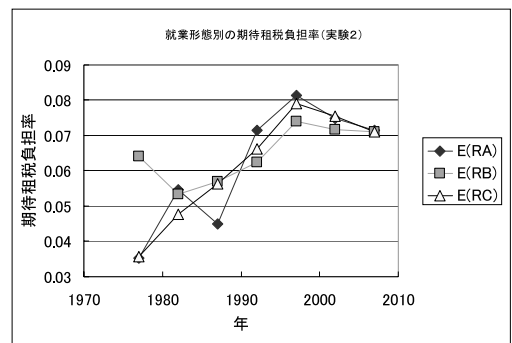
年	E (RA)	E (RB)	E (RC)
1977	0.035196	0.06406	0.035744
1982	0.055399	0.070827	0.042106
1987	0.046501	0.074523	0.079464
1992	0.073036	0.075078	0.091003
1997	0.081831	0.081596	0.098479



* 実験 1 では、{1977, 1982, 1987, 1992, 1997} の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の確率 {pA, pB, pC} を計算した。
* 二村 (2010) モデルの補足率上限は 1。

図表 4.16 実験 2 における、就業形態別の期待租税負担率

年	E (RA)	E (RB)	E (RC)
1977	0.035196	0.06406	0.035744
1982	0.054651	0.053448	0.047687
1987	0.045033	0.056848	0.056309
1992	0.071566	0.062469	0.066225
1997	0.08138	0.07397	0.07913
2002	0.074906	0.071584	0.075565
2007	0.071576	0.071138	0.071138



* 実験 2 では、1977 年の補足率が 大田他 (2003) と同じになるような {pA, pB, pC} の値を計算して、これを固定した上で、{1982, 1987, 1997, 2002, 2007} の捕捉率 (最適申告率) を計算した。

4-2. 垂直的公平性

この第4-2節では1970年代末以降から今日にかけて実施された税制改革が、租税負担率の垂直的公平性に与えた影響を、次の2つの観点から検討する。第1の点は一般消費税の導入が、租税負担率の垂直的公平性に与えた影響である。そして第2の点は就業形態別・所得階級別の租税負担率を、就業形態について集計した上で、所得階級別の租税負担率が1970年代末以降どのように変化したかについてである。

4-2-1. 就業形態別・所得階級別の直・間比率⁵

1970年代末から今日にかけての税制改革では、所得控除の拡大、最高所得税率の引き下げ、所得税率階層（タックス・ブラケット）の簡素化による限界税率のフラット化などが実施された。これは1970年代末以降の日本と欧米諸国で広まった「小さな政府」という政治・経済的な理念に沿ったものであった。一方このような税制改革によって、所得税の課税ベースの縮小と、所得税の負担が専ら中～高所得階級によってなされるようになったことが指摘されている（「平成14年経済財政白書」参照）。このため1990年代の長期不況下で急速に悪化した財政を再建するために、課税ベースを拡大することによって、社会のより幅広い層による租税負担の必要性が考慮されるようになってきた。1989年に導入された一般消費税は、その後1997年に税率が3%から5%に引き上げられて今日に至っているが、長引く経済の低成長と、今後も増加し続ける社会保障関係費の財源確保のために、消費税率の一層の引き上げの必要性が言及されるようになった。言うまでも無く消費税は社会のより広い層によって負担されるために、上で述べた所得税負担の偏りを是正するのに資するものと思われるが、その一方で逆進性による垂直的公平性の悪化も懸念されている。⁶

図表4.17は1997年の実験1における給与所得者の、所得階級別の所得税期待負担率、消費税期待負担率、及びこれらの合計である期待租税負担率を表している。ここで所得税期待負担率は

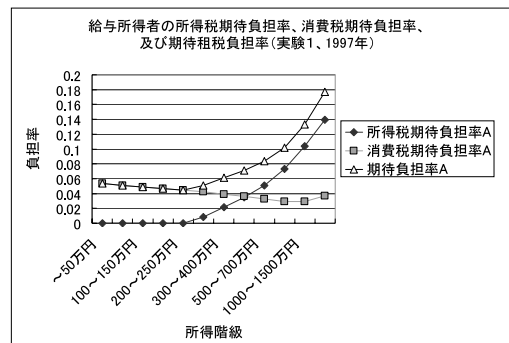
$$(4.4) (1 - p(A, 1997)) \times \hat{T}_y(D^*(A, j, 1997)) \times y(A, j, 1997) + p(A, 1997) \times \left\{ \hat{T}_y(y(A, j, 1997)) + \left[\frac{\hat{T}_y(y(A, j, 1997))}{y(A, j, 1997)} + Z \right] \times (1 - D^*(A, j, 1997)) \times y(A, j, 1997) \right\},$$

消費税期待負担率は

$$(4.5) (1 - p(A, 1997)) \times t_c(1997) \times P(1997) \times c_i^*(A, j, 1997) + p(A, 1997) \times t_c(1997)$$

図表4.17 給与所得者の所得階級別の所得税期待負担率、消費税期待負担率、及び期待租税負担率（実験1、1997年）

所得階級	所得税期待負担率 A	消費税期待負担率 A	期待負担率 A
I (~ 50万円)	0	0.053747	0.053747
II (50 ~ 100万円)	0	0.051194	0.051194
III (100 ~ 150万円)	0	0.048794	0.048794
IV (150 ~ 200万円)	0	0.046547	0.046547
V (200 ~ 250万円)	0	0.044453	0.044453
VI (250 ~ 300万円)	0.008602	0.042235	0.050836
VII (300 ~ 400万円)	0.021766	0.039266	0.061032
VIII (400 ~ 500万円)	0.035106	0.036043	0.071149
IX (500 ~ 700万円)	0.050982	0.032449	0.083431
X (700 ~ 1000万円)	0.0729	0.029157	0.102057
XI (1000 ~ 1500万円)	0.103718	0.029478	0.133196
XII (1500万円~)	0.139718	0.037011	0.176729



* 実験1では、{1977, 1982, 1987, 1992, 1997}の補正率が、大田他(2003)と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

* 二村(2010)モデルの補正率上限は1。

⁵ 通常「直・間比率」とは、総税収に占める、直接税と間接税の割合のことを意味するが、ここでは総所得に対する租税負担率を、消費税によるものと、所得税によるものとに分けて考えるという意味で用いた。

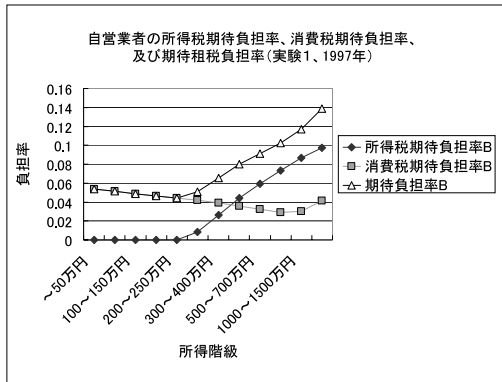
⁶ 生涯所得に対する負担率では逆進性は観察されないことが報告されている。この点に関する、近年の研究成果については Crawford, I., et. al. (2010) 及び大竹(2010)を参照。

図表 4.18 自営業者の所得階級別の所得税期待負担率、消費税期待負担率、及び期待租税負担率（実験 1、1997 年）

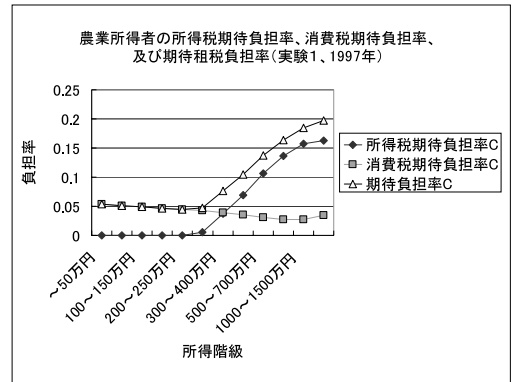
所得階級	所得税期待負担率 B	消費税期待負担率 B	期待負担率 B
I (~ 50 万円)	0	0.053747	0.053747
II (50 ~ 100 万円)	0	0.051194	0.051194
III (100 ~ 150 万円)	0	0.048794	0.048794
IV (150 ~ 200 万円)	0	0.046547	0.046547
V (200 ~ 250 万円)	0	0.044453	0.044453
VI (250 ~ 300 万円)	0.008646	0.042232	0.050878
VII (300 ~ 400 万円)	0.026303	0.039127	0.06543
VIII (400 ~ 500 万円)	0.044024	0.035813	0.079837
IX (500 ~ 700 万円)	0.059138	0.03226	0.091397
X (700 ~ 1000 万円)	0.073297	0.029146	0.102443
XI (1000 ~ 1500 万円)	0.086464	0.030344	0.116809
XII (1500 万円~)	0.097297	0.041546	0.138843

図表 4.19 農業所得者の所得階級別の所得税期待負担率、消費税期待負担率、及び期待租税負担率（実験 1、1997 年）

所得階級	所得税期待負担率 C	消費税期待負担率 C	期待負担率 C
I (~ 50 万円)	0	0.053747	0.053747
II (50 ~ 100 万円)	0	0.051194	0.051194
III (100 ~ 150 万円)	0	0.048794	0.048794
IV (150 ~ 200 万円)	0	0.046547	0.046547
V (200 ~ 250 万円)	0	0.044453	0.044453
VI (250 ~ 300 万円)	0.005173	0.042345	0.047519
VII (300 ~ 400 万円)	0.03756	0.038794	0.076354
VIII (400 ~ 500 万円)	0.069239	0.035121	0.10436
IX (500 ~ 700 万円)	0.106279	0.03114	0.137419
X (700 ~ 1000 万円)	0.136415	0.02757	0.163985
XI (1000 ~ 1500 万円)	0.157107	0.027021	0.184128
XII (1500 万円~)	0.162905	0.034761	0.197666



*実験 1 では、{1977, 1982, 1987, 1992, 1997} の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。



*実験 1 では、{1977, 1982, 1987, 1992, 1997} の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

$\times P(1997) \times c_2^*(A, j, 1997)$ として計算した。そして期待租税負担率はこれらの合計である。同様にして図表 4.18 では 1997 年における自営業者のものを、図表 4.19 では農業所得者のものが示されている。これらの図の比較からは、以下の諸点が見て取れる。(i) 1997 年には相当改善されたとはいえ、引き続き残存していた就業形態別所得捕捉率格差のために、また先述した、自営業者と農業所得者グループの所得分布が点所得階級に偏っているために、これらのグループにおける所得税の負担が、専ら中～高所得階級に集中して発生しているのに対して、給与所

得者グループではより幅広い所得階級によって負担されていることが分かる。実際 1997 年の給与所得者の最適申告率は、全ての所得階級において $\{D^*(A, j, 1977) = 1, \forall j\}$ となっている。(ii) 消費税の逆進性のために、低～中所得階級においては期待租税負担率が、所得階級の上昇と逆進的な関係を示すこと、及び、同じく消費税の逆進性のために、中～高所得階級では、所得階級が上昇しても、所得税負担に消費税負担を加えた、総負担の上昇幅は、所得階級の上昇と伴に小さくなること分かる。このため消費税によって、各就業形態における、中～高所得階級への期待租税負担率の

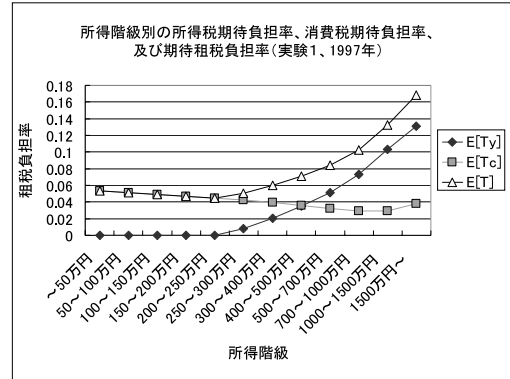
集中が緩和されることが分かる。消費税が持つこのような効果によって、垂直的公平性が改善したかどうかという、規範的な評価については意見が分かれるところであるが、今後消費税を引き上げる際には、低～中所得階級における逆進性対策が重要な問題となるだろう。また対策の立案においては、真に所得が低い者と、過少申告が「バレなかった」ために低所得とみなされている者との峻別が、特に重要となるだろう。

4-2-2. 所得階級別直・間比率

図表 4.20 は上の第 4-2-1 節で説明した、1997 年の実験 1 の下で計算した、就業形態別・所得階級別の消費税期待負担率、所得税期待負担率、及びこれらを合わせた期待租税負担率を、就業形態について集計したものを示している。また消費税導入以前と比較するために、図表 4.21 に 1977 年の状況を示した。図表 4.20 から、上で見た就業形態別の場合と同様に、消費税の導入によって、より幅広い所得階級で租税負担がなされるようになったこと、中～高所得階級への所得税負担の集中が、消費税を加えた総負担では、所得階級の上昇と伴に負担が緩和される一方で、所得税非課税、もしくは所得税負担率が低い、低～中所得階級では、消費税の導入によって、所得階級の上昇と租税負担の間に逆進的な関係が生じていることが見て取れる。

図表 4.20 所得階級別の所得税期待負担率、消費税期待負担率、及び期待租税負担率（実験 1、1997 年）

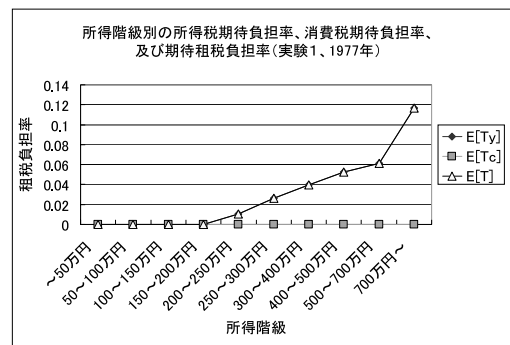
所得階級	E [Ty]	E [Tc]	E [T]
I (~ 50 万円)	0	0.053747	0.053747
II (50 ~ 100 万円)	0	0.051194	0.051194
III (100 ~ 150 万円)	0	0.048794	0.048794
IV (150 ~ 200 万円)	0	0.046547	0.046547
V (200 ~ 250 万円)	0	0.044453	0.044453
VI (250 ~ 300 万円)	0.008124	0.042236	0.050361
VII (300 ~ 400 万円)	0.020823	0.039247	0.060071
VIII (400 ~ 500 万円)	0.035135	0.036012	0.071148
IX (500 ~ 700 万円)	0.051569	0.032422	0.083991
X (700 ~ 1000 万円)	0.07316	0.029144	0.102303
XI (1000 ~ 1500 万円)	0.102927	0.029518	0.132445
XII (1500 万円～)	0.130614	0.037933	0.168547



* E [Ty] は所得税期待負担率、E [Tc] は消費税期待負担率、E [T] は期待租税負担率。
 * 実験 1 では、[1977, 1982, 1987, 1992, 1997] の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

図表 4.21 所得階級別の所得税期待負担率、消費税期待負担率、及び期待租税負担率（実験 1、1977 年）

所得階級	E [Ty]	E [Tc]	E [T]
I (~ 50 万円)	0	0	0
II (50 ~ 100 万円)	0	0	0
III (100 ~ 150 万円)	0	0	0
IV (150 ~ 200 万円)	0	0	0
V (200 ~ 250 万円)	0.010725	0	0.010725
VI (250 ~ 300 万円)	0.026155	0	0.026155
VII (300 ~ 400 万円)	0.039443	0	0.039443
VIII (400 ~ 500 万円)	0.052661	0	0.052661
IX (500 ~ 700 万円)	0.061186	0	0.061186
X (700 万円～)	0.116558	0	0.116558



* E [Ty] は所得税期待負担率、E [Tc] は消費税期待負担率、E [T] は期待租税負担率。

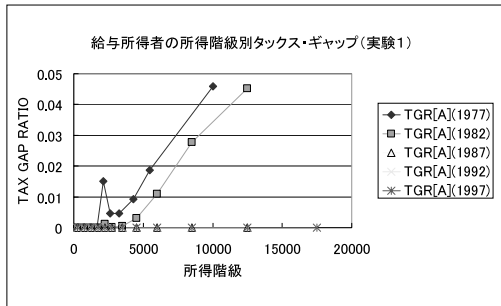
4-3. タックス・ギャップ

この第4-3節では、納税者による租税回避行動が存在する下で得られた税収と、仮にこれらの納税者が真の所得を申告していれば得られたであろう税収との差、所謂タックス・ギャップの計算結果を示す。

4-3-1. 就業形態別・所得階級別のタックス・ギャップ

図表4.22は実験1の下で計算された給与所得者の、所得階級別のタックス・ギャップである。ここでのタックス・ギャップの計算は、第(4.1)式と第(4.2)式を真の所得が「バレる」確率 $p(A, t)$ によって凸結合した期待納税額と、真の所得を正直に申告 ($D(A, j, t) = 1, \forall j, \forall t$) した場合の納税額との比率を、1から差し引いたものとして計算した。各所得階級の納税者数が十分大きく、大数の法則が働くならば、個別納税者の期待納税額は、各所得階級における平均(1人当たり)納税額となる。

図表4.22 給与所得者の所得階級別タックス・ギャップ(実験1)

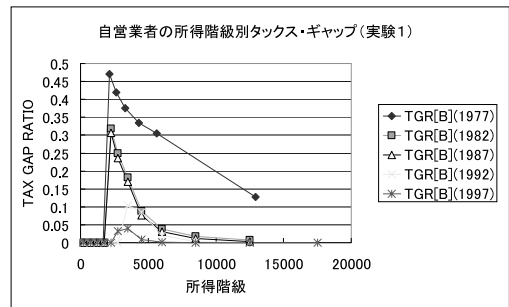


- * TGR [A] は給与所得者のタックス・ギャップ (Tax Gap Ratio)。
- * 実験1では、[1977, 1982, 1987, 1992, 1997] の補足率が、大田他(2003)と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。
- * 二村(2010)モデルの補足率上限は1。

図表4.22からは以下の諸点を見て取れる。(i) 所得税が非課税となる低所得階級では、当然ながらタックス・ギャップはゼロとなる。(ii) 1977年と1982年における中～高所得階級では、所得階級の上昇と共に、最適申告率が低下する傾向があるために、タックス・ギャップは大きくなる。(iii) 1977年から1982年にかけての給与所得捕捉率の改善(0.945 → 0.964)は、図表4.22におけ

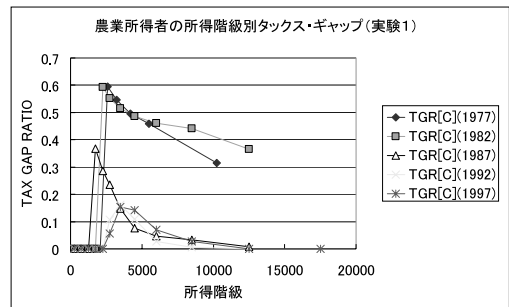
る、グラフの下方向へのシフトとして現れている。(iv) 1987年以降は全ての所得階級において最適申告率が1となるために、タックス・ギャップはゼロとなっている。

図表4.23 自営業者の所得階級別タックス・ギャップ(実験1)



- * TGR [B] は自営業者のタックス・ギャップ (Tax Gap Ratio)。
- * 実験1では、[1977, 1982, 1987, 1992, 1997] の補足率が、大田他(2003)と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

図表4.24 農業所得者の所得階級別タックス・ギャップ(実験1)



- * TGR [C] は農業所得者のタックス・ギャップ (Tax Gap Ratio)。
- * 実験1では、[1977, 1982, 1987, 1992, 1997] の補足率が、大田他(2003)と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

図表4.23と図表4.24は各々、実験1の下で計算した、自営業者と農業所得者の、所得階級別のタックス・ギャップを、年次別に示したものである。これらの図表からは、上の図表4.22で見た給与所得者の場合とは逆に、中所得階級におけるタックス・ギャップが大きく、所得階級が上昇するにつれてタックス・ギャップが小さくなっていくことが分かる。これは幾つかの要因が複合的に

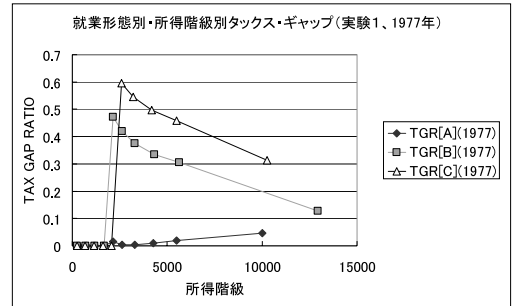
作用した結果であるが、ひとつにはこれら就業形態に対する所得捕捉率、及びこれを反映した、真の所得が「バレる」確率が、給与所得者に対するものよりも低いことが、自営業者と農業所得者による過少申告を促したこと、二つ目は自営業者と農業所得者における、最適申告率と所得階級との関係は単調なものではなく、所得が中所得階級から高所得階級へと上がっていくと、始めのうちは低下傾向にあった最適申告率が、再び上昇に転じるという動きを示すためである。図表 4.23 と図表 4.24 から見て取れるその他の特徴として、消費税の導入によってこれらの就業形態におけるタックス・ギャップが、幅広い所得階級において大きく改善したことがある。一方消費税導入以前の 1987 年においても、1977 年と 1982 年の状況に比べて、所得捕捉率の大きな改善が見られるが、これは当時の好景気を反映して、より税率の高い所得階級（タックス・ブラケット）に推移した人数の増加によるものと考えられる。また 1977 年と 1982 年では、所得捕捉率格差を反映して、農業所得者の中～高所得階級におけるタックス・ギャップが、自営業者のものとは比べて、かなり高かったことが分かる。

図表 4.25 は 1977 年の就業形態別・所得階級別のタックス・ギャップを示している。一方図表 4.26 は 1997 年におけるものである。図表 4.25 からは、1977 年における就業形態別所得捕捉率の大きな格差を反映して、タックス・ギャップについても就業形態別格差が大きかったこと、またこの格差は中所得階級において特に大きい、所得階級の上昇と伴に格差が小さくなっていくことが分かる。一方図表 4.26 からは、所得捕捉率格差の改善と伴に、中所得階級においては格差が残るものの、就業形態別タックス・ギャップの格差も相当改善されたことが分かる。⁷

4-3-2. 就業形態別のタックス・ギャップ

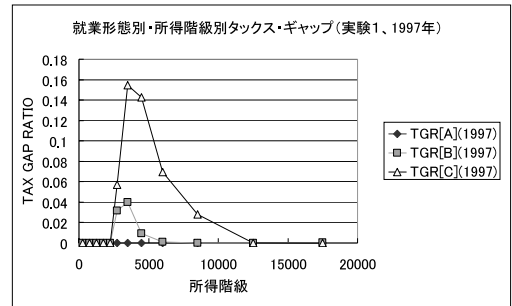
図表 4.27 は実験 1 の下で、各就業形態内において、所得階級別のタックス・ギャップを集計することによって得た、就業形態別のタックス・ギャップを示している。この図からは、上の第 4-3-

図表 4.25 就業形態別・所得階級別タックス・ギャップ（実験 1、1977 年）



* TGR [A] は給与所得者のタックス・ギャップ、TRG [B] は自営業者のタックス・ギャップ、TRG [C] は農業所得者のタックス・ギャップ。
* 実験 1 では、[1977, 1982, 1987, 1992, 1997] の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

図表 4.26 就業形態別・所得階級別タックス・ギャップ（実験 1、1997 年）



* TGR [A] は給与所得者のタックス・ギャップ、TRG [B] は自営業者のタックス・ギャップ、TRG [C] は農業所得者のタックス・ギャップ。
* 実験 1 では、[1977, 1982, 1987, 1992, 1997] の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

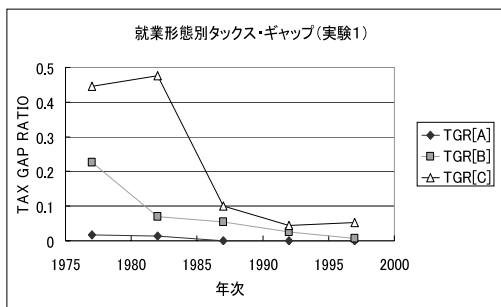
1 節でも見たように、全ての年次において、農業所得者、自営業者、そして給与所得者の順にタックス・ギャップが大きいが、1987 年以降その格差が急速に縮小したことが分かる。(給与所得者については、1987 年以降のタックス・ギャップはゼロである。) 図表 4.28 は実験 2 の下で計算した、就業形態別のタックス・ギャップを示している。先述したように、実験 2 では計算の初年次あ

⁷ 計算の初年次である 1977 年の就業形態別所得捕捉率の値だけを大田他 (2003) に合わせた実験 2 では、2007 年まで計算を延長することが出来たが、就業形態別タックス・ギャップは 1997 年の実験 1 の下で計算した結果と同様な特徴を示した。但し消費税導入後も、実験 1 と比べると大きなタックス・ギャップが残り、特に農業所得者について大きかった。

る1977年の就業形態別所得捕捉率の値だけを大田他(2003)に合わせて、2007年まで計算を延長したが、図表4.27と同様に、図表4.28も就業形態別タックス・ギャップ格差が縮小してきた様子を示している。但し図表4.28が示す実験2の計算は、実験1と異なり、1977年の所得捕捉率から計算される真の所得が「バレる」確率 $\{p(i, 1977), i = A, B, C\}$ に固定したために、就業形態別所得捕捉率格差と、これを反映したタックス・ギャップ格差の縮小スピードは、実験1と比べると、ゆっくりとしたもので、1990年代でもかなりの格差が存在し、しかも1997年以降は縮小自体が停止してしまったかのように見える。この現象は1990年代の不況によって、より税率の低い所得階級に下っていく納税者が増えたこと、および1970年代末からの税制改革(所得控除の拡大、限界税率の簡素化・フラット化、最高税率の引き下げなど)が一段落したことも関係しているのではないと思われる。

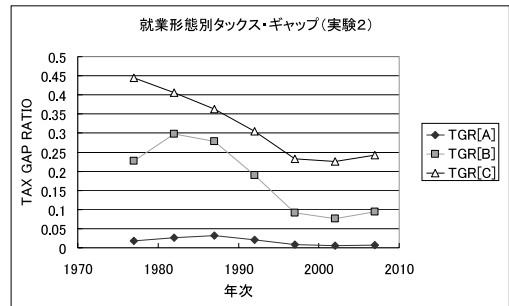
最後に図表4.29に、就業形態と所得階級について集計した場合のタックス・ギャップを示した。図表4.29には実験1の下で計算したもの(1977年~1997年)と、実験2の下で計算したもの(1977年~2007年)を、両方重ねて示した。図表4.29は実験1と実験2の両方で、1980年代と1990年代を通じてタックス・ギャップが小さくなっていく様子を示している。上述したように実験1と実験2の違いは、就業形態別の真の所得

図表 4.27 就業形態別タックス・ギャップ (実験 1)



*TGR [A] は給与所得者のタックス・ギャップ、TRG [B] は自営業者のタックス・ギャップ、TRG [C] は農業所得者のタックス・ギャップ。
 *実験1では、 $\{1977, 1982, 1987, 1992, 1997\}$ の補足率が、大田他(2003)と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。

図表 4.28 就業形態別タックス・ギャップ (実験 2)



*TGR [A] は給与所得者のタックス・ギャップ、TRG [B] は自営業者のタックス・ギャップ、TRG [C] は農業所得者のタックス・ギャップ。
 *実験2では、1977年の補足率が、大田他(2003)と同じになるような $\{pA, pB, pC\}$ の値を計算して、これを固定した上で、 $\{1982, 1987, 1997, 2002, 2007\}$ の捕捉率(最適申告率)を計算した。

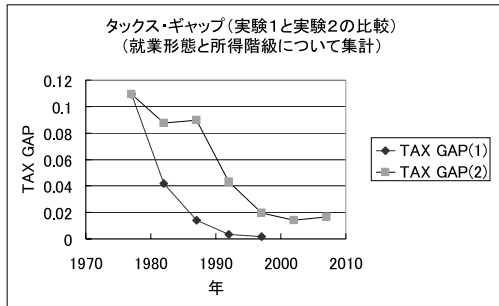
が「バレる」確率 $\{p(i, t), i = A, B, C\}$ を、実験1では大田他(2003)の値と同じになるように設定する一方で、実験2ではこの確率を、全ての年次において1977年の値に固定したことである。大田他(2003)の述べる徴税技術の改善や課税当局の一層の努力が $\{p(i, t), i = A, B, C\}$ の上昇として現れるとすれば、図表4.29が示す2つのグラフは、仮に徴税技術の改善や課税当局の努力が1977年の水準に固定されていたとしても、1970年代末以降の税制改革や、納税者の個人的な属性の変化、全体的な経済情勢の変化などによってタックス・ギャップが小さくなったことを示すと考えられる。また2つのグラフの差が徴税技術の改善や課税当局の一層の努力を反映しているのかもしれない。

第5節 まとめ

本研究では1970年代末から今日にかけて実施された税制改革が、就業形態別の所得捕捉率格差と納税者の租税回避行動に対して与えた影響について考察した。

国民経済計算統計(SNA)と国税統計を比べた多くの研究報告に共通する点として、1970年代末には、所謂「クロヨン」や「トゴサン」として知られる、就業形態別所得捕捉率格差が存在したが、その後1980年代と1990年代には、かなりの程度格差が改善されたということが揚げられる。

図表 4.29 タックス・ギャップ（実験 1 と実験 2 の比較）
（就業形態と所得階級について集計）



* TAX GAP (1) は実験 1 でのタックス・ギャップ、TAX GAP (2) は実験 2 でのタックス・ギャップ。
* 実験 1 では、{|1977, 1982, 1987, 1992, 1997|} の補足率が、大田他 (2003) と同じになるように各年の確率 $\{pA, pB, pC\}$ を計算した。
* 実験 2 では、1977 年の補足率が大田他 (2003) と同じになるような $\{pA, pB, pC\}$ の値を計算して、これを固定した上で、{|1982, 1987, 1997, 2002, 2007|} の捕捉率（最適申告率）を計算した。

このような現象は税制改革、納税者の個人的な属性の変化、経済全体の情勢の変化、徴税技術や課税当局の一層の努力など、様々な要因によって説明できるだろう。本研究では Allingham and Sandmo (1972) の納税者租税回避行動モデルを改造したものに、税制と納税者の属性に関する実際の統計データをあてはめることによって、上述した様々な要因が、納税者の租税回避行動に影響を与えることによって生じる、就業形態別の所得捕捉率、租税負担率、及びタックス・ギャップを計算した上で、これらの結果を垂直的公平性と水平的公平性の観点から評価した。

本研究の主要な発見として、次の 3 点を掲げる。第 1 の点は 1970 年代末以降就業形態別所得捕捉率格差が改善されてきた原因として、大田他 (2003) が掲げている徴税技術の改善や課税当局の一層の努力に加えて、この時期に実施された税制改革も重要な役割を果たしたと思われることである。これらの税制改革とは、1970 年代末以降日本と欧米諸国における主要な政治・経済的潮流となった「小さな政府」を思想的基盤とする、所得税制の簡素化（最高税率の引き下げ、限界税率のフラット化、所得控除の拡大など）、及び一般消費税の導入である。第 2 の点はこれらの税制改革が、就業形態別・所得階級別の租税負担率に関

して、水平的公平性と垂直的公平性の面で相当の影響を及ぼしたと思われることである。水平的公平性と垂直的公平性は規範的な問題であるために、「改善した」或いは「悪化した」という判断を本研究が下すことは出来ない。しかし「平成 14 年経済財政白書」が示唆する、1970 年代末からの税制改革によって（1990 年代の長期不況という要因があるものの）、所得税と法人税の負担が専ら高所得階級に偏ってきたために、今後はより幅広い所得階級による租税負担を実現するような税制改革が必要だろうという見解に対しては、1980 年代末から 1990 年代にかけて、ある程度の「改善」が実現されたように思われる。即ちこの時期には高所得階級の租税負担率が相対的に下がる一方で、中所得階級の租税負担率が上昇した。但し真の所得が非課税であるか、もしくは所得の過少申告が「バレなかった」ために非課税となった、低～中所得階級では、専ら消費税によって租税負担がなされているために、所得階級の上昇とともに租税負担率が下がっていくという「逆進的」な動きが生じている。このことは今後消費税率を上げる際には、軽減税率の導入などの方法による逆進性対策だけでなく、真に非課税である者と、租税回避行動によって非課税となった者とを峻別するための、正確な所得捕捉がより一層重要になるだろう。第 3 の点は、第 2 節の理論モデルの比較静学分析とシミュレーション分析が明らかにしたように、納税者の行動は税制、納税者の個人的属性、課税当局の行動などの様々な要因に影響され、しかも個別の要因が及ぼす影響も、多くの場合において、他の要因との相互作用に依存するために、比較静学の符号が決定しないということである。このために本研究が採用したような、理論モデルに実際の統計データを当てはめることによって、個々の要因の影響を分析するという方法では、モデルの現実的な定式化と、パラメータの正確な推計値を得ることが重要である。本研究では消費税の逆進性について考察するために、可処分所得と平均消費性向の関係を示す消費関数を推計し、また就業形態別に、課税最低限と限界税率をあらわす租税関数の推計を行った。これらの推計結果はおおむね常識的な特徴を備えたものであったが、パラメータ推定に用いた統計データの制約のために、年次によっては当てはまりの良くない

場合もあった。今後の課題として、より良質かつ詳細な統計データの収集と、推定方法の工夫によって、より正確なパラメータ推計値を得ることを掲げたい。

参考文献

英語文献

- [1] Allingham, M. G., and A. Sandmo, "Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis", *Journal of Public Economics* 1, pp. 323-338, 1972.

日本語文献

- [2] Crawford, I., M. Keen, and S. Smith, "Value Added Tax and Excises", *Dimensions of Tax Design*, The Institute for Fiscal Studies, The Mirrlees Review, <www.ifs.org.uk/mirrlees Review>
- [3] 石弘光, 「課税所得捕捉率の業種間格差クロヨンの一つの推計」、季刊現代経済、Spring、1981年。
- [4] 太田弘子、坪内浩、辻健彦, 「課税所得における水平的公平性について」、景気判断・政策分析ディスクッションペーパー DP/03-1、内閣府、2003年。
- [5] 大竹文雄, 「消費税と所得税 どう違う」(経済教室)、日本経済新聞、2010年9月6日。
- [6] 諏訪園健司(編著), 「図説 日本の税制(平成22年度版)」, 財経詳報社、2010年。
- [7] 日本総合研究所・調査部ビジネス戦略研究センター(西沢和彦), 「所得捕捉率推計の問題と今後の課題—90年代以降格差大幅縮小との判断は早計—」、日本総合研究所ビジネス環境レポート No. 10、2005年。
- [8] 日本経済新聞, 「消費増税 低所得者の負担軽減」、2010年6月22日。
- [9] 内閣府, 「平成14年度経済財政白書」、2002年。
- [10] 総務省統計局, 「就業構造基本調査報告(各年版)」, 総務省。
- [11] 総務省統計局, 「家系調査年報(各年版)」, 総務省。
- [12] 総務省統計局, 「消費者物価指数年報(各年版)」, 総務省。

[13] 国税庁, 「国税庁統計年報書」(各年版)。

[14] 国税庁ホームページ、< <http://www.nta.go.jp> >

付録A：図表2.2の計算

$$(A1) \quad D^* = \frac{M(y+t_y K) - [(1-t_y - \tau_y)y + t_y K]}{M t_y y + \tau_y y}$$

$$(A2) \quad M \equiv \{(p\tau_y)/[(1-p)t_y]\}^{1/\sigma}$$

次の関係は直に示すことが出来る。

$$(A3) \quad \frac{dD^*}{dM} = \frac{(y+t_y K)\tau_y y + [(1-t_y - \tau_y)y + t_y K]t_y y}{[M t_y y + \tau_y y]^2} > 0$$

① $dD^*/dp > 0$ であることは、第(A1)式と第(A2)式において p が M の中だけに現れること、及び $\partial M/\partial p > 0$ と第(A3)式から直に分かる。

② $dD^*/d\tau_y > 0$ も微分すれば直に確かめることが出来る。

$$(A4) \quad \frac{dD^*}{d\tau_y} = [M t_y y + \tau_y y]^{-2} \times \left\{ M' \frac{p}{(1-p)t_y} (y+t_y K)\tau_y y + M t_y y^2 + \tau_y y^2 + [(1-t_y - \tau_y)y + t_y K] M' \frac{p}{1-p} y + [(1-t_y - \tau_y)y + t_y K] y \right\} > 0$$

但し第(A4)式において

$$(A5) \quad M' \equiv \frac{1}{\sigma} \left[\frac{p\tau_y}{(1-p)t_y} \right]^{\frac{1}{\sigma}-1} > 0$$

である。

$$\textcircled{3} \quad \frac{dD^*}{dy} = 0 \Leftrightarrow \begin{matrix} < & & > \\ p\tau_y = (1-p)t_y & & \\ > & & < \end{matrix}$$

も微分によって確かめることが出来る。

$$(A6) \quad \frac{dD^*}{dK} = -t_y K(M-1) \left[\frac{M t_y + \tau_y}{(M t_y y + \tau_y y)^2} \right]$$

$$\textcircled{4} \quad \frac{dD^*}{dK} = 0 \Leftrightarrow \begin{matrix} > & & > \\ p\tau_y = (1-p)t_y & & \\ < & & < \end{matrix}$$

も微分によって確かめることが出来る。

$$(A7) \quad \frac{dD^*}{dK} = \frac{t_y(M-1)}{Mt_y + \tau_y y}$$

$$\textcircled{5} \quad \frac{dD^*}{d\sigma} = 0 \Leftrightarrow p\tau_y = (1-p)t_y$$

であることは、 σ が M の中だけに現れること、

$$(A8) \quad \frac{\partial M}{\partial \sigma} = 0 \Leftrightarrow p\tau_y = (1-p)t_y$$

であること、及び第 (A3) 式から直に分かる。

⑥ dD^*/dy の符号については、本文で説明した通りである。