HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	脱税の理論と実証
Author(s)	佐野, 博之
Citation	經濟學研究, 69(2), 19-49
Issue Date	2020-01-17
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/77693
Type	departmental bulletin paper
File Information	0030ES_69(2)_019.pdf

Hokkaido University Collection of Scholarly and Academic Papers : HUSCAP

経 済 学 研 究　*69－2*
北 海 道 大 学　2020.1

脱税の理論と実証

佐　野　博　之

1. はじめに

税収は国や地方自治体の財政の根幹であり，それゆえに経済学は税に関する研究に長い時間を費やしてきた。その多くは，最適課税や税の転嫁・帰着といった効率的で公平な税制を追求する研究に費やされてきた一方で，脱税や租税回避といった税行政に関わる研究は，相対的に重要視されてこなかった印象がある。事実，脱税の歴史は税そのものの歴史と同じくらい長いものであるにも関わらず，いわゆる「脱税の経済学」は，マイケル・アリンガムとアグナー・サンドモが 1972 年に発表した論文（Allingham and Sandmo［1972］）が出発点である。その後，膨大な数の理論と実証，実験の論文が発表されている。

アリンガムとサンドモの理論モデル（以降，AS モデルと呼ぶ）は，ゲーリー・ベッカーによる犯罪の経済学のアプローチ（Becker［1968］）に従っており，脱税が摘発される確率を所与として期待効用を最大化する個人所得税の納税者を仮定している。したがって，AS モデルにおける納税者は，脱税額もしくは隠匿所得額を決定する際に，摘発（もしくは税務調査）の確率と摘発された後に支払う罰金額のみを考慮に入れる。Allingham and Sandmo［1972］がその後多くの脱税に関する研究を誘発した理由は，その主要ないくつかの結果と実社会から観察されるものとの間に乖離があるからである。Gordon［1989］は，以下の 3 点において，AS モデルの理論的予測が現実との乖離をもたらすことを指摘している。

1. 租税ギャップに関する過大な理論的予測
2. 脱税額と税率との関係
3. 他者の納税行動に影響される社会的納税者の可能性

租税ギャップとは，個人が本来支払うべき税額と申告に基づいて自発的に支払う税額との差額のことを言う。したがって，租税ギャップが大きいほど，納税者の税のコンプライアンスの水準が低いことを意味する[1)]。1 点目の乖離とは，AS モデルが予測する納税者のコンプライアンス水準が現実と比べて著しく低いことである。アメリカ合衆国内国歳入庁（以降，IRS）の調査報告（Internal Revenue Service［1996］）によると，アメリカ合衆国の個人所得税の非コンプライアンス率，すなわち納税義務のある個人所得税額に占める租税ギャップの割合は，1985 年，1988 年，1992 年におい

1）申告に基づいて支払わなかった税額の中には，意図的な所得の隠匿による脱税額の他に，単純なミスによる未申告の部分も含まれている。したがって，租税ギャップの拡大のすべてが脱税額の増加によるものであるとは限らない。

て17%～19%の範囲にあり，8割強の個人は税法を遵守し自発的に課税対象の所得を全額申告している。これに対して，Alm, McClelland and Schulze［1992］がASモデルに基づいて行なった数値計算によると，アロー－プラットの相対的リスク回避度が3ならば，非コンプライアンス率は86%になる。アメリカにおけるリスク回避度の推計値が1と2の間であることを考慮すると非コンプライアンス率はさらに上がるので，ASモデルによる租税ギャップの理論的推計値は現実と比べてかなり高いと言える。

2.1節で示す通り，ASモデルにおいては，税率の上昇は脱税額（したがって，非コンプライアンス率）を減少させるという比較静学の結果が得られる。しかし，これは反直感的であることに加えて，後の実証研究（例えば，Clotfelter［1983］）や多くの実験室実験（Benjamini and Maital［1985］, Alm, Jackson and Mckee［1992］など）では税率の上昇が隠匿所得額を高めるという正反対の結果を示している。これが上で示した乖離の2点目である。

ASモデルにおける個人は，他の納税者のコンプライアンス行動から独立して意思決定を行うと仮定されている。言うまでもなく，税は政府による公共財の供給や社会保障の財源となる。したがって，税収の増減は公共財の供給量など納税者全体に共通する便益に影響する。このことは，ASモデルに公共財を導入すれば，罰則付きの公共財の自発的供給モデルになることを意味し，もはや各納税者は他の納税者の行動から独立に意思決定はしないと仮定される。Cowell and Gordon［1988］やFalkinger［1995］は公共財を導入したASモデルを理論的に分析している。Alm, Jackson and Mckee［1992］は，彼らの実験において，公共財の存在は平均のコンプライアンス率を上げるという結果を得ている。しかし，同じ公共財の便益を享受できる実際の個人所得税の納税者数は，実験室実験における被験者数よりもはるかに多い。したがって，各納税者は自分の脱税額が公共財供給に与える影響は無視できるほど小さいと考えるであろう。このことから，クールノー－ナッシュの仮定の下では，オリジナルのASモデルにおける納税者とほとんど変わらない行動をとるものと考えられる。

Gordon［1989］は，期待効用から脱税を行うことによる罪悪感などの心理費用を引いた効用関数を仮定し，この心理費用は違法行為を働いた納税者の数に依存するものとした。このような他の脱税者数に依存する心理費用は評判費用もしくはスティグマ費用と呼ばれ，短期的には他者から影響を受けないような心理費用とは異なる。このゴードンのモデルは，Myles and Naylor［1996］やTraxler［2010］などの研究に発展する。彼らは，脱税の分析を個人の納税行動の単純な集計ではなく，社会的納税者[2)]による相互行動に注目して，その結果として生じる社会的均衡（定常的な脱税者数）をそれぞれのモデルで分析した。さらに，2000年以降に盛んになった税のコンプライアンス行動に関する数多くの実験室実験（例えば，Bazart and Bonein［2014］, Alm, *et al.*［2017］, Blaufus, *et al.*［2017］など）が，社会的納税者の存在を示唆している。

本稿ではまず，上に示した3つの乖離について，関連文献をサーベイしながら詳細に考察する。そのうえで，脱税の心理費用のような非金銭的選好を持つ社会的納税者に着目し，関連文献を基に脱税の効果的な抑止策に関して検討する。特に，納税申告書や税務調査の結果などを公表する税の情報公開に着目し，これが正直な申告を促すのか，それとも逆効果なのかについて，理論モデルを

2）ここで言う社会的納税者とは，他の納税者の行動に影響される一方で，他の納税者の行動にその行動が影響を与えるような納税者のことである。

用いた分析を提示する。

税の情報公開の効果を扱った数少ない実証研究のうちの 1 つである Hasegawa, *et al.*［2013］では，日本で行われていた高額納税者の納税額の公開が，公開が義務付けられる課税所得の下限に近い所得を持つ納税者には逆効果であったことが示されている。他方，Bø, *et al.*［2015］では，ノルウェーの納税者を対象として分析した結果，インターネットによる情報公開が申告所得額をおよそ 3%上昇させたことが示された。実証研究が少なすぎることに加えて，各国の文化の相違と情報公開の規模や質の違いがあることを考慮すると，現状ではこれらから一般的な結論を得ることができない。その一方で，情報公開の効果を検証した実験室実験は近年増えている。（例えば，Coricelli, *et al.*［2010］, Coricelli, *et al.*［2014］, Casal and Mittone［2016］, Blaufus, *et al.*［2017］, Alm, *et al.*［2017］などが挙げられる。）これらの研究は，税の情報公開の程度や内容，方法次第で，納税者のコンプライアンス率を高める可能性があることを示唆している。

次節以降の構成は以下の通りである。2 節ではまず AS モデルを紹介し，3 つの乖離について関連文献を基に考察する。3 節では，脱税を抑止するための伝統的な政策に関して概説したうえで，情報公開が社会的納税者の選択に与える影響について，これまでの実験研究を中心に検討する。3 節の最後に，情報公開の効果を分析するためのモデルを構築し，比較静学分析を行う。さらに，理論モデルによる解析的手法の限界を指摘する。最後に，4 節ではこれまでの議論をまとめ，エージェント・ベース・モデリングというコンピューター・シミュレーション分析の必要性について考察する。

2. 理論と実証の乖離

2. 1. アリンガムーサンドモ・モデル

N 人の納税者（N は正の整数）と税当局で構成される社会を考える。納税者 $i(=1,\cdots,N)$ が持つ所得 y_i を課税ベースとする。納税者 i は税当局への申告所得額を決定するが，これは，税当局から隠匿する所得額 $e_i \in [0, y_i]$ を決定することと同じである。所得 y_i は τ の率で課税されることになっているが，納税者 i が納税申告書の調査（税務調査）の対象とならなければ，自発的な申告所得額 $y_i - e_i$ にのみ課税される。したがって，このケースでは納税者 i は $\tau(y_i - e_i)$ を納税することになるので，可処分所得は $x_i^n \equiv (1-\tau)y_i + \tau e_i$ となる。他方，税務調査を受ければ脱税が発覚し，過少申告による税の不足分に加えて罰金を支払わなければならない。Allingham and Sandmo［1972］では，隠匿所得額 e_i に一定の罰金率を掛けたものを支払うべき罰金額としている。これに対して，Yitzhaki［1974］は，罰金額を脱税額 τe_i に罰金率を掛けたものに修正している。脱税の経済学に関する後続の研究のほとんどは，Yitzhaki［1974］により修正されたモデルをアリンガム－サンドモ・モデルとしているので，本稿もこれらに従って，脱税が発覚した場合の納税者 i に課される罰金額を $s\tau e_i$ とする[3)]。このとき，納税者 i の可処分所得は $x_i^c \equiv (1-\tau)y_i - s\tau e_i$ となる。いずれのケースでも，納税者 i は可処分所得のすべてを私的消費 x_i に費やすものとする。

各納税者は共通の確率 $p \in [0,1]$ で税務調査を受ける。これは，税務調査が納税者の母集団から無

3）実際の各国の税行政において，罰金は脱税額に対して罰金率を掛けたものであることも，大部分の文献が Yitzhaki［1974］による修正に従っている理由である。さらに，後に見るように，Allingham and Sandmo［1972］のモデルでは，税率の変化が脱税額に与える効果が不明となるが，Yitzhaki［1974］による修正モデルではその効果の方向が明確になる。

作為に対象者を選んで行われるならば，調査の頻度に相当する。納税者 i の私的消費 x_i から得られる効用を $u(x_i)$ とし，x_i について増加かつ厳密な凹関数で，$\lim_{x_i\to 0}u'(x_i)=\infty$ と仮定する。このとき，期待効用は以下のようになる。

$$EU(e_i)=pu(x_i^c)+(1-p)u(x_i^n) \tag{2.1}$$

納税者 i は（2.1）式の期待効用を最大にするような隠匿所得額 e_i を選択する。内点解のための 1 階条件は，

$$EU'(e_i)=-ps\tau u'(x_i^c)+(1-p)\tau u'(x_i^n)=0 \tag{2.2}$$

となる。（2.2）式より，任意の $e_i\geq 0$ について，$EU''(e_i)=ps^2\tau^2u''(x_i^c)+(1-p)\tau^2u''(x_i^n)<0$ なので，2 階条件は満たされる。

（2.1）式の $EU(e_i)$ を最大にする隠匿所得額を e_i^{AS} としよう。（2.2）式より，$s\geq(1-p)/p$ ならば $EU'(0)\leq 0$ となるので，効用関数の強い凹性より，$e_i^{AS}=0$ を得る。すなわち，納税者 i は課税所得全額を正直に申告する。これに対して，$s<(1-p)/p$ ならば，$e_i^{AS}>0$ を得る。すなわち，納税者 i は脱税を選択する。他方で，x_i^c と x_i^n の e_i に y_i を代入すると，$x_i^c=(1-\tau-s\tau)y_i$ と $x_i^n=y_i$ を得るので，罰金率 s が $(1-\tau)/\tau$ より小さく，かつ調査の確率 p が十分に小さいのであれば，$EU'(y_i)\geq 0$ となる。したがって，$e_i^{AS}=y_i$，すなわち納税者 i は課税所得全額を隠匿する。$s\geq(1-\tau)/\tau$ ならば，私的消費 x_i の非負性より $x_i^c=0$ となるので，$\lim_{x_i\to 0}u'(x_i)=\infty$ という仮定と（2.2）式より，$EU'(y_i)<0$ を得る。ゆえに，$s\geq(1-\tau)/\tau$ であるとき，納税者 i は課税所得の一部または全部を申告することが最適になる。したがって，$(1-\tau)/\tau\leq s<(1-p)/p$ であれば，（2.2）式の 1 階条件が成立し内点解が得られる。

次に，調査の確率 p，罰金率 s，税率 τ，そして所得 y_i の変化が，（2.2）式を満たす内点解 e_i^{AS} に与える効果についての比較静学を行う。まず，（2.2）式から明らかなように，p が上昇すると $EU'(e_i)$ は減少するので，$EU''(e_i)<0$ より，調査の確率 p を高めれば隠匿所得額は減少する。（2.2）式の $EU'(e_i)$ を s で偏微分すると，$\partial EU'(e_i)/\partial s=-p\tau u'(x_i^c)+ps\tau^2u''(x_i^c)e_i<0$ となるので，罰金率 s を高めれば隠匿所得額は減少する。調査の確率と罰金率は伝統的な脱税抑止策とされており，これらの比較静学の結果は直感に適うものでもある。

税率 τ および所得 y_i の変化の効果を調べるために，（2.2）式に陰関数定理を適用すると，

$$\frac{\partial e_i^{AS}}{\partial\tau}=\frac{(1-p)\tau u'(x_i^n)}{EU_i''(e_i^{AS})}\{\rho(x_i^c)(y_i+se_i^*)-\rho(x_i^n)(y_i-e_i^*)\}, \tag{2.3}$$

$$\frac{\partial e_i^{AS}}{\partial y_i}=-\frac{(1-p)\tau(1-\tau)u'(x_i^n)}{EU_i''(e_i^{AS})}[\rho(x_i^c)-\rho(x_i^n)] \tag{2.4}$$

を得る。ただし，$\rho(x_i)\equiv -u_i''(x_i)/u_i'(x_i)$ であり，アロー－プラットの絶対的リスク回避度を表す。絶対的リスク回避度が可処分所得とともに逓減するか，もしくは一定ならば，$x_i^c<x_i^n$ より，$\rho(x_i^c)\geq\rho(x_i^n)$ となるので，（2.3）式の符号は負の値をとる。すなわち，個々の納税者は税率の上昇とともに隠匿所得額を減らす。この結果は，1 節で指摘した通り，直感に反するだけではなく，実証研究（Clotfelter［1983］）や実験（Alm, Jackson and Mckee［1992］など）の結果と正反対でもある。

なお，絶対的リスク回避度が逓増するならば符号は確定しない。また，（2.4）式より，所得の変化による隠匿所得額への影響は，絶対的リスク回避度が逓減，一定，もしくは逓増するかに依存する。逓減するならば，所得の増加は隠匿所得額を増やし，一定ならば変化がなく，逓増するならば減らす。絶対的リスク回避度が逓減するという仮定は一般的に受け入れられており，現実的でもある。この仮定の下では，所得額が大きいほど隠匿所得額は大きくなるという理論的予測が成り立つが，これはその後の多くの実験結果と整合的である。

最後に，個々の納税者の非コンプライアンス率 e_i^{AS}/y_i が所得 y_i とともにどのように変化するかを調べる。e_i^{AS}/y_i を y_i で微分し，（2.4）式を代入することによって，

$$\frac{\partial(e_i^{AS}/y_i)}{\partial y_i} = -\frac{(1-p)\tau u'(x_i^n)}{y_i^2 EU_i''(e_i^{AS})}\left[r(x_i^c) - r(x_i^n)\right] \tag{2.5}$$

が得られる。ただし，$r(x_i) \equiv -x_i u_i''(x_i)/u_i'(x_i)$ であり，アロー－プラットの相対的リスク回避度を表す。（2.5）式より，所得の増加が非コンプライアンス率に与える効果は，可処分所得の変化に伴う相対的リスク回避度の動きに依存する。すなわち，相対的リスク回避度が逓減するならば，$r(x_i^c) > r(x_i^n)$ となるので，所得が高いほど非コンプライアンス率は高くなる。他方，逓増するならば，所得上昇とともに非コンプライアンス率は低下する。Lee［2016］はこの結果を用いて，税システムの公平性を考察している。ここで，納税者 i の期待納税額を ET_i としよう。期待納税額には，脱税を選択した納税者が調査を受け摘発されたときに支払う罰金も含まれている。すなわち，

$$ET_i = p(\tau y_i + s\tau e_i) + (1-p)(\tau y_i - \tau e_i) = \tau y_i - (1-p-ps)\tau e_i \tag{2.6}$$

となる。ET_i を y_i で割ることによって，納税者 i の事前の実効税率を得る。

$$\tilde{\tau}_i \equiv \tau - (1-p-ps)\,\tau\frac{e_i}{y_i} \tag{2.7}$$

（2.7）式の右辺第 2 項より，$s < (1-p)/p$ ならば，実効税率は非コンプライアンス率に反比例する。ゆえに，相対的リスク回避度が逓減するならば非コンプライアンス率は上がるので，実効税率は高所得ほど低くなる。このことは，名目上は比例税であっても，脱税が存在することにより，実質的に逆進税となっていることを意味する。反対に，相対的リスク回避度が逓増するならば，脱税の存在は比例税を実質的に累進税にする。このように，相対的リスク回避度の動き次第で，脱税が税システムの公平性に与える効果は正反対になるので，脱税抑止のための政策的インプリケーションは大きく異なるものになり得る。すなわち，相対的リスク回避度が逓減するときは，可能な限り脱税を抑止すべきであるが，逓増するときは，所得分配の公平性の観点からは抑止しない方が望ましいと言える。

2. 2. 租税ギャップに関する過大な理論的予測

AS モデルにおいて納税者が脱税を選択する条件は，2.1 節で示した通り，$s < (1-p)/p$ である。IRS によると，提出された納税申告書の総数に占める税務調査を受けた申告書の割合は，2009 年～2018 年において 0.59％～1.11％である [4]。これらを税務調査の頻度とみなし，調査の確率を $p = 0.01$ とすると，AS モデルによれば罰金率 s が 99 より小さければ，納税者は多かれ少なかれ脱税を選択

することになる。罰金率は各国で異なるうえ，脱税の形態によっても異なるが，アメリカでは40%〜75%，日本では10%〜20%である。いずれにしても，脱税額の100倍近い罰金を科す国はなく，sは99よりもはるかに小さい。したがって，ASモデルの予測に従えば，すべての納税者がリスク回避度に関わらず脱税行為に及ぶことになり，非現実的であることがわかる。

ASモデルでは，隠匿所得額e_iを選択した納税者は発覚しなければ脱税に成功し，正直に申告したときの可処分所得$(1-\tau)y_i$に脱税額τe_iが加わる。他方で，隠匿所得が発覚すれば$(1-\tau)y_i$から罰金額$\tau s e_i$が差し引かれる。納税者が置かれているこの状況は単純なポートフォリオの問題，もしくはギャンブルに直面している個人の状況に類似している。所得y_iから（2.6）式の期待納税額ET_iを差し引くと期待可処分所得$(1-\tau)y_i+(1-p-ps)\tau e_i$が得られる。これはギャンブルにおける期待利益に相当し，pとsが十分に小さければ正の値を持つ。すなわち，ASモデルにおける脱税行為は有利な賭け（a favorable gamble）であり，pとsが非常に小さいという現実の下では，非現実的に高いリスク回避度を持つ個人以外はみな脱税を選択することになる。

2. 2. 1. 脱税に伴うモラル費用

Baldry［1986］は，標準的な脱税モデル（すなわち，ASモデル）に基づくものと純粋なギャンブルを再現したものの2つの実験を行い，それらの結果を比較している。第1の実験では，被験者は与えられた所得のうちから税率に従い税を支払うこと，所得の未申告分が発覚すると不足額には一定の率で罰金が科されること，そして一定の確率で所得の未申告分が発覚することが告げられる。第2の実験では，被験者が与えられた所得の中から賭けに投じる額を選択する。賭けに成功する確率は脱税が発覚しない確率と同じにし，賭けに成功したときの利得と失敗したときの利得は脱税が発覚しないときの利得と発覚したときの利得にそれぞれ等しくなるようにパラメーターを調整している。すなわち，実験1では被験者が納税のために所得を申告するという状況にあることを認識しているのに対し，実験2ではそれを認識していないという違いがある。結果，実験2では，すべてのラウンドですべての被験者が正の額を賭けに投じた（脱税の選択に対応）が，実験1では，104の観測のうち72だけが脱税を試みたことが観察された。したがって，この実験結果からは，少なくとも脱税はASモデルが示すようなギャンブルと同等ではないと言える。Baldry［1986］は，純粋なギャンブルには存在しないような脱税に伴うモラル費用が存在する可能性を指摘している。

Gordon［1989］は，納税者はASモデルにおける金銭的な期待効用から脱税に伴う心理費用を差し引いたものを最大にするような隠匿所得額を選択するものとした。すなわち，納税者iは以下を最大にするようなe_iを選択する。

$$V_i(e_i)\equiv EU_i(e_i)-\gamma_i e_i \tag{2.8}$$

ただし，$\gamma_i>0$は隠匿額1円当たりのモラル費用（単位モラル費用）であり，納税者iに生来的に備わっている税のコンプライアンスに対する倫理観を反映している。（2.8）式をe_iで微分すると$V_i'(e_i)=EU_i'(e_i)-\gamma_i$となるので，納税者$i$は，$\gamma_i>EU_i'(0)$ならば$e_i=0$を，$\gamma_i\leq EU_i'(y_i)$ならば$e_i=y_i$をそれぞれ選択する。さらに，$EU_i'(0)>\gamma_i\geq EU_i'(y_i)$ならば，$V_i'(e_i^*)=0$となるような

4）IRS Data Book（https://www.irs.gov/statistics/soi-tax-stats-all-years-irs-data-books#ee）より。ただし，これらの割合は所得水準によって大きく異なっており，それゆえに，無作為抽出による調査ではないので，客観的な調査の確率に単純に置き換えられるものではない。

$e_i^* \in (0, y_i)$ を選択する。この e_i^* は単位モラル費用 γ_i の上昇に伴い減少することが簡単に確認できる。このことは，AS モデルにおける内点解 e_i^{AS} よりも e_i^* の方が小さいことを意味する。また，AS モデルでは $s < (1-p)/p$ であれば全員が正の隠匿所得額を選択する（すなわち，脱税する）が，単位モラル費用が十分に大きければ同じ条件であっても，その納税者は所得全額を正直に申告することを選ぶ。さらに，$EU_i'(y_i) > 0$ であれば，金銭的期待効用 $EU_i(e_i)$ を最大化する個人は所得全額を隠匿するが，$\gamma_i > EU_i'(y_i) > 0$ となるような単位モラル費用を持つ個人は所得の一部は申告する。したがって，社会全体で見たとき，隠匿所得額の合計は AS モデルのそれよりも小さくなることがわかる。

それでは，実際に納税者はモラル費用のような非金銭的動機に導かれて隠匿所得額を選択するのであろうか？　上で取り上げた Baldry［1986］による実験の結果はモラル費用の存在を示唆するものであるが，それを直接観察しているわけではない。Erard and Feinstein［1994］は，IRS とオレゴン州から得た納税申告書と税務調査の情報に関するデータを用いて，道徳的感情（moral sentiments）が納税者の行動に与える効果を実証的に分析した。彼らは罪悪感（guilt）と恥（shame）を納税者の効用関数に組み入れることによって，AS モデルを修正し検証している。具体的には，納税者が罪悪感を抱くのは，自身の脱税が見過ごされた（脱税に成功した）ときであると仮定し，所得に占める脱税額の割合が高くなれば効用は減少するとした。他方で，恥を感じるのは脱税が見つかったときなので，そのときに脱税額の割合に従って効用は減少すると仮定した。実証分析の結果，彼らは罪悪感と恥が納税者のコンプライアンス行動に重要な役割を果たしていると結論づけている。しかし，Erard and Feinstein［1994］において，罪悪感と恥という 2 つの道徳的感情を組み入れた効用関数が仮定されているが，Andreoni, et al.［1998］が指摘するように，これが経済学的もしくは心理学的な基礎の上にあるものではない。したがって，彼らの実証分析はこの効用関数に基づいて推計しているので，道徳的感情が重要な影響を与えていることはわかっても，道徳的感情としての罪悪感と恥が直接観察されたとまでは言い難い。

2. 2. 2. 心理費用に関する実験

Dulleck, *et al.*［2016］は，Erard and Feinstein［1994］の実証分析の結果が示唆する心理費用の存在を実験室実験で確かめるために，被験者の心拍変動を調べ，それとコンプライアンス行動との間に正の相関関係があることを示している。心拍変動は交感神経と副交感神経に関する情報を映し出す。緊張状態の原因となる交感神経の活性は低周波数帯域（LF）を，リラックス状態をもたらす副交感神経の活性は高周波数帯域（HF）をそれぞれ生じさせる。したがって，心理的ストレスを測るための尺度として，2 つの周波数帯域の比率 LF/HF を用いることができる。被験者の前のモニターに申告所得額を入力するための画面が現れてから被験者が申告額を入力し OK ボタンを押すまでの平均 LF/HF 比率を用いた分析では，コンプライアンス行動と申告額を検討している間の心理的ストレスとの間に統計的に有意な正の相関関係が見られた。ここで問題となるのは，このような心理的ストレスが脱税行為に伴う心理費用とみなすことができるか否かである。Dulleck, *et al.*［2016］はそのように断定することはできないながらも，他に考えられる要因を見つけることは難しいとしている。例えば，この心理的ストレスが脱税行為に伴う興奮によるものだとしたら，心理的ストレスとコンプライアンス行動との間には負の相関関係が見られるはずである。したがって，コンプライアンス行動を高めているのは心理費用によるものである可能性が高いと言える。ただし，彼らは Erard and Feinstein［1994］のモデルを修正し，罪悪感と恥を区別せずに同じ効果をもたらす心理費用として実験を設計しているので，どのような要因が心理費用をもたらすのかについて知ることはできない。

数少ないフィールド実験による研究の1つであるDwenger, *et al.*［2016］は，ドイツのプロテスタント教会による地方教会税の納税義務者に，いくつかの異なる内容の納税通知書を送付するという形での介入によって得たデータを用いて，実証分析を行っている。ドイツでは，教会税の申告書を州の税当局が持っている個人所得税申告書と突き合せて調査する法的権限を教会に与えているが，過去にその権限が行使されたことはない。このことは，正直に申告する納税者は，金銭的もしくは外面的な動機（extrinsic motives）のみで納税行動を決定しているのではなく，何らかの内面的な動機（intrinsic motives）も働いていることを示唆する。また，制度上，納税者はそれぞれの所得に基づく納税義務額を超えて納税する（すなわち，寄付する）ことも可能になっているので，超過納税を選択する寄付者も，内面的な動機に導かれて行動していると考えられる。

Dwenger, *et al.*［2016］におけるフィールド実験では，納税義務を負う住民が1つの統制群と12の異なる処置群に無作為に割り振られている。統制群に入る住民に送られる通知書は実験以前から送られてきたものと同じものであり，実際に税務調査を一定の頻度で行うなど脱税を抑止するようなことは書かれていない。したがって，統制群の住民が内面的な動機を持たないならば，正直に申告したり寄付をしたりすることはないと予想できる。すなわち，過少に所得を申告する脱税者は外面的に動機付けられており，正直に申告する遵法者と義務額を超えて納税する寄付者は内面的な動機を持つものと考えられる。2500人余りの統制群の住民の行動を調べた結果，およそ79％が過少に納税した脱税者で，残りの21％が遵法者と寄付者で占められ，このうちの55％余りが遵法者であった。

脱税を抑止する策がない中で，およそ2割の住民が遵法者か寄付者であるという事実は内面的な動機の存在を示唆するが，この結果のみで他の要因を否定することはできない。Dwenger, *et al.*［2016］は，統制群とは異なる内容の通知書をそれぞれの処置群に送付して対照群と比較することで，他の要因の可能性が小さいことを示している。実験において，第1の処置群の住民に対しては通知書の内容をより簡潔にしたものを，第2の処置群に対しては簡潔化とともに税務調査は行わないことを明記した通知書をそれぞれ送付した。第1の処置群は統制群を対照群とし，第2の処置群は第1の処置群を対照群としている。前者は通知書の複雑さがコンプライアンス行動を促している可能性を，後者は税務調査の頻度に関する誤認識がその要因である可能性を調べることを目的とする。実証分析の結果，どちらの処置もコンプライアンス行動には有意な効果がないことがわかった。したがって，観察されたコンプライアンス行動は，内面的な動機によって促された納税意欲（tax morale）によるものが大きいと言える。

Dwenger, *et al.*［2016］が実証分析のための概念的な枠組みとして提示している理論モデルは，Andreoni［1990］によるウォーム・グロウ（warm-glow）・モデルである。ウォーム・グロウ・モデルでは，チャリティーのような個々人の貢献により公共財が供給される状況で，この公共財からだけでなく，自分自身の貢献量（または額）からも直接便益を得るような選好を持つ準利他的（impure altruistic）な個人を想定している。Dwenger, *et al.*［2016］は，ウォーム・グロウ・モデルにおける個人の自発的貢献量を個々の納税者の“自発的な”納税額に置き換えている。正式に記述すると，納税者 i の効用関数は，

$$u_i(x_i, T_i, \sigma_i) \tag{2.9}$$

と表される。ただし，$T_i \equiv \tau(y_i - e_i)$ は納税者 i の納税額であり，u_i は T_i の増加関数である。σ_i は納

税者 i の内面的な動機の強さを反映した選好パラメーターを表す。可処分所得 x_i は金銭的もしくは外面的な便益を，納税額 T_i は内面的な便益をそれぞれもたらす。内面的な便益の外面的な便益に対する限界代替率 $(\partial u_i/\partial T_i)/(\partial u_i/\partial x_i)$ は σ_i とともに増加し，$\sigma_i=0$ のときはゼロに等しいと仮定される。したがって，$\sigma_i=0$ のとき内面的な便益はないので，この状況は AS モデルに相当する。この枠組みの中では，税務調査の確率 p がゼロのときに納税者が脱税を選択するならば，σ_i がゼロか十分に小さい値である必要がある。それゆえに，実験の結果は，自発的な納税が個人の便益を高めるような内面的動機の存在を示唆している。それと同時に，（2.9）式の効用関数では説明できない現象も観察されている。具体的には，実際に支払った税額から納税義務額を差し引いた値の分布を推計したところ，ゼロ（正直な申告）が突出して高い密度を示している点である。選好パラメーター σ_i は個人によって異なり得る。しかし，寄付も選択できる状況で，ちょうど納税義務額を支払うような行動をもたらす選好パラメーターを持った個人が他より突出して多いことは，何か他の要因が働いているとしか考えられない。この実験の結果は，法に従う義務の意識がその要因である可能性を示している。これは，Gordon［1989］のモデルのように，法に反する行為をしたときの心理費用が内面的動機を生み出すもう一つの要因として考えられるかもしれない。

2. 3. 脱税額と税率との関係

2.1 節で見た通り，AS モデルにおいて，絶対的リスク回避度逓減の仮定の下で，税率の上昇は納税者にとって最適な隠匿所得額を減らす。（（2.3）式参照）これに対して，Clotfelter［1983］は，IRS の納税者コンプライアンス測定プログラム（Taxpayer Compliance Measurement Program；以降，TCMP）の調査から得られたデータ（1969 年の 47000 人分の納税申告書）を用いて，納税者のコンプライアンス行動に与える税率や所得などの効果を検証した。TCMP など既存のデータから税のコンプライアンス行動を実証的に推計するのには，多くの困難が伴う。実際に税務調査の対象となる人は納税申告書を提出した人のうちの 1〜2％に過ぎない上，納税申告書を提出しない者もいるので，隠匿所得額を直接観察できない。したがって，調査された納税申告書と調査結果から隠匿所得額を推計することが必要になるが，申告所得額と税当局による修正申告所得額の不一致のすべてが意図的なもの，すなわち脱税であるとは限らない。なぜなら，それが納税者による単純な申告ミスによるものも含まれているかもしれないし，税当局が指摘した“正しい”申告所得額が真の申告所得額であるとも限らないからである。前者の申告ミスについては過少申告と過大申告の 2 つがあり得るので，申告ミスがこれら 2 つの間でランダムに生じるなら，全体の平均においては互いに相殺され，平均の申告ミスはなくなるはずである。しかし，TCMP のデータから，過少申告をする傾向の方がはるかに高く，過少申告をする納税者数は過大申告をする納税者数の 4 倍以上であることがわかった。このことから，Clotfelter［1983］は過少申告所得を脱税の基本的な指標として，実証分析を行っている。その結果，より高い税率は隠匿所得額を増やすことがわかった。これは，（2.3）式で示された AS モデルの比較静学の結果と正反対である。

Hashimzade, *et al*.［2013］はこの点に関して，絶対的リスク回避度逓減という仮定が必ずしも普遍的に受け入れられるものではないと指摘したうえで，絶対的リスク回避度が逓増するなら税率の上昇は隠匿所得額を増やすという結果の余地があると主張している。他方で，AS モデルにおいて，絶対的リスク回避度が逓増するならば，（2.4）式より，所得の増加に伴い隠匿所得額が減少するが，逓減するならばそれは増加する。Clotfelter［1983］による実証分析の結果は，所得の増加が隠匿所得額を増やすことを示しており，絶対的リスク回避度逓減の仮定と整合的である。

Alm, Jackson and Mckee［1992］は，実験室実験で得たデータから，所得，税率，罰金率，税務調査の頻度，そして公共財の有無のそれぞれが隠匿所得額に与える効果を検証している。彼らの実験においては，税率の上昇は隠匿所得額を増やすが，所得の上昇は隠匿所得額を減らすという結果が得られている。したがって，後者の結果は Clotfelter［1983］のそれとは逆である。一方で，Benjamini and Maital［1985］による実験室実験では，税率の変化と所得の変化ともに，Clotfelter［1983］と整合的な結果を示している。

このように，AS モデルの枠組みの中でリスクに対する態度に関わる前提を変更しても，理論的予測と実証結果との間の不一致を説明することは難しい。そこで，ゴードン・モデル（Gordon［1989］）に立ち戻って，AS モデルにおける非金銭的な心理費用の不在がこの問題の一部を説明することを以下で示す。

（2.8）式の $V_i(e_i)$ を最大化するための 1 階条件 $EU_i'(e_i)-\gamma_i=0$ に陰関数定理を適用して，

$$\frac{\partial e_i^*}{\partial \tau}=\frac{\gamma_i/\tau-\tau[(1-p)u_i''(x_i^n)-psu_i''(x_i^c)]}{-EU_i''(e_i^*)} \tag{2.10}$$

が得られる。(2.10) 式の右辺の分母は，2 階条件より $EU_i''(e_i^*)<0$ なので正の値を持つ。したがって，分子の符号が税率の上昇による隠匿所得額への効果の方向を決めるが，それは単位モラル費用 γ_i の値に依存する。$\gamma_i=0$ ならば AS モデルに一致する（（2.3）式参照）ので，絶対的リスク回避度逓減の仮定の下では負の値を持つ。他方で，$\gamma_i\to EU_i'(0)$ のとき e_i^* はゼロになるので，分子の角括弧内は $(1-p-ps)u_i''\big((1-\tau)y_i\big)$ に等しくなる。AS モデルにおいて内点解を保証する $s<(1-p)/p$ という仮定の下ではこの値は負となるので，分子は正の値を持つ。次に，2.2 節で確認した通り $\partial e_i^*/\partial\gamma_i<0$ であり，かつ，絶対的リスク回避度逓減により $u_i'''(x_i)>0$ であるので，分子の角括弧内は γ_i について単調に減少することが確かめられる。ゆえに，分子の値は $\gamma_i\in\big(0,EU_i'(0)\big)$ について単調に増加するので，0 と $EU_i'(0)$ の間に $\partial e_i^*/\partial\tau=0$ となるような γ^* が存在する。この結果をまとめると，以下のようになる。

$$\gamma_i\begin{matrix}>\\=\\<\end{matrix}\gamma^*\ \text{ならば}\ \frac{\partial e_i^*}{\partial\tau}\begin{matrix}>\\=\\<\end{matrix}0.$$

このように，特定の閾値よりも高い単位モラル費用を持つ個人は，税率の上昇に対し隠匿額の増加で反応する。単位モラル費用は個人間で異なるであろうから，社会全体の平均で見て税率の上昇が隠匿額を増やすかどうかは，単位モラル費用の社会全体の分布に依存する。すなわち，社会において γ^* を上回る単位モラル費用を持つ個人がそれ以外の個人に比べて十分に多いならば，税率の上昇は平均で隠匿所得額を増やすであろう。

この効果は単位モラル費用 γ_i が $EU_i'(0)$ を下回るような個人，すなわち，正の隠匿所得額を選択するような納税者の行動の変化を調べたものであるので，インテンシブ・マージンでの限界効果と言うことができる。それに対して，脱税を行うか行わないかに関する選択に与える効果は，エクステンシブ・マージンにおける効果である。すなわち，γ_i が $EU_i'(0)$ を上回るような個人は所得全額を正直に申告するので，税率の上昇が閾値 $EU_i'(0)$ を引き上げれば新たに脱税を行う納税者が増え，結果的に平均の隠匿額が上昇する可能性がある。$EU_i'(0)=(1-p-ps)\tau u_i'\big((1-\tau)y_i\big)$ であるので，リスク回避的（すなわち，$u_i''<0$）ならば，税率 τ が上がると閾値 $EU_i'(0)$ は上昇することが確かめら

れる。したがって，税率上昇前に所得全額を正直に申告していた納税者の一部は，税率の上昇により新たな脱税者となる可能性がある。

このように，インテンシブ・マージンだけではなく，エクステンシブ・マージンでも相対的に高い単位モラル費用を持つ個人が多く存在すれば，税率の上昇は平均隠匿額を増やす。しかしながら，税率の上昇が平均隠匿額を増やすことが現実に観察されるからと言って，その社会において高いモラルを持つ個人が多数を占める証拠であると言うことはできない。まだ観察されていない他の要因が存在するかもしれないからである。それでもなお，上で紹介したいくつかの実証分析とゴードン・モデルの理論的分析から，モラル費用のような非金銭的選好を持つ納税者の存在が社会全体の平均のコンプライアンス行動に影響を与えている可能性はあると言えるであろう。

2. 4. 社会的納税者の可能性

脱税に伴う心理費用はモラル費用だけでなく，評判費用，すなわち，脱税という違法行為が社会の他の人々に知られることで評判が毀損されることに伴う心理費用も考えられる。この評判費用はスティグマ費用と言うこともでき，この費用の大きさは，社会が脱税に対してどのような考え方を持っているのかに依存する。言い換えれば，ある個人が自分の脱税行為に対して感じる心理的負担の軽重は，社会が脱税に対して厳しい姿勢を示すと予想するか，寛容であると予想するかによって変わる。このとき，個々の納税者は脱税が少ないような社会は脱税行為に厳しいものと認識するし，脱税が横行する社会では寛容であると認識するであろう。したがって，同一社会に属する納税者間の相互作用が生まれ，それが個々の納税行動に影響する可能性がある。このような他の納税者の行動に影響される一方で，他の納税者の行動にその行動が影響を与えるような納税者を社会的納税者と呼ぶ。

2. 4. 1. 社会的均衡

ゴードン・モデルにおける単位モラル費用 γ_i は，個人 i の生来的なものであり，少なくとも短期的には変化しない内在化された選好パラメーターである。Erard and Feinstein［1994］においてその存在が示唆される罪悪感や恥といった心理費用も，個人に生来的なものとみなされる。これに対して，Gordon［1989］は，上述したような評判費用を彼のモデルに取り込み，心理費用としてモラル費用 $\gamma_i e_i$ に評判費用 $b_i \omega e_i$ を加えた。ただし，b_i は社会の中で脱税が道徳的に間違っていると考えていると納税者 i が信じる他の納税者の割合であり，ω は納税者 i にとっての評判費用の強さを表す正のパラメーターで，全ての納税者について同一であると仮定する。パラメーター ω は γ_i と同様に生来的なもので，他の納税者の行動から影響を受けないが，b_i は社会の脱税に対する考え方についての納税者 i の信念であり，その信念は他の納税者の行動に影響される。拡張されたゴードン・モデルにおいて，単位心理費用は $\gamma_i + b_i \omega$ となることと前節でのエクステンシブ・マージンにおける納税者の選択からわかるように，納税者 i が $\gamma_i \geq EU_i'(0) - b_i \omega$ であるような単位モラル費用 γ_i を持つならば全額を正直に申告し，さもなければ脱税を選択する。したがって，単位評判費用 $b_i \omega$ 分だけ閾値が下がるので，正直に申告した納税者の一部は，脱税は道徳的に間違った行為であるという考えから脱税を選択しないが，残りは社会の規範に従って脱税を選択しないものと考えられる。このことは，脱税をしなかった納税者がみな脱税は悪行であると考えているわけではないことを意味している。その一方で，単位モラル費用 γ_i の分布が外生的であるとすると，脱税をしなかった納税者の中の一定割合は常に脱税に対して否定的な考え方を持っていることになる。それゆえ，脱税をしなかった納税者の割合は，信念 b_i の良い指標となるであろう。

拡張されたゴードン・モデルでは離散時間 t が導入され，b_{it} を納税者 i の t 期における信念として，

$$b_{it} = 1 - n_{t-1} \tag{2.11}$$

と仮定している。ただし，n_{t-1} は $t-1$ 期における脱税者の割合を示す。すなわち，社会の脱税に対する考え方についての納税者 i の信念は，昨期において脱税をしなかった納税者の割合に比例すると仮定している。したがって，納税者 i が正直に申告するための条件は $\gamma_i \geq EU_i'(0) - (1-n_{t-1})\omega \equiv \hat{\gamma}_i(n_{t-1})$ となる。すべての納税者が同じ所得 y および同型の効用関数 $u(\cdot)$ を持つならば，$\hat{\gamma}_i(n_{t-1})$ と $EU_i'(0)$ はすべての納税者について同じ $\hat{\gamma}(n_{t-1})$ および $EU'(0)$ になるので，以下の 1 階差分方程式を得る。

$$n_t = F\big(\hat{\gamma}(n_{t-1})\big) \tag{2.12}$$

ただし，$F(\cdot)$ は単位モラル費用 γ についての累積分布関数である。このように，t 期における脱税者の割合は $t-1$ 期における脱税者の割合の増加とともに増加する。(2.12) 式の定常解 n^* は社会的均衡と呼ばれる。γ が区間 $[0, \Gamma]$ 上を一様に分布するなら，(2.12) 式より $n_t = \hat{\gamma}(n_{t-1})/\Gamma$ となる。**図 1** には，この逆関数 $\hat{\gamma}(n_{t-1}) = F^{-1}(n_t) = \Gamma n_t$ が，傾きが Γ の右上がりの直線として描かれている。他方，関数 $\hat{\gamma}(n_{t-1}) = EU'(0) - (1-n_{t-1})\omega$ は傾きが ω の右上がりの直線となる。ここで，$\Gamma > EU'(0) > \omega$ であるとしよう。このケースでは，関数 $\hat{\gamma}(n_{t-1})$ の傾きが分布関数の逆関数 $F^{-1}(n_t)$ の傾きより小さい。さらに，(2.12) 式より，$n_{t-1} = 0$ について $n_t = F(EU_i'(0) - \omega) > 0$ であり，$n_{t-1} = 1$ について $1 - n_t = 1 - F\big(EU'(0)\big) > 1 - F(\Gamma) = 0$（すなわち，$n_t < 1$）であるので，図 1 において関数 $\hat{\gamma}(n_{t-1})$が破線のように描かれ，A 点が安定な社会的均衡となる。他方で，$\omega > EU'(0) > \Gamma$ ならば，反対に $F^{-1}(n_t)$ の傾きよりも $\hat{\gamma}_i(n_{t-1})$ の傾きの方が大きく，$n_t = 0$ について $n_{t-1} = [F^{-1}(0) - EU'(0)]\omega^{-1} + 1 = [\omega - EU'(0)]\omega^{-1} > 0$ であり，$n_t = 1$ について $1 - n_{t-1} = -[F^{-1}(1) - EU'(0)]\omega^{-1} = [EU'(0) - \Gamma]\omega^{-1} > 0$（すなわち，$n_{t-1} < 1$）となる。したがって，図 1 において $\hat{\gamma}(n_{t-1})$ が点線のように描かれ，A 点は不安定な社会的均衡となる。このように，社会的均衡には安定均衡と不安定均衡があり得る。

単位モラル費用 γ の分布が一様でなければ，社会的均衡が複数存在する可能性がある。**図 2** には $F(\gamma)$ が正規分布のケースが描かれている。この場合，3 つの定常均衡が存在し得る。そのうちの 1

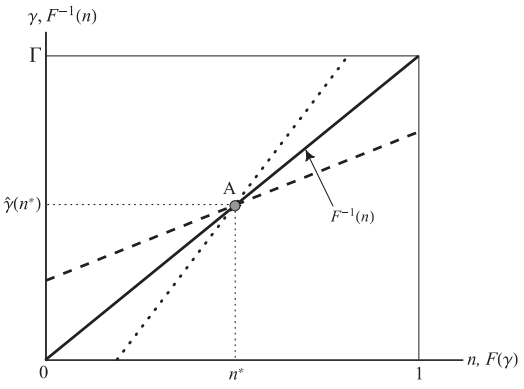


図 1　一意的な社会的均衡

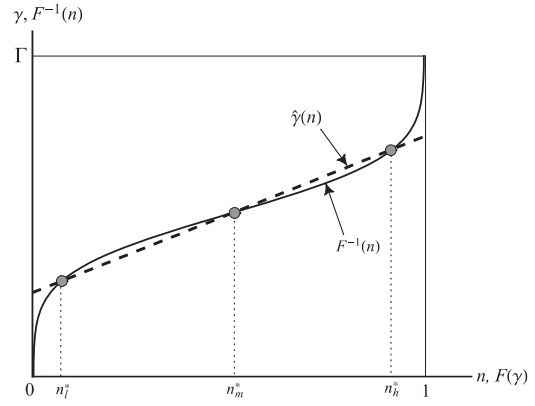


図 2　複数の社会的均衡（γ が正規分布に従うケース）

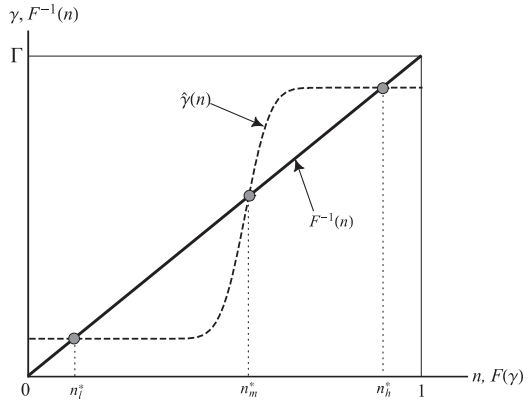


図３　複数の社会的均衡（評判費用が非線形となるケース）

つである n_m^* は不安定な均衡であるが，残りの 2 つである n_l^* と n_h^* はともに安定的な均衡となる。脱税者数が少ない状態が社会的に好ましいならば，n_l^* は良い社会的均衡であり，n_h^* は悪い社会的均衡と言える。このような複数安定均衡は，納税のモラルに関わる生来的な選好タイプについて個人間でばらつきが比較的少なく同質に近い社会で生じ得る。

Traxler［2010］は，(2.11) 式を $b_{it}=c(1-n_{t-1})$（ただし，$c'(\cdot)>0$）とすることによってゴードン・モデルを一般化している。このとき，$\hat{\gamma}(n_{t-1})=EU'(0)-c(1-n_{t-1})\omega$ となり，関数 $c(\cdot)$ が非線形ならば $\hat{\gamma}(\cdot)$ も非線形になる。例えば，昨期の遵法者の割合 $1-n_{t-1}$ が 0.5 より小さければ，各納税者は脱税は社会規範に反していないと過半数の人々が考えているとみなすので，評判費用は非常に低くなるかもしれない。しかし，0.5 を超えると過半数の人々が脱税は悪行であると考えていると思い，急激に評判費用が上昇するであろう。このようなケースは，**図３** に描かれている。（ただし，$F(\gamma)$ は一様分布である。）図 2 のケースと同様に，3 つの社会的均衡が存在し，そのうち脱税者の割合が一番低い状態 n_l^* と高い状態 n_h^* が安定均衡となる。したがって，良い均衡と悪い均衡が存在する。

このように，社会的均衡の数は，社会における非金銭的な選好タイプの分布や納税に対する社会規範についての各個人の認識に依存する。とりわけ，安定的な均衡が社会的に好ましい状態であるものとそうでないもののどちらかである場合，そのいずれかを理論的に予測することは難しい。進化ゲーム論のアプローチに従い，どちらの状態が確率的に安定（stochastically stable）か見分けることができるかもしれない[5]。しかし，たとえ 2 つのうちのいずれかの状態が確率的に安定な状態であることを理論的に示すことができても，それが現実の良い近似であると言うことはできないであろう。なぜなら，確率的に安定な状態に収束するには非常に長い期間を要する場合が多く，この間に，税率などの政策変数はもちろん，個々人の生来的な心理費用の分布すら変化するかもしれないからである。

Gordon［1993］や Traxler［2010］による社会的均衡の理論的予測については，もう一つ難点がある。彼らのモデルでは，納税者の個人所得が同じであると仮定しているが，所得の異質性を導入すれば，コンプライアンスの閾値 $\hat{\gamma}_i(n_{t-1})$ が個人間で異なることになる。特に，所得 y_i が増加すれば $EU_i'(0)$

5）確率的に安定な状態（a stochastically stable state）という長期均衡の概念は，Young［1993］または Kandori, *et al.*［1993］により確立されたものである。

$=(1-p-ps)\tau u'\big((1-\tau)y_i\big)$ は減少するので，より高い所得階層になるほど，脱税者の割合は少なくなる。このとき，所得階層ごとの脱税者割合に基づいて社会的均衡を導出する必要があり，複雑性が増して理論的な予測は非常に困難になるであろう。

上で見た通り，ゴードン･モデルは，隠匿所得額を増やすほど，モラル費用であれ評判費用であれ，心理費用が増加するような非金銭的選好を定式化している。これに対して，Myles and Naylor［1996］は，個々の納税者が属するグループのコンプライアンス行動に同調すること（conformity）から得られる効用を金銭的効用に加えた効用関数を定式化して，社会的均衡の存在を示した。具体的には，自分が属するグループの中の遵法者の割合 $1-n_{t-1}$ が高いほど脱税しないことによる効用が高まるが，少しでも脱税を行えば，同調からの効用はゼロになる。この定式では，負の隠匿所得（寄付）が考慮されるのでない限り，脱税しない納税者は隠匿額をゼロとするしかないので，同調による効用は納税者の選択変数（隠匿額）とは独立である。すなわち，遵法者の割合 $1-n_{t-1}$ を所与として正直に申告すれば一定の同調からの効用を得るが，1 円でも脱税すればそれは失われるので，この同調からの効用は納税者のエクステンシブ・マージンでの選択（脱税をするかしないかの選択）にのみ影響する。したがって，同調からの効用が $EU(e^{AS})-EU(0)$ よりも小さい個人は脱税者となる。社会的均衡はゴードン・モデルと同様に脱税者の割合 n で示されるので，同調からの効用に関する社会の分布によっては，複数の定常均衡が存在する可能性がある。

2. 4. 2. 公平感と互恵的動機

Fortin, *et al.*［2007］は，同調と公平（fairness）が納税行動に与える影響を調べるために，実験室実験から得られたデータを基に実証分析を行っている。彼らは，各納税者が自分が属するグループの他の構成員の平均申告額の主観的な期待値とともに自分の申告額を増やすなら，それは同調に基づく非金銭的動機によるものと仮定している。（これは，自分が属するグループの中の遵法者の割合とともに申告額を増やすと仮定している Myles and Naylor［1996］の同調とは異なる。）しかし，実験データを用いた実証分析の結果，他のグループ構成員の平均申告額と各被験者の申告額との間に有意な正の相関は見られなかった。他方，個人間で異なる税率を課す設定の下で，他のグループ構成員の平均税率と各被験者の申告額との間には有意な正の相関が確認された。これは，各被験者は他のグループ構成員の平均税率と乖離すれば不公平感を抱き，納税額で調整しようとしているものと解釈できる。すなわち，納税者間の水平的不平等が納税行動に影響していることを示唆するものである。

Bazart and Bonein［2014］は，個人間の税率の相違は政府が策定した税制に起因するものであることから，この相違がもたらす不平等を水平ではなく垂直的不平等と呼んでいる。さらに，この垂直的不平等は納税者に不公平感をもたらし，それが心理費用として納税者の選択に影響するものと仮定した。納税者 i が属するグループの他の構成員の平均税率を $\bar{\tau}_{-i}$ とすると，納税者 i は，

$$EU_i(e_i)-\zeta_i(\bar{\tau}_{-i}-\tau_i)e_i \tag{2.13}$$

を最大にするような隠匿所得額 e_i を選択しようとする。ただし，ζ_i は正のパラメーターである。(2.13) 式の第 2 項から，$\tau_i>\bar{\tau}_{-i}$ ならば納税者 i はグループの中で相対的に高い税率を課されているので，自分にとって不利な垂直的不平等に直面している。このときは，税率がより平等であるときと比べてより高い隠匿額 e_i を選ぶであろう。逆に，$\tau_i<\bar{\tau}_{-i}$ ならば相対的に低い税率を課されているので，自分にとって有利な垂直的不平等に直面し，より平等なときよりも小さい e_i を選択する

であろう。これは納税者の互恵的行動（reciprocal behavior）を表しており，垂直的不平等に起因しているので，垂直的互恵性（vertical reciprocity）による納税行動と呼ぶことができる。

（2.13）式から明らかなように，正の ζ_i を持つならば，不利な不平等に直面した納税者 i は，$\zeta_i=0$ のときと比べて，より大きな e_i を最適に選択することが予想され，他方で，有利な不平等に直面したら，より小さな e_i を選択することが予想される。Bazart and Bonein［2014］は実験室実験で，このような垂直的互恵性から生じるであろう理論的予測を検証している。実験における第 1 の処置では，各被験者にはグループの他の被験者の税率に関する情報は伝えない状況を設定し，ベンチマークとしている。第 2 と第 3 の処置はそれぞれ，不利な不平等と有利な不平等をもたらす設定である。実験の結果，不利な垂直的不平等は脱税者の数を増やすことがわかった。すなわち，遵法者が不利な垂直的不平等に直面すると，脱税を選択するという形での垂直的互恵行動を示している。他方，有利な垂直的不平等は，脱税者の脱税の額を少しであるが減らすという，理論的予測と整合的な結果を示している。これらの結果は Fortin, *et al.*［2007］による実験結果とも整合的である。

Bazart and Bonein［2014］は同じ実験で，水平的互恵性（horizontal reciprocity）に関しても調べている。$e_{i,t}$ を納税者 i の t 期における隠匿所得額，$\bar{e}_{-i,t}$ を納税者 i 以外のグループ構成員の平均隠匿所得額とすると，納税者 i の t 期における目的関数は以下のように表される。

$$EU_i(e_{i,t}) - \delta_i(e_{i,t-1} - \bar{e}_{-i,t-1})e_{i,t} \tag{2.14}$$

ただし，δ_i は水平的互恵性の強さを表す正のパラメーターである。（2.14）式第 2 項からわかるように，$e_{i,t-1} < \bar{e}_{-i,t-1}$ ならば納税者 i は不利な水平的不平等に直面し，より平等なときよりも高い $e_{i,t}$ を選択しようとするであろう。他方で，$e_{i,t-1} > \bar{e}_{-i,t-1}$ ならば有利な水平的不平等に直面し，より低い $e_{i,t}$ を選択しようとする。この水平的互恵性の定式は，Fehr and Schmidt［1999］における不平等回避（inequity aversion）を組み込んだ効用関数と整合的である。また，納税者は今期の意思決定のために，昨期のみの自分と他者の隠匿額を参考にしているので，近視眼的な納税者を仮定している。（2.14）式の目的関数から，不利な水平的不平等は他者の選択に関する情報がないときと比べて隠匿額を増やし，有利な水平的不平等は隠匿額を減らすという理論的な予測が成り立つ。実験結果は，各被験者が昨期の他のグループ構成員の平均申告額を参照して今期の申告額を調整していることを示している。具体的には，他のグループ構成員の平均隠匿額を下回る隠匿額（不利な水平的不平等）を選んだ約 61％の被験者のうち約 55％は，昨期よりも隠匿額を増やしている。他方，約 39％の被験者の隠匿額が他のグループ構成員の平均隠匿額を上回って（有利な水平的不平等）おり，そのうち約 79％は昨期よりも隠匿額を減らしている。すなわち，不利な水平的不平等に直面した納税者は負の互恵的行動を，有利な水平的不平等に対しては正の互恵的行動をとっていることが確かめられる。

Fortin, *et al.*［2007］の実験では，他のグループ構成員の平均申告所得額と各被験者の申告所得額との間に有意な相関関係が見られないので，Bazart and Bonein［2014］の実験結果はこの結果と異なるように見える。しかし，Bazart and Bonein［2014］においても，水平的不平等が認識できる処置とベンチマークの処置（他者の過去の納税行動に関する情報を与えない処置）を比較して，平均隠匿額に有意な差は見られない。しかし，上で述べた通り，被験者を有利な水平的不平等に直面した者と不利な水平的不平等の直面した者に分けて見れば，他者の平均隠匿額が隠匿額の選択に影響を与えていることがわかる。Fortin, *et al.*［2007］は他者の平均申告額に同調することから得られる

効用の有無を検証し，同調が納税者の非金銭的選好を構成している可能性は高くないことを示している。これに対して，Bazart and Bonein［2014］の結果は，各納税者が他者の平均申告額を参照点とし，不平等回避に基づく不公平感に従い納税行動を選択している可能性が高いことを示唆している。

3. 社会的納税者と税情報公開

2.4 節で取り上げた実験の結果は，自分が属するグループの構成員の納税行動を参照して自分の行動を決定する社会的納税者が存在する可能性を示唆している。これらの実験のモデルでは，各納税者は職業仲間や友人・知人といった比較的狭いグループ内の他の納税者の行動を参照するものと仮定している。このような状況では，同じ社会の中でもグループごとに平均のコンプライアンス率が異なるかもしれない。しかし，より長期的な視点に立てば，各グループが他のグループと完全に隔絶されているのでない限り，異なるグループ間での相互参照が時間をかけて繰り返し行われるので，グループ間のコンプライアンス率の差異は縮小するかもしれない。ここで，もし政府が納税者の納税申告書や税務調査の結果を社会に広く開示するならば，社会的納税者間の相互作用がもたらすコンプライアンス行動への影響は，比較的短期間で社会全体に広まるものと考えられる。したがって，政府による税情報の公開は社会全体のコンプライアンス率の改善に役立つ可能性がある。本節ではまず，税務調査の頻度ないしは罰金率の引き上げといった伝統的な脱税抑止策について議論する。次に，税情報公開の脱税抑止効果に関する実証研究を紹介したうえで，それらの研究を基に理論モデルを構築して，税情報公開の効果に関して理論的分析を提示する。

3. 1. 伝統的な脱税抑止策とその限界

2.1 節の AS モデルの比較静学分析において，税務調査の頻度と罰金率の引き上げはともに脱税を減らすことが明確に示された。これらの理論的予測は，税率が与える申告所得額への影響に関する予測と異なり，多くの実証研究の結果とも矛盾しない。すなわち，脱税を抑止するためには，調査の頻度を上げるか，罰金率を上げるか，またはその両方が有効であると言える。しかし，現実には，すでに紹介した通り，アメリカでの税務調査頻度は 1％前後である。調査頻度が非常に小さい要因として，税務調査にかかる費用が挙げられる。税務調査は機械化・自動化することが難しく，人的資源にその多くを頼らざるを得ない。OECD［2017］によると，データが入手できた OECD 加盟国平均で見て，税行政機関で税関連業務に携わる職員のうち税務調査を担っている職員の割合は，およそ 3 分の 1 に達している。にもかかわらず，調査頻度が低いという事実は，追加的に調査件数を増やすことにかかる調査費用が，それによる税の増収分の見込額と比べて非効率的に高いことを示唆している。したがって，調査頻度を増やす政策は，税行政の効率性の観点から制約的にならざるを得ない。

他方で，罰金率を引き上げる政策には費用は伴わない。しかし，調査頻度が非常に低く，それゆえに摘発される確率も非常に低い中では，罰金率を十分に高くするか，もしくは，納税者のリスク回避度が非常に高いのでない限り，脱税を抑止するための十分な効果は得られにくいであろう。Benjamini and Maital［1985］の実験室実験では，罰金率の上昇が真の所得に占める申告所得額の割合を増やすことが観察されている。しかしながら，彼らの実験では罰金率が 400％と 1000％の 2 つケースを扱っているが，実際にはアメリカでは 40％～75％，日本では 10％～20％であり，現実から

見るとかなり高いと言わざるを得ない[6]。これに対して，罰金率を 100％，200％，300％に設定した Alm, Jackson and Mckee［1992］の実験では，申告所得額の割合に対する罰金率の弾力性は実質的にゼロであった。単純に比較はできないが，両方の実験で税務調査の確率を 4％としているので，非常に低い税務調査頻度の下では，非現実的に高い罰金を科すのでなければ，罰金率の引き上げはあまり効果的ではないと言える。

3. 2. 税情報公開の効果に関する実証研究

伝統的な抑止策は納税者の金銭的動機に訴えるものである。したがって，納税者がモラル費用や評判費用，同調といった非金銭的動機を持つならば，コンプライアンス行動に対する伝統的抑止策の効果はさらに薄められるかもしれない。2 節で見たように，主に実験によるデータから非金銭的動機の存在が確かめられるようになって以来，伝統的抑止策の限界とともに，非金銭的動機に訴える脱税抑止策の重要性が認識されてきた。とりわけ，実験室実験において各納税者の行動が他の納税者の行動と相互に依存し合っている可能性が示されている（2.4 節）ことから，他の納税者の納税に関わる情報の公開によって，コンプライアンス行動に何らかの影響があるのではないかという予想ができる。すなわち，税情報の公開が各納税者の非金銭的動機に訴え，結果としてコンプライアンス行動を促進する可能性が考えられる。

しかし，税情報公開が納税者の平均のコンプライアンス行動に与える効果に関しては，現状で明確にされているとは言い難い。その理由の 1 つとして，長期間継続的に税情報の全部または一部を何らかの形で誰もが入手可能にしている国は限られていることが挙げられる。ノルウェーは個人所得税に関する情報（納税申告書など）をインターネットを通じて取得することができる。入手できる情報の範囲と入手のしやすさという点から，ノルウェーは最も税情報公開が進んだ国と言える。しかし，ノルウェーは特殊な例であり，フィンランドやスウェーデン，アイスランドは個人の税情報を公開しているものの，入手のしやすさという点からノルウェーよりも開示の程度は限定的である。（Bø, *et al.*［2015］参照）日本では，1950 年から高額納税者公示制度が施行されていたが，2005 年に廃止された。アメリカでは，1934 年に議会が税情報を公開する条項を法律に書き入れたが，激しい論争を巻き起こし，まもなく廃案になったため，実際に公開されることはなかった。以来，個人の税情報公開は行われておらず，それどころか，政府内ですら納税申告書の情報の頒布が厳しく制限されている。（Hasegawa, *et al.*［2013］参照）イタリアでは原則，個人の税情報の幅広い公開が法律で認められている。したがって，新聞社が時折，高額所得者の氏名と所得を公表していたが，2008 年に税務当局がすべてのイタリア人の納税者の税情報をインターネットで公開し，それを誰でも入手可能にした。しかし，個人情報保護の点から違法性が指摘され，数時間後にインターネットでの公開は取り止めになった。（Alm, *et al.*［2017］参照）

3. 2. 1. 実証研究：日本およびノルウェー

このように，税情報公開を実施している，あるいは実施していた国々は少数派に属するが，これらの国々のデータを用いて税情報公開の効果に関する実証分析を行なっている研究は少ないながら

6）日本の 10％～20％の罰金率は行政罰として科されるもので，刑事罰としては 1000 万円以下，もしくは脱税額以下の罰金が科される。脱税額以下の罰金であれば，その率は 100％である。OECD 加盟国の多くは 100％以下であり，いくつかの国々で，200％～300％の罰金率を定めている。詳細は，OECD［2015］の Annex を参照されたい。

存在する。Hasegawa, *et al.*［2013］は，日本の高額納税者公示制度が実施されていた頃（2001 年，2002 年，2003 年）のデータを用いて分析している。高額納税者公示制度は 1950 年に始まり 2004 年まで続いた制度で，1983 年以降は課税所得額 3400 万円（納税額 1000 万円）以上の高額納税者の氏名と住所，課税所得額と納税額が，税務署の掲示板に約 2 週間掲示された。Hasegawa, *et al.*［2013］は，個人の税情報の公開と秘匿を分ける 3400 万円という課税所得額に着目した。もし，開示の要件を満たす納税者が自分の税情報が公開されることに心理的な負担を感じるなら，3400 万円を下回る額を申告して情報の公開を避けようとするであろう。このことを確かめるために彼らは，納税申告書のデータを基に申告所得額から課税所得の密度分布を推計した。推計した課税所得の密度分布は，納税者がみな正直に申告したときの納税申告書の密度分布の近似とみなすことができる。したがって，実際の提出された申告書の密度分布と推計した正直な申告書の密度分布を比較することによって，高額納税者公示制度が過少申告をもたらしていたかどうかが確かめられる。その結果，閾値の 3400 万円とそれを少し上回る所得を記載した納税申告書の密度が，推計した正直な申告書の密度よりも低いことがわかった。閾値の課税所得額を記載した納税申告書の数は，推計した納税申告書の数よりも 4.1％少ないという推計結果を得ている。このことから，閾値に近い課税所得を持つ納税者は，情報公開を避けるために過少な申告を行なっていたことがわかる。すなわち，高額納税者公示制度は脱税を増やす負の効果を持っていたことになる。

Hasegawa, *et al.*［2013］の実証研究の結果は，高額納税者公示制度のように，特定の課税所得（＝閾値）以上の納税者の情報を公開するような制度にすると，閾値の所得に近い納税者のコンプライアンス行動を下方に歪めてしまうことを示している。ただし，制度が廃止された 2005 年以降のデータがないので，税情報が秘匿に転じたことで申告所得額の分布に以前と比べて変化があったのか否かについての分析は，個人所得税に関してはなされていない。

Bø, *et al.*［2015］は，ノルウェーにおける税情報公開の質的な変化に着目して，この変化が与える納税者のコンプライアンス行動への影響を実証的に分析した。ノルウェーでは，少なくとも 19 世紀中頃から税情報は公開されており，ここ数十年においては，地方の税務署に赴けば，その地域の納税者の情報を入手できるようになっていた。そのような中，2001 年にある全国紙がウェブサイト上に全納税者の情報を掲載したことをきっかけに，他の全国紙も追随し，誰でも自宅にいながらインターネットを介して，知人や有名人の税情報を入手できるようになった。2001 年を境に，税情報の拡散の程度が劇的に変化したと言える。

2001 年より前は地域の納税者の情報をその地域の税務署に出向いて入手しなければならなかったので，一般の納税者はほとんど税情報にアクセスしなかったと考えられる。したがって，2001 年以降は納税者のコンプライアンス行動に何らかの変化があったと予想される。一方で，ノルウェーの一部の地域（31 の自治体）では，2001 年より前に納税申告書の内容が記載されたカタログが販売されていた。情報の内容はその後インターネットを介して入手できるようになったものと同じものなので，これらの地域に住む納税者は，2001 年以降もあまり影響を受けなかったと予想される。そこで Bø, *et al.*［2015］は，納税者がカタログを入手できなかった 107 の自治体に住んでいるならば 1 とするダミー変数を導入した。さらに，申告所得額を操作可能な自営業の納税者のダミー変数を用い，カタログを入手できなかった地域に住む自営業の納税者が 1997 年から 2004 年の間に申告所得額をどのように変化させたのか分析した。結果，カタログを入手できなかった地域に住む自営業の納税者の申告所得額は，2001 年以降の平均で 3.1％増えたことがわかった。申告所得の 3.1％の上昇は約 5 億ノルウェー・クローネの税収増であり，2001 年の個人所得税収の 0.2％に相当する。

このように，ノルウェーにおける 2001 年を境とした税情報公開の質的変化は，個々の納税者のコンプライアンス行動に無視できない正の効果をもたらした。この質的変化は税情報の拡散の程度を飛躍的に高めるものなので，自分の脱税が広く知られることを恥と感じる納税者が少なからず存在した可能性が考えられる。2.2 節で取り上げた Erard and Feinstein［1994］の実証分析は罪悪感と恥の存在を示唆しているが，恥は脱税が発覚したときにそれが他者に知られることにより感じる心理費用とみなされている。2001 年より前と比べて申告所得額を増やした納税者が，インターネットを介して自分の違法行為が広く知れ渡ることを恥と感じて増やしたのであれば，Bø, *et al.*［2015］の結果は Erard and Feinstein［1994］と整合的である。他方で，Gordon［1993］の評判費用が 2001 年以降のコンプライアンス行動の変化を説明するかもしれない。インターネットを介して全国の納税者の情報を簡単に入手できるということは，各納税者が他の納税者の税情報を参照する可能性がある。このとき，各納税者は他の納税者の情報から，社会の他の構成員が脱税に寛容か否かを判断して行動する可能性がある。すなわち，2001 年の変化が納税者間の相互行動を促した可能性も考えられる。いずれにしても，Bø, *et al.*［2015］の実証研究から，情報公開の程度の変化がどのような非金銭的動機を刺激したのかを見出すことはできない。

3. 2. 2. 実験室実験

Coricelli, *et al.*［2014］は，実験室実験において，実験のあるラウンドで脱税が発覚したとき，そのラウンドの期末にだけその被験者の顔写真を公開する処置（恩赦処置）と，その後実験が終わるまでのすべてのラウンドの期末において公開する処置（スティグマ処置）の 2 つを比較している。顔写真を公開しない処置をベンチマークとしたとき，遵法者の割合はスティグマ処置では有意な差はないが，恩赦処置ではより高くなっている。さらに，回帰分析の結果，スティグマ処置において，当初は脱税者の烙印が押されることに対する負の感情（恥など）から被験者は脱税を回避する傾向にあるが，ひとたび脱税が発覚して写真が公開された翌期は脱税の傾向が高まっていることがわかった。反対に，恩赦処置では，写真が公開された翌期において脱税の可能性は減少している。このことは，ひとたび評判が失われ回復されないとき，写真の公開は脱税の回避に何の影響も持たないことを示している。また，昨期に脱税が発覚した被験者の隠匿所得の割合の平均は，スティグマ処置で 55.45％，恩赦処置で 46.38％である。回帰分析によって恥の感情の強さと脱税者の翌期の隠匿所得の割合との相関を調べた結果，恩赦処置において強い恥の感情は翌期の隠匿所得の割合を有意に減らすが，スティグマ処置においては有意ではなかった。このことから，ひとたび脱税者の烙印が押されたらそれが消えないような状況では，顔写真の公開は被験者に追加的な心理費用をもたらさず，インテンシブ・マージンにおいても，恥の感情がコンプライアンス行動を高めないことを示唆している。

Coricelli, *et al.*［2014］の実験では，情報が公開されるケースと秘匿されるケースの比較が十分ではなく，情報公開そのものの効果を計ることはできない。それに対して，Alm, *et al.*［2017］は，完全な情報秘匿と完全な情報公開の 2 つの処置を比較している。完全な情報秘匿の処置においては，各被験者の一切の税情報は他の被験者と共有されない設定であり，完全な情報公開の処置においては，脱税が発覚した被験者の顔写真とそのときの申告所得額が他のすべての被験者に公開される。したがって，この実験では，顔写真が公開されることによる心理費用がコンプライアンス行動にどのように影響するか観察することができる。

実験のベースとなるモデルにおいて，心理費用は以下のように定式化されている。

$$C_i(e_i) = K_i(e_i) + \beta_i e_i \tag{3.1}$$

ただし，C_i は納税者 i の税情報が公開されることによる心理費用を表わし，$e_i > 0$ のとき $K_i(e_i) = k_i > 0$ であり，$e_i = 0$ のとき $K_i(e_i) = 0$ である。β_i は隠匿所得額が 1 円増えることによる心理費用 C_i の増加分を表す。すなわち，心理費用は正の隠匿所得額に依存しない固定費用と隠匿所得額に比例する可変費用からなる。ゴードン・モデルでは，モラル費用も評判費用も隠匿所得額に比例するものと仮定していたので，固定費用はない。もし $\beta_i = 0$，すなわち心理費用は固定費用 k_i のみであるならば，心理費用はエクステンシブ・マージンでの選択にのみ影響する。したがって，他の心理費用や準利他的な動機などを持たないならば，脱税を選択したときの隠匿所得額は AS モデルのそれと同じになる。また，C_i は税情報が公開されることによる心理費用なので，脱税が発覚して自分の違法行為が世間に晒されることに伴う恥が関係するものと考えられる[7]。したがって，この心理費用は税情報が秘匿されていたならば負うことのない期待費用である。このことから，完全秘匿の処置よりも完全公開の処置において隠匿所得額が低いことが観察されたなら，（3.1）式のような心理費用の存在を示唆するものと考えられる。

実験結果の分析では，エクステンシブ・マージンでの効果とインテンシブ・マージンでの効果のそれぞれに着目している。前者は遵法者の割合を，後者は所得に占める申告所得の割合をそれぞれ観察することによって測ることができる。結果，顔写真を公開しない（完全秘匿）処置における遵法者の割合が 37.7％であるのに対し，顔写真を公開する（完全公開）処置においては 56.5％であった。他方，申告所得の割合は，顔写真を公開しないときは 69％であるのに対し，公開したときは 73.1％となった。したがって，顔写真を公開することは遵法者の割合と申告所得の割合の両方を増やしている。さらに，隠匿所得の割合についての累積分布関数を見ると，隠匿所得の割合が低い（脱税額が少ない）ところでは，顔写真が公開される処置の方が公開されない処置よりも頻度が高くなっている一方で，割合が中程度以上での頻度は両方の処置でほとんど変わらない。このことから，申告所得の割合の上昇分のほとんどは，申告所得の割合が 1 である遵法者の増加で説明されるであろう[8]。したがって，顔写真の公開がエクステンシブ・マージンでの選択において遵法者を増やす一方で，脱税者の申告所得額にはほとんど影響を与えていないと推測される。すなわち，ひとたび脱税を選択したら，脱税額を増やしても顔写真の公開による心理費用はほとんど変化しない。（3.1）式の心理費用の定式を用いると，この結果は，固定費用の k_i が大きく，限界可変費用の β_i はゼロもしくは非常に小さな値になることを意味する。

顔写真公開の心理費用が専らエクステンシブ・マージンでの選択にのみ影響するのなら，顔写真公開は発覚しなかった脱税者の平均可処分所得と遵法者の平均可処分所得との差を広げることになるであろう。実際，Alm, *et al.*［2017］の実験結果では，写真公開の処置における脱税者の平均申告所得の遵法者のそれに対する比率は，写真を公開しない処置における比率よりも小さいことが確認されている。このことから，もし平均申告所得の推定値のようなマクロの情報が公開されれば，納

7）（3.1）式の C_i には，Gordon［1993］の評判費用も含まれていると考えられるが，実験では遵法者の割合もしくはその推定値が被験者間で共有されておらず，それゆえ C_i は遵法者の割合に依存しないので，他者のコンプライアンス行動が限界評判費用に影響するようなことはない。

8）隠匿所得の割合が低いところで，顔写真公開の処置における頻度が累積で高くなっているのは，隠匿所得の割合がゼロである遵法者の数が多いことによるものと考えられる。

税者の公平感がコンプライアンス行動に影響する可能性が考えられる。2.4 節で取り上げた Bazart and Bonein［2014］の水平的互恵モデル（（2.14）式参照）では，職業仲間や友人・知人といった個人が属するグループの中で入手可能な平均隠匿所得に関する情報に基づいて，各納税者が意思決定することが想定されているが，社会全体の納税者の税情報が公開される場合を想定したものとみなすこともできる。2.4.2 節で述べた通り，グループ内の他者の納税の情報を得ることができる処置とそれができない処置との間にコンプライアンス行動に関して有意な差は見られなかったので，申告所得に関する情報を公開したからといって，納税者のコンプライアンス行動を改善するかどうかは不明である。これは，（2.14）式の第 2 項に見られる互恵的動機の強さを表すパラメーター δ_i が個々の納税者間で異なるために，ある納税者は有利な水平的不平等に直面するが，他の納税者は不利な水平的不平等に直面する可能性があることによるものと考えられる。有利な水平的不平等（すなわち，$e_{i,t-1}-\bar{e}_{-i,t-1}>0$）に直面すると，納税者は隠匿所得額を増やすことで効用を減らすので，昨期よりも隠匿所得額を減らすが，不利な水平的不平等（すなわち，$e_{i,t-1}-\bar{e}_{-i,t-1}<0$）に直面すると，隠匿所得額の増加は効用を増やすので，昨期よりも隠匿所得額を増やす。したがって，互いに打ち消し合う効果を持つので，平均の効果は社会におけるパラメーター δ_i の分布に依存するものと考えられる。

このように，納税者の申告所得に関する情報の公開の効果は不明となるが，平均申告所得を減らすような負の効果，すなわち，伝染効果（a contagion effect）が正の効果を凌駕するときでも，恥ないしはスティグマによる正の効果（シェイミング効果と呼ぶ）を考慮すると，依然として全体の効果は不明になる。Blaufus, *et al.*［2017］は，情報公開の程度が異なる 3 つの処置を比較した実験室実験を実行した。第 1 の処置は，各納税者の申告所得額も被験者の顔写真も公開しない完全秘匿の処置で，第 2 の処置は，各納税者の申告所得額を匿名で公開するが，顔写真は公開しない部分公開の処置である。そして，第 3 の処置は，各納税者の申告所得額と税務調査の結果を顔写真付きで公開する完全公開の処置である。部分公開処置ではシェイミング効果はないので，完全秘匿処置と比べて平均の隠匿所得額が増えれば伝染効果の存在を示唆する。他方で，完全公開処置において，部分公開処置に比べて平均の隠匿所得額が減れば，シェイミング効果によるものと解釈できる。また，完全公開処置を完全秘匿処置と比較したとき，平均の隠匿所得額が増えれば伝染効果がシェイミング効果を上回り，平均の隠匿所得額が減ればシェイミング効果が上回ることになる。15 回繰り返された実験の全体において，伝染効果とシェイミング効果の両方が観察された。加えて，シェイミング効果が伝染効果を上回ることもわかった。さらに掘り下げて見ると，最初の 5 回においては，強いシェイミング効果があるのに対して，伝染効果は見られず，結果として完全公開が平均隠匿所得を減らしている。これに対し，最後の 5 回においてはシェイミング効果は小さくなり，伝染効果がそれを打ち消すことにより，完全公開と完全秘匿の間に平均隠匿所得の差はなくなっている。

3. 3. 税情報公開の効果に関する理論分析とその限界

本節では，前節までに概観した先行研究を基に，税情報公開が納税者のコンプライアンス行動に与える効果に関するモデルを提示し，理論的な分析を行う。さらに，理論的分析の限界を示す。

3. 3. 1. 税情報公開モデル

N 人の納税者はみな同じ所得 y を持ち，私的消費（＝可処分所得）から得られる効用関数 $u(\cdot)$ も同型であるとする。納税者は近視眼的であると仮定し，各々は脱税を行うことによって金銭的期待効用 $EU(\cdot)$ を増やすことができるが，その一方で非金銭的な心理費用も伴う。この心理費用は政府

による税情報公開の程度によって異なるものとする。税情報が完全に秘匿されるケースでは，脱税はゴードン・モデルにおけるモラル費用のみをもたらす。このとき，納税者 i は（2.8）式を最大にするような隠匿所得額 e_i を選択するので，2.2 節で見た通り，より大きな単位モラル費用 γ を持つ納税者ほどより小さな隠匿所得額を選択する。他方，税情報が部分的に公開されるケース，すなわち，税務調査により脱税が発覚した納税者の隠匿所得額と真の課税所得額は公開されるが，脱税者を特定する情報は秘匿されるケースでは，以下の心理費用がもたらされるものとする。

$$G_{i,t}\left(e_{i,t}, e_{i,t-1}-\bar{e}_{-i,t-1}\right) \equiv \gamma_i e_{i,t}+\delta_i\left(e_{i,t-1}-\bar{e}_{-i,t-1}\right)e_{i,t} \tag{3.2}$$

（3.2）式右辺第 1 項の係数 γ_i は納税者 i の単位モラル費用であり，納税者 i の生来的なパラメーターなので，他の納税者の隠匿額に関する情報に依存しない。それに対して，第 2 項は，2.2 節で見た Bazart and Bonein［2014］のモデルにおける水平的不平等回避という公平感がもたらす心理費用である。税務調査の情報が開示されなければ，（3.2）式右辺第 2 項はゼロであると仮定する[9]。すなわち，完全秘匿のケースにおいて，納税者 i は心理費用としてモラル費用 $\gamma_i e_{i,t}$ のみを負う。Bazart and Bonein［2014］のモデルでは，納税者間の税率の相違から生じる垂直的不平等が考慮されているが，このモデルでは税率はすべての納税者に共通とするので，垂直的不平等による心理費用はないものとする。

税情報が完全に公開されるケースでは，不完全公開で開示される情報に加えて，脱税が発覚した納税義務者の氏名など，個人が特定される情報も開示される。したがって，このケースでは，（3.2）式の心理費用に恥や評判の毀損による心理費用が加わる。

$$H_{i,t}\left(e_{i,t}, e_{i,t-1}-\bar{e}_{-i,t-1}\right) \equiv G_{i,t}\left(e_{i,t}, e_{i,t-1}-\bar{e}_{-i,t-1}\right)+pK_i\left(e_{i,t}\right) \tag{3.3}$$

ただし，$e_{i,t}>0$ について $K_i(e_{i,t})=k_i>0$ であり，$e_{i,t}=0$ について $K_i(e_{i,t})=0$ である。Erard and Feinstein［1994］に従い，恥による心理費用は脱税が発覚したときに発生するものとし，t 期の意思決定時には税務調査を受ける確率 p を掛けた期待費用が考慮される。（3.1）式は，このタイプの心理費用に可変費用も含めているが，Alm, *et al.*［2017］の実験結果から可変費用は非常に小さいことが示されているので，このモデルでは固定費用 k_i のみが生じるものとする。

（3.2）式と（3.3）式に基づいて解析的に解を得るために，さらに納税者間の異質性を減らす。ここでは，互恵的動機の強さを表すパラメーター δ_i はすべての納税者に共通の δ とし，恥による固定的心理費用 k_i についても共通の k とする。所得 y が同一で効用関数も同型であると仮定しているので，納税者間で異なる特性は単位モラル費用 γ_i のみとなる。さらに簡単化のために，各納税者の単位モラル費用は γ^H と $\gamma^L(<\gamma^H)$ のうちのいずれかであるものと仮定し，γ^H を持つ高モラル納税者の数を m で表す。

3. 3. 2. 部分情報公開の効果

税情報公開の効果を分析するために，0 期（$t=0$）において税情報は完全秘匿されており，1 期以降（$t\geq 1$）に公開されるものとする。はじめに，1 期以降に税情報が部分公開されるケースから考

9）政府による情報公開がなくても，職業仲間や友人・知人から得た情報で心理費用が発生することも考えられるが，このモデルでは，このようなグループ内での情報交換の効果は無視できるほど小さいと仮定する。

察しよう。2.2 節のゴードン・モデルで確かめた通り，単位モラル費用が高い個人ほど隠匿所得額を少なくするので，税情報が完全に秘匿されているとき（0 期），高モラル納税者の隠匿額 e_0^H は低モラル納税者の隠匿額 e_0^L を下回る。さらに，0 期における納税者 i を除くすべての納税者の平均隠匿所得額は，

$$\bar{e}_{-i,0}=\begin{cases}\frac{(m-1)e_0^H+(N-m)e_0^L}{N-1} & \text{（納税者 } i \text{ が } \gamma^H \text{ を持つとき）}\\ \frac{me_0^H+(N-m-1)e_0^L}{N-1} & \text{（納税者 } i \text{ が } \gamma^L \text{ を持つとき）}\end{cases} \tag{3.4}$$

となる。部分情報の開示が始まる 1 期において，納税者 i は，$e_{i,0}-\bar{e}_{-i,0}$ を所与として $EU\left(e_{i,1}\right)-G_{i,1}\left(e_{i,1},e_{i,0}-\bar{e}_{-i,0}\right)$ を最大にする $e_{i,1}$ を選択する。内点解のための 1 階条件は，（3.4）式を用いると，高モラル納税者について，

$$EU'\left(e_{i,1}\right)-\gamma^H+\frac{\delta(N-m)\left(e_0^L-e_0^H\right)}{N-1}=0 \tag{3.5}$$

であり，低モラル納税者について，

$$EU'\left(e_{i,1}\right)-\gamma^L-\frac{\delta m\left(e_0^L-e_0^H\right)}{N-1}=0 \tag{3.6}$$

となる。（3.5）式と（3.6）式をそれぞれ $e_{i,1}$ について解くと，以下を得る。

$$e_{i,1}=\varphi\left(\gamma^H-\frac{\delta(N-m)\left(e_0^L-e_0^H\right)}{N-1}\right)\equiv e_1^H,$$
$$e_{i,1}=\varphi\left(\gamma^L+\frac{\delta m\left(e_0^L-e_0^H\right)}{N-1}\right)\equiv e_1^L$$

同様にして，任意の $t\geq 1$ について，

$$e_{i,t}=\varphi\left(\gamma^H-\frac{\delta(N-m)\left(e_{t-1}^L-e_{t-1}^H\right)}{N-1}\right)\equiv e_t^H,$$
$$e_{i,t}=\varphi\left(\gamma^L+\frac{\delta m\left(e_{t-1}^L-e_{t-1}^H\right)}{N-1}\right)\equiv e_t^L$$

を得る。したがって，定常状態において，m 人の高モラル納税者は $\tilde{e}^H$ を，$N-m$ 人の低モラル納税者は $\tilde{e}^L$ をそれぞれ選択するものとすると，$\tilde{e}^H$ と $\tilde{e}^L$ は以下の 2 式を同時に満足しなければならない。

$$\tilde{e}^H=\varphi\left(\gamma^H-\frac{\delta(N-m)\left(\tilde{e}^L-\tilde{e}^H\right)}{N-1}\right),\ \text{および，}\ \tilde{e}^L=\varphi\left(\gamma^L+\frac{\delta m\left(\tilde{e}^L-\tilde{e}^H\right)}{N-1}\right) \tag{3.7}$$

仮定より $\gamma^H>\gamma^L$ なので，$\tilde{e}^H>\tilde{e}^L$ ならば $\gamma^H-\delta(N-m)(\tilde{e}^L-\tilde{e}^H)/(N-1)>\gamma^L+\delta m(\tilde{e}^L-\tilde{e}^H)/(N-1)$ となる。このとき，$\varphi'(\cdot)=1/EU''<0$ なので，(3.7)の 2 式より $\tilde{e}^H<\tilde{e}^L$ となる。ゆえに，(3.7)の 2 式と $\tilde{e}^H>\tilde{e}^L$ は両立しないので，定常均衡において，高モラル納税者の隠匿所得額は低モラル納税者のそれを下回る（すなわち，$\tilde{e}^H<\tilde{e}^L$）。さらに，互恵的動機の強さを表す δ がある値より小

さければ，この定常均衡は漸近的に安定で，かつ一意であることを示すことができる[10]。

次に，(3.7) で与えられる漸近的に安定な一意の定常均衡において，比較静学を行う。(3.7) における 2 式の陰関数形のヤコブ行列を J とし，陰関数定理を適用すると，高モラル納税者の数 m が個々のモラル・タイプの納税者の隠匿所得額に与える効果は，以下のようになる。

$$\frac{d\tilde{e}^H}{dm} = -\frac{\delta(\tilde{e}^L-\tilde{e}^H)}{|J|}\frac{\delta N-(N-1)EU''(\tilde{e}^L)}{(N-1)^2EU''(\tilde{e}^H)EU''(\tilde{e}^L)} < 0, \tag{3.8}$$

$$\frac{d\tilde{e}^L}{dm} = -\frac{\delta(\tilde{e}^L-\tilde{e}^H)}{|J|}\frac{\delta N-(N-1)EU''(\tilde{e}^H)}{(N-1)^2EU''(\tilde{e}^H)EU''(\tilde{e}^L)} < 0 \tag{3.9}$$

ただし，$|J|$ はヤコブ行列 J の行列式で，δ がある値より小さいという安定性の条件が満たされれば正の値を持つ。(3.8) 式および (3.9) 式より，高モラル納税者が増える（同時に，同数だけ低モラル納税者が減る）と，両タイプの隠匿所得額が減る。これは，相対的に低い隠匿所得を選択する高モラル納税者が増えると，各納税者が参照点とする自分以外の納税者の平均隠匿額が下がり，それにより追加的な隠匿額の増加に伴う限界心理費用が増えることによる。

単位モラル費用のタイプ間の差を見るために，$\gamma^H \equiv \gamma+\Delta$ および $\gamma^L \equiv \gamma-\Delta$ としよう。Δ の変化の効果は以下のようになる。

$$\frac{d\tilde{e}^H}{d\Delta} = -\frac{1}{|J|}\frac{\delta N-(N-1)EU''(\tilde{e}^L)}{(N-1)EU''(\tilde{e}^H)EU''(\tilde{e}^L)} < 0, \tag{3.10}$$

$$\frac{d\tilde{e}^L}{d\Delta} = \frac{1}{|J|}\frac{\delta N-(N-1)EU''(\tilde{e}^H)}{(N-1)EU''(\tilde{e}^H)EU''(\tilde{e}^L)} > 0 \tag{3.11}$$

これらは，両タイプ間の単位モラル費用の差が拡大すると，定常均衡における隠匿所得額の差 $\tilde{e}^L-\tilde{e}^H$ が拡大することを示している。Δ の増加は 2 つの効果を伴う。1 つ目は単位モラル費用が変化することによる直接効果で，2 つ目は昨期の水平的不平等の変化を通じた間接効果である。直接効果は高モラル納税者の隠匿額を減らし低モラル納税者のそれを増やすので，隠匿所得額の差を拡大させる。このような直接効果は，水平的不平等を拡大させるので，互恵的行動により，定常均衡に向かう過程で高モラル納税者は隠匿額を増やし，低モラル納税者は減らす方向に調整される。したがって，間接効果は隠匿所得額の差を縮めるが，結果的に直接効果が間接効果を上回り，全部効果では差を拡大させることになる。

互恵的動機の強さを表す δ の変化の効果は，以下のようになる。

$$\frac{d\tilde{e}^H}{d\delta} = \frac{(N-m)(\tilde{e}^L-\tilde{e}^H)}{|J|}\frac{2\delta m-(N-1)EU''(\tilde{e}^L)}{(N-1)^2EU''(\tilde{e}^H)EU''(\tilde{e}^L)} > 0 \tag{3.12}$$

$$\frac{d\tilde{e}^L}{d\delta} = -\frac{m(\tilde{e}^L-\tilde{e}^H)}{|J|}\frac{2\delta(N-m)-(N-1)EU''(\tilde{e}^H)}{(N-1)^2EU''(\tilde{e}^H)EU''(\tilde{e}^L)} < 0 \tag{3.13}$$

高モラル納税者の各々は他の納税者の平均隠匿額よりも低い隠匿額を選択するので，不利な水平的不平等に直面し，隠匿額を増やそうとする。δ が大きくなれば隠匿額を追加的に増やすインセンティブが高まるので，隠匿額を増やす。反対に，低モラル納税者は有利な水平的不平等に直面するので，

10）この証明は，著者に請求することで入手可能である。

隠匿額を減らして限界心理費用の増加による効用の低下を緩和しようとする。

以上の比較静学は，個別の納税者のコンプライアンス行動への効果を調べるものであるが，本稿でより注目したいのは，情報公開が定常均衡における隠匿所得の合計額 $\tilde{E} \equiv m\tilde{e}^H + (N-m)\,\tilde{e}^L$ に与える効果である。(3.2) 式の心理費用で説明した通り，$\delta = 0$ ならば心理費用はモラル費用のみで，完全秘匿のケースにあたる。したがって，税情報の部分公開の効果は，$\tilde{E}$ を δ で偏微分した偏導関数を調べることによって確かめられる。(3.12) 式と (3.13) 式を用いて，

$$\begin{aligned}\frac{\partial \tilde{E}}{\partial \delta} &= m\frac{\partial \tilde{e}^H}{\partial \delta} + (N-m)\frac{\partial \tilde{e}^L}{\partial \delta} \\ &= \frac{m(N-m)(\tilde{e}^L - \tilde{e}^H)}{|J| \times (N-1)^2 EU''(\tilde{e}^H) EU''(\tilde{e}^L)} \{2\delta(2m-N) + (N-1)[EU''(\tilde{e}^H) - EU''(\tilde{e}^L)]\} \qquad (3.14)\end{aligned}$$

(3.14) 式の符号は波括弧内の式の符号と一致する。波括弧内の式の第 1 項の符号は高モラル納税者の数に依存する。すなわち，m が過半数であれば正，$N/2$ であればゼロ，さもなければ負になる。さらに，波括弧内の第 2 項の角括弧内を書き換えると以下のようになる。

$$\begin{aligned}&EU''(\tilde{e}^H) - EU''(\tilde{e}^L) \\ &\quad = ps^2\tau^2\{u''[x^c(\tilde{e}^H)] - u''[x^c(\tilde{e}^L)]\} - (1-p)\tau^2\{u''[x^n(\tilde{e}^L)] - u''[x^n(\tilde{e}^H)]\}\end{aligned}$$

この式の第 1 項と第 2 項は，$u''' = 0$ でない限り，異なる符号を持つ。絶対的リスク回避度が一定のときに $u''' = 0$ が成立するが，多くの文献では絶対的リスク回避度は逓減すると仮定しており，そのときは $u''' > 0$ となる。このとき，第 1 項は正で第 2 項は負となるので，符号は不明である。もし p と s が十分に小さいならば，$EU''(\tilde{e}^H) - EU''(\tilde{e}^L) < 0$ となり，(3.14) 式より，高モラル納税者が半数以下ならば，$\tilde{E}$ は δ とともに単調に減少するので，部分情報公開は隠匿所得の合計額を減らすことになる [11]。しかし，高モラル納税者が過半数ならば，その効果は不明である。

3. 3. 3. 完全情報公開の効果

完全情報公開のケースでは，脱税者が特定される情報が公表されるので，(3.3) 式のように心理費用 $K_i(e_{i,t})$ が付加される。この心理費用は，任意の正の $e_{i,t}$ について $k > 0$ という一定の値となり，脱税を選択しなければゼロとなる。したがって，脱税を選択したときに得られる最大のネットの期待効用 $EU_i - G_{i,t}$ が k を上回ったときに，納税者は脱税を選択する。すなわち，この心理費用はインテンシブ・マージンでの選択に影響しない。**図 4** には，納税者のインテンシブ・マージンでの最適選択が描かれている。右下がりの曲線は期待限界効用 EU_i' であり，破線ないしは点線で描かれた水平線は納税者の限界心理費用，すなわち，$g_{i,t} \equiv \partial G_{i,t}/\partial e_{i,t}$ である。高モラル納税者の限界心理費用は破線，低モラル納税者のそれは点線でそれぞれ描かれている。完全情報秘匿の状態での高モラル納税者の限界心理費用は一番上の破線，低モラル納税者については一番下の点線に対応している。この状況では，すでに見た通り，$e_0^H < e_0^L$ であり，最大のネットの期待効用は高モラル納税者の方が小さくなる。さらに，部分情報が開示されると，定常状態において，高モラル納税者の限界心理費用 $\tilde{g}^H$ は減少し，低モラル納税者の限界心理費用 $\tilde{g}^L$ は増加するが，$\tilde{e}^H < \tilde{e}^L$ より，両タイプの限

11) δ について $\tilde{E}$ が単調に減少することは，部分情報公開が脱税額を減らすための十分条件であって，必要条件ではない。

界心理費用の差は縮まるものの，$\tilde{g}^H > \tilde{g}^L$という関係は維持される[12]。それゆえに，高モラル納税者の最大のネットの期待効用は依然として，低モラル納税者のそれよりも小さい。以上を整理すると，以下のようになる。

$$EU(e_0^L) - \gamma^L e_0^L > EU(\tilde{e}^L) - \tilde{G}^L > EU(\tilde{e}^H) - \tilde{G}^H > EU(e_0^H) - \gamma^H e_0^H \tag{3.15}$$

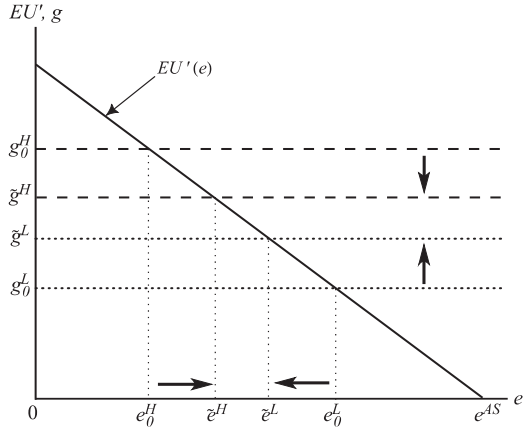


図 4　インテンシブ・マージンでの最適選択

ここで，ある$t'-1$期までは不完全情報公開の定常状態でt'期から完全情報公開が開始されたとしよう。このとき，$EU(\tilde{e}^H)-\tilde{G}^H > k$ならばすべての納税者が脱税を選択し，定常状態$\{\tilde{e}^H, \tilde{e}^L\}$が維持される[13]。すなわち，シェイミング効果はゼロである。これに対して，$EU(\tilde{e}^L)-\tilde{G}^L < k$ならば，$t'$期においてすべての納税者が隠匿所得額をゼロとする。t'期の隠匿所得額がすべての納税者についてゼロで等しいので，$t'+1$期において納税者は水平的不平等を認識することはなく，心理費用はモラル費用のみとなる。ゆえに，$EU(e_0^L)-\gamma^L e_0^L < k$であれば，全納税者の隠匿所得額がゼロという状態が定常状態になる[14]。このケースでは，最大のシェイミング効果が得られる。

$EU(\tilde{e}^L)-\tilde{G}^L < k$，かつ，$EU(e_0^L)-\gamma^L e_0^L > k > EU(e_0^H) - \gamma^H e_0^H$ならば，低モラル納税者のみ$t'+1$期に$e_0^L > 0$を選択する。これに対して，翌期の高モラル納税者は不利な水平的不平等に直面して限界心理費用が下がるので，最大のネットの期待費用がkを上回る可能性がある。このケースでは，翌期に高モラル納税者は正の隠匿額を選択する一方で，有利な不平等に直面する低モラル納税者は限界心理費用が上がることで，e_0^Lよりも減らすであろう。このような調整は水平的不平等を縮小することを通じて高モラル納税者の限界心理費用を増やすので，定常均衡$\{\tilde{e}^H, \tilde{e}^L\}$に至る前に，高モラル納税者は隠匿額をゼロに戻す可能性がある。また，ある期において状態$\{\tilde{e}^H, \tilde{e}^L\}$に至ったとしても，$EU(\tilde{e}^H)-\tilde{G}^H < EU(\tilde{e}^L) - \tilde{G}^L < k$という仮定より，翌期には納税者は両タイプとも隠匿額をゼロにするであろう。これに反応して，低モラル納税者はe_0^Lを選択し，$t'+1$期と同じ状態に戻るので，定

12）両タイプの限界心理費用の差の縮小は，（3.12）と（3.13）の両式から明らかである。
13）（3.15）より，$EU(\tilde{e}^L)-\tilde{G}^L > EU(\tilde{e}^H)-\tilde{G}^H > k$であることに注意。
14）e_0^Lは0期に完全に情報が秘匿されているときの最適選択であるが，心理費用がモラル費用のみのときの最適選択でもある。また，（3.15）より，$EU(e_0^H)-\gamma^H e_0^H < EU(e_0^L)-\gamma^L e_0^L < k$であることにも注意。

常均衡が存在しない可能性がある。

定常均衡の非存在は，$EU(\tilde{e}^L)-\tilde{G}^L>k>EU(\tilde{e}^H)-\tilde{G}^H$ のときにも起こり得る。このケースでは，低モラル納税者は t' 期において $\tilde{e}^L$ を選択する一方で，高モラル納税者の隠匿額はゼロとなる。しかし，$t'+1$ 期において水平的不平等が認識され，低モラル納税者は $\tilde{e}^L$ より減らす一方で，高モラル納税者は正の隠匿額を選択する可能性がある。これにより水平的不平等が縮小するので，上のケースと同様に，高モラル納税者がある時点でゼロの隠匿額を選択する可能性があり，このとき定常均衡の存在は保証されない。

以上の議論はあくまで定常均衡の非存在の可能性を示すものであり，特定の条件の下での非存在を証明するものではない。また，定常均衡の中には，一方のタイプの納税者が脱税を行い，もう一方は行わないような均衡も存在するかもしれない。このような定常均衡を特定化し存在を証明することは，今後の課題としたい。

3. 3. 4. 解析的手法の限界

3.3.2 節において，部分情報公開の効果は一般的に不明であることを示した。これは，（3.14）式からわかるように，隠匿所得額の開示は低モラル納税者の隠匿額を減らす一方で，高モラル納税者の隠匿額を増やすことになるからである。絶対的リスク回避度が逓減することに加え，税務調査の確率と罰金率が十分に小さいという（実社会にありそうな）条件の下では，高モラル納税者が全体の半数以下であるときにのみ隠匿額の合計を減らすことがわかった。このことは，単位モラル費用の分布次第で，部分情報の開示の効果が変わり得ることを示唆している。このモデルでは，簡単化のために個人が持つ単位モラル費用 γ_i は 2 値のうちのいずれかをとるものと仮定しているが，より一般的な分布の下では，解析的手法によって情報公開の効果を明確にすることは非常に難しくなる。

納税者間の異質性は，単位モラル費用以外にも考えられる。互恵的動機の強さを表すパラメーター δ は，各個人に生来的に備わっているものであり，短期的・中期的には変化しないものである。したがって，一般的には，このパラメーターも個人間で異なるものと考えられる。しかし，互恵的動機の強さの異質性を導入すると複雑性が増し，分析をさらに難しくする。また，実社会では課税所得は個人間で異なるので，現実に近い所得分布の下で分析結果にどのような影響があるのか調べることは重要である。2.1 節で見た通り，比例税であっても，相対的リスク回避度が逓減するならば，脱税が行われると実質的に逆進的になり，逓増するならば実質的に累進的になる。このことは，異質性が水平的不平等を回避する互恵的動機に何らかの影響をもたらす可能性を示している。

3.3.2 節の理論分析では，インテンシブ・マージンでの選択に際して，両タイプの納税者ともに内点解を持つケースのみを分析した。理論的にも隠匿額をゼロにしたり所得全額を申告しなかったりする端点解はあり得るが，分析の複雑さを回避するために内点解に限定した。しかし，いくつかの実験（例えば，Alm, McClelland, *et al.*［1992］, Dwenger, *et al.*［2016］, Alm, *et al.*［2017］など）では，脱税した個人の情報が公開されることに伴うシェイミング効果がない状況でも，課税所得全額を申告する被験者が相当数存在することがわかっている。また，それとは対極に，課税所得全額を申告しない被験者が多く存在することも示されている。ゴードン・モデルで見れば，単位モラル費用が十分に大きい納税者は遵法者になるが，十分に小さい単位モラル費用を持つ納税者は完全な脱税者になる。したがって，端点を選択する納税者の存在は，一定程度の個人間の異質性が実社会で存在することを示唆しているので，この点からも分析に十分な異質性を導入することが必要であると言える。

また，比較静学を行う際には，定常均衡における隠匿所得額を用いた。しかし，情報公開を現実

に実行するにあたっては，定常状態だけでなく，定常状態に向かって調整されていく過程を見ることも重要である。特に，定常均衡に至るまでに数十年もの期間がかかる場合は，定常均衡よりも過程を見ることの方が重要になるかもしれない。情報公開を始めてから定常状態に至るまでに，例えば 50 年かかるとしたら，その間に税率等の政策変数が変化するかもしれないし，納税者の所得分布や心理費用に関わる生来的な選好パラメーターすら変化する可能性がある。このようなことが起こると，いつまでも定常状態に達しない可能性がある。しかしながら，情報公開が調整の過程に与える影響を，解析的手法によって見出すことは容易ではない。加えて，定常状態に至るまでの時間的な長さを解析的手法で測ることもほとんど不可能であるので，定常均衡を分析することの有効性を判断することすらできない。

3.3.3 節では，シェイミング効果を調べるために脱税者個人を特定できる情報の公開を想定したが，評判費用の大きさによって定常均衡が存在しない可能性があることを指摘した。このケースも同様に，比較静学ではなく動学の過程に注目して分析しなければならないことを示している。

4. おわりに

アリンガムとサンドモによる先駆的な研究は，脱税額を選択する納税者をギャンブラーと同等とみなしたが，後続の研究は次々にそれを否定する証拠を示してきた。実証研究や実験室およびフィールド実験の多くは，脱税選択がギャンブルと同等であることを否定し，心理費用の存在を示唆してきた。理論研究はこれらに基づいて AS モデルを修正し，AS モデルの結果と現実との乖離を説明しようとしてきた。その中で，他の納税者の行動の観察を通じて心理費用が変化するような社会的納税者の存在を仮定する理論モデルが提示され，多くの実験がその存在を強く示唆した。

最近では，他の被験者の選択などを公表することによって，被験者の納税行動にどのような影響があるのか調べることを目的とした実験室実験の研究が数多く行われている。これは税情報公開が有効な脱税抑止策として用いることができるかどうかを確かめるものであり，税務調査の頻度の上昇といった伝統的な抑止策と違って実施に伴う費用がほとんどかからないことから，効率的な抑止策として注目されている。しかし，個人情報を伴う情報公開はプライバシーを侵害する恐れがあるので，多くの国々では実施されていない。それゆえに，実社会における税情報公開の効果を調べるためには，実験室実験に頼らざるを得ないのが現状である。

他方，税情報公開の効果を分析する理論研究は，筆者が知る限りほとんど存在しない。そこで，3.3 節において，これまでの実験結果を基に税情報公開の理論モデルを構築したが，可能な限り単純化したモデルでも，解析的手法では明確な税情報公開の効果を得るには至らなかった。その原因は，水平的互恵性がもたらす心理費用を考慮すると，有利な不平等に直面する納税者と不利な不平等に直面する納税者が，互いに正反対の行動をとることに求められる。すなわち，情報公開に反応して隠匿所得額を減らす行動と増やす行動が社会に混在するので，その効果は曖昧にならざるを得ない。このような結果の曖昧さは，選好パラメーターや所得が納税者間で異なることにより生じるものであり，社会におけるそれらの分布次第で予測される効果は，質的にも量的にも変わり得ることを示している。このような納税者の異質性は，その程度が大きくなるほど理論的分析を手に負えないほど複雑にし，明確な政策の効果を得ることを妨げる。また，理論的分析は実験室実験の結果の頑健性を検証する役割を持つが，税情報公開が納税者のコンプライアンス行動に与える影響は複雑であり，この役割を果たすことも困難であると言わざるを得ない。

近年，経済学において，エージェント・ベース・モデリング（agent-based modelling；以降，ABM と呼ぶ）を用いたシミュレーションが広まりつつある。ABM は，それぞれ異なる特性を持った多数のエージェントが，ある環境の下でエージェント間の相互作用を通じて意思決定し，その結果エージェントが属する社会や集団の動きがどのようになるのかについて観察することを目的とする。これにより，様々なパラメーターの組合せを比較してその違いを見出すことができる[15)]。したがって，ABM はエージェントの多様性とエージェント間の複雑な相互行動をもたらすネットワークを組み込んだモデルの分析に強みを持つ。また，動学モデルにおいて，定常均衡に至るまでの過程や定常均衡がないような状況も観察できる。したがって，3.3 節で示した税情報公開の理論モデルにより大きな異質性を導入して，ABM を用いたシミュレーションを実行すれば，理論分析を補完するだけではなく，新たな知見を得る可能性もある。また，実験室実験では，比較を行うために被験者を複数のグループに分ける必要があるが，予算や実験室のキャパシティーの制約上，1 グループ当たりの被験者の数は限られる。このため，実社会の納税者数よりもはるかに少なくならざるを得ないので，実社会を再現しているとは言い難く，近似とみなせるかどうかも疑わしい。これに対して，ABM では，実験室実験よりはるかに多い数千の異なる特性を持ったエージェントの相互作用を組み入れることができる。そのうえ，実験室実験よりも多くのパラメーターの組合せを試行することができ，十分な比較も可能となる。したがって，理論分析では困難であるような実験室実験結果の頑健性の検証も，ABM によりある程度までは可能になるであろう。

参考文献

Allingham, M.G. and Sandmo, A.,［1972］“Income tax evasion: A theoretical analysis”, *Journal of Public Economics*, Vol. 1, pp.323-338.

Alm, J., Bernasconi, M., Laury, S., Lee, D.J., and Wallace, S.,［2017］“Culture, compliance, and confidentiality: Taxpayer behavior in the United States and Italy”, *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 140, pp.176-196.

Alm, J., McClelland, G.H., and Schulze, W.D.,［1992］“Why do people pay taxes?”, *Journal of Public Economics*, Vol. 48, pp.21-38.

Alm, J., Jackson, B.R., and Mckee, M.,［1992］“Estimating the determinants of taxpayer compliance with experimental data”, *National Tax Journal*, Vol. 45（1）, pp.107-114.

Andreoni, J.,［1990］“Impure altruism and donations to public goods: A theory of warm-glow giving”, *The Economic Journal*, Vol. 100, pp.464-477.

Andreoni, J., Erard, B., and Feinstein, J.,［1998］“Tax compliance”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 36, pp.818-860.

Baldry, J.C.,［1986］“Tax evasion is not a gamble: A report on two experiments”, *Economics Letters*, Vol. 22, pp.333-335.

Bazart, C., and Bonein, A.,［2014］“Reciprocal relationships in tax compliance decisions”, *Journal of Economic Psychology*, Vol. 40, pp.83-102.

Becker, G.,［1968］“Crime and punishment: An economic approach”, *Journal of Political Economy*, Vol. 76（2）, pp.169-217.

Benjamini, Y., and Maital, S.,［1985］“Optimal tax evasion & optimal tax evasion policy: Behavioral aspects”, W. Gaertner *et al.*（eds.）, *The Economics of the Shadow Economy*, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, pp.245-264.

Blaufus, K., Bob, J., Otto, P.E., and Wolf, N.,［2017］“The effect of tax privacy on tax compliance-An experimental

15）経済学において ABM を用いた分析をするための手順は，Hashimzade, *et al.*［2015］を参照されたい。また，税のコンプライアンス研究に関する ABM を用いた初期の研究については，Bloomquist［2006］のサーベイが参考になる。

investigation", *European Accounting Review*, Vol. 26 (3), pp.561-580.

Bloomquist, K.M., [2006] "A comparison of agent-based models of income tax evasion", *Social Science Computer Review*, Vol. 24 (4), pp.411-425.

Bø, E.E., Slemrod, J., Thorensen, T.O., [2015] "Taxes on the internet: Deterrence effects of public disclosure", *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 7 (1), pp.36-62.

Casal,S., and Mittone, L., [2016] "Social esteem versus social stigma: The role of anonymity in an income reporting game", *Journal of Economic Behavior & Organization*, Vol. 124, pp.55-66.

Clotfelter, C.T., [1983] "Tax evasion and tax rates: An analysis of individual returns", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 66, pp.363-373.

Coricelli, G., Joffily, M., Montmarquette, C., and Villeval, M.C., [2010] "Cheating, emotions, and rationality: an experiment on tax evasion", *Experimental Economics*, Vol. 13, pp.226-247.

Coricelli, G., Rusconi, E., and Villeval, M.C., [2014] "Tax evasion and emotions: An empirical test of re-integrative shaming theory", *Journal of Economic Psychology*, Vol. 40, pp.49-61.

Cowell, F.A., and Gordon, J.P.F., [1988] "Unwillingness to pay: Tax evasion and public good provision", *Journal of Public Economics*, Vol. 36, pp.305-321.

Dulleck, U., Fooken, J., Newton, C., Ristl, A., Schaffner, M., and Torgler, B., [2016] "Tax compliance and psychic costs: Behavioral experimental evidence using a physiological marker", *Journal of Public Economics*, Vol. 134, pp.9-18.

Dwenger, N., Kleven, H., Rasul, I., and Rincke, J., [2016] "Extrinsic and intrinsic motivations for tax compliance: Evidence from a field experiment in Germany", *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 8 (3), pp.203-232.

Erard, B., and Feinstein, J.S., [1994] "The role of moral sentiments and audit perceptions in tax compliance", *Public Finance/Finances Publiques*, Vol. 49 (suppl.), pp.70-89.

Falkinger, J., [1995] "Tax evasion, consumption of public goods and fairness", *Journal of Economic Psychology*, Vol. 16, pp.63-72.

Fehr, E. and Schmidt, K.M. [1999] "A theory of fairness, competition, and cooperation", *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 114, pp. 817-868.

Fortin, B., Lacroix, G., and Villeval, M.-C., [2007] "Tax evasion and social interactions", *Journal of Public Economics*, Vol. 91, pp.2089-2112.

Gordon, J.P.F., [1989] "Individual morality and reputation costs as deterrents to tax evasion", *European Economic Review*, Vol. 33, pp.797-805.

Hasegawa, M., Hoopes, J.L., Ishida, R., and Slemrod, J., [2013] "The effect of public disclosure on reported taxable income: evidence from individuals and corporations in Japan", *National Tax Journal*, Vol. 66 (3), pp.571-608.

Hashimzade, N., Myles, G.D., Page, F., and Rablen, M.D., [2015] "The use of agent-based modelling to investigate tax compliance", *Economics of Governance*, Vol. 16, pp.143-164.

Hashimzade, N., Myles, G.D., and Tran-Nam, B., [2013] "Applications of behavioural economics to tax evasion", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 27 (5), pp.941-977.

Internal Revenue Service, [1996] "Federal tax compliance research: Individual income tax gap estimates for 1985, 1988, and 1992", *IRS Publication* 1415 (Rev. 4-96), Washington, DC.

Kandori, M., Mailath, G. and Rob, R. [1993] "Learning, mutation, and long run equilibria in games", *Econometrica*, Vol. 61, pp. 29-56.

Lee, K., [2016] "Morality, tax evasion, and equity", *Mathematical Social Sciences*, Vol. 82, pp.97-104.

Myles, G.D., and Naylor, R.A., [1996] "A model of tax evasion with group conformity and social customs", *European Journal of Political Economy*, Vol. 12, pp.49-66.

OECD [2017] *Tax Administration 2017: Comparative Information on OECD and Other Advanced and Emerging Economies*, OECD Publishing, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/tax_admin-2017-en

OECD［2015］“Update on voluntary disclosure programmes: A pathway to tax compliance”, OECD, https://www.oecd.org/ctp/exchange-of-tax-information/Voluntary-Disclosure-Programmes-2015.pdf

Traxler, C.,［2010］“Social norms and conditional cooperative taxpayers”, *European Journal of Political Economy*, Vol. 26, pp.89-103.

Yitzhaki, S.,［1974］“A note on income tax evasion: A theoretical analysis”, *Journal of Public Economics*, Vol. 3, pp.201-202.

Young, P.［1993］“The evolution of conventions”, *Econometrica*, Vol. 61, pp. 57-84.