NTC
Joint Research

Discussion Paper Series

税執行の強化は税務コンプライアンスの自発的改善をもたらすか：税務行政記録データによる検証

税務大学校客員教授／京都大学経済研究所教授
宇南山　卓

元税務大学校教育官
稲葉　和洋

税務大学校教育官
中川　貴文

260700–02ST

本論文の内容は全て執筆者の個人的見解であり、国税庁あるいは税務大学校の公式見解を示すものではありません。

税務大学校
National Tax College
https://www.nta.go.jp

税執行の強化は税務コンプライアンスの自発的改善をもたらすか：税務行政記録データによる検証 *

宇南山 卓　　稲葉 和洋　　中川 貴文

(京都大学経済研究所/経済産業研究所)　(元税務大学校)　(税務大学校)

2026 年 9 月 24 日

概要

2016 年に実施された個人番号（マイナンバー）の記入義務化などの税務申告に関する制度変更を利用して、税執行が税務コンプライアンスに与える影響を分析した。税執行を、書類の添付や個人番号の記入を要件とする申告時執行と税務調査による是正である調査時執行の二つの経路に分け、コンプライアンスも機械的なものと抑止によるものを区別した。分析には確定申告書の全数が観察できる行政記録データを用いた。制度変更により申告時執行が導入された扶養控除では、コンプライアンスの改善が観察された。一方で、マイナンバーの導入後に税務調査の検知能力が向上したことが客観的に確認できたが、申告所得は反応していない。税務当局内部で検知能力の向上が進むような税執行の強化は、それだけでは不正申告の抑止力とならないことを示唆する。

キーワード: 税務コンプライアンス、マイナンバー、申告時執行、調査時執行、抑止効果、行政記録データ

JEL 分類: H24, H26, H30

* 本稿の内容は筆者らの個人的見解であり、国税庁及び税務大学校の公式見解を示すものではない。本研究は税務大学校との共同研究の枠組みを通じて実施された。また、本研究の一部は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）におけるプロジェクト「経済の非対称性と日本経済の課題」の一部として実施している。本稿の原案に対して高橋悠太氏（大阪大学）、日本経済学会、京都大学 Empirical Microeconomics Seminar、経済産業研究所（RIETI）ディスカッション・ペーパー検討会の参加者から有益なコメントをいただいた。記して感謝したい。本研究の遂行にあたり、科学研究費補助金の助成を受けている (23H00831,23H00053)。

1　はじめに

税務コンプライアンスは、課税ベースや税率構造と並んで租税制度の有効性を規定する重要な要素である。政府の税収規模だけでなく、税制の公平性や再分配機能にも影響するため、税務コンプライアンスをどのように確保するかは税務行政の中心的な課題である (Slemrod and Gillitzer, 2014; Slemrod, 2019)。税務コンプライアンスとは、納付すべき税額と申告・納付される税額とが一致することであり、税務当局が納税者のコンプライアンスを確保するために行う一連の活動は税執行 (tax enforcement) とよばれる (Slemrod, 2019)。どのような税執行がコンプライアンスを改善するのかを明らかにすることは、政策的にも重要な課題である。

本稿では、税執行を二つの層に整理する。第一層を「申告時執行」(input-layer enforcement) とよび、行政記録と照合可能な個人識別番号や第三者が発行する標準化された書類など、税務調査によらずに申告内容の真実性を確認できる情報の提供を申告の要件とするしくみと定義する。一方、申告後の税務調査によって不正を発見・是正するしくみを、第二層の「調査時執行」(audit-layer enforcement) とよぶ。[1]調査時執行には、二つの税執行技術が関わる。一つは税務調査の頻度と対象選定の技術であり、もう一つは調査を実施した場合に不正を発見する技術（条件付き検知率）である。こうした税執行の強化は、いずれもコンプライアンスの水準を左右する。ただし、税務調査の頻度は投入できる資源の制約のため変更が難しく、対象選定についてはその性質から情報が非公開となるため、実証的に分析することが難しい。そのため、本稿では、申告時執行の適用範囲と税務調査での検知能力（条件付き検知率）という側面に注目する。

この二つの技術における税執行の改善は、コンプライアンスを引き出すしくみが大きく異なる。申告時執行が適用されると、税務調査によらずに申告内容の真実性を確認できる情報の提供が申告の要件となるため、不正な申告をするには存在しない個人番号や他人の番号を記入したり、領収書等を偽造したりする必要がある。そのため、不正行為の法的・行政的・心理的費用が禁止的に高くなり、実質的に納税者の選択肢に含まれなくなる。本稿では、こうして達成されるコンプライアンスを「機械的コンプライアンス」(mechanical compliance) とよぶ。

これに対し、税務調査での検知能力の向上がコンプライアンスを高めるのは、納税者が不正の発見されやすくなったことを認知し自発的に申告行動を変えるからである。本稿では、これを「抑止によるコンプライアンス」(compliance through deterrence) とよぶ。この抑止によるコンプライアンスが機能するには、納税者が不正な申告を合理的に選択しているという枠組みが必要となる。

Allingham and Sandmo (1972) 以来の標準的な脱税モデルは、納税者が不正申告の期待利得

[1] 本稿における「不正申告」とは、所得税法第 238 条の租税ほ脱犯や国税通則法第 68 条の重加算税の対象となる「偽りその他不正の行為」に限定せず、本来の税負担を減少させる内容を含む申告の総称とする。

と発覚時の期待損失を比較して申告額を選択すると定式化してきた (Yitzhaki, 1974; Andreoni et al., 1998; Slemrod, 2019)。すなわち、コンプライアンスは、税務調査の確率、検知能力、発覚時の罰則によって決まる不正の期待費用を通じて達成されると解釈されてきた。しかし、現実の税務調査確率と罰則の水準だけでは、実際に観察される高いコンプライアンスを十分に説明できないことも指摘されている (Alm et al., 1992; Andreoni et al., 1998; Slemrod, 2019)。一方、第三者情報によって照合される所得では不正申告がほとんど観察されないのに対し、自己申告に依存する所得では不正申告が多いことが示されている (Kleven et al., 2011; Phillips, 2014)。こうした証拠は、高いコンプライアンスが、強い抑止への内点的な反応だけでなく、不正の機会が制度的に閉ざされていることによって達成されていることを示している (Kleven, 2014; Kleven et al., 2016)。

ここでは、申告時執行という概念を導入することで、不正経路が実行可能集合から除かれ、機械的コンプライアンスが達成されるしくみを明示する。たとえば、米国における扶養親族の社会保障番号の記入義務化 (LaLumia and Sallee, 2013) やフランスにおける標準化された寄附金領収書の添付義務化 (Fack and Landais, 2016) は、いずれも申告時執行の強化によって不正の機会を縮小させた事例であり、機械的コンプライアンスの効果を示す。その上で、こうした申告時執行が適用されない項目において、適切な税執行がコンプライアンスを高めるか、すなわち抑止によるコンプライアンスの経路が機能するかを明らかにする。

これまで、抑止によるコンプライアンスに関する実証研究は、実際の税務調査や調査リスクの通知など、納税者にとって可視的な介入を中心に蓄積されてきた。たとえば、デンマークでの無作為税務調査実験 (Kleven et al., 2011) や米国での税務調査予告のフィールド実験 (Slemrod et al., 2001) では、調査確率の引き上げやその情報の伝達によって不正が減少したことが報告されている。これらの介入は、通常より大幅に高い調査リスクを設定するか、その情報を納税者に直接伝えることで、執行強化を明確に認知させたものである。したがって、税務当局内部で進む条件付き検知率の向上が、それ自体で納税者の申告行動を変えるかは明らかでない。

ただし、より現実的な、税務当局が条件付き検知率を向上させるような税執行の改善の効果についての研究は多くない。Naritomi (2019) は、ブラジルのサンパウロ州で、購入者が電子レシートの発行を求めて納税者番号を提供すると税額控除や宝くじの抽選権を得られる制度（Nota Fiscal Paulista）の導入を分析した。この制度は、購入者に取引情報を税務当局へ提供する誘因を与え、企業売上に関する第三者情報を生成した情報基盤の強化とみなせる。結果として、企業の申告売上を 4 年間で少なくとも 21% 増加させたとしており、抑止によるコンプライアンス改善事例と言える。一方で、この事例は税務当局の情報環境の変化が可視化されたケースであり、税務当局内部で進む不可視な検知能力の向上が不正を抑止するかを検証したものではない。

本稿では、日本の個人番号（マイナンバー）制度の導入に伴う税務当局の情報基盤強化を利用

して、個人が税務当局の不可視の調査能力の向上にどのように反応するかを検証する。マイナンバー制度とは、2013 年に法制化された個人識別番号制度である。2016 年分の所得税の確定申告から、申告者本人および控除対象扶養親族等の個人番号を申告書に記入することが義務化された。税務当局にとっては、個人の識別が容易になり、複数所得の名寄せや他の行政情報との連携が可能になる変更である。ただし、このマイナンバーの記入義務化は税執行の改善とみなせるが、申告項目によってその意義は異なる。

マイナンバーは、本人分に加え、国内に居住する扶養親族等についても記入が義務化された。すなわち、扶養控除の申告には、税務調査なしに真実性の検証が可能な情報の提供が申告の要件となったという意味で、申告時執行の導入とみなせる。しかも、マイナンバーの記入義務化と同時に、マイナンバーを持たない国外居住親族については、親族関係書類・送金関係書類の添付等が義務化された。この 2 つの制度変更により、架空の扶養親族等の申告や複数の納税者による重複申告が大きな法的リスクや心理的負担なしには実行できなくなり、機械的コンプライアンスをもたらしたと考えられる。そこで、まず 2016 年に扶養控除を対象に導入された二つの申告時執行措置が、申告行動に与えた影響を分析する。

一方、扶養控除以外の項目については、マイナンバーの記入義務化は税務当局の情報基盤を強化するものとみなせる。マイナンバーにより本人確認と所得の機械的な名寄せが容易になることで、税務調査における条件付き検知率は向上する。この検知能力の向上が納税者に認知されれば、不正の期待費用が上昇し、抑止によるコンプライアンスが高まるはずである。個人識別番号の記入義務化という点では、米国の社会保障番号の記入義務化と同型の制度変更である。米国の事例を分析した LaLumia and Sallee (2013) は申告時執行の効果にのみ注目していたが、本稿ではより包括的な影響を分析する。

本稿では、これらの申告時執行措置とマイナンバーによる情報基盤強化の影響を明らかにするために、国税庁が保有する個人所得税の確定申告書の行政記録を用いる。日本の税務データは、個別申告書レベルで観察でき、抽出を伴わない悉皆データである。2014 年分から 2020 年分の所得の申告書が利用可能で、同一納税者を追跡可能なパネルデータとして整備されている。利用できるのは申告書のうち第一表・第三表の記載事項に限られるが、その範囲では個別の申告内容まで観察可能である。

日本の税務申告データの重要な特徴は、当初申告に加えて修正申告が含まれることである。修正申告とは、申告後に納付税額の不足などを修正するために行う申告である（国税通則法第 19 条)。修正申告のうち税務調査等を契機として提出されたと思われる申告書に注目し、当初申告からの修正部分を税務当局が把握した不正額として扱う。マイナンバーの記入義務化前後の申告内容の是正状況の変化を観察することで、税務当局の検知能力の変化が把握できる。

本稿の実証分析では、まず、扶養控除に関する申告時執行の効果を計測した。申告時執行導入

前後の変化は、線形トレンドを組み込んだ単一系列のレベルシフト推計によって記述した。不正申告そのものは観察できないため、扶養控除の申告そのものの推移に注目した。そのうえで、人口動態など不正申告以外の要因による扶養控除の変化を制御するために線形トレンドを組み込み、2016 年以降ダミーの係数を導入後のレベルシフトとして報告した。その結果、扶養控除の申告額は、申告時執行の導入後に納税者一人当たり約 2,600 円、2015 年平均比で 2.3% 減少した。

加えて、この推計は対照群を持たない前後比較にとどまるため、推計された変化の特異性を二つの補助分析で確認した。第一に、もともと控除証明書の添付が必要であり、申告時執行が導入されていた保険料控除をプラシーボとして分析し、扶養控除の減少が控除項目に共通するショックだけでは説明しにくいことを確認した。第二に、扶養親族に関する不適切な申告が申告人数の多い層に集中しているなら、申告時執行の導入による減少幅も扶養親族数とともに大きくなるはずである。扶養親族に関する不適切な申告が税務コンプライアンス上の重要な問題であることは、米国についても確認されている (McCubbin, 2000; LaLumia and Sallee, 2013)。そこで、扶養親族数別の申告者分布を用いてこの予測を検証した。実際、扶養親族を 5 人申告していた層では申告者数が約 27%、6 人以上申告していた層では約 36% 減少しており、減少は不正の混入比率が高いと考えられる大口申告層に集中していた。これは、申告時執行による機械的コンプライアンスの典型的な特徴である。

次に、マイナンバーの導入が調査時執行に与えた影響を分析した。この影響は、税務調査による所得の不正の是正幅が、マイナンバー導入前後でどのように変化したかを計測することで観察できる。ただし、税務調査の対象は無作為には選ばれないため、単純な前後比較は意味をもたない。そこで、税務調査の頻度と、調査対象の観察可能な属性が導入前後で大きく変化していないことを確認したうえで、調査対象の観察可能な属性と申告から調査までのラグをそろえた調査事案を比較し、税務調査後の修正率の変化を検知能力の変化として解釈した。ここで修正率とは、所得項目別に、当初申告額の合計に対する修正額の合計の比率として定義した集計比である。

計測の結果、税務調査後の修正率は、マイナンバー導入後に上昇した。調査ラグと調査対象の構成をそろえた前後比較では、事業所得の修正率は 1.11 倍となり、他の所得項目でも一貫して 1 を上回る。調査件数と調査対象の属性が導入前後で安定していたことを踏まえると、この結果は検知能力が客観的に向上したことを示す。

第三に、調査時執行の強化が抑止効果を持ったかを分析した。抑止効果の有無を、扶養控除以外の所得項目の当初申告が 2016 年前後で変化したかによって検証した。検証の結果、検知能力が客観的に向上したにもかかわらず、所得項目の当初申告には経済的に意味のある変化は観察されなかった。すなわち、不正が発見されやすくなったにもかかわらず、納税者の自発的なコンプライアンス改善は生じなかった。この客観的な執行能力の向上と当初申告の無反応との組合せが、本稿の中心的な発見となる。

これらの主要な分析に加えて、扶養控除の減少率が所得者区分によってどのように異なるかも検証した。その減少率は所得者区分によって系統的に異なり、給与所得者では事業所得者の約 2.5 倍である。申告時執行の導入により不正が機械的に排除されるなら、不正の減少幅は既存の税執行の下での不正の大きさと解釈できる。その解釈の下では、給与所得者ほど扶養控除に関する不正が多かったことになる。この所得者区分間の非対称性を、本稿では、納税者が利用可能な不正経路と項目ごとの検知されやすさに応じて不正を配分する「不正ポートフォリオ」の証拠と解釈する (Carrillo et al., 2017)。さらに、事業所得を持たない給与所得者、給与所得以外の所得を持たない給与所得者へと不正の代替経路が狭まるほど、扶養控除の減少率は大きくなる。2016 年の申告時執行導入以前には、事業所得の過少申告 (Niizeki and Hamaaki, 2023) などの代替的な不正経路を持たない給与所得者は、扶養控除に不正を集中させていたと考えられる。

この不正ポートフォリオの存在は、納税者がランダムに不正申告をしているのではなく、自らが利用可能な不正経路と項目ごとの条件付き検知率に応じて不正を選択していることを示す。それにもかかわらず、不正検知能力が向上しても当初申告での申告所得額に変化が観察されないことは一種のパズルである。税務当局内部で進んだ検知能力の向上に対し、納税者が反応しなかった理由を明らかにすることは今後の課題である。

これらの結果の政策的含意は次のとおりである。税務調査によらずに申告内容の真実性を確認できる情報の提供を申告書様式の要件とすることは、納税者の認知や自発的な行動変化を必要とせず、即時に機能する強力な執行手段である。一方、情報基盤の整備による検知能力の向上は、税務調査の実効性を高めるものの、それだけでは抑止力とならない。抑止効果の発現には、執行能力の向上を納税者に伝える可視化の施策を組み合わせる必要があることが示唆される。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 節では、二層・三技術の税執行モデルを定式化して三つの理論的結果を導出し、先行研究における本稿の位置づけを述べる。第 3 節では、日本の確定申告制度、行政記録データ、修正申告と税務調査、マイナンバー記入義務化および国外居住親族に係る書類添付等の義務化の制度的背景を説明する。第 4 節では、扶養控除を用いて申告時執行の効果を検証する。第 5 節では、所得項目の当初申告、税務調査の頻度・対象、修正率の変化を順に分析し、調査時執行の強化が抑止効果を持つかを検討する。第 6 節では、所得者区分間で異なる扶養控除の減少率から不正ポートフォリオの証拠を示し、納税者が項目ごとの検知されやすさに応じて不正を配分していることを明らかにする。第 7 節では、結果の解釈と政策的含意をまとめる。

2　申告時執行と調査時執行

2.1　モデルと先行研究

本節では、マイナンバー導入が確定申告行動に与える効果を分析するための標準的な脱税モデルを定式化する。Allingham and Sandmo (1972) に始まる枠組みは、納税者が不正申告の期待利得と検知時の罰則の期待損失を比較して申告額を選択する設定である (Yitzhaki, 1974; Slemrod and Yitzhaki, 2002; Andreoni et al., 1998; Sandmo, 2005; Slemrod, 2019)。本稿では、単一の不正の選択ではなく、不正申告の手段が複数存在することを明示し、納税者ごとに不正経路の集合が異なることを許容する。同じ税執行体系の下でも、納税者タイプによって最適な不正の水準と構成が異なるという最適不正ポートフォリオの選択問題と考える。

納税者 i は確定申告書の K 個の申告項目のうち、部分集合 $S_i \subseteq \{1, \ldots, K\}$ について、各項目 $k \in S_i$ の不正申告額 $m_k \geq 0$ を選択する。利用可能集合 S_i は所得構造や家族構成によって納税者間で異なる。たとえば、個人事業主は事業所得の過少申告や経費の過大申告という広い不正経路を持つ (Niizeki and Hamaaki, 2023) のに対し、事業所得のない給与所得者の不正経路は控除項目を中心とした限定的な集合となる。

比例税率を τ として、項目 k における不正申告は τm_k の税負担軽減をもたらす。不正が検知された場合、追徴税 τm_k に加え罰金 $\phi \tau m_k$ を支払う ($\phi > 0$)。適正申告時の可処分所得を Y_0、項目 k の不正が検知される確率を P_k とすると、納税者の期待可処分所得は

$$E[Y^D] = Y_0 + \tau \sum_{k \in S_i} m_k \big[1 - P_k(1 + \phi)\big] \tag{1}$$

となり、納税者はこれを最大化するよう $\{m_k\}_{k \in S_i}$ を選ぶ。ただし、最適化は後述する実行可能集合 $\mathcal{M}_i(\boldsymbol{\alpha})$ の上で行われる。[2]

不正が発覚する確率 P_k は、税執行の体系に依存する。第一層の「申告時執行」では、申告内容の真実性を確認できる情報の提供が申告書様式上で要求される。原理的には、虚偽の個人番号を記入したり第三者書類の偽造をすれば申告そのものは可能であるが、税務調査によらず照合は可能であり不正が発覚すれば脱税とは別の法的・行政的・心理的費用が伴う。その総費用は得られる税負担軽減に比べて禁止的に高いと仮定すれば、納税者にとって申告時執行の対象項目では正の不正額を実行する選択肢はなくなる。

Kleven et al. (2011) は、第三者情報報告 (third-party reporting) がある所得項目では、正の不正を試みたときの検知確率がほぼ 1 に達することをモデル化した。ただし、合計の不正額を選択

[2] 線形効用（リスク中立）を仮定する。危険回避的な効用関数の含意は Appendix A で論じる。

するモデルであり、不正額が一定の閾値を超えると発覚確率が非連続にジャンプする形式でモデル化されていた。それに対し、ここでは申告項目ごとに不正を選択するため、申告時執行は「機械的コンプライアンス」をもたらすが、発覚確率に影響を与えない。一方、先行研究で想定されてきた通常の不正発覚経路に相当するのが、第二層の調査時執行である。申告時執行が導入されていない項目では、不正は事後の税務調査によって発見される。

検知確率 P_k は、この二層構造を表現すると、次のように定式化できる。

$$P_k = \underbrace{\alpha_k \, \mathbb{I}(m_k > 0)}_{\text{申告時執行（第一層）}} + \underbrace{\big(1-\alpha_k\big)\, q\big(e, m_1, \ldots, m_K\big)\, \beta_k(\Omega)}_{\text{調査時執行（第二層）}} \tag{2}$$

このうち、$\alpha_k \in \{0,1\}$ が申告時執行の有無を表す二値指標であり、$\alpha_k = 1$ となる項目 k では機械的に不正額ゼロが選択される。それに対し、申告時執行が導入されていない項目では $\alpha_k = 0$ であり、不正額は内点解として選択される。この場合には、式 (1) の検知確率 P_k は、税務調査が実施される確率 $q(e, m_1, \ldots, m_K)$ と、調査が実施された場合に項目 k の不正が発覚する確率（条件付き検知率）$\beta_k(\Omega)$ の積として表される。ただし、Ω は税務当局が制度的に保有する情報セットである。

税務調査を受ける確率 q は、税務当局の裁量によって決まる側面が強く、その実態はブラックボックスと言える。ただし、先行研究では、不正額の大きい申告書ほど調査対象として選別されやすいというリスクベース調査の構造が指摘されている (Reinganum and Wilde, 1985; Mookherjee and Png, 1989; Sánchez and Sobel, 1993)。ここでは、q が税務当局のエフォート e と申告書全体の不正規模の関数として、次のように特定化できることを仮定する。

$$q\big(e, m_1, \ldots, m_K\big) = 1 - \exp(-e\, M), \quad M \equiv \sum_{k=1}^{K} m_k^{\mu}, \quad \mu > 1 \tag{3}$$

エフォート e が高いほど全体としての税務調査の頻度が高まり、μ が大きければ不正額と調査対象になる確率の関係が強いことになる。税務調査は納税者単位で実施されるため、各項目でどの程度の不正を行うかは他の項目の不正が発覚する確率にも影響を与える。

こうした特定化によって、先行研究の実証結果を α_k、q、β_k の三つの要素の変化という観点で整理することができる。α_k が 0 か 1 か、すなわち申告時執行が導入されるかは、項目 k の申告内容を大きく変更し、コンプライアンスを大きく高めることが知られている。本稿が対象とするマイナンバーの記入義務化とほぼ同じイベントとして、米国で扶養親族の社会保障番号 (SSN) の記入が義務化された事例がある。LaLumia and Sallee (2013) によれば、SSN の記入の義務化によって、申告される扶養親族の数が約 5.5% 減少したことが示されている。また、Fack and Landais (2016) は、フランスで 1983 年から寄附金控除の適用に慈善団体発行の標準様式の領収書の添付が義務付けられた事例を分析し、申告された寄附金額が約 75% 減少したことを示した。この減少

は実際の寄附行動の変化ではなく、改革前の過大申告が解消されたことによるものと解釈されている。Clifford and Mavrokonstantis (2021) は、キプロスで領収書を添付せずに申告できる寄附金額に上限が設けられていた制度を利用し、この上限が事後的に引き上げられた改革を分析した。その結果、申告額の反応の少なくとも 64% が実際の寄附行動の変化ではなく報告の調整（主として過大申告）であることが示された。

それに対し、調査確率 q を高めること、あるいはその引き上げを納税者に伝えることが、抑止によるコンプライアンスを引き出すかについても先行研究で分析されてきた。Kleven et al. (2011) はデンマークで調査確率を実際に 100% へ引き上げる無作為税務調査実験を行い、コンプライアンスが改善することを示した。また Slemrod et al. (2001)、Pomeranz (2015)、Bergolo et al. (2023) は、調査確率の引き上げや監視強化を納税者に予告・通知するフィールド実験によって、同様の改善を確認した。ただし、これらは因果的証拠を提供するものの、そのまま恒常的な政策とするには、介入の種類ごとに異なる制約がある。調査確率そのものの引き上げは、税務調査リソースの制約を受けるため、数パーセントとされる水準を大幅に高めた状態を維持することが難しく、実際の税務行政への含意は限定的である。

こうした先行研究に比べ、調査実施を所与とした場合の条件付き検知率 β_k を高めることの効果は十分に検証されていない。名寄せ精度、法定調書や行政情報との統合能力、内部データベースの拡充などで税務当局の情報基盤が整備されれば、合理的な納税者は不正を減少させるはずである。例外的な研究として、ブラジル・サンパウロ州で消費者にレシートの発行を求める動機を与えた制度（Nota Fiscal Paulista）の導入を分析した Naritomi (2019) がある。消費者は、小売業者が納付した付加価値税の一部の還付と、毎月の宝くじへの参加権を報酬として受け取る。さらに、税務当局のオンライン口座で企業が申告したレシートを照合し、企業を通報することもできる。消費者を通じて取引情報が集まるだけでなく、企業と消費者が結託して売上を隠すことも難しくなるため、不正の検知率 β_k が高まる。その結果、企業の申告売上は 4 年間で少なくとも 21% 増加した。また、企業を対象とした研究では、Almunia and Lopez-Rodriguez (2018) もスペインで大口納税者に対する監視強化が企業の申告所得を増加させたことを示している。Kumler et al. (2020) はメキシコで、第三者報告による照合が被用者の賃金の過少報告を抑制したことを報告している。これらの研究は企業や第三者報告のある被用者が検知率に反応することを示しているが、より税務に対するリテラシーの低い個人が、税務当局内部で進む検知能力の向上にどう反応するかについては十分に検証されていない。

三つの技術 α_k、q、β_k は、いずれもコンプライアンスの水準を左右する重要な要素である。しかし、このうち q の効果を実証的に分析することは難しい。税務調査の対象選定は税務当局の裁量が大きく、機密性も高いため、外部から観察できる情報が乏しい。調査の頻度は観察できるものの、税務調査リソースの制約から、大規模かつ持続的な引き上げを政策として実施することは

難しい (Kleven et al., 2011; Slemrod, 2019)。そこで以下では、重要性においてではなく分析可能性の観点から、α_k と β_k の二つの技術に絞って分析する。

2.2 最適不正申告と不正のポートフォリオ

前節の設定のもとで、合理的な納税者は、申告項目ごとに不正申告の額を決定する。その第一段階として、項目ごとに不正を行うか否か (extensive margin) を決定する。上で述べたように、申告時執行が適用される項目（$\alpha_k = 1$ の項目）では、実質的に納税者は正の不正額を選べない。したがって、当該項目では $m_k^* = 0$ となる。

$$\alpha_k = 1 \implies m_k^* = 0 \tag{4}$$

一方、申告時執行が導入されていない項目 ($\alpha_k = 0$) については、一階条件を用いると最適な不正額 m_k^* は次のように近似できる。

$$m_k^{*\,\mu-1} \approx \frac{1-(1+\phi)\,q\,\beta_k}{(1+\phi)\,e\,\mu\,\Lambda}, \quad \Lambda \equiv \sum_{j \in S_i^+} m_j\,\beta_j \tag{5}$$

ここで $S_i^+ \equiv \{k \in S_i : m_k > 0\}$ は正の不正額を持つ項目の集合である。この式から、Λ を所与とすれば、β_k の上昇は m_k^* を引き下げることが分かる。

さらに、項目間のクロス効果は

$$\frac{\partial \ln m_k^*}{\partial \ln \beta_\ell} \approx -\frac{m_\ell \beta_\ell / \Lambda}{\mu - 1} < 0 \tag{6}$$

であり、検知されやすい別項目（高 β_ℓ）が存在するとき、納税者は項目 k の不正額を引き下げる。このクロス効果の大きさは $1/(\mu-1)$ に比例し、μ が有限である限り無視できない。

この結果は、納税者ごとに利用可能な不正経路の集合 S_i が異なる場合、同一の税執行体系 (α_k, β_k, e) の下であっても、最適な不正額 $\{m_k^*\}_{k \in S_i}$ は納税者タイプ間で大きく異なることを含意する。税務調査は申告項目ごとではなく、納税者ごとに実施されるため、納税者は項目間の検知されやすさの違いに応じて不正を配分する。たとえば、給与だけを所得の源泉とする納税者は、事業収入を過小に申告したり、経費を過大に申告したりすることはできない。一方で、事業所得者は、税務調査を受けた時に容易に発見されるような項目については不正をせずに、事業所得や経費といった検知率の低い項目に不正を集中させる。結果として、相対的に検知されやすい扶養控除のような項目への不正は、事業所得という代替経路を持たない給与所得者で大きくなることが予想できる。

こうした項目間の不正の代替は、先行研究でも指摘されている。Carrillo et al. (2017) はエクアドルで第三者情報による特定項目の申告時執行強化が一部納税者で経費等の他項目への不正シ

フトを引き起こすことを示しており、項目間の不正の代替は現実に観察されている。本稿では、この不正の代替を S_i の納税者間異質性として体系的に位置付け、ポートフォリオの概念として導出した。

以上の枠組みから、本稿のモデルの検証可能な含意が導かれる。第一に、項目 k の申告時執行が $\alpha_k = 1$ に転換すると、正の不正額は実行可能集合から除かれ、$m_k^* = 0$ となる（式 (4)）。この申告時執行による不正額の変化は、申告書様式・添付書類の設計がもたらす帰結であり、納税者の税務調査に対する認知とは独立に生じるため抑止によるコンプライアンスとは言えない。第二に、β_k の客観的な上昇は、納税者がその上昇を主観的に認知している場合には当初申告の m_k^* を減少させる（式 (5)）。ただし、バックエンドでの情報基盤整備のように、調査能力の改善が納税者にとって観察不可能な形で進行する場合には m_k^* を変化させない可能性はある。第三に、不正経路の集合 S_i が異なる納税者間で、申告時執行の導入に対する反応は系統的に異なる（式 (6)）。低 β_k の代替経路（事業所得・経費）を持つ事業所得者は、その経路を持たない給与所得者と比較して、高 β_k の項目（扶養控除）への不正を相対的に抑制している。したがって、同じ申告時執行の導入は、給与所得者でより大きな当初申告の変化として観察される。この帰結は有限な μ（クロス効果の存在）を前提とする。

3 制度的背景

3.1 確定申告制度

日本の所得税は暦年課税であり、納税者は 1 年間の所得金額と所得税額を計算し、翌年 2 月 16 日から 3 月 15 日までに確定申告書を提出する（所得税法第 120 条）。申告書には、所得の種類ごとの収入金額と所得金額、所得控除の種類ごとの金額、算出税額と源泉徴収税額、および還付または納付すべき税額が記載される。所得控除のうち、雑損控除、医療費控除、社会保険料控除、生命保険料控除、地震保険料控除、寄附金控除については、支払先や保険会社などの第三者が発行する証明書類を申告書に添付し、または提示することが求められる（同条第 3 項）。本稿の対象期間においては、給与所得者が確定申告を行う場合、給与の支払者が交付する源泉徴収票を添付することも必要とされていた。これは、第三者が発行する書類の添付は求められず納税者の記載のみによって申告が完結する事業所得の収入金額や必要経費とは異なる。ただし、給与所得者が複数の給与の支払者から給与を受ける場合には、各給与の支払者が交付する源泉徴収票をすべて添付する必要があり、税務調査なしでは税務当局は漏れなく申告していることは確認できない。このように、同一の申告書のなかに、第三者が発行する書類によって裏づけられる項目と、納税者の自己申告のみに依存する項目が併存している。この違いが、本稿でいう申告時執行の有無に対応する。

ただし、すべての所得のある者全員が確定申告をするわけではない。給与等の支払者は、支払

の際に所得税を徴収して国に納付する義務を負い（所得税法第 183 条第 1 項）、その年最後に給与等を支払う際に、年間の給与総額に基づく税額と徴収済みの税額との差額を精算する（同法第 190 条）。この年末調整において、給与所得者は扶養控除等申告書を支払者に提出することで、扶養控除などの所得控除の適用を受ける（同法第 194 条第 1 項）。年末調整の対象となる、一の給与等の支払者から 2,000 万円以下の給与のみを受ける者は、確定申告を要しない（同法第 121 条第 1 項）。また、公的年金等の収入金額が一定額以下で他の所得が少額である年金生活者についても、同様に申告を要しない。当該層はそもそも確定申告を行わないため、確定申告データを用いる本稿の分析対象には含まれない。

こうした給与所得や年金所得だけを所得の源泉とする納税者は、控除項目などの適用に際しては、雇用主がその妥当性を検証することになっている。多くの場合、根拠となる書類も提出を求められており、いわば全項目に申告時執行が適用されているような者である。そのため、納税者本人には不正の機会がほとんどなく、不正申告の分析上は確定申告データは十分な情報源となる。

3.2 確定申告書の行政データ

本稿では、不正申告の状況を観察するのに、国税庁が保有する確定申告書に関する税務行政記録データを用いる。具体的には、「所得税及び復興特別所得税の確定申告書」（うち第一表・第三表の記載事項）の全数であり、税務大学校との共同研究枠組みを通じて提供を受けた。Slemrod (2016) が論じるように、税務行政記録の利用は、(1) 対象母集団の全数を捕捉してサンプリングバイアスを持たない、(2) 納税者固有の識別子を通じて長期にわたるパネル構造を構築できる、(3) 所得・控除などの申告内容を項目別かつ実額で観察できる、という三つの特徴を併せ持つ。この特徴により、自記式調査では捉えられない不正申告行動の直接的な分析ができる。

このデータは、税務行政の運用過程で生成される行政記録に、個人を特定する情報を秘匿する匿名化処理を施したものであり、標本抽出や集計を経た統計データではない。利用できる申告項目は、所得源別の申告所得額（事業所得・給与所得・不動産所得・公的年金所得・雑所得）、各種所得控除額、所得者区分（給与所得者・事業所得者・年金所得者・その他）など、第一表・第三表に記載される全項目である。また、氏名・住所・マイナンバーなどの個人特定情報は秘匿されるが、納税者ごとに付与された ID によって複数年度・年度内複数回の申告の突合ができる。本稿の主要分析では、2014 年から 2018 年の 5 年分の所得に関する確定申告書を使用した[3]。申告書の提出件数は、期限内申告・期限後申告・修正申告・訂正申告を合わせると年間約 2,320 万件から 2,390 万件で推移する。このうち、本稿が主として用いるのは、期限内の一般申告である年間約 2,080 万

[3] 提供されたデータは 2020 年分まで存在するが、消費税率の引き上げ（2019 年）やコロナ禍（2020 年）の影響を排除するため 2018 年までを使用した。ただし、税務調査に伴う修正申告を用いる分析では、2020 年分の申告まで用いる。

件から 2,170 万件であり、2014 年から 2018 年までの 5 年間の延べ約 1 億 600 万件となる。被扶養者を含めても日本の総人口に対するカバー率は約 35% であり、残る大多数は年末調整で課税関係が完結する給与所得者や、公的年金等の所得が一定額以下の年金生活者など、確定申告を要しない層である (宇南山他, 2025)。

申告書は提出の時期と種類によって、いくつかの類型に分類される。提出の時期とは、毎年の申告期限までに提出された期限内申告と、申告期限後に提出された期限後申告の二つである[4]。申告期限内に申告書の誤りに気づいた場合などには、再度申告書を提出することができ「訂正申告」とよばれる。一方で、期限後に、納付税額の不足や還付税額の過大などを修正するために行う申告は「修正申告」とよばれ（国税通則法第 19 条)、延滞税に加えて過少申告加算税等の対象となる。なお、税額を減らす方向の是正は更正の請求として扱われる。更正の請求は申告ではないため、本稿で用いるデータには含まれない。ここでは、各納税者・各年について申告期限内に提出された確定申告のうち最新のものを「当初申告」とよぶ。制度上は期限後に提出されたものであっても、最初の申告を（修正申告ではないという意味で）当初申告とよぶが、ここでは申告義務がありながら期限内に申告しなかった無申告のケースを排除するため、期限内の申告のみに限定する。

また、以下の分析では、外れ値と、不備があると考えられる申告書を除外している。第一に、合計所得金額の絶対値の個人単位の最大値が上位 0.1% に入る個人について、当該個人の全レコードを除外した。こうした超高額所得者については、税務調査の実施状況なども通常の納税者とは異なると考えられるため、一般の納税者と分けて扱うことが望ましい。第二に、所得項目（事業所得・給与所得・不動産所得・公的年金所得・雑所得)、合計所得金額、課税総所得金額、算出合計税額のいずれかについて、絶対値が 10 億円を超える値をもつ個人について、同様に全レコードを除外した。第一の除外により合計所得金額の絶対値は 1 億円台にとどまるため、内訳項目が 10 億円以上ということは合計所得金額と論理的に矛盾しており、何らかの記入ミスがあると考えられるため排除している。この処理は本稿のすべての図表に共通に適用している。

表 1 に、マイナンバー導入前（2014–2015 年）と導入後（2016–2018 年)、および両期間をプールした全期間（2014–2018 年）について、主要変数の記述統計を示す。人口動態属性・所得者区分の構成・主要所得項目・主要控除項目・課税所得と税額のいずれについても、平均値、標準偏差、および当該項目を実際に申告している（値が 0 より大きい）申告者の比率 (%>0) を、3 期間で対比する。構成比や比率のように標準偏差や %>0 が定義できない行は「—」で示している。

人口動態属性のうち性別については、男性が約 47%、女性が約 24% であり、残る約 29% は申告書上で性別が判別できない不明のケースである。性別が記録されていない申告者が相当程度存在するため、性別を用いた分析の解釈にはこの欠測の大きさに留意する必要がある。また、所得

[4] 年の中途で死亡した納税者や国外に転出する納税者についての申告は準確定申告とよばれており、ここでのデータには含まれる。しかし、通常の納税者による申告行動とは異なるため、ここでは除外している。

	(1) 2014–2015 年 導入前			(2) 2016–2018 年 導入後			(3) 2014–2018 年 全期間（プール）		
変数	平均	SD	%>0	平均	SD	%>0	平均	SD	%>0
サンプル特性									
平均申告回数（回）	1.66			2.20			3.02		
全年申告者割合（%）	48.8			42.0			34.9		
人口動態属性									
年齢（歳）	58.6	15.8	—	58.6	16.0	—	58.6	15.9	—
男性比率（%）	46.6	—	—	47.8	—	—	47.3	—	—
女性比率（%）	22.6	—	—	24.6	—	—	23.8	—	—
不明率（%）	30.9	—	—	27.6	—	—	28.9	—	—
所得者区分の構成比（%）									
事業所得者	14.1	—	—	13.7	—	—	13.9	—	—
給与所得者	46.2	—	—	47.7	—	—	47.1	—	—
年金所得者	28.6	—	—	27.7	—	—	28.0	—	—
その他	11.2	—	—	10.9	—	—	11.0	—	—
所得項目（千円）									
事業所得	381.0	2,163.1	19.1	394.3	2,187.4	18.9	389.1	2,177.8	19.0
不動産所得	294.2	1,607.1	15.0	292.3	1,619.6	14.8	293.0	1,614.7	14.8
給与所得	2,647.4	4,996.3	58.9	2,829.5	5,211.5	60.4	2,757.8	5,128.6	59.8
公的年金所得	854.6	1,227.6	45.7	823.0	1,199.3	44.8	835.5	1,210.6	45.1
雑所得	55.5	525.0	13.9	59.8	523.0	14.7	58.1	523.8	14.4
主要控除項目（千円）									
配偶者控除額	120.4	187.1	29.7	109.5	182.7	26.9	113.8	184.5	28.0
扶養控除額	116.1	290.5	17.6	104.1	272.1	16.1	108.8	279.5	16.7
生命保険料控除額	43.9	41.3	69.7	45.8	42.4	69.1	45.0	42.0	69.3
損害保険料控除額	6.1	12.7	28.9	6.4	13.6	29.7	6.3	13.3	29.4
医療費控除額	74.0	197.0	33.2	76.6	203.1	33.9	75.5	200.7	33.6
寄付金控除額	5.4	100.8	5.0	14.0	126.7	10.5	10.6	117.3	8.3
課税所得・税額（千円）									
課税総所得金額	1,954.2	4,623.8	71.0	2,071.9	4,790.3	72.1	2,025.5	4,725.7	71.6
算出合計税額	329.4	1,499.8	71.8	355.9	1,592.7	72.8	345.4	1,556.8	72.4
申告件数（千件）	41,680			64,105			105,785		

注：利子所得・配当所得には、源泉分離課税制度があることから、確定申告の対象とされる金額が比較的少ないため省略した。出所：確定申告データを用いて筆者作成。

表 1: 記述統計

者区分は、宇南山他 (2025) にならい、申告された所得を財政所得の源泉別に分解し、その主たる源泉によって申告者を分類した[5]。具体的には、事業等所得が財政所得の過半を占める者を事業所得者とし、それ以外の者を最も大きい所得源泉に応じて給与所得者・年金所得者などに区分する。本稿ではこれを事業所得者・給与所得者・年金所得者・その他（不動産所得者・資本所得者等を含

[5] 財政所得とは、宇南山他 (2025) が国際比較を念頭に定義した所得概念であり、所得税法上の合計所得金額や総所得金額とは一致しない。各所得区分の金額を合計したものであるが、給与所得と公的年金等については、給与所得控除・公的年金等控除を適用する前の収入金額を用いる。また、譲渡所得は含めていない。資産の売却による所得は当該年に一時的に生じるものであり、申告者の主たる所得源泉を判定する基準として適当でないためである。

む）の 4 区分に集約している。

マイナンバー導入前後で、申告者の観察可能な属性は大きくは変化していない。平均年齢は両期間とも 58.6 歳で一定であり、性別構成や所得者区分の構成比の変化も数 % ポイント以内にとどまる。分析対象となる申告者の構成が前後で安定していることは、マイナンバーの記入義務化は申告をするかどうか自体には大きな影響を与えなかったことを示唆する。導入前後のレベルシフトを検討する本稿の前後比較にとっては、この安定性は望ましい特徴である。

一方で、所得項目は全体として増加傾向にある。給与所得の平均は導入前の約 265 万円から導入後の約 283 万円へ、事業所得も微増し、課税総所得金額・算出合計税額も上昇している。ただしこの期間は景気回復局面にあたり、こうした増加には制度要因だけでなく景気変動の影響も含まれると考えられる。

控除項目のうち、寄附金控除額は導入前の 5.4 千円から導入後の 14.0 千円へと大きく増加している。これは、ふるさと納税に関する制度変更（2015 年の控除上限の引上げおよびワンストップ特例の導入）によって寄附金控除の利用が拡大したことを反映したと考えられ、マイナンバー導入とは独立の変化である。

3.3 税務調査と修正申告

税務当局は確定申告の内容に疑義がある場合には、対象を選定して税務調査を実施する。税務調査には、対面での調査をする実地調査と、現地に出向かない「簡易な接触」がある。[6] 個人所得税の実地調査は、さらに、不正計算が見込まれる悪質な事案に対して長期間を投入する特別調査、申告書全体を一般的に検証する一般調査、特定の項目に焦点を絞って短期間で実施する着眼調査に区分される。これらを合わせた年間の実地調査件数は概ね 6.0 万件から 7.4 万件であり、確定申告件数約 2,100 万件に対する実施確率は 0.3% 程度である[7]。一方、簡易な接触は、文書照会・電話照会・来署依頼などによって申告内容の誤りを指摘する手続きである。実地調査に比べて一件当たりの投入資源は小さいが、税務当局からの指摘を受けて納税者が修正申告を提出する点では、事後的な申告是正の経路として実地調査と共通する。

税務調査の結果として不適切な内容が指摘された場合、納税者がその内容に同意するときは自発的に修正申告を提出し、同意しないときは税務当局が更正・決定処分を行って税額を強制的に是正する。国税庁の統計によれば、2015 年分の所得税について修正申告が 137,686 件であるのに

[6] 調査対象がどのように選定されているかについて、税務当局は詳細な選別基準を公表していない。他国では、納税者属性や申告内容に基づくスコアリングなどのリスクベース調査が一般的であり、不正の蓋然性が高いと判断される納税者を優先的に選定する運用が広く採用されている (Sánchez and Sobel, 1993; Slemrod, 2019)。

[7] 国税庁「所得税及び消費税調査等の状況」各年度版。2013–2019 事務年度で実地調査件数は概ね 6.0 万件から 7.4 万件の範囲で推移している。

対し、決定・増額更正は 24,679 件にとどまる[8]。すなわち、申告内容の変更は、税務当局による更正処分ではなく納税者自身の提出する修正申告の形をとりやすいことを意味する[9]。

ここで利用する税務申告データには、修正申告も含まれている。同一年度の当初申告と修正申告は、納税者固有の ID によってミクロレベルで突合できる。そのため、修正申告の段階で、どの項目がどれだけ変化したかの修正幅が観察できる。その情報を使って、税務調査で指摘された不正の大きさを推定することができる。

ただし、修正申告一般には、実地調査または簡易な接触を通じた税務当局からの指摘を契機として提出されるものと、納税者自身が記入の誤りに気づいて提出するものとが含まれており、両者は区別する必要がある。そこで、提出された修正申告のうち、(1) 所得発生年の翌年 6 月末日までに提出された修正、および (2) 複数回の修正申告があった場合の最終回以外を除外した。(1) は、当該所得に対する調査が実施される事務年度が始まる前の提出であり、記入の誤りの自主修正である可能性が高い[10]。また、(2) は、税務調査の結果を再度修正することは考えにくいため、各当初申告について複数の修正申告がある場合には、最後の修正のみを残した。

こうした選定により、おおむね調査を契機とした修正申告に限定することができる。実際、除外後に残る申告件数は所得発生年 2014–2018 年分の累計で約 121 万件であり、年当たりでは約 24 万件となる。国税庁の統計によれば、所得税では年 6.0 万件から 7.4 万件の実地調査に加えて、年 54 万件から 58 万件の簡易な接触が行われている。これらのうち申告漏れ等の非違があった件数は、2015 事務年度から 2018 事務年度で年 37 万件から 40 万件である[11]。調査を契機とする修正申告は非違が把握された場合に提出されるものであるから、本稿の年約 24 万件が調査等の件数を下回るのは妥当である。逆に、非違件数を大きく下回るのは、(1) と (2) によって除外された修正申告に調査を契機としたものが含まれている可能性、および更正処分によって是正されたものが含まれないという性質による。

[8] 国税庁「統計年報」平成 27 年度版、表 2-1(1)「申告及び処理の状況」(`https://www.nta.go.jp/publication/statistics/kokuzeicho/shinkoku2015/shinkoku.htm`)。同表は、当該年分の所得税について翌年 3 月 31 日までに申告又は処理（更正、決定等）した者の 6 月 30 日現在の課税事績を示したものである。

[9] ただし、この表に計上される修正申告は、申告期限から半月ほどの間に処理されたものに限られる。したがって、その大半は税務調査を契機とするものではなく、納税者自身が記入の誤りに気づいて提出した自主的な修正と考えられる。税務調査を契機とする修正申告は、これより後に提出されるため同表には計上されず、翌年度以降の「既往年分の課税状況」に含まれる。

[10] 国税庁「統計年報」が各年分について計上する修正申告は、おおむねこの (1) に該当するものである。同表の集計は当該年分について翌年 3 月 31 日までの事績に限られるため、そこに含まれるのは申告期限直後の自主的な修正が大半となる。件数でみても、統計年報は年 13.66 万件から 14.57 万件、本稿の (1) は年 13.99 万件から 14.97 万件でほぼ一致する。

[11] 国税庁「所得税及び消費税調査等の状況」各事務年度版。実地調査は特別調査・一般調査・着眼調査の合計。

3.4　2016 年の税執行強化

本稿で注目する税執行の強化は、2016 年分の確定申告書からマイナンバーの記載が義務化されたことである。マイナンバーとは、住民票を有する者に割り振られた 12 桁の個人識別番号である。2013 年 5 月に成立した番号法に基づき、税・社会保険・戸籍などの行政情報を同一人物として横断的に照合する基盤として位置付けられた。税分野では 2016 年分の所得から、確定申告書を含む税務関係書類への記載が義務付けられた。住民票を有する者を対象とする番号制度の導入という点で、マイナンバーは米国の社会保障番号 (SSN) が果たした役割と類似するが、SSN が当初は社会保険の管理目的で段階的に普及したのに対し、マイナンバーは 2016 年分申告という一時点で原則として全申告者に対して義務化されており、自然実験としての性格をより強く持つ[12]。

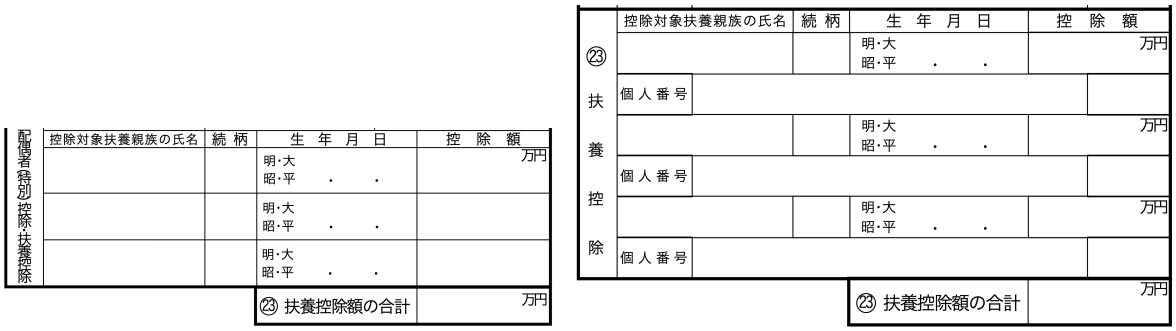
このマイナンバー導入は、第 2 節のモデルの観点からは、性格の異なる二つの効果を同時にもたらした。第一に、行政情報を横断的に照合する基盤として、税務当局の情報基盤を強化し、各種申告項目に対する調査時検知率 β_k を引き上げる効果である。マイナンバー導入以前は、同一人物に係る複数の法定調書や他の行政機関のデータを統合するために、氏名・住所・生年月日などを手がかりとした突合が必要であり、表記の揺れや同姓同名による誤照合のリスクから、名寄せには大きなコストがかかっていた。法定調書や行政情報にマイナンバーが付番されることで、これらの突合は機械的に処理可能となり、税務調査の現場で税務当局が利用できる情報量は質量ともに拡張された。ただし、マイナンバーが付番された後もすべての所得情報が即座に税務当局のデータベース上で完全に統合されるわけではなく、第三者報告の網羅性や名寄せの精度には依然として制約が残るため、β_k の上昇幅がどの程度に達するかは実証上の問題である。

第二に、確定申告書において申告者本人だけでなく控除対象扶養親族についてもマイナンバーの記入欄が 2016 年分から新設されたことにより、扶養控除を申告時執行の対象項目にする効果である（図 1)。扶養控除とは、納税者が控除対象扶養親族を有する場合に、その人数と区分に応じて所得金額から一定額を控除する制度である（所得税法第 84 条第 1 項)。[13]扶養親族とは、居住者と生計を一にする配偶者以外の親族等で、その年の合計所得金額が一定額以下（本稿の対象期間では 38 万円以下）の者をいう（同法第 2 条第 1 項第 34 号)。[14]申告の妥当性をチェックするには、控除対象扶養親族の実在性、続柄、所得基準、他の納税者による重複申告の有無の確認が必要となる。しかし、氏名等だけで個人を特定することは容易ではなく、扶養親族に該当するかどうか

[12] マイナンバーは住民票を有する者に指定されるため、国外転出者のように番号を有するが申告義務のない者や、住民登録の手続を経ていない国内居住者のように申告義務があるが番号を有しない者が存在する。

[13] 控除額は、一般の控除対象扶養親族について 38 万円、19 歳以上 23 歳未満の特定扶養親族について 63 万円、70 歳以上の老人扶養親族について 48 万円（同居老親等は 58 万円）である。

[14] 配偶者については、別途、配偶者控除および配偶者特別控除が設けられている。また、扶養親族のうち 16 歳未満の年少扶養親族は、2011 年分以降対象から除外されている。



(a) 変更前（2015 年分以前）　　(b) 変更後（2016 年分以降）

出所：国税庁が公表する確定申告書第二表の様式（2015 年分および 2016 年分）。

図 1: 確定申告書第二表の様式変更（扶養親族のマイナンバー記入欄の新設）

を税務当局が確認するには一定の税務調査が必要であった。それに対し、扶養親族等についてもマイナンバーの記入が義務化されると、個人の特定は容易になり、実在性、続柄、他の納税者による重複申告の有無を住民基本台帳・戸籍・税務情報と照合することで可能となる。もちろん、架空のマイナンバーを記入したり、他人のマイナンバーを不正に使用することはできるが、番号の適切さは機械的に確認可能で、不正が発覚した場合の法的リスクも大きいため、申告時執行としての効果が期待できる。

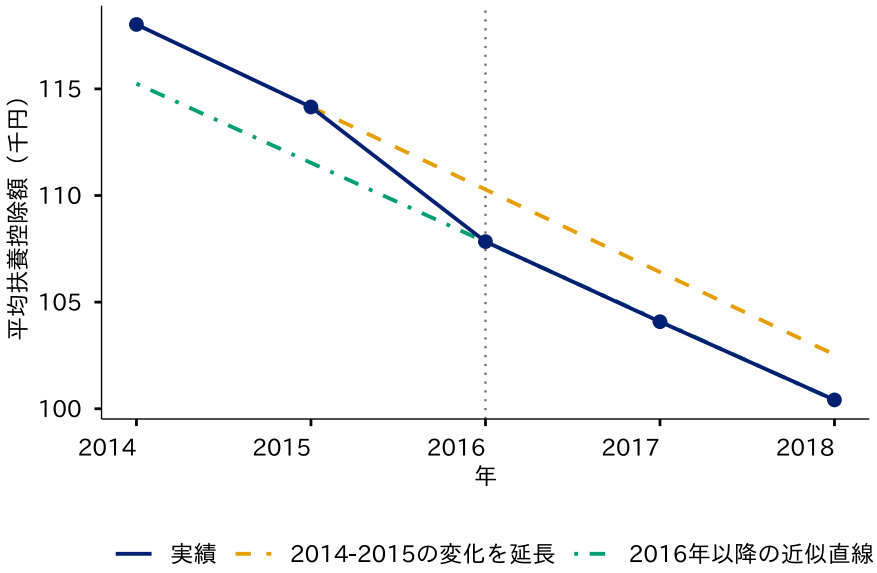
ただし、マイナンバーは住民票を有する者のみに指定されるため、国外に居住する扶養親族はこうした番号照合の対象とならない。それに対し、このマイナンバーの導入と同時に別の制度改正が実施されている。それは、国外に居住する親族について扶養控除等の適用を受ける場合に、親族関係書類および送金関係書類の添付又は提示の義務付けである。この改正は、会計検査院「平成 25 年度決算検査報告」の指摘を契機とするものであり、マイナンバー制度とは起源を異にする独立の措置であるが、扶養控除の対象者全体に申告時執行を導入させる効果を持った。

この 2 つの制度変更は適用時期が一致するため、両者の効果を分離して識別することはできない。したがって、本稿が推計する扶養控除の変化は、両措置を合わせた効果となる。ここで扶養控除に注目するのは、申告時執行が新たに適用されるようになったことの効果であり、分離できないことは大きな問題ではない。

4　扶養控除と申告時執行

4.1　レベルシフトの前後比較とプラシーボテスト

本節では、まず、2016 年の二つの制度変更による扶養控除の申告状況の変化を見ることで、申告時執行の効果を計測する。第 3.4 節で述べたとおり、二つの制度変更とは、控除対象扶養親族へ



注：点線の縦線は 2016 年（二つの申告時執行措置の初年度）を示す。実線は全申告者の平均扶養控除額（千円）の実績、破線は 2014–2015 年の変化を延長した直線、一点鎖線は 2016 年以降のデータに対する線形回帰線である。出所：確定申告データを用いて筆者作成。

図 2: 扶養控除申告額（全申告者平均）の年次推移、2014 年から 2018 年

のマイナンバーの記入欄の新設と、国外に居住する親族に係る書類の添付等の義務化である。以下では、平均申告額のレベルシフトと、大口申告層に集中した extensive margin の反応を順に確認する。

不正申告の大きさは直接には観察できない。そこで、扶養控除の申告額そのものの推移に注目し、申告時執行の導入の前後で水準が変化したかを見る。図 2 は、全申告者平均の扶養控除申告額の 2014 年から 2018 年の推移である。申告額は一貫して低下しているが、これは高齢化により扶養をする現役世代が減少したことや人口減少による被扶養親族の減少を反映したと考えられる。こうした真の扶養控除の額の変化をコントロールするために、2016 年前後それぞれのトレンドを示す線形回帰線を重ねている。このトレンドとの比較で見れば、2016 年に明確な申告額の減少が観察できる。2015 年（114.2 千円）から 2016 年（107.9 千円）への変化は -5.5% と相対的に大きく、線形トレンドから乖離したレベルシフトが観察される。ただし、トレンド線自体はほぼ並行で、真の扶養控除の額は連続的に変化しているように見える。

この扶養控除のレベルシフトを定量化するため、次の式を推計する：

$$\text{Deduction}_{it} = \rho\,\text{Trend}_t + X_{it}\gamma + \delta D_t^{2016} + \epsilon_{it}. \tag{7}$$

D_t^{2016} は 2016 年以降を 1 とするダミー変数、Trend_t は線形時間トレンド、X_{it} は年齢階級・性別・クロス項である。δ は、2016 年に同時に適用された二つの申告時執行措置の下で生じたレベルシフトを表す。両措置の効果は分離できないため、δ をマイナンバー記入義務化だけの効果とは

解釈しない。以下の表で「2016 年以降のレベルシフト」として示すのは、δ を当該列の 2015 年平均で除した比率であり、本稿ではこれを変化の大きさの指標として用いる。

表 2 に推計結果を示す。左ブロック（第 (1)–(4) 列）は全申告者を対象としたプール OLS、右ブロック（第 (5)–(7) 列）は 2014–2018 年すべてで当初申告した 5 年連続申告者に限定し、個人固定効果を加えたパネル推計である。扶養控除のフルモデル（第 (2) 列）では、$\hat{\delta} = -2.58$ 千円（2015 年平均比 -2.3%）と推計された。$\hat{\delta}$ は属性変数をコントロールしないベースライン（第 (1) 列）でも同程度であり、属性変数の有無に対して頑健である。さらに、同一個人の時間内変動のみを用いる個人固定効果推計（第 (5) 列）を併せて報告し、申告者構成の変化に起因しない減少であることを確認する。

図 2 で観察されたレベルシフトは、LaLumia and Sallee (2013) が米国で SSN 導入時に報告した扶養児童の約 5.5% 減少と比べるとやや小さい。日本では、年少扶養控除が 2011 年分から廃止されているため、扶養控除の対象は 16 歳以上の扶養親族に限られる。そのため、不自然ではない形で扶養控除を申告できる納税者がそもそも少なかったために、米国より不正が相対的に少なかった可能性がある。

扶養控除の減少が、2016 年の申告時執行措置以外の控除項目に共通する要因によるものでないことを確かめるため、プラシーボテストを行う。生命保険料控除と損害保険料控除は、2016 年以前から保険会社が発行する証明書の添付が求められており、すでに申告時執行の対象であった。これらの控除では、2016 年に新たな申告時執行措置が導入されていないため、同年に申告額が減少する理由はない。第 (3)・(4) 列は、この二つの控除について式 (7) を推計した結果である。推計された $\hat{\delta}$ は、生命保険料控除で $+0.25$ 千円（2015 年平均比 $+0.6\%$）、損害保険料控除で $+0.04$ 千円（同 $+0.7\%$）といずれも小さく、符号も正である。したがって、扶養控除に観察された -2.3% の減少は、税制改正や景気変動のような控除項目に共通する要因によるものではない。

ただし、2 つの制度改正が全納税者に同時に適用されたため、ここでの結果は対照群を持たない単一系列の前後比較となっている。$\hat{\delta}$ は、線形トレンドと観察可能な属性を調整した上での 2016 年以降の条件付きレベルシフトであり、厳密には因果効果を確認したものとは言えない。しかし、対象期間が比較的短く線形トレンドの前後の傾きにも変化がないこと、年齢・性別を調整していること、保険料控除で同様の減少が見られないことなどから、この変化は申告時執行の導入による効果と解釈できる。

4.2 申告時執行と Extensive Margin

前節のレベルシフト推計では対照群を持たない前後比較であったため、因果推論上は限界のある分析であった。そこで本節では、反応が納税者間で非対称であるかどうかに注目することで、

	全申告者・プール OLS				5 年連続申告者・個人固定効果		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
被説明変数	扶養控除 ベースライン	扶養控除 フル	生命保険料 （プラシーボ）	損害保険料 （プラシーボ）	扶養控除 FE	生命保険料 FE	損害保険料 FE
定数項	121.70***	21.38***	2.43***	−0.37***	144.38***	48.78***	7.21***
	(0.07)	(0.32)	(0.07)	(0.01)	(0.06)	(0.01)	(0.00)
年トレンド	−3.74***	−3.08***	0.78***	0.14***	−5.40***	0.35***	0.26***
	(0.02)	(0.02)	(0.00)	(0.00)	(0.02)	(0.00)	(0.00)
2016 年以降ダミー	−2.62***	−2.58***	0.25***	0.04***	−1.60***	0.65***	0.04***
	(0.06)	(0.06)	(0.01)	(0.00)	(0.05)	(0.01)	(0.00)
性別 × 年齢ダミー		○	○	○			
個人固定効果					○	○	○
2015 年平均（千円）	114.2	114.2	44.6	6.2	133.6	49.9	7.8
2016 年以降のレベルシフト（%）	−2.3	−2.3	+0.6	+0.7	−1.2	+1.3	+0.5
観測数（千件）	105,800				61,211		

注：括弧内は標準誤差（納税者 ID でクラスター化）。*** は 1% 水準で有意。推計期間は 2014–2018 年。左 4 列は全申告者のプール OLS、右 3 列は 2014–2018 年すべてで当初申告した 5 年連続申告者に限定した個人固定効果推計。出所：確定申告データを用いて筆者作成。

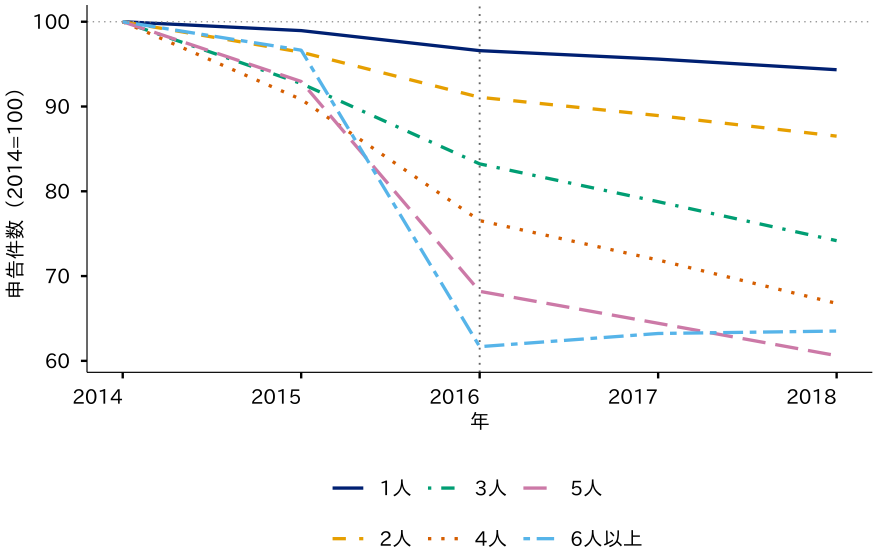
表 2: 2016 年の申告時執行導入後の変化：扶養控除（メイン）と保険料控除（プラシーボ）

申告時執行の効果という解釈が妥当かを確認する。人口動態や景気変動のような連続的な要因は、扶養親族を多く申告する層にも少なく申告する層にも、おおむね一様に作用する。これに対して申告時執行の導入は、不正の混入比率が高い層に集中した非連続な変化をもたらす。したがって、減少が特定の層に集中していることを示せれば、平均の減少が申告時執行の導入によって説明できるものであることを示せる。

このレベルシフトが申告時執行による extensive margin shift であるかを、扶養親族数別の申告者分布から検証する[15]。扶養人数別に見ても不正申告そのものは観察できないが、観察される申告された扶養親族の人数分布が真の扶養親族の分布と不正申告による歪みの混合分布として理解できることを利用する。納税者 i の真の扶養親族数を N_i^{true}、申告された扶養親族数を N_i^{claim} とすると、両者の乖離は、実態のない扶養親族を申告に加える場合に発生するため、$N_i^{\text{claim}} \geq N_i^{\text{true}}$ が成り立つと想定できる[16]。他方、真の扶養親族数の分布 $P(N^{\text{true}} = k)$ は人口動態上 k が大きいほど急速に薄くなるため、申告人数 k が大きい層ほど不正申告者の混入比率 $P(\text{不正} \mid N^{\text{claim}} = k)$ は単調に高まることになる。

[15] 本稿で用いる扶養親族数は、申告書に記載された扶養控除額から算出した。扶養控除額は扶養親族の年齢・同居関係に応じて一人当たりの額が異なるため、控除額から種類別の内訳を特定することはできないが、合計人数は算出できる。ただし、控除額の組合せから人数を一意に復元できないレコードが年 7,400 件から 11,000 件（申告者の 0.03% から 0.05%）存在し、これらは人数別の集計から除外している。

[16] 両者の乖離には、意図的な過大申告のほか、扶養控除の対象とならない 16 歳未満の扶養親族を含めるなど、制度の理解不足による意図しない不適切な申告も含まれうる。本稿のデータでは両者を識別できず、その分離は今後の課題である (McCubbin, 2000)。ただし、本稿の推計に対する影響は限定的と考えられる。16 歳未満の扶養親族についても個人番号は指定されており、記入すること自体は可能であるから、記入義務化によってこの種の申告が妨げられるわけではなく、扶養控除の減少に寄与したとは考えにくい。また、第 5.1 節で扱う所得項目の過少申告は、控除の適用要件の理解とは直接には関係しない。



出所：確定申告データを用いて筆者作成。

図 3: 扶養親族人数別の申告者数の推移（2014 年=100 とした指数）

したがって、申告時執行による extensive margin shift が生じる場合、申告人数 k が大きいセルほど大きな比率で申告者数が減少するパターンが観察されるはずである。図 3 では、扶養親族等の人数別の申告件数を 2014 年を基準（=100）として指数化したものを示した。2015 年から 2016 年にかけて、6 人以上の扶養親族を申告するケースは約 36%、5 人申告は約 27% 減少する一方、1〜2 人申告の低下は 1 割未満にとどまり、減少率が申告人数 k について単調増加することが明確に確認できる。これは Fack and Landais (2016) がフランスで標準化領収書の添付義務化時に報告した申告された寄附金額の 75% 減少と同じ性質の現象であり、もともと不正申告者の混入比率の高かった大規模申告層で端点解へのジャンプが生じたことを反映していると考えられる。申告時執行の典型的な特徴であり、扶養控除の申告額の低下が申告時執行の導入によるものという見方と整合的である。

この結果は、扶養控除に対する申告時執行の導入によるものであることを強く示唆するが、加えて二つの制度変更のうちどちらの寄与が大きいかを考える手がかりを与える。多額の扶養控除を申告している層の実態について会計検査院が検査した結果が「平成 25 年度決算検査報告」で公表されている[17]。同報告によれば、扶養控除の申告額が多額な納税者について居住国を確認したところ、1,426 人のうち 9 割を超える 1,296 人が国外に居住する親族を扶養控除の対象としていた。その平均扶養親族数は 10.2 人（国内に居住する親族のみを対象とする者では 5.9 人）であり、ここでの 6 人以上に含まれる層である。ここでのデータによれば、2014 年に 6 人以上の扶養親族

[17] 同報告第 4 章第 3 節第 2「日本国外に居住する控除対象扶養親族に係る扶養控除の適用状況等について」。以下の数値も同報告による。

変数	2015	2016	2017	2018
A. 扶養親族数の変化				
前年 4 人以下	−0.009 (0.309)	−0.013 (0.308)	−0.008 (0.295)	−0.008 (0.290)
前年 5 人以上	−0.739 (1.276)	−1.221 (1.624)	−0.854 (1.388)	−0.788 (1.358)
B. 継続申告率（%）				
前年 4 人以下	79.7	80.2	80.6	80.7
前年 5 人以上	79.2	77.1	85.6	85.4

注：当初申告パネル。パネル A は前年・当年の双方に申告した者の $D = \mathrm{nd}_t - \mathrm{nd}_{t-1}$ の平均で、括弧内は標準偏差。パネル B は前年に申告した者のうち当年も申告した者の割合（継続申告率）。出所：確定申告データを用いて筆者作成。

表 3: 前年扶養親族数別にみた扶養親族数の変化と継続申告率

を申告していたケースは 2,442 件であり、2015 年から 2016 年にかけての減少は 854 件（2,360 件から 1,506 件）となっている。会計検査院が国外に居住する親族を対象としていたことを確認した 1,296 人とは、本稿のデータにおける大口申告層の約半数を占めているのである。そのグループにおいて、扶養親族数の大きな減少が観察されているということは、少なくとも大口申告層においては国外居住親族に係る書類添付等の義務化の寄与が大きかったと考えられる。ただし、大口申告層が扶養控除を申告しているものに占める割合はわずかであり、全体としての減少にマイナンバーと国外居住親族に係る書類添付のどちらが寄与したかについては不明である。

また、多数の扶養親族を申告していた層が 2016 年に消失した経路には、概念的に二つの異なるマージンが存在することに注意する必要がある。第一は、確定申告は継続しつつ申告する扶養親族数のみを減らす intensive margin である。第二は、確定申告そのものを取り止める extensive margin である。特に給与所得者は、勤務先の年末調整によって課税関係が完結するため、医療費控除等年末調整で対応できない控除等を申告しない限り確定申告をする必要がない。したがって「不正をやめる」ことは「確定申告をやめる」ことと密接に関わり、申告時執行の効果は申告者プールからの離脱として現れる。

以下では、両者がともに観察されることを確認する。まず intensive margin の調整を、納税者内変化の観点から確認する。表 3 のパネル A は、当該年と前年の双方に確定申告した納税者を対象に、前年 $(t-1)$ の扶養親族数を 4 人以下・5 人以上の 2 群に分け、当該年における扶養親族数の変化 $D_{it} = \mathrm{nd}_{it} - \mathrm{nd}_{i,t-1}$ の平均と標準偏差を年別に示した。前年 4 人以下の群では平均変化は各年とも小幅にとどまる一方、前年 5 人以上の群では 2016 年に平均変化が大きく負に振れる（2017 年以降は概ね 2015 年の水準に戻る）。すなわち、申告を継続した納税者の中でも大規模申告層では扶養親族数を大きく縮小させるという形の調整が生じており、intensive margin の存在が確認される。

extensive margin については、表 3 のパネル B は、前年に申告した者のうち当年も申告した継

続申告率を示す。前年 5 人以上の群では、継続申告率が 2015 年の 79.2% から 2016 年には 77.1% へと低下している。前年 4 人以下の群の継続申告率がほぼ一定（79.7% から 80.2%）であるのと対照的であり、2016 年に大規模申告層が確定申告そのものを取り止める extensive margin の離脱が選択的に生じたことを示す。前年 5 人以上申告層の継続申告率は 2017 年以降には 85% 台へと回復しており、2016 年の落ち込みが、不正申告層の離脱というマイナンバー導入に対応した一時的な調整であったという解釈と整合的である。これは、給与所得者を中心に「不正をやめる」と同時に「確定申告そのものをやめる」という extensive margin の離脱が生じていたことを示す。

5　調査時執行と抑止効果

つづいて、税務当局の調査能力（条件付き検知率 β_k）の向上が、納税者の自発的なコンプライアンスを改善する抑止力として機能するかを検証する。分析は三段階で進める。第一に、所得項目の当初申告が β_k の上昇に反応したかを、第 4 節で扶養控除に見られた集中的な減少と対照させながら検証する。第二に、この観察を解釈する前提として、マイナンバー導入前後で税務調査の頻度と、調査対象の観察可能な属性が大きく変化していないことを確認する。第三に、修正申告データから β_k の上昇と整合的な変化が生じたことを示し、調査時執行の強度は客観的に高まったと考えられるにもかかわらず当初申告は変化しないというパズルを提示する。

5.1　当初申告と抑止効果

マイナンバーは扶養控除以外の所得項目（事業所得・不動産所得・給与所得・公的年金所得・雑所得）にとって、申告書の記載事項に基づく機械的な照合をもたらすものではないが、情報基盤の強化を通じて調査時検知率 β_k を上昇させたと考えられる。第 2.2 節の理論的結果は、β_k の上昇が認知されれば当初申告の m_k^*（不正額）が減少すると予測する。納税者がこの β_k の上昇を認知していれば、これらの当初申告額にも経済的に意味のある変化（不正の減少すなわち申告額の増加）が観察されるはずである。

ただし、所得項目における不正の反応を申告額の推移から把握することは、扶養控除の場合よりも難しい。扶養控除の対象である扶養親族は世帯構造に基づく継続的な関係であり、年々の「真の扶養人数」は人口動態にしたがって安定的に推移する。したがって扶養控除申告額が 2016 年に急変していれば、それは「真の扶養関係の急変」ではなく「不正分の消滅」と解釈できた。それに対し、事業所得や不動産所得などは、景気動向・事業環境・本人の就労状況等によって個人レベルでも年々大きく変動する。そのため、「真の所得」の動向を不正額の変化と区別することは難しい。

扶養控除のケースでは線形トレンド項のみで真の扶養人数の変化をコントロールしてきたが、真の所得の変化をより柔軟にコントロールする必要がある。そこで、ここでは線形に加えて 2 次

のトレンド項を含めた次の仕様を用いる：

$$Y_{it}^{k} = \rho_1 \,\mathrm{Trend}_t + \rho_2 \,\mathrm{Trend}_t^2 + \gamma X_{it} + \delta D_t^{2016} + \epsilon_{it}. \tag{8}$$

真の所得経路が 2 次関数で近似でき、かつ 2016 年に一回限りのレベルシフトが生じたと仮定して、δ（2016 年以降ダミー係数）を 2 次トレンドからの条件付き乖離として推計する。δ の解釈は「滑らかな所得トレンドからの 2016 年以降の平均的なレベルシフト」である。

表 4 は、式 (8) を主要な 5 つの所得項目に適用した推計結果を、表 2 と同じく被説明変数を列に並べる形式で整理した。表は 3 つのパネルから構成される。パネル A は全申告者を対象としたクロスセクション推計で、性別・年齢階級およびそのクロス項を X_{it} としてコントロールする。パネル B は 2014 年から 2018 年のすべての年に当初申告した 5 年連続申告者だけを対象とし、性別・年齢階級に代えて個人固定効果 α_i を導入する。個人固定効果は時間不変の個人属性を吸収するため、納税者のタイプ別不均一性を調整した上で δ を推計できる。ただし、時間とともに変化する交絡要因は残りうる。パネル C は、各所得項目について 2014–2018 年のうち一度でも当該所得が非ゼロであった個人に限定した頑健性確認であり、推計式とコントロールはパネル A と同一である。常時ゼロを申告する個人を除いても、δ がいずれの項目でも経済的に無視できる大きさにとどまることを確認する。

所得項目の 2016 年以降のレベルシフト（2015 年平均比）は、パネル A（全申告者）でみると事業所得 -0.1%、不動産所得 $+1.0\%$、給与所得 -0.1%、公的年金所得 $+0.0\%$、雑所得 -0.4% といずれも小さい。個人固定効果を用いるパネル B でも事業所得 -0.4%、不動産所得 -0.3%、給与所得 $+0.1\%$、公的年金所得 -0.7%、雑所得 -0.3% と同様に小さい。観測数が大きいため、パネル B では雑所得を除く 4 項目で 2016 年以降ダミーが 1% 水準で統計的に有意となる。しかし、変化率の絶対値はいずれも 1% に満たず、経済的には無視できる大きさである。つまり、所得項目では、マイナンバーの記入義務化の時点で、扶養控除で観察されたような経済的に意味のある変化は認められないのである。これは、理論的に予測される抑止効果が観察されていないことを示す。

表 4 の主要な推計（パネル A・B）が 6,000 万件以上（パネル A では約 1 億件）の観測数で得られていることは重要である。所得は個人レベルで大きく変動するため、マイナンバーの記入義務化の影響があっても、誤差によって統計的な有意性が確認できない可能性がある。ここでの大きなサンプルサイズによって、標準誤差は十分に小さく、マイナンバー導入の効果があれば経済学的には無視できるような大きさでも検知できる十分な検出力を提供している。それにもかかわらず、推計されるレベルシフトがいずれの所得項目でも経済的に無視できる大きさにとどまることは、マイナンバー導入が当初申告に実質的な影響を与えなかったことを示唆する。

頑健性のため、さまざまなサブグループでの検証をしたが、所得項目の当初申告には、経済的

被説明変数	(1) 事業所得	(2) 不動産所得	(3) 給与所得	(4) 公的年金所得	(5) 雑所得
パネル A：全申告者					
定数項	70.00	145.74	331.67	19.17	31.86
年トレンド	35.61*** (0.43)	3.28*** (0.27)	49.66*** (0.88)	6.06*** (0.19)	−0.30 (0.20)
年トレンド ^{2}	−4.76*** (0.06)	−0.68*** (0.04)	4.49*** (0.13)	−2.96*** (0.03)	0.40*** (0.03)
2016 年以降ダミー	−0.49 (0.37)	2.98*** (0.24)	−1.98*** (0.76)	0.00 (0.17)	−0.20 (0.18)
2015 年平均（千円）	392	295	2,676	854	55
2016 年以降のレベルシフト（%）	−0.1	+1.0	−0.1	+0.0	−0.4
観測数（千件）			105,700		
パネル B：*5* 年連続申告者					
年トレンド	61.73*** (0.62)	19.86*** (0.38)	−43.22*** (0.76)	59.97*** (0.19)	−0.58** (0.27)
年トレンド ^{2}	−10.07*** (0.09)	−1.46*** (0.05)	0.25** (0.11)	−3.98*** (0.03)	0.24*** (0.04)
2016 年以降ダミー	−2.20*** (0.52)	−1.44*** (0.33)	2.99*** (0.61)	−6.47*** (0.17)	−0.21 (0.24)
2015 年平均（千円）	578	442	2,695	988	73
2016 年以降のレベルシフト（%）	−0.4	−0.3	+0.1	−0.7	−0.3
観測数（千件）			61,211		
パネル C：当該所得が一度でも非ゼロの個人（頑健性）					
定数項	1515.32	2177.14	787.20	1048.53	330.79
年トレンド	102.13*** (1.49)	8.10*** (1.45)	−5.26*** (1.33)	8.01*** (0.35)	−7.02*** (0.74)
年トレンド ^{2}	−11.17*** (0.22)	0.55*** (0.21)	7.49*** (0.19)	−0.16*** (0.05)	2.78*** (0.10)
2016 年以降ダミー	−2.18* (1.27)	4.14*** (1.26)	3.05*** (1.13)	−1.62*** (0.31)	−1.34** (0.65)
2015 年平均（千円）	1,363	1,584	4,147	1,678	207
2016 年以降のレベルシフト（%）	−0.2	+0.3	+0.1	−0.1	−0.6
観測数（千件）	29,987	19,329	69,908	51,713	27,898

注：括弧内は標準誤差（納税者 ID でクラスター化）。推計期間は 2014–2018 年。パネル A は人口動態属性（性別 × 年齢）をコントロール、パネル B は個人固定効果を含む。パネル C は各所得項目について 2014–2018 年のうち一度でも当該所得が厳密に非ゼロであった個人に限定した頑健性確認。出所：確定申告データを用いて筆者作成。

表 4: マイナンバー導入後の所得項目の変化（調査時執行）

に意味のある申告額の増加（不正額の減少）は観測されない[18]。特に、マイナンバーによる不正削減効果が期待できる事業所得については、前年に事業所得を申告していた者を基準に、継続申告者の平均事業所得、申告停止率、新規申告比を補助的に確認したが、2016 年を境とした構造的な変化は観察されなかった。その意味で、調査時執行の抑止効果は弱いことが分かる。

[18] 所得者区分・業種・青色／白色申告別に分割しても、所得項目の当初申告に経済的に意味のある反応は観察されない（結果は省略する）。

5.2 税務調査の頻度と対象

当初申告において所得項目が反応していない理由として、一つにマイナンバー導入が検知率 β_k を上昇させなかった可能性がある。検知率を高めないことを納税者が理解していれば抑止によるコンプライアンスがもたらされないのは当然である。そこで、修正申告データを用いて、マイナンバー導入前後で当初申告と修正申告の差分を比較し、$\beta_k(\Omega_1)/\beta_k(\Omega_0)$ の変化を近似する指標を構成する。ここでは、この修正申告と当初申告の差分を税務調査により把握された過少申告額と解釈する。その解釈の下では、マイナンバーの記入義務化の前後で差分が増加したかは、税務調査の検知率の変化となる[19]。

ただし、この前後比較を β_k の変化として解釈するためには、税務調査そのものの体制——対象選別の基準や調査をする頻度——がマイナンバー導入前後で安定していたことが前提となる。日本の税務調査は税務当局が独自の基準で対象を選定しており、その基準は公表されていない。また調査総量についても、調査人員・予算配分などの行政的な制約に応じて年度間で変動しうる。税務当局がマイナンバー導入を契機に調査体制を変更していたり、調査の頻度を上げていれば、修正幅の差は β_k の純粋な変化ではなく、調査対象の構成変化（誰を調査するか）を反映する可能性がある。

そこで、修正申告の提出タイミングを踏まえて比較群を構成する。税務調査は事務年度（7 月〜翌 6 月）を単位とし、所得が発生した年から数年遅れて実施されるため、調査が実施された事務年度のみを基準に前後を定義すると、β_k の変化が調査ラグや対象構成の違いと交絡してしまう。この交絡を避けるため、所得発生年と調査事務年度の差（ラグ）を 1〜2 年に揃え、所得が確実にマイナンバー導入前である A 群（所得発生年 2014–2015 年・事務年度 2015–2016 年、N=333,833 件）と、所得がマイナンバー導入後である B 群（所得発生年 2017–2018 年・事務年度 2018–2019 年、N=298,786 件）とした（交絡の構造と所得発生年 × 事務年度のクロス集計の詳細は Appendix B を参照）。

修正申告における差分の分析に先立ち、税務調査の対象と頻度が前後で安定していたかを、観察可能な範囲で確認する。表 5 は、A 群と B 群の修正申告者について、当初申告時点での主要な属性・申告内容を比較したバランステーブルである。この表の標準化差 $|d| = |\bar{y}_B - \bar{y}_A|/s_{\text{pooled}}$ が、マイナンバーの記入義務化前後での修正申告をした人の属性の違いであり、税務当局の調査選別プロセスが変わったかを検証する指標である。

人口動態属性（性別・年齢階級）の標準化差はすべて $|d| < 0.1$ にとどまる。所得者区分の構成も前後で安定しており、事業所得者・給与所得者・年金所得者・その他のいずれの比率も標準化差

[19] 調査事務年度の考え方、および当初申告の提出年と修正申告の事務年度のクロス集計は Appendix B に示す。

変数	A 群（所得 14–15/事務 15–16）N = 333,833	B 群（所得 17–18/事務 18–19）N = 298,786	差 (B−A)	標準化差 $\lvert d\rvert$
パネル A: 人口動態属性（%）				
男性	56.5	59.2	+2.7	0.055
女性	11.9	12.9	+1.0	0.029
40 歳未満	11.5	13.1	+1.6	0.049
40–59 歳	42.8	44.4	+1.6	0.032
60 歳以上	45.7	42.5	−3.2	0.064
パネル B: 所得者区分（%）				
事業所得者	28.4	28.7	+0.3	0.007
給与所得者	44.8	46.3	+1.5	0.031
年金所得者	11.6	10.1	−1.5	0.048
その他	15.3	14.9	−0.3	0.009
パネル C: 当初申告の主要所得項目（千円）				
事業所得	1,533.8	1,503.7	−30.1	0.005
不動産所得	869.4	795.6	−73.8	0.019
給与所得	4,904.2	5,275.6	+371.4	0.039
公的年金所得	580.7	504.4	−76.3	0.072
雑所得	105.7	115.1	+9.4	0.008
パネル D: 主要控除項目（千円）				
扶養控除額	263.5	238.6	−24.8	0.059
生命保険料控除額	53.3	55.6	+2.3	0.030
損害保険料控除額	8.5	8.7	+0.2	0.012
医療費控除額	91.8	94.5	+2.7	0.011
寄付金控除額	18.8	53.8	+35.1	0.108
パネル E: 課税所得・税額（千円）				
総所得金額	6,856.0	7,113.8	+257.8	0.024
合計所得金額	7,492.6	7,834.1	+341.5	0.028
課税総所得金額	5,197.2	5,417.7	+220.5	0.021
算出合計税額	1,239.9	1,343.6	+103.7	0.027
パネル F: 税理士関与（%）				
税理士署名	31.6	30.6	−1.0	0.021
税理士法 30 条提出	22.2	24.3	+2.1	0.050
税理士法 33 条の 2 提出	0.4	0.5	+0.1	0.009

注：A 群=所得発生年 2014–2015 年・事務年度 2015–2016 年、B 群=所得発生年 2017–2018 年・事務年度 2018–2019 年。連続変数の標準化差は $\lvert d\rvert = \lvert\bar{y}_B - \bar{y}_A\rvert / s_{\text{pooled}}$。カテゴリ変数（パネル A, B, F）の標準化差は $\lvert p_B - p_A\rvert / \sqrt{0.5(p_A(1-p_A) + p_B(1-p_B))}$。出所：確定申告データを用いて筆者作成。

表 5: バランステーブル：A 群（導入前）と B 群（導入後）の修正申告者属性比較

は 0.05 未満（事業所得者は 0.007）にとどまる。申告内容を見ても、当初申告の主要所得項目・税額の平均の標準化差は最大でも 0.072（公的年金所得）と高いバランスを示し、特に課税総所得金額・算出合計税額の差はそれぞれ標準化差 0.021・0.027 にとどまる。控除項目では寄附金控除額が A 群 18.8 千円から B 群 53.8 千円へと約 2.9 倍に拡大（標準化差 0.108）しているが、これはふるさと納税制度の拡張（2015 年の控除上限の引き上げおよび同年 4 月以降のワンストップ特例導入）に伴う申告者全体での増加を反映しており、調査対象選別の変化を示すものではない。また、扶養控除額の A 群 263 千円から B 群 238 千円への減少（標準化差 0.059）は、第 4.1 節で示

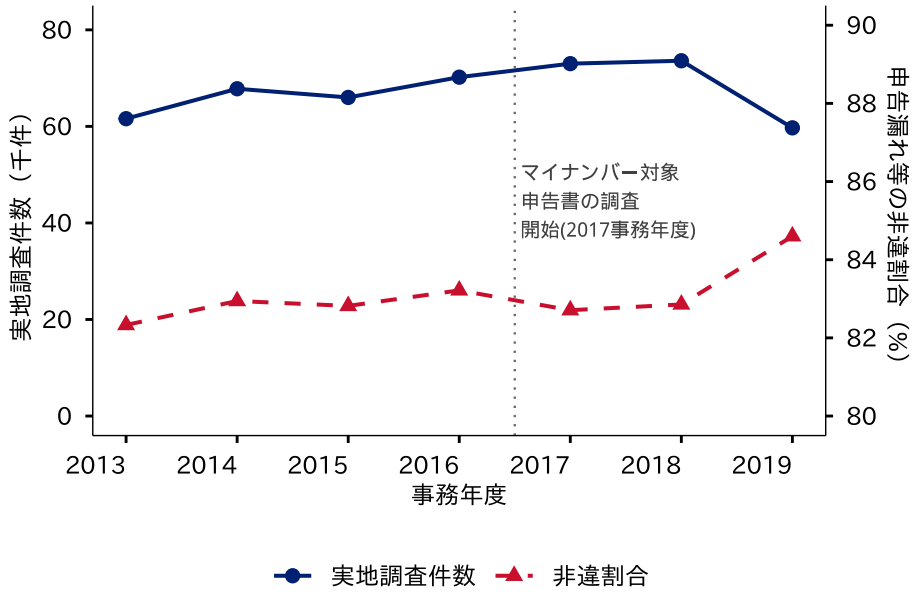
した 2016 年の申告時執行導入後の変化が修正申告サンプル内でも観察されていることを意味し、選定バイアスではなく分析対象の効果そのものである。申告書作成に対する専門家の関与を表す税理士関与（パネル F）も前後で安定しており、税理士署名・税理士法第 30 条提出・第 33 条の 2 提出のいずれも標準化差は 0.05 程度以下にとどまる。これは、調査対象の申告がどの程度専門家を介して作成されたかという観点でも、A 群と B 群の構成に大きな違いがないことを示す。総じて、A 群と B 群の修正申告者は人口動態属性・課税所得・税額・税理士関与の各次元で非常に高い類似性を示している。$|d| < 0.1$ という基準で評価すれば、観察可能な属性についてはマイナンバー導入前後で安定しているといえる。ただし、税務当局の選別基準そのものは公表されておらず、観察できない次元での変化を否定するものではない。

この修正申告をした人の属性が安定している理由の一つは、調査の総量が前後で大きく変化していないことにあると考えられる。もし、マイナンバー導入後に税務当局のエフォート e（調査頻度）を上げていれば、従来は調査対象とならないような軽微な不正をしている納税者も調査対象となり、修正申告者の属性が変化するはずである。その場合、β_k の上昇分は構成効果によって相殺され、発見される不正が変化しないというようなバイアスを持つ可能性がある。それに対し、図 4 は所得税の実地調査件数（特別調査・一般調査・着眼調査の合計、左軸）と、調査 1 件当たりの申告漏れ等の非違割合（非違件数÷実地調査件数、右軸）の推移を示す。2013 事務年度から 2019 事務年度にかけて、調査件数は概ね 6 万件から 7.4 万件の範囲で推移しており、マイナンバー導入前後で大きな変化は観察されない[20]。また、非違割合も 82〜83% 前後でほぼ一定であり（2019 事務年度のみ 84.6% とわずかに上昇）、調査 1 件当たりの捕捉力（調査対象選別の効率）も前後で安定していたことを示す。これは、調査をするかどうかについては、マイナンバーの記入義務化前後で大きく変化しなかったことの証拠となる。

5.3 マイナンバーと調査時執行の強化

観察可能な属性の範囲で調査対象の構成が変化していないのであれば、修正申告における当初申告との差分は β_k の前後変化を近似する指標となる。表 6 は A 群(導入前)と B 群(導入後)における主要項目の修正幅の変化を示す。各群の修正率を集計比 $R_g = \sum_i (\text{修正額}_i - \text{当初額}_i) \big/ \sum_i \text{当初額}_i$ と定義し、その前後比 R_B/R_A を報告する。その結果によれば、所得項目のうち、事業所得の修正差分は A 群の約 533 千円から B 群の約 582 千円へと拡大し、修正率の前後比 R_B/R_A は 1.11 となった。不動産所得 (1.11)、給与所得 (1.25)、公的年金所得 (1.28)、雑所得 (1.13) など、所得

[20] 2019 事務年度の実地調査件数は約 6.0 万件と前年（約 7.4 万件）から減少しているが、同事務年度は 2020 年前半のコロナ禍の時期を含むためと考えられる。B 群の一部（2019 事務年度の調査）はこの時期に依存するため、調査総量の解釈には若干の留保が必要である。ただし、後述のとおり非違割合は 84.6% と安定しており、対象選別の効率に大きな変化は見られない。



注：国税庁「事務年度別の所得税の調査事績」の公表数値に基づき作成。実地調査件数は特別調査・一般調査・着眼調査の合計、非違割合は非違件数を実地調査件数で除した値。

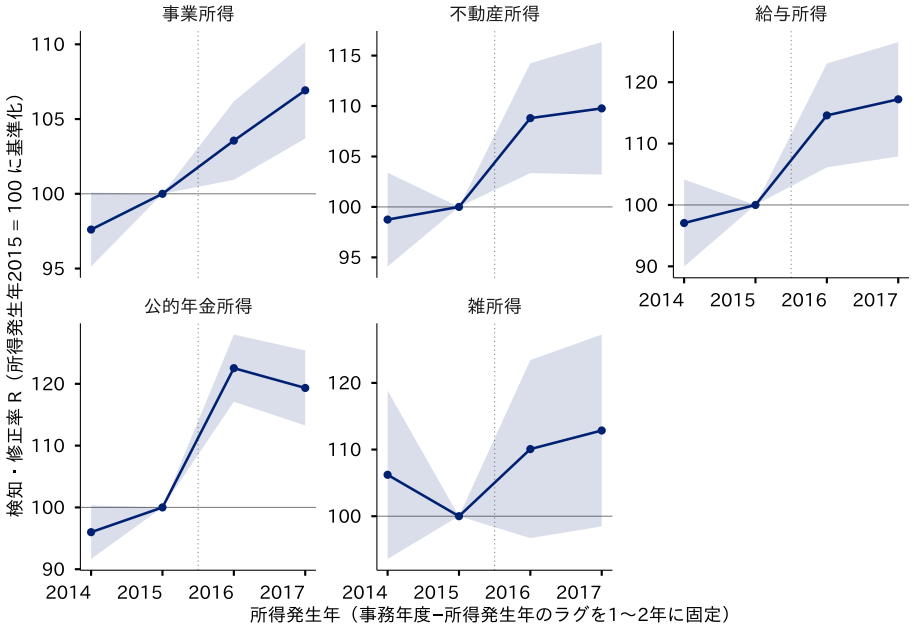
図 4: 税務調査の件数と非違割合の推移

項目全般で R_B/R_A が 1 を上回る。

税務調査によっても発見されない不正が存在するため R と β_k は同義ではない。ここで R は税務調査によって発見された不正額の当初申告額に対する比率であり、当初申告に対する不正申告の比率が前後で不変であるという追加仮定の下で、調査時の検知率の比 β_k^B/β_k^A を近似する誘導形の指標である。この追加仮定は、第 5.1 節でみたように、所得項目の当初申告に経済的に意味のある変化が観察されなかったことによって支持される。たとえばマイナンバーの記入義務化後には不正を全て発見できている $(\beta_k = 1)$ と仮定すれば、事業所得では義務化前の検知率が約 90% であったことになり、不正発覚リスクが全体として 10% 程度上昇したことになる。

ただし、マイナンバーの記入義務化によっても抑止を通じたコンプライアンスは達成されていたとすれば、 R_B/R_A は β_k の上昇を過小評価する下限となる。その意味では、観察された上昇は保守的な推計である。実際、扶養控除の修正差分は A 群の -67.5 千円から B 群の -58.2 千円へと縮小した $(R_B/R_A = 0.95)$。これは、扶養控除に関する不正経路が申告時執行によって実行可能集合から除かれ、検知すべき不正自体が縮小するためである。この意味で、β_k の低下ではなく、機械的コンプライアンスの役割を反映している。

表 6 が事務年度による修正申告での差分を示すのに対し、所得の発生年で見て差分がどのように変化したかを確認したのが図 5 である。2015 年に発生した所得に対する修正申告での修正率を 100 として、所得発生年別に修正率の推移を確認している。導入前の 2014 年の修正率は基準年の 2015 年と統計的に異ならず、マイナンバー導入以前の検知率が安定していたことを示す。それに



注：所得項目別に検知・修正率 $R_t = \sum_i (\text{修正額}_i - \text{当初額}_i) / \sum_i \text{当初額}_i$ を所得発生年別に集計し、所得発生年 2015 年 = 100 に基準化した指数（シャドーは 95% 信頼区間）。所得発生年 2016 年がマイナンバーの記入義務化の初年度にあたる。所得発生年 2018 年は、コロナ禍の影響で激減した 2020 事務年度の調査を含むため除外している。出所：確定申告データを用いて筆者作成。

図 5: 所得発生年別に見た税務調査後の修正率推移

対し、義務化後の所得発生年 2016 年・2017 年には修正率が上昇している。雑所得を除く 4 項目では、2015 年を 1 とする指数の 95% 信頼区間が 1 を上回る。この推移は、表 6 の A 群/B 群比較を補完する。

これらのサンプルは修正申告をした納税者（すなわち税務調査を受けたと思われる納税者）に限られるため、サンプル選択バイアスがあり、この結果から日本全体での不正の規模などは推計できない。ここでの目的は調査時の検知率の絶対水準を計測することではなく、マイナンバー導入前後での変化を把握することである。そのためには、第 5.2 節で示した、修正申告をした人の性質が前後不変であれば十分である。その意味で、$R_B/R_A > 1$ という結果は、β_k の上昇を反映していると解釈できる。

こうした税執行の改善にもかかわらず、第 5.1 節で示したように、所得項目の当初申告には経済的に意味のある申告額の増加（不正額の減少）は観測されなかった。この 2 つの結果から、調査時執行の改善は抑止によるコンプライアンスを引き出さないことを含意する。これは、客観的な検知率の上昇がそのまま納税者に認知されるという想定と整合しない結果である。

	A 群（導入前: 所得 14–15/事務 15–16）			B 群（導入後: 所得 17–18/事務 18–19）			修正額の変化	
項目	当初	修正	差分	当初	修正	差分	変化	R_B/R_A
所得項目								
事業所得 平均	1,533.8	2,066.5	+532.7	1,503.7	2,086.0	+582.3	$+49.6^{***}$	1.11^{***}
標準偏差	(5,890.6)	(6,309.0)	(1,883.5)	(5,714.9)	(6,133.1)	(1,946.7)	(F=105.4)	(0.016)
>0 の割合（%）	33.7	36.7	+3.0	34.1	37.4	+3.3		
不動産所得 平均	869.4	979.6	+110.2	795.6	907.7	+112.2	+2.0	1.11^{***}
標準偏差	(3,866.7)	(4,023.8)	(847.1)	(3,858.5)	(4,002.5)	(987.8)	(F=0.7)	(0.029)
>0 の割合（%）	23.4	25.8	+2.4	21.6	24.1	+2.5		
給与所得 平均	4,904.2	5,070.0	+165.8	5,275.6	5,499.2	+223.6	$+57.8^{***}$	1.25^{***}
標準偏差	(9,100.2)	(9,198.9)	(1,840.3)	(9,895.0)	(10,095.6)	(1,962.6)	(F=145.2)	(0.033)
>0 の割合（%）	59.0	60.4	+1.4	59.9	61.7	+1.9		
公的年金所得 平均	580.7	637.5	+56.8	504.4	567.7	+63.2	$+6.4^{***}$	1.28^{***}
標準偏差	(1,094.7)	(1,137.3)	(397.2)	(1,025.6)	(1,087.0)	(456.1)	(F=35.5)	(0.025)
>0 の割合（%）	32.6	34.7	+2.0	29.5	31.6	+2.2		
雑所得 平均	105.7	160.4	+54.6	115.1	182.3	+67.2	$+12.6^{***}$	1.13^{**}
標準偏差	(1,098.7)	(1,390.5)	(945.8)	(1,326.1)	(1,786.2)	(1,148.1)	(F=22.2)	(0.063)
>0 の割合（%）	15.5	19.8	+4.2	15.5	19.9	+4.4		
控除項目								
扶養控除 平均	263.5	196.0	−67.5	238.6	180.5	−58.2	$+9.3^{***}$	0.95^{***}
標準偏差	(435.2)	(367.1)	(250.6)	(411.8)	(346.3)	(246.5)	(F=219.8)	(0.009)
>0 の割合（%）	35.2	28.7	−6.5	32.4	26.9	−5.5		
生命保険料控除 平均	53.3	57.3	+3.9	55.6	61.0	+5.4	$+1.5^{***}$	1.32^{***}
標準偏差	(96.0)	(34.9)	(90.9)	(46.1)	(36.9)	(33.4)	(F=76.6)	(0.059)
>0 の割合（%）	77.2	83.8	+6.6	75.4	83.6	+8.2		
修正申告件数		333,833			298,786			

注：各項目は平均（標準偏差）。差分 = 修正申告 − 当初申告。>0 の割合は当該項目が 0 より大きい申告者の割合（%）。修正額の変化（変化）= B 群差分 − A 群差分。F 値は H_0：A 群差分 = B 群差分 の検定統計量で、***,** ,* はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意。検知・修正率 R_B/R_A とは、修正申告における修正率の A 群と B 群の比。R_B/R_A の標準誤差、95% 信頼区間、および F 検定は、just-identified GMM（delta 法、納税者 ID クラスター）による。出所：確定申告データを用いて筆者作成。

表 6: 税務調査における修正幅のマイナンバー導入前後比較（千円）

6 不正のポートフォリオ

前節でみたように、税務調査後の修正率は上昇しており検知率の上昇が示唆されるが、所得項目の当初申告には経済的に意味のある変化がなかった。この結果は、納税者がそもそも検知確率 β_k を意思決定に組み込んでいない、すなわち Allingham and Sandmo (1972) 以来の合理的な脱税のモデルが成立していないという解釈を許す。しかし先行研究は、不正が経済的誘因に基づく選択であることを支持している。Bergolo et al. (2026) は、ウルグアイの行政税務記録と納税者サーベイの接合データを用いて、正直さなどの社会的選好は誰が脱税するかをほとんど予測せず、限界税率などの経済的要因やピアの行動が強い予測力を持つことを示している。

そこで本節では、合理的な脱税のモデルが日本でも成立するかを、モデルの別の含意を用いて確認する。検証の対象となるのは、納税者が項目別の β_k の違いに応じて不正を配分するという、不正ポートフォリオの存在である。不正ポートフォリオが確認されれば、納税者は項目別の検知確率に反応していることになり、前節で観察された検知率の上昇に対する無反応とは、一見して矛盾する。この二つの結果をどのように整合的に理解するかが、本稿の解釈上の課題となる。

扶養控除制度は職業や所得水準によらずすべての納税者に共通して適用される一律の制度であ

る。しかし、所得の源泉や家族構成などが違うため、各個人が申告する具体的な内容は異なる。納税者が申告すべき項目が異なれば、利用可能な不正経路も異なる。税務調査において不正の検知率は申告項目により異なるため、納税者が利用可能な不正経路のうち検知率の低い項目で集中的に不正をすることが合理的となる。結果として、同一の申告項目での不正額は、納税者の属性によって異なる可能性がある。逆に、納税者の属性によって特定の項目での不正額に非対称性があるなら、それは納税者が項目別の検知確率 β_k に応じて不正を選択していることの間接的な証拠となる。

ただし、特定の項目でどのような不正をしているかは、不正という性質の制約から直接は観察できない。米国の National Research Program(NRP) に代表される無作為抽出による税務調査プログラムは、所得項目別の脱税規模を直接観察できる準実験的データを提供する (Guyton et al., 2021) が、日本にはこの種の制度的枠組みが存在しない。そこで、扶養控除における申告時執行の導入の事例を使う。すでに見たように、国内居住親族に対するマイナンバー記入義務化と国外居住親族に対する書類添付等の義務化は、扶養控除全体に申告時執行を導入したイベントと見ることができる。申告時執行の対象となることで不正が実行不可能になったとすれば、2016 年以降ダミーとして計測された申告額の変化は導入前に存在した不正の規模を表す指標と解釈できる。

この不正規模の指標を所得者区分間で比較することにより、納税者が項目別の検知確率 β_k に応じて不正を配分しているかが検証できる。表 7 は、式 (7) のフルモデルを所得者区分別のサブサンプルで推計した結果である。比較するのは、一般に不正が検知されにくいとされる事業所得（日本でも自営業世帯は所得を 33〜36% 過少申告しているとの推計がある (Niizeki and Hamaaki, 2023)）を主たる所得とする事業所得者（第 (1) 列）と、申告項目が少なく不正の選択肢が少ない給与所得を主たる所得とする給与所得者（第 (2) 列）である。また、第 (3) 列では給与所得者のうち事業所得がゼロの納税者、第 (4) 列は給与所得以外のすべての所得項目がゼロの納税者の結果も示している。

この表によれば、2016 年の申告時執行導入後の扶養控除の減少率（2016 年以降ダミー係数 δ の 2015 年平均比）は、給与所得者全体（第 (2) 列）で -2.6%、事業所得者（第 (1) 列）で -1.0% であり、給与所得者の減少率は事業所得者の約 2.5 倍に達する。さらに給与所得者の中でも、不正に利用できる代替経路が乏しい区分ほど減少率が大きく、事業所得を持たない給与所得者（第 (3) 列）で -2.9%、給与以外の所得を一切持たない最も純粋な給与所得者（第 (4) 列）で -4.6% に達する。最も純粋な給与所得者である第 (4) 列を基準に、各列の 2016 年効果との差を F 検定として示している。ただし、扶養控除額の水準（2015 年平均）は区分間で大きく異なり、給与以外の所得を持たない純粋な給与所得者の 112.0 千円から事業所得者の 176.0 千円まで開きがある。このため減少幅を水準（千円）で比較すると基準額の差が交絡するので、本稿は 2015 年平均に対する比率（平均比）を主たる効果指標とする。

		給与所得者		
	事業所得者	合計	うち事業所得 = 0	給与所得のみ
	(1)	(2)	(3)	(4)
定数項	31.51***	31.15***	27.38***	29.24***
	(2.13)	(0.49)	(0.49)	(0.52)
年トレンド	−5.37***	−4.43***	−3.24***	−3.32***
	(0.07)	(0.04)	(0.04)	(0.06)
2016 年以降ダミー	−1.78***	−3.61***	−3.60***	−5.14***
	(0.18)	(0.10)	(0.11)	(0.15)
性別ダミー	○	○	○	○
年齢ダミー	○	○	○	○
性別 × 年齢	○	○	○	○
2015 年平均（千円）	176.0	140.7	124.7	112.0
2016 年以降のレベルシフト（2015 年平均比、%）	−1.0	−2.6	−2.9	−4.6
（参考：水準 δ、千円）	−1.78	−3.61	−3.60	−5.14
2016 年ダミー係数の差（vs (4)）	+3.36***	+1.52***	+1.54***	—
F 検定 p 値（vs (4)）	< 0.001	< 0.001	< 0.001	—
観測数（千件）	14,641	49,812	45,497	27,223

注：括弧内は標準誤差（納税者 ID でクラスター化）。*** は 1% 水準で有意。推計期間は 2014–2018 年。出所：確定申告データを用いて筆者作成。

表 7: 所得者区分別の扶養控除に対する 2016 年申告時執行導入後の変化

扶養控除は扶養親族等の実在を確認し年齢や続柄が分かれば妥当性が示せるため、マイナンバーがなくても税務調査を実施すれば不正を確認しやすい項目である。不正のポートフォリオ仮説のもとでは、こうしたハイリスクな項目で不正をするのは代替経路がない納税者のはずである。その意味で、純粋な給与所得者（第 (4) 列、4.6%）＞事業所得を持たない給与所得者（第 (3) 列、2.9%）＞給与所得者全体（第 (2) 列、2.6%）＞事業所得者（第 (1) 列、1.0%）と、不正の代替経路が乏しい区分ほど大きいという単調性を明確に示す表 7 の推計結果は、この予測と整合的である[21]

このポートフォリオ選択の証拠は、クロス効果 $\partial m_k^*/\partial \beta_\ell$（式 (6)）が有限の μ のもとで機能していること、すなわち納税者が検知確率 β_k を意思決定に組み込んでいることを示す。したがって、第 5.3 節で示された修正率の上昇にもかかわらず、第 5.1 節でみたように当初申告が変化しない、というパターンを、「μ が十分に大きく納税者はそもそも検知確率に反応しない」とする代替説明だけで説明することは難しい。納税者は β_k の項目間の違いに反応して不正のポートフォリオ

[21] ただし、この所得者区分間の非対称性には、国外居住親族の構成差が含まれる可能性がある。本稿のデータでは扶養親族の居住地を観察できないため、2016 年の減少を二措置別または所得者区分別に分解できない。大口申告層では国外居住親族に係る書類添付等の義務化の寄与が大きいと考えられることは前節で示したが、同義務化は扶養親族数が 1 人から 4 人の申告にも適用されるため、その寄与を 5 人以上の層に限定することはできない。したがって、区分間の減少幅の差を不正ポートフォリオのみに帰属させる解釈には留保が必要である。

を組んでいたにもかかわらず、その β_k の時系列的な上昇には反応していないのである。

7　まとめとディスカッション

本稿が検証したのは、マイナンバーのような情報基盤の強化が税務コンプライアンスを改善する抑止力として機能するかである。これを検証するために、税執行を申告時執行と調査時執行の二層に分解する枠組みを構成した。扶養控除については、国内居住親族に対するマイナンバー記入義務化と国外居住親族に対する書類添付等の義務化を合わせた申告時執行導入後の変化を測定した。所得項目と修正申告については、マイナンバーによる情報基盤強化に伴う調査時執行の変化を分析した。分析は三つの段階からなる。第一に、扶養控除の申告額について、線形トレンドを組み込んだ単一系列の前後比較により 2016 年以降のレベルシフトを推計し、あわせて扶養親族数別の申告者分布から、減少が大口申告層に集中しているかを確認した。第二に、扶養控除以外の所得項目について、2 次トレンドを組み込んだ推計により当初申告の変化を測定した。また、調査対象の観察可能な属性と調査件数が導入の前後で安定していることを確認したうえで、修正申告と当初申告の差分の変化から調査時の検知率の変化を推計した。第三に、扶養控除の減少幅を所得者区分別に比較し、不正の代替経路の有無によって減少幅が異なるかを検証した。

第一の発見は、申告時執行が有効なコンプライアンス改善手段であるということである。扶養控除に対する申告時執行の導入（マイナンバーの記入義務化および国外居住親族に係る書類添付等の義務化）により、平均申告額は約 2,600 円（2015 年比 2.3%）減少し、5 人以上の扶養親族を申告していた層では約 27〜36% の減少という extensive margin shift が観察された。減少の経路は、確定申告を継続しつつ扶養親族数を縮小させる intensive margin と、給与所得者を中心に確定申告そのものを取り止める extensive margin の双方を含む。これらの結果は、LaLumia and Sallee (2013) や Fack and Landais (2016)、Clifford and Mavrokonstantis (2021) など、申告書様式・添付書類の変更によって不正経路を縮小する効果を報告してきた先行研究と一貫している。ただし、申告時執行による不正の減少は、本稿が問う意味での抑止力によるものではない。申告時執行は、納税者の主観的なコスト計算（検知される確率とペナルティの積）を変化させて実行可能な不正額を内点的に減らす経路ではなく、不正経路を実行可能集合から除く制約として表現される。すなわち、申告時執行の成功はそれ自体としては抑止力が機能したことを意味しない。虚偽または不整合な番号の記入や書類偽造を選ぶ納税者が存在するならば、観察された減少を導入前の不正の消滅と一対一に対応させることはできない。この維持仮定の経験的妥当性は、本稿に残る限界である。

第二の発見は、調査時執行に基づく抑止力は限定的にしか機能していないということである。マイナンバーは、申告時執行の対象とならない事業所得・不動産所得・公的年金所得などの所得

項目においても、税務当局の情報基盤強化を通じて調査時検知率 β_k を客観的に上昇させたはずである。実際、修正申告データを用いて調査ラグを揃えた前後比較を行うと、事業所得の修正率比は 1.11 倍であった。税務調査後の修正率は緩やかながら上昇しており、β_k の上昇が示唆される。調査対象の観察可能な属性および総調査件数のいずれもマイナンバー導入前後で安定していたことを別途確認しているため、この修正率比の拡大は調査体制の変化ではなく検知能力そのものの向上を反映していると解釈できる。にもかかわらず、所得項目の当初申告には、理論的に予想されるほどの申告額の増加（不正額の減少）は観測されない。所得項目の当初申告に観察される変化は、いずれも 2015 年平均の 1% 程度以下にとどまり、扶養控除に観察された 2.3% 減を明確に下回る。すなわち、β_k は客観的には上昇したが、納税者の自発的申告は変化していないという不整合が残る。

第三の発見は、この不整合を単純な無反応説だけでは説明しにくいということである。所得者区分別に見ると、給与所得者の扶養控除減少幅は事業所得者の約 2.5 倍であり、事業所得の過少申告のような検知されにくい代替経路を持たない給与所得者が、2016 年の申告時執行導入以前には扶養控除に不正を集中させていたという不正ポートフォリオ構造と整合的な結果が得られた。ただし、扶養親族の居住地を観察できないため、所得者区分間の差に国外居住親族の構成差が含まれる可能性は排除できない。低 β_k の代替経路の有無が不正配分に影響しているという事実は、納税者が項目間の検知可能性を意思決定に組み込んでいたことを示す。

この結果を説明するには、既存のモデルの枠組みを拡張する必要がある。考えられる候補として、修正率の上昇が示唆する β_k の向上は納税者にとって不可視であり、主観的 β_k が更新されていないという説明がある。バックエンド（税務当局のデータベース整備、名寄せ精度の改善、第三者情報との照合能力の強化など）の改善は納税者にとって本質的にブラックボックスであり、目に見える形で主観的検知確率を更新する経路が存在しないというものである。この解釈は、Bergolo et al. (2023) が「調査予告通知」という納税者に直接届く可視的な情報提供によって抑止効果を観察した結果を前提とすれば、抑止力の発現には情報の可視性が重要であるという見方を支持する。マイナンバーは修正率の上昇という形で β_k の向上を示唆するが、その変化は納税者に認知されておらず、したがって抑止力としては機能していないということである。

ただし、このパズルが完全に解消されないとしても、本稿の結果は重要な政策的含意をもつ。その一つは、申告時執行の重要性である。コンプライアンスを改善する手段として、抑止による効果を前提にせずとも機械的に達成されるため、大きな効果が期待できる。これまで第三者情報の重要性が指摘されてきたが、その効果の大きさは申告時執行によるものであった可能性が高い。ある申告項目について、第三者情報との機械的な照合が可能なシステムなど、税務調査によらずに申告内容の適切性を確認できるしくみが導入できるのであれば、それを最優先で実施するべきである。

また、ここでの調査時執行が抑止力とならなかった理由が、納税者にとって不可視だったことにあるなら、その政策的含意は税務当局による情報発信の重要性である。税務当局の能力向上を納税者に周知する広報、調査結果の公表、可視的な通知など、情報の可視化と組み合わせなければ抑止効果は引き出せない。De Neve et al. (2021) は、ベルギーの全所得納税者を対象とした大規模な実験において、簡素で分かりやすい情報提供や抑止メッセージがコンプライアンスを高めることを示している。とくに手続の簡素化は費用対効果が高く、納税者に届く形で情報を設計することの重要性を裏づける。

一方、納税者の規範に訴えることの効果は限定的である。同じ実験は、税倫理に訴えるメッセージがしばしば逆効果となることを報告している。また Bergolo et al. (2026) は、正直さなどの社会的選好は誰が脱税するかをほとんど予測せず、経済的要因とピアの行動が主要な予測因子であることを示している。本稿の結果とあわせれば、規範に働きかけるよりも、活用可能な情報基盤の整備などで税執行のしくみを改善するだけでなく、その内容や効果を納税者に率直に伝えることが、コンプライアンスの達成のために有効である。

参考文献

Allingham, Michael G. and Agnar Sandmo (1972) "Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis," *Journal of Public Economics*, Vol. 1, No. 3–4, pp. 323–338.

Alm, James, Gary H. McClelland, and William D. Schulze (1992) "Why Do People Pay Taxes?" *Journal of Public Economics*, Vol. 48, No. 1, pp. 21–38.

Almunia, Miguel and David Lopez-Rodriguez (2018) "Under the Radar: The Effects of Monitoring Firms on Tax Compliance," *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 10, No. 1, pp. 1–38.

Andreoni, James, Brian Erard, and Jonathan Feinstein (1998) "Tax Compliance," *Journal of Economic Literature*, Vol. 36, No. 2, pp. 818–860.

Bergolo, Marcelo, Rodrigo Ceni, Guillermo Cruces, Matias Giaccobasso, and Ricardo Perez-Truglia (2023) "Tax Audits as Scarecrows: Evidence from a Large-Scale Field Experiment," *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 15, No. 1, pp. 110–153.

Bergolo, Marcelo, Martin Leites, Ricardo Perez-Truglia, and Matías Strehl-Pessina (2026) "What Makes a Tax Evader?" *Review of Economics and Statistics*, pp. 1–46, Advance article, published online March 24, 2026. NBER Working Paper 28235 (December 2020, revised January 2026).

Carrillo, Paul, Dina Pomeranz, and Monica Singhal (2017) "Dodging the Taxman: Firm

Misreporting and Limits to Tax Enforcement," *American Economic Journal: Applied Economics*, Vol. 9, No. 2, pp. 144–164.

Clifford, Sarah and Panos Mavrokonstantis (2021) "Tax Enforcement Using a Hybrid between Self- and Third-Party Reporting," *Journal of Public Economics*, Vol. 203, p. 104519.

De Neve, Jan-Emmanuel, Clément Imbert, Johannes Spinnewijn, Teodora Tsankova, and Maarten Luts (2021) "How to Improve Tax Compliance? Evidence from Population-Wide Experiments in Belgium," *Journal of Political Economy*, Vol. 129, No. 5, pp. 1425–1463.

Fack, Gabrielle and Camille Landais (2016) "The Effect of Tax Enforcement on Tax Elasticities: Evidence from Charitable Contributions in France," *Journal of Public Economics*, Vol. 133, pp. 23–40.

Guyton, John, Patrick Langetieg, Daniel Reck, Max Risch, and Gabriel Zucman (2021) "Tax Evasion at the Top of the Income Distribution: Theory and Evidence," NBER Working Paper 28542, National Bureau of Economic Research, Revised December 2023.

Kleven, Henrik J., Martin B. Knudsen, Claus T. Kreiner, Søren Pedersen, and Emmanuel Saez (2011) "Unwilling or Unable to Cheat? Evidence from a Tax Audit Experiment in Denmark," *Econometrica*, Vol. 79, No. 3, pp. 651–692.

Kleven, Henrik J., Claus T. Kreiner, and Emmanuel Saez (2016) "Why Can Modern Governments Tax So Much? An Agency Model of Firms as Fiscal Intermediaries," *Economica*, Vol. 83, No. 330, pp. 219–246.

Kleven, Henrik Jacobsen (2014) "How Can Scandinavians Tax So Much?" *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 28, No. 4, pp. 77–98.

Kumler, Todd, Eric Verhoogen, and Judith Frías (2020) "Enlisting Employees in Improving Payroll-Tax Compliance: Evidence from Mexico," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 102, No. 5, pp. 881–896, NBER Working Paper 19385, 2013.

LaLumia, Sara and James M. Sallee (2013) "The Value of Honesty: Empirical Estimates from the Case of the Missing Children," *International Tax and Public Finance*, Vol. 20, No. 2, pp. 192–224.

McCubbin, Janet (2000) "EITC Noncompliance: The Determinants of the Misreporting of Children," *National Tax Journal*, Vol. 53, No. 4, pp. 1135–1164.

Mookherjee, Dilip and Ivan Png (1989) "Optimal Auditing, Insurance, and Redistribution," *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 104, No. 2, pp. 399–415.

Naritomi, Joana (2019) "Consumers as Tax Auditors," *American Economic Review*, Vol. 109, No. 9, pp. 3031–3072.

Niizeki, Takeshi and Junya Hamaaki (2023) "Do the Self-Employed Underreport Their Income? Evidence from Japanese Panel Data," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 67, p. 101244.

Phillips, Mark D. (2014) "Individual Income Tax Compliance and Information Reporting: What Do the U.S. Data Show?" *National Tax Journal*, Vol. 67, No. 3, pp. 531–567.

Pomeranz, Dina (2015) "No Taxation without Information: Deterrence and Self-Enforcement in the Value Added Tax," *American Economic Review*, Vol. 105, No. 8, pp. 2539–2569.

Reinganum, Jennifer F. and Louis L. Wilde (1985) "Income Tax Compliance in a Principal-Agent Framework," *Journal of Public Economics*, Vol. 26, No. 1, pp. 1–18.

Sánchez, Isabel and Joel Sobel (1993) "Hierarchical Design and Enforcement of Income Tax Policies," *Journal of Public Economics*, Vol. 50, No. 3, pp. 345–369.

Sandmo, Agnar (2005) "The Theory of Tax Evasion: A Retrospective View," *National Tax Journal*, Vol. 58, No. 4, pp. 643–663.

Slemrod, Joel (2016) "Caveats to the Research Use of Tax-Return Administrative Data," *National Tax Journal*, Vol. 69, No. 4, pp. 1003–1020.

——— (2019) "Tax Compliance and Enforcement," *Journal of Economic Literature*, Vol. 57, No. 4, pp. 904–954.

Slemrod, Joel and Christian Gillitzer (2014) *Tax Systems*, Cambridge, MA: MIT Press.

Slemrod, Joel and Shlomo Yitzhaki (2002) "Tax Avoidance, Evasion, and Administration," in Auerbach, Alan J. and Martin Feldstein eds. *Handbook of Public Economics*, Vol. 3: Elsevier, Chap. 22, pp. 1423–1470.

Slemrod, Joel, Marsha Blumenthal, and Charles Christian (2001) "Taxpayer Response to an Increased Probability of Audit: Evidence from a Controlled Experiment in Minnesota," *Journal of Public Economics*, Vol. 79, No. 3, pp. 455–483.

Yitzhaki, Shlomo (1974) "A Note on Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis," *Journal of Public Economics*, Vol. 3, No. 2, pp. 201–202.

宇南山卓・佐野晋平・勇上和史・稲葉和洋 (2025)「所得データとしての確定申告データ」,『フィナンシャル・レビュー』, 第 160 巻, 150–181 頁.

Appendix A: 危険回避的な効用関数のケース

本稿のモデルは期待可処分所得の最大化（リスク中立）を前提としているが、危険回避的な効用関数 ($U'' < 0$) の含意を整理する。

第 1 に、extensive margin の条件（式 (4)）は、禁止的費用の維持仮定により $\alpha_k = 1$ の項目へ $\alpha_k m_k = 0$ という実行可能性制約を課した結果である。このため、危険回避の有無にかかわらず $m_k^* = 0$ となる。

第 2 に、intensive margin の比較静学は $\alpha_k = 0$ で正の不正額が実行可能な項目に限られる。危険回避的な納税者はリスク中立より低い m_k^* を選択し、認知された β_k の変化に対してより強く反応する（不正の分散コストが追加されるため）。$\alpha_k = 1$ への転換は実行可能性制約の変更であり、危険回避度に応じた内点反応ではない。

第 3 に、本稿の主要な発見である「修正率が増加しており β_k の上昇が示唆されるにもかかわらず当初申告が変化しない」というパターンは、危険回避的な納税者においてはいっそう説明が困難になる。危険回避的な納税者はリスク中立の場合よりも強く β_k の変化に反応するはずであるため、抑止効果が観察されないという結果は、β_k の改善が主観的に認知されていないという本稿の解釈をさらに支持する。

Appendix B: 税務調査の事務年度と比較群（A 群・B 群）の構成

本文第 5.2 節では、修正申告データから β_k の前後変化を近似するために、所得発生年と調査事務年度のラグを 1〜2 年に揃えた A 群・B 群を構成した。本節ではその構成の詳細を示す。

税務調査は基本的に事務年度とよばれる 7 月〜翌 6 月の期間を単位として実施されている。また、税務調査は所得が発生した年から数年遅れて実施され、複数年の所得を一括で調査することも少なくない。税務申告データでは、申告書が提出された日付が観察できるため、当初申告の提出年（行）と修正申告が提出された事務年度（列）が把握できる。そのクロス集計をしたものが、表 8 である。

マイナンバーの記入義務化は、2016 年分の所得から適用されており、2015 年および 2016 年事務年度に実施された税務調査は、マイナンバーの導入前と考えられる。一方で、2018 事務年度以降は、基本的に税務当局がマイナンバーを活用した調査が実施できる。2017 事務年度の調査については、過渡期と考えられマイナンバー制度自体は導入されているが、記入済みの確定申告書が初めて提出された年であり、税務当局の調査においてマイナンバーが活用できる体制であったかは不明である。そこで、2015–2016 年事務年度の調査をマイナンバー導入前、2018–2019 年事務年度の調査をマイナンバー導入後とみなし、それぞれの期間に提出された修正申告の内容を比較

する。

ただし、この前後の定義では、マイナンバー導入前（2015–2016 事務年度）の調査は、必然的に所得発生から 1〜2 年とラグの短い事案に限られる。それに対し、導入後（2018–2019 事務年度）の調査は、2014–2015 年の所得も対象となるため、所得発生から 3 年以上のラグの長い事案も含まれる。大規模な不正を含む事案ほど調査に時間がかかり、所得発生年と修正申告の提出時期に大きな差があるほど、修正幅が大きくなる可能性がある。そのため、調査事務年度のみを基準に前後比較を行うと、β_k の変化と調査ラグ・対象構成の違いとが交絡してしまう。

そこで本稿では、所得発生年と調査事務年度の差（ラグ）を 1〜2 年に揃える。所得が確実にマイナンバー導入前である A 群（所得発生年 2014–2015 年・事務年度 2015–2016 年、N=333,833 件）と、所得がマイナンバー導入後である B 群（所得発生年 2017–2018 年・事務年度 2018–2019 年、N=298,786 件）を定義する。言い換えれば、マイナンバーの活用が可能であったか不明な 2017 年事務年度の調査、および 3 年以上の遅れを伴って実施された調査は除外する。

所得発生年 \ 事務年度	2015	2016	2017	2018	2019	A 群計	B 群計	行計
A 群：導入前の所得（発生年 2014–2015 年・事務年度 2015–2016 年）								
2014	142,809	49,355	33,034	12,009	8,333	192,164	—	245,540
2015		141,669	50,311	37,458	11,945	141,669	—	241,383
過渡期（所得発生年 2016 年）：除外								
2016			131,081	50,976	32,859	—	—	214,916
B 群：導入後の所得（発生年 2017–2018 年・事務年度 2018–2019 年）								
2017				135,171	44,030	—	179,201	179,201
2018					119,585	—	119,585	119,585
合計	142,809	191,024	214,426	235,614	216,752	333,833	298,786	1,000,625

注：同一年度に期限内一般申告と修正申告が存在するケースを当初申告レコードを 1 件として、所得発生年（行）と修正申告が提出された事務年度（列）でクロス集計した件数。事務年度は 7 月〜翌 6 月。A 群＝所得発生年 2014–2015 年かつ事務年度 2015–2016 年（A 群計 =333,833）、B 群＝所得発生年 2017–2018 年かつ事務年度 2018–2019 年（B 群計 =298,786）。過渡的な所得発生年 2016 年・事務年度 2017 年は群から除外する。行計は各所得発生年の全事務年度合計。
出所：確定申告データを用いて筆者作成。

表 8: 税務調査（修正申告）の所得発生年 × 調査事務年度クロス集計（件数）