

共通報告基準（CRS）が各国居住者のタックスヘイブンを 利用した脱税に与えた影響の異質性*

濱 秋 純 哉**
(法政大学経済学部准教授)

梗 概

1990年代後半から、各国税務当局はタックスヘイブンへの資産隠しなど海外取引を通じた脱税や租税回避への対処を進めてきた。その一つが、共通報告基準（CRS）と呼ばれる非居住者の金融資産情報を各国税務当局間で自動交換するための多国間ネットワークの構築である。いくつかの先行研究では、CRS導入後にタックスヘイブンに保有される非居住者の資産が有意に減少したことが報告されている。しかし、これがすべての国の居住者に当てはまるとは限らない。たとえば、CRS導入以前に行われたタックスヘイブン対策によって資産隠しが十分抑制されていた国や、資産課税の負担が軽く脱税のための資産隠しを行う誘因が弱い国などでは、CRSの影響は大きく推定されないはずである。そこで、本稿では国際決済銀行が公開している二国間クロスボーダー預金のパネルデータを用いて、CRS導入がタックスヘイブンで保有される各国居住者の預金に与えた影響について分析した。その結果、CRS導入が各国居住者のタックスヘイブンへの預金に与えた影響には異質性があることが分かった。具体的には、日本を含む複数の国でCRS導入後にタックスヘイブンへの預金が有意に減少した一方、EU加盟国などでは減少が見られなかった。また、資産課税の負担が重い国はそうでない国と比べてCRS導入後の預金の減少が有意に大きいことから、資産課税を免れるためにタックスヘイブンに隠されていた資産がCRS導入後に他国に移動したことが示唆された。

2023年10月17日受付 2024年5月20日掲載決定

* 謝辞：本稿作成に当たり、内閣府経済社会総合研究所「個票データの分析による家計行動の研究」ユニットのメンバー、上智大学SIHS SEMINAR Series、日本財政学会オンライン研究会、家族経済学ワークショップ（JSPS 科研費 20H01513 の助成により 2023 年 3 月に慶應義塾大学で開催）の参加者から多くの有益なコメントを頂いた。また、本誌の匿名査読者の方々から頂いたコメントは本稿の改善に大きく役立った。松田直樹教授（拓殖大学）には共通報告基準（CRS）の制度の詳細について教えて頂いた。記して感謝申し上げたい。本研究の実施に当たり、JSPS 科研費 19K01703、20H01513、23K01438 から研究費の助成を受けた。なお、本稿に残された誤りはすべて著者個人に帰する。また、本稿に示された見解は著者個人に属するものであり、所属する機関の見解を示すものではない。

** 1980 年生まれ。2003 年慶應義塾大学経済学部卒業。2010 年東京大学大学院経済学研究科修了、博士（経済学）取得。内閣府経済社会総合研究所研究官、一橋大学大学院経済学研究科専任講師を経て、2014 年 4 月より法政大学経済学部准教授、2020 年 4 月～2023 年 3 月会計検査院特別研究官。所属学会：日本経済学会、日本財政学会、医療経済学会、Society of Economics of the Household、International Health Economics Association。論文・著書：論文に Niizeki, Takeshi, Junya Hamaaki, 2023, “Do the self-employed underreport their income? Evidence from Japanese panel data,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 67, 101244, Hamaaki, Junya, Masahiro Hori, Keiko Murata, 2019, “The intra-family division of bequests and bequest motives: Empirical evidence from a survey on Japanese households,” *Journal of Population Economics*, Vol. 32, No. 1, pp. 309–346, 濱秋純哉・堀雅樹, 2019 年, 「高齢者の遺産動機と貯蓄行動：日本の個票データを用いた実証分析」, 内閣府経済社会総合研究所『経済分析』第 200 号（特別編集号）, 11–36 頁など。編著に法政大学比較経済研究所研究シリーズ 34 『少子高齢社会における世代間移転と家族』（2020 年, 日本評論社）。

1. はじめに

経済のグローバル化の進行とともに富裕層による海外取引を通じた脱税や租税回避が多く行われるようになり、それによる税の徴収漏れが各国で問題視されている。日本の税務当局は、1990年代後半からこの問題への対処に力を入れてきたが、その効果についてのエビデンスはほとんどない。データ分析を通じたエビデンスの蓄積は、富裕層の脱税や租税回避に対する有効な政策を検討する上で極めて重要である。富裕層からより確実に税を徴収できるようになれば、税収確保に貢献する他、それを再分配することで所得や資産の格差是正にもつながる。

海外取引を通じた脱税や租税回避の中でも、タックスヘイブンへの資産隠しが特に問題視されてきた。タックスヘイブンとは、非居住者に対する低税率あるいは無税、他国との情報交換を妨害する法律（スイスの銀行秘密保護法など）の存在、国の制度の透明性の欠如、法人の設立が容易で領土内で実態を伴う活動を求めないなどの条件を満たす国を指すとされる（志賀，2013年；パラン他，2013年を参照）。各国は、タックスヘイブンとの情報交換協定の締結、国外財産の保有状況の報告義務付け、オフショア口座の自主開示制度の実施、非居住者の金融資産情報の各国税務当局間での自動的交換を行うための共通報告基準（以下、CRS）の導入などを通じて、タックスヘイブン対策を進めてきた。

なかでも CRS は他国と交換される情報量が多く、脱税の抑止に大きな効果を発揮することが期待されている。CRS は2014年1月に OECD 租税委員会で承認され、同年の G20 首脳会議で各国に承認された。日本は2015年度税制改正で CRS への参加を決定し、2017年1月1日から各金融機関に口座開設者への税務上の居住地の確認（以下、デューデリジェンス）を義務付けた。CRS では、各国金融機関は非居住者が保有する金融資産（預貯金、有価証券など）及び利子・配当・譲渡所得などの情報を自国の税務当局に報告する必要がある。税務当局はその情報をその者の居住国の税務当局に提供する。CRS に基づく自動的交換を行う国・地域は100か国を超える上、CRS で情報交換の対象となる口座には制度導入以前に開設されたものも含まれるため、富裕層が海外に有する資産についての各国税務当局の情報収集能力は大きく向上した¹⁾。

本稿では、CRS の効果を分析した Casi et al. (2020) の実証戦略を踏襲しながら分析を拡張し、CRS 導入に対する各国居住者のタックスヘイブンへの預金の反応の異質性とその要因を分析する。分析には国際決済銀行が公開している *Locational Banking Statistics* の二国間クロスボーダー預金のパネルデータを用いる。まず、各国居住者がタックスヘイブンに有する預金が CRS 導入後にタックスヘイブン以外に有する預金と比べてどれだけ減少したかを国別に推定する。すなわち、タックスヘイブンへの預金を処置群、それ以外の国への預金を対照群とする差の差推定 (Difference-in-differences estimation) を行う。つぎに、CRS に対するタックスヘイブンへの預金の反応に国間で異質性が見られる要因を分析する。各国で CRS 導入前に行われた政策によってタックスヘイブンへの資産隠しが十分に抑止されていれば、CRS の影響は大きく推定されないはずである。また、タックスヘイブンへの資産隠しから得られる便益（脱税できる額）が大きい国ほど CRS 導入前の資産隠しの規模が大きく、CRS への反応も大きいことが予想される。そこで、税務当局に未申告の資産の自主開示を促す制度の実施の有無及び富裕層が主な対象となる資産課税（富裕税、相続贈与税、金融・資本取引への課税）の負担の軽重によって CRS への反応が異なるか推定する。

¹⁾ 国税庁 (2023) によれば、令和3事務年度に自動的情報交換により外国の税務当局から日本に提供された法定調査情報（非居住者への利子・配当などの支払についての情報）は年間約10万件、自発的情報交換により提供された情報は448件、国税庁から外国の税務当局に行った要請に基づく情報交換は年間639件だった。一方、同事務年度に CRS を通じて外国の税務当局から提供された日本居住者に係る金融口座情報は約250万件であり、従来の情報交換制度を通じて提供された件数とは桁違いである。

各国居住者の CRS 導入への反応の異質性の有無とその要因を分析した研究は著者の知る限り存在しないが、これを明らかにすることは税務当局が今後のタックスヘイブン対策を検討する上で重要な情報となり得る。CRS 導入前に自主開示制度を実施した国ほど CRS への反応が小さければ、この制度は富裕層にタックスヘイブンに隠した資産を申告させる上で有効といえる。また、資産課税が重い国ほど CRS への反応が大きければ、そのような国の居住者には CRS 導入前にタックスヘイブンに資産を隠す強い誘因があったことが示唆される。このことは資産課税を行う上で考慮されるべき点である。

分析の結果、CRS 導入への反応には国の間で大きな異質性が存在することが分かった。すなわち、Casi et al. は CRS によってタックスヘイブンで保有される預金が有意に減少したことを示したが、これはすべての国に当てはまるわけではない。本稿の分析によれば、反応が大きい順に韓国、ノルウェー、日本、ニュージーランド、イスラエル、カナダ、オーストラリアの居住者は CRS 導入後にタックスヘイブンへの預金を 23.4%~45%減らしたが、アイスランド、スイス、メキシコ、EU 加盟国、チリは有意な反応が見られなかった。また、資産課税の負担が重い国ほど CRS への反応が大きいという結果が得られたため、資産課税を免れることがタックスヘイブンに資産を隠す強い誘因となっていた可能性がある。一方、CRS 導入前の自主開示制度の実施の有無では CRS への反応の大きさに有意な差は見られなかった。

本稿の構成は以下の通りである。2 節で先行研究のレビューを行い、3 節で分析に用いたデータについて説明する。4 節と 5 節でそれぞれ実証モデルと分析結果を説明し、最後に 6 節で結論を述べる。

2. 先行研究のレビュー

この節では、タックスヘイブンに脱税を目的とした資産がどれくらい隠されているか（2.1 節）、及び非居住者の保有資産情報の国際的交換がタックスヘイブンで保有される資産にどのような影響を与えたのか（2.2 節）について先行研究で得られた知見を整理する。

2.1 タックスヘイブンに隠された資産額の推計

Zucman (2013) は、脱税を目的とするタックスヘイブン経由の資産取引は投資先の国では負債に計上される一方、投資家の居住国ではその投資を把握することができないため資産（債権）に計上されないと仮定し、負債と資産の差額をタックスヘイブンに隠された資産額として推計することを試みた²⁾。その結果、2008 年に世界全体で 5.9 兆ドル（＝有価証券 4.5 兆ドル＋預金 1.4 兆ドル）の資産がタックスヘイブンに隠されており、それは家計金融資産 74 兆ドルのうち約 8%を占めると推計された。

Alstadsæter et al. (2018) は同様の方法でタックスヘイブンに隠された資産を国別に推計し、各国の GDP に占める割合を求めた。その結果、産油国、独裁的な国家、世界有数のタックスヘイブンと考えられるスイスと地理的に近い国でその割合が高い一方、日本を含む極東アジアや北欧の割合は低いことが分かった。

これらのことから、世界全体で見ればタックスヘイブンに隠された資産の規模は非常に大きいため、CRS の導入によってそれらが他国に移動しても不思議はない。また、タックスヘイブンに隠された資産が GDP に占める割合は国によって異なるため、CRS の影響も国によって異なる可能性がある。

²⁾ たとえば、脱税目的で A 国（投資家の居住国）から、あるタックスヘイブンを經由して B 国（投資先の国）に投資する場合を考える。この取引は B 国では負債に計上される一方、A 国とタックスヘイブンでは何も計上されない。なぜなら、A 国はその取引の存在自体を認識できず、タックスヘイブンはその取引を A 国居住者の資産の増加として認識するからである。

2.2 国際的情報交換がタックスヘイブンでの資産保有に与えた影響

国際的情報交換がタックスヘイブンでの資産保有に与えた影響は、本稿が対象とする CRS だけでなく、それ以前に導入された二国間あるいは多国間での情報交換協定についても分析されてきた。CRS 以前の多国間での情報交換協定の一つとして EU 貯蓄課税指令が挙げられる。これは利子所得情報を EU 加盟国間及び近隣のタックスヘイブンとの間で自動的に交換する制度で、2005 年に施行された。この他、アメリカは独自に 2010 年に成立した外国口座税務コンプライアンス法 (FATCA) に基づき、自国民が国外に保有する金融資産情報を海外の税務当局から収集している。しかし、FATCA ではアメリカ国内の金融機関に資産を有する非居住者の情報は他国の税務当局に自動的に提供されない。そのため、CRS 導入以降はアメリカ以外の国の居住者にとってアメリカの金融機関に資産を保有することが CRS を逃れるための「抜け穴」になっているという指摘がある。これらについて分析した先行研究で得られた結果を以下で説明する。

まず、二国間での情報交換協定については、影響が見られないとするもの (Huizinga and Nicodème, 2004; Beer et al., 2019) とタックスヘイブンへの預金が有意に減少したとするもの (Johannsen and Zucman, 2014; Menkhoff and Miethe, 2019) に結果が分かれる。Johannsen and Zucman と Menkhoff and Miethe ではそれぞれ、二国間情報交換協定によってタックスヘイブンへの預金が約 11%と約 28%減少したという結果が得られた。

つぎに、EU 貯蓄課税指令や CRS などの多国間での自動的情報交換協定の影響については、それらがタックスヘイブンへの預金を有意に減少させたという結果が得られている。Johannsen (2014) は、EU 貯蓄課税指令によって EU 居住者によるスイスとその他のタックスヘイブン (ルクセンブルク、英王室属領) への預金がそれぞれ 30~40%、15~30%減少したという結果を得た。また、Beer et al. (2019)、Menkhoff and Miethe (2019)、O'Reilly et al. (2019)、Casi et al. (2020) は、CRS によってタックスヘイブンへの預金が 10~30%減少したことを明らかにした。Ahrens and Bothner (2020) では、CRS と FATCA の二つの制度によってタックスヘイブンへの預金が 67%減少したという結果が得られた。

上記の情報交換開始後に減少したタックスヘイブンの預金の移動先についても分析が行われてきた。Johannsen (2014) は、EU 貯蓄課税指令により、その対象国であるスイスから対象外のパナマやマカオへ預金が移動したことを明らかにした。また、Johannsen and Zucman (2014) は、情報交換協定の締結に消極的なタックスヘイブンに預金が移動したことを指摘し、Beer et al. (2019) と Casi et al. (2020) は、CRS に参加していないアメリカに預金が移動したことを示した。さらに、De Simone et al. (2020) では、FATCA の施行後にアメリカで国外への移住の増加、住宅用不動産や美術品などの FATCA で情報交換の対象とならない資産への投資が増加したことを示唆する結果が得られた。これらの結果から、国際的情報交換の開始は、必ずしも資産隠しを通じた脱税を減少させるわけではないことが示唆される。

これらの先行研究は国際的情報交換が各国の居住者に与えた平均的な影響を推定しており、国間での影響の異質性は考慮していない。しかし、1 節でも述べたように、情報交換が行われる前の各国のタックスヘイブン対策や資産課税の負担の軽重によっては、影響が異なるかもしれない。そこで、以下では影響の異質性とその要因に焦点を当てて分析を行う。

3. データ

3.1 データソース

本稿の分析には、国際決済銀行 (BIS) の Locational Banking Statistics (LBS) の二国間クロスボーダー預

金のパネルデータを用いる。LBS からは、各国で国際的に活動する銀行（預金取扱金融機関）が世界 200 以上の国の居住者に対して有する債権・債務額が分かる。また、銀行部門と非銀行部門（非銀行金融部門、家計部門、政府部門、企業部門）についてそれぞれ債権・債務額が分かる。したがって、 i 国の居住者が、 j 国の銀行に有する預金額は、 j 国の銀行部門が i 国の非銀行部門に対して負う債務額として把握できる。以下では、 i 国のようなクロスボーダー預金の保有者が居住している国のことを「居住国」、その預金の預け先の国のことを「預金国」と表現する³⁾。なお、LBS は 2.2 節で紹介したほとんどの先行研究の分析に用いられている。

LBS は、1977 年第 4 四半期以降の四半期データとなっており、各四半期の観測値数は預金国数と居住国数の積となる。注意点は世界のすべての国・地域が居住国別の債権・債務額を報告しているわけではないことで、BIS（2020）によれば 2020 年 4 月時点で預金国は 49 か国のみである。しかし、この 49 か国には G7 と G20 のうちアルゼンチンを除くすべての国が含まれており、2017 年時点の全世界の銀行の海外向け債権の 94% がカバーされているとされる。

ただし、LBS を CRS の分析に用いるにあたってはいくつかの限界がある。まず、各居住国からすべてのタックスヘイブンへの預金額が分かるわけではない。たとえば、ケイマン諸島は最も有名なタックスヘイブンの一つであるが、他国からケイマン諸島への預金額を知ることはできない⁴⁾。つぎに、非銀行部門を家計部門とそれ以外（政府・民間企業）に分けられないため、CRS 導入に対する家計部門の反応の大きさが過小評価される恐れがある⁵⁾。最後に、LBS のデータからは預金の動きしか分からないため、脱税に利用される預金以外の資産の反応については分析できない。しかし、2.1 節で説明したように、Zucman（2013）の推計によれば、預金はタックスヘイブンに隠された資産の 24%（=1.4 兆ドル/5.9 兆ドル）を占めており、預金の CRS への反応を分析することには一定の意義がある。また、国税庁「国外財産調書の提出状況について」の 2014 年分から 2017 年分（本稿の分析対象期間）を見ると、年によって若干の変動があるものの、国外財産の種類別の構成比で「預貯金」は 16.9% から 19.2% までの範囲となっており、日本居住者が国外に有する資産の中でも預金の重要性は決して低くない。

3.2 記述統計

分析対象となる預金国は、居住国との二国間クロスボーダー預金データをバランスパネルとして利用可能な 28 か国である。この 28 か国は表 1 の左端の列に記載されている。Casi et al. に倣い、このうちスイス、ガーンジー、香港、マン島、ルクセンブルク、ジャージーの 6 か国をタックスヘイブン、これら以外の 22 か国を非タックスヘイブんに分類した。

³⁾ 預金国は、LBS に参加して BIS に居住国別の債権・債務額を報告している国のことであり、LBS のデータセットやガイドラインなどでは reporting countries と呼ばれる。

⁴⁾ ケイマン諸島は LBS に参加して BIS にデータ提供しているものの、個別の居住国についての債権・債務額は報告しておらず、すべての居住国を集計した値しか報告していない。したがって、預金国として分析対象に含めることはできない。

⁵⁾ CRS では、脱税目的で設立されたペーパーカンパニーによって保有された預金については真の保有者を明らかにした上でその者の居住国に情報提供することが要請されているため、この点では LBS の預金にペーパーカンパニーを含む民間企業分も含まれることは CRS の分析に適しているともいえる。

表 1. クロスボーダー預金の記述統計

預金国	観測値数	平均 (100万ドル)	標準偏差 (100万ドル)	最小値 (100万ドル)	最大値 (100万ドル)
イギリス	468	15,397	27,682	12.0	151,282
アメリカ	480	14,989	54,142	6.0	376,056
フランス	468	9,344	22,715	4.0	122,013
オランダ	156	8,818	14,445	18.2	61,020
スイス*	468	3,849	5,836	23.4	27,310
ベルギー	468	2,503	6,908	3.6	43,511
ルクセンブルク*	468	2,421	5,332	13.9	31,037
スペイン	468	1,615	3,741	1.0	25,168
イタリア	420	1,236	3,428	1.4	21,162
香港*	480	1,141	2,511	2.5	17,371
アイルランド	468	1,116	3,370	0.0	20,661
オーストリア	444	995	3,162	2.2	25,179
フィンランド	312	914	2,885	0.1	19,349
ジャージー*	480	779	3,430	1.0	23,951
スウェーデン	456	706	1,548	0.6	16,022
デンマーク	372	614	1,315	6.9	8,784
マン島*	480	419	1,869	0.5	13,416
オーストラリア	468	349	811	0.3	4,672
ガーンジー*	468	311	1,202	0.0	7,650
カナダ	312	176	336	0.8	2,203
マカオ	348	149	546	0.0	4,516
台湾	480	120	260	0.0	1,752
南アフリカ	336	96	345	1.0	2,448
韓国	420	94	220	0.0	1,426
ブラジル	120	33	253	1.0	2,781
メキシコ	12	33	9	19.3	45
ギリシャ	168	26	64	0.0	353
チリ	276	7	25	0.0	270

注：この表は、2014年第4四半期から2017年第3四半期までの表中の各預金国への居住国からの二国間クロスボーダー預金の記述統計である。バランスパネルデータ（観測値数10,764）を用いた。タックスヘイブンに分類された預金国には国名の後に「*」を付している。データ：BIS LBSに基づき著者が計算。

居住国はEU加盟国とそれ以外のOECD加盟国の計40か国である。このうち分析対象期間中のEU加盟国には、アイルランド、イギリス、イタリア、エストニア、オーストリア、オランダ、キプロス、ギリシャ、クロアチア、スウェーデン、スペイン、スロバキア、スロベニア、チェコ、デンマーク、ドイツ、ハンガリー、フィンランド、フランス、ブルガリア、ベルギー、ポーランド、ポルトガル、マルタ、ラトビア、リトアニア、ルーマニア、ルクセンブルクが含まれる。OECD加盟国（EU加盟国を除く）には、ア

イスラランド、イスラエル、オーストラリア、カナダ、韓国、スイス、チリ、トルコ、日本、ニュージーランド、ノルウェー、メキシコが含まれる⁶⁾。

表1は、分析対象期間である2014年第4四半期から2017年第3四半期までの12四半期のバランスパネルデータに基づく居住国から各預金国へのクロスボーダー預金の記述統計である。イギリス、アメリカ、フランスといった金融産業が発達した国への預金額の平均がそれぞれ153億9,700万ドル、149億8,900万ドル、93億4,400万ドルと大きな値となっている。タックスヘイブンに分類されるスイス、ルクセンブルク、香港にもそれぞれ38億4,900万ドル、24億2,100万ドル、11億4,100万ドルが預金されている。ジャージー、ガーンジー、マン島といった経済規模の小さい島国にも、台湾や韓国への預金額を上回る預金が行われており、これらの国のタックスヘイブンとしての魅力がうかがえる。

4. 実証モデル

この節では、CRS導入がタックスヘイブンへの預金に与えた影響の推定方法を説明する。本稿では、Casi et al.の方法に倣い、各預金国でのCRSの導入前後で、各国の居住者がタックスヘイブンの預金国とそれ以外の預金国それぞれに有する預金額の変化に差が見られるか推定する⁷⁾。各国の居住者がタックスヘイブンの銀行に有する預金には脱税を目的としたものが多く含まれ、タックスヘイブン以外の銀行に有する預金が脱税ではなく純粋な経済活動を目的としたものであれば、前者をCRS導入に影響を受ける処置群、後者をその影響を受けない対照群として両者の変化に差が見られるか推定することで、CRSがタックスヘイブンへの預金に与えた影響を識別できる。

以下で推定式の説明を行うが、そのためにはCRSが導入された時期を特定する必要がある。Casi et al.では、預金国でCRS導入に関する法律が公示された時期、同じく金融機関がデューデリジェンスを開始した時期、2016年1月1日（多くの預金国でデューデリジェンスが開始された日）の三つが用いられている。本稿では2016年1月1日とデューデリジェンスの開始時期をCRS導入時期とするが、主に前者を用いるため推定式もそれに応じた特定化を説明する。なお、Casi et al.で用いられた「預金国でCRS導入に関する法律が公示された時期」を用いなかったのは、その特定方法の詳細が不明であり、各預金国で実際に彼らが特定した日に法律が公示されたことを確認することができなかったからである。デューデリジェンスの開始時期は著者がOECD（2020）に基づいて特定したが、Casi et al.のTable 1に記載されたものとすべて同じとなった。

まず、Casi et al.がイベントスタディ DID 分析を行う際に用いた推定式は以下の通りである。

$$\ln(\text{deposits}_{ijt}) = \theta_{ij} + \gamma_{it} + \sum_{k=-4}^4 \beta_k \times D_{jt}^k \times \text{Havens}_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

ここで、被説明変数は、 i 国の居住者が預金国 j に保有する t 期の預金額（ deposits_{ijt} ）の自然対数値である

⁶⁾ Casi et al.では、居住国にアメリカが含まれているが、アメリカはCRSに参加していないため、5節で居住国別にCRS導入がタックスヘイブンへの預金に与えた影響を推定する際に対象外となる。したがって、本稿では居住国がアメリカのサンプルを除外した。なお、補論Aと補論Bの分析はCasi et al.（2020）の結果の再現が目的であるため、居住国がアメリカのサンプルを含めて行った。

⁷⁾ 2.2節で説明した通り、CRSの影響を分析した論文はCasi et al.以外にも存在するが、Beer et al.とO'Reilly et al.は本稿執筆時点ではWorking Paperであり、Menkhoff and Mietheの主な分析対象は二国間情報交換協定の効果である。したがって、CRSの効果の識別を分析の中心に据えた査読論文はCasi et al.のみであり、本稿でCRSの分析を行う上でも彼らの方法に準拠する。

8) D_{jt}^k は、預金国 j で CRS に関する法律の公示から k 四半期経過している場合に 1 となるダミー変数であり、公示の 1 四半期前を基準としている。 $Havens_j$ は、預金国 j がタックスヘイブンの時に 1 となるダミー変数である。 D_{jt}^k と $Havens_j$ の交差項の係数 β_k が、法律公示の 1 四半期前から k 四半期後にかけての預金の変化の大きさを表す。 γ_{it} は居住国 i の t 期を表すダミー変数（居住国の年・四半期固定効果）で、居住国のマクロ経済状況などの時系列的要因が預金に与える影響（対照群の預金の動き）をコントロールするために加えられている⁹⁾。 θ_{ij} は居住国 i と預金国 j のペアを表すダミー変数で、 i 国と j 国の物理的な距離の近さや共通した文化の存在（同じ言語など）などの時間不変な属性の影響をコントロールする。 ε_{ijt} は誤差項である。

つぎに、本稿では居住国別に式 (1) の β_k に相当する係数を推定するために、以下の二つの式を用いる。まず、CRS の影響を識別するための前提となる並行トレンドが成り立っているか確認するために以下の式を推定する¹⁰⁾。

$$\ln(\text{deposits}_{ijt}) = \theta_{ij} + \gamma_{it} + \sum_t \sum_i \beta_{it} \times d_t \times Havens_j \times Res_i + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

ここで、 θ_{ij} 、 γ_{it} 、 $Havens_j$ は式 (1) 中の変数と同じ定義である。式 (2) で着目する係数は β_{it} である。これは、CRS 導入前後の各期を表すダミー変数 (d_t)、預金国 j がタックスヘイブンの時に 1 となるダミー変数 ($Havens_j$)、及び預金の保有者が居住国 i の住人であることを表すダミー変数 (Res_i) の交差項の係数である。したがって、これは居住国 i からタックスヘイブンへの預金が CRS 導入の 1 四半期前 (2015 年第 4 四半期) と比べてどれだけ異なるかを表す。

式 (1) と式 (2) の違いは大きく分けて以下の三点となる。まず、式 (1) は CRS 導入の影響として居住国の平均値を推定しているが、式 (2) は居住国別の値を推定している。つぎに、式 (1) は CRS 導入の影響として法律公示の 1 四半期前から公示後の各四半期にかけての預金の変化を推定しているが、式 (2) は 2015 年第 4 四半期から CRS 導入後 (2016 年第 1 四半期以降) の各期にかけての預金の変化を推定している。最後に、式 (1) では各預金国で CRS に関する法律が公示された四半期を CRS の導入時期としているが、式 (2) ではすべての預金国に共通で 2016 年 1 月 1 日 (2016 年第 1 四半期) を導入時期としている。

式 (2) を用いて居住国別に CRS の影響を推定しようとする各期の係数を推定する際に用いる観測値数が少なくなる。この問題を回避して安定した推定結果を得るために、CRS 導入後の期間をひとまとめにした以下の式を推定する¹¹⁾。

⁸⁾ 表 1 ではクロスボーダー預金の最小値が 0.0 の預金国もあるが、これは小数第 2 位を四捨五入した値であり、0 とは異なる。したがって、すべての観測値について自然対数をとることが可能である。

⁹⁾ 預金国 j の t 期のダミー変数を加えると預金国で CRS を導入した影響までコントロールしてしまうことになるため、このダミー変数は加えられない。したがって、CRS 導入と同じタイミングで居住国がタックスヘイブンを有する預金を減らすような預金国での変化（マクロ経済状況の変化など）が生じると CRS の影響の識別が脅かされる。しかし、Casi et al. の Appendix B.1 ではこのような変化は見られないと結論づけられている。

¹⁰⁾ 預金国でのデューデリジェンスの開始時期を CRS 導入時期とする場合、開始時期が預金国間で異なり、CRS 導入の 1 四半期前から k 四半期後 (CRS 導入前の時期は k が負の値となる) にかけての預金の変化を交差項でコントロールすることになる。この場合、式 (2) の d_t は d_{jt}^k となる。また、これに伴い同式の β_{it} は β_{ik} となる。

¹¹⁾ デューデリジェンスの開始時期を CRS 導入時期とする場合、式 (3) の $PreCRS_t$ と $PostCRS_t$ はそれぞれ $PreCRS_{jt}^k$ と $PostCRS_{jt}$ となる。また、これに伴い同式の α_{it} は α_{ik} となる。

共通報告基準（CRS）が各国居住者のタックスヘイブンを利用した脱税に与えた影響の異質性

$$\begin{aligned} \ln(\text{deposits}_{ijt}) = & \theta_{ij} + \gamma_{it} + \sum_t \sum_i \alpha_{it} \times \text{PreCRS}_t \times \text{Havens}_j \times \text{Res}_i \\ & + \sum_i \beta_i \times \text{PostCRS}_t \times \text{Havens}_j \times \text{Res}_i + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、 θ_{ij} 、 γ_{it} 、 Havens_j は式（1）と式（2）中の変数と同じ定義である。式（3）で着目する係数は β_i である。これは、CRS 導入後（2016年第1四半期以降）の期であることを表すダミー変数（ PostCRS_t ）、 Havens_j 、及び Res_i の交差項の係数であり、居住国*i*からタックスヘイブンへの預金が CRS 導入の1四半期前（2015年第4四半期）から CRS 導入後にかけてどれだけ変化したかを表す。 α_{it} は、CRS 導入前の*t*期に1となるダミー変数（ PreCRS_t ）、 Havens_j 、及び Res_i の交差項の係数である。この交差項は CRS 導入前の各居住国*i*からタックスヘイブンへの預金の動きをコントロールするために加える。

式（3）は、CRS 導入後の居住国からタックスヘイブンへの預金の四半期ごとの変化ではなく導入後の平均的な変化を推定するために Casi et al. が用いた推定式を、居住国別の変化を推定するために拡張したものである。Casi et al. が用いた式は、式（1）の D_{jt}^k を CRS 導入後の期間に1となるダミー変数に置き換えたものである。本稿では彼らと同じ式を用い、彼らの論文の Table 4 の推定結果を補表 A2 で再現した。式

（3）は居住国別に CRS 導入の影響を推定するために $\text{PostCRS}_t \times \text{Havens}_j$ に Res_i を乗じている点が Casi et al. が用いた式と異なる。また、CRS 導入前の期間のタックスヘイブンへの預金の動きを居住国別にコントロールするために交差項（ $\text{PreCRS}_t \times \text{Havens}_j \times \text{Res}_i$ ）を加えている点も異なる。

CRS 導入前に EU 貯蓄課税指令に基づいて EU 加盟国間で利子所得情報が自動交換されていたことから EU 加盟国は CRS 導入に対する反応が小さかったことが Casi et al. で指摘されているため、式（2）と式（3）を推定する際には、28 の EU 加盟国を一つのグループとしてまとめて β_{it} と β_i をそれぞれ推定する。したがって、式（2）と式（3）で居住国別の反応を推定する対象は、アイスランド、イスラエル、オーストラリア、カナダ、韓国、スイス、チリ、トルコ、日本、ニュージーランド、ノルウェー、メキシコ、EU 加盟国となる。

式（2）と式（3）を推定し、CRS 導入に対するタックスヘイブンへの預金の反応に居住国間で異質性が見られた場合、その原因を考察するために CRS 導入前の居住国の属性を表す変数（ X_i ）の交差項を含む以下の式を推定する。

$$\begin{aligned} \ln(\text{deposits}_{ijt}) = & \theta_{ij} + \gamma_{it} + \sum_t \alpha_t \times \text{PreCRS}_t \times \text{Havens}_j \\ & + \tau \times \text{PostCRS}_t \times \text{Havens}_j + \delta \times \text{PostCRS}_t \times \text{Havens}_j \times X_i \\ & + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (4)$$

ここで、係数 τ は基準となる居住国（ X_i の値がゼロの居住国）の CRS 導入への反応の大きさを表し、係数 δ は X_i の値の違いによって生じる居住国間の反応の違いを表す。 X_i で表される居住国の属性として、CRS 導入直前にタックスヘイブンなどに隠した資産の自主申告を促す自主開示制度を実施したか否かを表すダミー変数、及び相続贈与税などの富裕層が主な対象となる資産課税の負担の重さを用いる¹²⁾。自主開示制

¹²⁾ 本稿の「相続贈与税」は、相続人に課税する相続税だけでなく、被相続人に課税する遺産税も含む。

度を実施した居住国の富裕層の多くがそれに応じて資産を開示するとともに資産隠しを止めた場合、その後に行われた CRS 導入への反応が小さくなると予想される。また、CRS 導入前に相続贈与税などの資産課税の負担が重かった国の富裕層は、税を逃れるために資産をタックスヘイブンに隠す誘因が強いため、そのような居住国ほど CRS 導入への反応が大きくなることが予想される。

5. 分析結果

5.1 Casi et al. (2020) の結果の再現

CRS 導入に対する各国居住者のタックスヘイブンへの預金の反応の推定結果を説明する前に、Casi et al. の推定結果を再現した上で、どの預金国をタックスヘイブンに分類するかによって結果が大きく変わらないうかが確認する。まず、Casi et al. の推定結果を再現する前提として、記述統計を再現する。補表 A1 は、Casi et al. の説明に基づき、居住国から預金国への二国間クロスボーダー預金の記述統計 (Casi et al. の Table 3) を再現した結果である。Casi et al. の観測値数は 10,968 だが補表 A1 の観測値数は 11,064 である。これはギリシャの観測値数が 72 から 168 に 96 増えたことに起因する。また、多くの預金国の記述統計が Casi et al. と一致するが、アメリカ、イギリス、韓国、スウェーデン、デンマーク、マン島、南アフリカについては差が見られる。このような差が生じるのは、LBS のデータが過去に遡って更新されたことが原因と考えられる¹³⁾。3.2 節で説明した表 1 との違いは、居住国にアメリカが含まれるか否かである。補表 A1 は Casi et al. に合わせて居住国がアメリカのサンプルを含む記述統計を示しているが、表 1 の記述統計は居住国がアメリカのサンプルを含めずに計算されている (この理由は脚注 6 を参照)。

つぎに、補図 A1 は式 (1) の β_k の推定値をプロットしている。係数の大きさ及び有意性は、Casi et al. の Figure 2 に示された値と大きな違いがなく、彼らの結果がほぼ完全に再現されている。また、補表 A2 の列 (1) から列 (3) に Casi et al. の Table 4 の列 (1) から列 (3) の再現結果が示されている¹⁴⁾。各列の違いは CRS 導入時期の定義の違いであり、列 (1) は CRS に関する「法律の公示」、列 (2) は「デューディリジェンスの開始」、列 (3) は「2016 年 1 月 1 日」である。Casi et al. と数値に若干の違いはあるものの、ほぼ同じ結果を再現できており、列 (1) から列 (3) では CRS 導入後に居住国からタックスヘイブンへの預金がそれぞれ 11.9%、12.8%、12.9% 有意に減少したという結果が得られた¹⁵⁾。したがって、以下で説明する本稿の分析は彼らのデータセットと手法をベースとして、CRS 導入に対する居住国別の反応の推定に分析を拡張したものと言える。

最後に、補論 B では、どの預金国をタックスヘイブンに分類するかによって推定結果が大きく変わらないうかが確認した。補表 B1 の結果から、どの国をタックスヘイブンに分類するかは推定結果に影響を与えないわけではないが、軽微と考えられる (詳しい議論は補論 B を参照)。したがって、以下では Casi et al. のタックスヘイブンの分類を踏襲して分析を行う。

¹³⁾ BIS (2019) によれば、各国は改訂されたデータの提出が認められており、その改訂はその後公開されるデータセットに反映される。

¹⁴⁾ 標準誤差を計算する際には預金国レベルでクラスタリングしているが、預金国は 28 か国と少ないため、標準誤差を過小評価し帰無仮説を誤って棄却する恐れがある。そこで、補表 A2 には、不均一分散に頑健な標準誤差に基づく p 値の他に、ブートストラップで計算した p 値も示している (表 3、表 4、表 6、補表 B1 についても同様)。各表では総じてブートストラップで計算した p 値の方が大きいですが、それによって係数の統計的有意性についての結論が変わることはない。

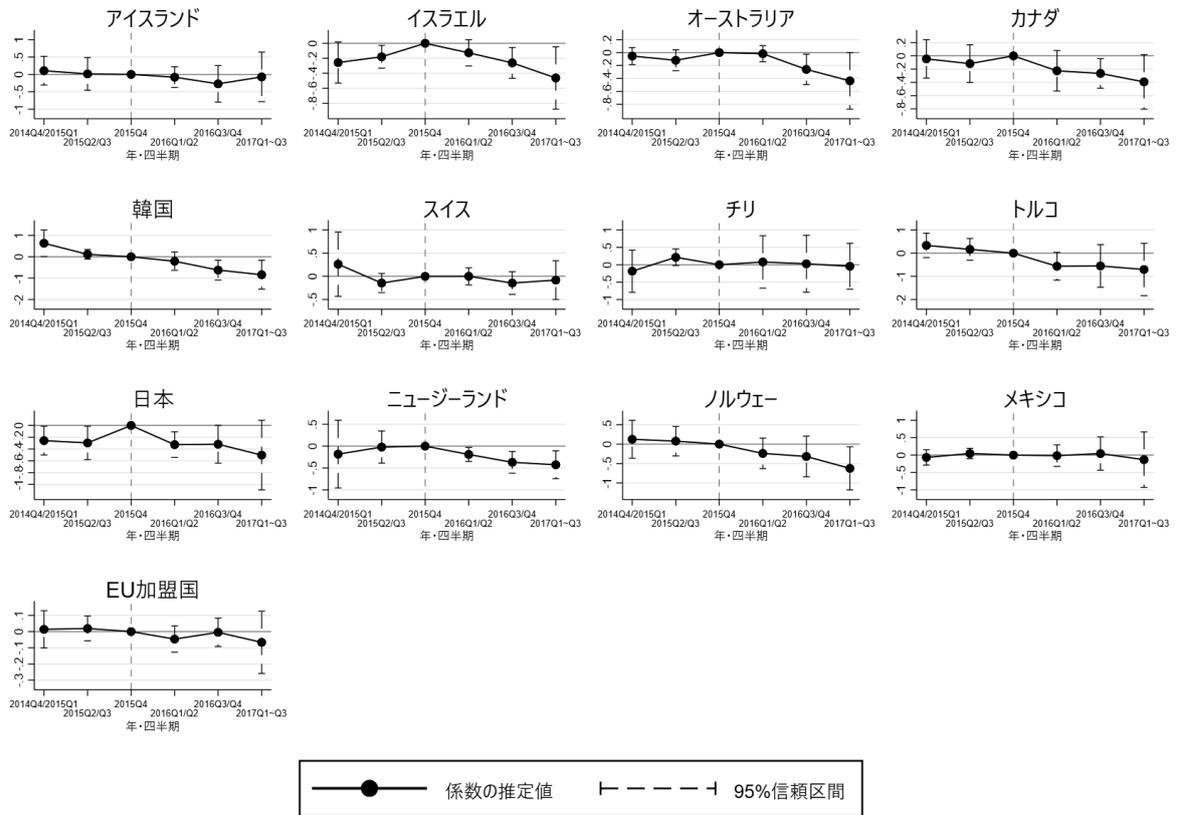
¹⁵⁾ それぞれ $\exp(-0.127) - 1 = -0.119$, $\exp(-0.137) - 1 = -0.128$, $\exp(-0.138) - 1 = -0.129$ として計算した。

5.2 CRS 導入に対する各居住国の反応の異質性

この節では、式 (3) に基づいて、CRS 導入に対する各居住国の反応の異質性の有無について分析する。この式の推定では、CRS 導入前の期間について各居住国からタックスヘイブンへの預金の動きとそれ以外の預金国への預金の動きに有意な差が無いという並行トレンドが成り立っていないならば CRS 導入の影響を識別できない。そこで、並行トレンドが成り立っているか確認するために、CRS 導入前後の期間をそれぞれ三つの期に分けて、式 (2) の β_{it} を推定した¹⁶⁾。図 1 と図 2 にそれぞれ CRS の導入時期を 2016 年 1 月 1 日とデューデリジエンスの開始時期とした場合の推定結果が示されている。多くの居住国で CRS 導入前の期について β_{it} は有意に推定されておらず、並行トレンドが成り立つと考えられる。しかし、韓国については図 1 と図 2 の両方で CRS 導入の 3 期前（2014 年第 4 四半期あるいは 2015 年第 1 四半期）の β_{it} が有意に正に推定されており、CRS 導入前からタックスヘイブンへの預金がやや減少するトレンドが見られる。このトレンドが CRS 導入以外の要因によるものである場合、韓国については CRS 導入の影響を過大評価する恐れがある。そこで、式 (4) を用いて居住国の属性と CRS 導入に対する反応の関係を推定する際には、韓国のサンプルを除外した結果も示す。

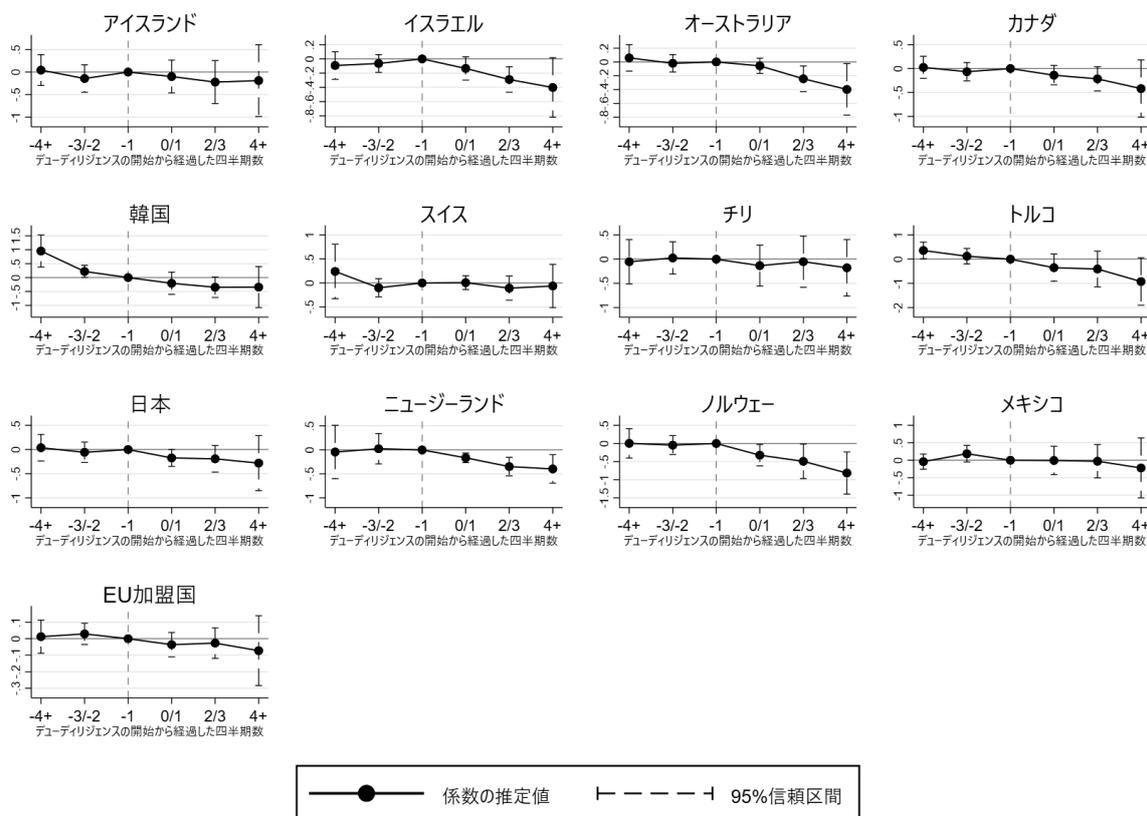
¹⁶⁾ CRS の導入時期を 2016 年 1 月 1 日とする推定では、CRS 導入前の期間を 2014 年第 4 四半期あるいは 2015 年第 1 四半期、2015 年第 2 あるいは 3 四半期、2015 年第 4 四半期の三つ、CRS 導入後の期間を 2016 年第 1 あるいは 2 四半期、2016 年第 3 あるいは 4 四半期、2017 年第 1 四半期以降の三つに分け、2015 年第 4 四半期を基準とした。CRS の導入時期を預金国でのデューデリジエンスの開始時期とする推定では、CRS 導入前の期間をデューデリジエンス開始の 1 四半期前、2 あるいは 3 四半期前、4 四半期以上前の三つ、CRS 導入後の期間をデューデリジエンスの開始期あるいはその 1 四半期後、2 あるいは 3 四半期後、4 四半期以降の三つに分け、デューデリジエンス開始の 1 四半期前を基準とした。なお、Casi et al. の再現である補図 A1 では、このように複数の四半期をまとめるのは、法律公示から 4 四半期以上離れた期のみである。

図1. CRS の導入時期を 2016 年 1 月 1 日とした場合の各居住国の並行トレンドの確認



注：この図は、式 (2) の β_{it} の推定値を示す。CRS 導入前の期間と導入後の期間をそれぞれ三つずつに分け、CRS 導入前後の居住国からタックスヘイブンへの預金の各期の動きを表す。灰色の縦の点線で表される 2015 年第 4 四半期を基準としているためこの期の係数の値はゼロである。95%信頼区間は、預金国レベルでクラスターリングして計算された不均一分散に頑健な標準誤差に基づく。推定には 2014 年第 4 四半期から 2017 年第 3 四半期までのバランスパネルデータ（観測値数 10,764）を用いた。
 出典：BIS LBS に基づき著者が計算。

図 2. CRS の導入時期をデューデリジェンスの開始とした場合の各居住国の並行トレンドの確認



注：この図は、式 (2) の β_{it} の推定値を示す (式 (2) では β_{it} となっているが CRS の導入時期をデューデリジェンスの開始とした場合には β_{ik} となる)。CRS 導入前の期間と導入後の期間をそれぞれ三つずつに分け、CRS 導入前後の居住国からタックスヘイブンへの預金の各期の動きを表す。-4+ と 4+にはそれぞれ、デューデリジェンス開始の 4 四半期以前と 4 四半期以降の四半期がすべて含まれる。灰色の縦の点線で表されるデューデリジェンス開始の 1 四半期前を基準としているためこの期の係数の値はゼロである。95%信頼区間は、預金国レベルでクラスタリングして計算された不均一分散に頑健な標準誤差に基づく。推定には 2014 年第 4 四半期から 2017 年第 3 四半期までのバランスパネルデータ (観測値数 10,764) を用いた。
出典：BIS LBS に基づき著者が計算。

図 1 と図 2 には CRS 導入後の期間のタックスヘイブンへの預金の動きも示されている。これらによると、スイス、チリ、メキシコ、EU 加盟国を除くすべての居住国で CRS 導入後にタックスヘイブンへの預金が減少している。

表 2 の列 (1) に 2016 年 1 月 1 日を CRS の導入時期として式 (3) を推定して得られた β_i の推定値が、その絶対値が大きい居住国から順番に示されている¹⁷⁾。列 (1) では、韓国、ノルウェー、日本、ニュージーランド、イスラエル、カナダ、オーストラリアの係数が有意に負であり、CRS 導入後にタックスヘイブンへの預金が減少したと考えられる。預金減少の大きさは、韓国の 45.0% からオーストラリアの 23.4% までばらつきが見られる¹⁸⁾。なお、日本の推定値は -0.400 で統計的に有意であり、これは CRS 導入後にタックスヘイブンへの預金が 33.0% 減少したことを意味する。

EU 加盟国については CRS 導入後のタックスヘイブンへの預金の減少は有意ではない。CRS 導入以前に

¹⁷⁾ 表が大きくなりすぎることを防ぐために、表 2 には不均一分散に頑健な標準誤差に基づく p 値のみを示し、ブートストラップで計算した p 値は示していない。どちらの p 値を用いるかで有意水準が若干変わることはあるが、有意 (非有意) に推定された係数が非有意 (有意) になることはない。

¹⁸⁾ これらの値はそれぞれ、 $\exp(-0.597) - 1 = -0.450$ と $\exp(-0.267) - 1 = -0.234$ として計算した。

EU 貯蓄課税指令に基づいて利子所得情報が自動交換されていたため、CRS 導入に対する反応が見られなかったと考えられる。Casi et al.でも EU 加盟国を分析対象の居住国から除外した推定を行うとタックスヘイブンへの預金の減少率が大きくなることが示されており、本稿の結果はそれと整合的である。

表 2. CRS 導入が各国居住者のタックスヘイブンへの預金に与えた影響

被説明変数	(1)	(2)
	クロスボーダー預金額 (対数値)	
CRS導入時期の定義	2016年1月1日	デューディリジェンスの開始
	係数	係数
PostCRS×Havens×Res _{トルコ}	-0.621 (0.434)	-0.531 (0.354)
p値	0.163	0.145
PostCRS×Havens×Res _{韓国}	-0.597 (0.251)	-0.294 (0.223)
p値	0.024	0.199
PostCRS×Havens×Res _{ノルウェー}	-0.426 (0.217)	-0.517 (0.195)
p値	0.060	0.013
PostCRS×Havens×Res _{日本}	-0.400 (0.186)	-0.210 (0.150)
p値	0.041	0.172
PostCRS×Havens×Res _{ニュージーランド}	-0.343 (0.094)	-0.294 (0.079)
p値	0.001	0.001
PostCRS×Havens×Res _{イスラエル}	-0.309 (0.125)	-0.264 (0.109)
p値	0.020	0.023
PostCRS×Havens×Res _{カナダ}	-0.308 (0.131)	-0.243 (0.146)
p値	0.026	0.106
PostCRS×Havens×Res _{オーストラリア}	-0.267 (0.133)	-0.217 (0.101)
p値	0.056	0.041
PostCRS×Havens×Res _{アイスランド}	-0.132 (0.240)	-0.168 (0.230)
p値	0.587	0.471
PostCRS×Havens×Res _{スイス}	-0.076 (0.118)	-0.055 (0.123)
p値	0.522	0.657
PostCRS×Havens×Res _{メキシコ}	-0.048 (0.258)	-0.072 (0.265)
p値	0.853	0.787
PostCRS×Havens×Res _{EU加盟国}	-0.043 (0.058)	-0.043 (0.053)
p値	0.466	0.430
PostCRS×Havens×Res _{チリ}	0.012 (0.348)	-0.117 (0.226)
p値	0.974	0.610
観測値数	10,764	10,764
自由度修正済み決定係数	0.969	0.969
居住国 <i>i</i> と預金国 <i>j</i> のペア固定効果 (θ_{ij})	✓	✓
居住国の年・四半期固定効果 (γ_{it})	✓	✓
クラスタリングのレベル	預金国	預金国

注：この表は、式 (3) の係数 β_i の推定値を示す。括弧内には預金国レベルでクラスタリングして計算された不均一分散に頑健な標準誤差が示されており、p値はこの標準誤差に基づく値である。推定には 2014 年第 4 四半期から 2017 年第 3 四半期までのバランスパネルデータを用いた。

出典：BIS LBS に基づき著者が計算。

表2の列(2)には、デューデリジェンスの開始時期をCRSの導入時期として式(3)を推定した結果が示されている。韓国と日本以外の各居住国の推定結果は、列(1)で得られたものと大きく変わらないが、韓国と日本については推定値が有意でなくなり、推定値の大きさも列(1)の半分程度となっている。分析対象のタックスヘイブンの一つである香港は、デューデリジェンスの開始時期が2017年第1四半期であり、列(1)の2016年1月1日をCRSの導入時期とする場合よりも1年遅くなる。韓国と日本の居住者が各タックスヘイブンに有する預金の中で香港への預金額が群を抜いて大きい上に、2017年第1四半期以前から香港への預金額の減少傾向が見られるため、CRSの導入時期を遅く定義したことでCRSへの反応が小さく推定されたと考えられる¹⁹⁾。たとえば、2016年1月1日からデューデリジェンスを開始した他のタックスヘイブンの預金を他国に移動させる際に香港の預金も同時に移動させたのかもしれない。この可能性を考慮して、5.3節ではCRSの導入時期を2016年1月1日として式(4)の推定を行う。

5.3 CRS導入に対する各居住国の反応の異質性の要因

この節では、5.2節で明らかになった各居住国のCRS導入に対する反応の異質性の要因について検討する。具体的には、タックスヘイブンを通じた資産隠しへの対応の違いや、資産隠しから得られる便益（脱税できる額）の大きさの違いによってCRSへの反応が異なるか分析する。

5.3.1 自主開示制度

タックスヘイブンを通じた資産隠しへの対応について各居住国の過去の政策がどの程度機能していたか定量化するのは難しいが、OECD(2015)からCRS導入直前期に各居住国で自主開示制度を実施していたか否かを知ることができる。具体的には、OECD(2015)のAnnexに各OECD加盟国が2009年以降に実施した（あるいは実施中の）自主開示制度が国別にまとめられており、加算税を減額したり刑事告発を免除したりする代わりに、申告期限を設けてそれまで税務当局に申告していなかった資産の自主開示を促すSpecial programme(s)の有無を知ることができる。本稿では2009年以降に税務当局に未申告の資産（タックスヘイブンなどの外国に隠した資産を含む）の自主開示を促すことを目的として行われたSpecial programme(s)を実施した居住国が1となるダミー変数を定義し、そのようなプログラムを実施しなかった居住国よりもCRSへの反応が小さかったか確認する。2009年以降に自主開示のSpecial programme(s)を実施したとされる国は、アイルランド、イギリス、イタリア、オーストラリア、オーストリア、オランダ、スイス、スペイン、チリ、デンマーク、トルコ、ハンガリー、フランス、ベルギー、ポルトガル、マルタ、ラトビアの17か国である²⁰⁾。なお、自主開示制度の実施国にはEU加盟国が多く含まれており、表2でEU加盟国のCRSへの反応が見られなかったのはEU貯蓄課税指令の影響ではなく、CRS導入前に自主開示制度を実施した国が多かったからかもしれない。そこで、以下では自主開示制度の実施の有無を表すダミー変数と $PostCRS_t \times Havens_j$ との交差項を用いた式の推定の他に、EU加盟国を表すダミー変数との交差項を追加した推定も行うことで、自主開示制度と貯蓄課税指令のどちらがEU加盟国のCRSへの反応に有意な影響を与えたか識別する。

¹⁹⁾ 本稿の分析でタックスヘイブんに分類される6か国のうち、スイスと香港のデューデリジェンスの開始時期が2017年第1四半期で、それ以外の4か国の開始時期は2016年第1四半期である。イスラエル、オーストラリア、カナダ、ニュージーランドもスイスと香港に多くの預金を有しており、韓国や日本ほどではないもののCRSの導入時期をデューデリジェンスの開始で定義することで推定値の絶対値が小さくなる。CRSの導入時期の定義にかかわらず頑健な結果が得られることが望ましいものの、居住国によってつながりの深いタックスヘイブンの異なるため、導入時期の定義によって居住国別の推定結果が影響を受けることを回避するのは難しい。

²⁰⁾ イスラエル、キプロス、ギリシャ、ブルガリア、ルーマニアの5か国についてはOECD(2015)に国別の自主開示制度の情報が掲載されていなかったため、本節の分析から除外した。その分だけ表3の推定に用いた観測値数は表2よりも少なくなっている。

表 3 は、自主開示制度を実施した居住国を表すダミー変数 ($Res_{\text{自主開示制度}}$) を式 (4) の X_i として用いた式の推定結果を示している²¹⁾。列 (1) では $PostCRS_t \times Havens_j$ の係数は有意に負であり CRS 導入前に自主開示制度を実施しなかった居住国では CRS 導入後にタックスヘイブンへの預金が減少したことが示唆される。一方、 $PostCRS_t \times Havens_j \times Res_{\text{自主開示制度}}$ の係数は非有意であるため、自主開示制度を実施した居住国で CRS への反応が有意に小さくなる (負の係数の絶対値が小さくなる) 傾向は見られない。予想とは逆にこの交差項の係数の符号は負であり、自主開示制度を実施した居住国の方が実施しなかった居住国より CRS 導入後の預金の減少が大きいかを意味する結果である。Langenmayr (2017) では、自主開示制度の実施により資産隠しを通じた脱税に対する税務当局の寛大な対応 (たとえば、再度の期限付き自主開示制度の実施) への期待が高まり、アメリカで資産隠しが増加した可能性が指摘された。具体的には、2009 年 3 月から 9 月にかけてアメリカで行われた自主開示制度 (2009 Offshore Voluntary Disclosure Program) の実施後にアメリカ居住者によるタックスヘイブンへの預金が増加した。本稿の分析対象となった居住国でも同様に自主開示制度の実施後に資産隠しが増加し、それが CRS 開始によって減少したのかもしれない²²⁾。

²¹⁾ 表 3 には示していないが、式 (4) の α_t の推定値は表中のすべての列の推定で非有意である。このことは、CRS 導入前のタックスヘイブンへの預金の動きとタックスヘイブン以外の国への預金の動きに平均的には有意な差が見られない (並行トレンドが成り立っている) ことを意味する。

²²⁾ この他に、自主開示制度の導入が各居住国で内生的に決められた可能性が考えられる。すなわち、富裕層によるタックスヘイブンへの多額の資産隠しが疑われる国ほど自主開示制度を導入していれば、そのような国では CRS 導入への反応が大きくなるかもしれない。

表 3. 自主開示制度の実施と CRS 導入の影響

被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)
	クロスボーダー預金額（対数値）			
CRS導入時期の定義	2016年1月1日			
対象居住国	EU加盟国及び それ以外のOECD加盟国 (イスラエル, キプロス, ギリシャ, ブルガリア, ルーマニアを除く)		列(1)と列(2)の対象居住国から 韓国を除く	
	係数	係数	係数	係数
PostCRS×Havens	-0.105 (0.057)	-0.257 (0.087)	-0.067 (0.061)	-0.191 (0.089)
p値	0.078	0.006	0.283	0.040
p値（ブートストラップ）	0.068	0.000	0.250	0.000
PostCRS×Havens×Res _{自主開示制度}	-0.066 (0.068)	-0.108 (0.082)	-0.112 (0.076)	-0.138 (0.086)
p値	0.341	0.198	0.153	0.122
p値（ブートストラップ）	0.811	0.745	0.902	0.619
PostCRS×Havens×Res _{EU加盟国}	-	0.252 (0.129)	-	0.195 (0.127)
p値	-	0.062	-	0.137
p値（ブートストラップ）	-	0.000	-	0.000
観測値数	9,384	9,384	9,120	9,120
自由度修正済み決定係数	0.969	0.969	0.969	0.969
居住国 <i>i</i> と預金国 <i>j</i> のペア固定効果 (θ_{ij})	✓	✓	✓	✓
居住国の年・四半期固定効果 (γ_{it})	✓	✓	✓	✓
クラスタリングのレベル	預金国	預金国	預金国	預金国

注：この表の列 (1) と列 (3) は式 (4) の係数 τ と係数 δ の推定値を示す。列 (2) と列 (4) はこの二つの係数に加え、居住国がEU加盟国のダミー変数と $PostCRS_t \times Havens_j$ の交差項の係数を示す。括弧内には預金国レベルでクラスタリングして計算された不均一分散に頑健な標準誤差が示されている。p値は不均一分散に頑健な標準誤差に基づく値とブートストラップに基づく値が示されている。後者は標本の再抽出を9,999回行って求めた。推定には2014年第4四半期から2017年第3四半期までのバランスパネルデータを用いた。

出典：BIS LBSに基づき著者が計算。

列 (2) には居住国がEU加盟国であることを表すダミー変数 ($Res_{EU加盟国}$) と $PostCRS_t \times Havens_j$ との交差項を加えた推定結果が示されている。 $PostCRS_t \times Havens_j$ の係数は有意に負であり、CRS 導入前に自主開示制度を実施せずEU加盟国でもなかった国（基準国）ではCRS 導入後にタックスヘイブンの預金が減少したという結果である。 $PostCRS_t \times Havens_j \times Res_{EU加盟国}$ の係数は有意に正であるため、EU加盟国の居住者は基準国より CRS 導入への預金の反応が小さかったと考えられる。この交差項の係数と基準国の係数を足した値は-0.005 ($=-0.257+0.252$) で、この値がゼロであるという帰無仮説をt検定するとt値が-0.06で棄却できない。すなわち、EU加盟国のCRS 導入への反応は（加盟国の反応を平均すると）まったく無かったといえる²³⁾。したがって、表2でEU加盟国のCRS への反応が見られなかったのは、CRS 導入前の自主開示制度実施ではなくEU貯蓄課税指令の影響を反映したものだだろう。

列 (1) と列 (2) で得られた自主開示制度の効果は、並行トレンドが成り立たない恐れのある韓国のサンプルを除外して行った列 (3) と列 (4) の推定でも大きく変わらない。したがって、自主開示制度実施

²³⁾ 表3の結果を踏まえると、表2でEU加盟国の交差項の係数が0.043と表3で得られた-0.005よりも絶対値がかなり大きく推定されたのは、EU加盟国の中にCRS 導入前に自主開示制度を実施した国が多く含まれていたことが原因だろう。自主開示制度の実施後に資産隠しが増加したことにより、表2ではEU加盟国のCRS 導入後のタックスヘイブンの預金の減少が過大評価された可能性がある。

の有無は CRS 導入への預金の反応に有意な影響を及ぼさず、表 2 で見られた居住国間の反応の異質性の主要因ではないと考えられる。

5.3.2 資産課税

この節ではタックスヘイブンへの資産隠しから得られる便益の大きさの違いによって CRS への反応が異なるか推定する。相続贈与税など主に富裕層が対象となる資産課税の負担が重いと、タックスヘイブンを利用した脱税による便益が大きくなるため、資産隠しの誘因が高まることが予想される。本稿では各居住国の富裕層が直面する資産課税の負担を、富裕税、相続贈与税、金融・資本取引への課税からの税収が総税収に占める割合で測り、その値を式 (4) の X_i として用いた式を推定する。この他に、富裕税、相続贈与税、金融・資本取引への課税それぞれからの税収が総税収に占める割合を個別に X_i として用いた式も推定する。これらの資産課税からの税収が総税収に占める割合の値は CRS 開始前の 2014 年のものを用いる。

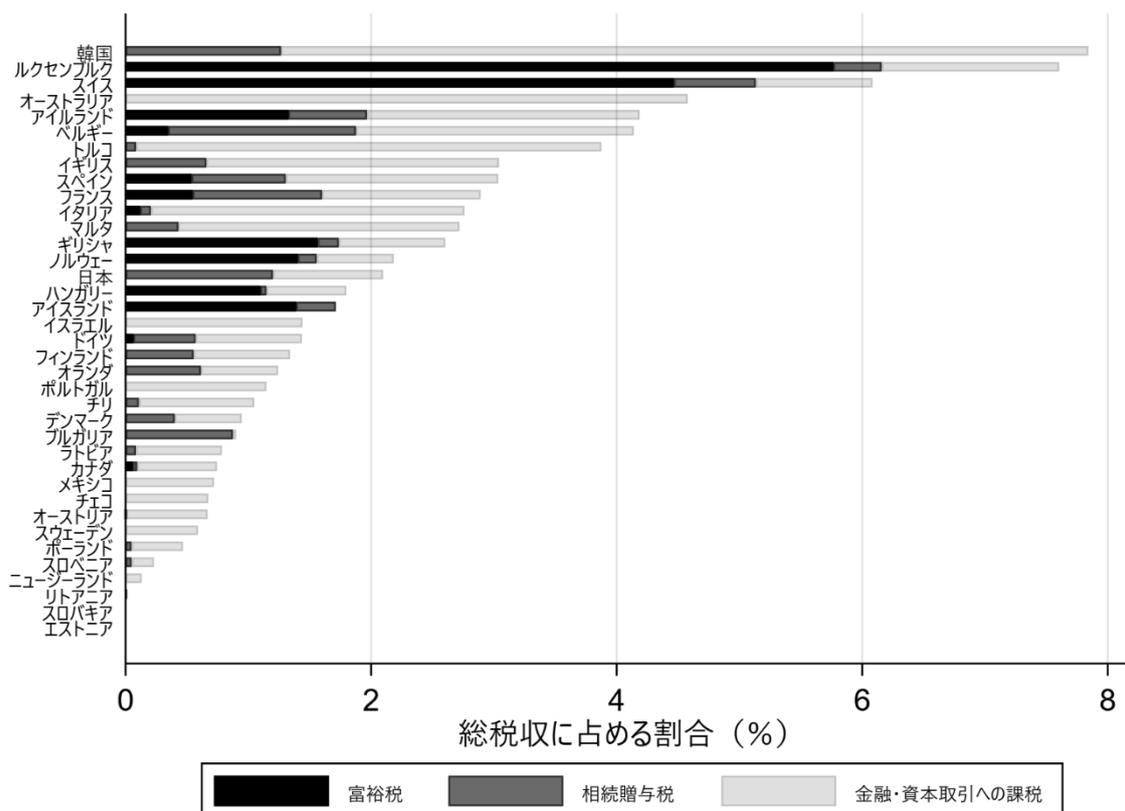
資産課税が総税収に占める割合のデータは、OECD Revenue Statistics から取得する²⁴⁾。富裕税、相続贈与税、金融・資本取引への課税からの税収の割合がそれぞれ、“4000 Taxes on property”の内訳として“4200 Recurrent taxes on net wealth”²⁵⁾、“4300 Estate, inheritance and gift taxes”、“4400 Taxes on financial and capital transactions”²⁶⁾に分類されており、それらを合計することで富裕層が直面する資産課税からの税収の割合を定義する。図 3 に各居住国の資産課税からの税収の割合とその内訳が示されており、8%近い値の韓国から資産やその取引に課税しないスロバキアやエストニアまで居住国間で大きなばらつきが見られる。

²⁴⁾ OECD Revenue Statistics からキプロス、クロアチア、ルーマニアのデータを取得できないため、これらの居住国を本節の分析対象から除外した。

²⁵⁾ 富裕税とは、納税者の資産から負債を控除した純資産を課税ベースとする税である。OECD (2018)によると、1990 年時点では OECD 加盟国のうち 12 か国が個人への富裕税を課していたが、2010 年以降は 4~5 か国でしか課されていない。OECD Revenue Statistics の Recurrent taxes on net wealth (富裕税) からの税収には家計への富裕税の他に企業への富裕税からの税収も含まれるため、10 か国以上で正の値となっている。

²⁶⁾ OECD Revenue Statistics の Taxes on financial and capital transactions (金融・資本取引への課税) とは、非金融資産及び金融資産 (外国為替や有価証券を含む) の購入や売却に課される税だが、株式譲渡益 (キャピタルゲイン) への課税は含まれない。日本の税では地方税の不動産取得税や印紙税がこれに含まれる。

図3. 各居住国の資産課税からの税収が総税収に占める割合



注：図中の値はすべて2014年のものである。
 出典：OECD Revenue Statistics に基づき著者が作成。

表4に資産課税からの税収の割合を式(4)の X_i として用いた式を推定した結果が示されている²⁷⁾。列(1)では $PostCRS_t \times Havens_j$ の係数は非有意であるため、資産課税をしていない居住国ではCRS導入に対する預金の反応が見られない。これは、資産課税が無ければ資産をタックスヘイブンを隠す必要がないことを反映していると考えられる。一方、この変数に三つの資産課税からの税収の割合 ($Share_{資産課税}$) を乗じた交差項の係数は-0.066で有意に負に推定されており、これは資産課税の税収の割合が1%ポイント高い居住国ではCRS導入後にタックスヘイブンの預金の減少率が6.4%大きかったことを意味する。

表4の列(2)と列(3)にはそれぞれ富裕税収と相続贈与税収の割合を X_i として用いた式(4)の推定結果が示されている。どちらの列でも $PostCRS_t \times Havens_j$ の係数が有意に負で、この変数に税収の割合を乗じた交差項の係数は予想通り負だが非有意である。したがって、富裕税と相続贈与税の負担が重い居住国ほどCRSへの反応が大きいというわけではない。

²⁷⁾ 表4には示していないが、式(4)の α_t の推定値は表中のすべての列の推定で非有意である。したがって、並行トレンドが成り立っていると考えられる。

表 4. 資産課税の負担の軽重と CRS 導入の影響

被説明変数 CRS導入時期の定義	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	クロスボーダー預金額 (対数値) 2016年1月1日							
対象居住国	EU加盟国及びそれ以外のOECD加盟国 (キプロス, クロアチア, ルーマニアを除く)				列(1)~列(4)の対象居住国から韓国を除く			
	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数	係数
PostCRS×Havens	0.012 (0.078)	-0.116 (0.057)	-0.118 (0.052)	0.020 (0.073)	-0.028 (0.074)	-0.099 (0.058)	-0.145 (0.048)	-0.006 (0.071)
p値	0.883	0.050	0.031	0.781	0.711	0.099	0.006	0.931
p値 (ブートストラップ)	0.887	0.049	0.031	0.785	0.718	0.095	0.009	0.929
PostCRS×Havens×Share _{資産課税}	-0.066 (0.028)	-	-	-	-0.044 (0.028)	-	-	-
p値	0.025	-	-	-	0.125	-	-	-
p値 (ブートストラップ)	0.020	-	-	-	0.125	-	-	-
PostCRS×Havens×Share _{富裕税}	-	-0.021 (0.030)	-	-	-	-0.029 (0.031)	-	-
p値	-	0.488	-	-	-	0.357	-	-
p値 (ブートストラップ)	-	0.521	-	-	-	0.398	-	-
PostCRS×Havens×Share _{相続贈与税}	-	-	-0.026 (0.075)	-	-	-	0.099 (0.061)	-
p値	-	-	0.730	-	-	-	0.114	-
p値 (ブートストラップ)	-	-	0.735	-	-	-	0.114	-
PostCRS×Havens×Share _{金融・資本取引への課税}	-	-	-	-0.116 (0.042)	-	-	-	-0.096 (0.049)
p値	-	-	-	0.010	-	-	-	0.059
p値 (ブートストラップ)	-	-	-	0.009	-	-	-	0.045
観測値数	9,972	9,972	9,972	9,972	9,708	9,708	9,708	9,708
自由度修正済み決定係数	0.969	0.969	0.969	0.969	0.969	0.969	0.969	0.969
居住国 <i>i</i> と預金国 <i>j</i> のペア固定効果 (θ_{ij})	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
居住国の年・四半期固定効果 (γ_{it})	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
クラスタリングのレベル	預金国	預金国	預金国	預金国	預金国	預金国	預金国	預金国

注：この表の各列は式 (4) の係数 τ と係数 δ の推定値を示す。括弧内には預金国レベルでクラスタリングして計算された不均一分散に頑健な標準誤差が示されている。p 値は不均一分散に頑健な標準誤差に基づく値とブートストラップに基づく値が示されている。後者は標本の再抽出を 9,999 回行って求めた。推定には 2014 年第 4 四半期から 2017 年第 3 四半期までのバランスパネルデータを用いた。

出典：BIS LBS に基づき著者が計算。

これまで日本では富裕層による相続贈与税の回避や脱税が問題となってきたため、列 (3) の結果はやや意外である²⁸⁾。しかし、図 3 に示されているように、相続贈与税から多くの税収を得ている国はそれほど多くない²⁹⁾。さらに、表 5 に被相続人の子が相続する際の相続税あるいは遺産税の 2014 年時点の最高税率が示されており、表 2 で推定対象となった居住国のうち CRS への反応が見られなかった EU 加盟国を除くと、日本と韓国の最高税率が突出して高く、チリ、アイスランド、トルコは 25%以下、それ以外の国では 0%となっている。したがって、日本や韓国の富裕層にとっては子や孫に資産移転する際の相続贈与税を回避する強い誘因があると考えられるが、このことはそれ以外の国には当てはまらない³⁰⁾。表 4 の列 (3) で

²⁸⁾ 日本では、1990 年代までは海外居住者が親の国外財産を相続贈与により取得した場合、日本の相続贈与税を免れることができた。すなわち、親が日本国内に居住し、子が海外に居住する場合、相続贈与税の納税義務が発生するのは日本国内の財産の相続贈与に限られていた。その結果、海外に居住する子に国外財産を贈与することによる税負担の回避が多く行われたため、2000 年代に行われた税制改正でこれを防止する措置が強化されてきた。現在では、「親子ともに 10 年超の国外居住」という条件を満たさなければ相続贈与税の納税義務を免れることはできなくなっている。

²⁹⁾ 相続贈与税からの税収が総税収の 1%を超えているのは日本 (1.2%) の他にベルギー (1.53%)、韓国 (1.266%)、フランス (1.054%) の 4 か国しかない。

³⁰⁾ 生存配偶者 (死亡した被相続人の配偶者) への資産移転の際に課される相続税あるいは遺産税の最高税率も子への移転と同等あるいはそれより低く設定されている国が多いため、税を回避する誘因は小さい。

相続贈与税の負担が重い居住国ほど CRS への反応が大きいという結果が得られなかったのはこのことが原因だろう。

表 5. 子への遺産相続の際の相続税あるいは遺産税の各国の最高税率（2014 年時点）

	相続税あるいは 遺産税の 廃止年	最高税率 (%)
韓国	-	50
日本	-	50
フランス	-	45
イギリス	-	40
スペイン	-	34
アイルランド	-	33
ドイツ	-	30
ベルギー	-	30
チリ	-	25
オランダ	-	20
フィンランド	-	19
デンマーク	-	15
アイスランド	-	10
ギリシャ	-	10
トルコ	-	10
ポーランド	-	7
イタリア	-	4
ブルガリア	-	0.8
イスラエル	1980	0
エストニア	不明	0
オーストラリア	1979	0
オーストリア	2008	0
カナダ	1972	0
キプロス	-	0
クロアチア	-	0
スイス	-	0
スウェーデン	2004	0
スロバキア	2004	0
スロベニア	-	0
チェコ	2014	0
ニュージーランド	1992	0
ノルウェー	2014	0
ハンガリー	-	0
ポルトガル	-	0
マルタ	-	0
メキシコ	1961	0
ラトビア	-	0
リトアニア	-	0
ルーマニア	-	0
ルクセンブルク	-	0

出典：OECD（2021）の Figure 3.11, European Commission（2014）, PwC 社“Worldwide Tax Summaries Online”のウェブサイト, Ernst & Young 社“Worldwide Estate and Inheritance Tax Guide”に基づき著者が作成。

表4の列(4)には金融・資本取引への課税からの税収の割合を X_i として用いた式(4)の推定結果が示されている。 $PostCRS_t \times Havens_j$ の係数は非有意であるが、この変数に金融・資本取引への課税からの税収の割合を乗じた交差項の係数は-0.116で有意に負に推定されている。これは金融・資本取引への課税からの税収の割合が1%ポイント高い居住国ではCRS導入後にタックスヘイブンの預金の減少率が11%大きいという結果である。列(2)と列(3)では富裕税と相続贈与税はCRS導入への反応の大きさに有意な違いをもたらさないという結果だったため、列(4)の結果から資産課税のうち金融・資本取引への課税の負担がタックスヘイブンに資産を隠す誘因となっていることが示唆される。金融・資本取引への課税からの税収の多い韓国、オーストラリア、ベルギーなどでは有価証券の取引に課税されるため、それらの資産の取引機会の多い富裕層にとってはタックスヘイブンに開設した口座を通じて取引する便益が大きいと考えられる。

列(5)から列(8)には韓国のサンプルを除外して行った推定結果が示されている。列(5)に示された $PostCRS_t \times Havens_j$ と三つの資産課税からの税収の割合の交差項の係数が非有意になっているが、金融・資本取引への課税からの税収の割合との交差項の係数は依然として有意である。

最後に、CRS導入前の自主開示制度の実施と資産課税からの税収の割合が相関している場合、どちらかの交差項のみを推定式に加えることで生じる欠落変数の問題に対処した推定を行う。実際、CRS導入前の自主開示制度の実施の有無で居住国を分けて資産課税からの税収の割合を比較すると、自主開示制度を実施していた国が2.6%、実施していなかった国が1.6%であり、統計的に有意ではないものの1%ポイントの差がある³¹⁾。表4の資産課税からの税収の割合についての交差項の係数が負であることを踏まえると、表3で自主開示制度の交差項の係数に負方向のバイアスが生じていた恐れがある。

これに対処するために自主開示制度と資産課税からの税収の割合それぞれについての交差項を同時に加えた結果が表6に示されている。なお、表4の推定に加えた資産課税の交差項のうち、三つの資産課税の合計と金融・資本取引への課税からの税収の割合の交差項の係数しか有意ではなかったため、これらのうちのどちらかと自主開示制度についての交差項を同時に加えた推定結果を示している³²⁾。列(1)と列(2)では、自主開示制度についての交差項の係数が表3のそれよりも大きく(負の値の絶対値では小さく)推定されており、欠落変数によって負方向のバイアスが生じていたという予想と整合的である³³⁾。しかし、CRS導入前の自主開示制度の実施の有無がCRS導入に対する預金の反応に有意な影響を及ぼさないという表3の結論は変わらない。列(3)と列(4)には韓国のサンプルを除外して行った推定結果が示されているが、自主開示制度についての交差項の係数が表3より大きく推定されており、列(1)や列(2)と同様である。

³¹⁾ なお、韓国を除外した上で自主開示制度の実施の有無で資産課税からの税収の割合を比較すると差は1.4%ポイントに拡大し、統計的に有意となる。

³²⁾ すなわち、表4では富裕税と相続贈与税についての交差項の係数は有意ではないため、これらを推定式に加えなくても欠落変数の問題は生じない。

³³⁾ 表6では資産課税についての交差項の係数の絶対値が小さくなっているが、この推定では自主開示制度実施についての情報が分からないイスラエルのサンプルを用いていないことに注意が必要である。イスラエルは、表2でCRSへの反応が有意に負に推定された国の一つである上、金融・資本取引への課税から一定の税収を得ている。したがって、表6で資産課税についての交差項の係数の絶対値が小さくなったのは、イスラエルのサンプルを用いなかったことが理由と考えられる。

表 6. 自主開示制度の実施と資産課税の負担の軽重

被説明変数	(1)	(2)	(3)	(4)
	クロスボーダー預金額（対数値）			
CRS導入時期の定義	2016年1月1日			
対象居住国	EU加盟国及び それ以外のOECD加盟国 (イスラエル、キプロス、ギリシャ、 クロアチア、ブルガリア、ルーマニアを除く)		列(1)と列(2)の対象居住国から 韓国を除く	
	係数	係数	係数	係数
PostCRS×Havens	-0.015 (0.078)	-0.017 (0.073)	-0.036 (0.074)	-0.035 (0.070)
p値	0.851	0.820	0.634	0.620
p値（ブートストラップ）	0.855	0.826	0.646	0.623
PostCRS×Havens×Res _{自主開示制度}	-0.005 (0.060)	0.028 (0.060)	-0.076 (0.073)	-0.033 (0.077)
p値	0.941	0.642	0.305	0.670
p値（ブートストラップ）	0.937	0.638	0.323	0.675
PostCRS×Havens×Share _{資産課税}	-0.058 (0.024)	-	-0.027 (0.023)	-
p値	0.023	-	0.263	-
p値（ブートストラップ）	0.026	-	0.317	-
PostCRS×Havens×Share _{金融・資本取引への課税}	-	-0.106 (0.037)	-	-0.065 (0.044)
p値	-	0.008	-	0.151
p値（ブートストラップ）	-	0.011	-	0.168
観測値数	9,120	9,120	8,856	8,856
自由度修正済み決定係数	0.968	0.968	0.969	0.969
居住国 <i>i</i> と預金国 <i>j</i> のペア固定効果 (θ_{ij})	✓	✓	✓	✓
居住国の年・四半期固定効果 (γ_{it})	✓	✓	✓	✓
クラスタリングのレベル	預金国	預金国	預金国	預金国

注：この表の各列は式(4)の係数 τ と係数 δ の推定値を示す。括弧内には預金国レベルでクラスタリングして計算された不均一分散に頑健な標準誤差が示されている。p値は不均一分散に頑健な標準誤差に基づく値とブートストラップに基づく値が示されている。後者は標本の再抽出を9,999回行って求めた。推定には2014年第4四半期から2017年第3四半期までのバランスパネルデータを用いた。
出典：BIS LBSに基づき著者が計算。

6. 結論

本稿では、CRS導入が各国居住者のタックスヘイブンへの預金に与えた影響を推定した。その結果、CRS導入はタックスヘイブンに有する預金を一律に減少させたのではなく、減少率には居住国間で異質性があることが分かった。そこで、このような異質性が見られる原因として、CRS導入前の各国のタックスヘイブン対策や資産課税の負担の違いに着目して分析を行った。すると、CRS導入前の各国の自主開示制度の実施の有無はCRSに対する預金の反応に有意な違いをもたらさないが、資産課税の負担が重かった国ほどCRS導入後の預金の減少率が有意に大きいという結果が得られた。したがって、資産課税を回避するためにタックスヘイブンに隠していた資産が、CRS導入後に他国に移動した可能性がある。

しかし、CRS導入後のタックスヘイブンへの預金の減少は必ずしも資産隠しを通じた脱税の減少を意味しないことには注意が必要である。なぜなら、2.2節で紹介した先行研究でも指摘されたように、分析対象

のタックスヘイブンから資産を隠すのにより適した国へと預金が移動しただけかもしれないからである。たとえば、CRS に不参加のアメリカや、LBS へのデータ提供を行っていないため分析対象から外れたタックスヘイブン（ケイマン諸島など）に預金が移動した可能性を否定できない。この他、投資する見返りに市民権（citizenship）を取得できるプログラム（citizenship-by-investment）を提供する国が存在するため、投資によって入手したその国のパスポートなどによって真の居住国を偽ることで CRS による情報交換を回避する可能性も指摘されている（Langenmayr and Zyska, 2023）。本稿の結果はこの偽装を反映してタックスヘイブンへの預金が減少したように見えたかもしれない。

最後に、本稿の分析結果から導かれる政策インプリケーションを述べたい。まず、脱税者はこのように CRS 不参加国への預金の移動などを通じて CRS による情報交換を回避している可能性がある。CRS がより大きな効果を発揮するためには、今後は参加国をさらに増やしたり、グローバル・フォーラム（global forum on transparency and exchange of information for tax purposes）による CRS 参加国に対するピアレビューで取組状況をチェックしたりして、情報交換の実効性を高めていく必要がある。つぎに、タックスヘイブンに隠された資産の申告を促すための期限付き自主開示制度の日本への導入については、本稿の分析結果を踏まえると効果が期待できない。むしろ、再度の期限付き自主開示制度の実施に対する期待を与えることなどを通じて資産隠しを増やしかねないため、制度実施を検討する際にはその費用と便益を慎重に比較する必要がある。最後に、日本の相続贈与税は国際的に見ても負担が重く、富裕層に税の回避や脱税の誘因を与えていると考えられるため、タックスヘイブンなどを利用した資産隠しへの対策が他国以上に重要となる。

参考文献

国税庁（2023）「令和3事務年度における租税条約等に基づく情報交換実績の概要」

<https://www.nta.go.jp/information/release/pdf/0023001-024.pdf>（2023年10月7日参照）。

志賀櫻（2013）『タックス・ヘイブンー逃げていく税金』岩波書店。

ロナン・パラン, リチャード・マーフィー, クリスチアン・シャヴァニユー（青柳伸子訳, 林尚毅解説）

（2013）『[[徹底解明] タックスヘイブン グローバル経済の見えざる中心のメカニズムと実態』作品社。

Ahrens, Leo, and Fabio Bothner (2020) “The big bang: tax evasion after automatic exchange of information under FATCA and CRS,” *New Political Economy*, Vol. 25, pp.849–864.

Alstadsæter, Annette, Niels Johannesen et al. (2018) “Who owns the wealth in tax havens? Macro evidence and implications for global inequality,” *Journal of Public Economics*, Vol. 162, pp.89–100.

Beer, Sebastian, Maria Coelho et al. (2019) “Hidden treasures: The impact of automatic exchange of information on cross-border tax evasion,” *IMF Working Paper*, WP/19/286,

<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2019/12/20/Hidden-Treasure-The-Impact-of-Automatic-Exchange-of-Information-on-Cross-Border-Tax-Evasion-48781> (accessed 2022-12-06).

BIS (2019) “Reporting guidelines for the BIS international banking statistics,”

<https://www.bis.org/statistics/bankstatsguide.pdf> (accessed 2022-12-06).

BIS (2020) “Global coverage of BIS locational banking statistics,” https://www.bis.org/statistics/lbs_globalcoverage.pdf (accessed 2022-12-06).

Casi, Elisa, Christoph Spengel et al. (2020) “Cross-border tax evasion after the common reporting standard: Game over?” *Journal of Public Economics*, Vol. 190, pp.1–22.

De Simone, Lisa, Rebecca Lester et al. (2020) “Transparency and tax evasion: Evidence from the Foreign Account Tax Compliance Act (FATCA).” *Journal of Accounting Research*, Vol. 58, pp.105–153.

European Commission, Directorate-General for Taxation and Customs Union (2014) “Cross country review of taxes on wealth and transfers of wealth – Revised final report, EY – October 2014,” <https://data.europa.eu/doi/10.2778/70277> (accessed 2023-10-10).

Huizinga, Harry and Gaëtan Nicodème (2004) “Are international deposits tax-driven,” *Journal of Public Economics*, Vol. 88, pp.1093–1118.

Johannesen, Niels (2014) “Tax evasion and Swiss bank deposits,” *Journal of Public Economics*, Vol. 111, pp.46–62.

Johannesen, Niels and Gabriel Zucman (2014) “The end of bank secrecy? An evaluation of the G20 tax haven crackdown,” *American Economic Journal: Economic Policy*, Vol. 6, pp.65–91.

Langenmayr, Dominika. (2017) “Voluntary disclosure of evaded taxes — Increasing revenue, or increasing incentives to evade?” *Journal of Public Economics*, Vol. 151, pp.110–125.

Langenmayr, Dominika and Lennard Zyska (2023) “Escaping the exchange of information: Tax evasion via citizenship-by-investment,” *Journal of Public Economics*, Vol. 221, 104865.

Menkhoﬀ, Lukas and Jakob Miethe (2019) “Tax evasion in new disguise? Examining tax havens’ international bank deposits.” *Journal of Public Economics*, Vol. 176, pp.53–78.

OECD (2015) “Update on voluntary disclosure programmes: A pathway to tax compliance,”

<https://www.oecd.org/ctp/exchange-of-tax-information/Voluntary-Disclosure-Programmes-2015.pdf> (accessed 2023-10-10).

OECD (2018) “The role and design of net wealth taxes in the OECD,” OECD Tax Policy Studies, No.26,

<http://dx.doi.org/10.1787/9789264290303-en> (accessed 2023-10-10).

OECD (2020) “Peer review of the automatic exchange of financial account information 2020,” [https://www.oecd-](https://www.oecd-ilibrary.org/taxation/peer-review-of-the-automatic-exchange-of-financial-account-information-2020_175eef4-en)

[ilibrary.org/taxation/peer-review-of-the-automatic-exchange-of-financial-account-information-2020_175eef4-en](https://www.oecd-ilibrary.org/taxation/peer-review-of-the-automatic-exchange-of-financial-account-information-2020_175eef4-en)
(accessed 2022-12-06).

OECD (2021) “Inheritance taxation in OECD countries,” OECD Tax Policy Studies, No. 28,

<https://doi.org/10.1787/e2879a7d-en> (accessed 2023-10-10).

O'Reilly, Pierce, Kevin Parra Ramirez et al. (2019) “Exchange of information and bank deposits in international

financial centres,” *OECD Taxation Working Papers*, No.46, <https://dx.doi.org/10.1787/025bfebe-en> (accessed
2022-12-06).

Zucman, Gabriel (2013) “The missing wealth of nations: are Europe and the U.S. net debtors or net creditors?”

The Quarterly Journal of Economics, Vol. 128, pp.1321–1364.

補論 A. Casi et al. (2020) の結果の再現

補表 A1. Casi et al. (2020) の Table 3 の再現

預金国	観測値数	平均 (100万ドル)	標準偏差 (100万ドル)	最小値 (100万ドル)	最大値 (100万ドル)
イギリス	480	28,235	85,080	12.0	611,654
アメリカ	480	14,989	54,142	6.0	376,056
フランス	480	11,186	26,315	4.0	168,198
オランダ	156	8,818	14,445	18.2	61,020
スイス*	480	3,921	5,787	23.4	27,310
カナダ	324	3,807	19,052	0.8	131,631
ベルギー	480	2,572	6,836	3.6	43,511
ルクセンブルク*	480	2,424	5,266	13.9	31,037
スペイン	480	1,630	3,695	1.0	25,168
香港*	492	1,347	2,809	2.5	17,371
アイルランド	480	1,321	3,593	0.0	20,661
イタリア	432	1,244	3,381	1.4	21,162
オーストリア	456	990	3,121	2.2	25,179
フィンランド	324	884	2,835	0.1	19,349
メキシコ	24	841	1,249	19.3	4,379
ジャージー*	492	803	3,391	1.0	23,951
スウェーデン	468	733	1,543	0.6	16,022
デンマーク	384	630	1,302	6.9	8,784
オーストラリア	480	500	1,244	0.3	7,223
マン島*	492	439	1,851	0.5	13,416
ガーンジー*	480	417	1,379	0.0	8,366
台湾	492	185	489	0.0	3,755
マカオ	360	161	542	0.0	4,516
韓国	432	131	308	0.0	1,601
南アフリカ	348	104	343	1.0	2,448
ブラジル	132	59	266	1.0	2,781
ギリシャ	168	26	64	0.0	353
チリ	288	16	84	0.0	1,281

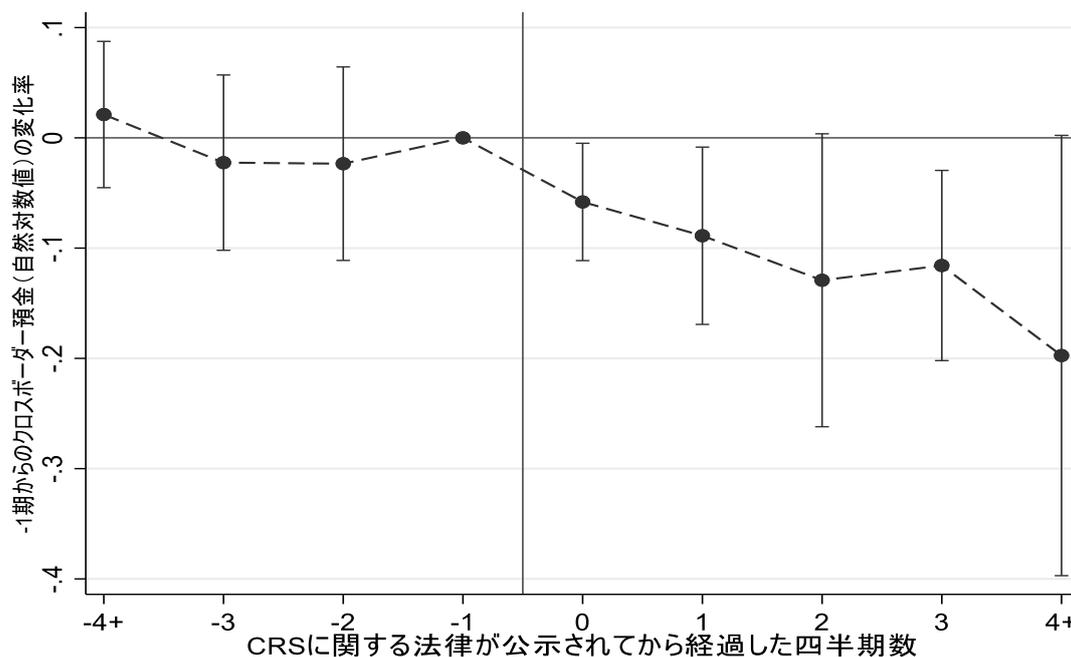
注：この表は、2014年第4四半期から2017年第3四半期までの居住国から預金国への二国間クロスボーダー預金の記述統計である。バランスパネルデータ（観測値数11,064）を用いた。タックスヘイブんに分類された預金国には国名の後に「*」を付している。
出典：BISLBSに基づき著者が計算。

補表 A2. Casi et al. (2020) の Table 4 の再現

被説明変数	(1)	(2)	(3)
CRS導入時期の定義	法律の 公示 係数	クロスボーダー預金額 (対数値) デュエーディリジェンスの 開始 係数	2016年1月1日 係数
PostCRS×Havens	-0.127 (0.058)	-0.137 (0.062)	-0.138 (0.063)
p値	0.038	0.036	0.038
p値 (ブートストラップ)	0.044	0.049	0.047
観測値数	11,064	11,064	11,064
決定係数	0.974	0.974	0.974
居住国 <i>i</i> と預金国 <i>j</i> のペア固定効果 (θ_{ij})	✓	✓	✓
居住国の年・四半期固定効果 (γ_{it})	✓	✓	✓
クラスタリングのレベル	預金国	預金国	預金国

注：この表は、*i*国の居住者が預金国*j*に保有するクロスボーダー預金の自然対数値を被説明変数とし、預金国がCRS導入後に1となるダミー変数 (PostCRS) と預金国がタックスヘイブンである場合に1となるダミー変数 (Havens) の交互項を説明変数とする式の推定結果 (交互項の係数の推定値) を示す。括弧内には預金国レベルでクラスタリングして計算された不均一分散に頑健な標準誤差に基づく値とブートストラップに基づく値が示されている。後者は標本の再抽出を9,999回行って求めた。各列の推定には2014年第4四半期から2017年第3四半期までのバランスパネルデータを用いた。
出典：BISLBSに基づき著者が計算。

補図 A1. Casi et al. (2020) の Figure 2 の再現



注：この図は、式 (1) の係数 β_k の推定値（図中の点）とその95%信頼区間（点の上下の実線）を示す。-4+と4+にはそれぞれ、法律公示の4四半期以前と4四半期以降の四半期がすべて含まれる。-1期を基準としているためこの期の係数の値はゼロである。95%信頼区間は、預金国レベルでクラスタリングして計算された不均一分散に頑健な標準誤差に基づく。2014年第4四半期から2017年第3四半期までの居住国から預金国への二国間クロスボーダー預金のバランスパネルデータ（観測値数11,064）を用いた。

出典：BIS LBSに基づき著者が計算。

補論 B. タックスヘイブンの分類が推定結果に与える影響

どの国をタックスヘイブンに分類するかは分析者によって様々であり、唯一の合意されたリストは存在しない。そこで、推定結果の頑健性を確認するために、Menkhoff and Miethe (2019) のタックスヘイブンの分類（オーストリア、ベルギー、スイス、チリ、アイルランド、ルクセンブルク、香港、ジャージー、マン島、ガーンジー）に基づいてCasi et al.と同じ分析を行った。補表 B1 の列 (1) から列 (3) には、Menkhoff and Miethe のタックスヘイブンの分類に基づいて補表 A2 の列 (1) ~ (3) と同様の推定を行った結果が示されている。これによると、列 (1) と列 (2) では補表 A2 とほぼ同じ結果が得られているが、列 (3) では係数の絶対値が小さくなり、しかも非有意となっている。

列 (4) から列 (6) には、Casi et al.で非タックスヘイブンに分類された預金国（居住国からのこれらの国への預金は式 (1) ~ 式 (4) を推定する際の対照群に含まれる）のうち、Menkhoff and Miethe でタックスヘイブンに分類されたアイルランド、オーストリア、チリ、ベルギーの4か国を除外した推定結果が示されている。預金国の非タックスヘイブン（対照群）にタックスヘイブン（あるいはそれに近い国）が含まれていると、対照群の預金も CRS 導入後に減少する可能性がある。すると、処置群と対照群の預金の変化の差が小さくなり、CRS の影響が過小評価される恐れがある。しかし、列 (4) から列 (6) の推定値の絶対値は、補表 A2 の列 (1) から列 (3) と比べてやや小さくなる場合もあるものの、大きな違いはない。

補表 B1 の結果から、タックスヘイブンの分類は推定結果に全く影響を与えないわけではないが、CRS の影響についての結論はほとんど変わらないといえる。

補表 B1. タックスヘイブンの分類に関する推定結果の頑健性

被説明変数	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	
	法律の 公示 係数	デュー デリジェンスの 開始 係数	法律の 公示 係数	デュー デリジェンスの 開始 係数	クロスボーダー 預金額 係数	法律の 公示 係数	デュー デリジェンスの 開始 係数	法律の 公示 係数	デュー デリジェンスの 開始 係数	クロスボーダー 預金額 係数	法律の 公示 係数	デュー デリジェンスの 開始 係数
タックスヘイブンの定義												
CRS導入時期の定義												
PostCRS×Havens	-0.123 (0.045)	-0.130 (0.048)	-0.117 (0.048)	-0.130 (0.048)	-0.071 (0.090)	-0.117 (0.048)	-0.124 (0.053)	-0.117 (0.048)	-0.124 (0.053)	-0.133 (0.052)	-0.117 (0.048)	-0.124 (0.053)
p値	0.011	0.012	0.024	0.012	0.437	0.024	0.028	0.024	0.028	0.018	0.024	0.018
p値 (ブートストラップ)	0.010	0.014	0.025	0.014	0.478	0.025	0.040	0.025	0.040	0.022	0.025	0.022
観測値数	11,064	11,064	9,360	11,064	11,064	9,360	9,360	9,360	9,360	9,360	9,360	9,360
決定係数	0.974	0.974	0.978	0.974	0.974	0.978	0.978	0.978	0.978	0.978	0.978	0.978
居住国 <i>i</i> と預金国 <i>j</i> のペア固定効果 (θ_{ij})	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
居住国の年・四半期固定効果 (γ_{it})	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
クラスタリングのレベル	預金国	預金国	預金国	預金国	預金国	預金国	預金国	預金国	預金国	預金国	預金国	預金国

注：この表は、*i*国の居住者が預金国*j*に保有するクロスボーダー預金の自然対数値を被説明変数とし、預金国がCRS導入後に1となるタミー変数 (PostCRS) と預金国がタックスヘイブンである場合に1となるタミー変数 (Havens) の交差項を説明変数とする式の推定結果 (交差項の係数の推定値) を示す。括弧内には預金国レベルでクラスターリングして計算された不均一分散に頑健な標準誤差が示されている。p値は不均一分散に頑健な標準誤差に基づく値とブートストラップに基づく値が示されている。後者は標本の再抽出を9,999回行って求めた。各列の推定には2014年第4四半期から2017年第3四半期までのバランスパネルデータを用いた。
 出典：BIS LBSに基づき著者が計算。