

# Charitable Giving, Tax Reform, and Self-selection of Tax Report: Evidence from South Korea

加藤大貴・後藤剛志・金栄禄

大阪大学, 千葉大学, 関西大学

November 26, 2021

# Introduction

- ▶ 世界の多くの国で寄付に対する税制上の優遇がなされている。
- ▶ 税制優遇が厚生に与える影響について、寄付の価格弾力性が厚生評価のための重要な指標であると考えられている。(e.g. Saez, 2004)
  - ▶ 直感的に言えば寄付の価格弾力性が $-1$ を下回ると、\$1の税制優遇が\$1以上の寄付を生み出すこととなる。
  - ▶ 「寄付の税制優遇で寄付の価格が下がり、寄付が促進されるだろう」
- ▶ 既存研究の多くは課税申告データを用いて寄付の価格弾力性を推定してきた。(e.g. Almunia et al., 2020, Auten et al., 2002, and so on)

# Introduction

- ▶ しかし、課税申告データは申告された寄付のみしか記録していない。
  - ▶ この論文の扱う第1の問題: 実際の寄付量と申告された寄付量は異なるものであり、推定バイアスが起きる (Fack and Landais (2016); Gillitzer and Skov (2018))。
  - ▶ この問題に対応するため、課税申告データではなく、韓国のパネルデータを使って分析を行った。
- ▶ 納税者は寄付を申告するかどうか自ら選択でき、申告する際には寄付証明などの提出などのコストがかかる。
  - ▶ この論文の扱う第2の問題: 寄付の申告コストが無視されると推定バイアスが起きる。  
← 寄付の申告をしなければ税制優遇は受けられない
  - ▶ この論文では操作変数法 (IV) と Control Function (CF) アプローチをつかってこの問題に対処。
- ▶ 差の差法 (DID) をメインの識別戦略として用いて、寄付の価格弾力性の大きさについて韓国のデータを用いて調べた。

# Introduction

## 分析の結果

1. ベースラインの結果では、寄付の価格弾力性が Intensive Margins で-1.4 以下、Extensive Margins で-1.7 以下となった。
  - ▶ 寄付の申告コストを考慮しない結果では Intensive Margins で-0.9 となった。
2. 寄付の申告者に絞った分析結果では寄付の価格弾力性は Intensive Margins で-1.2~-1.6 となった。

既存研究の多くでは Intensive Margins の寄付の価格弾力性が約-1 であり、これよりも概ね弾力的な推定結果が得られた。

3. (論文には未掲載) 推定値をもとに社会厚生を分析すると韓国では寄付の税制優遇を拡充することで厚生が増大する可能性が高いことがわかった。
4. (論文には未掲載) 寄付の申告コストをなくすことで寄付の量が概ね 7~20%増加することが推定からわかった。

# 2014 年の韓国での税制改正

韓国では所得税納税者は寄付に対して税制上の優遇を受けることができる。

- ▶ 優遇を受けるためには、寄付の証明書を提出して寄付を申告する必要がある。
- ▶ 給与所得者は所得税を源泉徴収で納税し、寄付の申告は会社で行う。
  - ▶ 給与所得者は証明書の提出は随時行うことができる。
- ▶ 非給与所得者は所得税を確定申告で行い、寄付の申告は国税庁を通じて行う。
  - ▶ 非給与所得者は確定申告時まで証明書を保存しておく必要がある。

# 2014 年の韓国での税制改正

この分析での識別時の主な価格バリエーションは 2014 年の税制改正によるものである。

- ▶ 2014 年より前は寄付の優遇策として所得控除が用いられていた。
  - ▶ 所得控除では所得と寄付額によって所得税率が変わるので、(私的財消費と比べたときの) 寄付価格は所得や寄付額に依存。
- ▶ 2014 年以後は税額控除が用いられるようになった。
  - ▶ 税額控除の率は所得などにかかわらず一律 15%
  - ▶ これはつまり、私的財消費\$1 と比べた相対的な寄付価格が\$0.85 となることを意味  
(以下ではこれを「寄付価格」と呼ぶ)

# 2014 年の韓国での税制改正

## Model

- ▶ 私的財消費 ( $x_i$ ) と寄付 ( $g_i$ ) を考える。
- ▶  $y_i$  を課税前所得、 $R_i$  を寄付申告を示すダミー、 $T(y_i)$  と  $T(y_i, g_i)$  を個人  $i$  が寄付申告をしなかったときの課税額と申告したときの課税額、 $K$  を寄付申告のコストだとする。
- ▶ 予算制約は以下のように表せる。

$$x_i + g_i = y_i - R_i K - R_i T(y_i, g_i) - (1 - R_i) T(y_i)$$

- ▶ 個人  $i$  が寄付を申告するかは、申告時の課税額の減少が申告コストを上回るかによる。

$$R_i = \begin{cases} 1 & \text{if } T(y_i, g_i) - T(y_i) > K \\ 0 & \text{if } T(y_i, g_i) - T(y_i) \leq K. \end{cases} \quad (1)$$

# 2014 年の韓国での税制改正

所得控除での寄付申告時の税額 (2013 年まで)

$$T(y_i, g_i) = T(y_i - g_i)$$

- ▶ 対数を取ったときの寄付価格は  $R_i \ln(1 - T'(y_i - g_i))$  と表せる。
- ▶ 2012 年と 2013 年の韓国の所得税率は同じだが、2011 年以前は異なる所得税率であった。

税額控除での寄付申告時の税額 (2014 年から)

$$T(y_i, g_i) = T(y_i) - mg_i$$

- ▶  $m$  は税額控除率で  $m = 0.15$  と設定されている。
- ▶ 対数をとったときの寄付価格は  $R_i \ln(1 - 0.15) = R_i \ln 0.85$  と表せる。

Note: 寄付申告を行わなかった者の直面する寄付価格は  $\ln 1 = 0$  となる。



# 内生性の問題

1. 課税申告データの使用は申告された寄付額のみを捉えることとなる。
  - ▶ 未申告の寄付に寄付の税制優遇は無意味のはず (=推定バイアスに繋がる)
  - ▶ 先行研究ではサーベイデータでこの問題に対処 (e.g. Rehavi and Shack, 2013).
  - ▶ 本稿でも韓国のサーベイデータでこの問題に対処。
2. 申告コストが無視されると推定バイアスが発生する可能性。
  - ▶ 申告コストが安くて寄付価格が安くなる人だけを捉えて推定する可能性 (Self-selection バイアス)
  - ▶ 知る限り Almunia et al. (2020) のみが申告コストを考慮しているが、課税申告データを使用している。
  - ▶ 本稿では給与所得者と非給与所得者の違いを操作変数 (**IV**) として採用し、申告コストを考慮。

使用するデータは韓国の National Survey of Tax and Benefit(NaSTab) のデータ

- ▶ このデータの対象は韓国全体の 15 の市と地域の一般世帯とその構成員。
- ▶ データは主に対面のインタビュー形式で回答されたもの。
- ▶ データサンプルは韓国の一般的な社会構成が代表されるように構成されている。
- ▶ 本稿では所得や資産がないと思われる 23 歳以下のサンプルは除いて分析している。
- ▶ データとして 2012~2017 年のデータを使用。(2014 年の制度改正に着目)

# Data

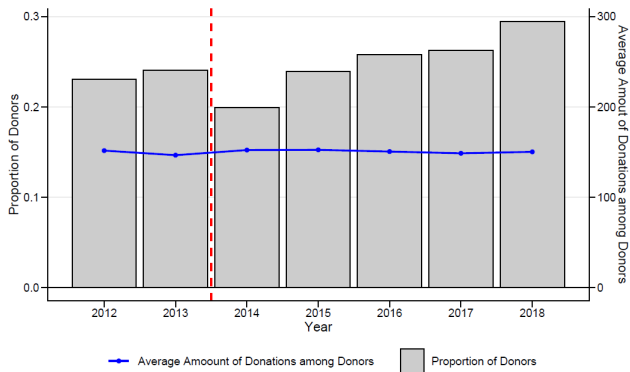


Figure: 寄付者の割合と寄付者の平均寄付額

- ▶ 20~30%の人が寄付を実施
- ▶ 寄付者の平均寄付額は 150 万 KRW(≈15 万円) 程度

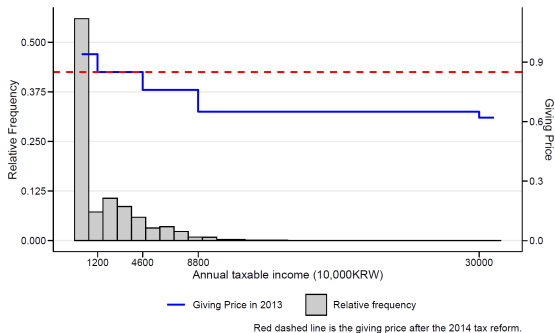


Figure: 所得分布と税制改正前後での寄付価格の変化

2014 年に寄付価格は概ね

- ▶ 所得 1200 万 KRW 未満の人については減少
- ▶ 所得 1200 万 KRW~4600 万 KRW の人については同じ
- ▶ 所得 4600 万 KRW 以上の人については増加

# Data

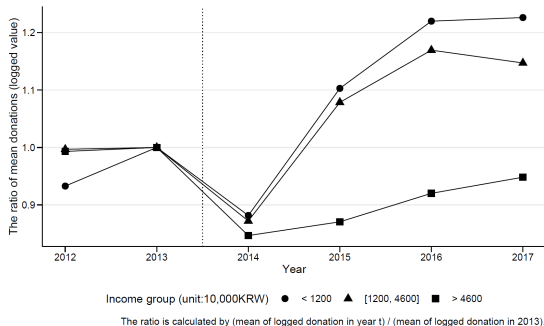


Figure: 各所得グループでの平均寄付額 (対数)

2012 年と 2013 年に比べ、2014 年以降の寄付額は

- ▶ 所得 1200 万 KRW 未満の人については増加
- ▶ 所得 1200 万 KRW~4600 万 KRW の人についてはやや増加
- ▶ 所得 4600 万 KRW 以上の人については減少

# Data

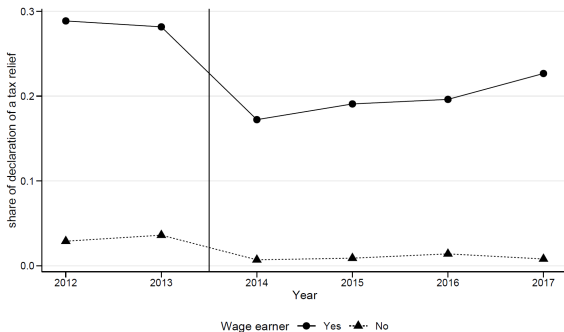


Figure: 寄付申告者の割合

- ▶ 給与所得者は税制優遇を受けるため、より寄付の申告を行う傾向があるといわれる。  
→ これは申告コストの違いを捉えたものだと考えられる。

## Data

	N	Mean	Std.Dev.	Min	Median	Max
<b>Charitable Donations</b>						
Annual charitable giving (unit: 10,000KRW)	40064	36.64	153.72	0.00	0.00	10000.00
Dummy of donation > 0	40064	0.24	0.43	0.00	0.00	1.00
<b>Income, giving price, and tax report</b>						
Annual taxable labor income (unit: 10,000KRW)	40054	1674.04	2733.18	0.00	0.00	91772.00
First giving relative price	40063	0.86	0.04	0.62	0.85	0.94
Dummy of declaration of a tax relief	40064	0.11	0.31	0.00	0.00	1.00
<b>Individual Characteristics</b>						
Age	40064	54.20	16.31	24.00	52.00	104.00
Wage earner dummy	29753	0.54	0.50	0.00	1.00	1.00

Table: 基本統計量

# 推定モデル

- ▶ 主な識別戦略として 2014 年の税制改正を使い、DID に準じた推定を行う。
  - ▶ 所得 1200 万 KRW 未満：寄付価格は減少
  - ▶ 所得 1200 万 KRW~4600 万 KRW：寄付価格は同じ
  - ▶ 所得 4600 万 KRW 以上：寄付価格は増加
- ▶ さらに申告コストの差の影響を捉えるために、サンプルが給与所得者かどうかをみるダミーを IV として使用。



# 推定モデル

- ▶ 以下のような二元配置固定効果モデルを考える。

$$\ln g_{it} = \varepsilon_p R_{it} \ln p_{it}(y_{it}, g_{it}) + \varepsilon_y \ln y_{it} + \mathbf{X}_{it}\beta + \mu_i + \iota_t + u_{it} \quad (5)$$

$\mu_i, \iota_t$  と  $u_{it}$  はそれぞれ個人固定効果、年の固定効果、誤差項

- ▶  $\mathbf{X}_{it}$  は年齢の 2 乗、産業 (職業) ダミー、地域ダミー
  - ▶ 寄付の研究文脈では **intensive margins** と **extensive margins** を分けて弾力性を推定することが行われている。
    - ▶ **Intensive margins:** (5) を寄付した個人 ( $g_{it} > 0$ ) に限定して分析
      - 寄付価格の変化でどれくらいの量寄付が変化するかに関心
    - ▶ **Extensive margins:** (5) の被説明変数を寄付するかどうか ( $1[g_{it} > 0]$ ) にして分析
      - 寄付価格の変化で寄付を行うようになるかどうかに関心
- 本稿ではこれらのどちらも分析

# 推定モデル: $p_{it}$ の内生性

- ▶ (私的財\$1 と比較した) 寄付の価格は

$$p_{it}(y_{it}, g_{it}) = \begin{cases} 1 - T'_t(y_{it} - g_{it}) & \text{if } t < 2014 \\ 0.85 & \text{if } t \geq 2014 \end{cases} \quad (6')$$

- ▶ 2014 年より前は寄付価格が寄付額に依存し、内生的となってしまうため、“**first-price of giving**”と呼ばれる寄付額が 0 の状態の寄付価格

$$p_{it}^f(y_{it}) = p_{it}(y_{it}, 0)$$

を実際の寄付価格  $p_{it}(y_{it}, 0)$  の代わりに使用

- ▶ 実際の寄付価格  $p_{it}(y_{it}, 0)$  は “last-price of giving” と呼ばれ、これについても分析し頑健性を確認。

# 推定モデル: 寄付申告 $R_{it}$ の内生性

- ▶ 寄付者は寄付を申告するかどうかを自ら選択できるため、寄付申告  $R_{it}$  は内生的となる。
- ▶ そのため、給与所得者ダミー  $WageEarner_{it}$  を寄付申告  $R_{it}$  の操作変数として用い、以下を分析。

$$\ln g_{it} = \varepsilon_p R_{it} \ln p_{it}^f(y_{it}) + \varepsilon_y \ln y_{it} + \mathbf{X}_{it}\beta + \mu_i + \iota_t + u_{it} \quad (7)$$

- ▶ 2段階最小二乗法 (2SLS) に基づく推定
- ▶ 給与所得者ダミー  $WageEarner_{it}$  は所得や職業ダミーをコントロールした上では誤差項  $u_{it}$  とは相関しないと考えられる。

# 推定モデル: 寄付申告 $R_{it}$ の内生性

- ▶ 2SLS に加え、寄付申告の傾向スコア  $P(Z_{it})$  を操作変数として用いた推定も実施
  - ▶ この方法は "control function (CF)" アプローチと呼ばれる。
  - ▶ 傾向スコアは以下のプロビットモデルで推定

$$R_{it} = 1[\delta_0 + Z_{it}\delta_1 + u_{it1} > 0], \quad (8)$$

ただし  $Z_{it} \equiv \{WageEarner_{it}, \ln p_{it}^f(y_{it}), \ln y_{it}, \mathbf{X}_{it}\}$ .

- ▶ 傾向スコアは  $P(Z_{it}) = \Phi(\hat{\delta}_0 + Z_{it}\hat{\delta}_1)$  となる。
- ▶ 2つの異なる仮定に基づいて別々の分析を実施
  - ① Pooled プロビット: 係数  $\delta \equiv (\delta_0, \delta_1)$  が時間を通じて一定
  - ② Separated プロビット: 係数  $\delta \equiv (\delta_0, \delta_1)$  が時間で可変
- ▶ さらに、寄付申告  $R_{it}$  の代わりに傾向スコアを直接使った分析も実施

$$\ln g_{it} = \varepsilon_p P(Z_{it}) \ln p_{it}^f(y_{it}) + \varepsilon_y \ln y_{it} + \mathbf{X}_{it}\beta + \mu_i + \iota_t + u_{it} \quad (9)$$

## 結果: Intensive Margins

	FE-2SLS			OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Applying tax relief x log(first price)	-1.429*** (0.398)	-1.506*** (0.354)	-1.598*** (0.361)		
PS of applying tax relief x log(first price)				-1.584*** (0.371)	-1.564*** (0.353)
log(income)	1.162 (1.112)	1.102 (1.084)	1.030 (1.085)	1.037 (1.110)	1.013 (1.116)
Num.Obs.	7080	7080	7080	7080	7080
R2	0.820	0.820	0.820	0.820	0.820
R2 Adj.	0.693	0.693	0.693	0.693	0.694
FE: area	X	X	X	X	X
FE: industry	X	X	X	X	X
FE: panelid	X	X	X	X	X
FE: year	X	X	X	X	X
Square of age	X	X	X	X	X
Instrument	Wage earner x Price	PS x Price	PS x Price		
Method of PS		Pool	Separate	Pool	Separate

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$ 

Table: First-Price Elasticities (Intensive Margins)

Intensive margins での寄付の価格弾力性の推定値は概ね-1.5 程度となった。

(申告コストを考慮しない通常のモデルでの推定値は-0.91)

結果: Extensive Margins

	FE-2SLS			OLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Applying tax relief x log(first price)	-0.445*** (0.172)	-0.509*** (0.124)	-0.710*** (0.113)		
PS of applying tax relief x log(first price)				-0.416*** (0.111)	-0.546*** (0.097)
log(income)	2.105*** (0.280)	2.074*** (0.263)	1.975*** (0.257)	1.955*** (0.281)	1.832*** (0.279)
Implied price elasticity	-1.863*** (0.721)	-2.129*** (0.518)	-2.975*** (0.475)	-1.743*** (0.465)	-2.286*** (0.407)
Num.Obs.	26922	26922	26922	26922	26922
R2	0.679	0.681	0.687	0.663	0.663
R2 Adj.	0.569	0.572	0.580	0.547	0.547
FE: area	X	X	X	X	X
FE: industry	X	X	X	X	X
FE: panelid	X	X	X	X	X
FE: year	X	X	X	X	X
Square of age	X	X	X	X	X
Instrument	Wage earner x Price	PS x Price	PS x Price		
Method of PS		Pool	Separate	Pool	Separate

\*  $p < 0.1$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

**Table:** First-Price Elasticities (Extensive Margins)

Intensive margins での寄付の価格弾力性の推定値は概ね-1.7 ~ -2.9 となった。

# 結果

- ▶ 分析結果から韓国での寄付の価格弾力性は多くの先行研究で示された値より弾力的であることがわかった。
  - ▶ 多くの先行研究では **Intensive Margins** の寄付の価格弾力性は-1 程度
  - ▶ 申告コストを IV に使用しない分析では-0.91 となったため、申告コストの無視で過小推定になった可能性
  - ▶ **Extensive Margins** の寄付の価格弾力性についても先行研究と比べかなり弾力的な値  
e.g. Almunia et al.(2020) は最も弾力的な値で-0.73  
e.g. Backus and Grant (2019) では統計的に有意でなく、概ね 0

# 結果：ロバストネスチェック

様々なロバストネスチェックを実施

1. 2013,2014 年を Omit : 税制改正のアナウンスメント効果を除去
2. First price でなく、Last price で分析
3. 寄付申告者に限定したサブサンプルによる分析
  - ▶ Semykina and Wooldridge (2010) の sample selection bias 除去の方法を利用
  - ▶ Intensive margins の寄付の価格弾力性は概ね-1.2~-1.6.
  - ▶ 寄付申告者に限定することで所得控除制度による内生性を考えたロバストネスチェックを実施可能  
e.g. 所得の変動 (Randolph, 1995, and so on.)  
→ k-th の階差モデル / リード・ラグの使用

ほとんどの分析結果で寄付の価格弾力性が

- ▶ Intensive Margins で-1.4 以下
- ▶ Extensive Margins で-1.7 以下

となるとわかった。



# 社会厚生への含意 (論文未掲載)

Almunia et al. (2020) にならい、個人の効用関数を特定化し、以下の最適化問題を考える。

$$\begin{aligned} \max_{x_i, g_i, R_i} \quad & U(x_i, g_i, G) = x_i - R_i K + \theta u(g_i) + V(G) \\ \text{s.t.} \quad & x_i + g_i = R_i(y - T(y, g_i)) + (1 - R_i)(y - T(y)), \\ & \text{and } G = g_i + G_{-i}, \end{aligned}$$

ただし  $\theta \in [\theta, \bar{\theta}]$  は寄付選好で密度  $f(\cdot)$  に従う。

- ▶  $G$  は政府供給も含めた社会の寄付総量。
- ▶  $G_{-i}$  は社会の寄付総量から  $i$  の寄付を除いたもの。
- ▶ 簡単化のため、所得税は線形で税率  $\tau$  とする。

# 社会厚生への含意 (論文未掲載)

- ▶ 最適化問題の結果、寄付者のうち寄付申告をする人とししない人の (寄付に関する) 間接効用関数はそれぞれ以下ようになる。

$$\nu(p; \theta) = \theta_i u(g(p; \theta)) - pg(p; \theta)$$

$$\nu(1; \theta) = \theta_i u(g(1; \theta)) - g(1; \theta).$$

# 社会厚生への含意 (論文未掲載)

- ▶ 寄付選好  $\theta$  と寄付価格  $p$  の大きさによって社会には以下の3種類の人が存在。
  1. 非寄付者:  $\theta \leq \theta_0$
  2. 寄付者かつ非寄付申告者:  $\theta \in (\theta_0, \theta(p)]$   
→ 彼らの寄付総額を  $g^0(p) \equiv \int_{\theta_0}^{\theta(p)} g(1; \theta) f(\theta) d\theta$  とする。
  3. 寄付者かつ寄付申告者:  $\theta > \theta(p)$   
→ 彼らの寄付総額を  $g^1(p) \equiv \int_{\theta(p)}^{\bar{\theta}} g(p; \theta) f(\theta) d\theta$  とする。
- ▶ 社会厚生は以下になる。

$$W = V(G) + \int_{\theta(p)}^{\bar{\theta}} (\nu(p; \theta) - K) f(\theta) d\theta \\ + \int_{\theta_0}^{\theta(p)} \nu(1; \theta) f(\theta) d\theta + \lambda[ty - (1 - p)g^1(p) - G_g]$$

ただし  $\lambda$  は公的資金の限界費用 (MCPF) を表す。

- ▶ 政府は MCPF と公共財の限界効用が等しくなるように公共財を供給し  $\lambda = V'$  となる (Saez, 2004)。

# 社会厚生への含意 (論文未掲載)

- ▶ 寄付価格  $p$  を変化させたときの社会厚生  $W$  の変化を考えると

$$\frac{dW}{dp} = \lambda(g_p^0 + g_p^1) + (\lambda - 1)g^1 - \lambda(1 - p)g_p^1$$

- ▶ 寄付価格を下げたときに社会厚生が上がる  $\frac{dW}{dp} < 0$  の条件は以下と同値

$$\epsilon \equiv -\frac{pg_p^1}{g^1} > \frac{\lambda - 1}{\lambda} + \frac{g_p^0}{g^1}.$$

- ▶ サブサンプル分析より  $\epsilon$  は 1.304 ~ 1.603
- ▶ MCPF は  $\lambda \in [1, 2]$  だと仮定し、 $\frac{\lambda-1}{\lambda} \in [0, \frac{1}{2}]$  となる。
- ▶ データから  $\frac{g_p^0}{g^1}$  は 0.22 ~ 0.34
- ▶ これらより、 $\frac{dW}{dp} < 0$  がいえ、寄付価格を下げたときに社会厚生が上がる と示唆される。

# 申告コストの減少による寄付の増大 (論文未掲載)

- ▶ Wooldridge(2015) より CF アプローチをもとに、寄付申告の傾向スコア算出時のプロビット推定を使い、申告コスト減少による寄付の増大がどれくらいになるかを算出
- ▶ プロビット推定で得られた  $\hat{\delta}$  と逆ミルズ比  $\Lambda(\cdot)$  を使い、以下を算出

$$\hat{r}_{it} \equiv R_{it}\Lambda(Z_{it}\hat{\delta}) - (1 - R_{it})\Lambda(Z_{it}\hat{\delta})$$

- ▶  $\hat{r}_{it}$  は一般化残差といい、寄付の申告コストの差による Self-selection を考慮  
発想：内生変数  $R_{it}$  は誤差項と相関を持つのが問題  
→  $R_{it}$  と残差との相関を捉えた項を説明変数とすれば問題ない
- ▶ ここでの主な識別源は  $Z_{it}$  に含まれる給与所得者ダミー (申告コストの差を捉える)

# 申告コストの減少による寄付の増大 (論文未掲載)

- ▶ 一般化残差を説明変数に加えた次の推定式を寄付者を対象に以下のように実行

$$\ln g_{it} = \varepsilon_y \ln y_{it} + \mathbf{X}_{it}\beta + \mu_i + \iota_t + \hat{r}_{it} + u_{it}$$

1. 寄付申告者  $R_{it} = 1$  の個体について上記の回帰を実施。
2. 非寄付申告者  $R_{it} = 0$  の個体について上記の回帰を実施。
3. 分析 1 と 2 で得た係数から、すべての個体を使って  $R_{it} = 0$  だった場合の予測値  $\ln g_{it}^{(0)}$  と  $R_{it} = 1$  だった場合の予測値  $\ln g_{it}^{(1)}$  を得る。
4. 以下の値を算出

- ▶  $A\hat{T}E \equiv N^{-1} \sum_{i=1}^N [\ln g_{it}^{(1)} - \ln g_{it}^{(0)}]$
- ▶  $A\hat{T}T \equiv N_1^{-1} \sum_{i=1}^N R_{i1} [\ln g_{it}^{(1)} - \ln g_{it}^{(0)}]$
- ▶  $A\hat{T}U \equiv N_0^{-1} \sum_{i=1}^N (1 - R_{i1}) [\ln g_{it}^{(1)} - \ln g_{it}^{(0)}]$

ただし  $N$  は全サンプル数、 $N_1(N_0)$  は (非) 寄付申告者のサンプル数

# 申告コストの減少による寄付の増大 (論文未掲載)

- ▶ 寄付者が全員  $R_{it} = 1$  となったときの寄付の増加  $d \ln g$  は以下のよう  
に推定された。
  - ▶ 寄付者全体での平均効果 (ATE): 0.201  
→ 今よりも 20.1ppt 寄付額が増加
  - ▶ 寄付者のうち申告者での平均効果 (ATT): 0.295  
→ 今よりも 29.5ppt 寄付額が増加
  - ▶ 寄付者のうち非申告者での平均効果 (ATU): 0.138  
→ 今よりも 13.8ppt 寄付額が増加

(※ Pooled Probit の仮定を行った場合での推定結果)

- ▶  $R_{it} = 1$  のときとは寄付の申告コストが 0 で全員が寄付するようになったときなので、これは寄付の申告コストが 0 となったときの寄付の増加量と解釈できる。