

# 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

December 17, 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。
  - ▶ 本研究は「韓国の寄付の価格弾力性」について分析を行う  
→ データや実証上の識別源が存在

# Introduction

1. 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)
  - ▶ 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。
  - ▶ 実際の寄付量と申告された寄付量は異なるものであり、推定バイアスが生じる (Fack and Landaï, 2016)
2. 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。
  - ▶ コストをかけても得する人だけが税制優遇を受ける。
- ▶ この論文では韓国の
  1. サーベイデータを用い、
  2. 操作変数法 (IV) と Control Function (CF) アプローチをつかってこれらの問題に対処。

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調べた。

# Introduction

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。
  - ▶ 申告コストを考慮しない場合は Intensive Margins で-0.9, Extensive Margins で-10.2
  - ▶ 既存研究：Intensive Margins の寄付の価格弾力性が約-1 Extensive Margins の寄付の価格弾力性が 0 近辺  
→ 比較的弾力的な推定結果が得られた。
2. 寄付申告者に絞ると、価格弾力性は Intensive Margins で-1.2~-1.6。
3. 推定値をもとに社会厚生を分析すると韓国では寄付優遇を拡充することで厚生が増大する可能性が高く、寄付申告コストを下げることに  
よる厚生増大よりも効果がある可能性が高い。
4. CF アプローチによる分析結果では寄付申告による寄付額の増加は概ね 6~20ppt、寄付確率の増加は概ね 83ppt である。

# 寄付のモデル

## 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)

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

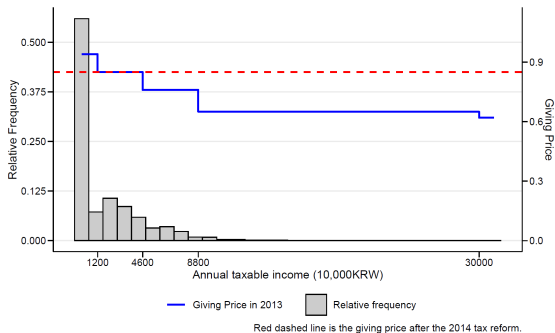
- ▶ (私的財消費を 1 としたときの相対的な) 寄付申告時の寄付価格は  $p_i = 1 - T'(y_i - g_i)$  と表せる。
- ▶ 2012 年と 2013 年の韓国の所得税率は同じだが、2011 年以前は異なる所得税率であった。

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。
- ▶ 寄付申告時の寄付価格は  $p = 1 - 0.15 = 0.85$  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私的財消費と同様に 1 となる。



**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

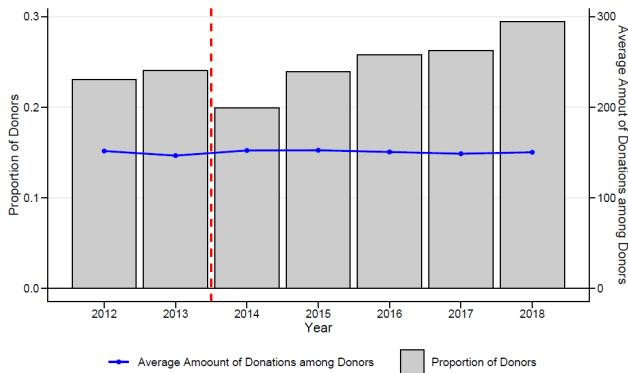


Figure: 寄付者の割合と寄付者の平均寄付額

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



# Data

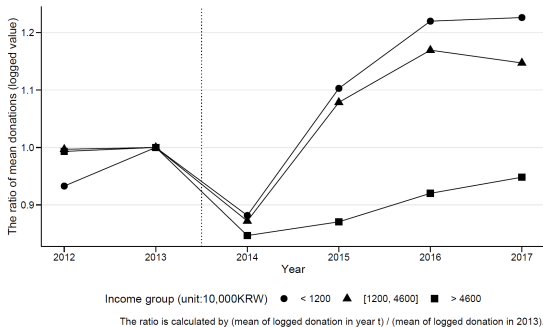


Figure: 各所得グループでの平均寄付額 (対数)

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

# 内生性の問題

価格弾力性の推定：寄付額  $\ln g_i$  を寄付価格  $\ln p_i$  でそのまま回帰 (???)

→ 申告コストが無視されると推定バイアスが発生。

- ▶ 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。  
→ 課税申告者の Sample-selection バイアスが発生
- ▶ 本稿では①サーベイデータを使いながら、  
②操作変数法 (IV) と CF アプローチで申告コストを考慮。

使用するデータは韓国の National Survey of Tax and Benefit(NaSTab) のサーベイデータ

- ▶ 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)

# 操作変数：給与所得者ダミー

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、1年間の寄付の証明書を提出して寄付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。
  - ▶ 控除制度の正しい理解や書類作成の必要は特にない。
- ▶ 非給与所得者は所得納税を確定申告で行い、寄付申告は確定申告時に国税庁で行う。
  - ▶ 確定申告は翌年の5月に実施。
  - ▶ 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。
    - 寄付証明書の発行をめぐり、寄付団体に5月頃問い合わせが殺到。
  - ▶ 確定申告時には寄付金控除を受けるための申請書類を作成する必要。

→ 給与所得者のほうが寄付の申告コストが低いと考えられる。

# 操作変数：給与と所得者ダミー

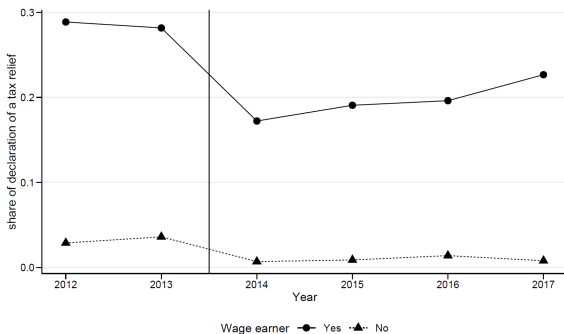


Figure: 寄付申告者の割合 (=全体に占める寄付申告者数)

- ▶ 給与所得者は寄付申告を行う傾向がより高いとわかる。
- ▶ 寄付者を分母にしてもこの傾向は変わらない。  
→ これは申告コストの違いを捉えたものだと考えられる。

# 操作変数の妥当性：除外制約と単調性

## 給与所得者ダミー

- ▶ 所得や業種をコントロールすれば、給与所得者であるかどうかは直接寄付額に影響しない。
- ▶ 給与所得者のほうが非給与所得者より寄付申告コストが安いと考えられる。
- ▶ Weak IV については1段階目推定で確認  
→クリアされていると考えられる。

	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、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

- ▶  $R_{it} \ln p_{it}(y_{it}, g_{it})$  は寄付価格の対数値  
非寄付申告者は  $R_{it} = 0$  である (、かつ  $\ln 1 = 0$  となる)。
  - ▶  $\mathbf{X}_{it}$  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: 寄付価格 $p_{it}$ 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

# 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。

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

- ▶ 2段階最小二乗法 (2SLS) に基づく推定

## 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 Pool	PS x Price Separate	Pool	Separate
Method of PS					

\* 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。  
(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 Pool	PS x Price Separate	Pool	Separate
Method of PS					

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

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

Extensive margins での寄付の価格弾力性の推定値は概ね-1.7 ~ -2.9。  
(申告コストを考慮しない通常のモデルでの推定値は-10.29)

# 結果

- ▶ 分析結果：韓国での寄付の価格弾力性は先行研究より弾力的。
- ▶ Intensive Margins での価格弾力性は-1.5 程度
  - ▶ 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  
…申告コストの無視で (絶対値の意味で) 過小推定になった可能性
- ▶ 申告コストの無視：申告で常に得するような個人の影響を過大に評価  
→ こうした個人が多少の価格変動には動じない  
→ (絶対値の意味で) 過小な推定値が実現

# 結果

- ▶ 分析結果：韓国での寄付の価格弾力性は先行研究より弾力的。
- ▶ Extensive Margins での価格弾力性は概ね-1.7 ~ -2.9
  - ▶ Extensive Margins の寄付の価格弾力性は先行研究と比べかなり弾力的  
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  
→ これらの研究はデータや識別源が根本的に異なる
  - ▶ 申告コストを IV に使用しない分析では-10.29  
…申告行動の内生性の無視で (絶対値の意味で) 過大推定の可能性
  - ▶ 通常の OLS：申告行動の内生性を無視  
→ 寄付価格の変動がある人はそもそも申告者しかありえない  
→ 寄付しなくなる人は申告しないので寄付価格は常に  $p = 1$  に上昇  
→ 「寄付価格の上昇で寄付をやめる」という誤った解釈で過大推定
  - ▶ 申告コストを IV に使用  
「寄付を中止 → 申告中止」という逆の因果を取り除く



# 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

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  $\theta \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]$  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。
- ▶ 社会の人口は 1 と基準化

# 社会厚生への含意

- ▶ 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。

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

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

- ▶  $(1 - \tau)y$ 、 $K$ 、 $V(G)$  は各人で共通なので、とりあえず捨象している。(申告コスト  $K$  について  $K_H > K_L$  というような差があっても以下の議論はほぼ変わらない。)

# 社会厚生への含意

- ▶ 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。
- ▶ 社会厚生は以下のようになる。

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

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

- ▶ 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

$$dW = (g_p^0 + g_p^1)V'dp + \int_{\theta(p)}^{\bar{\theta}} \underbrace{\nu_p(p; \theta)}_{=-g(p; \theta)} f(\theta) d\theta dp + \lambda[g^1 - (1-p)g_p^1]dp$$

なので、 $\lambda = V'$  より

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

- ▶ 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

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

- ▶ 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。
- ▶ 2017 年データの  $g^1$  と  $g_p^0$  の推定値を使うと、 $\frac{g_p^0}{g^1}$  は 0.279~0.471
- ▶  $\frac{dW}{dp} < 0$  がいえ、寄付価格低下で社会厚生が上がる と示唆。

$W$  を  $K$  で微分すると

$$\begin{aligned}\frac{dW}{dK} &= [F(\theta(p)) - 1] + \lambda(1-p)g(p : \theta(p)) \underbrace{f(\theta(p))}_{\simeq 0} \frac{\partial \theta(p)}{\partial K} \\ &= F(\theta(p)) - 1 < 0\end{aligned}$$

- ▶  $F(\theta(p))$  は寄付申告しない人の割合を表すことから、 $F(\theta(p)) - 1$  は寄付申告者の割合の負値であるといえる。
- ▶ 社会厚生へは寄付申告者の私的財消費が  $dK$  だけ増える効果が見られる。

# 社会厚生への含意

申告コスト  $K$  と寄付価格  $p$  を下げた場合の厚生への効果は

$$\frac{dW}{dK} = F(\theta(p)) - 1 < 0$$

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

2017 年のデータを使うとそれぞれ

- ▶  $\frac{dW}{dK} = F(\theta(p)) - 1 = -0.107$
- ▶ MCPF について、 $\lambda \in [1, 2]$  とすると、 $\frac{dW}{dp} \in [-237.9, -169.9]$
- ▶ 申告コストよりも寄付価格を下げた方が厚生増大は大きい。
  - ▶ 申告コストの微小な低下は寄付申告者 ( $+\alpha$ ) の所得にのみ影響し、寄付を増やす効果はあまりない。
  - ▶ 寄付価格の微小な低下は主に寄付申告者の寄付への価格効果をもたらし、寄付による効用と寄付 (=公共財) の正の外部性を通じた厚生増大の効果がある。

# 寄付申告の差による寄付額の差

- ▶ 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、寄付申告を行うこと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、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



# 寄付申告の差による寄付額の差

一般化残差  $\hat{r}_{it}$  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

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

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

# 寄付申告による寄付確率・寄付額の変化

非寄付申告者の寄付価格 1 から寄付申告者の寄付価格  $p$  に変化したとき

- ▶ Extensive Margin：寄付確率 (=寄付するかどうかの確率) の増加。
- ▶ Intensive Margin：寄付者の寄付額の増加。

Outcome	Include correction term?	ATE	ATT	ATU
extensive	No	0.834	0.624	0.852
	Pool	0.834	0.623	0.852
	Separate	0.834	0.622	0.852
intensive	No	0.112	0.151	0.086
	Pool	0.062	0.416	-0.178
	Separate	0.206	0.283	0.153

Figure: 寄付申告による寄付確率・寄付額の変化

ここで Correction term とは一般化残差  $\hat{r}_{it}$  を指す。

# Introduction

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。
  - ▶ 申告コストを考慮しない場合は Intensive Margins で-0.9, Extensive Margins で-10.2
  - ▶ 既存研究：Intensive Margins の寄付の価格弾力性が約-1 Extensive Margins の寄付の価格弾力性が 0 近辺  
→ 比較的弾力的な推定結果が得られた。
2. 寄付申告者に絞ると、価格弾力性は Intensive Margins で-1.2~-1.6。
3. 推定値をもとに社会厚生を分析すると韓国では寄付優遇を拡充することで厚生が増大する可能性が高く、寄付申告コストを下げることに伴う厚生増大よりも効果がある可能性が高い。
4. CF アプローチによる分析結果では寄付申告による寄付額の増加は概ね 6~20ppt、寄付確率の増加は概ね 83ppt である。