

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。

Data

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

Data

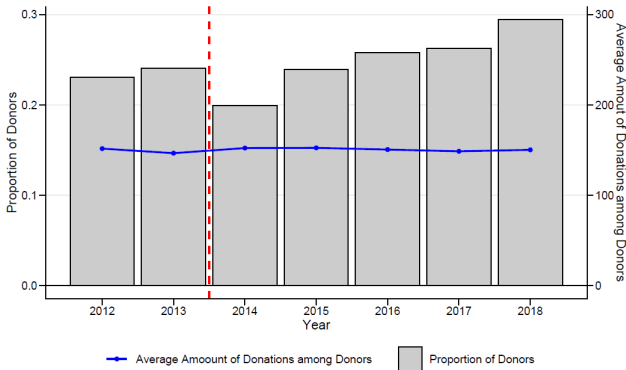


Figure: Proportion of Donors and Average Donations among Donors

- ▶ About 20~30% of people make a donation.
- ▶ The average amount of donations among donors is about 1.5 million KRW.

Data

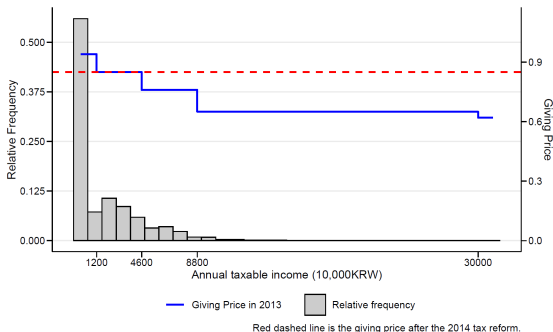


Figure: Income Distribution and Relative Giving Price in 2013

In 2014, relative giving price

- ▶ decreases for people whose income is less than 12 million KRW.
- ▶ is the same for people whose income is between 12 million KRW and 46 million KRW.
- ▶ increase for people whose income is more than 46 million KRW.

Data

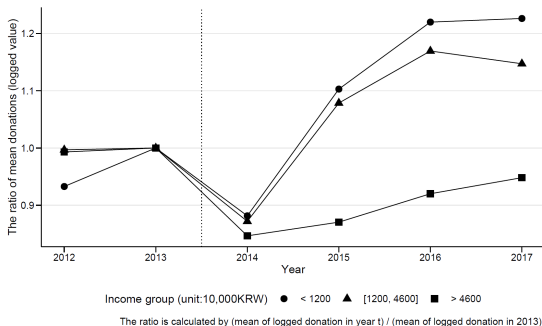


Figure: Average Logged Giving in Three Income Groups

Compared to 2012 and 2013, the amount of charitable giving after 2014

- ▶ increases for people whose income is less than 12 million KRW.
- ▶ relatively increases for people whose income is between 12 million KRW and 46 million KRW.
- ▶ decreases for people whose income is more than 46 million KRW.

Data

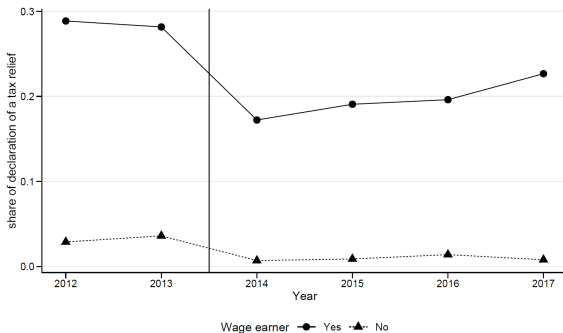


Figure: Share of Declaration of Tax Relief

- ▶ Wage earners are more likely to declare their charitable giving to receive tax relief.
 - This reflects the difference of the declaration cost.

	N	Mean	Std.Dev.	Min	Median	Max
Charitable Donations						
Annual charitable giving (unit: 10,000KRW)	40064	36.64	153.72	0.00	0.00	10000.00
Dummary of donation > 0	40064	0.24	0.43	0.00	0.00	1.00
Income, giving price, and tax report						
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
Individual Characteristics						
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: Summary Statistics

Statistical Model

- ▶ Main identification source is tax reform in 2014. (DID-like strategy)
 - ▶ Below 12 million KRW: Giving price decreases.
 - ▶ Btw 12 and 46 million KRW: Giving price is the same.
 - ▶ Above 46 million KRW: Giving price increases.
- ▶ To capture the difference of declaration cost, we use a dummy to show whether a subject is a wage earner or not as IV.

Statistical Model

- ▶ We estimate the following two-way fixed effect model:

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

where μ_i , ι_t and u_{it} are an individual fixed effect, a year fixed effect, and a error term, respectively.

- ▶ \mathbf{X}_{it} is a vector of covariates including square of age, industry dummy, and area dummy.
 - ▶ In the literature, estimations in terms of **intensive** and **extensive** margins are common.
 - ▶ **Intensive margins**: estimate (5) only for $g_{it} > 0$.
 - ▶ **Extensive margins**: estimate (5) but dependent variable is $1[g_{it} > 0]$.
- Following the literature, we estimate both of them.

Statistical Model: Endogeneity of p_{it}

- ▶ The giving price (compared to private good) is

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

- ▶ Since the giving price is endogenous to the amount of giving before 2014, we use “**the first-price of giving**”, which is defined as

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

instead of $p_{it}(y_{it}, 0)$ in the estimation.

- ▶ $p_{it}(y_{it}, 0)$ is called as “the last-price of giving”.

Statistical Model: Endogeneity of R_{it}

- ▶ Since donors can choose whether they declare charitable giving or not, declaration, R_{it} , is endogenous.
- ▶ To overcome this, we estimate

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

where $R_{it} \ln p_{it}^f(y_{it})$ is instrumented by $WageEarner_{it} \times \ln p_{it}^f(y_{it})$.

- ▶ This estimation is based on 2SLS.
- ▶ $WageEarner_{it}$ is a dummy to show whether a subject is a wage earner or not.
 - ▶ $WageEarner_{it}$ should not correlate to u_{it} when we control incomes and industry dummies.

Statistical Model: Endogeneity of R_{it}

- ▶ In alternative models, we use propensity score to declare $P(Z_{it})$ as an instrument.
 - ▶ This estimation method is called “control function (CF)” approach.
 - ▶ The propensity score is estimated by a probit model

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

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

- ▶ The propensity score is $P(Z_{it}) = \Phi(\hat{\delta}_0 + Z_{it}\hat{\delta}_1)$.
- ▶ We consider two cases:
 - ① pooled probit model (δ_0, δ_1) is constant.
 - ② separated probit model (δ_0, δ_1) can vary by year.
- ▶ In addition, we also estimate the following by OLS:

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

Results: 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)

The estimated giving price elasticity in terms of intensive margins is about -1.5.

Results: 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			Pool	
Method of PS		PS x Price Pool	PS x Price Separate	Pool	Separate

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

Table: First-Price Elasticities (Extensive Margins)

The estimated giving price elasticity in terms of extensive margins is about $-1.7 \sim -2.9$.

Results

- ▶ The results show that the giving price elasticity in Korea is more elastic than many papers in the literature show.
 - ▶ In the literature, the giving price elasticity in terms of intensive margins is typically -1.
- ▶ The elasticity in terms of extensive margins captures the behavior of whether people donate or not.
 - ▶ The elastic extensive margins elasticity shows that reducing giving price induce people to donate.
 - ▶ IV を使わない場合の推定結果が得られるならば、ここで IV を使わない推定結果と比べたときの含意を書く。

Results

We try several robustness checks.

1. Estimation excluding 2013 and 2014 data: to eliminate announcement effect.
2. Estimation using the last-price
3. Estimation using the subsample of those who have applied for tax relief
 - ▶ We use Semykina and Wooldridge (2010)'s way of the correction of sample selection bias.
 - ▶ Estimated elasticity (intensive margins) is around $-1.2 \sim -1.6$.
 - ▶ Subsample analysis enables us to use several methods to deal with issues related to tax deduction system.
e.g. fluctuation of income level (Randolph, 1995, and so on.)
→ usage of k-th difference model / lead and lag.

Most of result shows that the giving price elasticity is less than

- ▶ -1.4 in terms of intensive margins and
- ▶ -1.7 in terms of extensive margins.

Implications for the welfare (not in the paper)

Following Almunia et al. (2020), we can derive the welfare implication by specifying the following utility maximization.

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

where $\theta \in [\underline{\theta}, \bar{\theta}]$ is the parameter to show the preference for donation, which follows the density $f(\cdot)$.

- ▶ G is the total donation (including the governmental provision).
- ▶ G_{-i} is the total donation except i .
- ▶ For simplicity, assume tax schedule is now linear and tax rate is τ .

Implications for the welfare (not in the paper)

- ▶ Then, the optimization will be

$$\max_{g_i, R_i} (1 - \tau)y - R_i p g_i - (1 - R_i)g_i - R_i K + \theta u(g_i) + V(G).$$

- ▶ Denote $g(p; \theta)$ and $g(1; \theta)$ as the donation when $R_i = 1$ and 0.
- ▶ As a result of the optimization, the indirect utility of those who declare giving and do not will respectively be

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

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

Implications for the welfare (not in the paper)

- ▶ Depends on θ and giving price p , three types of individuals exist.
 1. Non-donor: $\theta \leq \theta_0$
 2. Donor but non-declarer: $\theta \in (\theta_0, \theta(p)]$
→ Denote their total donation as $g^0(p) \equiv \int_{\theta_0}^{\theta(p)} g(1; \theta) f(\theta) d\theta$.
 3. Donor and declarer: $\theta > \theta(p)$
→ Denote their total donation as $g^1(p) \equiv \int_{\theta(p)}^{\bar{\theta}} g(p; \theta) f(\theta) d\theta$.
- ▶ Social welfare can be written as

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

where λ is the marginal cost of public finance.

Implications for the welfare (not in the paper)

- ▶ Using $\lambda = V'$ (Saez, 2004), the effect of changing giving price p on the welfare W can be shown as

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

- ▶ $\frac{dW}{dp} < 0$ is equivalent to

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

- ▶ From the subsample analysis, ϵ is $1.304 \sim 1.603$.
- ▶ Assuming $\lambda \in [1, 2]$, $\frac{\lambda-1}{\lambda} \in [0, \frac{1}{2}]$.
- ▶ From the data, $\frac{g_p^0}{g^1}$ is 0.00003.
- ▶ Our result suggests that more generous tax relief will increase the welfare in Korea.