

Estimating Effect of Tax Incentives on Charitable Giving Considering Self-Selection of Tax Relief in South Korea

Hiroki Kato ¹ Tsuyoshi Goto ² Yong-Rok Kim ³

¹Osaka University

²Chiba University

³Kansai University

2022/01/05

社会にとって寄付の税インセンティブを与えることは望ましいか？

- 多くの国の税制は、所得控除や税額控除を通して、寄付に金銭的インセンティブを設けている
 - 利点：公共財の私的供給を促進する
 - 欠点：税収を減らしてしまう
- 税収の減少分を十分に上回るだけの寄付を増やせば、税インセンティブは社会的に望ましい
 - 厚生評価の重要なパラメータ：寄付の（税）価格弾力性
 - この絶対値が 1 を超えれば、税インセンティブは社会的に望ましい (Saez, 2004)
- 韓国の税制改革を用いて、寄付の価格弾力性を推定することを目的とする

税インセンティブの自己選択の問題

寄付控除を受けるためには確定申告での寄付申告が必要

- 税インセンティブと申告コストに基づいて、納税者は控除を受けるかどうかを意思決定する
- 申告コストが大きいことを指摘している研究がいくつかある
 - アメリカの個人所得税の確定申告: 申告準備 (Record keeping) のコスト > 申告自体 (Tax filing) のコスト (Benzarti, 2020)
 - イギリスの寄付控除の固定費用: 申告された寄付額の 10% に相当 (Almunia et al., 2020)
 - デンマークの寄付控除でも、record keeping のコストを含めた様々な optimization friction がある (Gillitzer and Skov, 2018)
- 韓国においても、寄付控除を受けるためのコストは大きいと考えられる
 - 控除を受けた寄付者の割合は 42% (from our data)
 - 控除を受けた寄付者の平均寄付額は 174 万ウォンである一方、控除を受けていない寄付者の平均寄付額は 133 万ウォン (from our data)

本研究の概要 (1)

韓国における 2014 年の税制改革を用いて、税インセンティブの自己選択を考慮した寄付の価格弾力性を推定する

- 韓国のパネルデータ (National Survey of Tax and Benefit) を使用する
 - サーベイデータの利点 → 申告された寄付額は実際の寄付額と異なるという測定誤差 (Fack and Landais, 2016; Gillitzer and Skov, 2018) を回避できる
- 2014 年の税制改革 (所得控除 → 税額控除) を税インセンティブの外生変動として利用した DID で推定する
 - 所得税率に依存したインセンティブ (所得控除) から納税者に一律のインセンティブ (税額控除) に変更
- 申告コストの外生要因として、給与所得者かどうかを用いる
 - 給与所得者はそれ以外よりも申告コストが低いと予想される

本研究の概要 (2)

結果

1. 寄付の価格弾力性は intensive-margin について約-1.5 であり、extensive-margin について約-1.7 ~ -2.8 であった
 - 寄付申告者に限定した推定 \rightarrow -1.2
 - 先行研究と比較して、弾力的な推定値となった
2. これらの推定値を用いると、寄付の税インセンティブを設けることは社会厚生観点から望ましいことが分かった
3. 申告コストを下げるような政策によって、寄付を増やすことができる

韓国の寄付控除制度

寄付控除のモデル

$$x_{it} + g_{it} = y_{it} - R_{it}T_t(y_{it}, g_{it}) - (1 - R_{it})T_t(y_{it}) \quad (1)$$

- x_{it} は私的消費財、 g_{it} は寄付額
- y_{it} は課税前所得、 R_{it} は寄付を申告するかどうかのダミー変数
- $T_t(y_{it})$ と $T_t(y_{it}, g_{it})$ は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
- 寄付の税インセンティブは $s_{it} = \partial T_t(y_{it}, g_{it}) / \partial g_{it}$ であり、寄付の相対価格は $1 - s_{it}$

(g_{it}, y_{it}) を所与として、寄付控除の節税額が申告コスト (K_{it}) を上回るとき、寄付控除を受ける

$$R_{it} = 1[T_t(y_{it}) - T_t(y_{it}, g_{it}) > K_{it}] \quad (2)$$

2014 年の税制改革: 所得控除から税額控除へ

所得控除 (income deduction)

$$T_t(y_{it}, g_{it}) = T_t(y_{it} - g_{it}) \quad (3)$$

- 税インセンティブは $s_{it} = T'_t(y_{it} - g_{it})$
- 高所得であるほど税負担が軽減される（限界税率が高い）ので、低所得より高所得の方が有利な制度

税額控除 (tax credit)

$$T_t(y_{it}, g_{it}) = T_t(y_{it}) - mg_{it} \quad (4)$$

- m は税額控除率であり、 $m = 0.15 \rightarrow$ 税インセンティブは $s_{it} = m$
- 2014 年の税制改革は税の逆進性を緩和し、税負担の公平性を改善することを目的として、所得に依存しない均一なインセンティブを導入した (Fig. 1)

韓国における寄付申告の手続き

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
 - 給与所得者と非給与所得者で手続きが大きく異なる
- 給与所得者
 - 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
 - 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
 - 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がある
- 給与所得者のほうが寄付の申告コスト (K_{it}) が低いと考えられる (Fig. 6)

データ

National Survey of Tax and Benefit (NaSTaB)

- 2008 年から Korea Institute of Taxation and Finance が実施
- NaSTaB は家計の税負担や公的扶助などに関する年次パネルデータ
- 全国から 5,634 世帯を調査対象とする
 - 5,634 人の世帯主と 15 歳以上で経済活動をしている世帯員が調査に回答する
- 我々の研究では (1)2013 年から 2018 年かつ、(2)23 歳以下の回答者を除いたデータを使用する
 - 2012 年と 2013 年の所得税率は変化していないが、2011 年以前に所得税率の改正が何度行われた (Table 5)
 - 2014 年の制度改革に着目するために、2013 年から 2018 年に限定する
 - 23 歳以下の回答者は所得や資産を十分に持っていない可能性が高いので、データから除外する

Descriptive Statistics

Table 1: Descriptive Statistics

| | N | Mean | Std.Dev. | Min | Median | Max |
|---|-------|---------|----------|-------|--------|----------|
| Income and giving price | | | | | | |
| Annual taxable labor income (unit: 10,000KRW) | 36189 | 1747.26 | 2696.77 | 0.00 | 0.00 | 50000.00 |
| First giving relative price | 36198 | 0.86 | 0.04 | 0.62 | 0.85 | 0.94 |
| Charitable giving | | | | | | |
| Annual charitable giving (unit: 10,000KRW) | 36199 | 35.64 | 153.20 | 0.00 | 0.00 | 10000.00 |
| Dummy of donation > 0 | 36199 | 0.24 | 0.42 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| Dummy of declaration of a tax relief | 36199 | 0.10 | 0.30 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| Individual Characteristics | | | | | | |
| Age | 36199 | 53.45 | 16.22 | 24.00 | 51.00 | 103.00 |
| Female dummy | 36199 | 0.43 | 0.50 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| University graduate | 36198 | 0.42 | 0.49 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| High school graduate dummy | 36198 | 0.31 | 0.46 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| Junior high school graduate dummy | 36198 | 0.27 | 0.44 | 0.00 | 0.00 | 1.00 |
| Wage earner dummy | 27394 | 0.56 | 0.50 | 0.00 | 1.00 | 1.00 |
| #.Tax accountant / population | 36199 | 1.04 | 0.51 | 0.32 | 0.92 | 2.24 |

右歪曲の所得分布と寄付価格の変動

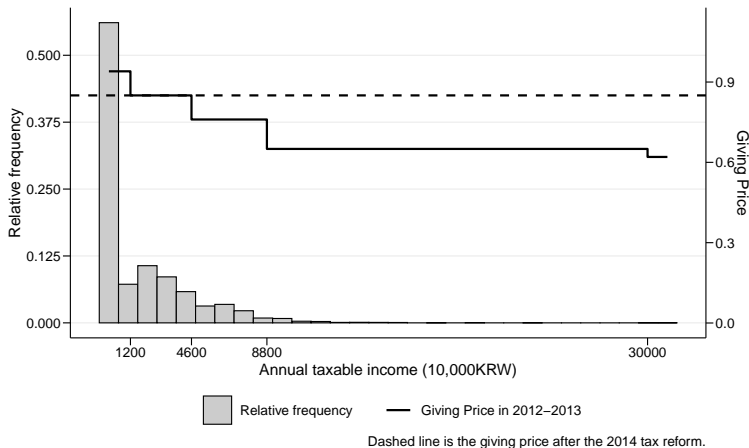


Figure 1: Income Distribution in 2013 and Relative Giving Price. Notes: The left and right axis measure the relative frequency of respondents (grey bars) and the relative giving price (solid step line and dashed line), respectively. A solid step line and a dashed horizontal line represents the giving price in 2013 and 2014, respectively.

2014 年税制改革直後、寄付者比率が減少

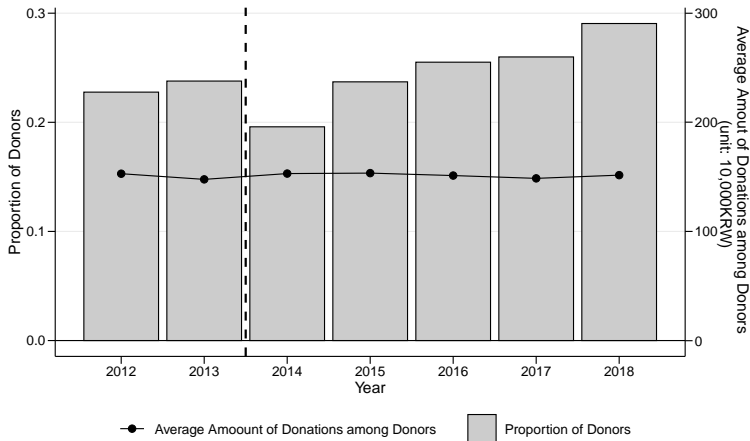


Figure 2: Proportion of Donors and Average Donations among Donors. Notes: The left and right axes measure proportion of donors (grey bars) and the average amount of donations among donors (solid line), respectively.

税インセンティブは寄付額を増やした

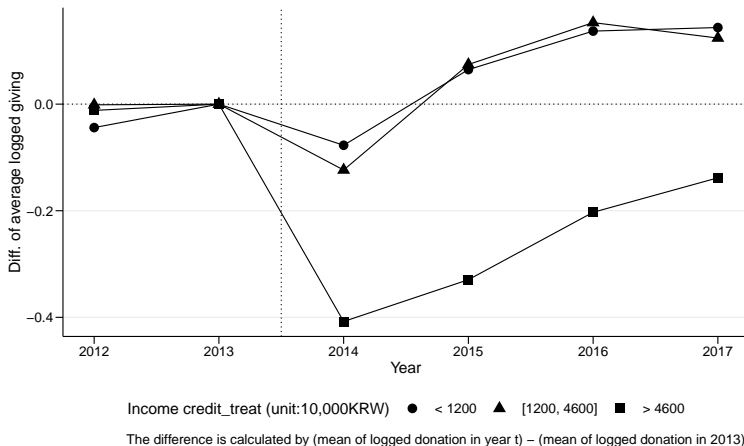


Figure 3: Average Logged Giving by Three Income Groups. Notes: We created three income groups, with the relative price of giving rising (circle), unchanged (triangle), and falling (square) between 2013 and 2014. The group averages are normalized to be zero in 2013.

寄付者に限定すると、寄付額に対する価格効果ははっきりとしない

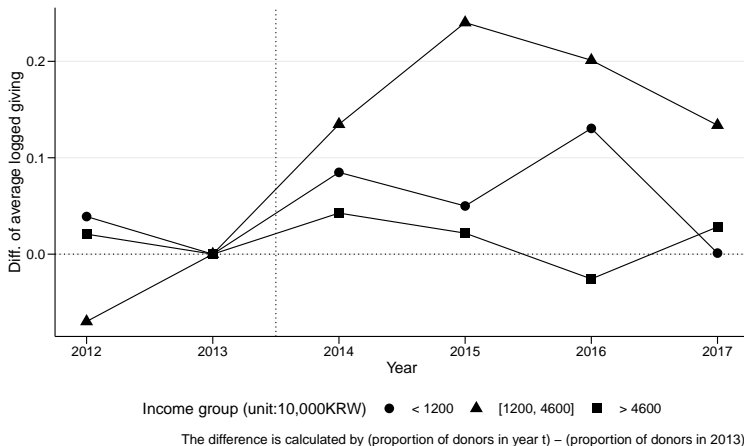


Figure 4: Average Logged Giving by Three Income Groups Conditional on Donors. Notes: We created three income groups, with the relative price of giving rising (circle), unchanged (triangle), and falling (square) between 2013 and 2014. The group averages are normalized to be zero in 2013.

税インセンティブは寄付者を増やした

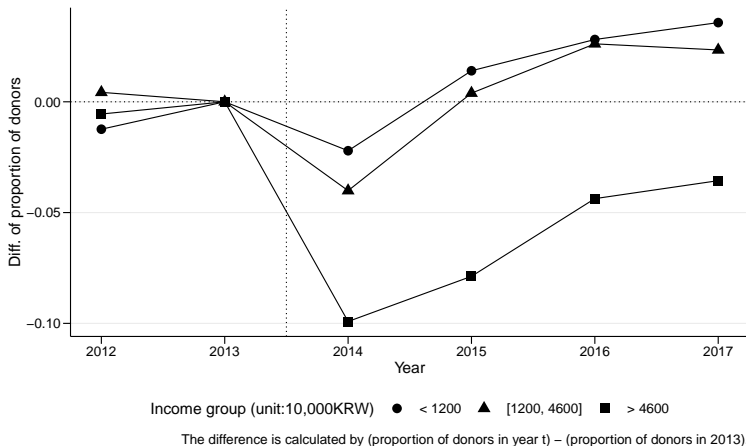


Figure 5: Proportion of Donors by Three Income Groups. Notes: We created three income groups, with the relative price of giving rising (circle), unchanged (triangle), and falling (square) between 2013 and 2014. The group averages are normalized to be zero in 2013.

制度改革に関わらず、給与所得者は寄付申告をしやすい

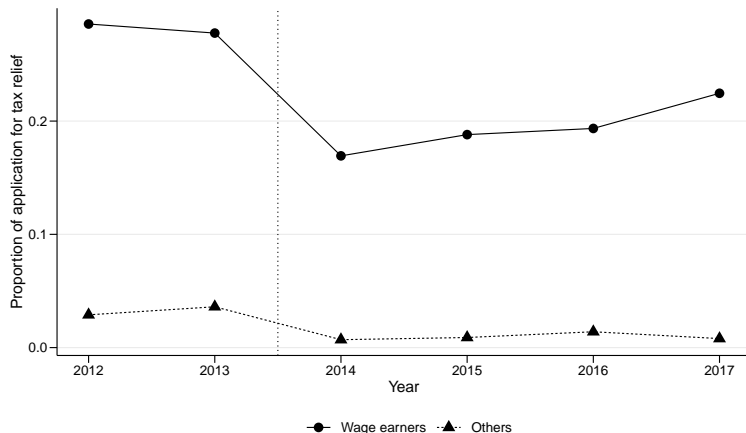


Figure 6: Share of Tax Relief by Wage Earners. Notes: A solid line is the share of applying for tax relief among wage earners. A dashed line is the share of applying for tax relief other than wage earners.

寄付の価格弾力性の推定

2 種類の寄付の価格弾力性

Almunia et al. (2020) に従い、2 種類の価格弾力性を推定する

1. Intensive-margin tax-price elasticity: 1% の価格上昇で寄付者の寄付額が何% 増えるか？
2. Extensive-margin tax-price elasticity: 1% の価格上昇で寄付確率が何% 増えるか？

Intensive-Margin Tax-Price Elasticity の推定方法

$$\ln g_{it} = \theta_i + \gamma(R_{it} \times \ln(1 - s_{it})) + \beta X_{it} + \lambda_t + u_{it}, \quad (5)$$

- X_{it} は課税前所得 (y_{it}) を含んだ共変量ベクトル
- θ_i は個人固定効果、 λ_t は時間固定効果
- u_{it} は idiosyncratic error
- 関心のあるパラメータは γ で、intensive-margin tax-price elasticity を示す

Extensive-Margin Tax-Price Elasticity の推定方法

$$D_{it} = \theta_i + \delta(R_{it} \times \ln(1 - s_{it})) + \beta X_{it} + \lambda_t + u_{it}, \quad (6)$$

- D_{it} は正の寄付額 ($g_{it} > 0$) が観測されたら 1 を取るダミー変数
- 関心のあるパラメータは δ
 - 二値のアウトカム変数なので、 δ は直接、価格弾力性として解釈できない
 - Extensive-Margin Tax-Price Elasticity は $\hat{\delta}/\bar{D}$ で得られる (\bar{D} は D_{it} の標本平均)

寄付の相対価格の内生性

$$1 - s_{it} = \begin{cases} 1 - T'_t(y_{it} - g_{it}) & \text{if } t < 2014 \\ 1 - m & \text{if } t \geq 2014 \end{cases}, \quad (7)$$

- $T'_t(\cdot)$ は t 年の限界所得税率、 m は税額控除率 ($m = 0.15$)
- 所得控除のとき、寄付価格は寄付額 (g_{it}) に依存する
- この価格は *Last-unit price* と呼ばれる

過去の研究にならい、本研究は以下の *first-unit price* を *last-unit price* の代わり（もしくはその操作変数）として用いる

$$1 - s_{it}^f = \begin{cases} 1 - T'_t(y_{it} - 0) & \text{if } t < 2014 \\ 1 - m & \text{if } t \geq 2014 \end{cases}, \quad (8)$$

寄付申告の内生性

給与所得者ダミーを IV として用いる

- 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

Wooldridge (2010) より、以下の二つの方法で推定する

1. 給与所得者ダミー (Z_{it}) と first-unit price の交差項を $R_{it} \times \ln(1 - s_{it}^f)$ の操作変数として用いる
2. 寄付申告の傾向スコア P_{it} と first-unit price の交差項を操作変数として用いる
 - 傾向スコア P_{it} は $R_{it} = 1[\alpha_0 + \alpha_1 Z_{it} + \alpha_2 \ln(1 - s_{it}^f) + \alpha_3 X_{it} + u_{it0} > 0]$ をプロビット推定し、その予測確率で得る
 - プロビット推定は係数が時間に対して一定と仮定した Pooled モデルと係数が時間に対して異なると仮定した Separated モデルで推定

結果: Intensive-Margin Tax-Price Elasticity

Table 2: Intensive-Margin Tax-Price Elasticity

| | FE | | | FE-2SLS | | |
|---|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Applying tax relief \times log(first price) | -0.748*** (0.225) | | | -1.400*** (0.411) | -1.437*** (0.363) | -1.540*** (0.375) |
| PS of applying tax relief \times log(first price) | | -1.544*** (0.388) | -1.515*** (0.367) | | | |
| First-stage: Instrument | | | | 0.638 [468.1] | 1.075 [534.6] | 0.984 [662.2] |
| Num.Obs. | 7004 | 6975 | 6975 | 6975 | 6975 | 6975 |
| Instrument | | | | WE \times Price | PS \times Price | PS \times Price |
| Method of PS | | Pool | Separate | | Pool | Separate |

Notes: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Standard errors are clustered at individual level. A square bracket is wald statistics of instrument.

結果: Extensive-Margin Tax-Price Elasticity

Table 3: Extensive-Margin Tax-Price Elasticity

| | FE | | | FE-2SLS | | |
|---|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Applying tax relief \times log(first price) | -2.800*** (0.074) | | | -0.464*** (0.176) | -0.563*** (0.120) | -0.738*** (0.116) |
| PS of applying tax relief \times log(first price) | | -0.452*** (0.107) | -0.566*** (0.101) | | | |
| Implied price elasticity | -10.799*** (0.287) | -1.741*** (0.411) | -2.181*** (0.388) | -1.788*** (0.678) | -2.169*** (0.463) | -2.841*** (0.448) |
| First-stage: Instrument | | | | 0.289 [276.6] | 0.803 [311.7] | 0.768 [361.9] |
| Num.Obs. | 27017 | 26863 | 26863 | 26863 | 26863 | 26863 |
| Instrument | | | | WE \times Price | PS \times Price | PS \times Price |
| Method of PS | | Pool | Separate | | Pool | Separate |

Notes: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Standard errors are clustered at individual level. A square bracket is wald statistics of instrument.

ロバストネスチェック

1. 2013-2014 年データを除外 (Table 6 and 7)
 - 税制改革のアナウンスメント効果を排除
2. First-unit price ではなく、Last-unit price で弾力性を推定 (Table 8 and 9)
3. 給与所得者ダミーと寄付価格の交差項ではなく、first-unit price を操作変数にする (Table 10-11)
4. 寄付申告者に限定し、所得控除制度による内生性 (e.g. 所得の変動) を考慮した分析を実施 (Table 12 and 13)
 - 階差モデルやリードラグ変数の使用 (Almunia et al., 2020; Gruber and Saez, 2002; Randolph, 1995)

ほとんどの分析で、intensive-margin tax-price elasticity は-1.5 から-2 の間に入り、extensive-margin tax-price elasticity は-1.7 から-5 の間に入る

韓国での寄付の価格弾力性は先行研究より弾力的

- 申告の自己選択を無視すると、Intensive-margin tax-price elasticity は過小推定
 - 寄付者の寄付額を決める観察できない要素と申告が正の相関をしている
 - そのような要素を寄付額を高めるならば、節税による便益が高くなるので、申告しやすくなる
- 申告の自己選択を無視すると、Extensive-margin tax-price elasticity は過大推定
 - 寄付価格が申告と寄付するかどうかの意思決定の両方に同じ方向の影響を与え、負の相関をより強くした可能性がある

社会厚生への含意

モデルの設定

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 τ とする。
- 社会の人口は 1 と基準化

最適化

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

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

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

- $(1 - \tau)y$ 、 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。）

社会厚生関数の設定

- 寄付選好 θ 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: $\theta \in (\theta_0, \theta(p)] \rightarrow$ 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: $\theta > \theta(p) \rightarrow$ 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。

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

ただし λ 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)。

寄付価格の社会厚生に対する効果 (1)

- 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

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

寄付価格の社会厚生に対する効果 (2)

- 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 ϵ 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いう。

申告コストの社会厚生に対する効果

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。

(Primitive Result) Marginal Treatment Effect

税インセンティブの効果の異質性を考慮する

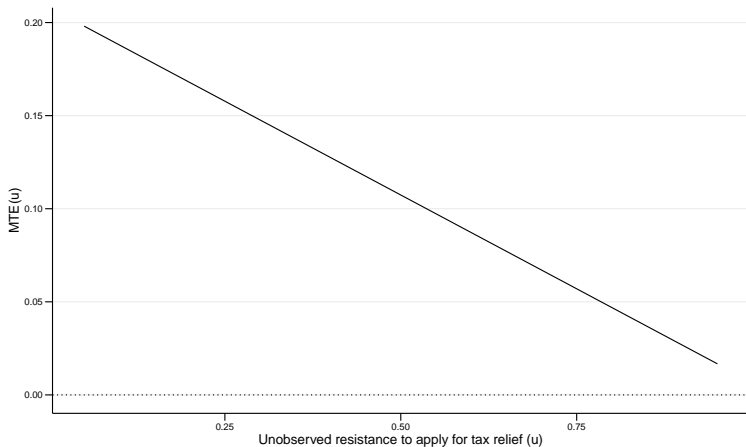
- ここまでは税インセンティブに対する効果が全個人で同質であることを想定していた
- 申告の自己選択に観察できない要素があるときに、申告（税インセンティブ）を受けることで寄付をどの程度増やすかを検証する
 - Marginal Treatment Effect (Heckman and Vytlačil, 2007) は自己選択によって生じるすべての税インセンティブの異質性を捉えることができる
- $MTE(x, u) = \mu_1(x) - \mu_0(x) + E[\eta | U = u]$
 - η は申告を受けたときの寄付額の観察できない要因と申告を受けないときの寄付額の観察できない要因の差
 - u は寄付を申告したくない程度を $[0, 1]$ の範囲で表したもの
 - $E[\eta | U = u]$ は u について線形として仮定する

MTE の利点

1. ATE・ATT・ATU を推定することができる
 - ATU: 申告コストをゼロにしたとき、これまで申告しなかった人がどれだけ寄付を増やせるか
2. 申告コストを動かす外生的な要因が観察できるので、構造推定に頼ることなく、以上のパラメータを推定できる
3. ATE・ATT・ATU 以外の政策パラメータを定義して、推定することができる (Policy revalent treatment effect)
4. MTE の推定から社会厚生への含意が得られる (Chetty, 2009; Ito et al., 2021)

線型の MTE 関数

$\mu_1(x) - \mu_0(x)$ の平均値を切片とし、 $E[\eta|U = u]$ を示したもの



Population-level パラメータの推定

Table 4: Estimating ATE, ATU and ATT on logged donations

| Target | Estimated Effect | Mean of Logged Price | Implied Elasticity |
|--------|------------------|----------------------|--------------------|
| ATT | 0.1352 | -0.1886 | -0.7167 |
| ATE | 0.1301 | -0.1645 | -0.7909 |
| ATU | 0.1247 | -0.1466 | -0.8506 |

- Estimated Effect は申告によって寄付が何% 増えるかを示している
- Implied elasticity は Estimated effect から Mean of Logged Price を割って、弾力性を計算したものを示している

Appendix

Table 5: Marginal Income Tax Rate

| Income/Year | 2008 | 2009 | 2010 ~ 2011 | 2012 ~ 2013 | 2014 ~ 2016 | 2017 | 2018 |
|-------------------|------|------|-------------|-------------|-------------|------|------|
| (A) ~ 1200 | 8% | 6% | 6% | 6% | 6% | 6% | 6% |
| (B) 1200 ~ 4600 | 17% | 16% | 15% | 15% | 15% | 15% | 15% |
| (C) 4600 ~ 8800 | 26% | 25% | 24% | 24% | 24% | 24% | 24% |
| (D) 8800 ~ 15000 | | | | | 35% | | 35% |
| (E) 15000 ~ 30000 | | | | 35% | | 35% | 38% |
| (F) 30000 ~ 50000 | 35% | 35% | 35% | | 38% | 38% | 40% |
| (G) 50000 ~ | | | | 38% | | 40% | 42% |

Notes: Marginal income tax rates applied from 2008 to 2018 are summarized. The income level is shown in terms of 10,000 KRW, which is approximately 10 United States dollars (USD) at an exchange rate of 1,000 KRW to one USD.

Distribution of Donations Conditional on Donors

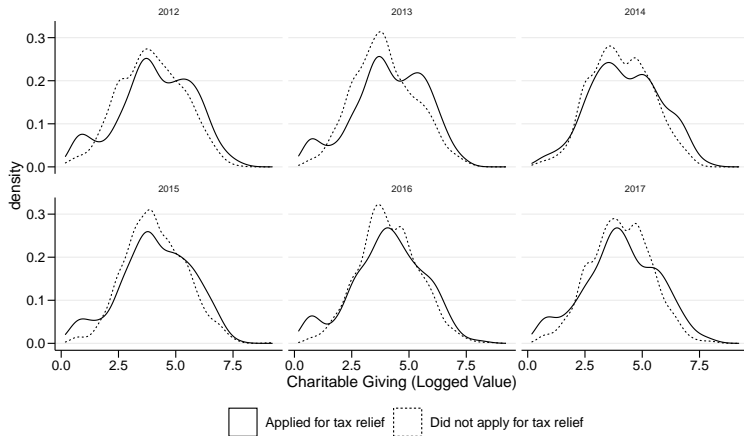


Figure 7: Distribution of Charitable Giving among Those Who Donated

Share of Application Conditional on Donors by Wage Earners

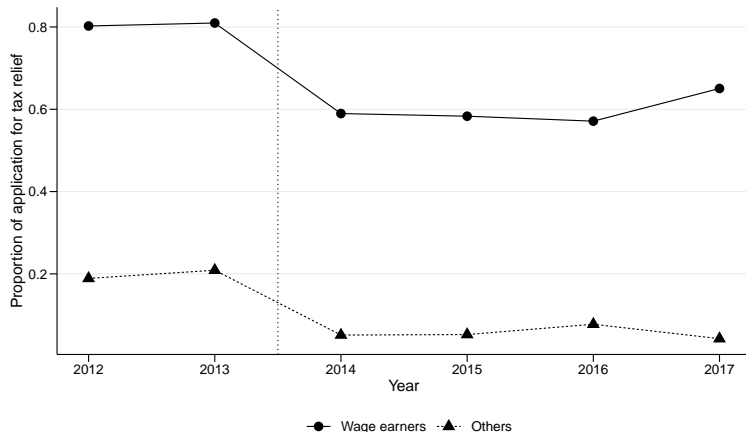


Figure 8: Share of Tax Relief by Wage Earners Conditional on Donors. Notes: A solid line is the share of applying for tax relief among wage earners. A dashed line is the share of applying for tax relief other than wage earners.

Intensive-Margin Tax-Price Elasticity w/o Announcement Effect

Table 6: Intensive-Margin Tax-Price Elasticity Excluding 2013 and 2014 data

| | FE | | | FE-2SLS | | |
|---|---------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Applying tax relief \times log(first price) | -0.765** (0.351) | | | -1.560** (0.609) | -1.505*** (0.479) | -1.548*** (0.490) |
| PS of applying tax relief \times log(first price) | | -1.783*** (0.569) | -1.715*** (0.542) | | | |
| First-stage: Instrument | | | | 0.638 [468.1] | 1.075 [534.6] | 0.984 [662.2] |
| Num.Obs. | 4863 | 4844 | 4844 | 4844 | 4844 | 4844 |
| Instrument | | | | WE \times Price | PS \times Price | PS \times Price |
| Method of PS | | Pool | Separate | | Pool | Separate |

Notes: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Standard errors are clustered at individual level. A square bracket is wald statistics of instrument.

Extensive-Margin Tax-Price Elasticity w/o Announcement Effect

Table 7: Extensive-Margin Tax-Price Elasticity Excluding 2013 and 2014 data

| | FE | | | FE-2SLS | | |
|---|-----------------------|----------------------|----------------------|-------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Applying tax relief \times log(first price) | -2.970*** (0.093) | | | -0.247 (0.261) | -0.607*** (0.166) | -0.744*** (0.161) |
| PS of applying tax relief \times log(first price) | | -0.503*** (0.155) | -0.594*** (0.148) | | | |
| Implied price elasticity | -11.121*** (0.347) | -1.879*** (0.580) | -2.221*** (0.553) | -0.924 (0.974) | -2.271*** (0.622) | -2.782*** (0.604) |
| First-stage: Instrument | | | | 0.276 [156.2] | 0.828 [181.1] | 0.798 [202.3] |
| Num.Obs. | 18207 | 18112 | 18112 | 18112 | 18112 | 18112 |
| Instrument | | | | WE \times Price | PS \times Price | PS \times Price |
| Method of PS | | Pool | Separate | | Pool | Separate |

Notes: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Standard errors are clustered at individual level. A square bracket is wald statistics of instrument.

Intensive-Margin Tax-Price Elasticity (Last-Unit Price)

Table 8: Intensive-Margin Tax-Price Elasticity (Last-Unit Price)

| | FE | | | FE-2SLS | | |
|--|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Applying tax relief \times log(last price) | -0.516** (0.246) | | | -1.603*** (0.550) | -1.745*** (0.468) | -1.846*** (0.481) |
| PS of applying tax relief \times log(last price) | | -1.342*** (0.442) | -1.324*** (0.412) | | | |
| First-stage: Instrument | | | | 0.527 [256.7] | 0.929 [323.7] | 0.840 [387.4] |
| Num.Obs. | 6414 | 6392 | 6392 | 6392 | 6392 | 6392 |
| Instrument | | | | WE \times Price | PS \times Price | PS \times Price |
| Method of PS | | Pool | Separate | | Pool | Separate |

Notes: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Standard errors are clustered at individual level. A square bracket is wald statistics of instrument.

Extensive-Margin Tax-Price Elasticity (Last-Unit Price)

Table 9: Extensive-Margin Tax-Price Elasticity (Last-Unit Price)

| | FE | | | FE-2SLS | | |
|--|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| Applying tax relief \times log(last price) | -2.928*** (0.073) | | | -1.070*** (0.175) | -1.127*** (0.121) | -1.234*** (0.119) |
| PS of applying tax relief \times log(last price) | | -0.853*** (0.112) | -0.896*** (0.105) | | | |
| Implied price elasticity | -12.063*** (0.302) | -3.506*** (0.460) | -3.685*** (0.432) | -4.399*** (0.718) | -4.634*** (0.497) | -5.074*** (0.491) |
| First-stage: Instrument | | | | 0.274 [260.9] | 0.775 [301.1] | 0.739 [347.9] |
| Num.Obs. | 26427 | 26280 | 26280 | 26280 | 26280 | 26280 |
| Instrument | | | | WE \times Price | PS \times Price | PS \times Price |
| Method of PS | | Pool | Separate | | Pool | Separate |

Notes: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Standard errors are clustered at individual level. A square bracket is wald statistics of instrument.

Conventional Method to Estimate Tax-Price Elasticity

Table 10: Estimation of Last-Unit Price Elasticities

| | Intensive margin | | Extensive margin | |
|-------------------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | FE | FE-2SLS | FE | FE-2SLS |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| log(last price) | -0.634*** (0.231) | -1.907*** (0.451) | -2.945*** (0.071) | -1.570*** (0.127) |
| Implied price elasticity | | | -11.684*** (0.281) | -6.227*** (0.502) |
| First-stage: log(first price) | | 0.726 [442.4] | | 0.353 [407.8] |
| Num.Obs. | 7234 | 7234 | 28696 | 28696 |

Notes: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Standard errors are clustered at individual level. A square bracket is wald statistics of instrument.

Conventional Method to Estimate Tax-Price Elasticity (2)

Table 11: Estimation of Last-Unit Price Elasticities Excluding 2013 and 2014 data

| | Intensive margin | | Extensive margin | |
|-------------------------------|---------------------|----------------------|-----------------------|----------------------|
| | FE | FE-2SLS | FE | FE-2SLS |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| log(last price) | -0.679** (0.333) | -2.088*** (0.600) | -3.097*** (0.086) | -1.560*** (0.170) |
| Implied price elasticity | | | -11.574*** (0.320) | -5.830*** (0.634) |
| First-stage: log(first price) | | 0.796 [270.6] | | 0.363 [244.3] |
| Num.Obs. | 5405 | 5405 | 20198 | 20198 |

Notes: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Standard errors are clustered at individual level. A square bracket is wald statistics of instrument.

Estimating Price Elasticity Using Compliers

Table 12: Estimating Intensive-Margin Price Elasticities for Those Who Applied for Tax Relief

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|------------------------------|----------------------|-------------------|----------------------|-------------------|
| log(first price) | -1.203*** (0.390) | -0.506 (0.847) | | |
| log(last price) | | | -1.330*** (0.452) | -0.254 (0.903) |
| log(income) | 0.525 (0.776) | 6.126 (5.365) | 0.532 (0.785) | 6.093 (5.503) |
| 1-year lag of price | | 0.369 (0.884) | | 0.487 (0.911) |
| 1-year lag of income | | 1.040 (4.777) | | 1.129 (5.030) |
| 1-year lead of income | | -0.821 (0.907) | | -0.826 (0.904) |
| Instrument: log(first price) | | | 0.942 [3083.6] | -0.000 [0.0] |
| Num.Obs. | 4079 | 1029 | 3972 | 1024 |

Notes: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Standard errors are clustered at individual level. 1-year lead of price cannot be estimated because of collinearity.

k -th Difference Model

Table 13: k -th Difference Model Using Those Who Applied for Tax Relief

| | 1-year lag | 2-year lag | 3-year lag |
|----------------------------------|--------------------|----------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| Difference of logged first price | -1.890* (1.107) | -2.530*** (0.895) | -4.057*** (0.720) |
| First-stage: Instrument | 0.995 [34401.5] | 0.991 [31041.1] | 0.984 [17987.3] |
| Num.Obs. | 4014 | 3903 | 3765 |
| FE: area | X | X | X |
| FE: indust | X | X | X |
| FE: year | X | X | X |

Notes: * $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Standard errors are clustered at individual level. Instrument is difference between lagged first price in year t and in year $t - k$ fixing income in year $t - k$.

References

References

- Almunia, M., Guceri, I., Lockwood, B., Scharf, K., 2020. More giving or more givers? The effects of tax incentives on charitable donations in the UK. *Journal of Public Economics* 183, 104114. doi:10.1016/j.jpubeco.2019.104114
- Benzarti, Y., 2020. How Taxing Is Tax Filing? Using Revealed Preferences to Estimate Compliance Costs. *American Economic Journal: Economic Policy* 12, 38–57. doi:10.1257/pol.20180664
- Chetty, R., 2009. Sufficient Statistics for Welfare Analysis: A Bridge Between Structural and Reduced-Form Methods. *Annu. Rev. Econ.* 1, 451–488. doi:10.1146/annurev.economics.050708.142910
- Fack, G., Landais, C., 2016. The effect of tax enforcement on tax elasticities: Evidence from charitable contributions in France. *Journal of Public Economics* 133, 23–40. doi:10.1016/j.jpubeco.2015.10.004
- Gillitzer, C., Skov, P.E., 2018. The use of third-party information reporting for tax deductions: Evidence and implications from charitable deductions in Denmark. *Oxford Economic Papers* 70, 892–916. doi:10.1093/oep/gpx055
- Gruber, J., Saez, E., 2002. The elasticity of taxable income: Evidence and implications. *Journal of Public Economics* 32.