

Draft of Data and Estimation Result

Hiroki Kato [†]

Tsuyoshi Goto [‡]

Youngrok Kim [§]

2022/02/17

1 National Survey of Tax and Benefit (NaSTaB)

本研究は 2008 年から Korea Institute of Taxation and Finance が実施した National Survey of Tax and Benefit (NaSTaB) を用いる。これ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である。この調査は全国から 5,634 世帯を対象とし、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。この調査は前年の所得や寄付額に関する情報を含んでおり、それらに加えて、教育年数などの個人属性や税制に対する個人の意識に関する情報を含んでいる。

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。データの期間を制限した理由は、2014 年の制度改革に注目するためである。所得控除制度が適用されている期間（2014 年の制度改革前）では、所得税率の改正が寄付行動に影響を与える。この制度が適用されている期間において、所得税率の改正は 2011 年が最後である。したがって、2011 年以前の寄付行動を用いると、2014 年の制度改革以外の影響を含んでしまう。その可能性を取り除くために、我々は 2013 年から 2018 年のデータ（2012 年から 2017 年の寄付行動）を用いる。また、23 歳以下の回答者を除いた理由は、所得や資産を十分に持っていない可能性が高いからである。表1に記述統計を示した。

NaSTaB は前年の労働所得を調査している。表1は、我々が用いるサンプルの労働所得の平均額は 17.54 million KRWであることを示しており、Korean National Tax Service が発行している National Tax Statistical Yearbook 2012-2018 の平均所得 32.77 million KRW より低い。これは NaSTaB が主婦などの労働所得がない人を含んでいるからである。したがって、所得分布は右歪曲な分布になる（図1）。我々は労働所得に基づいて限界税率を

[†]Graduate School of Economics, Osaka University, Japan. E-mail: vge008kh@student.econ.osaka-u.ac.jp

[‡]Graduate School of Social Sciences, Chiba University, Japan. E-mail: t.goto@chiba-u.jp

[§]Graduate School of Economics, Kobe University, Japan.

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	50 000.00
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	10 000.00
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

計算し、所得控除における寄付価格を計算した。図1の黒の実線は2012年から2013年の寄付の相対価格を示している。

また、図1は価格弾力性を識別するための価格変動も示している。先に述べたように、黒の実線は所得控除が適用されている期間（2012年から2013年）の寄付の相対価格を示している。対して、黒の破線は税額控除が適用されている期間（2014年以降）の寄付の相対価格を示している。2014年の税制改革による税インセンティブの変化に基づいて、我々は三つの所得グループを作ることができる：(1) 120 million KRW より低い；(2) 120 million KRW から 460 million KRW の間；(3) 460 million KRW より高い。第一のグループに属する人の税インセンティブは税制改革によって拡大した（寄付価格が減少した）。第二のグループに属する人の税インセンティブは税制改革によって変化しなかった。第三のグループに属する人の税インセンティブは税制改革によって縮小した（寄付価格が増加した）。このグループによる差分の差分法が我々の第一の識別戦略となる¹。

各所得グループの寄付のトレンドを確認する前に、全体的な寄付行動の傾向を図2に示した。2012年から2017年にかけて、寄付者の割合は約24%である。税制改革直後の寄付者の割合は所得控除のもとでの寄付者の割合を下回ったが、時間を通じて寄付者が増えている（グレーのバー）。また、寄付者に限定した平均寄付額（黒の実線）は約1.5 million KRW（平均所得の約7%）で時間を通じて安定している。寄付していない人も含めると、平均寄付額は358,600 KRW（平均所得の約2%）である²。

図3は税インセンティブの変化に基づいた所得グループごとの平均寄付額を示している（非寄付者も含めている）。この図から価格効果を観察できる。言い換えれば、税イン

¹2011年以前の寄付行動は所得税率の改正による影響をうけるので、税制改革前の平行トレンドを検証することはできない。

²欧米圏の寄付との簡単な比較があると文化差が伝わるかも（コメント）

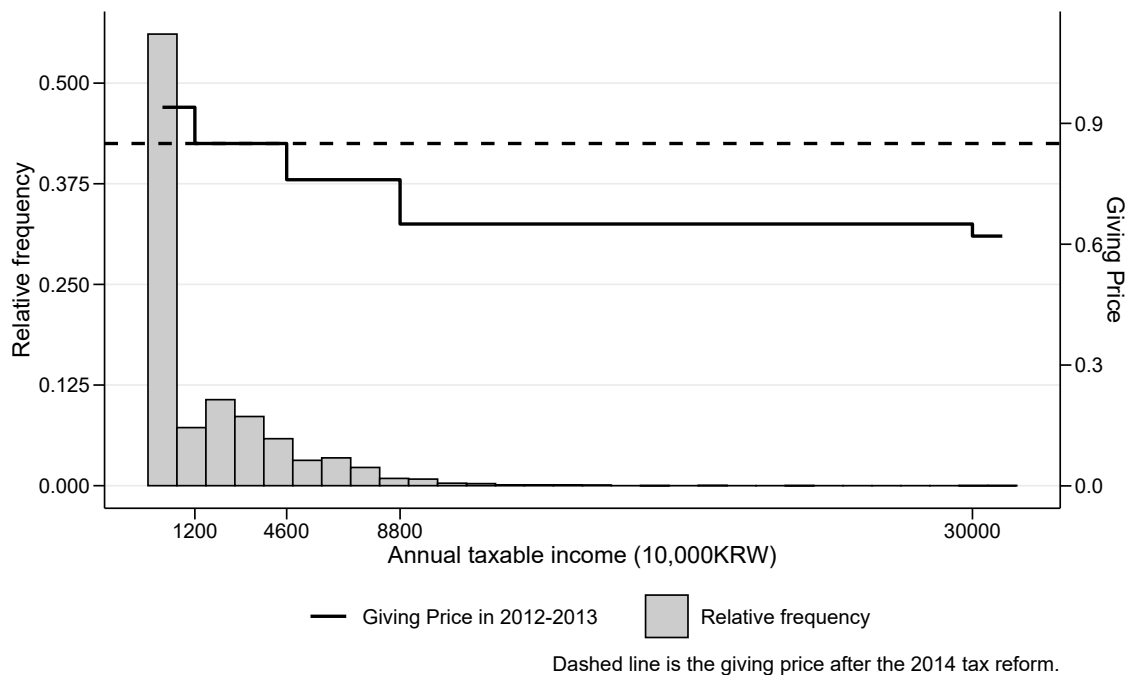


Figure 1: Income Distribution in 2013 and Relative Giving Price. Notes: The left and right axis measure the relative frequency of respondents (grey bars) and the relative giving price (solid step line and dashed line), respectively. A solid step line and a dashed horizontal line represents the giving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

センティブは寄付行動を促進していることが観察される。2015 年以降、税制改革によって税インセンティブが拡大した（もしくは変化しなかった）人は所得控除時よりも増えているが、税インセンティブが縮小した人は所得控除時よりも減少している。また、寄付者に限定した平均寄付額と寄付者の割合のトレンドを所得グループごとに見ると、似たような傾向が観察された（補論3の図5と図6）。ただし、寄付者に限定した平均寄付のトレンドを見ると、図3ほどははっきりとした価格効果を観察できない。

また、すべての所得グループの 2014 年の平均寄付額は 2013 年のそれを下回っている。これはいくつかの可能性が考えられる。第一に、税制改革のアナウンスメント効果である。2014 年の税制改革は 2013 年に告知されているので、税インセンティブが縮小する所得グループにおいては、2013 年の寄付額を増やし、2014 年の寄付額を減らすという異時点間の代替効果が予想される。しかしながら、これは税インセンティブが拡大する所得グループの寄付額が減少した事実を説明できない。第二の可能性は、制度の学習効果が考えられる。税制改革直後は、税額控除によって自分が寄付によって節税しやすくなったかが分からないので、税インセンティブが拡大する所得グループでも寄付額は減少した。それ以降、税インセンティブが拡大した納税者は自分が寄付によって節税しやすくなることを学習し、寄付額を所得控除時よりも増やしたと考えられる。

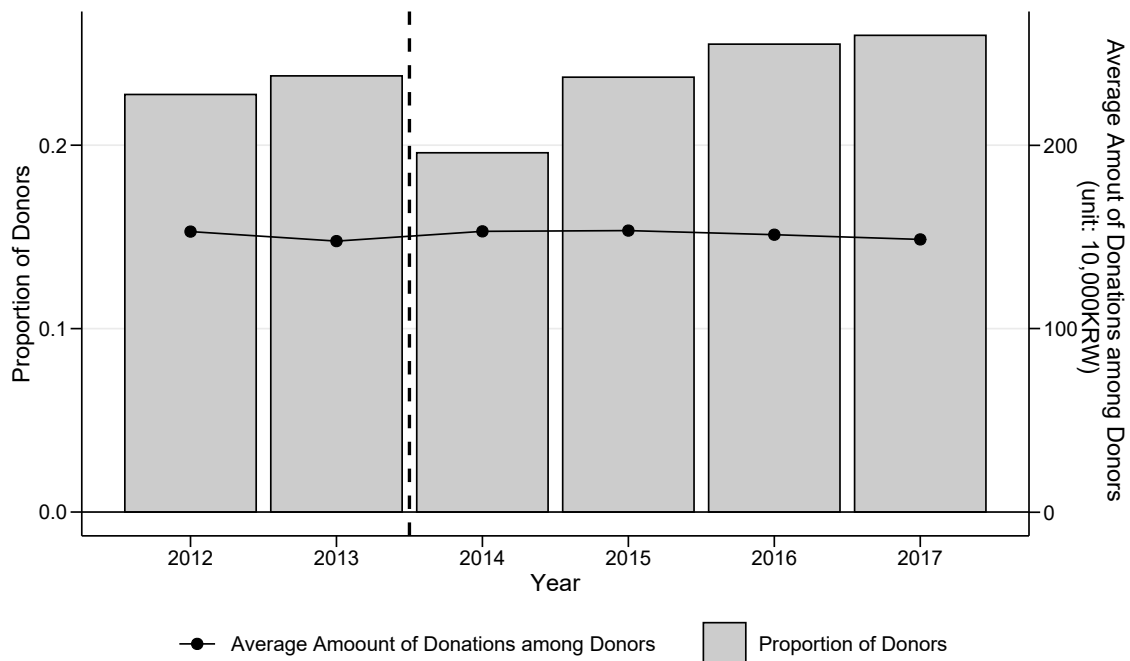


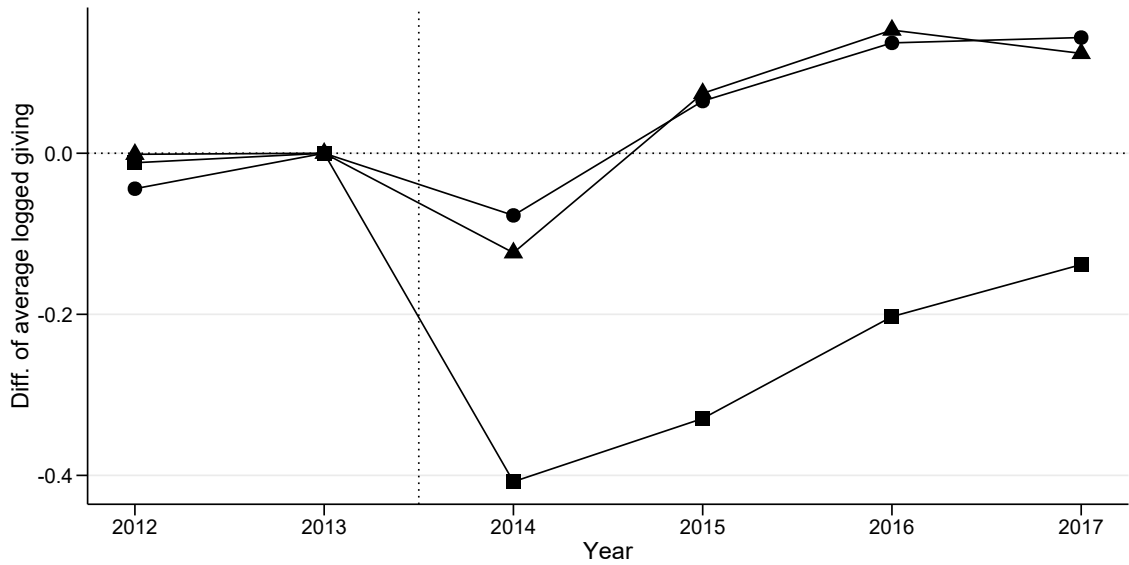
Figure 2: Proportion of Donors and Average Donations among Donors. Notes: The left and right axes measure proportion of donors (grey bars) and the average amount of donations among donors (solid line), respectively.

寄付価格の変動は寄付控除の申告の有無でも生じる。寄付控除を申告した場合の寄付の相対価格は図1に示した通りである一方で、寄付控除を申告しない場合の寄付の相対価格は1である。よって、控除の有無によって寄付の相対価格は変化する。しかしながら、寄付控除の申告は自己選択なので、内生的である。後に述べるように、この内生性を解決するために操作変数が必要である。

寄付控除の申告行動において、申告コストは大きな障害となっている可能性が高い。補論3の図7に示しているように、寄付控除の申告の有無によって、寄付者に限定した寄付額の分布は大きく変化しない。これは寄付控除の申告の有無は、控除によって得られる便益の差よりも申告するためのコストの差で説明できることを示唆している。

以上を踏まえて、我々は申告コストの要素の一つであるレコードキーピングに関する制度背景を第二の識別戦略として用いる。先に述べたように、自営業者は寄付控除を申請するまで寄付の領収書（証明書）を保持しておく必要がある一方で、給与所得者は会社を通じてその証明書をいつでも提出でき、その後の申請も会社手続きを依頼できる。すなわち、給与所得者は自営業者よりも申告コストが低いことが予想される。事実、図4 給与所得者の控除の申請比率は自営業者よりもすべての期間を通じて高いことが分かる³。我々は給与所得者ダミーをレコードキーピングのコストの代理変数として操作

³寄付者に限定した控除の申告比率についても、給与所得者の方が自営業者よりも高い（補論3の図8）。



Income Group (unit:10,000KRW) ● < 1200 ▲ [1200, 4600] ■ > 4600

The difference is calculated by (mean of logged donation in year t) - (mean of logged donation in 2013).

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.

変数に用いる。

1.1 2種類の寄付の価格弾力性

(Scharf2020?) 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？

1.2 Intensive-Margin Tax-Price Elasticity の推定方法

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

- 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

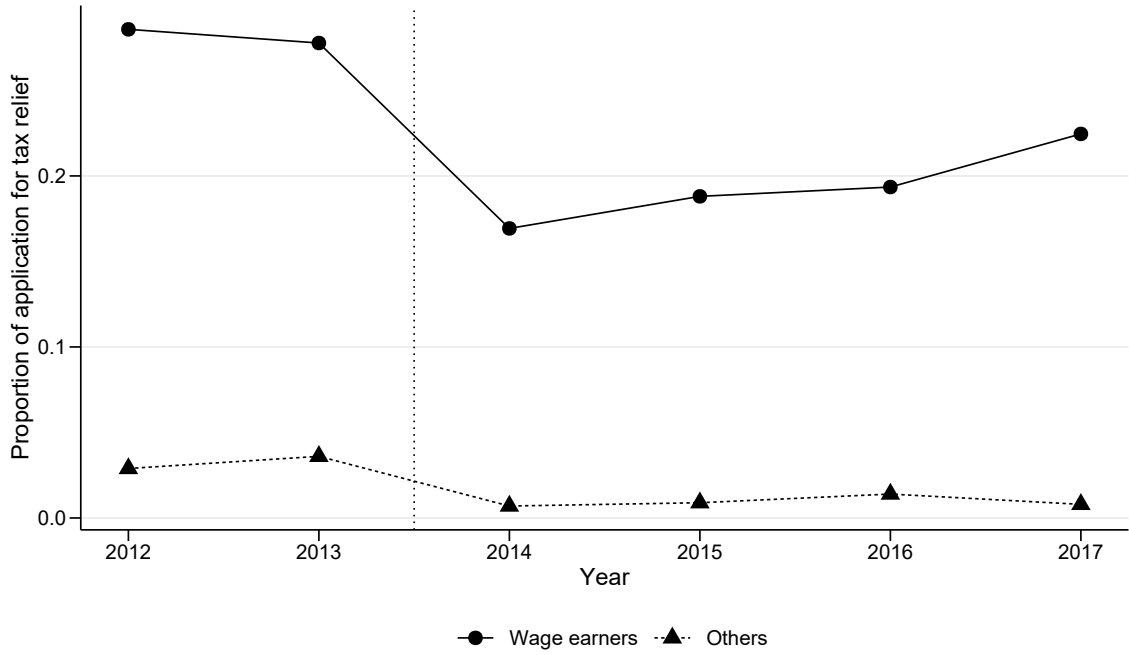


Figure 4: Share of Tax Relief by Wage Earners. Notes: A solid line is the share of applying for tax relief among wage earners. A dashed line is the share of applying for tax relief other than wage earners.

1.3 Extensive-Margin Tax-Price Elasticity の推定方法

$$D_{it} = \theta_i + \delta(R_{it} \times \ln(1 - s_{it})) + \beta X_{it} + \lambda_t + u_{it}, \quad (2)$$

- 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)

1.4 寄付の相対価格の内生性

$$1 - s_{it} = \begin{cases} 1 - T'_t(y_{it} - g_{it}) & \text{if } t < 2014 \\ 1 - m & \text{if } t \geq 2014 \end{cases}, \quad (3)$$

- $T'_t(\cdot)$ 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

$$1 - s_{it}^f = \begin{cases} 1 - T'_t(y_{it} - 0) & \text{if } t < 2014 \\ 1 - m & \text{if } t \geq 2014 \end{cases}, \quad (4)$$

1.5 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

(Wooldridge2010a?) 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

1.6 結果: Intensive-Margin Tax-Price Elasticity

1.7 結果: Extensive-Margin Tax-Price Elasticity

1.8 ロバストネスチェック

1. 2013-2014 年データを除外 (Table ?? and ??)
 - 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 ?? and ??)
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 4-5)

Table 2: Intensive-Margin Tax-Price Elasticity

	FE			FE-2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Applying tax relief x log(first price)	-0.748*** (0.225)			-1.400*** (0.411)	-1.437*** (0.363)	-1.540*** (0.375)
PS of applying tax relief x 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 x Price	PS x Price	PS x Price
Method of PS		Pool	Separate		Pool	Separate

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

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.

Table 3: Extensive-Margin Tax-Price Elasticity

	FE			FE-2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Applying tax relief x log(first price)	-2.800*** (0.074)			-0.464*** (0.176)	-0.563*** (0.120)	-0.738*** (0.116)
PS of applying tax relief x 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.	27 017	26 863	26 863	26 863	26 863	26 863
Instrument				WE x Price	PS x Price	PS x Price
Method of PS		Pool	Separate		Pool	Separate

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

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.

Table 4: 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	28 696	28 696

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

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 6 and 7)

- 階差モデルやリードラグ変数の使用 (Gruber and Saez, 2002; Randolph, 1995; Scharf2020?)

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

1.9 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

Table 5: 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	20 198	20 198

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

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.

Table 6: 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

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

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.

Table 7: 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
Std.Errors	Clustered (pid)	Clustered (pid)	Clustered (pid)
FE: area	X	X	X
FE: indust	X	X	X
FE: year	X	X	X

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

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 $t - k$.

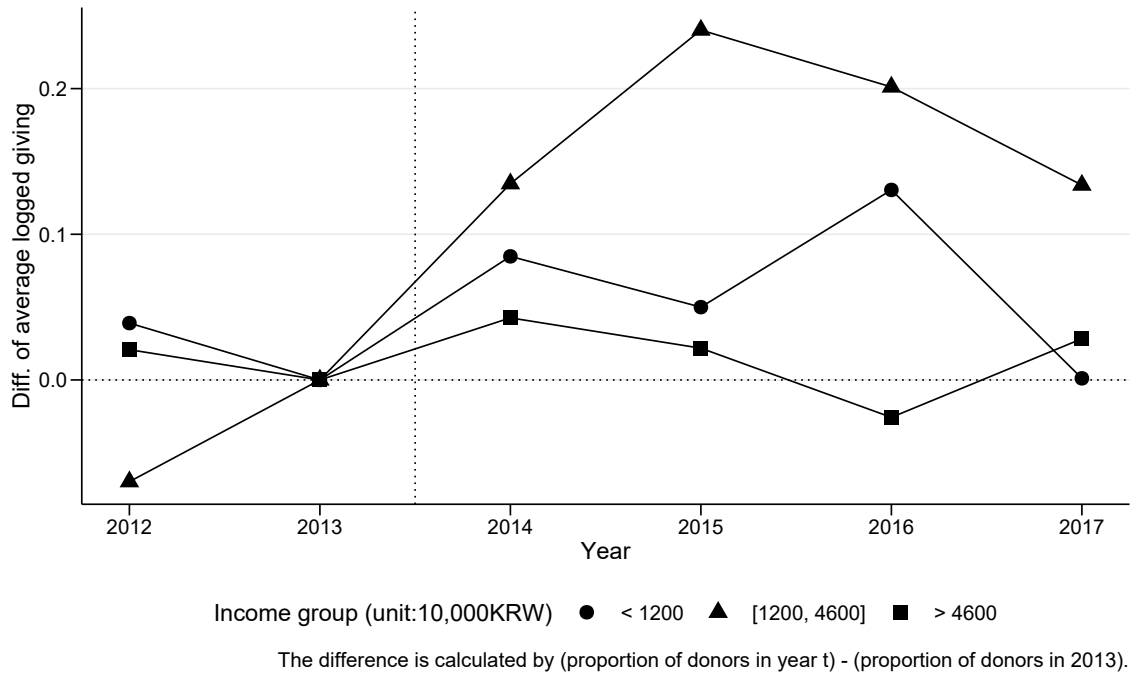


Figure 5: Average Logged Giving by Three Income Groups Conditional on Donors. Notes: We created three income groups, with the relative price of giving rising (circle), unchanged (triangle), and falling (square) between 2013 and 2014. The group averages are normalized to be zero in 2013.

1.10 Conventional Method to Estimate Tax-Price Elasticity

1.11 Conventional Method to Estimate Tax-Price Elasticity (2)

1.12 Estimating Price Elasticity Using Compliers

1.13 k -th Difference Model

2 (Appendix)

3 Additional Tables and Figures

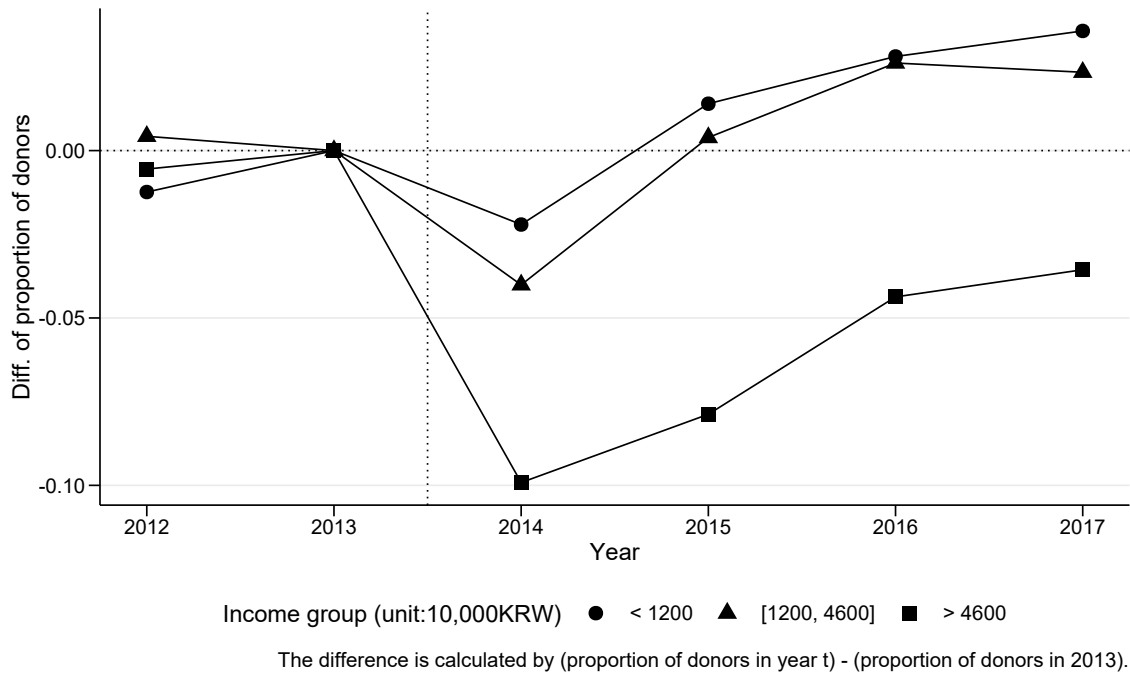


Figure 6: Proportion of Donors by Three Income Groups. Notes: We created three income groups, with the relative price of giving rising (circle), unchanged (triangle), and falling (square) between 2013 and 2014. The group averages are normalized to be zero in 2013.

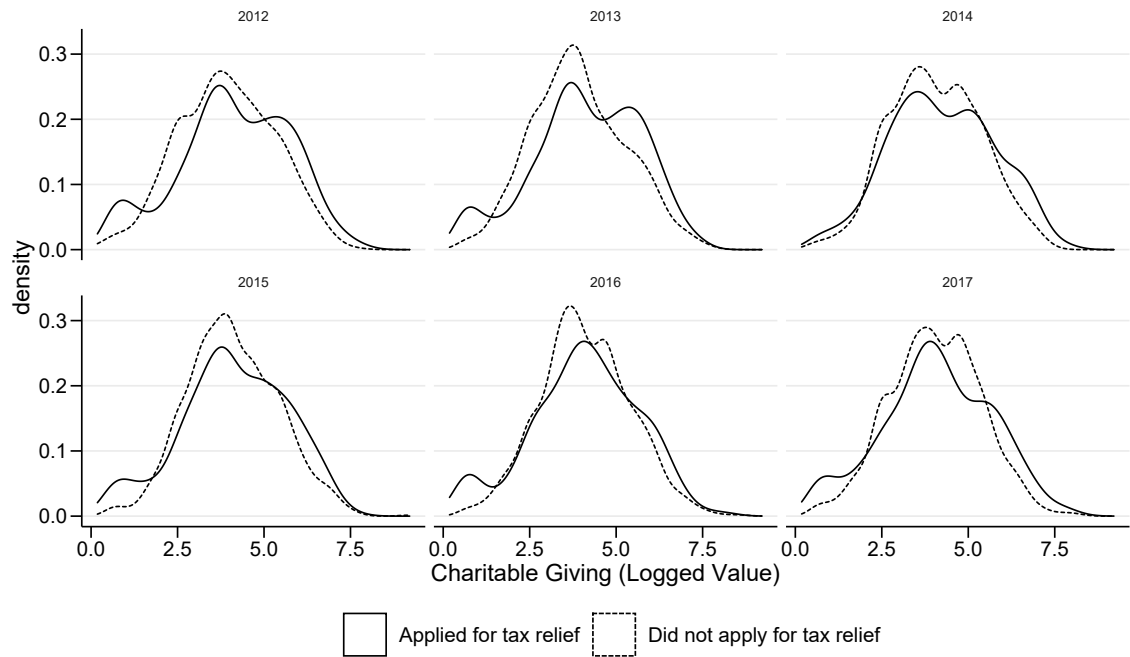


Figure 7: Estimated Distribution of Charitable Giving among Donors in Each Year

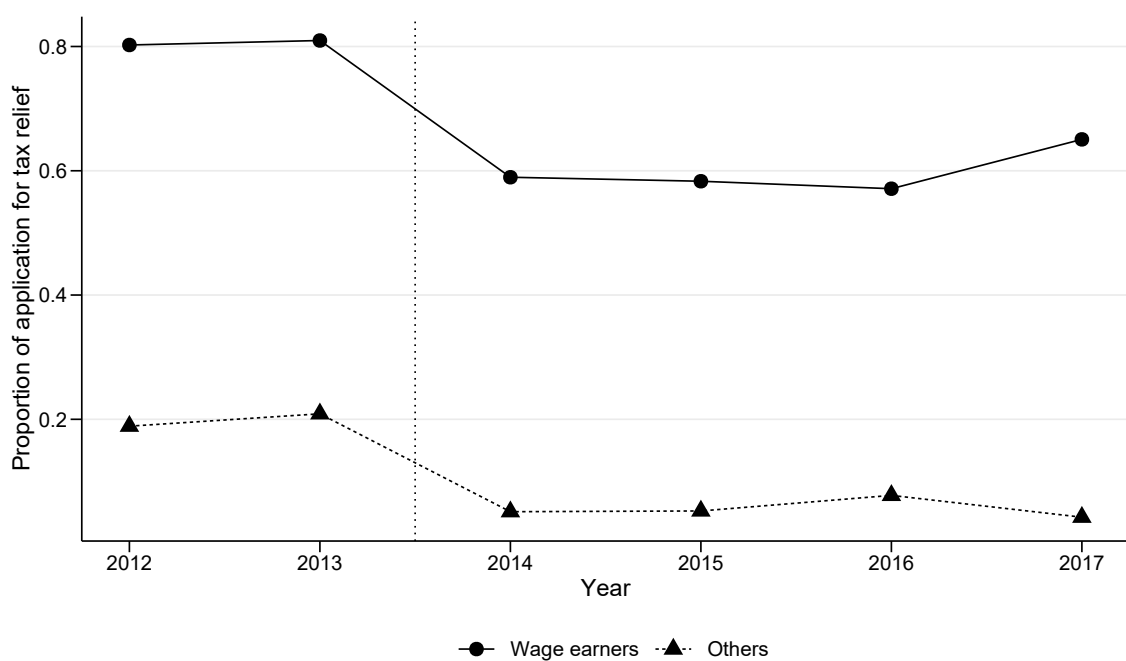


Figure 8: Share of Tax Relief by Wage Earners Conditional on Donors. Notes: A solid line is the share of applying for tax relief among wage earners. A dashed line is the share of applying for tax relief other than wage earners.