

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）

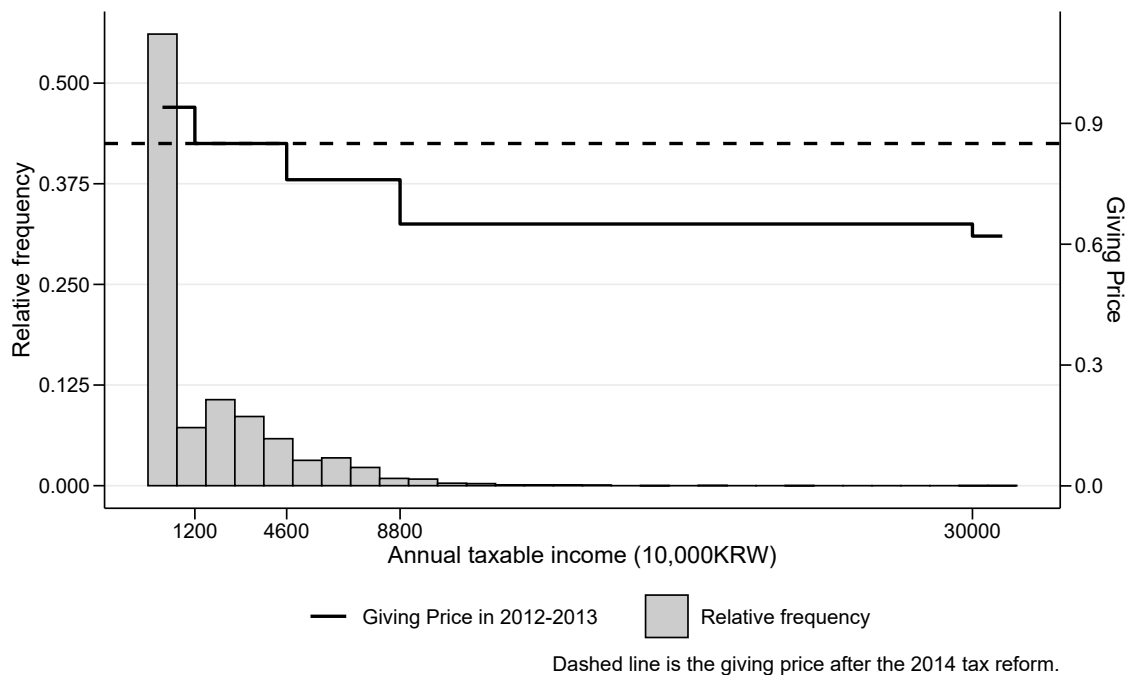


Figure 1: Income Distribution in 2013 and Relative Giving Price. Notes: The left and right axis measure the relative frequency of respondents (grey bars) and the relative giving price (solid step line and dashed line), respectively. A solid step line and a dashed horizontal line represents the giving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

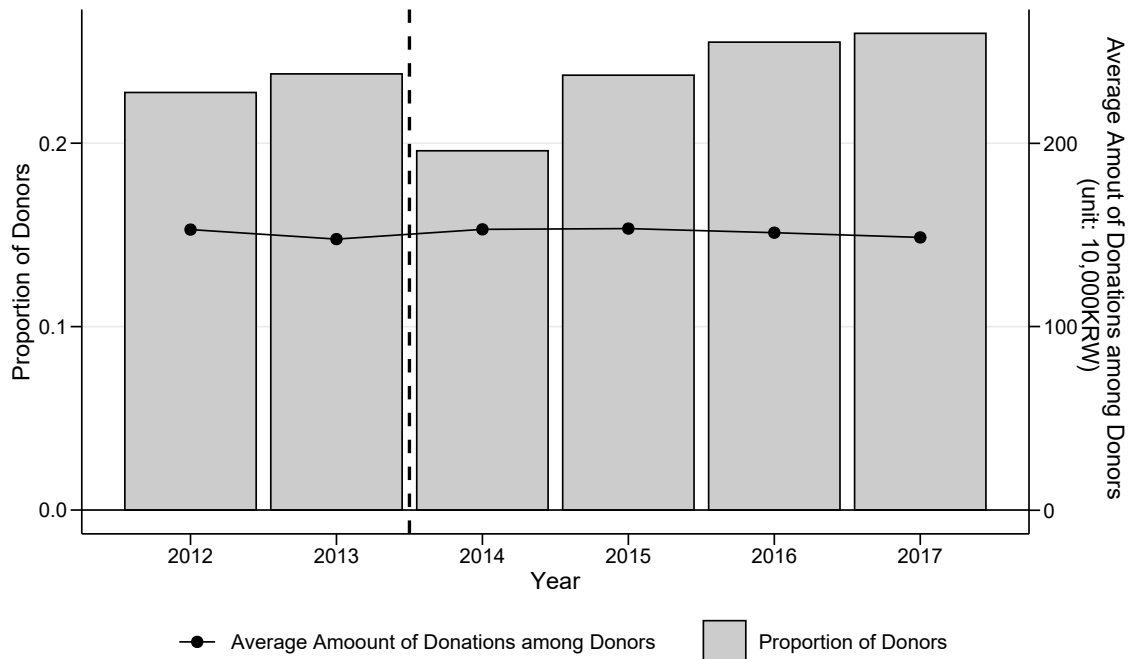


Figure 2: Proportion of Donors and Average Donations among Donors. Notes: The left and right axes measure proportion of donors (grey bars) and the average amount of donations among donors (solid line), respectively.

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A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Aの図8）。

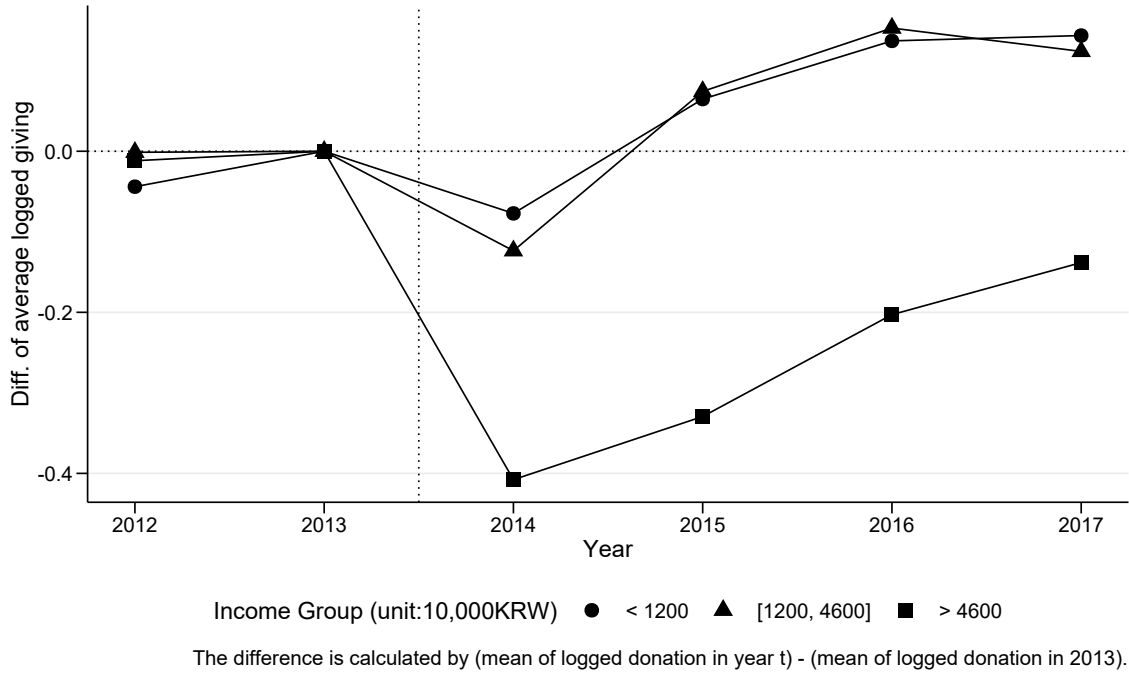


Figure 3: Average Logged Giving by Three Income Groups. Notes: We created three income groups, with the relative price of giving rising (circle), unchanged (triangle), and falling (square) between 2013 and 2014. The group averages are normalized to be zero in 2013.

変数に用いる。

2 Empirical Strategy

Almunia et al. (2020) に従い、我々は二種類の弾力性を推定する。第一に、intensive-margin price elasticity であり、1% の価格上昇で寄付者の寄付額が何% 増えるかを示している。第二に、extensive-margin price elasticity であり、1% の価格上昇で寄付者比率が何% 増えるかを示している。第1節で説明したように、我々は2014年の税制改革による税インセンティブの変化を用いた DID と申告コストによる寄付控除の申請の有無を捉えた操作変数法の二つを組み合わせた識別戦略を用いる。

intensive-margin price elasticity は、寄付者に限定して以下の two-way fixed effect model を推定する。

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

ここで、 X_{it} は課税前所得 (y_{it}) を含んだ共変量ベクトル、 θ_i と λ_t はそれぞれ個人固定効果と時間固定効果である。 u_{it} は idiosyncratic error である。アウトカム変数 $\ln g_{it}$ は t 年に寄付した人 i の寄付額の対数値である。寄付価格は $R_{it} \times \ln(1 - s_{it})$ であり、ここ

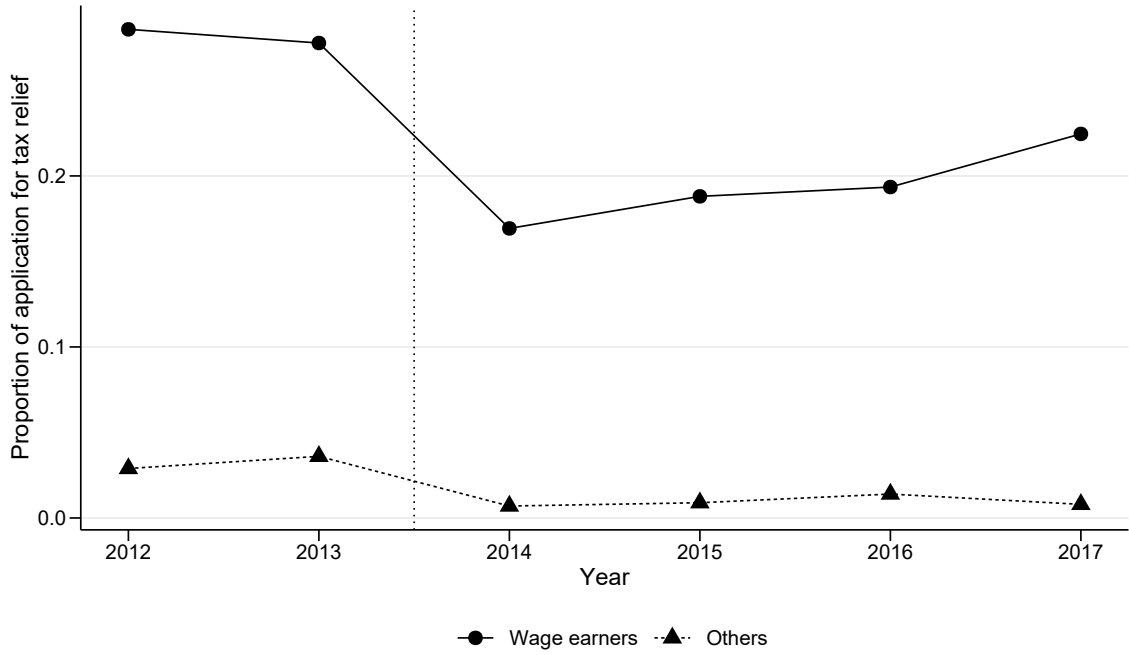


Figure 4: Share of Tax Relief by Wage Earners. Notes: A solid line is the share of applying for tax relief among wage earners. A dashed line is the share of applying for tax relief other than wage earners.

で、 R_{it} は控除申請のダミー変数、 s_{it} は税インセンティブである⁴。したがって、関心のあるパラメータは γ であり、これが intensive-margin price elasticity を示す。

extensive-margin price elasticity の推定式は two-way fixed effect 付きの線形確率モデルである。すなわち、

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

である。アウトカム変数 D_{it} は正の寄付額が観測されたら 1 を取るダミー変数である： $D_{it} = 1[g_{it} > 0]$ 。ここで関心のあるパラメータは δ である。アウトカム変数は二値なので、このパラメータを弾力性として直接解釈できない。extensive-margin price elasticity は $\hat{\delta}/\bar{D}$ で得られる (\bar{D} は D_{it} の標本平均)。

この推定式における二つの内生性に対する対処法について議論する。第一に、2014 年の税制改革による税インセンティブの変化を寄付価格の外生的な変動要因として用いるが、寄付価格の内生性は完全に排除できない。寄付控除を申請した場合の寄付価格を

⁴寄付価格は $\ln(1 - R_{it}s_{it})$ と書ける。これは $R_{it} \times \ln(1 - s_{it})$ と一致する。なぜなら、 $R_{it} = 0$ のとき、 $\ln(1) = 0$ となり、 $R_{it} = 1$ のとき、 $\ln(1 - s_{it})$ となる。

以下のようになる。

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

ここで、 $T'_t(\cdot)$ は t 年の限界所得税率、 m は税額控除率 ($m = 0.15$) である。寄付価格は 2014 年の税制改革だけではなく、所得控除が適用される期間において、寄付額 (g_{it}) にも依存する。これは *last-unit price* と呼ばれるものであり、この寄付価格は寄付額について内生的である⁵。

本研究は、過去の研究にならい、*last-unit price* の代わり（もしくはその操作変数）として *first-unit price* を用いる。*last-unit price* は最終的な寄付額で寄付価格を計算する一方で、*first-unit price* は寄付額をゼロとして寄付価格を計算する⁶。すなわち、

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

ただし、税額控除が適用される期間においては、寄付価格が寄付額に依存しないので、*last-unit price* と *first-unit price* は一致する。

第二に、寄付控除申告の自己選択による内生性である。申告コストがないとき、節税による便益を得られるので、寄付者は全員寄付控除を申請するべきである。しかしながら、我々のデータでは、寄付者の割合は 24% であるにも関わらず、控除を申告した人の割合は 10% である（表1）。また、補論A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ことを示唆している。

本研究はレコードキーピングの制度が給与所得者と自営業者で異なることを利用して、給与所得者ダミー (WE_{it}) をレコードキーピングのコストの代理変数として操作変数に用いる [exclusion]。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るので、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。

Wooldridge (2010) に従い、我々は給与所得者ダミーを操作変数とした三つのアプロ

⁵寄付額によるインセンティブの操作について、次の二つの可能性が考えられる。第一に、納税者は寄付額を減らすことで、所得税率を高められる（寄付価格を高められる）。第二に、納税者は寄付額を増やすことで、所得税率を下げられる（節税の額を増やせる）。

⁶*first-unit price* は最初の 1 単位を寄付するかどうかの意思決定時に直面する価格として解釈できる。

一ちを用いる⁷。第一に、給与所得者ダミーと 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。すなわち、intensive-margin price elasticity の推定式は

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

であり、 $R_{it} \times \ln(1 - s_{it}^f)$ の操作変数を $WE_{it} \times \ln(1 - s_{it}^f)$ とする⁸。

残りの二つのアプローチは寄付申告の傾向スコアを用いるものである。傾向スコアは以下のモデルをプロビット推定した予測確率で得られる。

$$R_{it} = 1[\alpha_0 + \alpha_1 WE_{it} + \alpha_2 \ln(1 - s_{it}^f) + \alpha_3 X_{it} + u_{it0} > 0] \quad (6)$$

我々は全期間のサンプルを用いた推定 (pooled model) と年で分割したサブサンプルを用いた推定 (separated model) で傾向スコア \hat{P}_{it} を得た。前者のモデルは式(6)の係数が時間に対して一定であると仮定している一方で、後者のモデルは推定される係数が時間に依存することを許容したモデルである。

傾向スコアを用いた第二のアプローチは式(5)の説明変数 $R_{it} \times \ln(1 - s_{it}^f)$ の操作変数として $\hat{P}_{it} \times \ln(1 - s_{it}^f)$ を用いる。第三のアプローチは式 @ref(eq:intensive_f) の説明変数 $R_{it} \times \ln(1 - s_{it}^f)$ の代わりに $\hat{P}_{it} \times \ln(1 - s_{it}^f)$ を用いる。すなわち、我々は以下のモデルを推定する。

$$\ln g_{it} = \theta_i + \gamma(\hat{P}_{it} \times \ln(1 - s_{it}^f)) + \beta X_{it} + \lambda_t + u_{it}, \quad (7)$$

2.1 結果: Intensive-Margin Tax-Price Elasticity

2.2 結果: Extensive-Margin Tax-Price Elasticity

2.3 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)

⁷以降では intensive-margin price elasticity の推定式を用いて説明するが、extensive-margin price elasticity の推定についても同じ方法が適用できる。

⁸last-unit price を用いて弾力性を推定する場合、(1)もしくは(2)の説明変数 $R_{it} \times \ln(1 - s_{it})$ の操作変数として $WE_{it} \times \ln(1 - s_{it}^f)$ を用いる。

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 (Almunia et al., 2020; **Randolph1995?**; **Saez2002?**)

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

2.4 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

2.5 Conventional Method to Estimate Tax-Price Elasticity

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

2.7 Estimating Price Elasticity Using Compliers

2.8 k -th Difference Model

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 $t - k$.

A Additional Tables and Figures

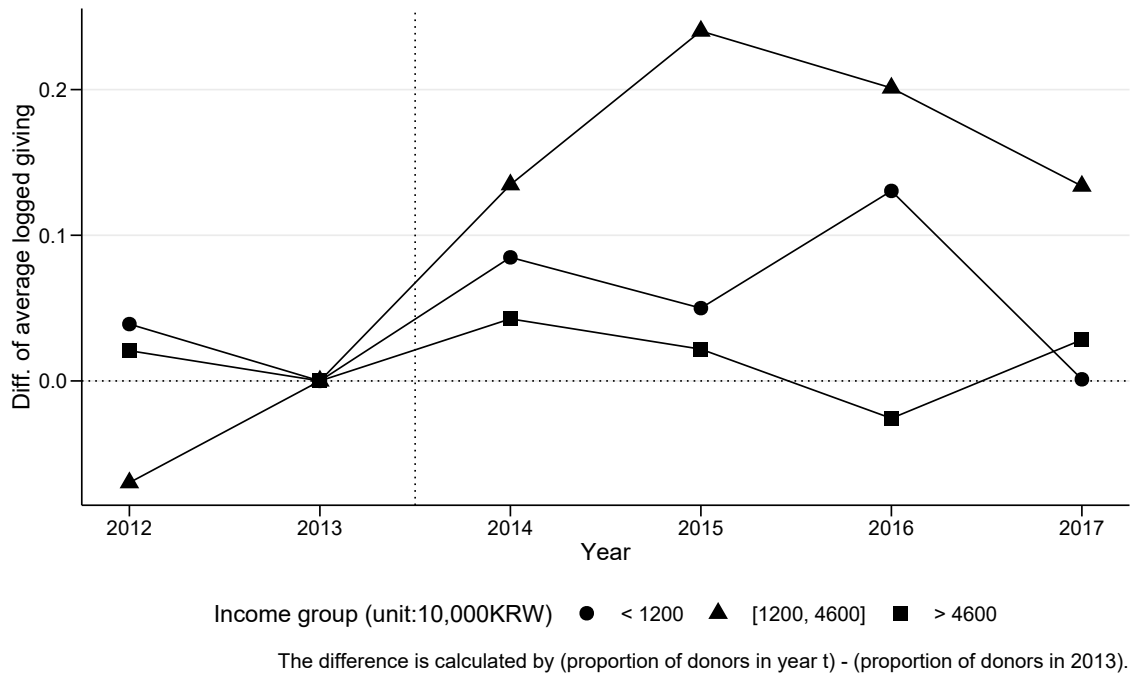


Figure 5: Average Logged Giving by Three Income Groups Conditional on Donors. Notes: We created three income groups, with the relative price of giving rising (circle), unchanged (triangle), and falling (square) between 2013 and 2014. The group averages are normalized to be zero in 2013.

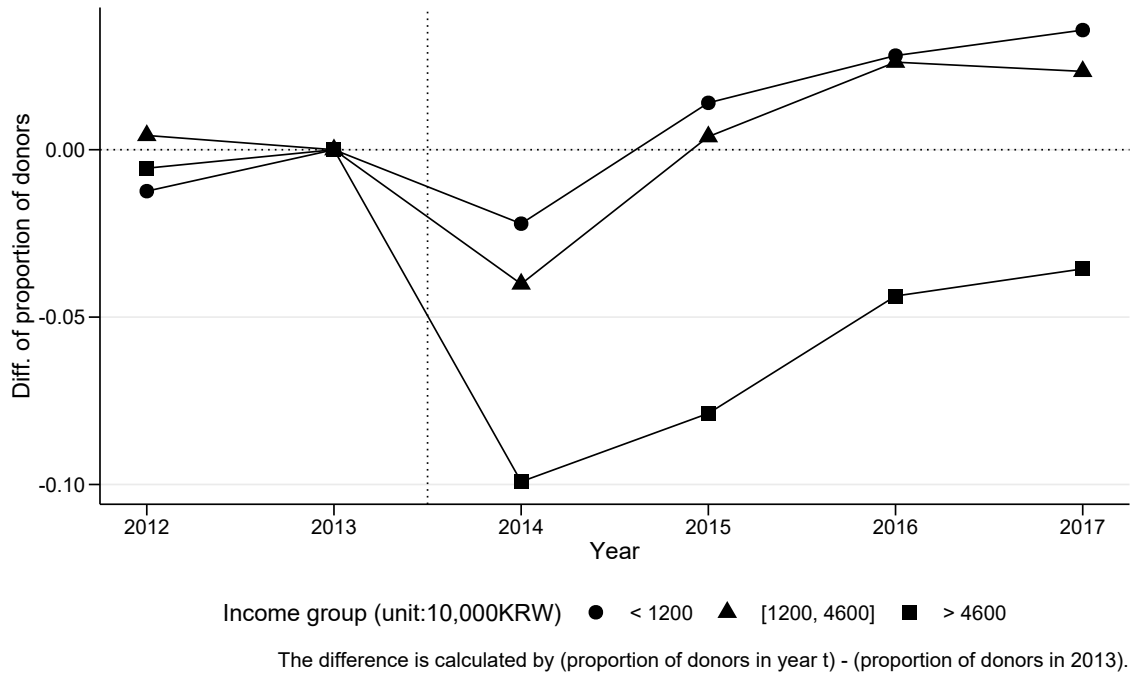


Figure 6: Proportion of Donors by Three Income Groups. Notes: We created three income groups, with the relative price of giving rising (circle), unchanged (triangle), and falling (square) between 2013 and 2014. The group averages are normalized to be zero in 2013.

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
- Wooldridge, J.M., 2010. *Econometric analysis of cross section and panel data*, 2nd ed. ed. MIT Press, Cambridge, Mass.

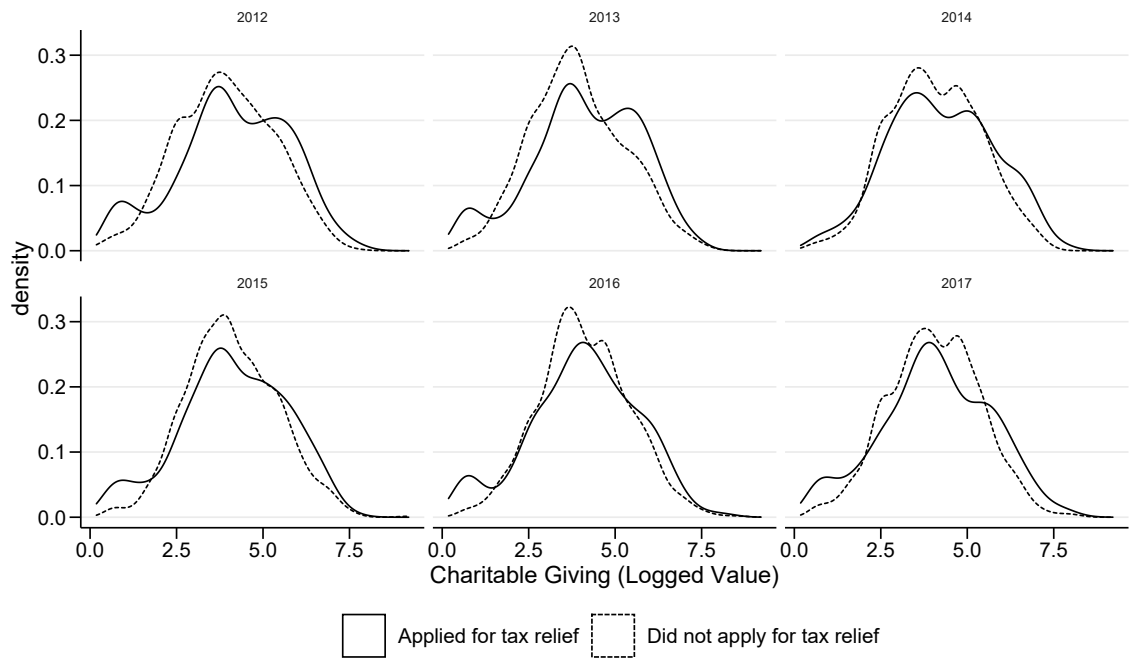


Figure 7: Estimated Distribution of Charitable Giving among Donors in Each Year

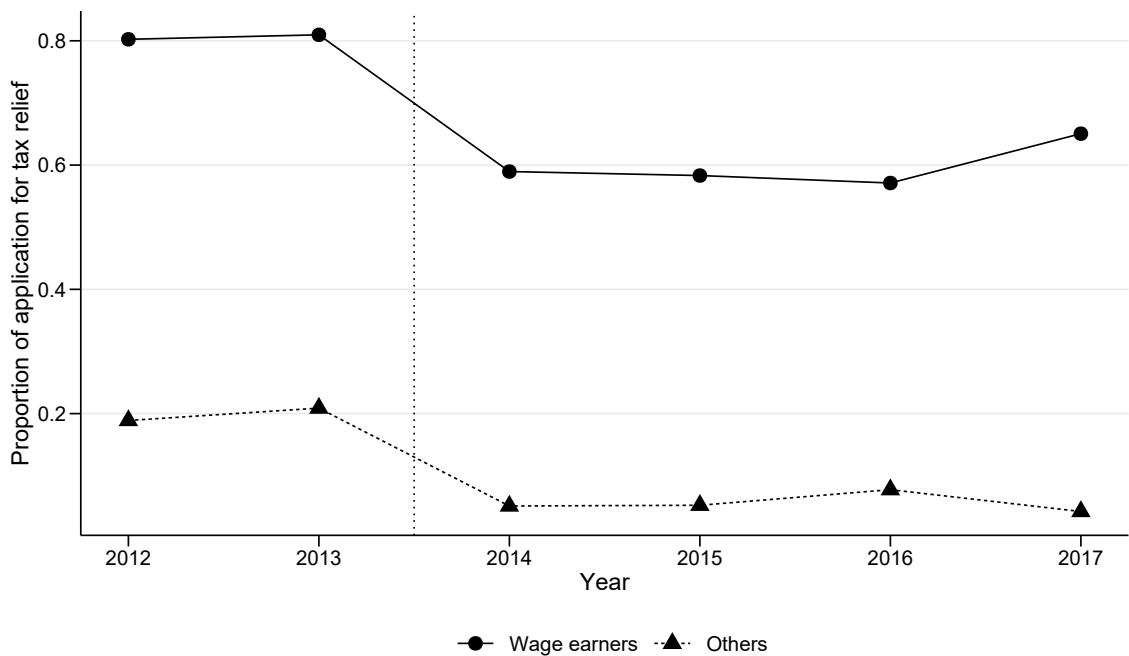


Figure 8: Share of Tax Relief by Wage Earners Conditional on Donors. Notes: A solid line is the share of applying for tax relief among wage earners. A dashed line is the share of applying for tax relief other than wage earners.