文章编号:2095-0365(2020)02-0029-07

"营改增"会激励企业慈善捐赠吗?
——基于A股上市公司的经验证据

孔 陇, 李金辉, 彭 亮

(兰州财经大学 会计学院,甘肃 兰州 730020)

摘 要:2016年5月1日,我国全面施行"营改增",作为财税体制改革的重大举措,减税效果明显。那么"营改增"降低企业税负水平的同时会不会促进企业慈善捐赠?本文以税收激励为理论基础,选取2013—2017年沪深两市A股数据为研究样本,实证研究"营改增"这一税制改革与企业慈善捐赠之间的联系。结果表明:"营改增"这一税制改革能够促进企业慈善捐赠。进一步研究表明,"营改增"对于非国有企业慈善捐赠的促进作用更为明显。

关键词:营改增;慈善捐赠;税收激励

中图分类号:F275 **文献标识码**:A **DOI**:10.13319/j.cnki.sjztddxxbskb.2020.02.04

近年来,随着企业社会责任关注度越来越高,企业在实现盈利的同时还需要履行相应的社会责任。而企业慈善捐赠作为社会责任的一大表现,更是成为社会公众关注的焦点。影响企业捐赠行为众多因素中,税收政策的影响不容小觑。

2008年新《中华人民共和国企业所得税法》颁布,将企业慈善捐赠支出的扣除比例由原来的"应纳税所得额的3%"提高到"利润总额的12%",龙朝晖等众多学者基于这一事件发现税收优惠促进企业进行慈善捐赠,肯定了税收对于慈善捐赠的激励作用,降低企业的税赋能够有效激励企业进行慈善捐赠。

2016年5月1日,"营改增"全面推行,取消营业税从而避免重复征税,此次税制改革可以说是我国最大税制改革之一,有不少学者认为,这次税制改革能够降低企业税收负担,如徐曦认为"营改增"之后,房地产行业税负明显减少[1];陈丽认为"营改增"使得我国国有企业税负降低[2];马莹认为建筑企业因"营改增"之后,税收负担明显得到改观[3]。所以"营改增"对于企业的减税降负作用已经得到显现。本文以税收激励理论为"桥梁",以"营改增"减税为切入点,研究"营改增"税制改革与企业慈善捐赠行为之间的联系。

一、文献回顾与研究假设

(一)文献回顾

早期文献对于影响企业慈善捐赠因素的研究主要围绕经营状况展开,随着时间的推移,学者们对慈善捐赠影响因素的关注逐渐向创新能力[4]、CEO任期、分析师关注度[5]、政治关联[6]、代理成本、制度变迁[7]、公司治理结构[8]、债务融资成本[9]等现代资本市场热点扩展。不同学者基于不同背景不同因素的影响,以是否促进企业慈善捐赠为契机,产生了大量的有效观点。

然而企业税负水平的降低究竟会对慈善捐赠产生何种影响?不同学者对此问题持不同的论点。部分学者认为税负降低有助于企业进行慈善捐赠,即二者呈现正相关关系。Raimondo研究

收稿日期:2019-10-18
作者简介:孔陇(1963-),男,教授,研究方向:企业社会责任。
本文信息:孔陇,李金辉,彭亮."营改增"会激励企业慈善捐赠吗?——基于A股上市公司的经验证据[J].石家庄铁道大学学报:社会科学版,2020,14(2):29-35.

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

发现税收优惠抵免的限额大小与企业捐赠存在关联,抵免限额越大则捐赠力度越高,说明税负降低有助于企业进行慈善捐赠[10]。Randolph将税收优惠政策纳入影响企业慈善捐赠的因素,实证检验发现税收优惠政策对企业慈善捐赠的长期影响不大,但短期内两者具有明显的正相关关系[11]。Duquette根据公共慈善机构的经验数据估算税收减免对慈善捐赠的影响,税收成本增加1%会导致慈善捐赠减少4%,结果表明税收成本与慈善捐赠存在显著的负相关[12]。我国学者朱迎春运用2007年A股上市公司数据,采用双对数模型发现企业所得税税率的变动与企业慈善捐赠数额呈反向变动,表明税负降低有利于企业进行慈善捐赠[13]。龙朝晖以2008年企业所得税制改革为契机,以2003—2009年广东省上市公司为例,提出税收优惠政策对企业慈善捐赠具有正向作用[14]。周艳从公共管理事业角度出发,运用帕累托改进理论说明税收政策的优惠能够促进企业进行慈善捐赠[15]。黄晓瑞从5个维度对税收激励进行分析,总结出税收激励政策对企业慈善捐赠具有促进作用[16]。谢露将2005—2010年上市公司为样本也得出了这一结论[17]。曲顺兰证明两者呈现正相关的关系,即2008年企业所得税改革后,抵扣限额提高对企业慈善捐赠数额产生正向影响[18]。孔陇对比2008年企业所得税税制改革前后甘肃省上市公司捐赠数额的改变,认为税负降低提高了甘肃省上市公司慈善捐赠水平[19]。但也有学者提出不同的观点,认为税收政策的改变并不影响企业进行慈善捐赠,两者呈现不相关的关系。例如,Navarro针对1976—1982年249家美国企业的慈善捐赠数据发现,企业慈善捐赠与税收激励两者之间呈现负相关的关系,但这种观点并不具有代表性[20]。

在"营改增"和企业慈善捐赠关系研究方面,我国现有研究大多停留在"营改增"降低企业税负层面,学者陆跃祥测算"营改增"对我国不同行业税负水平的影响,发现工业、服务业的税收负担平均下降3%左右[21]。赵文华以我国排名前10的房地产企业为例,发现"营改增"实施后,这10家房地产企业的税负均有所降低[22]。蒋楠以交通运输行业为研究样本,也得出"营改增"能够降低企业税负水平这一观点[23]。

基于现有研究发现,税收激励以及税负水平下降能够促进企业进行慈善捐赠,然而这些研究多集中于2008年企业所得税改革,未能就"营改增"与企业慈善捐赠关系进行深入研究,稍显不足。在我国税法的改革进程中,雷中浩表明"营改增"的全面施行可谓是我国税制又一历史性改革[24],既然我国众多学者研究发现"营改增"能够降低企业税负水平,那么"营改增"政策是否对我国企业慈善捐赠水平有所影响?在这一制度背景下,结合近年来企业履行社会责任意识普遍提升的现象,本文以"营改增"改革为出发点,选取2013—2017年A股上市公司慈善捐赠数据,实证分析"营改增"改革与企业慈善捐赠水平之间的关系,期望能够丰富我国"营改增"税制改革方面相关理论研究,并为我国企业履行社会责任提供一定借鉴与参考。

二、研究假设

诸多文献研究均证实税收政策是影响企业慈善捐赠的重要因素,并从理论和实证方面研究降税减负对于企业慈善捐赠的激励效应。在"营改增"改革之前,我国的税收激励效应主要以所得税扣除形式来表现,而在该政策实施后,"营业税"退出历史舞台,减少重复征税,企业能够直接享受到税收优惠等改革红利,现金流及营业利润等都有所增加。当然,"营改增"改革的初衷就是减轻企业赋税,因此"营改增"政策能够通过改善企业财务状况间接作用于企业慈善捐赠,提高企业慈善捐赠能力,激励企业履行社会责任动机。所以提出假设1如下:

假设1:"营改增"税收政策的实施能够促进企业慈善捐赠。

和国有企业相比,非国有企业在财政支持、融资贷款等方面存在一定劣势,因而税收政策对其经营业绩的影响更为显著。非国有企业也更加倾向于通过慈善捐赠树立良好企业形象,传递积极信息,拉近与政府部门关系,其慈善捐赠动机就愈发强烈。2015年《中国慈善捐助报告》数据显示非国有企业与国有企业慈善捐赠占捐赠总额的比例分别为67.23%、32.77%。2016年,我国企业慈善捐赠数额已经达到1 392亿元,并且非国有企业与国有企业的慈善捐赠支出呈现出不同的变化幅度,其中非国有企业的捐赠数额远超国有企业。据此,提出假设2如下:

假设2:相较于国有企业,"营改增"对于非国有企业的激励作用更为明显。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

三、研究设计

(一)样本选取

因为“营改增”政策于 2016 年 5 月正式全面实施,企业在经历减税降费后企业慈善捐赠金额变化已经较为显著,所以本文以 2013—2017 年沪深两市 A 股上市公司为研究样本,数据主要来源于 CSMAR 数据库,部分数据由上市公司对外公布的年报搜集整理而来。

在数据处理过程中,首先对 2013—2017 年未能连续进行慈善捐赠企业即捐赠金额缺失的上市公司予以剔除,其次对模型中存在其他变量缺失情况的上市公司予以剔除。经过上述处理步骤之后,最终得到 5 700 条有效样本,包含 1 140 家上市公司。数据分析软件为 Stata15.0。

(二)变量定义

本文以上市公司慈善捐赠金额对数值为因变量,将自变量“营改增”实施设置为虚拟变量,根据当年是否实施“营改增”政策分别赋值,若实施“营改增”政策取 1,否则取 0。具体而言,2013—2015 年所有样本该变量取 0,2016—2017 年所有样本该变量取 1。另外,选取企业股权性质、资产规模、成长性、资本结构、现金流、股权集中度为控制变量。最后设置年份虚拟变量和行业虚拟变量以控制时间效应和行业效应。变量定义如表 1 所示。为了检验假设 1,本文构建回归模型 1 如下

$$\mathrm{Ln}Don = \alpha + \beta_1 Reform + \beta_2 Stru + \beta_3 \mathrm{Ln}Size + \beta_4 Lev + \beta_5 Cash + \beta_6 Growth + \beta_7 Roe + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (1)$$

在模型 1 的基础上依据企业股权性质将研究样本分为国有和非国有进行分组回归分析,并引入调节变量进一步检验股权性质对“营改增”与慈善捐赠关系的影响,构建交互项模型 2 如下

$$\mathrm{Ln}Don = \alpha + \beta_1 Reform + \beta_2 Stru + \beta_3 Reform \times Stru + \beta_4 \mathrm{Ln}Size + \beta_5 Lev + \beta_6 Cash + \beta_7 Growth + \beta_8 ROE + \sum Year + \sum Industry + \varepsilon \quad (2)$$

式中,α 为常数项;β 为回归系数;ε 为随机扰动项。

表 1　变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
慈善捐赠金额	Ln*Don*	慈善捐赠金额的自然对数
“营改增”实施	*Reform*	2016—2017 年取 1,表示已实施“营改增”政策;2013—2015 年取 0,表示未实施“营改增”政策
股权性质	*Stru*	国有企业取 1,非国有企业取 0
资产规模	Ln*Size*	总资产的自然对数
资本结构	*Lev*	资产负债率
现金流	*Cash*	经营活动现金流量净额与总资产的比率
成长性	*Growth*	主营业务收入增长率
盈利能力	*Roe*	净资产收益率
股权集中度	*Top*1	期末第一大股东持股比例
年度控制变量	*Year*	共五年,设置 4 个哑变量
行业控制变量	*Industry*	根据证监会 2012 年《上市公司行业分类结果》划分

四、实证分析

(一)描述性统计

表 2 列示了各变量的描述性统计分析结果。从表 2 中可以看出,慈善捐赠金额(Ln*Don*)的极小值为 6.214 6,极大值为 20.316 1,均值达到 13.215 2,显示研究样本中慈善捐赠水平差异偏大。“营改增”实施(*Reform*)的均值为 0.400 0,说明样本中实施“营改增”政策的占比为 40%。同样,股权性质(*Stru*)的均值 0.379 3 也反映出 37.93%的样本企业为国有企业。此外,样本企业的资产规模、资产负债率、现金流、成长性、盈利能力、股权集中度指标都存在一定的差距,意味着研究样本的财务状况好坏不一。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

表2 描述性统计(N=5 700)

变量	极小值	极大值	均值	标准差	中位数
LnDon	6.214 6	20.316 1	13.215 2	1.920 8	13.192 5
Reform	0.000 0	1.000 0	0.400 0	0.489 9	0.000 0
Stru	0.000 0	1.000 0	0.379 3	0.485 3	0.000 0
LnSize	19.384 5	30.727 7	22.634 8	1.424 2	22.385 7
Lev	0.008 0	3.261 9	0.460 8	0.211 5	0.454 6
Cash	-0.670 2	0.487 6	0.461 9	0.073 3	0.045 7
Growth	-0.862 5	174.899 3	0.262 0	2.610 2	0.111 9
Roe	-23.147 8	23.267 3	0.081 0	0.472 3	0.077 8
Top1	0.033 9	0.922 6	0.344 8	0.150 5	0.321 1

(二)相关性分析

表3是变量相关性分析的结果。由表3可知,慈善捐赠金额(LnDon)和"营改增"实施(Reform)呈显著正相关,显示"营改增"政策的实施能够有效促进企业慈善捐赠,初步支持上文假设。控制变量中股权性质(Stru)和资产负债率(Lev)、股权集中度(Top1)与企业慈善捐赠之间表现明显的负相关关系,说明国有企业、资产负债率越高以及第一大股东持股比例越高的上市公司慈善捐赠水平更易受到限制。资产规模(LnSize)、现金流(Cash)则与慈善捐赠正相关,表明资产规模和现金流越高的公司慈善捐赠越积极。

表3 变量相关性分析

变量	LnDon	Reform	Stru	LnSize	Lev	Cash	Growth	ROE	Top1
LnDon	1.000								
Reform	0.056***	1.000							
Stru	-0.047***	-0.002	1.000						
LnSize	0.497***	0.142***	0.345***	1.000					
Lev	-0.150***	0.004	0.288***	0.458***	1.000				
Cash	0.065***	-0.014	-0.017	-0.057***	-0.226***	1.000			
Growth	0.006	0.003	-0.034**	-0.001	0.026**	0.003	1.000		
ROE	0.014	-0.016	0.002	0.020	0.011	0.046***	0.011	1.000	
Top1	-0.071***	-0.096***	0.185***	0.171***	0.035***	0.084***	0.024*	0.042***	1.000

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著相关。

为进一步考察变量间的多重共线性,本文对模型进行方差膨胀因子VIF检验,结果如表4所示。模型各变量的方差方差膨胀因子大部分接近于1,且均值为1.20,远小于临界值10,因此可得出变量之间不存在明显的多重共线性。

表4 方差膨胀因子检验

变量	VIF	1/VIF
Reform	1.05	0.954 064
Stru	1.18	0.846 750
LnSize	1.64	0.611 153
Lev	1.59	0.629 230
Cash	1.07	0.932 887
Growth	1.00	0.996 050
ROE	1.00	0.995 577
Top1	1.08	0.846 750
Mean VIF	1.20	

(三)Hausman检验

面板数据模型通常有3种形式,分别是混合效应模型、固定效应模型和随机效应模型。在进行面板数据回归分析时,需要通过Hausman检验以确定面板数据适用于固定效应模型或是随机效应模型,结果如表5所示。可以发现,豪斯曼检验的p值为0.000 0,所以强烈拒绝原假设,接受固定效应的假设。本文在接下来的实证分析中将采用固定效应模型进行面板数据回归分析。

表5 Hausman检验结果

假设	检验结果	选择效应
H0:原方程应使用固定效应 H1:原方程应使用随机效应	$chi2(8)=111.05$ $Prob>chi2=0.000\ 0$	固定效应

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

（四）回归分析

表 6 反映了固定效应模型回归结果。从解释变量的回归结果来看，模型 1 中 *Reform* 的回归系数为 0.042 5，在 1%水平上显著，表明“营改增”政策能够减轻企业税费负担，政策效果明显，该项政策的实施有效促进企业慈善捐赠。模型 2 中 *Reform* 的回归系数同样显著为正，也支持假设 1 成立。其次对调节变量的回归结果进行分析，由于本文设置国有企业取 1，非国有企业取 0，所以该结果可以评价国有企业的慈善捐赠效应。模型 2 的(2-3)交互项中 *Reform*×*Stru* 的回归系数为 -0.003 1，显著为负，说明“营改增”政策对于国有企业慈善捐赠并没有起到正向推动作用，对比之下可以得出“营改增”政策对非国有企业慈善捐赠的促进作用更为明显，因此假设 2 也得到证明。

最后分析控制变量的回归结果，对于全样本而言，*Stru* 的回归系数均显著为负，反映出股权性质对国有企业慈善捐赠具有反向抑制作用，更加印证了“营改增”政策能够增强非国有企业的慈善捐赠动机，在一定程度上支持假设 2。Ln*Size*、*Cash* 的回归系数为正，都通过显著性检验，表明随着公司规模扩大，现金流更加充裕，企业的财务状况不断优化，慈善捐赠能力也相应得到提高。相反，*Lev* 和 *Top*1 的回归系数显著为负，说明资产负债率及股权集中度的提高会限制企业慈善捐赠，这是因为资产负债率过高会给企业资金链带来很大压力，可能导致财务状况恶化，使得公司无力承担额外慈善捐赠支出；股权集中度越高，大股东为了保证自身收益从而控制公司利益流出的动机更加强烈，相应地会降低公司慈善捐赠的积极性。除此之外，*Growth*、*ROE* 的系数都不显著，对企业慈善捐赠没有影响。

表 6　固定效应模型回归结果

变量	模型 1	模型 2		
	全样本	(2-1)国有	(2-2)非国有	(2-3)交叉项
Reform	0.042 5*** (6.52)	0.041 1*** (5.45)	0.045 7*** (6.73)	0.048 3*** (7.34)
Reform × *Stru*				-0.003 1*** (-6.15)
Stru	-0.035 7*** (-5.48)			-0.046 0*** (-5.33)
Ln*Size*	0.257 8*** (9.46)	0.179 3*** (7.06)	0.314 5*** (10.28)	0.259 4*** (8.81)
Lev	-0.106 7*** (-3.08)	-0.101 8** (-2.43)	-0.155 6*** (-4.75)	-0.162 2*** (-3.10)
Cash	0.058 6*** (2.93)	0.079 3*** (2.77)	0.054 4*** (3.03)	0.068 7*** (2.68)
Growth	0.003 9 (0.64)	0.004 7 (1.08)	0.003 5 (0.87)	0.003 8 (0.63)
ROE	0.014 0 (0.42)	0.011 2 (0.64)	0.015 4 (0.30)	0.013 6 (0.28)
*Top*1	-0.085 9*** (-3.67)	-0.075 3* (-1.87)	-0.092 1*** (-4.18)	-0.098 8*** (-3.92)
Constant	1.688 6 (1.17)	2.325 4* (1.73)	1.388 9 (1.45)	2.189 2 (1.50)
Year	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制
N	5 700	2 162	3 538	5 700
Adj R^2	0.212 8	0.181 5	0.240 9	0.213 1
F 值	19.94***	10.35***	17.95***	19.96***

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著相关，括号内为 *t* 值。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net

(五)稳健性检验

本文进一步对上述回归结果进行稳健性检验以确保结论可靠性。上文中使用慈善捐赠金额对数值对因变量进行衡量,本文在稳健性检验中采取慈善捐赠金额与营业收入比值(*Donsale*)重新衡量因变量。检验结果如表7所示。由表7可知,在重新定义因变量之后,*Reform* 回归系数仍显著为正,与 *Donsale* 之间呈正相关,支持假设1;调节变量 *Reform* × *Stru* 回归系数显著为负,验证假设2。所以检验结果与上文回归结果基本一致,保证了结论的可靠性。

表7 稳健性检验结果

变量	模型1	模型2		
		(2-1)国有	(2-2)非国有	(2-3)交叉项
Reform	0.0157***	0.0126***	0.0181***	0.0142***
	(5.04)	(4.83)	(5.16)	(5.70)
Reform × *Stru*				-0.0024***
				(-4.97)
Stru	-0.0243***			-0.0251***
	(-3.68)			(-3.64)
Ln*Size*	0.126 1***	0.100 9**	0.154 2***	0.103 6***
	(6.05)	(2.54)	(6.94)	(5.13)
Lev	-0.076 9***	-0.058 0*	-0.655***	-0.073 6**
	(-2.65)	(-1.81)	(-2.63)	(-2.55)
Cash	0.045 4**	0.033 7*	0.050 6**	0.040 2**
	(2.27)	(1.73)	(1.97)	(2.16)
Growth	0.002 3	0.004 7	0.002 4	0.002 6
	(0.80)	(0.66)	(0.77)	(0.74)
ROE	0.009 1	0.008 6	0.013 6	0.010 7
	(0.18)	(0.25)	(0.20)	(0.43)
*Top*1	-0.033 9**	-0.024 7	-0.034 4**	-0.021 2*
	(-2.38)	(-0.98)	(-2.40)	(-1.95)
Constant	0.505 1	0.499 3	0.784 0***	0.590 6
	(1.16)	(0.83)	(3.21)	(1.19)
Year	控制	控制	控制	控制
Industry	控制	控制	控制	控制
N	5 700	2 162	3 538	5 700
Adj R^2	0.023 5	0.027 5	0.020 4	0.024 9
F 值	1.77***	1.85***	1.68***	1.74***

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著相关,括号内为 *t* 值。

五、结论与政策建议

本文的研究结果表明:"营改增"政策的实施能够显著激励企业慈善捐赠;企业慈善捐赠还会受股权性质影响,"营改增"对于非国有企业的激励效果更加积极。

根据研究结果同样能够发现"营改增"政策对于企业慈善捐赠的影响虽然显著,但激励效果仍有待加强。所以,我国政府应当合理、积极地制定相应的税收政策,推进我国企业慈善事业的发展。

第一,税收政策能够引导企业进行慈善捐赠,推进企业的良好发展,"营改增"在降低企业税负水平的同时对企业慈善捐赠具有正向激励作用。因此,我国立法机构应该加大慈善捐赠税收优惠力度,明确税收优惠政策,给予更多政策上的支持,如人大立法关于进口医疗器械、科研产品是否免征进口税等政策需要落地实施,完善新兴产业以及新能源产业等企业税收减免政策,能够减少企业的税收负担,进而推动我国慈善事业"蒸蒸日上"。

第二,国有企业作为我国市场经济的一大主体,其慈善捐赠积极性远逊于非国有企业,可以考虑出台相应的政策激励国有企业慈善捐赠水平,如根据慈善捐赠的力度水平给与相应的政府补助奖励,将慈善捐赠水平作为考核国有企业履行社会责任的一个重要标准,激发国有企业慈善捐赠的积极性,进一步推动我国慈善捐赠事业的繁荣。

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

参考文献:

[1]徐曦.“营改增”对房地产业税负与财务影响[J].中国市场,2018(33):49-51.

[2]陈丽.营改增政策对国有企业税负的影响分析[J].企业改革与管理,2018(17):169-170.

[3]马莹.“营改增”对建筑设计企业的影响与对策[J].管理观察,2018,38(12):12-14.

[4]刘露露.我国企业公益捐赠行为影响因素实证研究——基于2010年中国慈善网的数据研究[J].财会通讯,2013(15):100-102.

[5]陈伟宏,钟熙,宋铁波.CEO任期、分析师关注度与企业慈善捐赠[J].当代财经,2018(9):70-79.

[6]王艺明,刘一鸣.慈善捐赠、政治关联与私营企业融资行为[J].财政研究,2018(6):54-69.

[7]黄送钦.代理成本、制度环境变迁与企业慈善捐赠——来自中国制造业的经验证据[J].上海财经大学学报,2017,19(01):75-87.

[8]林永佳,陈茜,杨欣.公司治理结构对企业慈善捐赠的影响分析[J].会计之友,2017(05):47-52.

[9]马梦茹,余冬根.慈善捐赠与企业债务融资——基于中央“八项规定”的准自然实验研究[J].财会通讯,2018(23):29-33.

[10]Raimondo, HerryJ. Federal tax policy and charitable giving(Book Review)[J]. Southern Economic Journal,1986(53):294.

[11]Randolph W C. Dynamic income, progressive taxes, and the timing of charitable contributions[J]. Journal of Political Economy, 2000, 103(4):709-738.

[12]Duquette N J. Do tax incentives affect charitable contributions? Evidence from publiccharities' reported revenues[J]. Papers, 2016, 137:51-69.

[13]朱迎春.我国企业慈善捐赠税收政策激励效应——基于2007年度我国A股上市公司数据的实证研究[J].当代财经,2010(1):36-42.

[14]周艳.税收政策激励慈善捐赠的机理及效应[J].湖南税务高等专科学校学报,2013, 26(2):13-15.

[15]龙朝晖,王杰.企业所得税改革前后广东上市公司慈善捐赠的实证分析[J].税收经济研究, 2013(3):90-95.

[16]黄晓瑞,吴振华,胡玥.慈善捐赠、税收激励与政策工具契合研究[J].河南社会科学, 2016,24(5):60-64.

[17]谢露,邓英雯.企业所得税改革与企业慈善捐赠——基于我国上市公司的经验证据[J]. 财政研究,2016(4):93-104.

[18]曲顺兰,武嘉盟.慈善捐赠企业所得税政策效果评价[J].税务研究,2017(3):31-37.

[19]孔陇,李金辉.上市公司慈善税收激励研究——以甘肃省上市公司为例[J].湖北经济学院学报:人文社会科学版,2018(2):56-58.

[20]Navarro, Peter. Why do corporations give to charity?[J]. The Journal of Business. 1998,61(1):65-93 .

[21]陆跃祥,韩增琳,韩玉.部分与全面“营改增”对我国行业税负影响的实证研究——基于投入产出表的模拟测算[J].西安财经学院学报,2016,29(6):16-21.

[22]赵文华.“营改增”对房地产企业税负与经营影响探究[J].财政监督, 2017(14):15-20.

[23]蒋楠.营改增、税收负担与财务业绩[J].财会通讯,2018(9):108-111,116.

[24]雷中浩.“营改增”对建筑施工企业财务的影响[J].财会通讯,2017(17):123-126.

Will Replacing BT with VAT Encourage Corporate Charitable Donations?: An Empirical Study Based on A-stock

Kong Long, Li Jinhui, Peng Liang

(School of Accounting, Lanzhou University of Finance and Economics, Lanzhou 730020, China)

Abstract: On May 1, 2016, China comprehensively implemented the policy of replacing BT with VAT as a major measure of fiscal and taxation system reform, and the effect of tax reduction is obvious. Will this replacement which reduces corporate tax burden, promote corporate charitable donations? Based on the theory of tax incentive, this paper chose the A-share data of Shanghai and Shenzhen Stock Exchanges from 2013 to 2017 as the research sample to empirically study the relationship between the tax system reform of replacing BT with VAT and corporate charitable donations. The results show that this tax system reform can promote corporate charitable donations. Further research shows that replacing BT with VAT can also promote charitable donations of non-state-owned enterprises. The effect is more obvious.

Key words: replacing BT with VAT; charitable donation; tax incentive

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www.cnki.net