

企业减税是否会加剧收入不平等?

——基于“营改增”准自然实验的研究

刘穷志 罗 婵

(武汉大学 经济与管理学院,湖北 武汉 430072)

摘要:本文通过构建理论模型,分析企业减税政策对收入不平等的作用机理,模型假设高收入群体相对于低收入者除了拥有劳动收入同时还拥有资本收入,研究发现:当企业减税政策使得高收入群体的资本收入增加大于低收入群体的劳动收入增加时,减税会加剧收入不平等程度;反之则会缓解不平等状况。其次,为了探究企业减税政策对收入不平等的影响,我们选取了2012年“营改增”作为准自然实验,运用PSM-DID方法对2010~2013年24个省份的96个样本进行回归分析,研究结果表明:“营改增”政策加剧了试点地区的收入不平等程度。企业减税会加剧收入不平等程度,这是由于企业减税导致高收入群体资本收入增加,使得低收入群体的工薪收入在总收入中的占比下降。因而,政府在制定减税政策时,要重视企业减税政策对收入不平等的影响,不能以牺牲公平为代价追求短期的经济增长。

关键词:收入不平等;企业减税;“营改增”;PSM-DID

中图分类号:F812.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2019)05-0087-09

一、引言

减税降费是应对当前经济下行、助力实体企业转型升级、推进供给侧结构性改革的重要举措。杨灿明(2017)指出减税降费是当前和今后较长一段时期内我国深化财税体制改革的基本约束^[1]。2019年3月5日,国务院总理李克强作政府工作报告时表示,2019年全年减轻企业税收和社保缴费负担2万亿元,比2018年1.3亿元提高7000亿元,其中,增值税改革是其中重要举措。学界对减税降费的研究更多的集中于减税降费对经济的影响、对行业税负及产业结构的影响等。但随着研究的深入,学者们逐渐意识到减税与收入调节之间存在的内在联系。在收入不平等加剧的大背景下,减税政策是否能起到缓解收入不平等的作用,抑或会加剧我国收入不平等?这已经成为研究者们所关注的重要话题。

从现有的研究来看,学者们对其持有不同的观点:一部分认为减税会恶化收入不平等水平,如

收稿日期:2019-06-20

基金项目:国家自然科学基金项目“收入不平等程度、再分配空间与财政分配能力研究”(71273199)

作者简介:刘穷志(1965—),男,湖北浠水人,武汉大学经济与管理学院教授,博士生导师;

罗 婵(1991—),女,湖南常德人,武汉大学经济与管理学院博士生。

Joel(1995)^[2]、陈烨等(2010)^[3]、平新乔等(2009)^[4]、倪红福和龚六堂等(2016)^[5]等。另一部分学者则认为减税政策能缓解收入不平等状况,如程子建(2011)^[6]、赵颖和王亚丽(2013)^[7]、袁红英(2018)^[8]、汪昊(2016)^[9]等。另外,还有学者认为减税政策对收入不平等的影响是不确定的,如刘海波和邵飞飞等(2019)^[10]。现有的研究虽然已取得了丰硕的成果,但还存在以下一些问题:一是基于个税减税影响收入不平等研究较多,直接研究企业减税对收入不平等的影响较少。二是“营改增”对收入不平等的影响以实证研究为主,缺乏理论支撑。第三,现有研究采用的方法多为DSGE、CGE、投入产出价格模型等,很少有学者运用DID方法进行研究。

因而,本文预期解决的问题是:企业减税是否会加剧我国收入不平等?我们首先通过建立理论模型解释企业减税是如何影响收入不平等的作用机理。其次,为了回答我国减税政策是否加剧了收入不平等,我们选取了2010~2013年24个省份的96个样本,运用PSM-DID方法分析识别2012年“营改增”减税政策对试点地区收入不平等水平的影响。研究表明,“营改增”减税政策的确加剧了居民收入不平等水平,这可能是由于减税政策对低收入群体收入增加的影响小于对高收入群体收入增加的影响。最后我们提出,从国家层面政府在制定企业减税政策时,要更加重视企业减税对收入不平等的影响,不能以牺牲公平为代价追求短期的经济增长。

二、文献综述

减税政策对收入不平等的影响已逐渐被学者们重视,学界已有丰硕的研究成果。但对减税政策对不平等的影响结果,学者们却无法达成统一认识,减税政策对收入不平等的影响效果划分,学界主要有以下三类观点:

首先,大部分学者通过严谨的理论与实证分析得出结论,认为减税会加剧社会收入不平等水平。但各学者研究的切入点各不相同,按减税政策对收入不平等的作用机理可以划分为以下几个方面:(1)从资本收入与劳动收入分析。陈烨等(2010)运用CGE方法研究我国2007~2009年数据,研究认为增值税转型会扭曲资本与劳动相对价格,产生资本对劳动的替代效应,最终加剧资本与劳动在国民收入中分配不公的现象^[3]。Joel(1995)与Lindsey(1987)研究了1986年的美国实行的减税政策对收入不平等的影响,他们认为1986年的减税政策是导致高收入群体收入占比增加的主要原因^{[2][11]}。这是因为收入增加的大部分不是通过劳动供给,而是通过收入转移。比如从公司税基转移到个人税基。Suresh和Ethan等(2018)认为减税会导致资本收入的增加,减少工资和薪水收入,而资本收入往往流入高收入层级,而低收入者收入主要为工薪收入,因而减税会加剧收入不平等^[12]。(2)从税率累退性角度。刘穷志(2011)通过构建理论模型研究了间接税归宿的累退性与居民收入不平等之间的关系,研究认为间接税累退程度越高,居民收入越不平等。而我国间接税具有累退性,且增值税和消费税的累退性较强,营业税累退性稍弱,它们均不同程度加剧了居民收入不平等^[13]。聂海峰和刘怡(2009)通过考察不同收入分组中人均负担增值税与营业税占收入比例的演变,研究营业税与增值税对收入分配的影响。研究表明,整体来看流转税是累退的,低收入家庭税收占收入比例高于高收入家庭比例。因而,流转税加剧了收入分配不公。分税种来看,增值税一直是累退的,而营业税是累进的,营业税在一定程度上减少了收入不平等增加^[14]。Enrico和Daniel(2018)运用合成控制法,研究累进税率与高收入者收入份额的关系,认为税收累进性降低对高收入者所占份额有显著的正向影响。而最高边际税率的削减是造成高收入群体收入占比升高的主要原因^[15]。(3)运用投入产出价格模型。平新乔等(2009)构建增值税与营业税对价格的转移模型,认为“营改增”可以增加每个阶层的福利,但是低收入者增加的福利总小于高收入者的福利水平^[4]。倪红福、龚六堂等(2016)在投入产出价格模型中引入增值税抵扣机制,“营改增”后税收制度略微改善了收入分配的状况,但是由于增值税累退性较强,一旦征管能力大幅提升,将会加剧收入分配不公^[5]。刘成龙和吉尔克(2017)认为“营改增”在普遍降低城乡税收负担的同时,也提高了城乡居民税收负担的累退性,总体上扩大了城乡的不平等^[16]。王茜萌(2017)认为增值税、消费税和城市维护建设税都呈现明显的累退性^[17]。(4)影响纳税人行为。

Korpi 和 Palme(1998)认为当一刀切降低边际税率时,高收入群体则会节省更多的收入,从而激励高收入群体在降低税率后更努力的赚取更多应税收入,这就会对高收入群体产生激励作用,增加高收入阶层所占比例^[18]。

其次,另一部分研究者认为,减税政策能缓解收入不平等水平。如 Brixi 和 Swift(2004)指出在“失业陷阱”的背景下,比利时政府引入所得税税收扣除政策,降低低工资人群的税收负担,从而缩减不平等水平^[19]。程子建(2011)的研究认为增值税与营业税都具有累进性。将增值税扩展到生产性服务业的改革具有累进性,较高收入居民的福利将降低,低收入居民的福利将改善,但生活性服务业改善程度小于生产性服务业“扩围”^[6]。赵颖和王亚丽(2013)对 1995~2010 年城镇居民消费的数据进行微观模拟,认为增值税“扩围”使流转税的逆向调节作用减弱,有利于抑制收入不平等^[7]。汪昊(2016)用 DSGE 方法研究“营改增”对居民收入分配的影响,研究表明“营改增”会降低我国居民平均税收负担,并缓解收入分配差距^[9]。

最后,还有一部分学者认为减税对收入不平等水平的影响是不确定的。如刘海波和邵飞飞等(2019)用基于异质性家庭 NK-DSGE 的模拟结构性减税对收入分配的影响,认为李嘉图家庭消费税、资本所得税上升使得收入差距减小,非李嘉图家庭消费税、劳动所得税下降以及企业所得税下降则会扩大收入差距。并通过对结构性减税的税收政策组合分析可知,结构性减税的税收政策组合、税种及变化幅度会影响收入分配政策效果^[10]。

从现有的研究可以看到:第一,理论研究多从税收制度(包括对税基、税率、税收环节与转嫁)、税收累进度等角度进行研究。减税政策影响收入不平等的实证研究更侧重于减税政策的对居民收入的直接影响,即个人所得税减负如何影响居民收入不平等。对企业实行减税影响收入不平等研究明显偏少。第二,“营改增”研究主要集中在实证分析层面上,缺乏理论研究的支撑。第三,现有研究采用的方法多为 DSGE、CGE 和投入产出价格模型等。“增改增”减税政策实施为天然的准自然实验,可以尝试采用双重差分单独分离出政策效果,更为精确地识别出减税政策对收入不平等的影响。

因而,本文试图研究我国企业减税如何影响居民收入不平等水平,构建企业减税对收入不平等的影响机制,并尝试使用 PSM-DID 方法,以 2012 年“营改增”试点改革为例,更为精确地测算出企业减税政策对收入不平等的影响程度,为我国大规模减税政策推行提供了理论与实践经验。

三、减税影响收入不平等的机制研究

本文试图从不同的角度研究减税政策对收入不平等的影响。根据 Suarez 和 Juan 等(2016)构建的减税影响收入不平等的理论模型: i 省居民的总收入可表示为^[20]:

$$L_i \times \omega_i + (1 - t_i^e) \pi_i \left(\omega_i, \frac{\rho}{1 - t_i^c} \right) E_i S_{i,i} + \sum_{i' \neq i} (1 - t_{i'}^e) \pi_{i'} \left(\omega_{i'}, \frac{\rho}{1 - t_{i'}^c} \right) E_{i'} S_{i',i} \quad (1)$$

式(1)中,第 1 项代表 i 省劳动收入,等于平均工资(ω_i)乘以工人数量(L_i)。减税会促使企业增加工人的需求,从而提高工人工资。第 2 项表示 i 省居民所拥有的省内企业税后利润。 E_i 为 i 省的企业数量, $S_{i,i}$ 为归 i 省居民所拥有的企业份额。 $(1 - t_i^e) \pi_i \left(\omega_i, \frac{\rho}{1 - t_i^c} \right)$ 为 i 省企业的税后平均利润, $E_i S_{i,i}$ 为

属于归 i 省居民所有的企业数量。其中,企业平均利润又受工人工资(ω_i)与资本成本($\frac{\rho}{1 - t_i^c}$)影响。第 3 项表示 i 省居民所拥有的省外企业税后利润,其中 $i' \neq i$,等于省外企业税后利润($\sum_{i' \neq i} (1 - t_{i'}^e) \pi_{i'} \left(\omega_{i'}, \frac{\rho}{1 - t_{i'}^c} \right)$)与 i 省居民所拥有的外省企业份额($E_{i'} S_{i',i}$)的乘积。

当减税发生时,工人与企业所有者数量会随着减税政策有所变动($\Delta L_i, \Delta E_i$),工资与利润也会有调整($\Delta \omega_i, \Delta \pi_i$),减税对总收入的影响可以表示为:

$$\text{EarningsShare}_i * (\Delta L_i + \Delta \omega_i) + \text{BusinessIncomeShare}_i * (1 + \Delta \pi_i + \Delta E_i) \quad (2)$$

式(2)中,第1项表示各省居民的劳动收入份额变化。劳动收入份额的变动由劳动工人的数量(ΔL_i)与工资水平($\Delta \omega_i$)决定。第2项表示各省居民的资本收入份额变化。资本收入份额变化则由企业数量(ΔE_i)与企业利润($\Delta \pi_i$)决定。

本文构建的理论模型描述了减税政策对收入不平等的影响机制。根据现实经济情况,模型假设高收入者拥有企业的所有权,其主要收入来源为资本收入,而低收入者则以出卖劳动力为生,收入来源为劳动收入。当减税导致企业对劳动力需求增加,这就增加了劳动收入,同时,新进入的企业竞争会挤走企业税后利润,减少资本收入,此时,减税可以缓解收入不平等。相反,若低收入者工薪收入增加幅度小于资本收入的增加,此时,减税反而会加剧收入不平等。因而,收入不平等水平是否改善,需要看减税政策对高收入者资本收入与低收入者劳动收入的影响情况以及相对增长幅度。

四、数据来源与处理

(一)收入不平等指标

为了使得实证分析更加可信,本文通过对相关文献的梳理,选取4类不同指标衡量收入不平等:Gini系数(包括Gini1城镇居民基尼系数、Gini2城乡居民基尼系数)、Gap(城乡收入差距)、Thiel系数、Top20(最高收入层级收入占比)。

1.Gini系数

基尼系数是衡量不平等最常见的指标,国内很多文献均用基尼系数来衡量我国收入不平等。如胡祖光(2004)^[21]、刘穷志(2017)等^[22]。按照数据的可得性,Gini系数的测算也分为两种,一类仅测量城镇居民的收入不平等水平;另一类则将农村居民考虑进来,测算各省综合Gini系数。本文对两类指标均进行了测算,标记为Gini1(仅考虑城镇居民),Gini2(综合考虑城乡)。其中,Gini2的测算方法如下。将城镇居民与农村居民组合并,找出合并后最富裕的20%的人口收入比重和最贫困的20%的人口的收入比重。假设我国最富裕的20%人口在城镇、而最贫困的20%的人口在农村。若某年城镇人口占总人口的比重为A%,根据A% * X% = 20%,求得城镇居民的X%部分人的收入,作为最富裕的20%的人口收入。类似求出最贫困的20%的人口对应的人口收入。最后,用最富裕20%的人口收入比重和最贫困的20%的人口收入比重之差来表示总体基尼系数 $g = P_5 - P_1$ ^[22]。

2.Gap(城乡收入差距)。国内学者另一个衡量指标为城乡收入差距,用城镇人均可支配收入与农村人均纯收入之比来度量,即 $\text{Gap} = \text{城镇人均实际收入} / \text{农村人均实际收入}$,如叶志强(2011)等^[23]。

3.Thiel指数。曹裕和陈晓红(2010)指出基尼系数对中间阶层收入的变化较为明显,而Thiel指数则对两端(高收入与低收入阶层)收入的变动较为敏感,因而Thiel指数更能反应城乡收入差距^[24]。其定义与计算公式为:

$$tl_{i,t} = \sum_{j=2}^2 \left[\frac{p_{ij,t}}{p_{i,t}} \right] \ln \left[\frac{\frac{p_{ij,t}}{z_{ij,t}}}{\frac{p_i,t}{z_{i,t}}} \right] \quad (3)$$

式(3)中,j=1,2分别表示城镇和农村地区,t为年份, z_{ij} 表示i地区城镇或农村的人口数量, z_i 表示i地区的总人口, p_{ij} 表示i地区城镇或农村的总收入(用人口与人均收入之积表示), p_i 表示i地区的总收入。而Thiel指数则为各地区的收入份额与人口份额之比的对数的加权和,权数为收入份额,Thiel指数大于或等于0,其值越大表示不平等水平越高。

4.Top20。外文文献大多采用收入排名靠前的人群占总收入的份额衡量不平等水平。如Suresh

(2018)采用收入排名 Top0.01、Top0.1、Top0.5、Top1 等不同梯度收入份额来衡量不平等水平。由于数据可得性问题,本文采用五分法中收入排名前 20% 的城镇居民收入占总收入的比重,衡量高收入群体占总收入的份额^[12]。不平等数据均来源于各省统计年鉴。按国家统计局数据分类,农村居民分为五等分组,分别为低收入户、中低收入户、中等收入户、中高收入户和高收入户;城镇居民收入一般采用五分法统计,有些省份或不同年份也采用七分组或九分组,为了数据的可比性,本文将七分组与九分组的数据均调整为五等分组。收入指标均采用人均可支配收入。

(二)控制变量

通过对现有文献的梳理与总结,参考 Suresh 等(2018)以及吴万宗等(2018)的研究,本文选取的 5 个控制变量分别为:人均 GDP、失业率、人口增长率、政府规模以及进口状况^{[12][25]}。其中,人均 GDP 用于衡量各省经济情况,对人均 GDP 取对数。失业率与人口增长率用于衡量各省失业水平与人口增长情况。政府规模由政府消费支出占 GDP 的比例衡量。出口指标描述各省对外贸易情况,用进口总额指标衡量,因为额度较大,以万美元为单位并取对数处理。

表 1 变量定义表

变量名称	变量标识	定义及计算公式
城镇基尼系数	Gini1	衡量城镇居民不平等水平。城镇最富裕 20% 的人口收入比重和最贫困的 20% 的人口收入比重之差。
城乡基尼系数	Gini2	衡量城乡居民不平等水平。城镇与农村最富裕 20% 的人口收入比重和最贫困的 20% 的人口收入比重之差。
城乡收入差距	Gap	衡量城乡收入差距。城镇人均可支配收入与农村人均纯收入之比来度量。 Gap=城镇人均实际收入/农村人均实际收入。
泰尔指数	Thiel	衡量城乡收入差距。各地区的收入份额与人口份额之比的对数的加权,权数为收入份额。
前 20% 人口收入占比	Top20	衡量高收入群体收入占比。收入排名靠前的人群占总收入的份额。
人均 GDP	GDP	衡量各省经济状况。对人均 GDP 取对数。
失业率	SY	衡量各省失业水平。
人口增长率	RK	衡量各省人口增长水平。
政府规模	ZFGM	衡量政府规模水平。政府消费支出占 GDP 之比。
进口总额	JK	衡量各省进口情况。以万美元为单位,并对数处理。

(三)描述性统计

本文观测数据来自 2010~2013 年间全国 31 个省(直辖市、自治区),但由于数据可得性原因,黑龙江、广东、吉林、青海的 2013 年数据、湖南和云南 2011~2013 年数据以及山东 2010~2013 年按收入等级划分的人均可支配收入数据缺失。剔除这 7 个数据缺失的省份,最终数据包括来自 2010~2013 年 4 年间 24 个省(直辖市、自治区)的 96 个观测值。按收入等级划分的人均可支配收入来自各省统计年鉴,其他变量指标均来自中国统计年鉴。各变量的描述性统计如下表所示:

表 2 描述性统计

变量	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
Gini1	96	0.300	0.027	0.241	0.392
Gini2	41	0.390	0.066	0.249	0.508
Gap	96	2.901	0.488	2.112	4.073
Theil	96	0.118	0.052	0.020	0.236
Top20	96	0.471	0.047	0.368	0.577
GDP	96	10.579	0.476	9.482	11.514
RK	96	5.457	2.667	-0.390	10.920
SY	96	3.362	0.646	1.200	4.400
ZFGM	96	0.152	0.064	0.087	0.413
JK	96	14.427	1.501	11.253	17.308

注:GDP 与 JK 由于数值较大,均进行对数处理。

五、实证研究与结果分析

为了研究企业减税政策对收入不平等的影响,本文选用2012年我国进行的“营改增”结构性减税政策进行实证分析。我们选取了2010~2013年间全国24个省(市、自治区)的样本,共计97个。为了确保结果的稳健性,选用5种不同方法度量居民收入不平等的指标进行回归。同时,为了更准确地测评出“营改增”减税政策对收入不平等的影响,本文选用PSM-DID方法进行回归。

(一)测评策略

“营改增”结构性改革是我国减税降费的一项重要举措。“营改增”结构性改革是随时间的推移逐渐在全国开展,2012年上海作为首批“营改增”试点地区,涉及行业包括交通运输和现代服务业(1+6行业),其中6个现代服务业包括研发和技术、信息技术、文化创意、物流辅助、有形动产租赁、鉴证咨询服务。随后,“营改增”范围逐渐在地区与行业扩围。2012年8月1日,试点地区扩大到北京、天津、江苏、安徽、浙江、福建、湖北、广东。2013年8月,“1+6”试点范围扩展到全国。2014年1月起,在全国范围内将铁路运输与邮政业纳入“营改增”试点。2016年5月,将剩余的建筑业、房地产业、金融业和生活服务业纳入“营改增”范围。

由于“营改增”采取先试点后推广的渐进式改革模式,可以视为一项准自然实验。“营改增”在2012年在上海、北京、天津、江苏、安徽、浙江、福建、湖北、广东展开,2013年8月才扩展到全国。本文选择2010~2013年为考察样本区间,以是否进行“营改增”试点作为区分标准,将实行“营改增1+6”试点的地区作为处理组,取值为1,样本期间未进行“营改增”的省份作为对照组,取值为0。需要注意的是,由于2013年8月,“营改增1+6”试点范围扩展到全国,除了上海、北京、天津等地区的其他地方也开始了“营改增”改革,但由于“营改增”减税政策对收入不平等的影响并不是立杆见影的,“营改增”政策对收入不平等的影响还非常小,因而在2010~2013年其他地区依旧作为控制组。另外,“营改增”试点除了上海是2012年1月开始外,北京、天津、江苏等地区则于2012年8月开展,因而本文设定“营改增”减税政策实施时点为2012年,即2012年及以后的年份为政策实施期,取值为1。

本文的测评策略为:首先,在没有控制变量的情况下,分别对不同指标衡量的不平等变量进行DID分析。其次,DID方法虽然能有效测评出政策效果,但需要建立在共同趋势前提条件下。由于各省具有不可避免的异质性,为了确保干预效应估计是建立在可比个体之间的不同结果的基础上,在DID方法的基础上,我们引入倾向得分匹配方法(PSM),相比DID方法,DID-PSM方法可为每一个处理组选取与之情况最为相近的控制组进行DID分析,即使得处理组与控制组满足共同趋势假定,政策识别更为精确。最后,为了使得检验结果更为稳健,将对不同衡量标准下的不平等指标进行反事实检验。另外,为了避免面板数据模型的标准误低估而产生的显著性高估问题,在以下所有回归中均在省级层面进行聚类标准误。

(二)实证结果

根据经典DID模型,减税影响收入不平等的回归方程可表示为下式:

$$\text{Inequality}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 * \text{treat}_i + \alpha_2 * \text{period}_t + \text{diff} * \text{treat}_i * \text{period}_t + \Psi X_{it} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中, Inequality_{it} 为*i*省*t*时期的收入不平等指标,本文有5个不同的衡量指标。 treat_i 与 period_t 分别为分组虚拟变量与政策实施虚拟变量,若个体*i*受政策实施影响,则*i*属于处理组,此时 $\text{treat}_i = 1$;若*i*不受政策实施影响,则个体*i*属于对照组, $\text{treat}_i = 0$ 。若*t*为政策实施之前(2012年前),则 $\text{period}_t = 0$;政策实施之后(2012年及以后),则 $\text{period}_t = 1$ 。 $\text{treat}_i * \text{period}_t$ 为分组虚拟变量与政策实施虚拟变量的交互项,系数 diff 度量“营改增”减税政策对不平等水平的做用效果。 X_{it} 为一系控制变量,包括人均GDP、失业率、人口增长率、政府规模、进口总额。为了避免面板数据模型的标准误低估而产生的显著性高估的问题,回归中 ϵ_{it} 在省级层面进实行聚类标准误(cluster)。

首先,我们对5个不平等指标分别进行DID分析。表1显示了在全样本情况下,用DID方法测量的“营改增”减税政策对收入不平等水平的影响。第(1)~(5)列分别报告了在没有控制变量

的情况下,“营改增”减税政策对各类不平等指标的影响情况,其中除了第(1)列结果显示,“营改增”能略微降低不平等水平外,其他的不平等指标均显示,“营改增”减税政策会加剧我国不平等水平恶化。第(1)列结果显示“营改增”对我国城镇不平等有少许的减缓作用,“营改增”试点的实施使城镇不平等水平减缓了0.01,结果在10%水平上显著。第(3)与(4)列结果表明“营改增”减税政策恶化了不平等水平,2012年“营改增”试点使得试点地区城乡不平等指数及Theil指数分别增加0.106与0.009,结果在5%水平上显著。另外,第(2)与(5)列结果虽然系数为正,但结果不显著,这可能是由于地区间情况存在差异,从而影响DID的政策识别效果。表1结果表明,2010~2013年实行的“营改增”减税政策,在一定程度上加剧了试点地区城镇与农村间不平等水平,但对城镇不平等水平有略微的缓解作用。但由于地区间的异质性,用传统DID方法得出的结果并不准确,还需要排除地区间差异进行分析。

表3 运用DID分析“营改增”减税政策对收入不平等的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Gini1	Gini2	Gap	Theil	Top20
treat * period	-0.010*	0.004	0.106**	0.009**	0.002
	(-1.89)	(0.55)	(2.28)	(2.34)	(0.44)
常数	0.309***	0.379***	2.691***	0.100***	0.461***
	(64.82)	(91.00)	(97.87)	(46.03)	(115.70)
样本量	96	41	96	96	96
adj. R ²	0.161	0.474	0.670	0.736	0.317

注:(1)***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著,下表同;(2)此表为没有控制变量的情况下,对全样本进行的DID分析。

其次,运用DID-PSM方法,排除因省份间差异而带来的政策识别误差。PSM(倾向评分匹配)方法的优势在于,在所有样本中区分哪些省份与处理组样本更为相近,从而划归为控制组。上一种方法中,我们用所有未实行“营改增”减税政策的省份作为控制组,而在PSM-DID方法中,我们从所有控制组中选择与处理组在地理与经济特征上更为相近的省份作为控制组,这就很好的满足了DID方法需要满足的共同趋势假设。因而,我们用PSM法新匹配出的控制组与原本的处理组样本重新进行DID分析。具体方法为:运用PSM通过Logit模型以1比1的原则进行匹配,估计样本的倾向得分,然后通过倾向得分将处理组与控制组相匹配。最后,用处理组与新的控制组进行DID分析,更好识别“营改增”的政策效果。另外,由于Gini2指标数据缺失较多,在这阶段的回归中,仅对其它4个不平等指标进行回归。回归方程如下式(5):

$$\text{Inequality}_{st} = \alpha_0 + \alpha_1 * \text{treat}_s + \alpha_2 * \text{period}_t + \text{diff} * \text{treat}_s * \text{period}_t + \Psi X_{st} + \epsilon_{st} \quad (5)$$

回归方程(5)与DID分析时所用方程基本一致,但其中s表示新的样本组合,并非上一阶段的全样本。与上式相同,我们同样使得 ϵ_{st} 在省级层面进行聚类标准误。系数 β 衡量减税对收入不平等的平均效应。

表2展示了对实验组与控制组进行PSM匹配之后,“营改增”减税政策对收入不平等水平的影响^②。第(1)~(8)列结果显示,“营改增”减税政策对收入不平等的影响均为正,且第(2)~(7)列结果显著为正,表明“营改增”减税政策确实恶化了我国收入不平等水平。第(1)~(4)列为不考虑控制变量的结果,结果表明在试点地区,由于“营改增”政策城乡收入差距增加1.110,Theil指数增加0.126,收入排名前20%所占收入比例增加了0.125,结果均在0.05水平上显著。但第(1)列结果在不加入控制变量情况下依旧不显著。第(5)~(8)列则为加入控制变量后,“营改增”政策对收入不平等的影响。结果表明无论用何种不平等指标进行衡量,减税政策均恶化了试点地区的收入不平等水平,其中对城乡收入水平差异的影响最大,试点地区的城乡收入差异增加了1.081,结果在5%水平上显著。另外,对试点地区城镇Gini1系数增加了0.118,Theil指数增加了0.102,收入排名前20%人群收入占比增加了0.105,结果均在1%水平上显著为正。

表 4 运用 DID-PSM 分析“营改增”减税政策对收入不平等的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Gini1	Gap	Theil	Top20	Gini1	Gap	Theil	Top20
treat * period	0.029 (1.15)	1.110 ** (3.00)	0.126 ** (2.80)	0.125 ** (2.91)	0.118 *** (3.24)	1.081 ** (2.39)	0.102 *** (3.89)	0.105 *** (4.49)
GDP					-0.063 (-1.56)	-1.070 ** (-2.21)	-0.127 *** (-3.59)	-0.127 *** (-5.70)
SY					-0.002 (-0.13)	-0.045 (-0.23)	0.001 (0.06)	0.000 (0.04)
RK					-0.003 (-0.74)	-0.036 (-0.39)	-0.005 (-0.79)	-0.008 ** (-2.25)
ZFGM					-0.165 (-1.34)	-3.109 (-1.58)	-0.280 * (-1.98)	-0.291 ** (-2.77)
JK					0.019 ** (2.70)	0.086 (1.04)	0.009 * (1.81)	0.006 (1.04)
常数	0.318 *** (57.40)	3.451 *** (25.15)	0.175 *** (10.24)	0.531 *** (49.99)	0.848 * (1.98)	14.854 ** (2.22)	1.494 *** (3.13)	1.911 *** (6.15)
样本量	18	18	18	18	18	18	18	18
adj. R ²	-0.032	0.326	0.333	0.386	-0.039	0.579	0.831	0.919

注：由于 Gini2 的数据较少，因而 PSM-DID 仅对除 Gini2 的其他指标进行回归。

(三) 稳健性检验

除了对不同衡量指标分别进行分析，为了确保结论更为稳健，在这一部分进行安慰剂检验。我们还需要排除这样一种巧合，收入不平等程度的加剧并不是由于“营改增”减税政策所导致，之前的回归是虚假回归。为了证明收入不平等程度的加剧确实是由于“营改增”减税政策导致的，我们需要验证若未实行“营改增”政策，收入不平等程度是否会发生变化。因而，我们取 2010~2011 年的处理组与控制组样本，假设 2011 年为政策实施年份，进行安慰剂检验。理论上，两组收入不平等情况均不受减税政策影响，因而处理组的收入不平等程度并不会改变。检验结果如表 3 所示，第(1)~(6)列表明，重新对 5 种指标进行 DID 分析，回归结果均不显著，因而证实了我们之前的猜想，试点地区的收入不平等程度加剧并不是偶然巧合，而是因为“营改增”减税政策所导致，稳健性检验通过。

表 5 安慰剂检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Gini1	Gini2	gap	Theil	Top20
treat * period	-0.014 (-1.63)	0.011 (1.06)	0.066 (1.65)	0.004 (1.35)	-0.005 (-0.89)
GDP	0.007 (0.90)	-0.021 (-0.41)	-0.186 (-0.84)	-0.039 * (-1.77)	-0.028 (-1.33)
SY	-0.002 (-0.14)	0.044 * (2.07)	-0.120 (-1.13)	-0.009 (-0.97)	0.001 (0.06)
RK	0.001 (0.27)	0.005 * (1.99)	-0.026 (-0.62)	-0.001 (-0.42)	0.000 (0.02)
ZFGM	0.008 (0.08)	0.580 * (2.12)	-1.596 (-1.08)	-0.170 (-1.30)	-0.036 (-0.30)
JK	-0.005 (-0.99)	-0.031 (-1.80)	-0.246 *** (-3.10)	-0.022 *** (-3.14)	-0.018 ** (-2.59)
常数	0.286 * (1.91)	0.789 * (1.89)	9.208 *** (3.62)	0.912 *** (3.99)	1.021 *** (4.18)
样本量	48	20	48	48	48
adj. R ²	-0.016	0.711	0.495	0.642	0.595

六、结论与启示

本文研究了企业减税政策如何影响居民收入不平等水平,首先将收入分解为劳动收入与资本收入,构建了理论模型来分析企业减税影响收入不平等的作用机理。理论模型认为,高收入群体通常拥有更多的资本收入,而低收入群体则以劳动收入为主,当减税政策使得低收入者的劳动收入增加幅度低于高收入者资本收入的增加幅度时,那么减税政策就会恶化收入不平等水平,反之则会降低不平等状况。为了探究我国减税政策是否会加剧收入不平等水平,我们选取2010~2013年间全国24个省份96个样本以及“营改增”自然实验,采用PSM-DID方法,度量了2012年“营改增”减税政策对试点地区不平等水平的影响,以此来验证我国企业减税政策对收入不平等的影响情况。我们的研究发现,2012年的“营改增”减税政策加剧了试点地区的收入不平等水平。根据理论模型,这是由于低收入群体主要以劳动收入为主,而高收入群体还有额外的资本收入,“营改增”减税政策虽然在一定程度上提高了劳动者收入水平,但对高收入者资本收入的正向影响更为强烈。即在短期内,以劳动收入为主要来源的低收入群体所获得的工资水平增加要少于有额外资本收入的高收入群体的收入增加。

本文从收入不平等角度探讨了企业减税政策带来的影响,并为结构性减税政策的完善和展开提供了可供参考的经验证据。其一,企业减税会导致资本收入增加,减少工资和薪水收入在总收入中的占比,从而加剧收入不平等水平。因而从国家层面来看,政府在制定企业减税政策时,应该更加重视企业减税对收入不平等的影响,不能以牺牲公平为代价追求短期的经济增长。其二,对增值税进行结构性调整。由于低收入家庭的生活必需品占其支出的份额远高于高收入家庭,这就导致低收入家庭所承担的生活必需品行业的实际税负远大于高收入家庭,因而减轻生活必需品行业,如食品、药品行业的税负,可以有效减轻低收入家庭的实际税收负担,缓解收入不平等情况。其三,“营改增”与其他税种改革配套进行。由于增值税累退性特征,在全面推行“营改增”后,仍可能加剧收入不平等水平。为了缓解我国收入不平等状况还需要一系列配套改革,如积极发挥个人所得税对收入分配调节作用,将一些高档消费品和高消费行为纳入消费税征收范围;尽快推进房地产税、遗产税等税制建设。需要强调的是,尽管本文发现企业减税会加剧收入不平等,但这并不是对减税政策的全面否定。随着结构性减税的进一步推进,如何在推行减税政策的同时,重视收入不平等问题并采取措施予以解决,是非常值得关注的问题。

参考文献:

- [1] 杨灿明.减税降费:成效、问题与路径选择[J]. 财贸经济, 2017,(9):5—17.
- [2] Joel, S. High-Income Families and the Tax Changes of the 1980s: The Anatomy of Behavioral Response[Z]. NBER Working Papers 5218, 1995.
- [3] 陈焯,张欣,寇恩惠,刘明.增值税转型对就业负面影响的CGE模拟分析[J]. 经济研究, 2010,(9):29—42.
- [4] 平新乔,梁爽,郝朝艳.增值税与营业税的福利效应研究[J]. 经济研究, 2009,(9):66—80.
- [5] 倪红福,龚六堂,王茜茜.“营改增”的价格效应和收入分配效应[J]. 中国工业经济, 2016,(12):25—41.
- [6] 程子建.增值税扩围改革的价格影响与福利效应[J]. 财经研究, 2011,(10):4—14.
- [7] 赵颖,王亚丽.增值税“扩围”对城镇居民收入分配影响分析[J]. 财贸研究, 2013,(1):86—94.
- [8] 袁红英.新一轮世界减税潮:特征、影响与应对[J]. 东岳论丛, 2018,(4):20—28.
- [9] 汪昊.“营改增”减税的收入分配效应[J]. 财政研究, 2016,(10):85—100.
- [10] 刘海波,邵飞飞,钟学超.我国结构性减税政策及其收入分配效应——基于异质性家庭NK-DSGE的模拟分析[J]. 财政研究, 2019,(3):30—46.
- [11] Lindsey, L. B. Individual Taxpayer Response to Tax Cuts: 1982—1984: With Implications for the Revenue Maximizing Tax Rate[J]. Journal of Public Economics, 1987, 33(2):173—206.

(下转第123页)