

doi:10.13582/j.cnki.1672-7835.2021.01.009

营改增是否减轻了企业税负： 基于交通运输业的准自然实验

高玉强¹, 束永康¹, 孙开²

(1. 青岛大学 经济学院, 山东 青岛 266071; 2. 东北财经大学 财政税务学院, 辽宁 大连 116025)

摘要: 交通运输业作为营改增第一批试点行业, 改革效果对未来政策优化具有指导意义。基于2007~2018年交通运输行业113家上市公司的面板数据, 运用PSM-DID实证检验了营改增对企业的减税效应。研究表明: 营改增对交通运输企业的减税效应显著; 机制分析发现, 减税效应是通过影响总资产周转率、投资活动现金流出规模与净资产同比增长率实现的; 减税效应所呈现的时滞性在国企与非国企间存在明显异质性。因此, 应加快增值税法定化进程; 增值税未来的优化方向应聚焦在税率并档; 企业应优化资金的供应方式, 积极引进先进技术和人才。

关键词: 营改增; 企业税负; 双重差分法; 交通运输业

中图分类号: F812.42

文献标志码: A

文章编号: 1672-7835(2021)01-0059-08

政府作为宏观经济发展的引导者, 在尊重市场经济规律的基础上往往通过推进财税体制改革激发市场活力, 实现经济高质量发展。作为降低企业税收负担的重要政策之一, 营改增于2012年1月1日在上海试点。但由于改革企业在时间顺序和个体特征上存在较大差异, 改革效果截然不同。本文以最先纳入试点的交通运输业(除铁路运输)为研究对象, 分析营改增的减税效应, 为今后改革方案的优化和政策实施路径的调整提供借鉴。对营改增的减税效应, 学界主要有两种代表性观点。一种观点认为营改增对企业产生了减税效应。王家永等认为交通运输业整体税负显著下降, 但水路运输企业与航空运输企业的减税力度不同, 减税效应的差异源于部分行业进项税额抵扣不充分, 以及行业设备使用周期不同^①。李伟和李卫平发现营改增对交通运输业有普遍的减税

作用, 且减税效应的大小与固定资产和存货的投入比重正相关^②。高利芳和张东旭利用DID模型进行动态分析, 认为营改增的减税效应呈现时间上的滞后性和行业上的异质性^③。乔俊峰和张春雷使用PSM-DID分批次考察了营改增的减税作用, 研究发现交通运输企业的减税效应具有时滞性, 且改革行业所处的批次越早, 时滞性越显著^④。另一观点认为营改增未能实现减税目标。刘松颖选取国有大型物流集团和相关子公司为研究对象, 发现营改增后企业的税负并未呈现下降趋势^⑤。王玉兰和李雅坤将交通运输业分为陆路运输、水路运输和航空运输, 并假定样本企业没有采购新的设备, 研究发现营改增降低交通运输业所得税的同时却提高了流转税, 且所得税的变动比例仅为流转税变动比例的25%, 并表明这种税负的反向变动是导致企业税收负担不降反增的主

收稿日期: 2020-07-02

基金项目: 国家社会科学基金项目(20BJL074)

作者简介: 高玉强(1980—), 男, 山东青岛人, 博士, 副教授, 主要从事财税理论与政策研究。

①王家永, 史晓芳, 于琨昊:《营改增对大连试点行业影响研究》,《经济研究参考》2016年第21期。

②李伟, 李卫平:《营改增对交通运输业上市公司税负和财务的影响研究》,《上海经济研究》2016年第1期。

③高利芳, 张东旭:《营改增对企业税负的影响》,《税务研究》2019年第4期。

④乔俊峰, 张春雷:《“营改增”、税收征管行为和企业流转税税负——来自中国上市公司的证据》,《财政研究》2019年第7期。

⑤刘松颖:《“营改增”对交通运输企业税负的影响及对策分析——以北京某大型国有物流集团为例》,《山西财经大学学报》2013年第8期。

要原因^①。李宝锋和杨志安从行业整体层面分析了交通运输业不同纳税人的税负变化,提出营改增后减税效果虽然不显著,但企业通过合理选择纳税人类型可以在一定程度上降低税负,并鼓励政府放宽一般纳税人认定标准^②。

本文可能的创新有以下两点:第一,目前国内对于营改增减税效应时滞性的研究较少,本文选取沪深A股中113家交通运输企业2007~2018年的面板数据,使用PSM-DID实证检验了营改增对交通运输业的减税效应及其时滞性。第二,本文以总资产周转率、投资活动现金流出规模和净资产同比增长率为中介变量,对营改增进行了中介机制分析,为政策机制研究提供参考。

一 理论分析与研究假设

(一) 营改增与企业税负

营改增作为我国一项重要的财政体制改革,目的在于降低企业税收负担,改善经济发展环境。从国民经济角度,改革实施后要求产业链自上而下统一缴纳增值税,税收抵扣链条日益完善,生产的各个环节都能享受到政策红利。从交通运输行业角度,该行业发展需要大量来自上游企业的进口产品,如燃油、大型运输设备、相关应税服务等。营改增实施前购入上述产品无法抵扣销项税,购入产品总价值中可抵扣金额较少。改革后越来越多的行业被纳入试点,假设企业采购项目不变,企业购入产品总价值中可抵扣金额占比上升,可抵扣金额占比越高,企业减税效应越显著^③。

据此提出本文研究假设H1:营改增降低了交通运输业试点企业的税负。

(二) 营改增减税效应呈现时滞性

营改增减税效应的时滞性源于两个方面。第一,营改增分行业逐步推进,导致增值税抵扣链条实现完整化的进程延长。一般而言,营改增减税效应的大小与增值税抵扣链条的完整性呈正相关关系。增值税扩围的循序渐进,难以在短时间内迅速延长抵扣链条,因此减税效应呈现滞后性特征。第二,由于同行业内不同企业所面临的生产经营条件不同,所处的生产经营周期不同,因而试点企业对政策的反应速度不尽相同。交通运输企业实现税负下降需要增加对设备与不动产的购

置,加快固定资产的更新。然而,财务状况的不同使得企业对政策的反应迥然有异。大部分企业在固定资产尚未折旧报废前无需更无力进行更换,在固定资产投资不足的情况下难以享受减税政策红利。部分企业财务状况良好,资金充足,为了提高企业生产效率,增强企业竞争力,可能会提前更换机器设备,增加增值税进项税额的抵扣,进而降低企业税负。由于当期可抵扣进项税额的多少将直接决定企业的实际税负,从行业整体角度分析可知,企业对固定资产的需求越大,减税效应越显著。本文对处理组50家企业2012~2018年固定资产增长率进行了分析,结果显示2012~2014年固定资产增长率为20.15%、7.14%、17.56%,平均增长率仅为14.95%;而2015~2018年固定资产增长率分别是30.39%、19.44%、15.64%、22.34%,平均增长率高达21.95%。显然,从改革伊始到企业加大对固定资产的投资有较长的时间间隔,这也印证了营改增减税效应存在时滞性的结论。

据此提出研究假设H2:营改增的减税效应呈现时滞性。

(三) 营改增减税效应的途径

总资产周转率是衡量企业资金利用能力的重要指标。营改增实施后交通运输业采购可抵扣产品的增值税不计入当期资产总额,假设企业在改革前后的采购费用和营业收入不变。改革后购买交通运输设备和其他可抵扣产品的入账价值要小于改革前的入账价值,通过总资产周转率的公式可知,营改增实施后交通运输企业的总资产周转率将会显著上升,即企业的资金利用能力有所提高。这也意味着在保持资金周转率不变的前提下,企业用于采购的投资有所减少。企业有更多的资金来扩大企业规模,提高外购产品金额中可抵扣项目金额的占比,从而实现企业税负的下降。

就交通运输企业而言,固定资产投资占总投资的比重较高。营改增实施后,企业投资的部分固定资产可以享受进项税抵扣的政策红利,大幅降低了投资成本。在其他投资活动金额不变的前提下,企业用较少的资金就能达到预期投资目标,因此相对于非试点行业,交通运输企业的投资活动现金流出额将会减少,同时企业的闲置资金将

^①王玉兰,李雅坤:《“营改增”对交通运输业税负及盈利水平影响研究——以沪市上市公司为例》,《财政研究》2014年第5期。

^②李宝锋,杨志安:《交通运输业“营改增”的减税效应:问题与对策》,《税务与经济》2017年第6期。

^③潘文轩:《“营改增”试点中部分企业税负“不减反增”现象释疑》,《财贸研究》2013年第1期。

会增加。作为利益导向型的主体,企业会将这些原本用于投资活动的资金投向经营活动和筹资活动,用以扩大业务范围,提高企业效益。显然这种企业内部资金的再分配有利于提高营业收入,而营改增的减税效应也在一定程度上减少了企业应缴纳的流转税额,企业税负将会下降。

《营业税改征增值税试点方案》规定,交通运输企业一般纳税人外购的燃料、设备、劳务服务等取得的进项税可以抵扣销项税。作为企业主要的进口产品,税收抵扣后无疑降低了企业的成本费用。同时改革后交通运输企业的融资租赁成本也有所下降,航空运输和水路运输企业以融资租赁方式持有的运输设备较多,改革前由于租赁企业缴纳营业税,无法开具增值税专用发票,交通运输企业在融资租入大型运输设备时不能抵扣销项税额,企业经营成本较高。营改增后,租赁企业被纳入增值税征收范围,可以开具增值税专用发票,进一步降低了交通运输业的成本费用,企业净资产增长速度有所提高。同时,营改增通过加快企业净资产增长间接刺激企业扩张规模,伴随企业规模的扩大,盈利能力和收入水平都会显著提高。在减税和增收的双重作用下,交通运输企业的税收负担有所下降。

据此提出研究假设 H3:营改增的减税效应是通过改变总资产周转率、投资活动现金流出规模、净资产同比增长率实现的。

二 实证设计

(一) 数据来源与变量选取

1. 数据来源与处理

从 Wind 数据库中选择 2012 年实施营改增试点的 50 家交通运输企业作为处理组,2016 年实施营改增的 63 家企业作为对照组,以上述上市公司 2007~2018 年的财务数据作为研究样本。为了确保数据的准确性,本文将涉及的样本数据与国泰安、同花顺、锐思等数据库进行了交叉对比。为了避免极端值对研究的影响,对所有连续型变量进行了上下 1% 的缩尾处理。

2. 变量选取

为了科学准确地评估营改增对企业的减税效应,参考曹越与李晶的研究^①,选取以下指标:税收负担率,总资产利润率,销售净利率,基本每股收益,企业年龄,企业年龄的自然对数,实收资本(或股本)规模,总资产周转率,投资活动现金流出规模,净资产同比增长率。相关变量选取及计算方法见表 1。

表 1 变量定义与计算说明

变量类别	变量代码	变量名称	计算说明
被解释变量	Ptb	税收负担率	(增值税+营业税)/营业收入
解释变量	Treated	政策变量	处理组,赋值 1;对照组,赋值 0
	Time	时间虚拟变量	政策实施前赋值 0;政策实施后赋值 1
控制变量	Pmt	总资产利润率	利润总额/期末总资产
	Age	企业年龄	年份减去企业注册年份加 1
	Lnage	企业年龄自然对数	年份减去企业注册年份加 1 的自然对数
	Bep	基本每股收益	归属于普通股股东当期净利润/当期发行在外普通股的加权平均数
	Nsi	销售净利率	净利润/销售收入
	Lnpic	实收资本(或股本)规模	实收资本(或股本)的自然对数
中介变量	Roa	总资产周转率	本期营业收入/期末总资产
	Lnico	投资活动现金流出规模	投资活动现金流出小计的自然对数
	Gra	净资产同比增长率	(本期净资产总额-上期净资产总额)/上期净资产总额

(二) 描述性统计

主要变量的描述性统计结果如表 2 所示。全样本税收负担率均值为 0.033,最大值为 0.140,最小值为 0.002,说明企业间税收负担率相差较大。基本每股收益的均值为 0.445,最大值为 2.740,最

小值为-0.752,说明不同企业的盈利能力存在差异,其中对照组的盈利能力要高于处理组,可能是对照组企业有较好的财务结构和运营能力。销售净利率的均值为 0.160,最大值为 1.348,最小值为-0.295,表明行业利润在企业间的分布不均,部分

^①曹越,李晶:“营改增”是否降低了流转税税负——来自中国上市公司的证据,《财贸经济》2016 年第 11 期。

企业的竞争力不足,销售净利率甚至出现了负值,主要原因可能是这些企业的运营成本和税金的增长过快,超过了销售收入的增长速度,税制改革对这部分企业尤为重要。总资产周转率的均值为0.481,最大值为2.019,最小值为0.024,这反映出大部分企业的资金利用效率不足,周转缓慢。处理组总资产周转率的均值为0.536,对照组总资产周转率的均值为0.438,表明处理组企业能更好的

处理闲置资产以节约资金。为了比较营改增前后企业税负的变化,本文将样本数据进一步划分为“营改增前”和“营改增后”两部分。对比发现,处理组税收负担率均值在改革后未发生明显变化,而对照组的税收负担率均值由3.7%上升为4.5%,增长显著。两组数据的差异反映出非试点企业的税收负担率在营改增实施后呈上升趋势,也从侧面证明了营改增对试点企业的减税效果。

表2 主要变量的描述性统计

变量	全样本					处理组		对照组	
	样本量	最小值	最大值	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
Ptb	1 356	0.002	0.140	0.033	0.023	0.023	0.014	0.042	0.025
Time	1 356	0	1	0.583	0.493	0.583	0.493	0.583	0.493
Treated	1 356	0	1	0.442	0.497	1	0	0	0
Pmt	1 356	-0.114	0.241	0.053	0.053	0.061	0.055	0.046	0.050
Nsi	1 356	-0.295	1.348	0.160	0.218	0.169	0.235	0.154	0.204
Bep	1 356	-0.752	2.740	0.445	0.522	0.339	0.402	0.528	0.587
Age	1 356	1	38	18.820	6.281	17.120	5.951	20.167	6.213
Lnage	1 356	0	3.638	2.868	0.397	2.767	0.413	2.943	0.365
Lnpic	1 356	18.198	25.031	20.830	1.363	20.948	1.245	20.736	1.444
Roa	1 356	0.024	2.019	0.481	0.400	0.536	0.444	0.438	0.355
Lnico	1 356	14.026	28.362	20.415	2.688	20.367	1.899	20.453	3.178
Gra	1 356	-0.344	4.746	0.237	0.604	0.190	0.540	0.274	0.649

(三) 模型构建

$$Ptb_{it} = \alpha + \beta_1 Treated_i \times Time_t + \beta_2 Control_{it} + \eta_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

本文设置模型(1)对假设H1进行检验。 $Treated_i$ 是政策虚拟变量,如果企业于2012年纳入营改增范围则赋值为1,否则为0,即2012年最早实施营改增的交通运输企业(除铁路运输)作为处理组,取值为1,其余企业取值为0。 $Time_t$ 是时间虚拟变量,处理组政策实施以前取值为0,实施后取值为1。对照组2012年之前取值为0,之后为1。交互项 $Treated_i \times Time_t$ 的系数 β_1 是我们重点研究目标,该系数反映了2012营改增企业相对于非营改增企业在政策实施前后的税负差异。 $Control_{it}$ 代表控制变量,参考曹越与李晶的研究,选取了如下影响企业税负的因素:销售净利润、基本每股收益、总资产利润率、企业年龄自然对数、实收资本(或股本)规模^①。 η_i 代表时间固定效应, δ_i 代表企业个体固定效应。

为深入探讨营改增政策的时滞性,进一步将模型(1)中的交互项 $Treated_i \times Time_t$ 按年份进行分解,构建模型(2)以验证假设H2。

$$Ptb_{it} = \alpha + \beta_0 Current + \sum_{i=1}^6 \beta_i After_i + \beta_7 Control_{it} + \eta_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

自变量Current在 $Treated_i = 1$ 且Year = 2012时取值为1,其他取0。变量 $After_i$ 在 $Treated_i = 1$ 且政策实施后第i年取值为1,否则为0。其余变量经济含义与模型(1)相同。

为了研究核心解释变量 $Treated_i \times Time_t$ 通过总资产周转率、投资活动现金流出规模和净资产同比增长率对企业税负的影响是否存在,我们构建递推方程组检验假设H3。

$$Ptb_{it} = \alpha + \beta_0 Treated_i \times Time_t + \beta_1 X_{it} + \eta_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \alpha + \omega Treated_i \times Time_t + \beta_2 X_{it} + \eta_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Ptb_{it} = \alpha + \varphi Treated_i \times Time_t + \gamma M_{it} + \beta_2 X_{it} + \eta_i + \delta_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,M代表中介变量,X代表控制变量, β_0 、 ω 、 φ 、 γ 是主要待估参数, ε_{it} 是误差项,其他变量同模型(1)。本文参考了田宗英和高越的研究,利用逐步检验回归系数法进行中介效应检验^②。

①曹越,李晶:“营改增”是否降低了流转税税负——来自中国上市公司的证据,《财贸经济》2016年第11期。

②田宗英,高越:《OFDI与经济增长——基于金融市场中中介效应的研究》,《区域金融研究》2017年第11期。

三 实证研究结果与分析

(一) 平行趋势检验

在对模型(1)和模型(2)检验前,先将样本的处理组和对照组通过构建的 Logit 模型进行匹配。

$$Treated_i = \beta_0 + \beta_1 Pmt_i + \beta_2 Bep_i + \beta_3 Age_i + \beta_4 Lnpic_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

对模型(6)进行 Logit 逐步回归选取匹配变量,最终确定以总资产利润率、基本每股收益、企业年龄、实收资本(或股本)规模为匹配变量。匹配结果如表 3 所示。

表 3 PSM 配对后的变量差异分析

变量	是否匹配 (Y/N)	Mean		T-test	
		Treated	Control	t	p> t
Pmt	N	0.057	0.051	0.62	0.537
	Y	0.061	0.069	-0.75	0.453
Age	N	15.620	18.667	-3.17	0.002
	Y	16.172	16.213	-0.05	0.964
Bep	N	0.310	0.507	-2.18	0.032
	Y	0.346	0.356	-0.16	0.875
Lnpic	N	20.865	20.618	0.98	0.331
	Y	20.718	20.592	0.50	0.621

由表 3 可知通过 PSM 匹配,协变量总资产利润率、企业年龄、基本每股收益、实收资本(或股本)规模的 t 检验结果不能拒绝处理组和对照组无差异的原假设,说明 PSM 较好的控制了样本间天然差异。匹配结束后将未参与匹配的样本删除,最终保留处理组、对照组共 106 个。本文对匹配后样本观测值进行平行趋势检验。通过图 1 可知,在 2012 年以前处理组和对照组税收负担率的均值变化规律相同,呈上升趋势,平行趋势假设成立。而在 2012 年以后处理组和对照组税收负担率均值呈相反变化趋势,初步验证 2012 年营改增对交通运输业的减税效应显著。

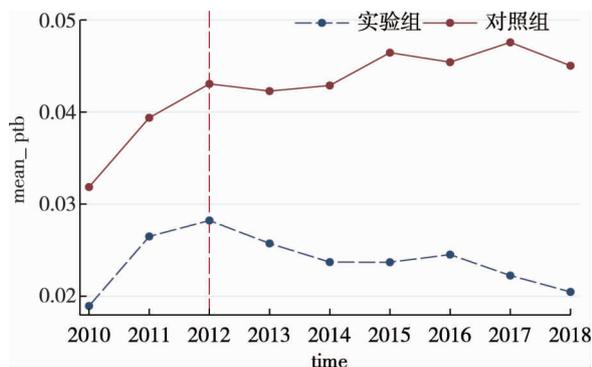


图 1 平行趋势检验

(二) 基准回归分析

表 4 中的回归(a)和(b)是基准回归结果。结果显示无论模型中是否加入控制变量,交互项 $Treated_i \times Time_t$ 的系数显著为负值,说明营改增降低了交通运输业的税收负担。回归(c)与(d)是对模型(2)的回归结果。在不引入控制变量前,营改增的减税效应在政策实施后第二年开始显著为负,且系数的绝对值总体呈上升趋势。在加入控制变量后,同样于营改增实施后第二年开始减税效应显著为负,且系数呈上升趋势。综上所述,营改增实施当年和下一年没有明显的减税效应。试点企业于营改增实施两年后开始享受政策红利,政策效果有显著时滞性。

表 5 是利用递推方程组,分别以总资产周转率(Roa)、投资活动现金流出规模(Lnico)和净资产同比增长率(Gra)为中介变量进行中介效应的检验。回归(a)和(b)以总资产周转率为中介变量进行了回归分析,结果显示交互项 $Treated_i \times Time_t$ 对总资产周转率的影响显著为正,说明营改增提高了企业的总资产周转率。回归结果(b)中交互项 $Treated_i \times Time_t$ 的系数有所上升,证明存在中介效应。进一步分析可知总资产周转率与企业税负反向变化,说明营改增可通过提高总资产周转率来降低企业的税收负担。

回归(c)和(d)以投资活动现金流出规模为中介变量进行了回归分析,结果显示交互项 $Treated_i \times Time_t$ 对投资活动现金流规模的影响显著为负,说明营改增实施后企业的投资活动现金流规模有所下降,回归(d)中交互项 $Treated_i \times Time_t$ 的系数有所上升,证明存在中介效应。进一步分析可知投资活动现金流规模与企业税负同向变化,说明营改增可通过降低投资活动现金流规模来降低企业的税收负担。

回归(e)和(f)以净资产同比增长率为中介变量进行了回归分析,结果显示交互项 $Treated_i \times Time_t$ 对净资产同比增长率的影响显著为正,说明营改增提高了企业的净资产同比增长率。回归(f)中交互项 $Treated_i \times Time_t$ 的系数有所上升,证明存在中介效应。进一步分析可知净资产同比增长率与企业税负反向变化,说明营改增可通过提高企业净资产同比增长率来降低企业的税收负担。

表4 PSM后基准回归

变量	(a)	(b)	(c)	(d)
Treated×Time	-0.008***(0.003)	-0.006***(0.003)		
Current			-0.003(0.004)	-0.001(0.003)
After1			-0.004(0.004)	-0.002(0.003)
After2			-0.007***(0.003)	-0.007***(0.003)
After3			-0.010*** (0.004)	-0.009*** (0.003)
After4			-0.009***(0.004)	-0.006*(0.003)
After5			-0.013*** (0.004)	-0.010*** (0.003)
After6			-0.012*** (0.004)	-0.010*** (0.003)
Nsi		0.056*** (0.013)		0.056*** (0.013)
Bep		-0.007***(0.003)		-0.007***(0.003)
Lnage		-0.012*(0.007)		-0.011*(0.006)
Pmt		-0.069***(0.027)		-0.066***(0.027)
Lnpic		-0.003*(0.002)		-0.003***(0.002)
常数项	0.035*** (0.001)	0.134*** (0.044)	0.035*** (0.001)	0.136*** (0.043)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1 272	1 272	1 272	1 272
R ²	0.629	0.683	0.633	0.686

表5 中介效应检验

变量	(a) Roa	(b) Pt _b	(c) Lnico	(d) Pt _b	(e) Gra	(f) Pt _b
Treated×Time	0.127** (0.052)	-0.005* (0.003)	-0.734*** (0.269)	-0.005** (0.002)	0.265*** (0.075)	-0.006** (0.003)
Roa		-0.011*** (0.003)				
Lnico				0.001* (0.001)		
Gra						-0.001* (0.001)
常数项	0.884 (0.043)	0.143*** (0.926)	1.936 (0.045)	0.131*** (3.773)	-1.377 (0.043)	0.132*** (1.571)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1,272	1,272	1,272	1,272	1,272	1,272
R ²	0.791	0.691	0.791	0.687	0.217	0.683

(三) 稳健性检验

为保证研究结果的准确性,本文进行了如下几种检验。首先,进行安慰剂检验。假设营改增最早开始于2013年。即将政策实施年份向后调整一年,再次验证假设H1、H2。表6中的回归结果(a)和(b)显示政策实施时点推迟一年后,交互项的系数依然显著为负,说明营改增的减税效应显著。回归结果(c)和(d)显示在假设2013年开始实施营改增的前提下,当年的减税效应依然不

显著。不管是否引入控制变量,政策效果从政策实施后第一年开始显著,且呈现上升趋势,进一步证明了政策的时滞性。

其次,更换模型(1)和(2)中的被解释变量。用企业实际缴纳的税收费用在扣除税收返还后与营业收入的比值作为衡量企业税收负担的指标(Pt_{b2}),替换原有的Pt_b,匹配后进行双重差分处理,其他设置和原模型相同。从表7中回归结果(a)和(b)可知不管是否加入控制变量,核心解释

表 6 安慰剂检验

变量	(a)	(b)	(c)	(d)
Treated×Time	-0.009*** (0.003)	-0.007*** (0.002)		
Current			-0.004 (0.003)	-0.002 (0.003)
After1			-0.006** (0.003)	-0.007** (0.003)
After2			-0.010*** (0.003)	-0.009*** (0.003)
After3			-0.008** (0.004)	-0.006* (0.003)
After4			-0.013*** (0.004)	-0.010*** (0.003)
After5			-0.012*** (0.004)	-0.010*** (0.003)
常数项	0.035*** (0.001)	0.135*** (0.043)	0.035*** (0.001)	0.068*** (0.021)
控制变量	NO	YES	NO	YES
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1 272	1 272	1 272	1 272
R ²	0.630	0.684	0.632	0.686

表 7 稳健性检验

变量	(a)	(b)	(c)	(d)
Treated×Time	-0.050*** (0.016)	-0.034** (0.014)		
Current			-0.020* (0.010)	-0.005 (0.010)
After1			-0.052*** (0.019)	-0.037** (0.016)
After2			-0.049** (0.019)	-0.044** (0.019)
After3			-0.040* (0.021)	-0.026 (0.019)
After4			-0.048** (0.020)	-0.026 (0.017)
After5			-0.056*** (0.021)	-0.034* (0.018)
After6			-0.082*** (0.026)	-0.067*** (0.023)
常数项	0.112*** (0.004)	0.352 (0.258)	0.112*** (0.004)	0.363 (0.259)
控制变量	NO	YES	NO	YES
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1 272	1 272	1 272	1 272
R ²	0.547	0.637	0.551	0.641

变量 Treated_i×Time_t 的系数显著为负,表明更换被解释变量后,2012 年实施营改增的处理组相对于对照组而言税负下降依然是显著的。回归结果

(c) 显示在加入控制变量前,营改增实施当年便有显著的减税效应,并随年份的增加不断提高。如回归结果(d)所示,在考虑了控制变量后,政策实施后第一年企业税负开始显著下降,下降幅度整体呈现上升趋势。综上所述,更换解释变量后模型检验结果基本不变,支持了假设 H1、H2。

(四) 异质性检验

本文在对假设 H1、H2 检验的基础上,对处理组进行分类,划分为国有企业和非国有企业。对对照组和模型的选取与前述模型相同。以组为单位进行回归,检验结果如表 8 所示。

表 8 异质性检验

变量	非国企(a)	国企(b)	非国企(c)	国企(d)
Treated×Time	-0.007** (0.003)	-0.005* (0.002)		
Current			-0.001 (0.004)	0.001 (0.003)
After1			-0.003 (0.004)	-0.001 (0.003)
After2			-0.008 (0.005)	-0.005* (0.003)
After3			-0.009** (0.004)	-0.008** (0.003)
After4			-0.008** (0.004)	-0.004 (0.003)
After5			-0.009** (0.004)	-0.009*** (0.003)
After6			-0.010** (0.004)	-0.009*** (0.003)
常数项	0.151*** (0.051)	0.117** (0.046)	0.146*** (0.050)	0.125*** (0.046)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	924	1 188	924	1 188
R ²	0.698	0.693	0.700	0.696

表 8 中回归结果(a)和(b)显示非国有企业双重差分系数的绝对值要比国有企业大,且在 5% 的显著性水平上显著,说明交通运输业试点企业中非国有企业的减税效应更加显著。对比回归结果(c)和(d)可知,非国有企业在改革后第三年税负开始明显下降,国有企业在改革后第二年税负开始明显下降,在时间维度上都显示出不断增大的趋势,减税效应存在显著时滞性,其中非国有企业税收下降幅度大于国有企业。分析原因可能是国有企业有较高的决策机制及时性,面对减税红利时能更快作出反应。而非国有企业作为自负盈亏的主体,利益的驱使下企业能更好的利用减税机制加大投资,推动企业发展,从而具有比国有企业更好的减税效果。

四 结论与启示

运用 PSM-DID 实证检验了营改增对交通运输企业的减税效应及其时滞性、中介效应。研究证明营改增在降低交通运输业税负上效果显著。达到了实现税收中性,消除重复征税的目的。研究还发现,作为最早进行试点的行业,交通运输业的减税效应在政策实施后的第三年开始显著,时间上存在滞后性。同时营改增不仅能直接影响企业税负还可以通过中介变量实现对企业税负的间接影响。本文研究的启示如下:

第一,加快增值税的法定化进程。经过八年的改革,营改增取得了显著的成果。目前我国已基本建立了现代化的增值税制度,具备了良好的立法基础。为了进一步深化改革,构建科学的税收体制,推进税收法定化进程刻不容缓。立法过程中应坚决贯彻税收中性和效率原则,在保持现行税制框架总体不变的前提下通过立法推动新旧动能的转换,促进经济高质量发展。同时也应集思广益,公开征求社会各界的意见。税收执法方面要做到公开透明,严格限制税务机关的自由裁量权。让企业能更好的享受减税红利。

第二,增值税未来的优化方向应聚焦在税率并档。在新的税收环境下,虽然企业整体税负下

降显著,但是多档税率的弊端却未能得到解决。多档税率首先会影响增值税抵扣链条的完整性,导致进项税额不能抵扣。当企业购进产品的税率与自身适用税率不同时还会出现进项税抵扣不足或超额抵扣的问题。其次,多档税率也会增加企业的纳税成本。对于适用不同税率的产品,企业往往需要单独设立账簿,增加企业内部财务部门工作的同时加大了税务机关的征管难度。因此,逐步归并增值税的税率显得尤为重要。

第三,企业应优化资金的供应方式,积极引进先进技术和人才,实现国家政策与企业战略紧密结合,充分发挥改革的减税效应。中介效应的研究为企业未来经营战略的制定提供参考。其一,企业要优化资金的供应方式,减少不必要的投入,保证经营收益与资金投入相匹配。在有限的资金条件下,想要提高总资产周转率,处置闲置资产是关键。将闲置资产转化为现金流投入生产经营中能有效加快周转速度。其二,企业应积极引进先进技术,吸引高质量的人才。先进技术可以从根本上提高企业的生产效率,而高质量的人才可以带动经营模式上的创新,二者共同作用下必然能强化政策的减税效应,提升企业核心竞争力。

Whether Replacing BT with VAT Can Reduce the Tax Burden of Enterprises: A Quasi-Natural Experiment Based on Transportation Industry

GAO Yu-qiang¹, SHU Yong-kang¹ & SUN Kai²

(1. School of Economics, Qingdao University, Qingdao 266071, China;

2. School of Finance and Taxation, Northeast University of Finance and Economics, Dalian 116025, China)

Abstract: As the first batch of pilot industries of replacing business tax (BT) with value-added tax (VAT), the reform effect of transportation industry has much guiding significance for future policy optimization. Based on the panel data of 113 listed companies in transportation industry from 2007 to 2018, this paper empirically tests the tax reduction effect of replacing BT with VAT on enterprises by using PSM-DID. Results show that the tax reduction effect of replacing BT with VAT on transportation enterprises is significant; the mechanism analysis shows that the tax reduction effect is realized by influencing the turnover rate of total assets and the scale of cash outflow from investment activities as well as the year-on-year growth rate of net assets, and the lag of tax reduction effect is obviously heterogeneous between the state-owned enterprises and the non-state-owned ones. Therefore, the process of VAT law should be sped up. The future optimization direction of VAT should focus on the combination of tax rates, and the enterprises should optimize the mode of capital supply and actively introduce advanced technology and talents.

Key words: replacing BT with VAT; enterprise tax burden; difference-in-differences (DID); transportation industry

(责任校对 朱正余)