

“营改增”是否降低了所得税税负

——来自中国上市公司的证据

曹越¹, 易冰心¹, 胡新玉¹, 张卓然²

(1. 湖南大学 工商管理学院, 湖南 长沙 410082; 2. 中国人民大学 商学院, 北京 100872)

[摘要]以2010—2014年中国上市公司的数据为样本,运用PSM和DID方法分别考察了北京、上海等8省市及全国性“营改增”对公司所得税税负的影响。研究发现:与非试点公司相比,“营改增”使得试点公司的所得税税负在上海、8省市试点地区均略有上升,而在全国性试点地区略有下降;与非试点地区试点行业相比,“营改增”使得交通运输业和现代服务业试点公司所得税税负在上海略有上升,而在其他试点省市中略有下降;整体而言,“营改增”对试点公司所得税税负无显著影响。对区分产权性质、是否处于优惠区和关系型交易影响的进一步检验发现:“营改增”对试点公司所得税税负仍无显著影响;但考虑金字塔层级后,“营改增”使得试点国有企业和地方国企的所得税税负显著降低。“营改增”对试点公司所得税税负的影响基本符合政策预期。

[关键词]营改增;所得税税负;税负影响;企业税收;所得税改革;税收改革;流转税改革;公司税负;税收征管

[中图分类号]F812.42 **[文献标志码]**A **[文章编号]**1004-4833(2017)01-0090-14

一、引言

为了完善税制、避免重复征税、促进现代服务业的发展,财政部和国家税务总局于2011年11月16日印发《营业税改征增值税试点方案》(财税[2011]110号),将营业税改征增值税(以下简称“营改增”)的基本原则定位于“合理设置税制要素,改革试点行业总体税负不增加或略有下降”。该方案以交通运输业和部分生产性现代服务业为试点行业,将上海作为首个试点地区,并呈“雁阵”在全国逐步铺开。2016年5月1日起,“营改增”试点范围扩大到建筑业、房地产业、金融业和生活服务业。表1列示了“营改增”具体的试点地区、启动时间、试点行业和政策依据。

财政部税政司数据显示:截至2016年8月底,“营改增”累计实现减税8905亿元。值得注意的是,税政司统计的减税效果既有政策本身的效应,也有企业自身业绩变化和宏观经济形势变化等其他因素的影响。因此,剔除干扰因素,单独考察“营改增”政策本身的减税效果更有参考价值。在已有针对营业税的研究中,学者多侧重关注不同地区之间营业税税率差异对创业的影响^[1]、不确定性条件下营业税的中性设计^[2]以及营业税的税负水平^[3]、福利效应^[4]和征管力度^[5]。针对“营改增”的实证研究,现有文献主要从宏观和微观两个层面展开:一是宏观层面,侧重关注“营改增”的结构性减税效应^[6]、“营改增”对宏观经济、行业增加值、能源消费结构、节能减排、消费性财富、人均效率资本、国民收入分配格局和收入分配效应的影响^[7-8];二是微观方面,侧重关注上海市“营改增”对公司流转税

[收稿日期]2016-06-12

[基金项目]财政部全国会计科研课题重点项目(2015KJA017);湖南省社会科学基金一般项目(15YBA079);国家社会科学基金(16BGL050);财政部全国会计领军人才(后备)人才资助项目(K89Q3N01A)

[作者简介]曹越(1981—),男,湖南常宁人,湖南大学工商管理学院副教授,博士后,从事税收法规与会计准则研究;易冰心(1992—),女,湖南岳阳人,湖南大学工商管理学院硕士研究生,从事资本市场会计研究;胡新玉(1992—),女,湖北潜江人,湖南大学工商管理学院博士研究生,从事资本市场财税问题研究;张卓然(1990—),女,河北张家口人,中国人民大学商学院博士研究生,从事资本市场会计理论与准则研究。

曹越,等:“营改增”是否降低了所得税税负

负^[9-11]、股价波动^[12]、企业投资、劳动雇佣、研发行为^[13]、企业成长^[14]、财务业绩^[15]和专业化分工^[16]的影响。

表1 “营改增”改革进程与试点行业

| 试点地区 | 试点时间 | 试点行业 | 试点前营业税税率 | 试点后增值税税率(一般纳税人) | 政策依据 |
|-----------------|------------|---------------------------------------|-------------------------|-------------------------|--------------|
| 上海 | 2012年1月1日 | | | | 财税[2011]111号 |
| 北京 | 2012年9月1日 | | | | |
| 江苏、安徽 | 2012年10月1日 | | | | |
| 福建(含厦门)、广东(含深圳) | 2012年11月1日 | | | | |
| 天津、浙江(含宁波)、湖北 | 2012年12月1日 | | | | |
| | 2013年8月1日 | “1+6”:在“1+6”的基础上增加“广播影视服务” | 5% | 6% | 财税[2013]37号 |
| | 2014年1月1日 | “2+7”:在“1+7”的基础上增加交通运输业中的“铁路运输”和“邮政业” | 3% | 11% | 财税[2013]106号 |
| 全国范围 | 2014年6月1日 | “3+7”:在“2+7”的基础上增加“电信业” | 3% | 基础电信服务11%,增值电信服务6% | 财税[2014]43号 |
| | 2016年5月1日 | “全部”:在“3+7”的基础上增加“建筑业、房地产业、金融业和生活服务业” | 建筑业:3%。房地产、金融业和生活服务业:5% | 建筑业和房地产业11%,金融业和生活服务业6% | 财税[2016]36号 |

上述文献为本文奠定了重要基础,但实证检验“营改增”对企业税负影响的文献很少,且有待进一步推进:一是研究内容上,尚无文献关注“营改增”对公司所得税税负的影响,“营改增”政策会直接影响企业的流转税和企业所得税,仅仅检验“营改增”政策的流转税税负影响难以从整体层面评价该政策的税负影响;二是研究方法上,部分文献没有分离出“营改增”政策本身对企业流转税税负的影响^[10,12],采用双重差分模型(以下简称 DID)考察上海“营改增”税负效应的文献^[9,11]并未特别关注 DID 方法的适用前提;三是样本区间选择,基于数据的可获得性,现有研究文献集中讨论上海“营改增”对企业流转税税负^[11-12]和交通运输业流转税税负的影响^[9],并未全面考察 8 省市(除上海之外)和全国性试点地区,有关“营改增”对公司流转税税负和所得税税负影响的经验证据甚为缺乏。

本文专门讨论“营改增”对公司所得税税负的影响,主要贡献在于:一是首次检验“营改增”对公司所得税税负的影响。现有少量文献检验了上海市“营改增”对公司流转税税负的影响,尚无“营改增”对公司所得税税负影响的经验研究。“营改增”的政策目标是降低公司税负,若流转税税负降低而所得税税负上升,那么“营改增”的减税效果将大打折扣。本文的研究丰富了“营改增”对税负影响的文献,同时为全面评估“营改增”政策的税负效应提供了经验证据。二是利用倾向匹配得分法(以下简称 PSM)来检验上海市“营改增”对公司所得税税负的影响。现有文献主要利用 DID 来检验上海市“营改增”对流转税税负的影响,但该方法运用的前提须满足“随机试验或自然试验”的严格假设。经过调研发现,国家选择上海作为首个试点地区归因于其在税收征管、地理位置、业务类型、公司类型和税源充足等方面的优势。这些优势决定了选择上海试点更有利于“营改增”方案的顶层设计,也可能引起公司从其他地区迁入上海,使得考察上海试点公司(处理组)与非试点公司(控制组)的初始条件不完全相同,从而引发“选择偏差”。控制“选择偏差”的重要方法是 PSM,该方法试图通过匹配再抽样的方法使得观测数据尽可能地接近随机试验数据。本文采用 PSM 来检验上海“营改增”对公司所得税税负的影响,丰富了现有文献的检验方法。三是采用 DID 方法,按“营改增”逐步推进时间,从公司产权性质、是否处于优惠区、金字塔层级和关系型交易等维度系统考察了“营改增”对 8 省市(北京、江苏、安徽、福建、广东、天津、浙江和湖北)和全国性试点公司所得税税负的影响,全面评估了“营改增”对公司所

得税税负的影响,弥补了现有文献仅检验上海市“营改增”对公司流转税税负影响的局限。

二、理论分析与研究假说

《营业税改征增值税试点方案》(财税[2011]110号)规定的基本原则之一就是“改革试点行业总体税负不增加或略有下降”,财政部据此原则设计了“营改增”方案,包括税率设定等内容,然而实际设置的多档税率(11%、6%)却被解读为“结构性减税”,即并非所有试点行业的税负均略有下降,部分行业因为试点之后进项税额很少税负可能上升。与原增值税法规相比,“营改增”试点实施细则(财税[2013]106号、财税[2014]43号)的主要变化有:(1)增值税税率,提供有形动产租赁服务税率为17%,提供交通运输业、邮政业和基础电信服务税率为11%,提供除有形动产租赁之外的现代服务业(包括研发和技术、信息技术、文化创意、物流辅助、鉴证咨询和广播影视)和增值电信服务为6%。(2)在进项税额不得抵扣中,删除“自用的应征消费税的摩托车、汽车、游艇,但作为提供交通运输业的运输工具和租赁服务标的物的除外”。这一变化通过增加进项抵扣从而降低成本费用、增加企业利润。

上述变化表明,若“营改增”涉及试点行业的纳税人为小规模纳税人,则征收率3%,这与“营改增”前的3%(交通运输业、邮电通信业、文化体育业)和5%(服务业)相比,交通运输业、邮政业和电信业的税负不变,而7个现代服务业的税负将降低。若“营改增”涉及试点行业的企业为一般纳税人,按税率征税,交通运输业、邮政业和基础电信业为11%,比改革前的3%提高了8%,但可以抵扣进项税额,改革后这些行业公司采购的运输设备、燃料、有形动产、应税服务均可以享受6%、11%、13%或17%的进项抵扣。据此,我们可以测算交通运输业流转税税负变化:按原增值税政策和“营改增”政策,交通运输业涉及进项的税率可能有6%、11%、13%和17%,假设销项税额和进项税额发生在同一年度,那么税率差异(11%减去涉及的可能的进项税率)分别为5%、0%、-2%和-6%。鉴于交通运输业接受除有形动产租赁之外的现代服务业业务偏少(6%),因而长期看来在税率差方面更有优势。考虑到交通运输业并非劳动密集型产业,涉及进项抵扣的业务较多,即“营改增”从长远看来有助于降低交通运输业的流转税税负,增加利润。短期来看,“营改增”后交通运输业流转税税负变化的关键取决于取得进项税额的多少。若交通运输业上市公司“营改增”后大幅增加运输设备、安全设备等有形动产投资,流转税税负会降低,利润增加,反之则流转税税负上升,利润下降。即“营改增”对交通运输业试点公司的利润影响具有不确定性。对于7个现代服务业的一般纳税人而言,两项最大的成本是人工费和房地产租金。“营改增”后税率为6%,比改革前的5%尽管仅增加了1%且可以抵扣进项,但由于现代服务业大多为劳动密集型行业,雇佣的人工成本是不能抵扣的,房地产的租金在房地产业“营改增”完成(2016年5月1日)前也不能抵扣,因此,短期来看,现代服务业大幅增加进项税额抵扣的可能性小,流转税税负很可能会升高,利润下降。

衡量公司所得税税负的指标是 ETR(公司有效税率),具体计算方法有四种。鉴于现行所得税会计核算采纳了资产负债表债务法,所以“ $ETRI = (\text{所得税费用} - \text{递延所得税费用}) \div (\text{税前利润} - \text{递延所得税费用} / \text{法定税率})$ ”是最适合度量我国公司所得税税负的指标^[17]。该指标的分子(所得税费用 - 递延所得税)实际上就是当期所得税费用,而当期所得税费用 = 应纳税所得额 × 法定税率;分母(递延所得税费用/法定税率)即为暂时性差异的金额,则税前利润 - 暂时性差异项目 = 包含永久性差异项目的利润总额,即 ETRI 的实质是当期所得税费用除以剔除暂时性差异之后的利润总额。就“营改增”实施后的试点公司而言,受限于竞争约束,若采购价格和销售价格与“营改增”前保持一致,当年采购的成本(应税货物与劳务)(C)和该服务产生的销售收入(P)处于同一会计年度,我们可以测算“营改增”实施后试点公司利润总额的变化。为简化处理,我们假定该公司生产经营位于市区(即城市维护建设税税率为7%)。在其他条件不变的情况下,“营改增”影响的公司利润等于主营业务收入减去主营业务成本以及营业税金及附加(附加包括教育费附加3%以及地方教育费附加

2%)。我们设营业税税率为 r' , 采购应税货物或劳务的增值税税率为 r_1 , 销售应税服务的增值税税率为 r_2 , “营改增”前的利润为 $Profit_1$, “营改增”后的利润为 $Profit_2$, 则:

$$Profit_1 = P - C - P \times r' \times (1 + 7\% + 3\% + 2\%)$$

$$Profit_2 = \left(\frac{P}{1 + r_2} - \frac{C}{1 + r_1} \right) - \left(\frac{P}{1 + r_2} \times r_2 - \frac{C}{1 + r_1} \times r_1 \right) \times (1 + 7\% + 3\% + 2\%)$$

$$\Delta Profit = Profit_2 - Profit_1$$

(1) 若试点公司为交通运输业, 即 $r_2 = 11\%$, $r' = 3\%$, 但 r_1 可能为 6% 、 11% 、 13% 或 17% 。若 r_1 为 6% 时, $\Delta Profit$ 小于 0 ; 若 r_1 为 11% 时, 仅当销售成本率 (C/P) 大于等于 96.76% 时, $\Delta Profit$ 大于等于 0 ; 若 r_1 为 17% 时, 仅当销售成本率 (C/P) 大于等于 66.01% 时, $\Delta Profit$ 大于等于 0 。(2) 若试点公司为现代服务业, 即 $r_2 = 6\%$, $r' = 5\%$, 但 r_1 可能为 6% 、 11% 、 13% 或 17% 。若 r_1 为 6% 时, 仅当销售成本率 (C/P) 大于等于 90.63% 时, $\Delta Profit$ 大于等于 0 ; 若 r_1 为 17% 时, 仅当销售成本率 (C/P) 大于等于 35.30% 时, $\Delta Profit$ 大于等于 0 。

可见, 不论是交通运输业还是现代服务业, 在“营改增”之后, 试点公司面临的采购价格和销售价格保持不变的前提下, $\Delta Profit$ 既可能大于等于 0 , 也可能小于 0 。当然, 若试点公司和非试点公司根据“营改增”调整定价策略, 情况就更加复杂。总之, 对试点公司而言, 与试点前相比, 试点后利润的变动具有不确定性, 既可能上升, 也可能下降或保持不变。另外, 在其他条件不变的情况下, “营改增”之后, 试点公司利润的变动对所得税税负 ($ETR1$) 的影响也具有不确定性。具体而言, 当 $\Delta Profit$ 大于 0 时, 此时 $ETR1$ 的分子增加“ $\Delta Profit \times$ 法定税率”, 而分母则增加“ $\Delta Profit$ ”。若 $ETR1$ 小于法定税率, 则“营改增”将使得试点公司的所得税税负上升; 若 $ETR1$ 大于法定税率, 则“营改增”将使得试点公司的所得税税负下降; 若 $ETR1$ 与法定税率相等, 则“营改增”将使得试点公司的所得税税负不变。值得注意的是, “营改增”之后, 试点公司很可能增加对外直接投资、增加劳动雇佣, 这会使得免税收入和扣除项目增加, 从而降低公司所得税税负。综上所述, “营改增”对试点公司所得税税负的影响具有不确定性。据此, 本文提出以下有待检验的假说。

假说: “营改增”对试点公司的所得税税负没有显著影响。

三、研究设计

(一) 实证模型

本文设置了如下模型来检验研究假说:

$$SHSD_i = \beta_0 + \beta_1 Roa_i + \beta_2 Capint_i + \beta_3 Invint_i + \beta_4 Lev_i + \beta_5 Size_i + \beta_6 Grossmar_i + \beta_7 Age_i + \beta_8 MB_i + \beta_9 Assetgro_i + \beta_{10} GS_i + \beta_{11} Pop_i + \beta_{12} Financegro_i + \beta_{13} Soe_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$ETR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} + \beta_2 Year_{i,t} + \beta_3 Treat_{i,t} \times Year_{i,t} + \beta_4 ConVars_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (2)$$

(二) 变量定义

1. 因变量

模型(1)的因变量 $SHSD$ 表示是否属于上海试点公司的虚拟变量, 若是即为 1 , 否则为 0 。模型(2)的因变量为 ETR (公司有效税率), 用来衡量上市公司所得税税负。其计算方法有四种: $ETR1 = (\text{所得税费用} - \text{递延所得税费用}) \div (\text{税前利润} - \text{递延所得税费用} / \text{法定税率})^{[17]}$; $ETR2 = (\text{所得税费用} - \text{递延所得税费用}) \div \text{息税前利润}^{[18]}$; $ETR3 = \text{所得税费用} \div \text{息税前利润}^{[18]}$; $ETR4 = \text{所得税费用} \div (\text{税前利润} - \text{递延所得税费用} / \text{法定税率})^{[19]}$ 。如前所述, $ETR1$ 是最适合度量我国公司所得税税负的指标, 所以本文主要采用该指标来分析, 其他 3 个指标用于稳健性测试。

2. 自变量

模型(2)的自变量 $Treat$ 表示公司是否属于试点地区试点行业的虚拟变量, 若属于取 1 (处理组), 否

则取0(控制组)。Year表示考察年份是否属于“营改增”试点当年及以后年度的虚拟变量,若属于则取1,否则取0。 $Treat \times Year = 1$ 则表示试点地区试点行业试点年度的公司(以下简称“试点公司”), $Treat \times Year = 0$ 表示非试点公司。系数 β_3 即为度量“营改增”政策本身对公司流转税税负的影响效应。

PSM分析需要对模型(1)进行Logit回归确定匹配变量。影响上海公司成为试点公司的可能性因素包括公司和宏观两个层面。借鉴现有文献中有关制度环境和公司所得税税负影响因素的研究,本文选取了可能影响上海成为试点地区的因素。公司层面的因素包括:(1)总资产报酬率(Roa),等于净利润除以总资产。盈利能力越强,应纳税所得额越多,所得税税负越高^[20],但是盈利能力越强也说明公司越有效率,支付的有效税收也越少^[21]。(2)资本密集度(Capint),等于固定资产净值除以总资产。资本密集度越高,税前扣除的折旧越多,所得税税负越低^[19]。(3)存货密集度(Invint),等于存货净额除以总资产^[22]。一般而言,资本密集度越高,则存货密集度越低,即存货密集度与所得税税负负相关。(4)资产负债率(Lev),等于年末负债总额除以年末资产总额。利息支付可以税前扣除,资产负债率越高,所得税税负越低^[22],但也可能存在所得税税负越高的公司通过提高负债水平来减轻税负^[21]。(5)公司规模(Size),等于年末资产总额的自然对数。大公司有更多资源来进行纳税筹划和政治游说,所得税税负更低^[18]。(6)营业收入毛利率(Grossmar),等于(营业收入-营业成本)/营业收入。该指标在一定程度上反映了公司的投资机会,成长性与公司税负可能正相关也可能负相关^[23]。(7)上市年龄(Age),等于“分析当年-上市年度+1”的自然对数。上市年龄越长,公司越重视声誉,避税动机越弱,税负可能越低^[24]。(8)市值账面价值比(MB),反映长期投资机会,等于(流通股股数×当期收盘价+非流通股股数×每股净资产)/资产合计。拥有更大投资机会的公司所得税税负更高^[25],但也有不一致的结论^[26]。(9)总资产增长率(Assetgro),反映短期投资机会,等于(年末总资产-年初总资产)/年末总资产。投资机会与所得税税负的关系存在不确定性^[24]。(10)国有股权比例(GS),等于国有股股数除以总股数。国有股权比例越高,避税动机越弱,税负越高^[25]。(11)上市公司的产权性质(Soe),国有控股公司为1,其他为0。宏观层面的因素包括:(1)人口规模(Pop),等于各省当年以万为单位的人口数量的自然对数。人口规模越大地区的竞争均衡税负越高^[27]。(2)各省财政收入增长率(Financegro),该指标要求越高,地方政府创收压力越大,公司所得税税负越高^[23]。

3. 控制变量

针对模型(2),影响公司实际税负的控制变量除了上文匹配变量中涉及的公司规模(Size)、资产负债率(Lev)、资本密集度(Capint)、存货密集度(Invint)、总资产报酬率(Roa)、市值账面价值比(MB)和国有股权比例(GS)之外,本文还设置了如下可能影响公司所得税税负的控制变量:(1)财政盈余(Deficit),等于(一个省的总财政收入-总财政支出)/该省总的GDP^[28]。一般而言,一个地区的财政盈余越丰裕,该地区的税收征管强度就越低,公司所得税税负也越低;反之,一个地区的财政盈余越紧张,该地区的税收征管强度就越高,公司所得税税负也越高。(2)名义税率(Rate)^[23]。名义税率越高,公司所得税税负一般也越高。(3)会计-税收差异(BTD),等于[税前利润-当期所得税费用/法定税率-(当期亏损-上期亏损)]^[29]。该指标用来度量企业所得税避税程度,一般而言,上期会计-税收差异越大,本期被税务机关发现的可能性越大,公司所得税税负越会增加。(4)投资收益占比(Eqinc),等于投资收益/总资产^[26]。因为按照企业所得税法规定,符合条件的投资收益属于免税收入,所以该指标越大,免税收入越多,公司所得税税负越小。(5)无形资产占比(Intang),等于(无形资产净额/总资产)^[26]。无形资产占比越大的公司,摊销额越大,税前扣除越多,公司所得税税负越小。(6)地区(Region),为了控制地区效应,该变量为类别变量^①。在进一步分析中,除了上述控制变量以

①1表示东北地区(黑龙江、吉林和辽宁),2表示东部地区(北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南),3表示西部地区(重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆、内蒙古和广西),4表示中部地区(山西、安徽、江西、河南、湖南和湖北)。

外,本文还考察了是否处于优惠区、金字塔层级和关系型交易对公司所得税税负的影响。(7) 优惠区域(*PD*),该变量为虚拟变量,1表示优惠地区(上海、民族自治地区和西部地区),0表示非优惠区。优惠地区的公司所得税税负可能更低。(8) 金字塔层级(*Layer*),等于最终控制人到上市公司控制链条的最大层级数^[30]。具体而言,当最终控制人直接控制上市公司时,金字塔层级数为1;当最终控制人和上市公司之间还有一个中间控制人时,金字塔层级数为2;当最终控制人既有直接控制上市公司又有通过一个中间控制人控制上市公司时,金字塔层级数取最大值2,依此类推。对国有上市公司而言,金字塔层级越大,表明政府干预越小,所得税税负可能越低。(9) 关系型交易,包括供应商关系型交易和客户关系型交易。供应商关系型交易(*Supply*),等于年末从前五大供应商处采购份额占公司采购总份额的比重;客户关系型交易(*Customer*),等于年末向前五大客户销售份额占公司销售总份额的比重。关系型交易越多,高管的薪酬业绩敏感性越低,公司高管越有实施避税活动谋取私有收益的动力,所得税税负可能越低。此外,本文还控制了行业(*Industry*)和年度(*Year*)效应。

四、样本选择与数据来源

(一) 样本选择与数据来源

考虑到“营改增”逐步推进和稳健性测试的需要,本文选取2010—2014年所有A股上市公司作为初始样本,执行以下筛选程序:(1)考虑到金融类上市公司财务特征和会计核算与一般上市公司存在差异,删除金融类上市公司;(2)特别处理(ST、PT)公司扭亏动机强烈,为避免其对结果的影响,删除被特别处理(ST、PT)类型的公司;(3)重大资产重组的企业,其所得税存在一般性税务处理和特殊性税务处理,后者税收优惠力度很大,为避免对*ETR*的异常影响,删除存在并购等重大资产重组的公司;(4)为确保*ETR*处于 $[0, 1]$ 区间,删除*ETR* < 0以及*ETR* > 1的观察值;(5)为避免资不抵债公司从事异常避税活动产生的影响,删除资产负债率大于1的公司;(6)删除缺漏值。最终本文得到7218个观察值。这一筛选程序与现有关于公司所得税税负的文献基本一致^[19-20,22,27]。

本文反映供应商关系型交易(*Supply*)和客户关系型交易(*Customer*)的数据从上市公司年报披露附注中搜集整理而得;各省财政收入增长率(*Financegro*)和最终控制人类型(*Soe*)取自Resset数据库;名义税率来自Wind数据库;其他数据来源于CSMAR数据库。为了消除异常值的影响,本文对所有连续变量在1%和99%分位上进行缩尾处理。

(二) 描述性统计

表2列示了模型(2)中连续变量的描述性统计。结果显示,*ETR1*的均值为19.6%,名义税率的均值为19.7%,表明中国上市公司所得税税负较为合理。从标准差来看,上市公司之间的资产规模(*Size*)、长期投资机会(*MB*)和会计-税收差异(*LBTD*)存在较大差异。财政盈余(*Deficit*)的均值为-0.067,最小值-0.273,最大值-0.014,说明我国省级地区均处于财政赤字状况,政府财政“入不敷出”,各地区政府可能提高税收征管强度来弥补财政赤字。其他变量结果与现有文献基本一致,不再赘述。

(三) 相关系数

DID分析下(由于篇幅限制,本文具体数据未报告,有需要可向编辑部或作者索要,下同)连续变量的相关系数显示:不管是Pearson还是Spearman相关系数,公司所得税税负(*ETR1*)与总资产报酬率(*Roa*)、市值账面价值比(*MB*)、财政盈余(*Deficit*)、会计-税收差异的滞后项(*LBTD*)和投资收益

表2 DID分析主要变量的描述性统计

| 变量名 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 中位数 | 最大值 | 样本量 |
|----------------|--------|-------|---------|--------|--------|------|
| <i>ETR1</i> | 0.196 | 0.106 | 0.000 | 0.176 | 0.614 | 6648 |
| <i>Roa</i> | 0.050 | 0.041 | -0.018 | 0.040 | 0.200 | 6648 |
| <i>Capint</i> | 0.236 | 0.172 | 0.002 | 0.201 | 0.722 | 6648 |
| <i>Invint</i> | 0.181 | 0.171 | 0.000 | 0.135 | 0.784 | 6648 |
| <i>Lev</i> | 0.465 | 0.207 | 0.048 | 0.468 | 0.875 | 6648 |
| <i>Size</i> | 22.087 | 1.289 | 19.527 | 21.919 | 26.069 | 6648 |
| <i>MB</i> | 2.301 | 1.498 | 0.898 | 1.813 | 9.391 | 6648 |
| <i>Deficit</i> | -0.067 | 0.063 | -0.273 | -0.033 | -0.014 | 6648 |
| <i>Rate</i> | 0.197 | 0.051 | 0.100 | 0.150 | 0.250 | 6648 |
| <i>LBTD</i> | -0.096 | 4.380 | -20.367 | -0.050 | 23.081 | 6648 |
| <i>Eqinc</i> | 0.008 | 0.017 | -0.005 | 0.001 | 0.104 | 6648 |
| <i>Intang</i> | 0.048 | 0.053 | 0.000 | 0.034 | 0.327 | 6648 |
| <i>GS</i> | 0.055 | 0.144 | 0.000 | 0.000 | 0.669 | 6648 |

占比(*Eqinc*)显著负相关,与存货密集度(*Invint*)、资产负债率(*Lev*)、公司规模(*Size*)、名义税率(*Rate*)和无形资产占比(*Intang*)显著正相关。这与前文的预期保持一致,说明本文选取的控制变量具有较好的代表性。此外,绝大多数控制变量两两之间的相关系数小于0.5,表明实证模型并不存在严重的共线性问题。

五、实证检验结果与分析

(一) 研究假说的实证检验

1. 上海市“营改增”对公司所得税税负影响的实证检验

为了检验上文提出的假说,本文将样本分为两组:(1)处理组,即2012年上海市“营改增”试点行业公司,共23家;(2)控制组,即2012年非“营改增”试点公司,共1478家。为了控制样本“选择偏差”,本文采用Logit模型来估计模型(1)。PSM分析下结果变量*ETR*和可能的匹配变量的描述性统计结果显示:“营改增”当年,上海上市公司的平均所得税税负为19.6%,样本中有44%的公司属于国有企业。为了确定PSM的匹配变量、分析影响上海试点的因素,本文根据可能的匹配变量回归结果*P*值大小和经济意义,借助逐步回归方法来选择模型。Logit回归结果显示,以伪*R*²和*AUC*最大值为选择标准(伪*R*² = 0.584, *AUC* = 0.977),我们应选择总资产报酬率(*Roa*)、存货密集度(*Invint*)、公司规模(*Size*)、营业收入毛利率(*Grossmar*)、市值账面价值比(*MB*)、人口规模(*Pop*)、各省财政收入增长率(*Finanegro*)和产权性质(*Soe*)作为PSM分析的匹配变量。同时研究表明,公司所属地区人口规模越大、财政收入增长率越高,被选取作为“营改增”试点的可能性越小;营业收入毛利率越高、公司规模越大,该类公司被选为试点的可能性越小。表3是PSM分析结果^①。一般情况下,一对四匹配可最小化均方误差。考虑到控制组样本量大,本文运用一对四的最近邻匹配方法进行PSM分析,同时采用半径匹配和核匹配作为稳健性测试(限于篇幅,未报告)。

表3 PSM参与者平均处理效应(ATT)最近邻匹配

| 变量名 | 样本 | 处理组 | 控制组 | ATT | 标准误 | T值 |
|-------------|-----|-------|-------|-------|-------|-------|
| <i>ETR1</i> | 匹配前 | 0.186 | 0.175 | 0.011 | 0.020 | 0.570 |
| | 匹配后 | 0.186 | 0.143 | 0.043 | 0.028 | 1.560 |
| <i>ETR2</i> | 匹配前 | 0.203 | 0.170 | 0.034 | 0.022 | 1.520 |
| | 匹配后 | 0.203 | 0.148 | 0.055 | 0.039 | 1.440 |
| <i>ETR3</i> | 匹配前 | 0.177 | 0.147 | 0.030 | 0.017 | 1.750 |
| | 匹配后 | 0.177 | 0.148 | 0.029 | 0.028 | 1.040 |
| <i>ETR4</i> | 匹配前 | 0.183 | 0.164 | 0.019 | 0.024 | 0.800 |
| | 匹配后 | 0.183 | 0.166 | 0.017 | 0.035 | 0.490 |

注:*,**,***分别表示在10%、5%和1%的置信水平显著。标准误的计算采用有效回的抽样500次的Bootstrap方法。

三种匹配方法的结果均显示:经过*ETR*的四种度量方法匹配后,参与者平均处理效应(ATT)均为正,但*T*值显示均不显著。上述结果表明,与非试点公司相比,上海市“营改增”政策本身使得试点公司的所得税税负略有上升,但无显著影响,支持了假设。进一步将控制组设为非试点地区试点行业公司,交通运输业和现代服务业最近邻匹配的PSM结果显示:对交通运输业*ETR1*至*ETR4*而言,匹配后ATT分别为0.057、0.079、0.057和0.077,对应的*T*值分别为0.710、1.360、0.570和0.040,说明与非试点地区交通运输业公司相比,“营改增”使得交通运输业试点公司的所得税税负略有上升,但并无显著影响,支持了假设。对现代服务业*ETR1*至*ETR4*而言,结果与交通运输业类似,匹配后ATT分别为0.056、

^①PSM分析的重要前提是数据需要满足平衡假设,未报告的结果显示:匹配后(*Matched*)的公司层面变量(*Invint*、*Size*、*Grossmar*、*MB*和*Soe*)的标准化偏差(%*bias*)小于10%,尽管宏观层面的变量(*Pop*、*Finanegro*)的标准化偏差大于10%,但降幅均超过85%。这也与实际相符,因为现实中各省人口规模和财政收入增长率相差较大。匹配后的*T*检验结果表明,处理组与控制组的差异均不显著,*LR chi2*检验(*P* = 0.939)表明,匹配后无法根据匹配变量的特征区分是否参与试点,这从整体上表明,平衡假设得到满足。未报告的匹配前后处理组和控制组的密度函数图显示,匹配后处理组和控制组的PS值在(0.0,0.8)的区间内存在重叠值;*AUC* = 0.9771, *ROC* = 0.6828,表明模型具有很好的拟合效果。上述结果均表明,处理组与控制组满足共同支撑假设。

0.060、0.058 和 0.059,对应的 T 值分别为 0.830、0.530、0.780 和 1.070,表明与非试点地区的现代服务业相比,“营改增”使得现代服务业试点公司的所得税税负略有上升,支持了假设。

综上所述,上海市“营改增”对试点公司所得税税负影响的检验表明,“营改增”对试点公司所得税税负无显著影响:与非试点公司相比,“营改增”使得试点公司所得税税负略有上升;与非试点地区试点行业相比,“营改增”使得交通运输业和现代服务业试点公司的所得税税负略有上升。可能的原因在于,“营改增”使得试点公司的流转税税负降低,进而通过增加利润增加所得税税负。

2. 8 省市“营改增”对公司所得税税负影响的实证检验

为了检验 8 省市“营改增”对公司流转税税负的影响,本文采用 DID 模型(2)将样本分为两组:(1)处理组,即 8 省市“营改增”试点行业公司;(2)控制组,即非“营改增”试点行业公司。鉴于 8 省市的试点启动在 2012 年度逐步铺开,考虑到政策的时滞效应,当年公司所得税税负仅仅包含部分“营改增”效应的影响,我们将考察的年份定在 2013 年,所以年度虚拟变量 *Year* 设置为:当处于 2013 年时, $Year = 1$;当处于 2011 年时, $Year = 0$ 。因此, $Treat \times Year = 1$,表示 2013 年度 8 省市“营改增”试点公司。采用 DID 而不是 PSM 分析的原因在于:(1)2013 年 8 月 1 日“营改增”在全国范围内启动,而 8 省市的考察年度也为 2013,以 2013 年非 8 省市“营改增”试点行业公司为控制组包含了全国性试点的政策效应,不适合作为匹配变量;(2)随着“营改增”范围从上海扩展到 8 省市再迅速推广到全国,样本“选择偏差”的可能性很小,逼近于“自然试验”。我们首先考察了试点公司“营改增”前后所得税税负的变化。报告结果显示:全样本均值 *T* 检验结果($P = 0.937$)和中位数秩和检验结果($P = 0.835$)均表明,与“营改增”前相比,“营改增”后试点公司所得税税负略有上升,交通运输业和现代服务业试点公司“营改增”后的所得税税负略有上升。

我们采用 OLS 运行模型(2)形成表 4。单个变量的 *VIF* 均小于 3,表明变量之间不存在严重的共线性问题。第(1)至第(4)列分别对应 *ETR* 四种度量方法的回归结果,第(5)列为从 *ETR* 的四个度量指标中提取两个主成分(累积权重为 0.939)的主成分回归结果。结果显示:全样本 $Treat \times Year$ 的系数处于 0.7% ~ 1.6%,但均不显著,表明与非试点公司相比,“营改增”使得试点公司的所得税税负略有上升,支持了假设。可能的原因在于,营改增前 *ETR1*(均值为 19.6%)小于名义税率(*Rate*)(均值为 19.7%),“营改增”使得试点公司的利润有所增加从而增加所得税税负。主要控制变量结果与前文预期一致。我们进一步将控制组设为“非试点地区试点行业”,报告的结果显示:对试点行业而言, $Treat \times Year$ 的系数为 -0.005,但不显著,说明与非试点地区试点行业相比,“营改增”使得试点公司的所得税税负下降 0.5%。其中,交通运输业 $Treat \times Year$ 的系数为 -0.012,但不显著,表明“营改增”使得交通运输业试点公司下降 1.2%,支持了假设;现代服务业 $Treat \times Year$ 的系数为 -0.022,也不显著,说明“营改增”使得现代服务业公司所得税税负下降 2.2%,支持了假设。

3. 全国性“营改增”对公司税负影响的实证检验

跟前文类似,本文采用 DID 检验全国性“营改增”对公司所得税税负的影响。我们先将样本分成两组:(1)处理组,即全国性“营改增”试点行业公司,在“1 + 6”的基础上我们增加了广播影视和电信业

表 4 8 省市“营改增”对试点公司所得税税负影响
OLS 回归结果(控制组:非试点公司)

| 变量名 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|---------------------------------|------------------------------------|
| $Treat \times Year$ | <i>ETR1</i> 0.007 (0.598) | <i>ETR2</i> 0.009 (0.521) | <i>ETR3</i> 0.015 (1.066) | <i>ETR4</i> 0.014 (0.793) | <i>ETR_pca</i> 0.016 (0.906) |
| <i>Treat</i> | -0.001 (-0.153) | -0.006 (-0.416) | -0.001 (-0.145) | 0.008 (0.630) | -0.001 (-0.089) |
| <i>Year</i> | 0.004 (0.908) | -0.005 (-1.170) | 0.003 (1.016) | 0.007 (1.388) | 0.002 (0.519) |
| <i>ConVars</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>N</i> | 2681 | 2681 | 2681 | 2681 | 2681 |
| $R^2 - a$ | 0.243 | 0.211 | 0.287 | 0.144 | 0.252 |

注:*,**,*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的置信水平显著;括号中为 *t* 值;回归控制了行业效应和地区效应并采用 White 稳健标准误。限于篇幅,本表只给出了主要变量的回归结果,*Roa*、*Capint*、*Invint*、*Lev*、*Size*、*MB*、*Deficit*、*Rate*、*LBTD*、*Eqinc*、*Intang*、*GS* 和常数项均未报告,有需要可向编辑部或作者索取。下同。

($Treat = 1$);(2) 控制组,即为非“营改增”试点行业公司($Treat = 0$)。2013年8月1日,全国性“营改增”启动,由于政策具有一定的时滞,2013年公司所得税税负已包含部分“营改增”的影响,2012年上海和8省市试点行业公司所得税税负也含有部分“营改增”因素的影响。为了准确度量“营改增”的税收效应,本文将考察的年份设定为2011年和2014年:即处于2011年时, $Year = 0$;处于2014年时, $Year = 1$,其他年份设为缺漏值。我们首先比较了“营改增”试点公司试点前(2011)和试点后(2014)所得税税负的变化,报告显示:全国性试点后,“营改增”试点公司的所得税税负略有下降,但不显著;区分行业后发现,电信业试点公司所得税税负略有下降,交通运输业和现代服务业试点公司所得税税负没有显著变化。

同样,本文采用 OLS 方法运行模型(2),形成表 5,结果显示:对 $ETR1$ 至 $ETR3$ 而言, $Treat \times Year$ 的系数均为负且不显著,但对 $ETR4$ 而言, $Treat \times Year$ 的系数为正,也不显著。我们提取 $ETR1$ 至 $ETR4$ 两个主成分(累积权重为 0.944)进行主成分分析,第(5)列 ETR_pca 结果显示, $Treat \times Year$ 的系数为 -0.4% 且不显著。上述分析表明,与非试点公司相比,“营改增”使得试点公司的所得税税负略

表 5 全国性“营改增”对试点公司所得税税负影响的 OLS 回归结果

| 变量名 | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|---------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | $ETR1$ | $ETR2$ | $ETR3$ | $ETR4$ | ETR_pca |
| $Treat \times Year$ | -0.004 (-0.492) | -0.003 (-0.294) | -0.003 (-0.345) | 0.001 (0.079) | -0.004 (-0.323) |
| $Treat$ | -0.001 (-0.169) | 0.004 (0.290) | -0.001 (-0.134) | -0.004 (-0.366) | -0.000 (-0.032) |
| $Year$ | 0.004 (0.823) | -0.002 (-0.350) | 0.004 (1.354) | 0.006 (1.210) | 0.004 (0.781) |
| $ConVars$ | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| N | 2677 | 2677 | 2677 | 2677 | 2677 |
| R^2-a | 0.243 | 0.175 | 0.255 | 0.147 | 0.237 |

有降低,降低幅度为 0.4%,支持了本文的假说。可能的原因在于,随着“营改增”的全面推行,试点公司采用降价方式参与市场竞争,通过降低利润来降低所得税税负。控制变量对 ETR 的影响与前文的分析基本一致。考虑到分行业试点公司模型(2)中的 $Treat$ 均等于 1,没有控制组,回归之后的 $Treat$ 和 $Year$ 均为缺漏值,不适合进行 DID 分析,所以本文未予以报告。

(二) 进一步分析

1. 产权性质

与非国有企业相比,“营改增”对国有企业的影响可能更小,原因在于:一是国有企业往往承担政府的政策性目标,也承担保障就业、经济增长、维护经济稳定运行等宏观层面的社会目标。为了实现“营改增”的政策目标,政府可能采用减免增值税(先征后退、先征后返和即征即退)、增加政府补贴、通过行政干预促使国有企业增加设备类固定资产投资以增加进项税额抵扣等手段来降低国有企业的所得税税负。二是国有企业参与“营改增”是“营改增”政策顺利推进的必要条件。作为市场主体,国有企业管理层也有业绩考核的压力,其在任期内的业绩考核是未来升迁的重要依据。因此,国有企业管理层有劝说政府给予税收优惠和其他扶持政策(如政府补助)来降低流转税和所得税税负的動力。政府对非国有企业的干预非常有限,作为完全市场化运作的非国有企业并不需要承担政府的政策目标,它们以股东财富最大化为目标,根据“营改增”政策的影响做出符合自身利益的决策。因而可以预期,非国有企业并不会因为仅仅享受短期的税收利益而大幅增加设备类固定资产的投资,同时也难以获得政府给予的非法定的增值税优惠政策和所得税优惠政策,即与试点国有企业相比,“营改增”可能使得试点非国有企业的所得税税负略高。

为了考察“营改增”对不同产权性质试点公司所得税税负的影响,本文根据最终控制人类型将公司划分为国有控股公司($SoeY$,以下简称“国企”)和非国有控股公司($SoeN$,以下简称“非国企”),同时将国有控股公司($SoeY$)区分为地方国企($SoeL$)和中央国企($SoeC$),并进一步将地方国企($SoeL$)细化为省级政府控制的国企($SoeLP$)和市级(包括市级以下)政府控制的国企($SoeLC$)^①。在控制行

①已有研究表明,市级政府控制的国企和市级以下政府控制的国企,其财务特征不存在显著差异^[31]。

业、地区效应并采用 White 稳健标准误的基础上本文采用 OLS 运行模型(2)。报告的结果显示,对非国企、国有企业以及中央国企和地方国企而言, $Treat \times Year$ 的系数分别为 0.017、-0.002、-0.006 和 -0.003,对应的 T 值分别为 0.944、-0.175、-0.242 和 -0.174,说明“营改增”使得非国企所得税税负略有上升,而国有企业、中央国企和地方国企的所得税税负略有下降。对省级地方国企和市级地方国企而言, $Treat \times Year$ 的系数分别为 -0.000 和 -0.006,对应的 T 值为别为 -0.004 和 -0.219,说明“营改增”使得省级地方国企和市级地方国企的所得税税负略有降低。考虑到样本量偏少,我们采用有放回的 Bootstrap 方法,抽样 1000 次检验了上述 $Treat \times Year$ 的回归系数之间的差异性。报告结果显示:与试点非国有企业相比,“营改增”使得试点国有企业所得税税负略低(系数差异为 -0.019, $P = 0.204$);与试点中央国企相比,“营改增”使得试点地方国企的所得税税负略高(系数差异为 0.002, $P = 0.476$);与试点市级国企相比,“营改增”使得试点省级国企的所得税税负略高(系数差异为 0.006, $P = 0.430$)。上述结果说明,8 省市“营改增”对非国有企业和省级国企所得税税负的影响更大。

与上述结果类似,报告的全国性试点公司区分产权性质的回归结果显示:“营改增”使得非国有企业、国有企业、中央国企、地方国企和省级国企的所得税税负略有下降($Treat \times Year$ 的系数分别为 -0.004、-0.003、-0.002、-0.004 和 -0.024,对应的 T 值分别为 -0.282、-0.212、-0.110、-0.262 和 -1.121),市级国企的所得税税负略有上升($Treat \times Year$ 的系数为 0.011, $T = 0.421$)。利用有放回的 Bootstrap 方法抽样 1000 次,比较两两回归系数之间的差异显著性,报告结果显示:与试点非国有企业相比,“营改增”使得试点国有企业所得税税负略高(系数差异为 0.001, $P = 0.457$);与试点中央国企相比,“营改增”使得试点地方国企的所得税税负略低(系数差异为 -0.002, $P = 0.453$);与试点非国有企业相比,“营改增”使得试点地方国企的所得税税负略低(系数差异为 -0.001, $P = 0.479$);与试点市级国企相比,“营改增”使得试点省级国企的所得税税负略低(系数差异为 -0.035, $P = 0.164$)。这说明,全国性“营改增”对中央国企和市级国企所得税税负的影响更大。

综上所述,区分公司产权性质的检验结果表明:不管是 8 省市试点地区还是全国性试点地区,“营改增”均使得国有企业、中央国企、地方国企和省级国企的所得税税负略有下降,“营改增”对非国有企业和市级国企所得税税负的影响具有不确定性,但均无显著影响;“营改增”对不同产权性质公司所得税税负的影响并不存在显著差异。

2. 是否处于优惠区

2008 年新实施的企业所得税法,对所得税优惠采取了“产业优惠为主、地区优惠为辅”的原则。地区优惠主要集中在西部地区、民族自治地区和上海自贸区。一般而言,处于优惠地区的公司,其所得税税负偏低。就试点公司而言,“营改增”对是否处于优惠区的试点公司的所得税税负有何影响?“营改增”对优惠区与非优惠区试点公司所得税税负的影响是否存在差异?我们在模型(2)的基础上加入是否处于优惠区的虚拟变量 PD (处于优惠区, $PD = 1$; 否则为 0),同时将样本分为优惠区(PD)和非优惠区(NPD),在控制行业效应并采用 White 稳健标准误的基础上运行 OLS。报告的结果显示:加入 PD 之后,全样本 $Treat \times Year$ 的系数为 -0.004,说明控制是否处于优惠区后,“营改增”使得试点公司的所得税税负降低 0.4%,但并不显著($T = -0.446$), PD 的回归系数为 -0.02 且不显著($T = -0.410$),说明与非优惠区相比,优惠区的公司所得税税负略有降低,降幅为 0.2%;优惠区 $Treat \times Year$ 的系数为 -0.022,但不显著($T = -1.252$),说明“营改增”使得优惠区试点公司的所得税税负略有下降,降幅为 2.2%;非优惠区 $Treat \times Year$ 的系数为 0.002,也不显著,表明“营改增”使得非优惠区试点公司的所得税税负略有上升,升幅为 0.2%。我们采用有放回的 Bootstrap 方法抽样 1000 次检验了上述 $Treat \times Year$ 的回归系数之间的差异性,结果显示 $P = 0.000$,表明“营改增”使得优惠区试点公司的所得税税负显著低于非优惠区试点公司。

3. 金字塔层级

国有企业的金字塔层级是政府放松管制和减少干预的结果。当地方国有企业金字塔层级越长时,受到政府行政干预的强度越低^[29]。一般认为,在政府干预之下,国有企业拥有较低的避税程度。金字塔层级越长,政府对国有企业的干预越少,国有企业的避税动机越强,从而所得税税负越低。另外,国有企业金字塔层级的增加会显著提升高管薪酬水平以及薪酬业绩敏感性。当高管薪酬与公司业绩紧密挂钩时,高管有强烈的动机实施避税活动,降低所得税税负,提高公司业绩,进而增加自己的薪酬水平。即金字塔层级越长,公司薪酬业绩敏感性越高,避税程度越高,公司所得税税负越低。我们在模型(2)的基础上将样本限定为国有企业和地方国有企业,加入金字塔层级(Layer)变量,同时分别以国有企业和地方国企样本中Layer的中位数为依据,将样本分为金字塔层级长组(大于等于中位数)(LayL)和短组(小于中位数)(LayS),在控制行业效应、地区效应并采用White稳健标准误的基础上运行OLS。报告的结果显示:不论是国有企业(Soe)还是地方国企(SoeL),金字塔层级(Layer)与公司所得税税负之间显著负相关($Treat \times Year$ 的系数分别为-0.130、-0.083,对应的T值分别为-2.711、-1.853),说明金字塔层级越长,公司所得税税负越低;对国有企业而言,“营改增”使得金字塔层级长组的试点公司所得税税负略有下降(系数为-0.036, $T = -0.415$),金字塔层级短组的试点公司所得税略有上升(系数为0.091, $T = 0.593$),但两者系数无显著差异($P = 0.261$);对地方国企而言,“营改增”使得金字塔层级高组和低组的试点公司所得税税负均略有下降(系数分别为-0.082、-0.054),也无显著差异($P = 0.478$)。

4. 关系型交易

关系型交易是指企业与具有战略合作关系的供应商/客户通过贸易往来形成的商业关系交易^[32]。关系型交易越多,高管需要付出越多的个人努力来维系双方的交易关系,而这种个人努力难以从货币薪酬中获得补偿,从而降低薪酬业绩敏感性。为了补偿自身努力,高管有通过控制更多经济资源来谋取私利的动机,从而引发过度投资。薪酬业绩敏感性的降低减弱了高管从事避税活动的需求,从而使得公司所得税税负上升;但是,薪酬业绩敏感性的降低会引发过度投资,而过度投资会提高投资收益占比,从而降低公司所得税税负。即关系型交易会降低高管薪酬业绩敏感性,但对公司所得税税负的影响具有不确定性。我们在模型(2)的基础上加入关系型交易变量(Supply/ Customer),同时以关系型交易变量(Supply/ Customer)的中位数为依据,将样本划分为关系型交易量占比高(大于等于中位数)(SupH/CusH)和低(小于中位数)两组(SupL/CusL),在控制行业效应、地区效应并采用White稳健标准误的基础上运行OLS。报告的结果显示:(1)就8省市试点地区而言,供应商关系型交易对公司所得税税负没有显著影响(系数为-0.019, $T = -1.094$);控制供应商关系型交易后,“营改增”使得8省市试点地区试点公司的所得税税负略有上升($Treat \times Year$ 的系数为0.006, $T = 0.283$),其中供应商关系型交易占比高的组试点公司所得税税负略有上升(系数为0.038, $T = 0.886$),供应商关系型交易占比低的组试点公司所得税税负略有下降(系数为-0.016, $T = -0.541$),但两者并不存在显著差异(系数差异检验P值为0.164);客户关系型交易与公司所得税税负在1%的置信水平显著负相关(系数为-0.043, $T = -2.700$),说明客户关系型交易占比越高,公司所得税税负越低;控制客户关系型交易后,“营改增”使得8省市试点地区试点公司的所得税税负略有上升($Treat \times Year$ 的系数为0.004, $T = 0.180$),其中客户关系型交易占比高和占比低的组试点公司所得税税负均略有上升(系数分别为0.055、0.010,对应的T值为1.022、0.467),且两组回归系数之间并不存在显著差异(系数差异检验的P值为0.192)。(2)就全国性试点而言,供应商关系型交易对公司所得税税负没有显著影响(系数为-0.020, $T = -1.117$);控制供应商关系型交易后,“营改增”使得试点公司的所得税税负略有下降($Treat \times Year$ 的系数为-0.026, $T = -1.141$),其中供应商关系型交易占比高的组试点公司所得税税负略有下降(系数为-0.002, $T = -0.065$),供应商关系型交易占比低的组试点公司

所得税税负显著降低(系数为 -0.065 , $T = -2.092$),但两者系数差异并不显著(系数差异检验的 P 值为 0.116);客户关系型交易对公司所得税税负没有显著影响(系数为 -0.003 , $T = -0.182$);控制客户关系型交易后,“营改增”使得试点公司的所得税税负略有下降($Treat \times Year$ 的系数为 -0.026 , $T = -1.173$),其中客户关系型交易占比高的组试点公司所得税税负显著降低(系数为 -0.062 , $T = -2.044$),而客户关系型交易占比低的组试点公司所得税税负略有上升(系数为 0.008 , $T = 0.273$),且两组回归系数之间存在显著差异(系数差异检验的 P 值为 0.049)。

整体而言,考虑关系型交易之后,“营改增”对试点公司所得税税负无显著影响;区分关系型交易占比高和低的分组检验发现,“营改增”对8省市试点地区关系型交易占比高和占比低的组仍无显著影响,但使得全国性试点地区供应商关系型交易占比低和客户关系型交易占比高的试点公司所得税税负显著下降,且客户关系型交易占比高跟占比低的试点公司相比,其所得税税负显著偏低^[33]。

(三) 研究假说的稳健性测试

(1) 对8省市试点地区进行如下稳健性测试:考虑到8省市在2012年逐步启动试点,2012年数据有一部分“营改增”政策的影响,所以本文将2012年和2013年设置为 $Year = 1$,2011年设为 $Year = 0$;在控制行业、地区效应和年度效应的基础上重新执行上文处理过程。报告的结果显示:度量“营改增”对试点公司所得税税负($ETR1$ 至 $ETR4$ 以及 ETR_pca)影响的 $Treat \times Year$ 系数分为 0.004 、 -0.001 、 0.006 、 0.007 和 0.005 ,但均不显著,说明整体而言,与非试点公司相比,“营改增”使得8省市试点地区试点公司的所得税税负略有上升。这与前文结论一致。若将控制组设为“非试点地区试点行业”,回归结果显示,“营改增”使得试点公司的所得税税负略有下降($Treat \times Year$ 系数为 -0.002 , $P = -0.131$),其中交通运输业和现代服务业试点公司所得税税负均略有下降($Treat \times Year$ 系数分别为 -0.004 、 -0.003 , P 值分别为 -0.252 、 -0.139)。与前文结果一致。区分产权性质、是否处于优惠区、金字塔层级以及关系型交易占比的进一步分析结果并未发生实质性变化。上述结果表明,8省市试点地区的结论具有较好的可靠性。(2) 对全国性试点进行如下稳健性测试:2013年8月1日启动的全性“营改增”试点,当年的所得税税负包含了部分“营改增”效应,因此本文将2013年和2014年设置为 $Year = 1$,2011年设置为 $Year = 0$ 。在控制行业、年度和地区效应的基础上我们分别重新运行模型(2)。报告的结果显示:度量“营改增”对试点公司所得税税负($ETR1$ 至 $ETR4$ 以及 ETR_pca)影响的 $Treat \times Year$ 系数分为 -0.001 、 -0.003 、 -0.001 、 0.005 和 -0.001 ,但均不显著,说明整体而言,与非试点公司相比,“营改增”使得全国性地区试点公司的所得税税负略有下降。这与前文结论一致。区分产权性质、是否处于优惠区、金字塔层级以及关系型交易占比的进一步分析结果与前文结论一致。上述结果表明,全国性试点地区的结论具有较好的可靠性。(3) 借鉴Chen等的方法,我们用“营业利润/上年年末总资产”^[26]替代 Roa 、“长期负债/上年年末总资产”替代 Lev ,公司规模($Size$)和权益市值与账面价值比(MB)均取滞后一期,重新运行本文模型(2),结论未发生实质性变化。上述测试表明,本文结论具有较好的可信度。

六、研究结论

本文运用PSM和DID分别考察了上海市“营改增”、8省市“营改增”及全国性“营改增”对公司所得税的影响,并区分产权性质、是否处于优惠区、金字塔层级和关系型交易进行了实证检验。研究结论如下。第一,“营改增”对试点公司所得税税负无显著影响:与非试点公司相比,“营改增”使得上海和8省市试点公司所得税税负略有上升,而全国性试点公司所得税税负略有下降;与非试点地区试点行业相比,“营改增”使得上海市交通运输业和现代服务业试点公司的所得税税负略有上升,而8省市交通运输业和现代服务业公司所得税税负略有下降(降幅分别为 1.2% 和 2.2%)。第二,区分公司产权性质的检验结果表明:不管是8省市试点地区还是全国性试点地区,“营改增”均使得国有

企业、中央国企、地方国企和省级国企的所得税税负略有下降,“营改增”对非国有企业和市级国企所得税税负的影响具有不确定性,但均无显著影响;“营改增”对不同产权性质的公司所得税税负的影响并不存在显著差异。第三,控制是否处于优惠区变量后,“营改增”使得试点公司的所得税税负降低0.4%,但并不显著。“营改增”使得优惠区试点公司的所得税税负略有下降(降幅为2.2%),非优惠区试点公司的所得税税负略有上升(升幅为0.2%),且优惠区试点公司的所得税税负显著低于非优惠区试点公司。第四,金字塔层级越长,公司所得税税负越低。考虑金字塔层级的影响后发现,“营改增”使得试点国有企业的所得税税负显著降低,试点地方国企的所得税税负在10%的置信水平显著降低;“营改增”对金字塔层级长组和短组试点国有企业及地方国企所得税税负的影响无显著差异。第五,控制关系型交易之后,“营改增”对试点公司所得税税负无显著影响。区分关系型交易占比高和低的分组检验发现:“营改增”对8省市试点地区关系型交易占比高和占比低的组仍无显著影响;“营改增”使得全国性试点地区供应商关系型交易占比低和客户关系型交易占比高的试点公司所得税税负显著下降,且客户关系型交易占比高跟占比低的试点公司相比,其所得税税负显著偏低。

整体而言,“营改增”对公司所得税税负并无显著影响,在区分试点行业、产权性质、是否处于优惠区和关系型交易之后,仍未发现显著影响,但考虑金字塔层级后,“营改增”使得试点国有企业和地方国企的所得税税负显著降低。“营改增”在上市公司中的实施效应可以概况为“改革试点公司总体所得税税负无显著变化,且随着改革的推进略有下降”。这与“营改增”确立的基本原则“改革试点行业总体税负不增加或略有下降”基本相符。

参考文献:

- [1] Papke L E. Interstate business tax differentials and new firm location: evidence from panel data[J]. Journal of Public Economics, 1991, 45(1):47-68.
- [2] Boadway R, Bruce N. A general proposition on the design of a neutral business tax[J]. Journal of Public Economics, 1984, 24(2):231-239.
- [3] 平新乔等. 增值税与营业税的税负[J]. 经济社会体制比较,2010(3):6-12.
- [4] 平新乔等. 增值税与营业税的福利效应研究[J]. 经济研究,2009(9):66-80.
- [5] 杨得前. 营业税征收力度评估:一个分析框架及其应用[J]. 管理世界,2013(5):173-176.
- [6] 吴金光等. “营改增”的影响效应研究——以上海市的改革试点为例[J]. 财经问题研究,2014(2):81-86.
- [7] 石中, 娄峰. “营改增”及其扩围的社会经济动态效应研究[J]. 数量经济技术经济研究,2015(10):105-117.
- [8] 孙正, 张志超. 流转税改革是否优化了国民收入分配格局? ——基于“营改增”视角的PVAR模型分析[J]. 数量经济技术经济研究,2015(7):74-89.
- [9] 王佩等. “营改增”对交通运输业上市公司税负及业绩的影响[J]. 税务研究,2014(5):8-12.
- [10] 郭均英, 刘慕岚. “营改增”对企业经济后果影响研究——以上海市首批实行“营改增”上市公司为例[J]. 财政研究,2015(4):93-96.
- [11] 童锦治等. “营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负[J]. 财贸经济,2015(11):14-26.
- [12] 李嘉明等. 中国营业税改征增值税试点政策实施效果研究[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2015(2):24-31.
- [13] 袁从帅等. “营改增”对企业投资、研发及劳动雇佣的影响——基于中国上市公司双重差分模型的分析[J]. 中国经济问题,2015(4):3-13.
- [14] 赵连伟. “营改增”的企业成长效应研究[J]. 中央财经大学学报,2015(7):20-27.
- [15] 李成, 张玉霞. 中国“营改增”改革的政策效应:基于双重差分模型的检验[J]. 财政研究,2015(2):44-49.
- [16] 陈钊, 王旒. “营改增”是否促进了分工:来自中国上市公司的证据[J]. 管理世界,2016(3):36-45.
- [17] Shevlin T. Taxes and off-balance-sheet financing: research and development limited partnerships[J]. The Accounting Review, 1987, 62(3):480-509.
- [18] Porcano T M. Corporate tax rates: progressive, proportional, or regressive[J]. Journal of American Taxation Association, 1986, 7(2):17-31.
- [19] Stickney C P, McGee, V E. Effective corporate tax rates: the effect of size, capital intensity, leverage and other factors[J]. Journal of

- Accounting and Public Policy, 1982, 1 (2): 125 - 152.
- [20] Zimmerman J L. Taxes and firm size[J]. Journal of Accounting and Economics, 1983, 5(1), 119 - 149.
- [21] Derashid C, Zhang H. Effective tax rates and the “industrial policy” hypothesis: evidence from malaysia[J]. Journal of International Accounting, Auditing and Taxation, 2003, 12 (1): 45 - 62.
- [22] Gupta S, Newberry K. Determinants of the variability in corporate effective tax rate: evidence from longitudinal data[J]. Journal of Accounting and Public Policy, 1997, 16 (1): 1 - 39.
- [23] 刘慧龙,吴联生. 制度环境、所有权性质与企业实际税率[J]. 管理世界,2014(4):42 - 52.
- [24] 刘骏,刘峰. 财政集权、政府控制与企业税负[J]. 会计研究,2014(1):26.
- [25] Spooner G M. Effective tax rates from financial statements[J]. National Taxation Journal, 1986, 39 (3): 293 - 306.
- [26] Chen S, Chen X, Cheng Q, et. al. Are family firms more tax aggressive than non-family firms? [J]. Journal of Financial Economics, 2010, 95(1), 41 - 61.
- [27] Wilson J D. Tax competition with interregional differences in factor endowments[J]. Regional Science and Urban Economics, 1991, 21 (5): 423 - 451.
- [28] Zhang M, Zhang B, Yi Z. Pyramidal structure, political intervention and firm's tax burden: evidence from China's local SOEs[J]. Journal of Corporate Finance, 2016, 36(1): 15 - 25.
- [29] Hanlon M, Heitzman S. A review of tax research[J]. Journal of Accounting and Economics, 2010, 50(2): 127 - 178.
- [30] Fan J, Wong T J, Zhang T. Institutions and organizational structure: the case of state-owned corporate pyramids[J]. Journal of Law Economics and Organization, 2013, 29 (6): 1217 - 1252.
- [31] 夏立军,陈信元. 市场化进程、国企改革策略与公司治理结构的内生决定[J]. 经济研究,2007(7):82 - 95.
- [32] Wang J. Do firms' relationships with principal customers/suppliers affect share holders' income? [J]. Journal of Corporate Finance, 2012, 18(7):860 - 878.
- [33] 王德祥,赵婷. 我国间接税对城乡居民收入分配的效应分析[J]. 审计与经济研究,2016(2):100 - 110.

[责任编辑:杨志辉]

Whether Replacing the BT with a VAT Reduces Income Tax Burden: Evidence from Chinese Listed Companies

CAO Yue¹, YI Bingxin¹, HU Xinyu¹, ZHANG Zhuoran²

(1. Business School, Hunan University, Changsha 410082, China;

2. Business School, Renmin University of China, Beijing 100872, China)

Abstract: Taking the Chinese listed firms between 2010 and 2014 as samples, this paper employs PSM and DID model, and respectively investigates whether “replacing the BT with a VAT” conducted in Shanghai, eight provinces and other pilot areas nationwide impacts enterprises' income tax burden. Compared with the non-pilot companies, “replacing the BT with a VAT” raises corporate income tax burden in Shanghai and eight pilot provinces slightly. However, the income tax burden of companies in other pilot areas slightly decreases. Generally speaking, we find that “replacing the BT with a VAT” has no significant effect on the pilot companies' income tax burden. Moreover, compared with the non-pilot industries, “replacing the BT with a VAT” slightly increases the income tax burden of enterprises in transportation and modern service pilot corporate in Shanghai, and slightly decreases income tax burden of the same type enterprises in eight pilot provinces. Furthermore, after distinguishing nature of property rights, whether the company is in the preferential trading area and impact of relational, we find that “replacing the BT with a VAT” still has no significant impact on income tax of pilot corporates. Finally, after taking the level of the pyramid into consideration, we find that “replacing the BT with a VAT” makes the income tax burden of pilot state-owned enterprises and local state-owned enterprises significantly reduce. The influence of “replacing the BT with a VAT” on pilot corporates' income tax burden is largely in line with policy anticipation.

Key Words: replacing the BT with a VAT; income tax burden; impact on tax burden; corporate income tax; income tax reform; tax reform; turnover tax reform; company tax burden; tax collection and management