

# “营改增”与劳动收入份额： 来自中国上市公司的证据<sup>\*</sup>

苏桂芳 陈昌楠 蓝嘉俊

**内容提要：**“营改增”作为中国税制改革的重要举措，其对要素收入分配格局的影响尚有待研究。本文首先通过一个理论框架揭示了“营改增”影响劳动收入份额的经济逻辑，即“营改增”使企业购进固定资产可以进项抵扣，降低了资本要素相对价格，由于服务业的资本和劳动互补，这将提高企业劳动收入份额。其次采用2009—2015年中国服务业上市公司数据和双重差分模型进行经验研究，结果表明，“营改增”使企业劳动收入份额显著提高了5.96%，并且在实施后第2年的影响最大。异质性分析表明，“营改增”显著提升了非国有、劳动密集型和出口企业劳动收入份额。进一步的影响机制分析表明，“营改增”提高了企业固定资产投资，由于服务业中资本和劳动互补，这将提高劳动需求，进而提高平均工资率，最终导致劳动收入份额的上升。

**关键词：**“营改增” 劳动收入份额 固定资产投资

**作者简介：**苏桂芳，华侨大学经济与金融学院副院长、教授，362021；

陈昌楠，华侨大学经济与金融学院博士研究生，362021；

蓝嘉俊，华侨大学经济与金融学院讲师、博士，362021。

**中图分类号：**F249.2, F812.42 **文献标识码：**A **文章编号：**1002-8102(2021)01-0044-18

## 一、引言

自20世纪90年代以来，中国增值税经历了多次改革。在1994年的分税制改革中，形成了增值税和营业税并存的格局。制造业和服务业实行差异化的税制，前者以增加值为税基缴纳增值税，而后者以销售额为税基缴纳营业税。两种税制虽然同属流转税，但是因为抵扣政策的差异，不可避免地出现重复征税的问题。虽然2004—2009年逐步推进由生产型增值税向消费型增值税转型的改革试点，但是服务业的抵扣链条未彻底打通，重复征税问题依然存在。为了解决该问题，2011年，财政部、国家税务总局联合下发《营业税改征增值税试点方案》，明确自2012年1月1日

<sup>\*</sup> 基金项目：国家社会科学基金重大项目“从制造向服务转型过程中二、三产业统筹协调发展的重大问题研究”（20&ZD087）；国家自然科学基金青年项目“企业所得税改革与劳动收入份额：理论机制、影响识别与政策有效性分析”（72003072）。感谢匿名审稿人的宝贵意见，文责自负。陈昌楠电子邮箱：comeccn@126.com。

起,在上海市的交通运输业和部分现代服务业率先开展营业税改增值税(以下简称“营改增”)试点。随后“营改增”在全国范围内推广,并逐步扩围到其他服务业。至2016年5月,随着建筑业、房地产业、金融业和生活服务业纳入增值税征税范围,营业税正式退出历史舞台。

作为21世纪以来中国税制改革的重要举措,“营改增”通过优化税制,彻底打通抵扣链条,降低企业负担,激发市场主体的更大活力,其最终目的是促进产业间的专业化分工和协作,实现产业转型升级(陈钊、王旸,2016;范子英、彭飞,2017;李永友、严岑,2018)。一方面,已有研究主要从税负效应(曹越、李晶,2016;Fang等,2017;范子英、彭飞,2017)、分工效应(陈钊、王旸,2016;范子英、彭飞,2017)、企业绩效(李成、张玉霞,2015;袁从帅等,2015)、居民收入(倪红福等,2016),以及产业升级(李永友、严岑,2018)等方面考察“营改增”的经济社会效应。然而,尚未有文献讨论“营改增”对劳动收入份额的影响,本文试图对此进行补充。另一方面,已有文献主要讨论了中国劳动收入份额下降的成因,分别从经济发展阶段(李稻葵等,2009;罗长远、张军,2009)、制度环境(白重恩等,2008;魏下海等,2013a)、技术进步(黄先海、徐圣,2009)、所有制(周明海等,2010)、企业管理(魏下海等,2013b;贾坤、申广军,2016)、结构转型(郭凯明,2019)、对外贸易(张莉等,2012;余淼杰、梁中华,2014;王雄元、黄玉菁,2017)等视角展开论证。近年来,有一支文献开始对2007年以来中国劳动收入份额的上升进行解释,主要从三次产业就业比重(刘亚琳等,2018)、就业所有制结构(蓝嘉俊等,2019)、劳动力转移(常进雄等,2019),以及劳动议价能力(柏培文、杨志才,2019)等视角进行讨论。可见,从税收视角考察劳动收入份额影响因素的研究文献依然较少。事实上,目前文献主要关注税收对居民收入分配不平等的影响,关于税收对要素收入分配影响的研究文献仍然较为有限,并且这些文献在实证上都采用宏观数据(郭庆旺、吕冰洋,2011;伍山林,2014),鲜有文献采用微观企业数据进行研究。

改革开放以来,我国收入分配制度改革不断推进,与经济社会发展相适应的分配制度基本建立。但与此同时,收入分配领域仍然存在一些亟待解决的问题,收入分配不均问题依然突出。党的十九大报告指出,“中国特色社会主义进入新时代,我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾”,要“坚持在经济增长的同时实现居民收入同步增长、在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高”。那么,我国正在推进的“营改增”税制改革是否有利于改善初次收入分配格局?

基于上述文献中存在的改进空间以及研究的重要意义,本文采用微观企业数据考察了“营改增”对劳动收入份额的影响。首先,本文通过一个理论框架揭示了“营改增”影响劳动收入份额的经济逻辑,“营改增”使企业购进固定资产可以进项抵扣,降低了资本要素相对价格,由于服务业的资本和劳动互补,“营改增”提高了企业劳动收入份额。其次,采用2009—2015年中国服务业上市公司数据和双重差分法,研究发现“营改增”平均使企业劳动收入份额显著提高了5.96%,并且动态效应分析表明,“营改增”在实施后第2年的影响效应最大。以上结论在替换劳动收入份额代理变量、缩小样本区间、采用PSM-DID方法、安慰剂检验等一系列稳健性检验下仍然成立。再次,异质性分析发现,“营改增”显著促进了非国有企业、劳动密集型企业 and 出口企业劳动收入份额的提升,但对国有企业、资本密集型企业以及非出口企业的劳动收入份额没有显著影响。最后,影响机制分析表明,“营改增”提升劳动收入份额是由于其使工资率上升的幅度大于劳动生产率上升的幅度,并且“营改增”使工资率上升幅度更大的原因在于,“营改增”提高了企业的固定资产投资,由于服务业中资本和劳动互补,更多的固定资产投资意味着劳动需求的增加,从而提高了平均工资率,最终提高劳动收入份额。

本文的创新点和边际贡献主要体现在以下三个方面。(1)本文在理论和实证上考察了“营改增”对劳动收入份额的影响,加深了税收对要素收入分配格局影响的理解。已有关于“营改增”影响的文献,大多关注经济效应、企业绩效和居民收入分配,但尚未有文献研究“营改增”对要素收入分配的影响,本文是对这支文献的一个重要补充和拓展。(2)本文采用服务业企业数据,并根据“营改增”的外生政策冲击,采用双重差分方法进行研究,在数据和方法上较已有文献均有所创新。已有文献在研究劳动收入份额影响因素时,主要采用省级面板和制造业企业数据,鲜有文献对服务业进行专门考察。随着经济发展和产业转型升级,未来必然发展更多的服务业,因此对服务业的考察具有重要的政策借鉴意义。(3)本文的研究结论从“营改增”视角丰富了对2007年以来中国劳动收入份额上升进行解释的文献(刘亚琳等,2018;蓝嘉俊等,2019;常进雄等,2019;柏培文、杨志才,2019)。

本文余下部分安排如下:第二部分通过一个理论框架揭示“营改增”影响劳动收入份额的经济逻辑;第三部分说明估计模型设定、数据以及描述性统计;第四部分分析实证结果,并进行一系列稳健性检验;第五部分分析异质性和影响机制;第六部分是结论与政策启示。

## 二、理论分析

借鉴魏下海等(2013a)的研究,本文构建一个理论框架分析“营改增”对企业劳动收入份额的影响。假设企业以利润最大化为目标,在既定约束下选择最优投入组合,得到劳动收入份额与要素(资本和劳动)相对价格之间的关系。“营改增”通过改变要素相对价格,调整企业最优要素配置,从而影响劳动收入份额。

假设处于完全竞争市场的企业,其生产函数是规模报酬不变的常系数替代弹性(CES)生产函数,即:

$$Y = A[\alpha K^{(\sigma-1)/\sigma} + (1 - \alpha)L^{(\sigma-1)/\sigma}]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad (1)$$

其中, $\alpha \in (0, 1)$ ,表示要素密集参数; $\sigma \in [0, \infty)$ ,表示替代参数,也称要素替代弹性; $A$ 为效率参数,代表技术水平; $K$ 和 $L$ 分别表示资本和劳动要素。假设企业处于完全竞争市场,规模报酬不变( $v = 1$ ),且单位产品价格为1:

$$\max_{K, L} \pi = Y - wL - rK \quad (2)$$

$$\text{s. t. } wL + rK \leq C \quad (3)$$

式(2)和式(3)中, $w$ 和 $r$ 分别表示劳动和资本的要素价格。企业通过利润最大化目标选择最优 $K$ 和 $L$ 数量,其一阶条件为:

$$\partial \pi / \partial K = A \alpha K^{-1/\sigma} [\alpha K^{(\sigma-1)/\sigma} + (1 - \alpha)L^{(\sigma-1)/\sigma}]^{1/(\sigma-1)} - r = 0 \quad (4)$$

$$\partial \pi / \partial L = A(1 - \alpha)L^{-1/\sigma} [\alpha K^{(\sigma-1)/\sigma} + (1 - \alpha)L^{(\sigma-1)/\sigma}]^{1/(\sigma-1)} - w = 0 \quad (5)$$

以上两式移项相除可得:

$$\frac{r}{w} = \left( \frac{\alpha}{1 - \alpha} \right) \left( \frac{L}{K} \right)^{1/\sigma} \quad (6)$$

再经适当推导,可得均衡时资本收入与劳动收入之比:

$$\frac{rK}{wL} = \left( \frac{\alpha}{1-\alpha} \right)^{\sigma} \left( \frac{w}{r} \right)^{\sigma-1} \quad (7)$$

根据欧拉定理,企业产出被所有要素恰好分配完而没有剩余,即:

$$Y = wL + rK \quad (8)$$

故劳动收入份额(Labor Share, LS)可表示为:

$$LS = \frac{wL}{Y} = \frac{wL}{wL + rK} = \frac{wL}{1 + (r/w)(K/L)} \quad (9)$$

将式(6)代入式(8)可得:

$$LS = \frac{1}{1 + \left( \frac{\alpha}{1-\alpha} \right)^{\sigma} \left( \frac{w}{r} \right)^{\sigma-1}} \quad (10)$$

可以发现,均衡时劳动收入份额取决于资本和劳动要素相对价格( $r/w$ )、要素替代弹性( $\sigma$ )以及要素密集参数( $\alpha$ )。在实行“营改增”政策后,试点企业购进固定资产可以进项抵扣,以不含税价格入账降低了资本成本,即资本成本从原来营业税制下的资本要素价格( $r$ )下降为增值税制下资本要素价格 $[r/(1+t)]$ ,其中 $t$ 表示增值税税率。<sup>①</sup>通过式(10)可知,“营改增”直接改变要素相对价格,进而使企业调整最优要素配置,从而影响劳动收入份额。

进一步对式(10)中劳动收入份额( $LS$ )关于资本要素价格( $r$ )求偏导,可得:

$$\frac{\partial LS}{\partial r} = (\sigma - 1) \frac{(r/w)^{1-\sigma} [\alpha/(1-\alpha)]^{\sigma}}{r \{ 1 + (r/w)^{1-\sigma} [\alpha/(1-\alpha)]^{\sigma} \}^2} \quad (11)$$

由式(11)可知,资本要素价格变化对劳动收入份额的影响方向由要素替代弹性( $\sigma$ )决定。当资本和劳动替代弹性( $\sigma$ )小于1时,即资本和劳动互补时,式(11)取值小于0,即资本要素价格增加会导致劳动收入份额下降,同样资本要素价格降低会导致劳动收入份额上升。当资本和劳动替代弹性( $\sigma$ )大于1时,即资本和劳动互替时,式(11)取值大于0,资本要素价格增加会导致劳动收入份额上升。当资本和劳动替代弹性( $\sigma$ )等于1时,资本要素价格变化不影响劳动收入份额。

本文在实证上根据“营改增”政策的特点,选取服务业进行研究,服务业资本和劳动替代弹性的大小是本文分析的关键。目前,学者们对于资本和劳动替代弹性的大小仍然存在一定的争议。(1)从总体层面看,戴天仕和徐现祥(2010)利用1978—2005年中国劳动收入份额数据测算发现,资本和劳动替代弹性为0.736,陈晓玲和连玉君(2012)对1978—2008年中国各省份的测算表明资本和劳动替代弹性的均值为0.833,邓明(2014)对1990—2010年中国各省份测算发现资本和劳动替代弹性的均值为0.884,郝枫和盛卫燕(2014)利用1978—2011年中国省级面板数据估计表明资本和劳动替代弹性介于0.23~0.55,以上研究均表明资本和劳动替代弹性小于1,即二者互补。(2)然而,不同行业的资本和劳动替代弹性具有较大的差别。学者们主要考察工业行业的情形,研究表明工业行业资本和劳动替代弹性大于1。陆菁和刘毅群(2016)采用1990—2010年中国35个

① “营改增”政策下企业雇用劳动要素不能进项抵扣,因此“营改增”政策不会影响劳动要素价格。



工业行业数据库研究发现,资本和劳动替代弹性为 2.91;魏下海等(2017)采用 2005—2007 年中国工业企业数据库数据估计表明,资本和劳动替代弹性为 1.67;陈登科和陈诗一(2018)采用 1998—2007 年中国工业企业数据库测算发现资本和劳动替代弹性显著大于 1。(3)遗憾的是,目前鲜有文献专门考察服务业的情形,不过我们仍能从部分研究中一窥端倪。王林辉和袁礼(2018)采用 1978—2012 年中国三次产业数据,测算得到中国三次产业资本和劳动替代弹性分别为:第一产业为 0.886,第二产业为 0.916,第三产业为 0.761。结合上述三支文献的研究,可以推测中国工业行业资本和劳动替代弹性大于 1,而服务业资本和劳动替代弹性小于 1。本文采用 2009—2015 年中国服务业上市公司数据对此进行验证,结果表明样本期间中国服务业资本和劳动替代弹性小于 1。<sup>①</sup> 由此,本文可发展出一个待检验的假说。

假说:由于服务业的资本和劳动互补,“营改增”通过降低资本要素相对价格进而提高企业劳动收入份额。

式(9)~式(11)表明,劳动收入份额受资本和劳动要素相对价格( $r/w$ )、要素替代弹性( $\sigma$ )、资本集约度( $K/L$ )以及要素密集参数( $\alpha$ )的影响。“营改增”直接改变要素相对价格,进而使企业调整最优要素配置,从而影响劳动收入份额。而对于所有权性质、要素密集度和贸易结构存在差异的企业,其要素替代弹性( $\sigma$ )、资本集约度( $K/L$ )以及要素密集参数( $\alpha$ )亦有所不同。因此,由于企业不同类型特征的差异,“营改增”对劳动收入份额的影响可能存在异质性,即“营改增”具有非对称经济效应。

### 三、模型设定、数据与描述性统计

#### (一)模型设定

本文采用双重差分(Difference-in-Differences, DID)模型考察“营改增”政策对企业劳动收入份额的影响,基准模型的形式如下:

$$LS_{it} = \alpha + \beta treat_i \times post_t + \lambda X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

式(12)中,被解释变量  $LS_{it}$  表示  $i$  企业第  $t$  年的劳动收入份额。 $did = treat_i \times post_t$  为“营改增”政策虚拟变量,其中,  $treat_i$  为分组虚拟变量,当企业  $i$  为“营改增”试点企业(处理组)时,  $treat_i = 1$ , 否则(控制组)为 0。  $post_t$  为时间虚拟变量,政策实施前  $post_t = 0$ , 政策实施后  $post_t = 1$ 。在本文研究中,如果时间是 2012 年及随后年份,  $post_t = 1$ , 否则为 0。  $X_{it}$  是控制变量集,包括资产负债率、资产回报率、企业规模、企业年龄、融资约束、全要素生产率、企业所有权及出口贸易等。 $\mu_i$  是企业固定效应,用以剔除企业层面不随时间变化的不可观测因素(如企业家素质、政治身份、企业文化等)的影响。 $v_t$  是年份固定效应,用来排除特定年份同时影响所有企业的外部冲击的干扰。为了避免面板

① 资本和劳动替代弹性估计方法可划分为间接推断法(Bentolila 和 Saint-Paul, 2003; 黄先海、徐圣, 2009)和直接估计法(Kmenta, 1967; Karabarbounis 和 Neiman, 2014; 戴天仕、徐现祥, 2010; 陈晓玲、连玉君, 2012)。本文采用 Kmenta(1967)所提出的级数展开法对资本和劳动替代弹性进行估计。具体为,对式(1)左右两边取对数可得  $\ln Y = \ln A + \frac{v\sigma}{\sigma-1} \ln[\alpha K^{(\sigma-1)/\sigma} + (1-\alpha)L^{(\sigma-1)/\sigma}]$ , 并在  $\sigma=1$  附近进行泰勒多项式展开,即  $\ln Y = \beta_0 + \beta_1 \ln K + \beta_2 \ln L + \beta_3 \left[ \ln \frac{K}{L} \right]^2$ 。其中,  $\beta_0 = \ln A$ ,  $\beta_1 = v\alpha$ ,  $\beta_2 = v(1-\alpha)$ ,  $\beta_3 = \frac{\sigma-1}{2\sigma} v\alpha(1-\alpha)$ 。通过估计  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  和  $\beta_3$  即可知资本和劳动替代弹性  $\sigma = \frac{\beta_1 \beta_2}{\beta_1 \beta_2 - 2\beta_3(\beta_1 + \beta_2)}$ 。本文采用 2009—2015 年中国服务业上市公司数据,通过面板双向固定效应模型估计并计算得出资本和劳动替代弹性( $\sigma$ )为 0.84,表明样本期间中国服务业资本和劳动为互补关系。

数据中标准误低估问题,根据 Bertrand 等(2004),将标准误聚类到企业层面。本文主要关注交叉项系数 $\beta$ 的估计值,在剔除其他因素干扰后, $\beta$ 能够准确衡量“营改增”对劳动收入份额的影响。

“营改增”于2012年1月开始在上海试行,2012年9月之后分批次在其他几个省市试点,具有试点先行、分地区分行业逐步推进的特点。分批分时间段的政策实施可以看作一种“自然实验”,适合用双重差分模型来研究政策效果(袁从帅等,2015;陈钊、王旸,2016;范子英、彭飞,2017;李永友、严岑,2018)。此外,为保证控制组的选择与处理组样本更好地匹配,以检验基准回归结果的可靠性,本文在稳健性检验中使用PSM-DID方法作为补充。

## (二)数据与指标设计

### 1. 样本选取

本文采用的计量方法是双重差分模型,该方法要求作为控制组的样本企业不能受到政策干扰。对于2014年陆续开始的铁路运输、邮政服务业和电信业“营改增”全国试点以及2016年全面“营改增”,所有省份、行业均实施该政策,无法选出不受“营改增”政策干扰的控制组,不能使用双重差分模型识别出“营改增”政策影响效应。因此,本文所使用的样本是全面实施“营改增”之前(2009—2015年)中国沪深两市服务业上市公司数据,选取上海、北京、江苏、安徽、福建、广东、天津、浙江和湖北9个省市实行“营改增”试点的服务业上市公司作为处理组,选取样本区间未进行“营改增”的服务业上市公司作为控制组。此外,对于本文的研究,制造业不适合作为“营改增”政策的控制组,因为制造业属于缴纳增值税行业,“营改增”政策使得制造业向试点行业购买应税服务时也能抵扣进项税额,享受到了政策红利,此时评估的政策效应可能存在较大偏误。

“营改增”实行分批次试点,例如2012年1月1日起,在上海市的交通运输和部分现代服务业<sup>①</sup>率先试点,同年9月1日北京市纳入试点,接着是10月1日起江苏省和福建省开始试点,11月1日起福建省和广东省开始试点,而天津市、浙江省和湖北省于12月1日开始试点。在本文的研究中,统一以2012年作为“营改增”改革试点的开始时间。需要说明的是,2009年我国开始全面实行增值税转型改革,由生产型增值税转变为消费型增值税,企业购进固定资产可以抵扣进项税。然而,增值税转型政策针对的是缴纳增值税的企业,而本文所选择的样本是“营改增”改革前缴纳营业税的服务业,所讨论的“营改增”政策效应不会受到干扰。

由于财政部及国家税务总局公布“营改增”试点行业与中国证监会的行业分类存在差异,为了准确获取处理组及控制组样本,参考陈钊和王旸(2016)、Fang等(2017)等学者的研究,本文的样本行业筛选过程如下。(1)从全部的沪深股市上市企业中剔除B股、ST及退市的企业;(2)剔除2012年及以后上市的企业;(3)剔除主营业务明显与“营改增”不符合的企业,如农林牧渔业、制造业、批发和零售业、综合等行业的企业,鉴于金融业企业公司结构不同于其他行业,因此一并剔除;(4)剔除重大资产重组、主营业务重大调整变更行业的企业;(5)剔除数据异常及缺失严重的企业。最终筛选出277家上市企业,其中处理组135家,控制组142家。这些样本覆盖了21个省份、4个直辖市及19个证监会行业。此外,为避免异常值的干扰,本文对所有连续的核心变量及控制变量的分布两端进行了1%的缩尾处理。

### 2. 劳动收入份额变量

本文从微观企业视角研究“营改增”政策对劳动收入份额的影响,一个重要的基础就是如何较

① 通常称为“1+6”行业,具体包括:陆路运输服务、水路运输服务、航空运输服务、管道运输服务、研发和技术服务、信息技术服务、文化创意服务、物流辅助服务、有形动产租赁服务、鉴证咨询服务。

为准确地计算微观企业层面的劳动收入份额变量。借鉴已有文献对于劳动收入份额测算的通行做法(吕冰洋、郭庆旺,2012;魏下海等,2013a;李永友、严岑,2018),劳动收入份额(*LS*)用“劳动报酬/企业增加值”表示。其中,企业增加值采用收入法 GDP 的核算思路,以劳动报酬、生产税净额、固定资产折旧和营业盈余之和来代理。

劳动报酬亦即职工的劳动收入。参考陆正飞等(2012)、胡奕明和买买提依明·祖农(2013)等研究,本文采用国泰安(CSMAR)数据库现金流量表中的“支付给职工以及为职工支付的现金”来表示劳动报酬。2007 年新会计准则颁布实施之后,上市公司被要求在财务报表附注中披露企业职工薪酬的详细变动数据,参考陆正飞等(2012)、王雄元和黄玉菁(2017)等学者的研究,本文将“应付薪酬”项下应付职工薪酬贷方发生额作为劳动报酬的第 2 种代理指标。

生产税净额的定义是企业上缴的税额与获得的政府补贴之间的差额。因大多税种都通过“营业税金及附加”这一科目核算,因此本文的生产税净额用“营业税金及附加 + 增值税 - 政府补助”表示。营业税金及附加从利润表中获取,政府补助取自财务报表附注。由于上市公司财务报表没有直接公布公司当年实际缴纳增值税额数据,参考已有文献(范子英、彭飞,2017;李永友、严岑,2018)的方法,本文采用教育费附加及城市维护建设税进行倒推计算。

基于上述分析思路,本文得出收入法企业增加值的计算方法:企业增加值 = 劳动报酬 + 生产税净额 + 固定资产折旧 + 营业利润。由此可得,劳动收入份额(*LS*) = 劳动报酬/企业增加值。

3. 控制变量

已有文献提出多种影响劳动收入份额的因素(白重恩等,2008;李稻葵等,2009;方军雄,2011;罗长远、陈琳,2012;魏下海等,2013a;贾坤、申广军,2016),本文在构建计量模型时尽可能地控制这些变量,以提高估计的准确性。本文的控制变量包括资产负债率(定义为负债总额与资产总额的比率)、资产回报率(净利润与资产总额的比率)、全要素生产率(使用 LP 法计算得到)、企业规模(用总资产的自然对数计算)、企业年龄(样本观测时间与企业成立时间的差值赋值为企业年龄)、融资约束(用 SA 指数表示)、企业所有权及出口贸易等。

(三)描述性统计与分组检验

表 1 报告了主要变量的描述性统计,从表中可以观察到,两个劳动收入份额指标的均值分别是 0.3524 和 0.3628,是否为试点企业(*treat*)的均值约为 0.4776,意味着 47.76% 的样本企业为“营改增”试点企业。控制变量中,样本企业资产负债率的均值为 0.4643,标准差为 0.2426,资产回报率的均值为 0.0483,标准差为 0.0474,说明样本企业的负债水平各异,但大部分企业的经营状况较为良好。此外,由是否为国企(*soe*)及是否出口(*exp*)的均值可知,样本企业中有 46.47% 为国有企业,53.53% 为非国有企业,78.61% 为有参与出口业务的企业,21.39% 为无出口业务的企业。

表 1 主要变量描述性统计

变量	变量符号	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
劳动收入份额 1	<i>LS1</i>	1821	0.3524	0.2035	0.9960	0.0204
劳动收入份额 2	<i>LS2</i>	1813	0.3628	0.2083	0.9960	0.0215
是否为试点企业	<i>treat</i>	1828	0.4776	0.4996	1.0000	0.0000
资产负债率	<i>lev</i>	1828	0.4643	0.2426	0.9268	0.0110
资产回报率	<i>roa</i>	1828	0.0483	0.0474	0.3936	-0.3092

续表 1

变量	变量符号	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
企业规模	<i>size</i>	1829	17. 5117	1. 5722	22. 5976	13. 9827
企业年龄	<i>age</i>	1828	14. 6619	5. 8062	35. 0000	1. 0000
全要素生产率	<i>tfp</i>	1819	0. 0359	0. 4073	1. 5398	- 3. 4145
融资约束	<i>fc</i>	1829	- 2. 6169	0. 6831	- 0. 4479	- 4. 2399
是否为国企	<i>soe</i>	1939	0. 4647	0. 4989	1. 0000	0. 0000
是否出口	<i>exp</i>	1828	0. 7861	0. 4102	1. 0000	0. 0000

表 2 报告了劳动收入份额及控制变量按企业性质分组的均值与检验。数据显示:(1)按企业所有权分组均值检验发现,国有企业劳动收入份额的均值(0. 3195)显著低于非国有企业(0. 3842),而在国有企业中,中央企业劳动收入份额的均值(0. 3814)显著高于地方国企(0. 2877);<sup>①</sup>(2)按企业是否涉及出口业务分组均值检验发现,出口企业劳动收入份额的均值显著高于非出口企业;(3)按企业要素结构分组均值检验发现,资本密集企业劳动收入份额的均值显著低于劳动密集企业,该结果与已有文献研究类似(魏下海等,2013a)。不同企业性质分组检验显示,劳动收入份额在不同类型的企业之间存在较大差异,可见“营改增”对劳动收入份额的影响在不同类型企业间也可能存在差异,因此异质性分析显得更加重要,有针对性的税收政策改革更有利于优化初次分配格局。

表 2 按企业特征分组的均值描述与检验

变量	是否为国企			是否出口			要素结构		
	非国企	国企	均值差	非出口	出口	均值差	劳动密集	资本密集	均值差
<i>LS1</i>	0. 3842	0. 3195	0. 0646 ***	0. 3300	0. 3588	- 0. 0288 **	0. 3910	0. 3070	0. 0838 ***
<i>LS2</i>	0. 3995	0. 3249	0. 0746 ***	0. 3427	0. 3685	- 0. 0257 **	0. 4050	0. 3140	0. 0910 ***
<i>treat</i>	0. 5394	0. 4140	0. 1254 ***	0. 5601	0. 4551	0. 1050 ***	0. 5290	0. 4190	0. 1107 ***
<i>lev</i>	0. 3884	0. 5424	- 0. 1539 ***	0. 4345	0. 4724	- 0. 0379 ***	0. 4190	0. 5160	- 0. 0977 ***
<i>roa</i>	0. 0557	0. 0406	0. 0151 ***	0. 0532	0. 0469	0. 0062 **	0. 0580	0. 0380	0. 0199 ***
<i>size</i>	16. 7361	18. 3106	- 1. 5745 ***	17. 7838	17. 4375	0. 3464 ***	17. 0610	18. 0270	- 0. 9665 ***
<i>age</i>	13. 8220	15. 5261	- 1. 7041 ***	13. 0409	15. 1030	- 2. 0621 ***	13. 8070	15. 6390	- 1. 8317 ***
<i>tfp</i>	0. 0278	0. 0441	- 0. 0163	0. 0606	0. 0301	0. 0305	0. 0250	0. 0480	- 0. 0223
<i>fc</i>	- 2. 2730	- 2. 9712	0. 6982 ***	- 2. 6616	- 2. 6050	- 0. 0566	- 2. 3970	- 2. 8680	0. 4706 ***

注:\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的水平下显著。下同。

在进行双重差分模型估计之前,需检验处理组和控制组是否满足平行趋势假设。通过图 1 平行趋势检验,可以直观地看到 2012 年“营改增”试点前后两组劳动收入份额变化情况。在“营

① 需要说明的是,在以往对工业部门劳动收入份额的研究文献中(周明海等,2010;陆正飞等,2012),国有企业的劳动收入份额高于非国有企业,但本文研究的服务业上市公司样本中,这个现象相反。可能原因是:其一,国有企业所在的服务业部门资本密集程度较高,压低了劳动收入份额;同时中央国有企业多为垄断行业,劳动收入份额较高,因此中央国有企业的劳动收入份额高于地方国有企业;其二,非国有企业服务业部门轻资产、重劳动,资本收入份额低,劳动收入份额较高。本文的研究发现与李稻葵等(2009)较为一致。



改增”政策实施之前(2009—2011 年),处理组和控制组劳动收入份额几乎都保持平行上升的趋势;在政策实施之后(2012—2015 年),控制组劳动收入份额上升幅度有所减弱,但总体上仍然保持平稳上升趋势。与此同时,处理组样本企业劳动收入份额在第一年有小幅提升,随后上升幅度减弱。这表明“营改增”政策实施后,受政策影响的处理组的劳动收入份额比未遭受政策冲击的控制组的劳动收入份额平均增长得更多,因而“营改增”政策对企业劳动收入份额存在正向影响。本文对样本企业按处理组和控制组分组满足平行趋势假定,这是使用双重差分模型最重要的前提假定之一。下文还将采用动态效应回归模型等更严谨的实证方法证明样本分组满足平行趋势假定。

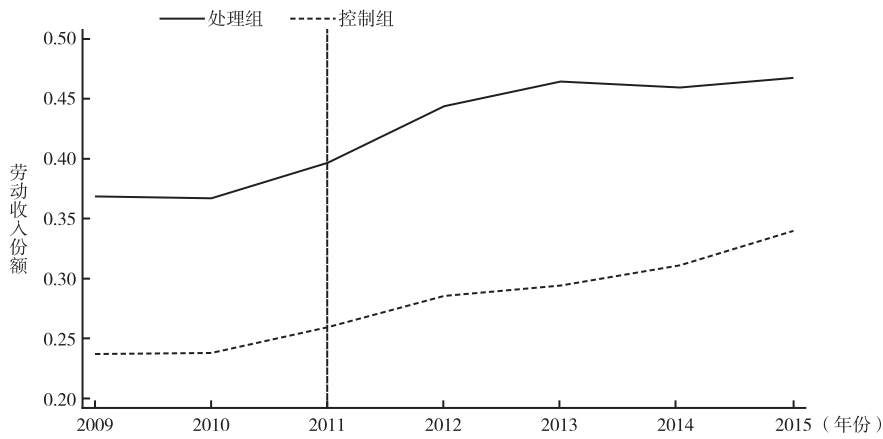


图 1 平行趋势检验

四、实证结果与稳健性检验

(一)实证结果分析

1. 基准模型

表 3 列示了“营改增”对劳动收入份额的总体影响,即式(12)的估计结果。本文主要关注交互项 *did* 系数的估计结果。为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,本文所有回归系数的标准误均为企业层面的聚类稳健标准误。表 3 第(1)列没有添加控制变量,只控制了企业固定效应和年份固定效应。第(1)列估计结果显示,在 10% 的显著性水平下,“营改增”与劳动收入份额正相关,交互项 *did* 的估计系数为 0.0199,即“营改增”使得劳动收入份额提高了 5.65%。<sup>①</sup> 第(2)列添加了控制变量以及控制了企业固定效应和年份固定效应,在消除遗漏变量引起的偏误之后,交互项的系数反而升至 0.0210,且显著性提高,在 5% 的显著性水平下为正,回归结果表明“营改增”使得劳动收入份额提高了 5.96%。第(3)列和第(4)列为使用另一种劳动收入份额代理变量的回归结果,系数均显著且估计值大小接近,说明这个结果是可信的,也与后文一系列稳健性检验结果相近,因此下文的分析将主要使用第 1 种劳动收入份额代理变量(*LS1*)作为因变量。基准回归结果表明,样本期间“营改增”对劳动收入份额具有显著正向影响。结合理论分析,

① 5.65% = 0.0199/0.3524,其中,0.3524 为“劳动收入份额 1”的均值。下同。

这也验证了服务业资本和劳动替代弹性小于 1 的判断。

控制变量方面,回归结果与已有文献的研究发现相近(李稻葵等,2009;周明海等,2010;方军雄,2011;罗长远、陈琳,2012;张莉等,2012;魏下海等,2013a;胡奕明、买买提依明·祖农,2013;申广军等,2018)。资产负债率系数显著为正,即资产负债率越高的企业,劳动收入份额更高。Berk 等(2010)认为风险厌恶的员工将选择低负债企业,而风险偏好的员工将选择高负债企业,高负债企业将支付更高的工资。资产收益率与劳动收入份额呈负相关,说明盈利能力较强的企业劳动收入份额较低,反映了资本要素所有者(股东)有更强的影响力,能从企业增长中获得更多的报酬。企业规模、企业年龄和全要素生产率回归系数显著为负,表明企业形成规模后倾向于更多地使用偏向资本的技术,导致要素收入向资本倾斜,从而劳动收入份额相对减少。融资约束的系数在 10% 的显著性水平下为正,表明融资约束程度越严重(SA 负值越大),劳动收入份额越低,即融资约束不利于劳动收入份额的提高。罗长远和陈琳(2012)认为,面临融资约束的企业通过信贷获得流动资本的能力受限,往往倾向于减少雇用劳动力或降低工资水平,从而导致劳动收入份额下降。此外,是否为国企、是否出口系数虽然为负,但是在统计上并不显著,说明劳动收入份额因企业性质的异质性而存在差异,下文也将进一步分析“营改增”政策的异质性效应,以进行更细致的研究。

表 3 基准模型回归结果

变量	(1) LS1	(2) LS1	(3) LS2	(4) LS2
<i>did</i>	0.0199 * (0.0116)	0.0210 ** (0.0101)	0.0196 * (0.0119)	0.0228 ** (0.0104)
<i>lev</i>		0.0899 ** (0.0387)		0.0910 ** (0.0414)
<i>roa</i>		-1.1693 *** (0.1536)		-1.2685 *** (0.1678)
<i>size</i>		-0.0228 * (0.0216)		-0.0185 (0.0208)
<i>age</i>		-0.0698 *** (0.0099)		-0.1378 *** (0.0103)
<i>soe</i>		-0.0193 (0.0211)		-0.0178 (0.0198)
<i>exp</i>		-0.0040 (0.0093)		-0.0056 (0.0094)
<i>tfp</i>		-0.0360 *** (0.0119)		-0.0336 *** (0.0122)
<i>fc</i>		0.0959 * (0.0511)		0.1001 ** (0.0508)
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.1566	0.3722	0.1440	0.3724
N	1820	1810	1812	1802

注:括号内为企业层面聚类稳健标准误。下同。

2. 动态效应分析

双重差分模型估计结果一致性的前提是样本企业服从平行趋势假设,即在没有外生扰动时,被解释变量在处理组(试点企业)和控制组(非试点企业)的趋势趋于一致。虽然图 1 初步表明处理组和控制组的企业劳动收入份额在“营改增”试点政策实施前变化趋势基本平行,但本文还是需要采用更严谨的实证方法加以证明。此外,基准回归结果反映的是“营改增”政策对样本企业劳动收入份额的平均效应,无法反映“营改增”在不同时间段的政策效果。本文参考 Jacobson 等(1993)提出的事件研究法对“营改增”试点的动态效应进行验证。双重差分动态效应模型设置如下:

$$LS_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i \times \sum_{k=2009}^{2015} dt_k + \lambda X_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \tag{13}$$

其中,以试点政策年份 2012 年作为基准年, $dt_k$  表示 2009—2015 年的一系列年份虚拟变量,控制变量  $X_{it}$  定义与基准模型(12)相同,模型同时控制了企业和年份固定效应,以消除其他不可观测因素和特定年份共同因素的干扰。

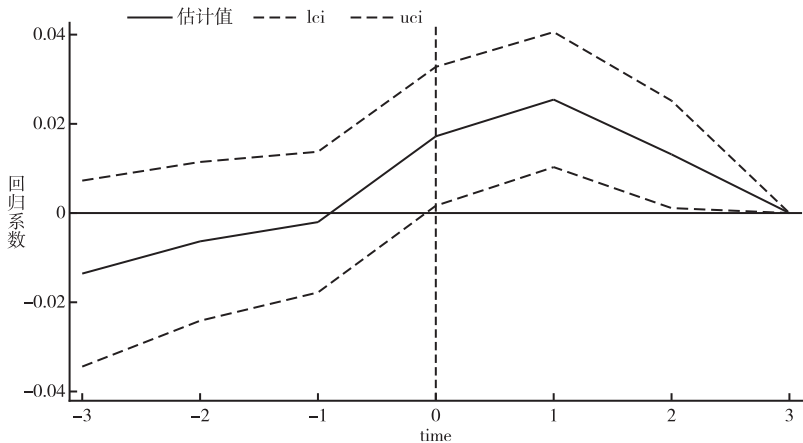


图 2 动态效应回归结果

图 2 绘制了 95% 置信区间下  $\beta_1$  的估计结果,从图中可以发现, $\beta_1$  在 2009—2011 年系数均不显著,表明处理组和控制组在试点政策实施前不存在明显的差异,满足双重差分模型平行趋势前提假设。在 2012—2015 年“营改增”试点后估计系数  $\beta_1$  在第 2 年(2013 年)达到最大,随后逐步减弱,但一直保持显著。“营改增”对劳动收入份额影响次年达到最大的原因可能是“营改增”实行分批次试点,部分地区第 1 年政策实行时间较短。如上海市于 2012 年 1 月 1 日率先试点,但北京市、江苏省、福建省、天津市、浙江省和湖北省等省市是当年 9 至 12 月陆续开始试点。因此,“营改增”政策对企业劳动收入份额的促进作用逐步显现。而自 2013 年以后,“营改增”对劳动收入份额的影响效果逐年减弱,表明“营改增”在改变要素相对价格后,新的要素配置均衡逐步形成,“营改增”外生冲击影响慢慢减弱直至消失。

(二) 稳健性检验

1. 替换代理变量

由于较难准确地衡量劳动收入份额(方军雄,2011),基准模型利用收入法计算企业增加值并生成劳动收入份额代理变量,本文亦采用其他微观衡量方法计算劳动收入份额作为稳健性检验。

具体为:参考陆正飞等(2012)、胡奕明和买买提依明·祖农(2013)等做法,使用(本期为职工支付的现金+应付职工薪酬期末余额-应付职工薪酬期初余额)/收入法企业增加值作为劳动报酬代理变量(*LS3*);参考贾坤和申广军(2016)使用“本期为职工支付的现金/生产法企业增加值”作为劳动报酬代理变量(*LS4*);参考胡奕明和买买提依明·祖农(2013)、王雄元和黄玉菁(2017)使用“本期为职工支付的现金/资产总额”作为劳动报酬代理变量(*LS5*)。表4报告了替换劳动收入份额代理变量的回归结果,可以发现系数均为正且显著。在使用不同维度计算劳动收入份额的情况下,虽然交互项系数估计值存在差异,但是在趋势上一致,说明“营改增”对劳动收入份额的正向影响非常稳健。

表 4 替换代理变量回归结果			
变量	(1) <i>LS3</i>	(2) <i>LS4</i>	(3) <i>LS5</i>
<i>did</i>	0. 0190 * (0. 0097)	0. 0618 *** (0. 0153)	0. 0085 ** (0. 0033)
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
R <sup>2</sup>	0. 3905	0. 3486	0. 2803
<i>N</i>	1799	1490	1818

注:控制变量设置与基准回归模型相同,由于篇幅限制,以及本文主要关注交互项回归结果,故未列出控制变量回归结果,有兴趣可以向作者索要。下同。

2. 缩小样本区间

2014 年起,财政部及国家税务总局陆续出台一系列政策(财税[2014]75 号文、财税[2015]106 号文等),允许企业新购进的固定资产可以享受折旧年限缩短、一次性在计算应纳税所得额时扣除等优惠政策。为排除该项税收政策干扰,本文使用缩小样本区间进行稳健检验,将样本时间缩小为 2009—2013 年。表 5 各回归系数均为正且在 1% 的水平下显著,说明即使排除企业所得税优惠政策干扰,“营改增”对劳动收入份额的提升效应依然存在。

表 5 缩小样本区间回归结果					
变量	(1) <i>LS1</i>	(2) <i>LS2</i>	(3) <i>LS3</i>	(4) <i>LS4</i>	(5) <i>LS5</i>
<i>did</i>	0. 0257 *** (0. 0097)	0. 0265 *** (0. 0098)	0. 0248 *** (0. 0090)	0. 0479 *** (0. 0163)	0. 0099 *** (0. 0029)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0. 4107	0. 4120	0. 4450	0. 3380	0. 3202
<i>N</i>	1259	1257	1251	1023	1266



3. PSM-DID 方法

由于样本企业虽同属服务业,但所属行业存在一定差异,为保证控制组的选择与处理组样本更好地匹配,以检验基准回归结果的可靠性,本文进一步使用倾向得分匹配双重差分法(PSM-DID)。首先,以“营改增”试点前样本企业匹配变量的数据为基础,参照已有的文献(曹越、李晶,2016;李永友、严岑,2018),本文选取可能影响企业成为“营改增”试点的个体特征变量:资产负债率(*lev*)、资产回报率(*roa*)、全要素生产率(*tfp*)、企业规模(*size*)、企业年龄(*age*)、融资约束(*fc*)、企业所有权(*soe*)、出口贸易(*exp*)。通过 Logit 模型逐步回归,发现各变量对政策变量(*treat*)均有显著作用,皆可作为匹配变量。进而把所有匹配变量都包含至 Logit 模型中,并预测每个企业实施“营改增”概率的倾向得分。据此采用半径匹配和核匹配法对处理组和控制组样本进行匹配,使得处理组和控制组在“营改增”试点改革前尽可能没有显著差异,以矫正内生选择偏差问题。其次,以匹配的样本企业为基础,利用双重差分法估计“营改增”对劳动收入份额的净影响。双重差分法能够消除随时间不变和随时间同步变化等未观测到的变量影响,因此通过 PSM 和 DID 两种方法的结合能够更准确地识别政策效应。表 6 第(1)列和第(2)列分别表示半径匹配、核匹配的估计结果。可以看出使用 PSM-DID 方法的估计系数、符号和显著性水平与基准回归结果表 3 基本一致,因此本文的结论具有较好的稳健性。

表 6 PSM-DID 回归结果

变量	(1) 半径匹配	(2) 核匹配
<i>did</i>	0.0171 * (0.0098)	0.0171 * (0.0098)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
R <sup>2</sup>	0.3954	0.3954
N	1731	1731

注:半径匹配亦称卡尺匹配,即限定某个绝对距离值进行倾向得分匹配,本文将半径设为 0.05;核匹配指将指定带宽 *h* 代入核函数计算权重进行匹配,本文带宽 *h* 设为默认的 0.06。在通过采用半径匹配、核匹配法对样本进行匹配处理后,两种方法均发现,在总共 1810 个观测值中,处理组和控制组分别有 78 个和 1 个观测值不在共同取值范围中(off support),其余 1731 个观测值均在共同取值范围中(on support)。由于篇幅限制,本文未列示协变量匹配检验结果,如有兴趣,可向作者索要。

4. 安慰剂检验

为了排除“营改增”政策效应可能受到遗漏变量的干扰,本文通过随机分配试点企业进行安慰剂检验。具体来说,从样本所属的 277 家企业中随机抽取 135 家企业作为处理组,假设这 135 家实施了“营改增”试点,其他样本企业为控制组。随机抽样确保本文构建的自变量(*did*)对样本企业劳动收入份额没有影响,反推出“营改增”试点对处理组劳动收入份额显著作用真实存在。本文将随机抽样重复了 500 次,以收入法和生产法计量的劳动收入份额(*LS1* 和 *LS4*)为被解释变量,并按式(12)进行回归。图 3 分别绘制了 500 次随机抽样后估计系数的概率密度分布。本文发现所有 *did* 的估计系数集中分布在 0 点附近,而基准回归估计的系数位于该系数分布边沿。这些结果表明,本文的估计结果不太可能由其他不可观察因素驱动。

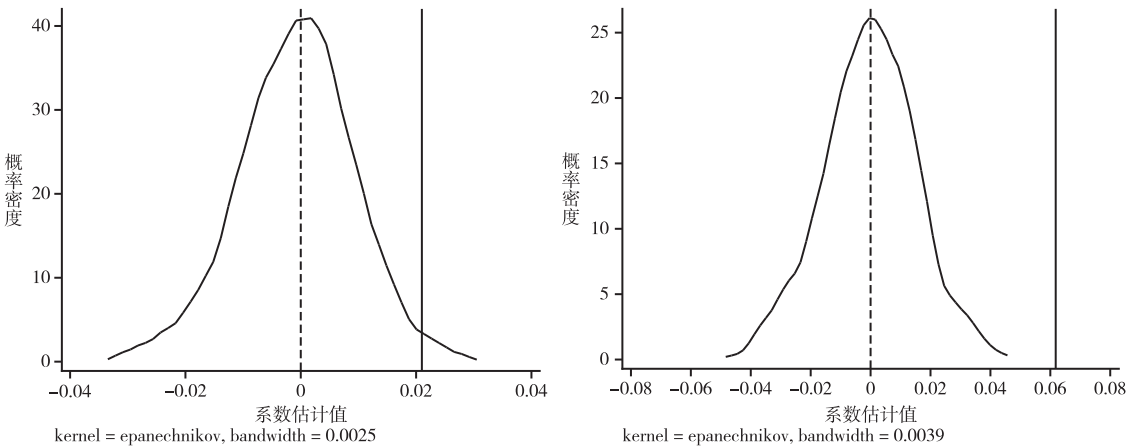


图3 安慰剂检验概率密度分布

五、进一步讨论：异质性与影响机制

(一) 异质性分析

上文论证了“营改增”政策对劳动收入份额影响的平均效应,但试点范围内不同特征企业对政策冲击的反应是否存在差异?对于该问题的探讨有助于深入了解“营改增”政策的非对称效应,为后续提出更精准、更有效的调控政策提供有力支撑。为此,本文分别从企业所有制、要素结构以及出口贸易三个方面对“营改增”收入分配效应的异质性进行讨论。

1. 企业所有权异质性

本文按照企业所有权性质将样本划分为国有企业和非国有企业,按照企业实际控制人及股权性质进行判断,如果实际控制人是政府机关及国家行政单位的企业,或股权性质为“国企”、“国企民营”或“国企外资”的企业,则设置为国有企业( $soe = 1$ ),否则为非国有企业( $soe = 0$ )。表7第(1)列、第(2)列比较了“营改增”在企业所有权上的异质性影响:国有企业分组回归系数为负但不显著,而非国有企业分组回归系数为正且显著。“营改增”对国有企业劳动收入份额的影响微弱,却促进非国有企业劳动收入份额增加0.0508。一方面,因为非国有企业的价格机制更为灵活,可以快速对要素价格变动做出反应;另一方面,“营改增”对国有企业的减税效果更弱(Fang等,2017),收入效应不明显,所以对其劳动收入份额的影响也并不显著。此外,国有企业作为宏观经济的“稳定器”,在就业方面面临更多的约束条件,因此会更慎重地使用资本替代劳动(聂辉华等,2009)。总之,企业所有权异质性回归结果表明“营改增”促进了非国有企业劳动收入份额的提升。

2. 要素结构异质性

参照李稻葵等(2009)、魏下海等(2013a)、王雄元和黄玉菁(2017)等学者的研究,本文将企业要素结构作为异质性特征,使用人均资本将样本企业划分为资本密集型和劳动密集型企业。具体来说,若企业的人均固定资产净值大于全样本人均固定资产净值的均值,定义为资本密集型企业,反之为劳动密集型企业。表7第(3)列、第(4)列给出了企业要素结构异质性回归结果:两组回归系数均为正,但资本密集型企业分组系数较小且不显著,而劳动密集型企业分组系数较大且显著,

回归结果显示,“营改增”促使劳动密集型企业劳动收入份额增加 0.0377。在劳动密集型企业中,资本对劳动互补相对较大,“营改增”在促进投资的同时促使企业雇用更多劳动和发放更多薪资,最终“营改增”显著提升了劳动密集型企业的劳动收入份额。

表 7 异质性分析回归结果

变量	(1) 国企	(2) 非国企	(3) 资本密集型	(4) 劳动密集型	(5) 出口	(6) 非出口
<i>did</i>	-0.0123 (0.0124)	0.0508 *** (0.0166)	0.0012 (0.0142)	0.0377 ** (0.0158)	0.0255 ** (0.0108)	-0.0172 (0.0261)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.3065	0.4375	0.2949	0.4639	0.3697	0.3762
<i>N</i>	895	915	845	965	1422	388

3. 出口贸易异质性

本文以企业有无海外收入判断有无出口行为,即海外收入大于 0,则定义为出口企业。由表 7 第(5)列、第(6)列可知,“营改增”使出口企业的劳动收入份额显著提高,而对非出口企业并不显著。在原营业税制下,出口产品以含税价格进入国家市场,在国内负担的税款不能退还,而在“营改增”后,试点企业出口产品在国内负担的增值税能够退税,降低了企业成本,增加了企业利润。同时,产品以不含税价格进入国际市场,提升了出口企业的国际竞争力,扩大了国际市场份额,劳动需求扩大,最终促进劳动收入份额提升。

(二)影响机制

通过上文的实证分析,本文得出“营改增”政策可以提高企业劳动收入份额的结论。那么,更进一步地,这种影响是通过怎样的机制实现的呢?进一步地,本文考察“营改增”影响劳动收入份额的作用机制,即“营改增”如何通过要素配置调整,进而影响劳动收入份额。本文将劳动收入份额表示为:

$$LS = \frac{wL}{Y} = \frac{w}{Y/L}$$

(14)

进一步地,在两边取对数可得:

$$\ln LS = \ln w - \ln(Y/L)$$

(15)

其中,*w* 表示人均工资(平均工资率),*Y/L* 为人均增加值(人均劳动生产率)。式(15)表明“营改增”带来的劳动收入份额差异取决于平均工资率和人均劳动生产率的变化方向及幅度。当平均工资率增长大于人均劳动生产率时,劳动收入份额上升,反之则下降。

由此,本文分别检验“营改增”对平均工资率和人均劳动生产率的影响。表 8 报告了回归结果,平均工资率系数为正且显著,而人均劳动生产率较小且不显著,该结果与袁从帅等(2015)研究发现一致。因此,“营改增”提升劳动收入份额主要是通过提升平均工资率路径实现。那么,“营改增”又何以提高平均工资率的呢?“营改增”政策使得企业购进固定资产以不含税价格入账降低了

固定资产成本,提升了企业投资固定资产的积极性。由于服务业中资本和劳动互补,更多的固定资产投资意味着劳动需求的增加,从而提高了平均工资率,最终提高劳动收入份额。表 8 同时报告了资本强度和人均资本作为被解释变量的回归结果,证明“营改增”提高了固定资产投资积极性,这与已有文献证明“营改增”确实促进固定资产投资的研究结论相同(李成、张玉霞,2015;范子英、彭飞,2017)。

表 8 机制检验回归结果				
变量	(1) 平均工资	(2) 劳动生产率	(3) 资本强度	(4) 人均资本
<i>did</i>	0.0967 ** (0.0459)	-0.0376 (0.0708)	0.0164 * (0.0091)	0.2482 *** (0.0894)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
R <sup>2</sup>	0.2822	0.4967	0.0638	0.0848
N	1818	1573	1818	1818

六、结论与启示

本文从理论和实证上考察了“营改增”政策对劳动收入份额的影响。第一,理论分析表明,“营改增”使企业购进固定资产可以进项抵扣,降低了资本要素相对价格,由于服务业的资本和劳动互补,“营改增”提高了企业劳动收入份额。第二,在实证研究上,本文采用 2009—2015 年中国服务业上市公司数据和双重差分法,研究发现“营改增”平均使企业劳动收入份额显著提高了 5.96%,并且动态效应分析表明“营改增”在实施后第 2 年的影响效应最大。以上结论在替换劳动收入份额代理变量、缩小样本区间、采用 PSM-DID 方法、安慰剂检验等一系列稳健性检验下仍然成立。第三,异质性分析发现“营改增”显著促进了非国有企业、劳动密集型企业 and 出口企业劳动收入份额的提升,但对国有企业、资本密集型企业以及非出口企业的劳动收入份额没有显著影响。最后,影响机制分析表明,“营改增”提升劳动收入份额是由于其使工资率上升的幅度大于劳动生产率上升的幅度,并且“营改增”使工资率上升幅度更大的原因在于,“营改增”提高了企业的固定资产投资,由于服务业中资本和劳动互补,更多的固定资产投资意味着劳动需求增加,从而提高了平均工资率,最终提高劳动收入份额。

党的十九大报告指出,“坚持在经济增长的同时实现居民收入同步增长、在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高”。对应本文的研究结论,在某种程度上说明,降低固定资产成本、促进固定资产投资的政策措施均有助于提高服务业企业的劳动收入份额,比如固定资产加速折旧等所得税优惠政策和扩大增值税进项抵扣范围、下调增值税税率、降低一般纳税人准入门槛等深化增值税改革。因此,如果从有利于调节要素收入分配角度考虑,我国有必要进一步调整现行税收政策。

上述研究有助于理解“营改增”的收入分配效应,为进一步深化财税体制改革提供有力的证据支持。相关部门通过进一步完善税收制度,提高市场资源配置效率,促进产业升级和结构转型,推



动经济高质量发展和社会福利水平的提升。但同时必须承认,在税制改革之外,仍有很多其他因素对收入分配发挥作用。对于导致收入分配不公的因素,比如经济结构、经济开放程度、城市化进程、教育水平等,均需要通过制度的改革完善加以消除。

参考文献:

1. 白重恩、钱震杰、武康平:《中国工业部门要素分配份额决定因素研究》,《经济研究》2008年第8期。
2. 柏培文、杨志才:《劳动力议价能力与劳动收入占比——兼析金融危机后的影响》,《管理世界》2019年第5期。
3. 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。
4. 常进雄、朱帆、董非:《劳动力转移就业对经济增长、投资率及劳动收入份额的影响》,《世界经济》2019年第7期。
5. 陈登科、陈诗一:《资本劳动相对价格、替代弹性与劳动收入份额》,《世界经济》2018年第12期。
6. 陈晓玲、连玉君:《资本-劳动替代弹性与地区经济增长——德拉格兰德维尔假说的检验》,《经济学(季刊)》2012年第1期。
7. 陈钊、王旻:《“营改增”是否促进了分工:来自中国上市公司的证据》,《管理世界》2016年第3期。
8. 戴天仕、徐现祥:《中国的技术进步方向》,《世界经济》2010年第11期。
9. 邓明:《人口年龄结构与中国省际技术进步方向》,《经济研究》2014年第3期。
10. 范子英、彭飞:《“营改增”的减税效应和分工效应:基于产业互联的视角》,《经济研究》2017年第2期。
11. 方军雄:《劳动收入比重,真的一致下降吗?——来自中国上市公司的发现》,《管理世界》2011年第7期。
12. 郭凯明:《人工智能发展、产业结构转型升级与劳动收入份额变动》,《管理世界》2019年第7期。
13. 郭庆旺、吕冰洋:《论税收对要素收入分配的影响》,《经济研究》2011年第6期。
14. 郝枫、盛卫燕:《中国要素替代弹性估计》,《统计研究》2014年第7期。
15. 胡奕明、买买提依明·祖农:《关于税、资本收益与劳动所得的收入分配实证研究》,《经济研究》2013年第8期。
16. 黄先海、徐圣:《中国劳动收入比重下降成因分析——基于劳动节约型技术进步的视角》,《经济研究》2009年第7期。
17. 贾坤、申广军:《企业风险与劳动收入份额:来自中国工业部门的证据》,《经济研究》2016年第5期。
18. 蓝嘉俊、方颖、马天平:《就业结构、刘易斯转折点与劳动收入份额:理论与经验研究》,《世界经济》2019年第6期。
19. 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》,《财政研究》2015年第2期。
20. 李稻葵、刘霖林、王红领:《GDP中劳动份额演变的U型规律》,《经济研究》2009年第1期。
21. 李永友、严岑:《服务业“营改增”能带动制造业升级吗?》,《经济研究》2018年第4期。
22. 刘亚琳、茅锐、姚洋:《结构转型、金融危机与中国劳动收入份额的变化》,《经济学(季刊)》2018年第2期。
23. 陆菁、刘毅群:《要素替代弹性、资本扩张与中国工业行业要素报酬份额变动》,《世界经济》2016年第3期。
24. 陆正飞、王雄元、张鹏:《国有企业支付了更高的职工工资吗?》,《经济研究》2012年第3期。
25. 罗长远、陈琳:《融资约束会导致劳动收入份额下降吗?——基于世界银行提供的中国企业数据的实证研究》,《金融研究》2012年第3期。
26. 罗长远、张军:《劳动收入占比下降的经济学解释——基于中国省级面板数据的分析》,《管理世界》2009年第5期。
27. 吕冰洋、郭庆旺:《中国要素收入分配的测算》,《经济研究》2012年第10期。
28. 倪红福、龚六堂、王茜萌:《“营改增”的价格效应和收入分配效应》,《中国工业经济》2016年第12期。
29. 聂辉华、方明月、李涛:《增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例》,《管理世界》2009年第5期。
30. 申广军、王荣、张延:《结构性减税与劳动收入份额——兼论增值税转型的分配效应》,《经济科学》2018年第3期。
31. 王林辉、袁礼:《有偏型技术进步、产业结构变迁和中国要素收入分配格局》,《经济研究》2018年第11期。
32. 王雄元、黄玉菁:《外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额:趁火打劫抑或锦上添花》,《中国工业经济》2017年第4期。
33. 魏下海、董志强、黄玖立:《工会是否改善劳动收入份额?——理论分析与来自中国民营企业的经验证据》,《经济研究》2013a年第8期。
34. 魏下海、董志强、蓝嘉俊:《地区性别失衡对企业劳动收入份额的影响:理论与经验研究》,《世界经济》2017年第4期。
35. 魏下海、董志强、刘愿:《政治关系、制度环境与劳动收入份额——基于全国民营企业调查数据的实证研究》,《管理世界》2013b年第5期。

36. 伍山林:《收入分配格局演变的微观基础——兼论中国税收持续超速增长》,《经济研究》2014 年第 4 期。
37. 余森杰、梁中华:《贸易自由化与中国劳动收入份额——基于制造业贸易企业数据的实证分析》,《管理世界》2014 年第 7 期。
38. 袁从帅、刘晔、王治华、刘睿智:《“营改增”对企业投资、研发及劳动雇用的影响——基于中国上市公司双重差分模型的分析》,《中国经济问题》2015 年第 4 期。
39. 张莉、李捷瑜、徐现祥:《国际贸易、偏向型技术进步与要素收入分配》,《经济学(季刊)》2012 年第 2 期。
40. 周明海、肖文、姚先国:《企业异质性、所有制结构与劳动收入份额》,《管理世界》2010 年第 10 期。
41. Bentolila, S., & Saint-Paul, G., Explaining Movements in the Labor Share. *The B. E. Journal of Macroeconomics*, Vol. 3, No. 1, 2003, pp. 1 – 33.
42. Berk, J. B., Stanton, R., & Zechner, J., Human Capital, Bankruptcy and Capital Structure. *The Journal of Finance*, Vol. 65, No. 3, 2010, pp. 891 – 926.
43. Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S., How Much Should We Trust Differences-in-Differences Estimates. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 119, No. 1, 2004, pp. 249 – 275.
44. Fang, H., Bao, Y., & Zhang, J., Asymmetric Reform Bonus: The Impact of VAT Pilot Expansion on China's Corporate Total Tax Burden. *China Economic Review*, Vol. 46, 2017, pp. 17 – 34.
45. Jacobson, L., Lalonde, R. J., & Sullivan, D. G., Earnings Losses of Displaced Workers. *American Economic Review*, Vol. 83, No. 4, 1993, pp. 685 – 709.
46. Karabarbounis, L., & Neiman, B., The Global Decline of the Labor Share. *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 129, No. 1, 2014, pp. 1 – 43.
47. Kmenta, J., On Estimation of the CES Production Function. *International Economic Review*, Vol. 8, No. 2, 1967, pp. 180 – 189.

## Business Tax Replaced with VAT Reform and Labor Share: Evidence from Chinese Listed Companies

SU Zhifang, CHEN Changnan, LAN Jiajun

(School of Economics and Finance, Huaqiao University, 362021, China)

**Abstract:** As the most important tax reform, the business tax replaced with VAT reform has a significant impact on labor share in China. This paper illuminates the effect of VAT Reform on labor share in a theoretical model. The VAT Reform allows enterprises to purchase fixed assets to deduct the input tax, which reduces the relative price of capital elements. It will increase the share of labor income because of the complementary relationship between capital and labor. This paper conducts empirical analysis based on the difference-in-differences model and the micro data of listed companies from 2009 to 2015. Our studies show that the VAT Reform leads to a significant increase in labor share by 5.96%, and it reaches the max level in the second year after the start of the reform. The heterogeneity investigations show that the VAT reform significantly improves the labor share of non-state, labor-intensive and export-oriented companies. The further impact mechanism analysis shows that the VAT reform improves the enterprises' fixed assets investment; and that the complementary relationship between the capital and the labor increases the labor demand and thus the average wage rate, which increases the labor share.

**Keywords:** Business Tax Replaced with VAT Reform, Labor Share, Fixed Assets Investment

**JEL:** D33, H25, J38

责任编辑: 汀 兰