

## 供应链协调与“营改增”的盈利效应

李颖, 周洋

(山西财经大学 会计学院, 山西 太原 030006)

**摘要:**“营改增”是打通增值税抵扣链条、促进产业发展和优化经济结构的重要举措,提升“营改增”公司的获利水平是实现宏观政策目标的微观载体。文章以2012—2016年我国“营改增”行业的上市公司为研究对象,考察了供应链协调是否有助于提升“营改增”后公司的获利水平。研究表明:第一,供应链协调促进了“营改增”后公司获利水平的提升;第二,供应链协调能力越强(合作关系越密切或资源配置效率越高),这种促进作用越强;第三,供应链协调动机越强(流转税名义税负越高),这种促进作用也越强;第四,供应链协调加快了“营改增”公司的现金与存货周转速度,但为了促进供应链协调,公司需要降低应收账款周转率和提高应付账款周转率;第五,供应链协调促进了“营改增”公司的主营业务收入增长和毛利率提升,增强了“营改增”的盈利效应。文章的研究不仅拓展了增值税改革微观效应影响因素的文献,还为政府部门和公司管理层从供应链协调视角探寻提升增值税改革效应的路径提供了启示。

**关键词:** 供应链协调;营改增;获利水平

**中图分类号:**F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2020)10-0093-16

**DOI:** 10.16538/j.cnki.jfe.20200314.101

### 一、引言

服务业是现代经济的重要增长点,服务业的大力发展有助于增加经济附加值,促进经济价值链高端延伸,提升企业的国际竞争力和我国经济的软实力。而“营改增”是打通增值税抵扣链条、促进服务业发展和优化经济结构的重要举措。服务业企业的绩效提升是实现宏观政策目标的微观载体。“营改增”后,服务业企业承担的税负成本是否真正降低?其业绩是否真正得到改善?以往研究表明,“营改增”的微观效应会受到诸多因素的影响。例如,“营改增”后,一些公司适用的流转税税率不降反升,一些公司缺乏可以抵扣的进项税额(田志伟和胡怡建,2013;曹越和李晶,2016),还有一些公司无法将其流转税税负成功地转嫁出去。只有当税负转嫁能力较强时,公司资产报酬率才会提升,“营改增”才具有盈利效应(李成和张玉霞,2015)。此外,公司的议价能力会通过影响税负转嫁能力而影响“营改增”的微观效应,因为议价能力强的公司可以通过压低采购成本或者抬高售价,将进销项税额分别向上游和下游转嫁,从而获取更大的盈利空间;而议价能力弱的公司则无法实现税负转嫁,利润空间在“营改增”后还可能被压缩(童锦治等,

**收稿日期:** 2019-11-06

**基金项目:** 教育部人文社会科学规划基金项目(20YJA630038);国家自然科学基金项目(71872175);山西省软科学项目(2018041062-1)

**作者简介:** 李颖(1976—)(通讯作者),女,山西运城人,山西财经大学会计学院副教授,博士生导师;  
周洋(1996—),男,江苏盐城人,山西财经大学会计学院研究生。

2015;李启平,2019)。上述研究表明,诸多因素会导致一些企业在“营改增”后仍承担着较高的流转税税负,改革目标可能较难实现。但值得注意的是,以往研究中的观点主要基于单一公司利益最大化视角提出并展开讨论。

单纯从“营改增”公司自身利益出发,利用较强的议价能力来压榨上下游企业的利润空间,这种做法可能并不是实现税负转嫁的唯一途径,而且可能有悖于现代供应链管理思想。传统企业与上下游之间是有限合作的短期关系(Bruner和Spekman,1998)。但自20世纪90年代以来,由于竞争渐趋激烈、环境复杂多变,许多企业加强了与上下游的合作,供应链管理逐渐形成(Schloetzer,2012)。供应链协调是供应链管理的核心内容(郭金森等,2014)。放弃独立决策时仅能保证局部最优的方案,促使上下游企业基于全局利益最大化做出正确决策,是供应链协调的本质(陈志明等,2018)。

“营改增”后,抵扣链条畅通促进了专业化分工(陈钊和王旻,2016),而分工对供应链协作与效率提出了更高的要求(陈小勇,2017)。同时,服务业企业的流转税税率普遍提升,而其可抵扣的进项税额往往不足,使得流转税的名义税负上升(田志伟和胡怡建,2013;曹越和李晶,2016)。这进一步增强了企业促进供应链协调、加速税负转嫁的动机。研究表明,与营业税制度相比,增值税制度下供应链具有更高的效率(林智平和徐迪,2018)。当供应链协调时,紧密的上下游合作伙伴关系能够培育出独特的竞争优势,为企业带来关系型租金甚至超额收益(殷俊明和王跃堂,2010),优化资源配置(Schloetzer,2012),降低交易成本(Williamson,1979),提高企业获利能力。综上所述,本文基于供应链管理思想,从供应链整体利益最大化视角出发,探讨供应链协调对“营改增”盈利效应的影响。

为了降低企业税负,促进服务业发展,我国从2012年开始逐步推行“营改增”试点,经过在全国范围内推广并向服务业全行业扩围,2016年营业税全面改征增值税。本文以2012—2016年我国“营改增”行业的上市公司作为研究对象,研究了供应链协调是否以及如何提升“营改增”后公司的获利水平。研究表明,供应链协调有助于提高“营改增”公司的获利水平;当上下游合作关系较为密切或者资源配置效率较高时,供应链协调能力较强,更能发挥显著的促进作用;当流转税的名义税负较大时,税负转嫁需求较大,供应链协调动机较强,也更能发挥显著的促进作用。在进一步研究中,本文发现现金与存货周转率越高、应收账款周转率越低、应付账款周转率越高,“营改增”的盈利效应越强。这表明供应链协调加快了“营改增”公司的现金与存货周转速度,但为了促进供应链协调,公司需要降低应收账款周转率和提高应付账款周转率。此外,供应链协调促进了“营改增”公司的主营业务收入增长和毛利率提升,增强了“营改增”的盈利效应。

本文的理论价值主要体现在:首先,对于“营改增”能否提升公司获利水平以及“议价能力促进税负转嫁”的观点,以往的文献主要从单一公司利益最大化视角展开讨论(李成和张玉霞,2015;童锦治等,2015;刘柏和王馨竹,2017;李启平,2019),缺乏基于供应链整体视角的分析。本文基于现代供应链管理理念,研究了供应链协调能否提升“营改增”后公司的获利水平,并从供应链协调的能力、动机和具体表现形式等维度做了进一步分析,从而拓展了增值税改革微观效应影响因素的文献。其次,关于供应链协调在公司层面的经济后果,以往的文献主要探讨了资源配置效率、公司业绩等问题(Schloetzer,2012;王贞洁和王竹泉,2017),没有考察其是否影响增值税改革的微观效应。本文从“营改增”公司获利水平的视角拓展了供应链协调经济后果的研究。本文的实践价值主要体现在,深化了对“营改增”和供应链管理问题的认识,并为政府部门和公司管理层从供应链管理视角探寻提升增值税改革效应的方案提供了启示。

## 二、理论分析与研究假设

### (一)供应链协调对“营改增”公司获利水平的影响

“营改增”政策的实施呼唤企业加强供应链管理,促进供应链协调。首先,“营改增”后,服务业从缴纳营业税改为缴纳增值税,增值税抵扣链条被打通,从而避免了重复征税。这会降低分工与协作的税收成本,激励企业剥离非核心业务,提高专业化水平(陈钊和王旸,2016)。但价值创造是一个系统工程,专业化生产经营活动的价值实现有赖于系统中各组织之间的相互协作及其效率的提升(陈小勇,2017)。因此,“营改增”对供应链协调提出了更高的要求。与营业税制度相比,增值税制度下供应链具有更高的效率(林智平和徐迪,2018);同时,供应链协调能够促进各节点企业实现帕累托最优(Luo和Shang,2013),提高企业的持续增长能力(王贞洁和王竹泉,2017),促进公司价值提升(郭金森等,2014)。因此,供应链协调应该有助于“营改增”企业提升获利水平。其次,“营改增”后,服务业企业的流转税税率普遍有所提高。例如,现代服务业等行业由5%提高到6%,交通运输等行业由3%提高到11%,房地产业由5%提高到11%,有形动产租赁由5%提高到17%。同时,服务业的经营特点使许多企业难以获得正规渠道开具的增值税进项税额抵扣发票,因而“营改增”引起这些企业的流转税名义税负提高(田志伟和胡怡建,2013;曹越和李晶,2016)。只有顺利地流转税税负转嫁出去,“营改增”企业的业绩才会较少受到不利的影响。顺利实现销售是将流转税税负成功转嫁给下游客户的前提。基于供应链管理的视角,供应链协调应该有助于“营改增”企业顺利实现税负转嫁,降低资金占用成本,从而提高获利水平。据此,本文提出以下假设:

假设1:供应链协调有助于提升“营改增”公司的获利水平。

### (二)供应链协调能力的影响

供应链协调通常意味着上下游企业的战略目标趋同、相互之间的信任度较高、信息沟通较为通畅以及有较强的合作意愿和较高的资源配置效率。相关实证研究主要得出以下两方面结论:其一,当供应链协调时,上下游合作关系较为紧密,能为公司带来关系型租金,增加竞争优势和超额利润(殷俊明和王跃堂,2010)。其二,当供应链协调时,资源配置效率较高,企业的交易成本较低,单位资本投入的获利能力较强(Williamson,1979;Schloetzer,2012)。因此,随着合作关系紧密程度或者资源配置效率的提高,供应链协调应该更有助于提升“营改增”公司的获利水平。

1. 合作关系紧密程度。“营改增”促进了专业化分工(陈钊和王旸,2016),精细的分工对供应链协作提出了更高的要求(陈小勇,2017),而紧密的合作关系有可能为企业带来超额收益。首先,供应链合作关系建立在信任的基础上,信任有助于企业之间保持战略目标的一致性,促进投资与销售,提升核心竞争力;其次,密切的合作关系有助于供应链成员更多地分享信息,增进内部学习,促进各成员相互帮助弥补自身的短板,培育出独特的竞争优势,为企业带来关系型租金甚至超额收益(殷俊明和王跃堂,2010)。在紧密的合作模式下,企业的客户集中度往往较高,主营业务收入的稳定性较强,专属性研发投入较大。这是因为较高的客户集中度有助于形成稳定而可靠的客户关系,促进信息共享和联合投资,降低销售费用(王雄元和高开娟,2017);此外,加强与客户的合作还可以降低经营风险,减少主营业务收入的异常波动。可见,供应链协调增加了上下游之间的承诺与信任,有助于促进公司进行更多的专用性投资;供应链成员的信息共享与内部学习则有助于公司对市场做出正确判断并把握商机,增加研发创新。因此,随着供应链合作关系紧密程度的提高,供应链协调应该更能增强“营改增”的盈利效应。据此,本文提出以下假设:

假设2:供应链合作关系越紧密,供应链协调越能够提升“营改增”公司的获利水平。

2. 资源配置效率。资源配置效率较高意味着稀缺的资源能够有效配置给效率较高的企业。在物质资本、人力资本和知识水平等资源总量确定的条件下,资源配置效率在很大程度上决定了总产出水平和生产效率。目前,中国存在资源错配和效率损失问题(Hsieh 和 Klenow, 2009; 罗德明等, 2012)。较高的资源配置效率是供应链协调能力较强的一个重要表现。供应链协调促进了信息共享,减少了信息不对称和“逆向选择”问题,资源更倾向于向优质企业聚集,从而提高了资源配置效率。资源配置效率的改善是企业融资成本下降的重要因素(盛丹和王永进, 2013)。例如,当上下游之间的信息不对称程度较低时,企业之间不仅可以相互提供更多的信用支持,还可以通过集体担保的方式来增加银行对企业的信任,从而缓解外部融资约束,降低融资成本。因此,供应链协调可以减少资源错配,降低高效企业的资源获取成本,提高盈利能力。此外,“营改增”涉及的服务业企业大部分是民营企业(本文中占比为 52%)。民营企业的竞争更加激烈,效率相对更高,但往往较难获取低成本的资本、劳动等重要资源,从而抑制了企业发展。如果资源能够更有效地配置给民营企业,则将提高中国经济的整体效率(Brandt 等, 2012)。“营改增”促进了专业化分工,对资源配置效率提出了更高的要求。如果分工合作的企业不能及时充分地获取技术、资本和劳动等资源,则会阻碍供应链整体利益的实现。因此,供应链协调下较高的资源配置效率能使“营改增”企业以较低成本获取资源,提高企业获利水平。据此,本文提出以下假设:

假设 3: 资源配置效率越高,供应链协调越能够提升“营改增”公司的获利水平。

### (三)供应链协调动机的影响

“营改增”后,公司适用的增值税税率往往高于改革之前的营业税税率,而且有些公司难以取得进项税额发票,因此流转税名义税负有可能会增加(田志伟和胡怡建, 2013; 曹越和李晶, 2016)。但增值税属于流转税,由公司代缴,最终由消费者承担。公司需要承担的流转税税负及相应的资金成本取决于税负转嫁的情况(童锦治等, 2015)。如果公司能够顺利实现销售并收回现金货款,则名义上缴纳的增值税税款将会转嫁给下游客户或者由最终消费者承担。而如果公司无法实现销售,则进项税额往往不能抵扣。如果公司确认了销售却不能收回现金货款,则仍需按照规定向税务部门缴纳增值税,但无法将税负转嫁出去,所缴纳的税费只能由公司自行承担。当供应链协调时,合作关系较为紧密(殷俊明和王跃堂, 2010),资源配置效率较高(Williamson, 1979; Schloetzer, 2012; Luo 和 Shang, 2013),应该有助于促进销售的实现并加快税负转嫁,从而降低公司资金被占用的机会成本,提高获利水平。因此,当“营改增”后公司的流转税名义税负较高时,“营改增”公司促进供应链协调而实现税负转嫁的动机较强。据此,本文提出以下假设:

假设 4: 名义税负越高,供应链协调越能够提升“营改增”公司的获利水平。

## 三、研究设计

### (一)样本选择

本文以 2012—2016 年的“营改增”上市公司作为研究对象,按照证监会行业分类标准,选择代码为 G53—G60、I63—I65、M73—M75 等 30 个“营改增”行业(不包含金融服务业)的上市公司,<sup>①</sup>考察供应链协调对“营改增”前后公司获利水平变化所产生的影响。为了避免其他政策的干扰,本文主要对比改革实施后一年与前一年的情况,因而涉及的年度为 2011—2017 年。本文对连续

<sup>①</sup> 2012 年“营改增”行业包括交通运输业 G54—G57(不含铁路运输)以及现代服务业 G58、G59、I64、I65、L71、L72、M73—M75、R87。2013 年“营改增”新增行业为广播影视服务 R86。2014 年“营改增”新增行业包括铁路运输 G53、邮政 G60 和电信 I63。2016 年“营改增”新增行业包括建筑业 E47—E50、房地产 K 以及生活服务业 H61、H62、O79—O81、P、R88、R89。

变量在上下 1% 的水平上进行了缩尾处理。样本选取过程见表 1 中的 Panel A, Panel B 按年度对样本进行了统计。<sup>①</sup>

表 1 样本选取与年度分布

| Panel A: 样本选取过程   |       |      |      |      |     |
|---|-------|------|------|------|-----|
| 初始样本: CSMAR 数据库中 2012—2016 年我国“营改增”上市公司(除金融外)在改革前后一年的数据 | 1 108 |      |      |      |     |
| 剔除: 变量数据存在缺失的样本   | 418   |      |      |      |     |
| 亏损公司的样本   | 53    |      |      |      |     |
| 改革前后股票代码不一致的样本  | 133   |      |      |      |     |
| 最终样本  | 504   |      |      |      |     |
| Panel B: 样本年度分布   |       |      |      |      |     |
| 年度  | 2012  | 2013 | 2014 | 2016 | 合计  |
| 公司数   | 78    | 29   | 12   | 133  | 252 |
| 样本量   | 156   | 58   | 24   | 266  | 504 |

## (二) 变量定义

1. 公司获利水平。公司获利水平是本文基本模型中的因变量, 主要采用以下三个指标来度量: (1) *ROE*, 等于净利润乘以 100 再除以净资产; (2) *ROA*, 等于净利润乘以 100 再除以总资产; (3) *EPS*, 等于净利润除以普通股股数。

2. “营改增”。“营改增”是本文基本模型中的自变量。由于“营改增”目前已经全面实施, 本文将考察 2012—2016 年所有“营改增”公司发生的变化。2012 年的改革行业仅在上海、北京、江苏、安徽等九地试点, 2013 年、2014 年和 2016 年新增的改革行业均在全国范围内施行。由于 2013 年和 2014 年的样本量较少(见表 1 中 Panel B), 难以进行分年度的 *DID* 检验, 因此本文的基本模型采用 *OLS* 方法, 对 2012—2016 年所有样本进行检验。借鉴杨默如和叶慕青(2016)的方法, 本文设置虚拟变量 *Policy*。对于改革后一年的样本, *Policy* 取值为 1, 改革前一年的样本则为 0。在稳健性检验中, 本文将采用两种 *DID* 方法进行分析。

3. 供应链协调程度。供应链优化是企业营运资金管理的重心, 营运资金周转率则是评价营运资金管理成效的最佳且唯一指标(王竹泉等, 2007)。因此, 本文采用营运资金周转率(*WCT*)来衡量供应链协调程度, 等于营业收入除以营运资金后再乘以 100, *WCT* 越高, 供应链协调程度越高。在进一步研究中, 本文对营运资金进行细分, 设置了现金周转率(*CTR*)、存货周转率(*ITR*)、应付账款周转率(*APT*)、应收账款周转率(*ART*)和现金营运指数(*OCR*)等变量。其中, *CTR* 等于营业收入除以现金及现金等价物, *ITR*、*APT* 和 *ART* 分别等于营业成本或营业收入除以存货、应付账款和应收账款后再乘以 100, *OCR* 等于经营所得现金与应收账款、存货等经营性营运资产净增加值的差额除以经营所得现金后再乘以 100。此外, 由于供应链集成是供应链管理的最终发展阶段, 是供应链管理的灵魂, 借鉴陈正林和王彧(2014)的方法, 在稳健性检验中, 本文采用供应链集成(*SCI*)来衡量供应链协调程度, 等于连续三年前五位供销比例的均值除以方差。

4. 合作关系紧密程度。以往的研究主要从客户集中度视角来探讨供应链合作关系, 认为较高的客户集中度代表了供应链紧密的合作关系(陈峻等, 2015)。因此, 本文首先采用客户集中度(*CI*)来衡量合作关系,  $CI = \sum$ 前五大客户营业收入占比。其次, 考虑到紧密的供应链关系能够降低

<sup>①</sup> 本文还按行业和地区对样本进行了统计, 受篇幅限制, 文中未列示, 如有需要可参见《财经研究》工作论文。同时, 感谢匿名审稿人对本文提出的修改意见。

经营风险,带来稳定的主营业务收入(殷俊明和王跃堂,2010),本文采用主营业务收入波动性(*STDSale*)来衡量合作关系,等于改革当年及之后两年的主营业务收入取对数后的方差,*STDSale*越小,供应链合作关系越紧密。最后,考虑到当供应链协调时,上下游之间的依赖性强、信任度高且利益趋同,为了满足对方的需求,公司会增加专属性投资或研发投入,这将进一步增强供应链合作关系的紧密程度(李任斯和刘红霞,2016)。因此,本文采用研发投入(*LnRD*)来衡量合作关系, $LnRD=Ln(\text{研发开支}+1)$ ,*LnRD*越大,合作关系越紧密。另外,考虑到本文的研究对象为服务业,有些具体行业对研发的依赖程度较高,有些则相反,本文将区分行业类型重新进行检验。对于研发依赖程度高的行业,*LnRD*的影响应该更加显著。

5. 资源配置效率。借鉴Hsieh和Klenow(2009)以及蒋为(2016)的做法,本文采用生产率离散程度(*Dispersion*)来衡量资源配置效率,*Dispersion*越小,资源配置效率越高。具体而言,采用索洛残差法来计算企业的全要素生产率(*TFP*),据此测算行业*TFP*,*Dispersion*等于行业*TFP*的75%分位数与25%分位数的差值。

6. 公司名义税负。借鉴杨默如和叶慕青(2016)的方法,本文设置变量公司税负(*VATR*), $VATR=(\text{支付的税费}-\text{营业税金及附加}-\text{所得税费用}+\text{应交税费}-\text{本期应交增值税})/\text{营业收入}$ ,*VATR*越大,名义税负越重,公司转嫁税负的需求越大。

7. 控制变量。本文的控制变量包括负债率(*LEV*)、主营业务收入(*LnSale*)、每股净资产(*NAPS*)、毛利率(*GPM*)、现金营运指数(*OCR*)、净利润增长率(*Growth*)、托宾*Q*值(*TobinQ*)、总资产周转率(*TOT*)、流动比率(*CR*)、产权性质(*State*)以及行业与年度固定效应( $\mu$ 和 $\lambda$ )。

### (三)实证模型

为了检验假设1,借鉴杨默如和叶慕青(2016)的方法,本文构建了模型(1)。本文通过观察*Policy*的系数 $\beta_1$ 和*Policy*×*WCT*的系数 $\beta_2$ 来判断供应链协调对“营改增”公司获利水平的影响。

$$ROE\text{或}ROA\text{或}EPS = \beta_0 + \beta_1 Policy + \beta_2 Policy \times WCT + \beta_3 WCT + \gamma Controls + \mu + \lambda + \varepsilon \quad (1)$$

根据以往研究结论,“营改增”后公司的获利水平应该有所提升(刘柏和王馨竹,2017;李启平,2019),可以预期模型(1)中*Policy*的系数 $\beta_1$ 应显著为正。根据本文提出的假设1,模型(1)中*Policy*×*WCT*的系数 $\beta_2$ 也应显著为正。

为了检验假设2、假设3和假设4,本文分别根据*CI*、*STDSale*、*LnRD*、*Dispersion*和*VATR*的中位数区分子样本,然后重新对模型(1)进行回归。根据假设2,当*CI*大于中位数、*STDSale*小于中位数或者*LnRD*大于0(中位数为0)时,模型(1)中*Policy*×*WCT*的系数 $\beta_2$ 应该更加显著为正。根据假设3,当*Dispersion*小于中位数时,模型(1)中*Policy*×*WCT*的系数 $\beta_2$ 也应该更加显著为正。根据假设4,当*VATR*大于中位数时,模型(1)中*Policy*×*WCT*的系数 $\beta_2$ 同样应该更加显著为正。

## 四、实证结果分析

### (一)描述性统计与单变量检验

1. 描述性统计。(1)*ROE*、*ROA*和*EPS*的均值分别为8.32%、3.89%和0.43,中位数分别为8.48%、3.30%和0.34,标准差分别为11.10%、4.90%和0.48。这三个变量的标准差均较大,意味着样本公司的获利水平存在较大差异。(2)*WCT*、*CTR*、*ITR*、*ART*、*OCR*和*APT*的均值分别为0.04、4.53、0.69、1.12、0.004和0.07,中位数分别为0.01、2.44、0.02、0.08、0.01和0.03,根据中位数计算的营运资金周转天数约365天、现金周转天数约150天、存货周转天数约203天、平均收账期约47天、应收账款约有81%能收回现金、应付账款周转天数约122天。(3)*CI*、*STDSale*、*LnRD*、*Dispersion*和*VATR*的均值分别为0.24、0.09、8.71、0.04和0.04,中位数分别为0.20、0.03、0、0.01和

0.02。(4)LnSale 和 GPM 的均值分别为 21.82 和 0.29, 中位数分别为 21.66 和 0.26。各变量的值与以往文献基本一致。

2. “营改增”前后一年的单变量对比检验。改革后, 公司绩效(ROE、ROA 和 EPS)、供应链协调程度(WCT 和 SCI)、现金周转率(CTR)、存货周转率(ITR)、应付账款周转率(APT)、现金营运指数(OCR)、客户集中度(CI)、主营业务收入稳定性(-STDSale)、研发投入(LnRD)、资源配置效率(-Dispersion)、名义流转税(VATR)均增加, 应收账款周转率(ART)则降低。上述结果与本文逻辑一致。

## (二) 供应链协调与“营改增”的盈利效应

1. 基本结果。表 2 中列(1)、列(3)和列(5)报告了“营改增”对公司业绩(ROE、ROA 和 EPS)的影响。可以看到, Policy 的系数均显著为正, 表明“营改增”后公司的获利水平显著提升。列(2)、列(4)和列(6)则报告了供应链协调对“营改增”盈利效应的影响, 即假设 1 的检验结果。可以看到, Policy 的系数显著为正, 而且, Policy×WCT 的系数也显著为正。这表明供应链协调程度越高, “营改增”后公司的获利水平越显著提升。上述结果支持了假设 1。

表 2 供应链协调与“营改增”的盈利效应

|            | ROE                   |                       | ROA                   |                       | EPS                  |                       |
|------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
|            | (1)                   | (2)                   | (3)                   | (4)                   | (5)                  | (6)                   |
| Policy     | 2.974***<br>(<0.001)  | 2.677***<br>(<0.001)  | 2.012***<br>(<0.001)  | 1.877***<br>(<0.001)  | 0.067**<br>(0.026)   | 0.053**<br>(0.014)    |
| Policy×WCT |                       | 6.478**<br>(0.018)    |                       | 3.261***<br>(<0.001)  |                      | 0.282***<br>(<0.001)  |
| WCT        |                       | -7.015***<br>(0.009)  |                       | -3.600***<br>(<0.001) |                      | -0.304***<br>(<0.001) |
| OCR        | -0.068<br>(0.701)     | -0.043<br>(0.811)     | 0.013<br>(0.898)      | 0.026<br>(0.787)      | -0.016<br>(0.319)    | -0.015<br>(0.307)     |
| LnSale     | 1.571***<br>(<0.001)  | 1.512***<br>(<0.001)  | 0.595***<br>(<0.001)  | 0.565***<br>(<0.001)  | 0.079***<br>(0.001)  | 0.076***<br>(<0.001)  |
| GPM        | 19.269***<br>(<0.001) | 19.777***<br>(<0.001) | 10.587***<br>(<0.001) | 10.859***<br>(<0.001) | 0.701***<br>(0.009)  | 0.723***<br>(<0.001)  |
| Growth     | 0.023***<br>(<0.001)  | 0.023***<br>(<0.001)  | 0.008***<br>(<0.001)  | 0.008***<br>(<0.001)  | 0.001***<br>(<0.001) | 0.001***<br>(<0.001)  |
| TOT        | 2.278<br>(0.315)      | 3.448<br>(0.124)      | 1.346<br>(0.150)      | 1.950**<br>(0.021)    | 0.072<br>(0.335)     | 0.123*<br>(0.073)     |
| CR         | -0.190**<br>(0.034)   | -0.193**<br>(0.017)   | -0.166***<br>(<0.001) | -0.168***<br>(<0.001) | -0.005<br>(0.119)    | -0.005*<br>(0.083)    |
| LEV        | 5.993***<br>(0.001)   | 6.439***<br>(<0.001)  | -5.759***<br>(<0.001) | -5.517***<br>(<0.001) | 0.107**<br>(0.042)   | 0.126*<br>(0.072)     |
| NAPS       | -0.074<br>(0.479)     | -0.061<br>(0.542)     | -0.013<br>(0.839)     | -0.007<br>(0.918)     | 0.078***<br>(<0.001) | 0.078***<br>(<0.001)  |
| TobinQ     | 0.540***<br>(0.003)   | 0.524***<br>(0.004)   | 0.220**<br>(0.018)    | 0.212**<br>(0.023)    | 0.014**<br>(0.044)   | 0.013*<br>(0.062)     |
| State      | -0.662<br>(0.422)     | -0.645<br>(0.430)     | -0.222<br>(0.505)     | -0.212<br>(0.526)     | -0.031<br>(0.277)    | -0.031<br>(0.293)     |

续表 2 供应链协调与“营改增”的盈利效应

|                              | ROE                    |                        | ROA                    |                        | EPS                   |                       |
|------------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|
|                              | (1)                    | (2)                    | (3)                    | (4)                    | (5)                   | (6)                   |
| <i>Industry fixed effect</i> | <i>Control</i>         | <i>Control</i>         | <i>Control</i>         | <i>Control</i>         | <i>Control</i>        | <i>Control</i>        |
| <i>Annual fixed effect</i>   | <i>Control</i>         | <i>Control</i>         | <i>Control</i>         | <i>Control</i>         | <i>Control</i>        | <i>Control</i>        |
| <i>Intercept</i>             | -41.261***<br>(<0.001) | -40.654***<br>(<0.001) | -13.840***<br>(<0.001) | -13.549***<br>(<0.001) | -2.236***<br>(<0.001) | -2.210***<br>(<0.001) |
| <i>N</i>                     | 504                    | 504                    | 504                    | 504                    | 504                   | 504                   |
| <i>adj. R<sup>2</sup></i>    | 0.362                  | 0.368                  | 0.523                  | 0.529                  | 0.561                 | 0.564                 |

注: 括号内为双尾检验的 P 值, \*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

2. 改变供应链协调的衡量方法。为了避免衡量方法不同对研究结论的影响, 本文借鉴陈正林和王彧(2014)的方法, 采用企业与上下游的业务集成度(SCI)来衡量供应链协调程度, 等于连续三年前五位供销比例的均值除以方差。研究结果保持不变, 供应链协调程度的衡量方法并不影响本文结论。

3. 考虑公司固定效应。考虑到遗漏变量问题可能影响实证检验结果, 本文进一步采用公司固定效应模型重新进行了估计。在控制了公司固定效应之后, 研究假设 1 仍然成立。

4. 反事实检验。上文所得研究结论可能是由共同趋势所导致的。本文借鉴童锦治等(2015)的研究方法, 采用反事实法进行平行趋势检验。假设“营改增”事件提前一年发生, 运用 2010—2016 年的数据重新对模型(1)进行了回归, 研究结果保持不变。这表明上文结论并非由共同趋势所导致。

5. 内生性检验。上文主要采用 OLS 方法对 2012—2016 年“营改增”样本进行了检验, 这种方法有可能存在一定的内生性问题。为了缓解这一问题, 本文将采用两种 DID 方法重新估计。

(1) 针对 2012 年试点公司的 DID 检验。2013 年和 2014 年的样本量较少(见表 1), 难以进行分年度的 DID 检验。此外, 采用 DID 模型时, 选用同一行业的试点公司与非试点公司具有较好的可比性, 但 2016 年的改革政策在全国普遍施行较难运用 DID 检验。而 2012 年的改革在试点地区的试点行业施行, 采用 DID 检验则较为合适。因此, 本文以 2012 年试点地区的“营改增”公司作为实验组, 非试点地区的同行业公司作为控制组, 设定虚拟变量 *Treat*(实验组取值为 1, 控制组为 0)和 *Time*(改革后取值为 1, 改革前为 0), 构建了双重差分模型。DID 检验结果显示, *Treat*×*Time* 和 *Treat*×*Time*×*WCT* 的系数均显著为正。这表明在考虑了内生性问题后, 研究假设 1 仍然成立。

$$ROE = \beta_0 + \beta_1 Treat + \beta_2 Time + \beta_3 Treat \times Time + \beta_4 Treat \times Time \times WCT + \beta_5 Treat \times WCT + \beta_6 Time \times WCT + \beta_7 WCT + \gamma Controls + \mu + \lambda + \varepsilon \quad (2)$$

(2) 多时点 DID 检验。为了进一步排除可能存在的内生性问题, 本文借鉴张璇等(2019)的研究, 采用多时点 DID 方法进行检验。以全部 A 股上市公司为初始研究对象, 在“公司经营范围”中搜索“营改增”行业的关键词, 并根据时间、行业和地区进行辨识。如果企业被纳入改革试点, 则 *Policy* 取值为 1, 否则为 0。这里的 *Policy* 相当于 *Treat*×*Time*。经过识别, 2012 年纳入“营改增”试点的企业有 1 730 家, 2013 年下半年和 2014 年新增改革企业 290 家, 2016 年新增改革企业 149 家。剔除缺失值、经营亏损以及 ROE 异常的样本后, 最终得到 13 106 个观测值。实验组与控制组的单变量对比检验结果、多时点 DID 检验结果以及平行趋势检验均不改变上文的研究结论。

### (三) 供应链协调能力的影响

本文接下来将检验假设 2 和假设 3, 即随着供应链协调能力的增强(上下游合作关系紧密程度或者资源配置效率的提高), 供应链协调对“营改增”盈利效应的促进作用是否更加显著。



1. 合作关系紧密程度。结合上文的理论分析, 本文从客户集中度、主营业务收入稳定性和研发投入三个维度来考察供应链合作关系。

(1) 客户集中度。表 3 中列(1)、列(3)和列(5)结果显示, 对于客户集中度较高(即  $CI$  大于中位数)的子样本,  $Policy$  和  $Policy \times WCT$  的系数至少在 5% 的水平上显著为正。而在列(2)、列(4)和列(6)中, 对于客户集中度较低(即  $CI$  小于中位数)的子样本,  $Policy \times WCT$  的系数均不显著。这表明当客户集中度较高、合作关系较为紧密时, 供应链协调提升“营改增”公司获利水平的作用更加显著。上述结果支持了研究假设 2。

表 3 合作关系紧密程度的影响: 基于客户集中度的分析

|                     | ROE                  |                    | ROA                 |                   | EPS                |                   |
|---------------------|----------------------|--------------------|---------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
|                     | $CI >$ 中位数           | $CI <$ 中位数         | $CI >$ 中位数          | $CI <$ 中位数        | $CI >$ 中位数         | $CI <$ 中位数        |
|                     | (1)                  | (2)                | (3)                 | (4)               | (5)                | (6)               |
| $Policy$            | 0.057**<br>(0.020)   | 0.931**<br>(0.038) | 1.337***<br>(0.005) | 1.825*<br>(0.062) | 0.218**<br>(0.010) | 0.302*<br>(0.065) |
| $Policy \times WCT$ | 1.662**<br>(0.013)   | 0.414<br>(0.631)   | 0.150**<br>(0.043)  | -0.331<br>(0.183) | 0.004**<br>(0.026) | -0.023<br>(0.562) |
| $WCT$               | -113.861*<br>(0.079) | -44.258<br>(0.637) | -13.751<br>(0.604)  | 43.571<br>(0.128) | -3.001*<br>(0.065) | 3.248<br>(0.477)  |
| Controls            | Control              | Control            | Control             | Control           | Control            | Control           |
| $N$                 | 70                   | 70                 | 70                  | 70                | 70                 | 70                |
| adj. $R^2$          | 0.872                | 0.731              | 0.490               | 0.783             | 0.312              | 0.143             |

注: 括号内为双尾检验的  $P$  值, \*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

(2) 主营业务收入稳定性。表 4 中列(1)、列(3)和列(5)结果显示, 对于主营业务收入稳定性较强(即  $STDSale$  小于中位数)的子样本,  $Policy$  和  $Policy \times WCT$  的系数至少在 10% 的水平上显著为正。而在列(2)、列(4)和列(6)中, 对于主营业务收入稳定性较差(即  $STDSale$  大于中位数)的子样本,  $Policy$  和  $Policy \times WCT$  的系数均不显著。这表明当主营业务收入稳定性较强、合作关系较为紧密时, 供应链协调提升“营改增”公司获利水平的作用更加显著。上述结果进一步支持了研究假设 2。

表 4 合作关系紧密程度的影响: 基于主营业务收入稳定性的分析

|                     | ROE                 |                   | ROA                  |                   | EPS                 |                   |
|---------------------|---------------------|-------------------|----------------------|-------------------|---------------------|-------------------|
|                     | $STDSale <$ 中位数     | $STDSale >$ 中位数   | $STDSale <$ 中位数      | $STDSale >$ 中位数   | $STDSale <$ 中位数     | $STDSale >$ 中位数   |
|                     | (1)                 | (2)               | (3)                  | (4)               | (5)                 | (6)               |
| $Policy$            | 2.707**<br>(0.047)  | 1.475<br>(0.506)  | 1.427***<br>(0.009)  | 0.382<br>(0.757)  | 0.028**<br>(0.020)  | 0.130<br>(0.216)  |
| $Policy \times WCT$ | 0.768**<br>(0.030)  | -8.225<br>(0.342) | 0.562*<br>(0.084)    | -1.194<br>(0.386) | 0.012*<br>(0.078)   | -0.699<br>(0.105) |
| $WCT$               | -7.389**<br>(0.024) | 6.124<br>(0.588)  | -4.878***<br>(0.004) | -1.015<br>(0.742) | -0.235**<br>(0.030) | 0.461<br>(0.421)  |
| Controls            | Control             | Control           | Control              | Control           | Control             | Control           |
| $N$                 | 252                 | 252               | 252                  | 252               | 252                 | 252               |
| adj. $R^2$          | 0.396               | 0.516             | 0.485                | 0.627             | 0.632               | 0.549             |

注: 括号内为双尾检验的  $P$  值, \*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

(3)研发投入。表5中列(1)和列(2)列示了全样本检验结果。在列(1)中,对于LnRD大于0(中位数为0)的子样本,Policy和Policy×WCT的系数至少在10%的水平上显著为正。而在列(2)中,对于LnRD为0的子样本,Policy和Policy×WCT的系数均不显著。考虑到服务业中的一些具体行业对研发存在较强的依赖性(如信息技术行业),而其他行业对研发的依赖性较弱,研发投入的检验结果可能存在一定的行业异质性,本文将行业区分为研发密集型与非研发密集型两类重新进行了检验。列(3)和列(4)列示了研发密集型行业的检验结果。在列(3)中,对于LnRD大于中位数的子样本,Policy和Policy×WCT的系数至少在10%的水平上显著为正。而在列(4)中,对于LnRD小于中位数的子样本,Policy×WCT的系数不显著。这表明对于研发密集型行业,研发投入的影响比较显著。列(5)和列(6)列示了非研发密集型行业的检验结果,Policy和Policy×WCT的系数均至少在10%的水平上显著为正。这表明对于非研发密集型行业,研发投入并不会影响本文结论。上述结果进一步支持了研究假设2。

表5 合作关系紧密程度的影响:基于研发投入的分析

|                     | ROE                |                   |                    |                     |                    |                    |
|---------------------|--------------------|-------------------|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
|                     | 全样本                |                   | 研发密集型行业            |                     | 非研发密集型行业           |                    |
|                     | LnRD>0             | LnRD=0            | LnRD>中位数           | LnRD<中位数            | LnRD>0             | LnRD=0             |
|                     | (1)                | (2)               | (3)                | (4)                 | (5)                | (6)                |
| Policy              | 0.984*<br>(0.070)  | 1.553<br>(0.484)  | 1.398**<br>(0.019) | 1.082*<br>(0.066)   | 0.257**<br>(0.045) | 1.562*<br>(0.061)  |
| Policy×WCT          | 7.795**<br>(0.049) | -3.791<br>(0.407) | 51.607*<br>(0.064) | -120.678<br>(0.362) | 11.396*<br>(0.096) | 5.325**<br>(0.049) |
| WCT                 | -14.583<br>(0.128) | 0.532<br>(0.918)  | 34.937<br>(0.639)  | 184.344<br>(0.190)  | -4.813<br>(0.734)  | -3.124<br>(0.636)  |
| Controls            | Control            | Control           | Control            | Control             | Control            | Control            |
| N                   | 220                | 284               | 64                 | 64                  | 210                | 166                |
| adj. R <sup>2</sup> | 0.557              | 0.382             | 0.272              | 0.403               | 0.539              | 0.458              |

注:括号内为双尾检验的P值,\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

2.资源配置效率。为了检验假设3,本文借鉴Hsieh和Klenow(2009)以及蒋为(2016)的做法,使用生产率离散程度(Dispersion)来衡量资源配置效率,Dispersion越大,资源配置效率越低。本文根据Dispersion的中位数分样本对模型(1)进行了回归。表6中列(1)、列(3)和列(5)结果显示,对于资源配置效率较高(即Dispersion小于中位数)的子样本,Policy和Policy×WCT的系数至少在10%的水平上显著为正。而在列(2)、列(4)和列(6)中,对于资源配置效率较低(即Dispersion大于中位数)的子样本,Policy和Policy×WCT的系数均不显著。这表明当资源配置效率较高时,供应链协调更能增强“营改增”的盈利效应。上述结果支持了研究假设3。

表6 资源配置效率的影响

|            | ROE                 |                   | ROA                |                  | EPS                |                   |
|------------|---------------------|-------------------|--------------------|------------------|--------------------|-------------------|
|            | Dispersion<中位数      | Dispersion>中位数    | Dispersion<中位数     | Dispersion>中位数   | Dispersion<中位数     | Dispersion>中位数    |
|            | (1)                 | (2)               | (3)                | (4)              | (5)                | (6)               |
| Policy     | 0.466*<br>(0.047)   | 1.138<br>(0.359)  | 0.263**<br>(0.013) | 0.856<br>(0.497) | 0.037**<br>(0.023) | 0.049<br>(0.848)  |
| Policy×WCT | 16.076**<br>(0.028) | -0.049<br>(0.993) | 1.571*<br>(0.091)  | 1.269<br>(0.524) | 0.105*<br>(0.083)  | -0.206<br>(0.526) |

续表 6 资源配置效率的影响

|                            | ROE                |                   | ROA               |                      | EPS               |                   |
|----------------------------|--------------------|-------------------|-------------------|----------------------|-------------------|-------------------|
|                            | Dispersion<中位数     | Dispersion>中位数    | Dispersion<中位数    | Dispersion>中位数       | Dispersion<中位数    | Dispersion>中位数    |
|                            | (1)                | (2)               | (3)               | (4)                  | (5)               | (6)               |
| <i>WCT</i>                 | -19.567<br>(0.114) | -7.650<br>(0.189) | -3.163<br>(0.385) | -5.960***<br>(0.009) | -0.405<br>(0.568) | -0.262<br>(0.251) |
| <i>Controls</i>            | <i>Control</i>     | <i>Control</i>    | <i>Control</i>    | <i>Control</i>       | <i>Control</i>    | <i>Control</i>    |
| <i>N</i>                   | 114                | 390               | 114               | 390                  | 114               | 390               |
| <i>adj. R</i> <sup>2</sup> | 0.377              | 0.528             | 0.469             | 0.607                | 0.455             | 0.618             |

注: 括号内为双尾检验的 *P* 值, \*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

#### (四) 供应链协调动机的影响

为了检验假设 4, 借鉴杨默如和叶慕青(2016)等的做法, 本文设置变量公司税负 (*VATR*), *VATR* 越大, 公司的增值税税负越重。本文根据 *VATR* 的中位数分样本对模型(1)进行了回归。表 7 中列(1)、列(3)和列(5)结果显示, 对于 *VATR* 大于中位数的子样本, *Policy* 和 *Policy*×*WCT* 的系数至少在 10% 的水平上显著为正。而在列(2)、列(4)和列(6)中, 对于 *VATR* 小于或等于中位数的子样本, *Policy* 和 *Policy*×*WCT* 的系数均不显著。这表明当名义税负较高时, “营改增”企业更有动机通过供应链协调加快税负转嫁、降低税负成本, 从而促进获利水平提升。上述结果支持了研究假设 4。

表 7 名义税负的影响

|                            | ROE                            |                   | ROA                             |                   | EPS                            |                   |
|----------------------------|--------------------------------|-------------------|---------------------------------|-------------------|--------------------------------|-------------------|
|                            | <i>VATR</i> >中位数               | <i>VATR</i> ≤中位数  | <i>VATR</i> >中位数                | <i>VATR</i> ≤中位数  | <i>VATR</i> >中位数               | <i>VATR</i> ≤中位数  |
|                            | (1)                            | (2)               | (3)                             | (4)               | (5)                            | (6)               |
| <i>Policy</i>              | 0.714 <sup>*</sup><br>(0.070)  | 0.056<br>(0.189)  | 0.859 <sup>*</sup><br>(0.096)   | -0.445<br>(0.836) | 0.004 <sup>**</sup><br>(0.045) | 0.013<br>(0.103)  |
| <i>Policy</i> × <i>WCT</i> | 5.691 <sup>**</sup><br>(0.036) | 6.869<br>(0.594)  | 3.495 <sup>***</sup><br>(0.005) | 5.711<br>(0.564)  | 0.238 <sup>*</sup><br>(0.077)  | 0.501<br>(0.364)  |
| <i>WCT</i>                 | -3.087<br>(0.662)              | -9.290<br>(0.471) | -2.585<br>(0.233)               | -8.571<br>(0.375) | -0.145<br>(0.536)              | -0.826<br>(0.133) |
| <i>Controls</i>            | <i>Control</i>                 | <i>Control</i>    | <i>Control</i>                  | <i>Control</i>    | <i>Control</i>                 | <i>Control</i>    |
| <i>N</i>                   | 246                            | 258               | 246                             | 258               | 246                            | 258               |
| <i>adj. R</i> <sup>2</sup> | 0.493                          | 0.451             | 0.529                           | 0.607             | 0.525                          | 0.571             |

注: 括号内为双尾检验的 *P* 值, \*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

## 五、进一步研究

### (一) 供应链协调在营运资金细分项目上的表现

营运资金管理主要是对流动资产与流动负债项目的管理。营运资金周转率反映的是供应链协调的综合效果, 但各项具体指标之间存在内在联系, 因而可能出现此消彼长的冲突和矛盾。例如, 为了提高现金周转率, 企业不愿为客户提供信用支持, 甚至过紧地催收货款, 或者过度拖延向供应商的付款期, 从而可能导致客户或供应商疏离。这会提高自身交易成本, 也不利于供应链整体利益最大化的实现(王竹泉等, 2007)。由分行业样本量统计可知, 本文主要的研究对象涉及房地产(174 个)、信息技术(114 个)、建筑(102 个)和交通运输(44 个)这四个行业, 存货、货币资

金、应收账款和应付账款占总资产比重的行业均值分别为 29.5%、20.3%、10.8% 和 10.9%。结合行业经营特点, 存货、现金、应收账款和应付账款管理在本文所涉及的主要行业中起到重要作用。因此, 下文分别讨论供应链协调在存货周转率、货币资金周转率、应收账款周转率和应付账款周转率四个方面的具体表现及其对“营改增”盈利效应的影响。

1. 现金周转率与存货周转率。现金与存货周转速度是“营改增”涉及的服务业企业资产管理的重点。例如, 房地产业通常会有大量货币资金与存货, 提高现金周转率与存货周转率是其核心竞争力。信息技术行业是典型的轻资产行业, 人力资本是其核心资产, 这类行业重视研发创新, 现金储备量高, 通常会锁定供应商与客户并聚焦供应链管理; 在融资上, 由于较难获得高质量的金融服务, 主要以内源融资为主, 并较多依靠上下游资金; 在运营上, 主要采用快速存货周转和现金周转模式(戴天婧等, 2012)。“营改增”促进了供应链协调, 供应商、企业和客户的高效协作有助于加快现金与存货周转速度, 从而提高“营改增”公司的获利水平。为了对此进行检验, 本文设置了变量现金周转率( $CRT$ )和存货周转率( $ITR$ )。表 8 中列(1)–列(3)列示了现金周转率对“营改增”后企业绩效的影响,  $Policy$  和  $Policy \times CRT$  的系数均为正; 列(4)–列(6)列示了存货周转率对“营改增”后企业绩效的影响,  $Policy$  和  $Policy \times IRT$  的系数也均为正, 且至少在 5% 的水平上显著。上述结果表明, 现金与存货周转率越高, “营改增”后公司的获利水平越高。

表 8 现金周转率与存货周转率

|                     | $ROE$               | $ROA$              | $EPS$               | $ROE$               | $ROA$               | $EPS$               |
|---------------------|---------------------|--------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                     | (1)                 | (2)                | (3)                 | (4)                 | (5)                 | (6)                 |
| $Policy$            | 1.862*<br>(0.096)   | 1.984**<br>(0.044) | 0.052***<br>(0.001) | 1.866***<br>(0.006) | 1.914***<br>(0.002) | 0.056***<br>(0.003) |
| $Policy \times CRT$ | 0.081**<br>(0.050)  | 0.029<br>(0.357)   | 0.009**<br>(0.012)  |                     |                     |                     |
| $CRT$               | -0.069**<br>(0.036) | -0.026<br>(0.204)  | -0.003<br>(0.133)   |                     |                     |                     |
| $Policy \times IRT$ |                     |                    |                     | 0.162**<br>(0.034)  | 0.092***<br>(0.009) | 0.005**<br>(0.042)  |
| $IRT$               |                     |                    |                     | -0.050<br>(0.562)   | 0.011<br>(0.808)    | 0.001<br>(0.890)    |
| $Controls$          | $Control$           | $Control$          | $Control$           | $Control$           | $Control$           | $Control$           |
| $N$                 | 504                 | 504                | 504                 | 504                 | 504                 | 504                 |
| $adj. R^2$          | 0.478               | 0.603              | 0.574               | 0.452               | 0.553               | 0.560               |

注: 括号内为双尾检验的  $P$  值, \*、\*\*和\*\*\*分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

2. 应收账款周转率与现金营运指数。以往文献表明, 商业信用激励能够促进供应链协调(Luo 和 Shang, 2013)。“营改增”公司为其下游客户提供商业信用, 有助于协调与平衡与下游客户之间的利益, 增加订货量, 实现利益最大化。本文借助三阶段模型对此进行分析。第一阶段, “营改增”公司根据自身利益最大化目标做出决策, 但其下游客户可能因受到资金约束而无法实现最优订货量, 从而不利于“营改增”公司的利益最大化; 第二阶段, 假设“营改增”公司要求其下游客户按照最优标准增加订货量, 但其下游客户的库存成本与资金成本会大幅增加, 从而缺乏合作的积极性; 第三阶段, 假设“营改增”公司允许其下游客户延期付款, 即通过商业信用契约对利润进行合理分配, 则能降低下游客户的成本, 从而有利于“营改增”公司与其下游客户同时实现利益最大化目标。“营改增”后, 公司应该有动机和能力为其下游客户提供信用激励。从动机

来看,公司进行信用激励的意愿与市场预期有关。在经济低迷、市场预期悲观的情况下,公司往往采用收缩型的信贷政策,削减商业信用供给(王贞洁和王竹泉,2013)。而“营改增”转变了社会预期,提振了市场信心(孙正和陈旭东,2018),刺激了投资与生产(刘柏和王馨竹,2017)。从能力来看,公司对其下游客户实施信用激励的可能性与其承受的资金压力有关。实施信用激励首先需要授信者拥有充足的资金。“营改增”传递出的积极信号有助于外部投资者形成乐观预期,缓解公司面临的融资约束(罗宏和陈丽霖,2012;乔睿蕾和陈良华,2017;岳树民和肖春明,2017)。为了维护与客户的关系,公司会允许客户占用应收账款,较慢的应收账款周转速度体现了公司与客户的紧密关系(李欢等,2018)。因此,供应链协调有可能表现为应收账款周转率降低。此外,供应链协调需要企业之间的相互配合,当“营改增”公司对下游客户实施信用激励时,下游客户也会及时偿还货款,较少故意拖欠,因而“营改增”公司应该能够及时收回现金货款。现金营运指数可用于衡量现金回收质量,反映了当期贷款能够及时收回现金的比例,其理想值为1。因此,供应链协调还可能表现为现金营运指数提高。为了检验上述预期,本文设置了变量应收账款周转率(*ART*)和现金营运指数(*OCR*)。检验结果表明,当应收账款周转率(*ART*)降低或者现金营运指数(*OCR*)提高时,“营改增”后企业的获利能力会增强。

3. 应付账款周转率。“营改增”公司有可能挤占供应商的利润空间(童锦治等,2015;李启平,2019)。但侵占上游供应商的利益、增加对上游企业资金的占用,会加大上游供应商的成本与风险,扰乱其生产计划,抑制上游供应商按最优订货量生产的积极性,最终损害“营改增”公司自身的利益(陈志明等,2018)。因此,基于供应链管理视角,“营改增”公司有动机“体恤”上游供应商的困难,主动减少对上游供应商利益的不合理侵占(王雄元等,2015),增强上游厂商的生产意愿(李超和骆建文,2016)。此外,“营改增”有助于缓解公司面临的外部融资约束(罗宏和陈丽霖,2012;岳树民和肖春明,2017),充裕的资金使“营改增”公司有能力“体恤”上游供应商的困难。因此,“营改增”公司有动机和能力主动提高应付账款周转率。这有助于促使上游供货商及时足额地向“营改增”公司提供高质量的原材料、产品或服务,为“营改增”公司实现销售增长以及提高存货与资金周转效率打下基础;同时,有助于“营改增”公司建立良好的信誉并由此获得其他隐性利益,从而提升获利水平。为了对此进行检验,本文设置了变量应付账款周转率(*APT*)。结果表明,应付账款周转率(*APT*)越高,“营改增”后企业的获利水平越高。

#### (二) 供应链协调对主营业务收入与毛利率的提升作用

“营改增”后供应链更加协调,最终应该能够促进“营改增”公司的主营业务收入增长,降低营业成本,提高毛利率,从而增强盈利能力。本文构建了主营业务收入(*LnSale*)和毛利率(*GPM*)的中介效应模型。检验结果表明,*LnSale*和*GPM*的增长在供应链协调提升“营改增”公司盈利能力的过程中发挥了部分中介效应。

## 六、结 论

服务业对于我国经济增长的引领作用不断增强,但重复征税等问题对其发展产生了严重阻碍。为了降低公司税负,推进服务业发展,促进产业结构调整,2012—2016年我国逐步推行了“营改增”,改革最终覆盖了全国所有的服务业行业。“营改增”对于促进产业发展和优化经济结构具有重要意义。促进“营改增”后公司获利水平的提升是实现宏观政策目标的重要微观载体。本文探讨了供应链协调是否以及如何提升“营改增”公司的获利水平。研究结果表明:第一,供应链协调促进了“营改增”后公司获利水平的提升;第二,当合作关系较为紧密或者资源配置效率较高时,供应链协调更能发挥上述促进作用;第三,当流转税名义税负较高时,公司的税负转嫁

需求较大,供应链协调也更能发挥上述促进作用;第四,供应链协调加快了“营改增”公司的现金与存货周转速度,但为了促进供应链协调,公司需要降低应收账款周转率和提高应付账款周转率;第五,供应链协调促进了“营改增”公司的主营业务收入增长和毛利率提升,增强了“营改增”的盈利效应。本文的研究结论带来以下三方面的启示与建议:

首先,供应链协调对于服务业企业充分利用增值税改革契机来提升获利水平具有重要价值,有助于实现增值税改革的宏观政策目标。若能从宏观层面综合考虑、多措并举,则有可能全方位促进供应链协调发展。据此,本文提出以下建议:(1)在完善供应链宏观管理体制与机制方面,建议在国家或地方层面成立各级供应链战略领导小组、管理协会、专家委员会以及研究中心。(2)在提升供应链宏观管理水平方面,一要构建多层次的现代供应链人才体系;二要攻克关键技术难题,提升供应链整体服务水平;三要在数据信息与管理流程等领域建立供应链宏观标准化体系;四要构建风险预警系统,加强对供应链风险的宏观监控。

其次,“营改增”后,公司主动协调上下游关系的行为对于提升自身获利水平具有重要价值。据此,本文提出以下建议:(1)积极培育服务业企业的现代供应链理念,倡导供应链协同合作精神和贸易信用文化;(2)促进供应链管理深度应用,鼓励服务业企业以供应链体系“联合作战”的方式参与全球经济竞争,以供应链思维应对重大国际贸易冲突;(3)加强对服务业企业的培训,增强防范供应链风险的意识,提高应对供应链风险的能力。

最后,供应链协调能力表现为合作关系较为紧密和资源配置效率较高,供应链协调动机表现为“营改增”后名义税负较高。据此,本文提出以下建议:(1)鼓励服务业企业构建上下游伙伴关系,鼓励基于外部合作形成与众不同的核心竞争优势,获得关系型租金;(2)继续加大对公司研发投入的政策激励,促进供应链长期合作;(3)采取切实有效的措施,提高资源配置效率;(4)鼓励服务业企业采取合理方法转嫁税负,降低资金成本,促进增值税改革微观效应的提升。

#### 参考文献:

- [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[J]. 财贸经济,2016,(11): 62-76.
- [2]陈峻,王雄元,彭旋. 环境不确定性、客户集中度与权益资本成本[J]. 会计研究,2015,(11): 76-82.
- [3]陈小勇. 产业集群的虚拟转型[J]. 中国工业经济,2017,(12): 78-94.
- [4]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[J]. 管理世界,2016,(3): 36-45.
- [5]陈正林,王彧. 供应链集成影响上市公司财务绩效的实证研究[J]. 会计研究,2014,(2): 49-56.
- [6]陈志明,周少锐,周建红. 两级商业信用下考虑违约风险的供应链协调[J]. 管理学报,2018,(12): 1883-1891.
- [7]戴天婧,张茹,汤谷良. 财务战略驱动企业盈利模式——美国苹果公司轻资产模式案例研究[J]. 会计研究,2012,(11): 23-32.
- [8]郭金森,周永务,钟远光,等. 基于商业信用和回购契约的供应链最优化策略研究[J]. 运筹与管理,2014,(2): 99-106.
- [9]蒋为. 增值税扭曲、生产率分布与资源误置[J]. 世界经济,2016,(5): 54-77.
- [10]李超,骆建文. 基于预付款的资金约束供应链收益共享协调机制[J]. 管理学报,2016,(5): 763-771.
- [11]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.
- [12]李欢,郑杲娉,李丹. 大客户能够提升上市公司业绩吗?——基于我国供应链客户关系的研究[J]. 会计研究,2018,(4): 58-65.
- [13]李启平.“营改增”对高新技术企业创新行为和财务绩效的影响[J]. 中南财经政法大学学报,2019,(1): 126-134.
- [14]李任斯,刘红霞. 供应链关系与商业信用融资——竞争抑或合作[J]. 当代财经,2016,(4): 115-127.

- [15]林智平,徐迪. 税制营改增下资金约束供应链的融资均衡[J]. *管理科学学报*, 2018, (10): 14-31.
- [16]刘柏,王馨竹. “营改增”对现代服务业企业的财务效应——基于双重差分模型的检验[J]. *会计研究*, 2017, (10): 11-17.
- [17]罗德明,李晔,史晋川. 要素市场扭曲、资源错置与生产率[J]. *经济研究*, 2012, (3): 4-14.
- [18]罗宏,陈丽霖. 增值税转型对企业融资约束的影响研究[J]. *会计研究*, 2012, (12): 43-49.
- [19]乔睿蕾,陈良华. 税负转嫁能力对“营改增”政策效应的影响——基于现金—现金流敏感性视角的检验[J]. *中国工业经济*, 2017, (6): 117-135.
- [20]盛丹,王永进. 产业集聚、信贷资源配置效率与企业的融资成本——来自世界银行调查数据和中国工业企业数据的证据[J]. *管理世界*, 2013, (6): 85-98.
- [21]孙正,陈旭东. “营改增”是否提升了服务业资本配置效率?[J]. *中国软科学*, 2018, (11): 17-30.
- [22]田志伟,胡怡建. “营改增”对各行业税负影响的动态分析——基于 CGE 模型的分析[J]. *财经论丛*, 2013, (4): 29-34.
- [23]童锦治,苏国灿,魏国华. “营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负——基于中国上市公司的实证研究[J]. *财贸经济*, 2015, (11): 14-26.
- [24]王雄元,高开娟. 客户关系与企业成本粘性: 敲竹杠还是合作[J]. *南开管理评论*, 2017, (1): 132-142.
- [25]王雄元,彭旋,王鹏. 货币政策、稳定客户关系与强势买方商业信用[J]. *财务研究*, 2015, (6): 31-40.
- [26]王贞洁,王竹泉. 经济危机、信用风险传染与营运资金融资结构——基于外向型电子信息产业上市公司的实证研究[J]. *中国工业经济*, 2013, (11): 122-134.
- [27]王贞洁,王竹泉. 基于供应商关系的营运资金管理——“锦上添花”抑或“雪中送炭”[J]. *南开管理评论*, 2017, (2): 32-44.
- [28]王竹泉,逢咏梅,孙建强. 国内外营运资金管理研究的回顾与展望[J]. *会计研究*, 2007, (2): 85-90.
- [29]杨默如,叶慕青. “营改增”对先行试点行业效应如何?——基于分地区分行业试点上市公司税负与绩效的影响[J]. *武汉大学学报(哲学社会科学版)*, 2016, (5): 55-65.
- [30]殷俊明,王跃堂. 供应链成本控制: 价值引擎与方法集成[J]. *会计研究*, 2010, (4): 65-73.
- [31]岳树民,肖春明. 营改增是否促进了商业信用融资——基于上市公司的证据[J]. *税务研究*, 2017, (7): 11-18.
- [32]张璇,张计宝,闫续文,等. “营改增”与企业创新——基于企业税负的视角[J]. *财政研究*, 2019, (3): 63-78.
- [33]Brandt L, Van Biesebroeck J, Zhang Y F. Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012, 97(2): 339-351.
- [34]Bruner R, Spekman R. The dark side of alliances: Lessons from Volvo-Renault[J]. *European Management Journal*, 1998, 16(2): 136-150.
- [35]Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [36]Luo W, Shang K. Managing inventory for entrepreneurial firms with trade credit and payment defaults[R]. Working Paper, 2013.
- [37]Schloetzer J D. Process integration and information sharing in supply chains[J]. *The Accounting Review*, 2012, 87(3): 1005-1032.
- [38]Williamson O E. Transaction-cost economics: The governance of contractual relations[J]. *Journal of Law and Economics*, 1979, 22(2): 233-261.

# Supply Chain Coordination and the Profitability Effect of “Business Tax to VAT”

Li Ying, Zhou Yang

(School of Accounting, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China)

**Summary:** In order to avoid double taxation, China implemented the reform of “Business Tax to VAT”. Is corporate performance really improved after the reform? In the existing literature, it is found that only companies with strong bargaining power and strong tax burden shifting ability can have a profit effect, but this view is mainly based on the perspective of maximizing the interests of a single company. It is not the only way to promote tax burden transfer by using the relatively strong bargaining power to squeeze the profit space belonging to the other party; moreover, this method also goes against the idea of modern supply chain management. With the competition becoming increasingly fierce, many enterprises have strengthened the cooperation with upstream and downstream. Then, does supply chain coordination help to enhance the profitability effect of “Business Tax to VAT”?

The reform of “Business Tax to VAT” calls for enterprises to promote supply chain coordination. First of all, the deduction chain of VAT goes through, which promotes specialization and division, and puts forward higher requirements for supply chain cooperation and efficiency after the reform; secondly, the turnover tax rate borne by reform enterprises is generally increased, but the input tax that can be used for deduction is insufficient, which will make the nominal tax burden of turnover tax rise, and further it enhances the motivation of enterprises to promote supply chain coordination and accelerate tax burden transfer after the reform. At the same time, when the supply chain is coordinated, the close relationship between upstream and downstream can cultivate unique competitive advantages, which will bring excess profits to enterprises; moreover, supply chain coordination can also optimize resource allocation and reduce transaction costs. Therefore, supply chain coordination should help to enhance the profitability effect of “Business Tax to VAT”.

Based on the above theoretical analysis, this paper empirically tests whether supply chain coordination can improve the profit level of reform companies and how to improve it by taking the listed companies of “Business Tax to VAT” from 2012 to 2016. The results show that: (1) Supply chain coordination can enhance the profit level of reform companies; (2) With the enhancement of supply chain coordination ability (that is, when the relationship between upstream and downstream is closer or the resource allocation efficiency is higher), or with the increasing motivation of supply chain coordination (that is, when the nominal tax burden of turnover tax is larger), supply chain coordination can enhance the profitability effect of reform companies even more; (3) Supply chain coordination can speed up the turnover of cash and inventory, but reform companies also pay the cost of reducing the turnover speed of accounts receivable and increasing the turnover speed of accounts payable; (4) Supply chain coordination enhances the profit level of reform companies by stimulating the growth of business income and gross profit rate.

The theoretical value of this paper is mainly reflected in the expansion of the relevant literature on the micro policy effect of VAT reform and the economic consequences of supply chain coordination at the micro level. The practical value is mainly reflected in helping to inspire government departments and corporate management to explore solutions to enhance the micro policy effect of VAT reform from the perspective of supply chain management. Based on the results of this study, we should promote the coordinated development of the supply chain from the macro level, cultivate the modern supply chain concept of service enterprises, and encourage enterprises to adopt reasonable ways to transfer tax burden, so as to reduce capital costs and improve the micro effect of VAT reform.

**Key words:** supply chain coordination; Business Tax to VAT; profitability (责任编辑 康健)