

“营改增”促进了还是抑制了企业创新？

——以信息技术服务业为例

曹诗文，张英明

(江苏师范大学 商学院，江苏 徐州 221116)

摘要：营业税改征增值税作为一项重大制度创新，不仅会减轻企业税负，而且也与我国经济发展方式转变、创新驱动等重大战略相呼应，其意义和作用是多方面的。以信息技术服务业上市公司作为研究对象，选取2010—2015年的相应数据作为研究样本，构建多元回归模型，从融资约束角度对“营改增”与企业创新的关系进行研究。研究发现“营改增”可以促进企业自主创新，且能缓解融资约束对企业创新的抑制作用。

关键词：营改增；企业创新；融资约束

中图分类号：F810.42 **文献标志码：**A **文章编号：**1671-1807(2018)01-0125-06

创新是一个国家兴旺发达的不竭动力。由于创新活动的开展需要大量资金投入且资金回报率波动较大，所以企业开展创新活动时不仅会有技术方面的困难，而且面临资金方面的挑战。政府部门对此提出多种税收激励政策去鼓励支持企业创新，而现有研究中大多为税收优惠政策、R&D补贴等对企业创新的影响分析，有关“营改增”对企业创新影响的研究较少。2012年1月1日开始，上海地区率先在交通运输业和现代服务业开展“营改增”试点。此后，“营改增”试点范围逐渐扩大，涉及行业不断增加。截至2016年5月1日，我国所有行业均已纳入“营改增”试点范围，至此，营业税退出历史舞台，“营改增”这一税制改革进入新的历史阶段。我国实行“营改增”的主要目标是解决营业税重复征税的问题，并进一步打通增值税抵扣链条，减轻企业纳税负担。所以，“营改增”的现有研究绝大部分围绕该税制改革与企业税负、经营绩效的关系展开，而对“营改增”与企业创新二者之间关系的研究相对较少。但是，创新是一个企业可持续发展的重要源泉，研究二者之间存在何种关系，“营改增”是有效缓解还是抑制了企业的创新？具有重要的现实意义。

1 文献综述

竞争无处不在，特别是在如今经济迅猛发展、科

技愈加发达的社会，竞争更加激烈，企业只有通过不断的创新、更新产品才可以在这种环境下立于不败之地。我国政府提出许多税收激励政策来促进企业重视创新，大多采用税收优惠政策、R&D补贴等手段。许景婷等^[1]指出政府实施的税收优惠政策可以有效减少企业需要缴纳的税金总额，从而实现激励企业创新。杨洋、魏江^[2]通过构建高新技术产业的CGE模型，发现国家提出的有关R&D补贴的相关政策可以通过提高企业的边际收益从而激励企业增加研发支出，促进企业的自主创新。刘放等^[3]提出税收优惠整体上有助于增加企业的创新投入，并且在此基础上指出税收激励效果会随着融资约束程度、市场竞争激烈程度的加强而加强。安同良等^[4]提出，仅仅依靠R&D补贴政策对企业创新的激励效果并不明显，只有将其与其它政策相结合才能更好的达到促进企业创新的预期效果。

自2012年开始实行“营改增”以来，许多学者将研究的重点转向“营改增”对企业税负的影响研究方面。崔淑芬、孙立恒^[5]将湖北省的试点企业作为研究对象，提出企业缴纳增值税可以减少重复征税，从而使企业纳税负担减轻；而且实行“营改增”还可以促进产业结构的调整和优化升级。随着这一税制改革的不断深入，我国学者的研究范围不再局限于此而是

收稿日期：2017-10-24

基金项目：江苏师范大学科研创新计划校级立项学院资助项目(2017YXJ116)。

作者简介：曹诗文(1993—)，女，江苏徐州人，江苏师范大学，硕士研究生，研究方向：纳税筹划与公司理财；张英明(1964—)，男，江苏洪泽人，江苏师范大学，教授，硕士生导师，研究方向：纳税筹划与公司理财。

将这一税制改革对企业创新等的影响纳入研究之列。任爱华^[6]指出企业改征增值税后,其对研发投入方面的支出有所增加,从而企业的自主创新能力得到提升。张本照^[7]将沪深交易所创新型试点企业作为研究对象,分析“营改增”对企业研发投入所产生的即时效应和短期效应。研究结果显示这一税制改革能够改善企业的研发投入。龚强、王璐颖和蔡东玲^[8]通过构建企业竞争的静态古诺模型,详细对比了营业税和增值税两种税收体制下企业创新行为的可得性,得出这一税制改革可以激励企业创新,提高产品质量,增加企业竞争优势。

综上所述,我国学者在税收激励是否影响以及如何影响企业创新方面已取得了一定的研究成果。但是,由于“营改增”实行时间较短,有关其对企业创新的影响研究还不深入,在已有研究成果中,大多采用定性分析进行“营改增”对企业创新的影响研究。“营改增”作为一项税制改革,其政策效应存在一定的滞后性,需要在相对较长的样本期间内研究其政策效应,而在少数采用定量分析的文献中,选取研究对象的样本期间较短。为此,本文拟选取信息技术服务业上市公司2010—2015年的相关数据作为研究样本,就“营改增”与企业创新存在何种关系进行研究,以弥补已有文献存在研究期间较短这一不足。并且本文加入“融资约束”这一变量,探讨二者存在何种关系,以发现“营改增”究竟是促进了还是抑制了企业创新?究竟是有效缓解了抑或是进一步强化了融资约束对企业创新的抑制作用?

2 研究假设和研究设计

2.1 研究假设

本文以信息技术服务业企业作为研究对象,企业在创新活动前期需要购进材料、设备等,“营改增”前,这类企业需要全额纳税,进项税额不得抵扣。从而使得企业承担的纳税负担较大,对自主创新产生一定程度的阻碍效果。而这一税制改革后,企业购进材料、设备等进项支出可以作为进项税额抵扣,减轻了企业的税负,进而降低其自主创新的成本,促进企业开展创新活动。而且企业进项税抵扣项与所需缴纳的增值税额成反比,因此,“营改增”明显加速了企业的设备更新与改造,有利于激励企业创新,实现产业升级。为此,提出本文的第一个研究假设:

H1:在其他因素不变的情况下,“营改增”会促进企业创新。

企业的创新投资具有高风险而且投资收益具有高度不确定性,这使得企业的创新投资抵押担保价值

较小,此时,企业在面临内部资金不足时很难进行外部融资。此外,企业创新活动的可比性较低,信息不透明度较高,这会使得企业内外部的信息不透明度增加。而这些情况会使企业在进行创新时面临融资约束的影响,因此本文加入融资约束这一变量进行研究。

已有研究表明企业创新会受到融资约束的阻碍,而“营改增”中大量的税收优惠政策,如:直接减、免税和即征即退、先征后返等一定程度上会减少企业创新投入的支出成本,缓解企业融资约束。另一方面,某一行业或企业的创新活动获得国家政策支持会向外界释放出积极的信号,表明该企业的创新活动具备一定潜力,这种信号的传递使得企业易于获得外部资金支持,缓解融资约束抑制企业进行自主创新活动的现状。综上,提出本文的第二个假设:

H2:“营改增”的全面实施可以有效缓解融资约束对企业创新的抑制作用。

2.2 研究设计

实证模型。为验证上述两个假设,本文在参照张本照、聂辉华^[7,9]等人的研究基础上,构建了如下两个多元回归模型:

$$\text{LnPatent} = \beta_0 + \beta_1 \text{Reform} + \beta_2 \text{Loan} + \beta_3 \text{ROE} + \beta_4 \text{Exhold} + \beta_5 \text{TAX} + \beta_6 \text{SOE} + \varepsilon \quad (1)$$

$$\text{LnPatent} = \beta_0 + \beta_1 \text{Reform} + \beta_2 \text{FC} + \beta_3 \text{Reform} \times \text{FC} + \beta_4 \text{Loan} + \beta_5 \text{ROE} + \beta_6 \text{Exhold} + \beta_7 \text{TAX} + \beta_8 \text{SOE} + \mu \quad (2)$$

模型(1)中,LnPatent为被解释变量,表示企业的创新情况; β_0 为模型的常数项;Reform为“营改增”的度量指标,用于检验“营改增”这一税制改革是否与企业创新活动具有相关性。

模型(2)中,FC为融资约束的度量指标,Reform $\times$ FC为“营改增”与融资约束的交互项;Loan、ROE、Exhold、TAX和SOE分别为企业负债水平、盈利能力、高管持股比例、企业所得税和产权性质的度量指标,这四个变量为控制变量; ε 和 μ 为残差项。

2.3 变量定义

2.3.1 被解释变量

模型(1)与(2)的被解释变量均为企业创新。有关文献中通常使用研发支出衡量企业创新程度,但是,Koh和Reeb研究发现,企业会选择性地披露研发支出,报表中披露的研发支出具有自我选择偏差的问题,而且企业不披露研发支出并不意味着其没有创新,所以使用研发支出作为企业创新的衡量指标并不

妥当。为此,本文采用专利数量来作为企业创新的衡量指标。专利数量为企业当年获得批准的发明专利数量与实用新型专利数量之和,并将其加 1,然后取对数,我们将这一变量命名为 LnPatent。

2.3.2 解释变量

模型(1)与(2)的主解释变量为 Reform,其为虚拟变量。由于本文选取北京、天津等第一次扩围城市的信息技术服务业上市公司作为研究对象,且其自 2012 年 8 月相继实行“营改增”税制改革,考虑税制改革效果的时滞效应,本文在进行研究时将所选取企业实行该征增值税的时间规定为 2013 年。因此,当企业处于“营改增”当年及以后各年时该指标取 1,否则为 0。在本文中企业处于 2013—2015 年时,

Reform 取 1;企业处于 2010—2012 年时,Reform 取 0。

模型(2)中,我们加入了融资约束这一解释变量。现有文献中,学者们会利用企业规模、利息保障倍数以及后来学者构建的 WW 指数和 FC 指数等来衡量企业融资约束程度,但是这些指数均含有许多具有内生性的金融变量。本文选择刘莉亚^[10]等使用的 SA 指数来作为融资约束的替代变量。SA 指数的计算公式如下: $-0.737 \times size + 0.043 \times size^2 - 0.04 \times Age$, 其中 $size = \ln(\text{企业当期总资产})$, $Age = \text{企业上市年限}$ ^①。计算得出企业的 SA 指数越大,面临的融资约束程度就越高。本文计算的 SA 指数分布情况如表 1 所示。

表 1 SA 指数分布

SA 分位数	1%	5%	10%	25%	50%	75%	90%	95%	99%
分位数值	-4.076	-3.871	-3.773	-3.503	-3.219	-3.075	-2.894	-2.703	-2.597

Reform×FC 为“营改增”和融资约束的交互项,旨在检验“营改增”是否会有有效缓解融资约束对企业创新的抑制作用。

2.3.3 控制变量

本文在已有研究的基础上,选择企业负债水平、盈利能力、高管持股比例、企业所得税和产权性质这些可能会对企业创新活动产生影响的因素作为控制变量,相关衡量指标及具体说明参见表 2。

样本选择与数据来源。本文选择信息技术服务

业上市公司作为研究对象,收集 2010—2015 年的相关数据,在样本的选取过程中,按如下原则进行了调整:①剔除不属于北京、天津、江苏、浙江等 2012 年 8 月开始实行“营改增”的信息技术服务业上市企业,将剩余企业作为初始样本。②剔除 ST 和 PT 类企业。③剔除数据缺失、数据不足的样本。最终共确定 43 家信息技术服务业上市公司作为研究的最终样本,样本数据来自 CSMAR 数据库和各个企业报表,数据采用 stata14 进行分析。

表 2 变量定义

变量名称	变量符号	变量描述
专利数量	LnPatent	公司当年获得批准的发明专利与实用新型专利数量之和,加 1 取自然对数
营改增	Reform	虚拟变量,企业处于“营改增”当年及以后各年,Reform 取 1,否则取 0
融资约束	FC	利用 SA 指数衡量企业融资约束
交互项	Reform×FC	“营改增”与融资约束的交互项
负债水平	Loan	(短期借款+一年内到期的非流动负债+长期借款+应付债券)/总资产
盈利能力	ROE	净资产收益率,净利润/所有者权益
高管持股比例	Exhold	高管持股比例
企业所得税	TAX	企业当期缴纳企业所得税
产权性质	SOE	公司实际控制人为国有时取 1,否则为 0

3 实证分析结果

3.1 描述性统计分析

表 3 列出了样本观测值的描述性统计分析结

果。从表 3 可以看出专利数量在 0 到 6.227 之间波动,而它的平均值为 2.481,标准差为 1.380,这表明信息技术服务业企业创新产出并不多,需要加强

注:①在文献[11]、[12]的研究基础上,首先根据各个企业的财务状况将其融资约束的程度分为五种类型,然后根据 Ordered Probit 模型进一步估算出 SA 指数的计算公式。计算公式为: $-0.737 \times size + 0.043 \times size^2 - 0.04 \times Age$ 。

企业创新。Reform 的均值为 0.500, 标准差为 0.500, 符合现实情况。融资约束的 SA 指数平均值为 -3.289, 标准差为 0.322, 这表明企业面临较大的融资约束, 且企业之间融资约束程度并没有较大的波动。企业所得税的波动范围是: -12.313~207.202, 其平均值为 16.496 而且其标准差也较大, 这说明所选取的信息技术服务业企业经营状况差距较大, 企业所得税缴纳多少对创新的影响不可忽视。

表 3 描述性统计

	Mean	Std. Dev	Min	Max
LnPatent	2.481	1.380	0	6.227
Reform	0.500	0.500	0	1
FC	-3.289	0.322	-4.117	-2.276
Reform×FC	-1.763	1.712	-4.117	0
Loan	0.095	0.101	0	0.432
ROE	0.101	0.239	-0.244	3.781
Exhold	0.035	0.065	0	0.363
TAX	16.496	26.244	-12.313	207.202
SOE	0.116	0.321	0	1

3.2 模型回归结果

我们对模型(1)和(2)进行回归分析, 进而得到各个变量相对应的系数(见表 4)。从表 4 我们可以看出 Adj-R² 均在 30% 以上, F 值都在 1% 以下水平显著, 这说明检验模型的拟合效果较好。

从表 4 模型(1)中我们可以看出代表企业实行“营改增”的系数为 0.779, 且该系数在 1% 的显著性水平下显著异于 0, 这表明我国实行这一税制改革会加快企业开展自主创新活动, 提高自身的竞争优势, 促进企业更好更快的发展, H1 得到验证。

从上述模型(2)中我们可以看出在加入融资约束以及“营改增”与融资约束交互项这两个变量后, 模型(1)中的相关系数发生相应改变。Reform 系数为正, 且在 5% 显著水平下显著, 这表明考虑企业在进行创新活动面临融资约束时, “营改增”这一税制改革仍对企业创新具有促进作用。FC 的系数为 -0.665, 而且该系数在 5% 显著水平下显著, 这与已有研究结果一致, 即融资约束会抑制企业创新。Reform×FC 相应系数为 0.695, 至少在 10% 显著水平下显著, 这表明“营改增”会缓解企业因面临融资约束对创新活动产生的抑制作用。因为企业创新需要大量的资金投入, 资金由内部融资和外部融资获取, 由于企业创新风险性较大且抵押性较差, 所以外部融资比较困难。而

“营改增”的实行使得企业创新设备的更新支出等作为进项税额抵扣, 进而企业所需缴纳税金得到减少。并且“营改增”中提出许多对企业创新的优惠政策, 例如: 减税、免税等, 这都会促进企业的创新, 从而缓解融资约束对企业创新的抑制作用, H2 得到证实。

表 4 模型的线性回归分析结果

变量	(1)	(2)
Reform	0.779*** (5.23)	3.000** (2.11)
FC		-0.665** (-2.29)
Reform×FC		0.695* (1.66)
Loan	0.675 (0.88)	0.533 (0.68)
ROE	-0.413*** (-3.86)	-0.441*** (-4.08)
Exhold	-1.561* (-1.74)	-1.485 (-1.49)
TAX	0.024*** (9.73)	0.023*** (9.97)
SOE	0.297 (1.37)	0.334 (1.56)
Constant	1.686*** (13.20)	-0.403 (-0.43)
Adj-R ²	0.345	0.355
F 检验	32.11***	27.67***

注: **、* 和 * 表示系数在 1%、5% 和 10% 水平显著; 括号内为 t 值; 被解释变量为企业创新数量 LnPatent。

3.3 稳健性检验

在本文的研究中, 我们对企业创新所选取的替代变量为企业当年获批的专利数量即有效的专利数量, 而企业从提交专利申请到获得国家批准需要经历一段时间, 这使得我们的研究结果存在一定的滞后性。为此, 在稳健性分析中, 我们将企业创新的替代指标调整为企业当年提出申请的专利数量。这样, 本文上述分析中选用的企业创新衡量指标专利数量的计算方式变为: 企业当年提交申请的发明专利和实用新型专利数量之和, 并将其加 1 进而取对数, 我们将这一变量命名为 VLnPatent。此外, 本文还引入另一解释变量: 专利质量, 并用这一变量对上述研究结果再次进行稳健性分析。专利质量的计算方式为: 企业当年提交申请的发明专利数量, 加 1 取自然对数, 我们将这一变量命名为 VLnPatent1。在此基础上, 使用本文上述研究数据, 对模型(2)分别进行回归分析, 得到以下结果(见表 5)。

从表 5 中, 我们可以看出以企业当期提交申请的专利数量和专利质量作为被解释变量进行分析得到的各个指标相对应的分析结果。“营改增”指标相对应的系数均显著为正, 这与上述分析结果一致。“营改增”与融资约束的交互项的估计系数分别为 1.210 和 1.249, 且均在 5% 水平上显著, 比本

文前述分析显著性更强。这表明本文的结论通过了稳健性检验。

表 5 稳健性检验结果

变量	VLnPatent	VLnPatent1
Reform	3.626** (1.98)	3.700** (2.09)
FC	-0.778** (-2.24)	-1.085*** (-3.33)
Reform×FC	1.210** (2.19)	1.249** (2.32)
Loan	0.585 (0.64)	0.622 (0.73)
ROE	0.288* (1.64)	0.365* (1.88)
Exhold	-1.379* (-1.17)	-1.080 (-0.99)
TAX	0.023*** (8.44)	0.025*** (8.90)
SOE	0.303 (1.20)	0.128 (0.47)
Constant	-0.794 (-0.73)	-2.030** (-2.03)
Adj-R ²	0.224	0.267
F 检验	16.42***	19.60***

注：***、**和*表示系数在1%、5%和10%水平显著；括号内为t值；被解释变量分别为企业创新数量VLnPatent和企业创新质量VLnPatent1。

4 研究结论和政策建议

4.1 研究结论

本文以我国信息技术服务业上市公司作为研究对象,选择其2010—2015年的相关数据作为研究数据,对“营改增”与企业创新的关系进行实证分析,发现:①“营改增”可以减少企业创新成本、增加创新投入,促进企业自主创新;②虽然融资约束会阻碍企业创新活动的进行,但是“营改增”可以有效缓解融资约束对于企业创新的抑制作用。

由于“营改增”在2016年5月1日才全面实施,所以本文仅选取了信息技术服务业为例进行“营改增”对企业创新的影响研究,而没有将房地产业、生活服务业等纳入实行这一税制改革时间较短的行业作为研究对象。在以后的研究中需要将“营改增”的各个行业全部作为研究对象进行综合分析,使得研究结论更具有普遍意义。

4.2 政策建议

“营改增”从避免企业重复征税和进项税额可以抵扣两个方面减轻了企业税负,降低了企业创新活动购进固定资产和设备更新等创新成本,从而促进企业创新。但是,在企业创新活动过程中,有些上游企业存在财务管理不规范等问题,造成企业进项税额无法抵扣,进而无法减少创新成本促进企业创新。基于此,企业进行创新活动购进或更新设备时,要尽量避免零散采购;选取合作供应商时,多与企业易于获得增值税专用发票的商家合作,以便可以进行进项税额

的抵扣,从而减少创新成本。从长远考虑,国家要制定相关政策,完善进项税抵扣链条,改善市场环境,从根本上解决进项税额抵扣难的问题,进而促进企业创新。

融资约束会阻碍企业自主创新能力的提升,进而使得企业丧失竞争优势,抑制企业又好又快发展,但是本文发现“营改增”中的相关优惠政策可以有效缓解这一现象,促进企业创新。所以,企业要抓住机遇,充分享受减征、免征等税收优惠,最大限度地减少融资约束对企业创新的阻碍。例如,2016年李克强总理提出的对企业研发费用加计扣除政策要加以完善,其中包含扩大可扣除研发活动的范围、增加可扣除费用项目等。这些政策的提出和改善使得企业提高对自主创新的认知,自愿增加创新投入、加大研发力度促进创新。企业要全面了解相关政策,并在了解的基础上充分利用,最大程度的减少创新成本,促进企业创新。除此以外,企业经营者不仅要提高信息披露意识,加强企业信息披露水平;还要加强对创新研发资金的管理力度,制定合理的管理机制对创新投入进行合理的监管和调控。这样既可以使得企业创新活动资金得到合理使用,减少资金浪费,而且还可以让投资者更加清楚了解企业创新活动情况,有利于他们进行选择投资,从而使得企业创新活动拥有更多的资金支持,达到促进创新的目的。

参考文献

- [1] 许景婷,张兵,张家峰,黄瑜春. 税收激励企业技术创新能力提升的效应研究——基于江苏省上市公司的微观数据分析[J]. 科技管理研究,2012,32(10):1—4,24.
- [2] 杨洋,魏江,罗来军. 谁在利用政府补贴进行创新?——所有制和要素市场扭曲的联合调节效应[J]. 管理世界,2015(1):75—86,98,188.
- [3] 刘放,杨笋,杨曦. 制度环境、税收激励与企业创新投入[J]. 科技与产业,2016,28(2):61—73.
- [4] 安同良,周绍东,皮建才. R&D补贴对中国企业自主创新的激励效应[J]. 经济研究,2009(10):87—98,120.
- [5] 崔淑芬,孙立恒. “营改增”对中小企业税收遵从成本的影响研究[J]. 财会通讯,2017(11):109—113.
- [6] 任爱华. “营改增”促进企业科技创新效应研究——以河北省为例[J]. 会计之友,2014(36):74—76.
- [7] 张本照,逯婧. “营改增”能改善上市公司研发投入吗——基于沪深交易所创新型试点企业的实证分析[J]. 科技与产业,2015(2):27—31.
- [8] 龚强,王璐颖,蔡东玲. “营改增”对企业创新的影响研究[J]. 浙江社会科学,2016(8):41—47,59,157.
- [9] 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[J]. 管理世界,2009(5):17—24,35.

- [10] 刘莉亚,何彦林,王照飞,程天笑. 融资约束会影响中国企业对外直接投资吗? ——基于微观视角的理论和实证分析[J]. 金融研究,2015(8):124—140.
- [11] HADLOCK J,PIERCE J. New evidence on measuring financial constraints:moving beyond the KZ index[J]. Review of Financial Studies,2010,23(5):1909—1940.
- [12] KAPLAN S N,ZINGALES L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. Quarterly Journal of Economics,1997,112(1):169—215.
- [13] KOH P S,D M REEB. Missing R&D[J]. Journal of Accounting and Economics,2015,60(1):73—94.
- [14] 穆达. 税收激励真的能促进企业创新吗? [D]. 呼和浩特:内蒙古大学,2015.
- [15] 倪静洁,万红波. “营改增”对制造业上市公司绩效的影响——基于产业融合的视角[J]. 会计之友,2016(21):13—19.
- [16] 周泽敏. 论营改增对企业科技创新影响[J]. 财会学习,2017(2):155—156.

Does Transformation from BT to VAT Promote or Restrain the Enterprise Innovation

——Take IT service industry as an example

CAO Shi-wen, ZHANG Ying-ming

(Jiangsu Normal University,Xuzhou Jiangsu 221116,China)

Abstract: Reforming business tax(BT) as value-added tax(VAT) is a major institutional innovation, which not only will reduces the company's tax burden, but also works in concert with China's majors strategy such as the change of economic development mode, innovation-driven development and so on. It has great significance and plays important role. This paper takes the listed companies of information technology service as the research objects and chooses the corresponding data from 2010 to 2015 as the research sample, studying the relationship between "BT to VAT" and enterprise innovation from the perspective of financing constraints with the model of multiple regressions. The study found that "BT to VAT" can promote independent innovation, and alleviate the inhibitory effect of financing constraints on enterprise innovation.

Key words: BT to VAT; enterprise innovation; financing constraints

(上接第 45 页)

- [5] Y QU,T QU,Y WU. The role of regional formal institutions and foreign direct investment in innovation in Chinese enterprises[J]. Asia Pacific Business Review,2015,23(1):1—17.
- [6] V SIVALOGATHASAN,X WU. The effect of foreign direct investment on innovation in South Asian emerging markets [J]. Global Business & Organizational Excellence, 2014,33(3):63—76.
- [7] 雷权勇. FDI 对国内高技术产业影响研究——基于 feder 模型及 2003—2013 年经验数据分析[J]. 中南林业科技大学学报,2014,8(5):63—68.
- [8] 肖伟. FDI 对江苏高技术产业技术进步影响的实证检验[J]. 中国商贸,2015(1):124—127.
- [9] Y WANG,X PAN. Does technological diversification matter for regional innovation capability? evidence from China[J]. Technology Analysis & Strategic Management,2016,28(3):323—334.
- [10] 李成刚,严志辉,孙旭东. 不同来源 FDI 对中国企业创新能力的溢出效应研究——基于地区与行业层面的分析[J]. 重庆大学学报,2007,13(6):6—10.
- [11] 夏京文,李驰. FDI 影响我国内资高技术产业竞争力的实证分析[J]. 科学学与科学技术管理,2009(5):18—22.
- [12] 陈雷,王正明,丁玲玲. FDI 技术外溢效应研究——以高技术产业为例[J]. 江苏商论,2014(8):57—60.
- [13] 易丹辉. 数据分析与 Eviews 应用[M]. 北京:中国人民大学出版社,2008:294—323.
- [14] 唐勇,龚新蜀,卢豫. FDI 技术溢出、人力资本积累与区域自主创新能力提升——基于中国四大经济区的面板数据分析[J]. 工业技术经济,2013(11):122—130.

Research on the Relationship between FDI and Technology

Innovation in China's High-tech Industry

——Based on 2005—2014 provincial panel data

ZENG Xiao-feng, WANG Ming-liang

(School of Economics and Trade,Guangdong University of Technology,Guangzhou 510520,China)

Abstract: Since reform and opening up, China has attracted a large number of foreign direct investment, hoping to enhance the domestic technological innovation capability. However, in the current context, China's goal of improving technological innovation through FDI has been achieved? China's regional high-tech industries need to need foreign investment? And other issues worthy of our in-depth study. The empirical results show that the impact of FDI on the high-tech industry in eastern China is positive and the negative impact on other regions is negative. Therefore, it should be based on the development of high-tech industries in various regions of China, the implementation of differentiated investment strategy to strengthen the accumulation of knowledge, human capital construction, and promote the development of high-tech industries in the region.

Key words: FDI; technological innovation; high-tech industry