

制度环境、人力资本分配与服务企业创新

——基于世界银行中国服务企业调查的经验研究

李杏,侯佳妮

(南京财经大学 国际经贸学院,江苏 南京 210023)

摘要: 基于中国转型经济下独特的制度环境,利用世界银行2012年公布的中国服务企业微观数据,从学历结构和性别结构角度考察了人力资本分配对服务企业创新的影响以及制度环境的调节作用。研究结果表明,人力资本学历结构的改善对服务企业创新有明显促进作用,人力资本性别结构的作用则不明显;制度环境方面,非正常支付削弱了人力资本学历结构对服务企业创新绩效的正面影响,而政府干预、法律保护程度以及金融发展水平未发挥调节作用。进一步分析显示,对于生产性服务业而言,制度环境的调节作用更为明显。为此,需进一步增加有利于创新的制度供给,营造公开透明的营商环境,进而充分发挥人力资本分配对服务企业创新的促进作用。

关键词: 制度环境;人力资本分配;服务企业创新;调节作用

中图分类号: F272.7 文献标识码: A 文章编号: 1672-6049(2018)05-0001-11

一、引言与文献综述

近年来,中国已经进入经济发展新常态,“供给侧结构性改革”引领的产业发展方式进入重大战略调整期,中国经济正由高速增长阶段转向高质量发展阶段。2017年服务业比重上升至51.6%^①,成为经济增长主动力。企业作为市场的主体,通过持续的创新以提升核心能力来追求产出的长期增长,是一个国家或地区实现经济健康稳定发展的基础,也是国民高品质生活水平稳步提升的前提。党的十九大明确提出“建立以企业为主体、市场为导向、产学研深度融合的技术创新体系,加强对中小企业创新的支持。”在新经济增长理论中,人力资本是影响技术进步和经济增长的重要因素,也是研究企业创新能力的重要理论^[1]。但人力资本具有内在的异质性,不同性别和学历的人力资本对于企业创新的作用也存在区别。同时,理性的企业家会根据经济环境来权衡各种经济活动的收益和成本,选择自身利益最大化的活动作为对现有制度环境的一种回应^[2]。服务业具有典型的制度密集型特征,尤其是在我国目前特殊的转型经济的制度环境下,存在政府对经济活动管制的独特性,因此制度环境的差异可能会影响人力资本对服务企业创新的效果。那么,人力资本分配与服务企业创新有何关系?这种关系是否会受到制度环境的影响?对上述问题的回答不仅可为人力资本如何有效促进服务业创新提供理论依据,而且在政策实践

收稿日期:2018-09-08;修回日期:2018-10-07

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71773047);江苏省社会科学基金重点项目(18EYA004);江苏省高校哲学社会科学基金重点项目(2012ZDIXM025);江苏省研究生科研与实践创新计划项目(KYCX17_1112)

作者简介:李杏(1971—)女,江苏徐州人,南京财经大学国际经贸学院教授,管理学博士,香港中文大学社会科学院博士后,研究方向为国民经济;侯佳妮(1994—)女,四川绵阳人,南京财经大学国际经贸学院硕士研究生,研究方向为经济发展战略与产业规划。

①数据来源:国家统计局网站(http://www.stats.gov.cn/zjtc/zfx/ggk40n/201809/t20180910_1621829.html)。

中可为政府优化营商环境提供理论依据,因此具有重要的理论价值和现实意义。

现有文献在制度环境、人力资本与企业创新的关系这一问题上已经积累了不少研究成果,这些文献的研究主题主要集中在两个方面。一是关于人力资本与企业创新的关系及其内部影响机制。Nelson and Phelps^[3]通过建立理论模型发现人力资本是影响世界前沿技术扩散和收敛的重要因素,较高的人力资本水平可以促进一国对先进技术的吸收与利用。Grossman and Maggi^[4]、Grossman and Helpman^[5]的研究结果显示若两国技术相同而人才分配不同,那么两国中拥有更多异质性劳动力的国家将倾向出口以人力资本替代性为特征的商品并更具有比较优势。但是目前学界关于人力资本与企业创新关系的探讨主要集中于制造业。其中部分文献分别从学历结构和性别结构的角度探讨人力资本与企业创新的关系。学历结构方面,Foster and Rosenzweig^[6]从微观角度入手的研究发现,受过良好教育的工人在采纳和利用新技术方面具有相对优势。Vandenbussche *et al.*^[7]认为对于发达国家而言,高等教育人力资本而非人均人力资本存量是技术创新的重要推动力量。性别结构方面,Weick^[8]认为性别差异有助于创新,它可以使管理者们在无论意见是否统一的情况下更有效率地达成共同目标。此外,曾萍和邬绮虹^[9]、陈宝杰^[10]、李长娥和谢永珍^[11]都以中国上市企业为研究对象,探讨了女性高管对企业技术创新的影响。其中,曾萍和邬绮虹^[9]和陈宝杰^[10]认为女性高管对企业技术创新具有显著的促进作用,李长娥和谢永珍^[11]却发现女性董事对公司技术创新没有显著影响,而区域经济发展水平对女性董事与公司创新投入的关系有正向调节作用。二是关于制度环境对企业创新的重要作用。制度环境包括法律、政府、市场等与企业经营密切相关的因素^[12],通常通过作用于创新资源的配置效率而影响企业的创新活动。现有文献大多以知识产权保护水平作为代理变量考察制度环境与企业创新活动的关系,但所得到的结论并不一致。Sakakibara and Branstetter^[13]以单一国家为样本,发现加强专利保护力度对创新所起的激励作用很小,陈国宏和郭强^[14]利用我国1991—1996年的统计数据也得出了相似结论。但李慧^[15]的研究结果却表明,知识产权保护程度的提高能够增强企业自主创新产出收益。

现有文献考察了制度环境、人力资本与企业创新的关系,并提供了广泛的经验证据,但仍然存在以下三个方面的不足。第一,在研究主题方面,多数文献仅探讨了单一制度环境因素的影响,较少关注不同类型的制度环境对企业创新的作用,如政治制度、政府干预程度以及金融环境等因素对企业创新的影响。第二,在理论分析方面,鲜有学者将人力资本的性别结构和学历结构同时纳入一个整体框架来分析人力资本分配对企业创新的影响,也未探究制度环境与人力资本如何共同作用于企业创新。第三,在研究视角方面,大部分文献都是围绕宏观层面展开,研究对象以制造业为主,针对微观企业的研究则较少。然而企业作为创新主体,具有内在的异质性,不同类型的企业受人力资本的影响不尽相同。尤其是服务业企业比传统制造业企业面临更加严重的人力资本约束,因而从企业层面的微观视角研究企业创新问题尚不充分。基于此,本文的创新主要体现在以下三个方面:(1)强调人力资本的异质性,将人力资本学历结构和性别结构同时纳入分析框架,考察人力资本分配对服务业企业创新的作用,有助于理解人力资本与产出的不确定性关系;(2)强调制度环境的作用,将制度环境、人力资本分配和创新纳入统一框架进行分析,探究不同制度环境下人力资本分配与服务业企业创新的关系;(3)针对大部分研究从宏观层面研究该问题的现象,本文采用世界银行2012年公布的中国服务业企业调查数据,从微观层面探讨人力资本分配对企业创新的影响,以及制度环境在两者关系中的作用。

在接下来的部分,本文将作如下安排:第二部分进行理论分析并提出研究假设;第三部分是变量选取与数据来源;第四部分是实证分析结果及讨论;最后给出结论与政策建议。

二、理论分析与研究假设

(一) 人力资本分配与服务业企业创新

人力资本作为“个人拥有的能够创造个人、社会和经济福祉的知识、技能、能力和素质”,无疑是影响经济增长的重要因素^[16],也是发展中国家实现经济赶超的强劲引擎。资源基础观认为,不可复制的、有价值的、不易模仿的稀缺资源能够给企业带来持久的竞争优势,并能不断提升包括创新绩效在内的企业长期绩效。人力资本是由长期的学习和经验积累而成,掌握了核心的技能与知识,因此具有很强的专用性,对于特定岗位或企业而言极具价值和独特性,对于其他企业则是难以模仿和复制的。

冉茂盛和毛战宾^[17]认为,要素功能和效率功能是人力资本的两大功能,要素功能是指人力资本存量的增加会造成其他生产要素的集聚,意味着人力资本存量高的产业可以获得使资源集聚到该部门的比较优势,而效率功能是指人力资本作为技术进步的载体,会通过“干中学”和知识外溢诱发技术创新,对提高生产率有积极影响。相对而言,学历更高的人力资本具有更强的技术吸收能力。由于服务业大多具有人力资本密集型特点,人力资本的学历结构对企业创新的影响应该更为显著。据此,可提出第一个待检验的理论假设:

H1a: 在控制其他影响因素的条件下,人力资本学历结构的改善会促进服务业企业创新。

据统计,2015年我国服务业女性就业人数占比已达43.26%^①,且近年来不断上升,表明我国服务业就业市场中的性别结构正在逐渐改善。李杏等^[18]的研究表明,婚姻市场上的男女性别结构会对子女性别比产生影响。与男性相比,女性具有的细心、敏锐与擅长情感表达等独特性格特征使得女性的参与能够带来企业性别结构的改善,促进企业良好团队氛围的形成,从而有利于企业内部合作,进而提高企业的经济效益。Christiansen *et al.*^[19]的研究表明,高科技及知识密集型行业内的性别多样性对企业生产率会产生正向影响。对于性意识发展成熟的人而言,异性带给其特定行为的促进作用会比同性更强。同时,性别也是高管团队异质性的主要内容。Srivastava and Lee^[20]认为,企业高管团队异质性越强,其成为行业领导者而非跟随者的可能性越大,越容易比竞争对手更快地推出新产品。另外,企业高管的多样性有助于匹配潜在顾客的多样性,因此董事会或高管团队的女性成员有利于企业更好地理解市场和顾客。Hillman and Dalzie^[21]的研究认为,性别多样性程度高的企业给劳动力市场和产品市场传递了更为积极的信号。据此,可提出第二个待检验的理论假设:

H1b: 在控制其他影响因素的条件下,人力资本性别结构的改善会促进服务业企业创新。

(二) 制度环境、人力资本分配与服务业企业创新

以诺斯为代表的新制度经济学家认为,任何经济增长过程都是在一定的制度环境和制度安排下发生的,不可能脱离制度背景而独立存在^[22]。在服务经济时代,由于经济活动围绕着提供的服务产品进行,具有无形性、多样性和信息不对称性的特点,出现道德风险和逆向选择的可能性更大。与工业经济相比,服务经济要求更加完善的制度环境。当前我国各种宏、微观体制正处于转轨时期,作为制度密集型产业,服务业的发展必然会受到国内制度环境变革的影响,相关制度的“缺位”将成为促进我国服务业企业创新的“瓶颈”。

对于企业而言,创新是产出,制度环境和人力资本可视为两种投入要素。这两种要素不仅直接对创新产生影响,更重要的是,它们之间的要素质量匹配情况也会对创新产生重要作用。人力资本作为企业的一项无形资产,在劳动力市场上存在人才和企业的双向选择,因此人力资本具有较强的流动性。而且学历越高、经验越多的人才往往在劳动市场上具有更大的选择权。就人力资本与制度环境的匹配情况而言,通常来说,越是高端化的人才,对制度质量的要求相应就会越高。这种要素质量匹配性的需求主要有两个来源:一是需求层次的变化。越是学历高、专业性强的人力资本,其需求层次也相对较高,就越看重实现自我价值的高层次需求。若没有相对完善的制度环境,人力资本受尊重和自我实现的需求不能被满足,就无法充分激励人力资本创新的热情,进而无法实现人尽其用。举例而言,若政府对服务业企业的干预程度过高,难免会造成企业获取资源的自由度和渠道减少,导致企业高学历人才的流失,进一步抵消人力资本分配的改善对服务业企业创新的促进作用,并且研发产出存在技术溢出现象,容易引发同行业竞争者的“搭便车”行为。因此,完善的法律制度尤其是产权保护制度有助于保护创新成果,在很大程度上使得企业能吸引更多优质人才,完善人力资本分配。相反,在缺乏严格产权保护和法律制度的环境中,由于市场信息不充分和竞争机制失效,人力资本分配的改善对服务业企业创新的促进作用不但无法从制度非完善市场得到有效反馈,而且还可能遭受竞争对手“搭便车”行为带来的损害,使得人力资本分配的改

^①数据来源《2016年中国劳动统计年鉴》。

善对企业创新的促进作用减弱。据此,本文提出如下两个假说:

H2a: 在控制其他影响因素的条件下,制度环境的改善有助于促进服务业企业创新。

H2b: 在不同的制度环境下,人力资本分配对服务业企业创新的影响存在差异。

三、变量选取与数据来源

(一) 变量选取

1. 被解释变量: 服务业企业创新。衡量企业创新活动通常可以从投入和产出两个方面考虑,前者一般用研发支出衡量,后者一般用新产品销售收入衡量。考虑数据可得性并参考许和连和成丽红^[23]的研究,本文以调查问卷中“企业在2011年是否有新产品或服务推出”和“企业的新产品或服务的销售收入占总收入的比重”作为创新倾向(*New_prod*)和创新绩效(*lnInno_rev*)的代理变量,从产出角度衡量企业创新。

2. 核心解释变量: 人力资本分配。本文从学历和性别两个角度分别衡量企业的人力资本分配特征,前者一般以受教育年限^[24]或者学历程度^[25]表示,后者一般以女性员工占全体员工人数的比例表示^[26]。考虑到服务业的从业特征,本文选取问卷中完成高中教育及以上的员工人数占总人数的比例(*lnH_high*)来衡量人力资本学历结构,并取自然对数。性别结构方面,采用对数化的女性员工比例(*lnH_female*)这一指标来衡量。

3. 调节变量: 制度环境。本文所研究的制度环境指企业的外部制度环境,具体包括:①政府干预程度(*Gov_reg*),通过调查问卷中对“企业主要管理者花在与政府部门和官员打交道的的时间占其工作时间的比重”的回答而得,该比重越大表示政府对企业的干预程度越大;②企业非正常支付(*Infor_pay*),通过调查问卷中“企业向政府官员的非正常支付占年销售额的比重”进行衡量,该比重越大表示企业行贿腐败的程度越高;③法律保护程度(*Leg_envir*),通过调查问卷中“法律在多大程度上对企业的运营形成障碍”进行衡量^①;④金融发展水平(*Finance*),由问卷中“融资在多大程度上对企业的运营形成障碍”进行衡量^②。

4. 控制变量。结合许和连和成丽红^[23]的研究,本文将企业规模、企业年龄、高管工作经验、企业贷款情况和企业类型纳入控制变量。为了避免地区因素对企业创新产生影响,本文还引入地区虚拟变量。其中:企业规模(*lnsize*),使用对数化的员工人数来表示;企业年龄(*lnage*),采用对数化的观测年度与企业开始经营年度之差来衡量;高管工作经验(*lnexe_exp*),根据调查问卷中“高管有多少年的工作经验”获得,并取自然对数;企业贷款情况(*loan*),利用调查问卷中“企业在2011年度是否有银行贷款”,有取1,反之取0;企业所有制类型(*own*),按照我国《中外合资企业经营法》规定,

表1 变量的名称及含义

变量类型	一级变量	二级变量	基础指标
被解释变量	企业创新	企业是否有创新	<i>New_prod</i>
		新产品或服务销售收入占总收入的比重	<i>lnInno_rev</i>
核心解释变量	人力资本分配	人力资本学历结构	<i>lnH_high</i>
		人力资本性别结构	<i>lnH_female</i>
调节变量	制度环境	政府干预程度	<i>Gov_reg</i>
		企业非正常支付	<i>Infor_pay</i>
		法律保护程度	<i>Leg_envir</i>
		金融发展水平	<i>Finance</i>
控制变量	企业基本情况	企业规模	<i>lnsize</i>
		企业年龄	<i>lnage</i>
		高管工作经验	<i>lnexe_exp</i>
		贷款情况	<i>loan</i>
		企业类型	<i>own</i>
		地区	<i>city</i>

①在2012年的问卷调查中对“法律在多大程度上对企业的运营形成障碍”进行打分,从0到4表示无阻碍到严重阻碍。本文分别用100%、80%、50%、20%、0%来替换,数值越大表示企业受法律保护程度越高。

②在2012年的问卷调查中“融资在多大程度上对企业的运营形成障碍”进行打分,从0到4表示无阻碍到严重阻碍。本文分别用100%、80%、50%、20%、0%来替换,数值越大表示金融发展水平越高。

外资股份占比大于 25% 的企业属于外资企业, 将内资企业按照股份大小划分为国有、民营和其他, 将上述四种所有制形式的虚拟变量作为控制变量; 地区虚拟变量(*city*), 若企业处于一线城市则取 1, 反之取 0。本文主要变量的名称及含义如表 1 所示。

(二) 数据来源

本文数据来源于 2012 年世界银行联合中国国家统计局对中国企业开展的“China Enterprise Survey”统计调查。该调查涵盖中国 25 个城市共计 1000 家服务业企业 2009—2012 年期间的相关数据, 内容涉及运输、批发、零售等 7 个行业。本文删除了所涉及变量存在数据值异常或缺失的样本, 并剔除了员工数小于 5 的样本企业^①, 样本总量为 927。表 2

表 2 变量的描述性统计

变量名称	指标	mean	sd	min	p50	max
创新倾向	<i>New_prod</i>	0.46	0.50	0	0	1
创新绩效	<i>Inno_rev</i>	0.14	0.21	0	0	1
人力资本学历结构	<i>H_high</i>	74.58	27.28	0	80	100
人力资本性别结构	<i>H_female</i>	0.40	0.21	0	0.38	1
政府干预程度	<i>Gov_reg</i>	1.46	6.29	0	0	100
企业非正常支付	<i>Infor_pay</i>	0.16	1.55	0	0	30
法律保护程度	<i>Leg_envir</i>	0.95	0.10	0.20	1	1
金融发展水平	<i>Finance</i>	0.87	0.16	0.20	1	1
企业规模	<i>lnsize</i>	16.09	1.72	4.61	15.96	23.03
企业年龄	<i>lnage</i>	7.60	0	7.54	7.60	7.61
高管工作经验	<i>lnexe_exp</i>	2.64	0.48	0.69	2.71	3.91
贷款情况	<i>loan</i>	29	3.67	0	14	52
	<i>state</i>	0.07	0.26	0	0	1
企业类型	<i>foreign</i>	0.03	0.16	0	0	1
	<i>private</i>	0.84	0.37	0	1	1
地区	<i>city</i>	0.34	0.16	0	0	1

报告了本文主要变量的描述性统计情况。从中可以看到, 企业创新倾向的均值为 0.46, 标准差为 0.50, 这说明对样本企业而言有 46% 的概率推出新产品或服务, 且企业之间差异较大, 一定程度上反映了服务业企业总体进行创新的意愿和倾向有待提高; 创新绩效的均值为 0.14, 这说明, 平均而言, 服务业企业推出的新产品或服务的销售收入只占总收入的 14%, 由此可见创新绩效水平较低; 解释变量人力资本学历结构的均值为 74.58, 标准差为 27.28, 表明样本内服务业企业完成了高中及以上教育的员工占比为 74.58%, 但是企业之间差异较大, 这可能是由于服务业种类繁多, 企业对员工学历的要求也不尽相同; 人力资本性别结构的均值为 0.40, 标准差为 0.21, 这说明, 平均而言, 服务业企业女性员工占总人数的比重为 40%, 但各企业之间差异较大。

四、实证分析结果及讨论

(一) 人力资本分配与服务业企业创新: 实证分析

根据前文的理论分析, 为检验假设 H1a 和 H1b, 构建如下模型(1)和(2), 考察人力资本分配对服务业企业创新是否具有显著影响。

$$New_prod_i = \beta_0 + \beta_1 \ln H_high_i + \beta_2 \ln H_female_i + \beta_3 X_i + \mu_i \tag{1}$$

$$\ln Inno_rev_i = \beta_0 + \beta_1 \ln H_high_i + \beta_2 \ln H_female_i + \beta_3 X_i + \mu_i \tag{2}$$

其中, *New_prod_i* 代表服务业企业的创新倾向, *lnInno_rev_i* 表示服务业企业的创新绩效。解释变量 *lnH_high_i* 和 *lnH_female_i* 分别表示服务业企业的学历结构和性别结构, 系数 β_1 和 β_2 分别衡量企业人力资本学历结构和性别结构对企业创新的影响。*X_i* 表示一系列控制变量, 包括企业规模、企业年龄、高管工作年限、贷款情况、地区和企业类型。另外, 由于服务业企业创新倾向 *New_prod_i* 为二值变量, 因此采用 probit 模型进行估计。同时, 考虑到在以新产品销售收入占比 *lnInno_rev_i* 为因变量的情况下可能存在样本自选择影响, 因此采用 Heckman 两阶段估计方法进行回归分析, 将竞争强度 *competition_i*

^①由于涉及服务业企业创新绩效的测算, 而在制造业企业创新绩效的估计中, 学者们一般剔除了从业人员小于 10 的样本企业, 但考虑到服务业企业规模要小于制造业企业的规模, 因此, 本文只剔除了从业人员小于 5 的样本企业。

作为识别变量 结果如表 3 所示。

结果显示,一方面,在以新产品生产为因变量衡量服务业企业创新的情况下,人力资本学历结构的影响系数在(1)、(2)列中分别为0.006和0.005,差异不大且显著,说明人力资本学历结构的改善能明显促进服务业企业创新。人力资本性别结构的系数也为正,且在第(2)列中显著,说明人力资本性别结构的改善在一定程度上对企业创新有促进作用。另一方面,在以新产品销售收入占总收入比重为指标衡量服务业企业创新的情况下,人力资本学历结构的估计系数仍为正但并不显著,说明服务业企业人力资本学历结构的改善对于企业创新绩效的促进作用并不明显,这可能是因为样本企业中餐饮和酒店业的服务业企业数量占据了约16%的比重,对于这类劳动力密集型的生活性服务业,对学历程度较低的劳动力需求比生产性服务业更大。学历程度较高的员工可能会增加企业成本,从而降低企业通过推出新产品或服务可获得的利润,使得总样本表现出学历结构的优化不会明显提高服务业企业创新绩效的特点。人力资本性别结构的影响系数为负且显著,说明对于样本总体而言,女性人数比例的增加反而抑制了服务业企业创新绩效的增长,可能的原因包括以下两点:首先女性较为惧怕竞争性环境,而服务业尤其是女性相对集中的生活性服务业又是竞争激烈的行业,因此女性的表现可能相对低效;其次,对于管理层而言,根据中国企业联合会发布的“中国女企业家发展报告”,女企业家在进一步发展过程中所面临的主要障碍是受教育水平的局限。50%的受调查者表示缺乏现代管理知识,而28%的受教育者表示缺乏专业领域的技

表 3 人力资本分配与企业创新

因变量: 服务业企业创新	<i>New_prod_i</i>		<i>lnInno_rev_i</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnH_high_i</i>	0.006 ^{***} (0.002)	0.005 ^{**} (0.002)	0.002 (0.003)	0.003 (0.003)
<i>lnH_female_i</i>	0.002 (0.003)	0.006 ^{**} (0.003)	-0.007 ^{**} (0.003)	-0.005 [*] (0.003)
<i>lnsize_i</i>	0.047 (0.034)	-0.008 (0.037)	0.052 [*] (0.031)	0.049 (0.031)
<i>lnage_i</i>	-0.006 (0.049)	0.018 (0.049)	-0.018 (0.051)	-0.016 (0.052)
<i>lnexe_exp_i</i>	0.106 (0.111)	0.186 (0.117)	-0.383 ^{***} (0.113)	-0.369 ^{***} (0.120)
<i>loan_i</i>		0.659 ^{***} (0.134)		0.069 (0.187)
<i>own_i</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>city_i</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-1.668 ^{***} (0.604)	-0.538 (0.708)	3.525 ^{***} (0.845)	2.811 ^{***} (0.823)
样本量	599	587	586	586

注:括号内的数值为标准差;*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$ 。

表 4 内生性分析

因变量: 服务业 企业创新	<i>New_prod_i</i>		<i>lnInno_rev_i</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>lnH_high_i</i>	0.013 ^{***} (0.004)	0.012 ^{***} (0.004)	0.011 ^{***} (0.004)	0.009 ^{**} (0.004)
<i>lnH_female_i</i>	0.009 (0.008)	0.012 (0.008)	0.010 (0.009)	0.011 (0.009)
<i>lnsize_i</i>	0.036 (0.036)	-0.018 (0.036)	-0.008 (0.038)	-0.016 (0.037)
<i>lnage_i</i>	0.004 (0.050)	0.027 (0.051)	0.032 (0.050)	0.017 (0.050)
<i>lnexe_exp_i</i>	0.113 (0.112)	0.158 (0.112)	0.185 (0.113)	0.193 [*] (0.115)
<i>loan_i</i>		0.762 ^{***} (0.140)	0.738 ^{***} (0.146)	0.746 ^{***} (0.147)
<i>own_i</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>city_i</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-2.383 ^{***} (0.811)	-1.899 ^{**} (0.759)	-1.168 (0.815)	-1.011 (0.785)
样本量	599	587	586	586

注:括号内的数值为标准差;*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$ 。

能与知识。因此,女性人数的增加可能降低人力资本的平均学历,从而对企业的创新绩效产生负面影响。

控制变量方面,企业规模的估计系数在(1)、(2)和(4)列中均不显著,且系数的符号也不一致,说明企业规模对服务业企业的创新倾向和创新绩效的影响都不确定。这可能是由于企业规模会对服务业企业造成两方面的影响:一是企业规模越大,实力越雄厚,可用于新产品研发和设计的资源越多,此时企业规模对创新产生正面影响;二是企业规模越大,越容易出现人员冗余、机构庞杂和效率低下的情况,灵活性也较差,因此企业规模也可能对创新造成负面影响。还可以看到,企业年龄的估计系数均不显著,说明企业年龄并未对创新倾向和创新绩效产生显著影响。这可能是由于服务业内部行业存在异质性,对于一些前期投入较大的行业,如交通运输服务业等,成立时间长的企业由于积累了较多经验和技能,越有可能创新。但对于那些前期投入成本较小的行业,如IT行业,成立时间较短的企业反而更愿意进行新产品开发,利用新产品和新技术抢占市场份额。因而对于不同的服务业行业,企业年龄的影响会存在差异。第(3)、(4)列的结果显示,高管工作年限的影响系数为负且显著,说明企业高管的工作时间越长,企业的创新绩效可能越差。这可能是由于管理人员工作时间越长,更关注企业经营的稳健性,创新的动力不足,而且在创新过程中容易出现瞻前顾后、犹豫不决的情况,导致创新行为的低效。

当然,上述验证假设H1a和H1b可能存在一个关键性的约束问题,即衡量企业人力资本分配的变量与企业创新之间可能存在内生性。由于Heckman模型已经考虑了样本自选择导致的内生性,因此着重分析服务业企业创新倾向与人力资本分配的内生性问题。结合以往研究中对内生性问题的解决方法以及数据的可获得性,本文选取企业内员工技术使用情况作为人力资本学历结构的工具变量,选取2011年企业新招聘的女性职工人数比作为人力资本性别结构的工具变量对样本进行估计,检验结果如表4所示。结果显示,在控制人力资本分配与企业创新的内生性问题后,一方面,人力资本学历结构的系数仍为正且显著,但大于表3的结果,说明初步分析时低估了学历结构对企业创新倾向的影响;另一方面,人力资本性别结构的系数均为正,但不再显著,说明性别结构与企业创新之间存在显著内生性,二者的关系不明确。

(二) 制度环境、人力资本分配与服务业企业创新:实证分析

为验证假设H2a和H2b,本文构建如下模型(3)和(4):

$$New_prod_i = \beta_0 + \beta_1 \ln H_high_i + \beta_2 \ln H_female_i + \beta_3 Insti_i + \beta_4 Insti_i \times \ln H_high_i + \beta_5 Insti_i \times \ln H_female_i + \delta X_i + \mu_i \quad (3)$$

$$Inno_rev_i = \beta_0 + \beta_1 \ln H_high_i + \beta_2 \ln H_female_i + \beta_3 Insti_i + \beta_4 Insti_i \times \ln H_high_i + \beta_5 Insti_i \times \ln H_female_i + \delta X_i + \mu_i \quad (4)$$

其中, New_prod_i 代表服务业企业的创新倾向, $\ln Inno_rev_i$ 表示服务业企业的创新绩效。解释变量 $\ln H_high_i$ 和 $\ln H_female_i$ 分别表示服务业企业的学历结构和性别结构,系数 β_1 和 β_2 分别衡量企业人力资本学历结构和性别结构对企业创新的影响。 $Insti_i$ 是用来表示制度环境的调节变量。 $Insti_i * \ln H_high_i$ 和 $Insti_i * \ln H_female_i$ 分别代表制度环境与学历结构、制度环境与性别结构的交叉项,衡量制度环境对人力资本分配和企业创新关系的影响。 X_i 表示一系列控制变量,包括企业规模、企业年龄、高管工作年限、贷款情况、地区和企业类型。回归结果如表5所示。

结果显示,对于政府干预程度、企业非正常支付、法律保护程度和金融发展水平四个指标来说,只有当企业非正常支付作为制度环境变量时,制度环境对人力资本学历结构与企业创新的关系有调节作用。可以看到,第(2)列中的系数为正且显著,说明非正常支付能增强人力资本学历结构对企业创新行为的促进作用。但第(6)列中的系数为负且显著,说明非正常支付会抑制学历结构对企业创新绩效的影响。由于企业与政府的交往过程中可能会发生寻租行为,这在一定程度上会刺激企业寻求创新和变革、打破藩篱的局面,因此企业非正常支付越多,人力资本学历结构对企业创新行为的促进作用越明显。但由于非正常支付对企业而言是一种隐性成本,对企业的创新绩效有不利影响,因此非正

常支付对人力资本学历结构和企业创新绩效的关系有负向调节作用。同时结果也显示,对于政府干预程度、法律保护程度和金融发展水平的制度环境调节变量而言,其对人力资本分配与企业创新的调节作用都不明显。可能的原因是,样本的服务业企业包含生产性服务业企业和生活性服务业企业,对于不同类型的服务业企业来说,制度环境的调节作用可能存在差异,而对样本整体的回归分析结果掩盖了这种差异性。

表 5 制度环境、人力资本分配与服务业企业创新

因变量: 服务业企业创新	<i>New_prod_i</i>				<i>lnInno_rev_i</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Gov_reg</i>	<i>Infor_pay</i>	<i>Leg_envir</i>	<i>Finance</i>	<i>Gov_reg</i>	<i>Infor_pay</i>	<i>Leg_envir</i>	<i>Finance</i>
<i>lnH_high_i</i>	0.006** (0.002)	0.005** (0.002)	0.008 (0.022)	0.004 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.018)	0.004 (0.003)
<i>lnH_female_i</i>	0.006* (0.003)	0.007** (0.003)	-0.025 (0.030)	0.008* (0.004)	-0.004 (0.003)	-0.006** (0.003)	0.000 (0.024)	-0.007** (0.003)
<i>Insti_i</i>	0.009 (0.014)	0.090 (0.166)	-2.884 (2.284)	-0.891 (0.648)	0.002 (0.007)	0.208 (0.137)	0.083 (2.023)	-0.193 (0.514)
<i>Insti_i* lnH_high_i</i>	-0.003 (0.003)	0.012* (0.006)	-0.003 (0.023)	0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.019*** (0.007)	-0.001 (0.019)	-0.001 (0.003)
<i>Insti_i* lnH_female_i</i>	-0.001 (0.004)	-0.003 (0.003)	0.032 (0.031)	-0.003 (0.005)	-0.004 (0.005)	0.002 (0.004)	-0.005 (0.026)	0.003 (0.005)
<i>lnsize_i</i>	-0.010 (0.037)	-0.013 (0.037)	-0.007 (0.038)	-0.011 (0.037)	0.0430 (0.030)	0.050* (0.030)	0.050 (0.031)	0.054* (0.030)
<i>lnage_i</i>	0.008 (0.050)	0.017 (0.049)	-0.005 (0.050)	0.011 (0.049)	-0.0250 (0.051)	-0.020 (0.051)	-0.0220 (0.052)	-0.019 (0.051)
<i>lnexe_exp_i</i>	0.207* (0.118)	0.166 (0.117)	0.198* (0.118)	0.190 (0.117)	-0.342*** (0.122)	-0.367*** (0.117)	-0.371*** (0.123)	-0.381*** (0.117)
<i>loan_i</i>	0.694*** (0.138)	0.710*** (0.136)	0.688*** (0.138)	0.635*** (0.137)	0.0960 (0.195)	-0.005	0.041	0.087
<i>own_i</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>city_i</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-1.718*** (0.604)	-0.592 (0.708)	3.735*** (0.845)	2.711*** (0.823)	-2.383*** (0.811)	-1.899** (0.759)	-1.168 (0.815)	-1.011 (0.785)
样本量	599	599	599	599	586	586	586	586

注: 括号内的数值为标准差; * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

(三) 考虑异质性的进一步分析

由于样本企业存在异质性,因此人力资本分配对企业创新的影响和制度环境的调节作用也会有所差异。为进一步分析制度环境的调节作用,本文将样本企业分为生产性服务业企业和生活性服务业企业,考察制度环境对人力资本分配与生产性服务业企业创新关系的影响。根据国务院 2015 年颁布的《生产性服务业分类(2015)》,将除住宿和餐饮行业外的其余 6 个子行业定义为生产性服务业,住宿和餐饮行业定义为生活性服务业。模型设定如(3)、(4)所示。回归结果如表 6 所示。结果显示,对生产性服务业企业而言,在调节人力资本分配和企业创新行为的关系方面,政府干预程度和企业非正常支付都起到了一定作用。首先,第(1)列的结果显示,学历结构的系数、学历结构和政府干预程度的交互项系数分别为 0.008(显著)和 -0.008(显著),说明政府干预程度对学历结构与企业创新倾向的关系产生了显著的负向调节作用,即政府干预程度越大,人力资本学历结构的改善对企业创新行为的促进作用越弱。性别结构的系数、性别结构与政府干预程度的交互项系数分别为 0.003(不显著)和 0.013(显著),说明政府干预程度也会对性别结构与企业创新倾向的关系产生显著调节作用,但此时性别结构的系数不再显著,无

法判断调节作用的方向。第(2)列的结果显示,在企业非正常支付作为制度环境的变量时,性别结构及其与非正常支付交互项的系数分别为0.009(显著)和0.028(显著),说明企业非正常支付会对性别结构与企业创新倾向的关系产生正向调节作用,即企业进行的非正常支付越多,性别结构对企业创新行为的促进作用越强。企业进行非正常支付的目的一般是为了获取某种额外的利益和便利,也有可能是为了政府招标的项目和工程,因此企业在进行了非正常支付以后便会减少对某些风险的考虑和防范,有更多创新的动力。从(5)~(8)的回归结果可看出,在调节人力资本分配与服务业企业创新绩效方面,只有企业非正常支付起到了一定作用。第(6)列的结果显示,学历结构和交互项的系数分别为0.004(不显著)和-0.016(显著),说明企业非正常支付对学历结构与企业创新绩效的关系有显著调节作用,但由于此时学历结构的系数不显著,因此无法判断该种调节作用是增强还是抑制。

表6 生产性服务业企业回归结果

因变量: 服务业企业创新	New_prodi				lnInno_revi			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	Gov_reg	Infor_pay	Leg_envir	Finance	Gov_reg	Infor_pay	Leg_envir	Finance
lnH_high _i	0.008*** (0.003)	0.006** (0.003)	0.015 (0.025)	0.004 (0.003)	0.004 (0.003)	0.004 (0.003)	0.014 (0.020)	0.006* (0.004)
lnH_female _i	0.003 (0.004)	0.009*** (0.003)	-0.047 (0.033)	0.011** (0.005)	-0.003 (0.004)	-0.005 (0.003)	-0.024 (0.027)	-0.007* (0.004)
Insti _i	0.009 (0.013)	-0.039 (0.186)	-3.074 (2.482)	-0.724 (0.687)	0.003 (0.007)	0.266* (0.140)	0.360 (2.213)	0.093 (0.512)
Insti _i *lnH_high _i	-0.008*** (0.003)	-0.004 (0.008)	-0.010 (0.027)	0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)	-0.016*** (0.006)	-0.011 (0.022)	-0.002 (0.003)
Insti _i *lnH_female _i	0.013** (0.006)	0.028* (0.017)	0.059* (0.034)	-0.004 (0.003)	-0.003 (0.006)	-0.002 (0.006)	0.021 (0.030)	0.003 (0.005)
lnsize _i	-0.018 (0.039)	-0.029 (0.038)	-0.016 (0.040)	-0.023 (0.039)	0.024 (0.030)	0.032 (0.030)	0.032 (0.030)	0.032 (0.030)
lnage _i	0.034 (0.053)	0.038 (0.052)	0.009 (0.053)	0.022 (0.052)	-0.025 (0.051)	-0.021 (0.049)	-0.010 (0.051)	-0.014 (0.051)
lnexe_exp _i	0.118 (0.128)	0.092 (0.128)	0.108 (0.128)	0.103 (0.128)	-0.299** (0.122)	-0.321*** (0.117)	-0.341*** (0.121)	-0.328*** (0.123)
loan _i	0.701*** (0.152)	0.739*** (0.149)	0.701*** (0.150)	0.649*** (0.149)	0.122 (0.194)	0.027 (0.185)	0.079 (0.216)	0.083 (0.155)
own _i	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
city _i	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	-0.531 (0.748)	-0.705 (0.744)	2.299 (2.496)	0.151 (1.033)	2.994*** (0.805)	3.098*** (0.738)	2.558 (1.942)	2.664*** (0.911)
样本量	485	485	485	485	484	484	484	484

注: 括号内的数值为标准差; * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$ 。

为确保研究结论的稳健性和可靠性,本文使用樊纲等^[27]的“中国各地区市场化指数”及其二级指标“政府与市场的关系”和“法律制度环境”以及“要素市场的发育程度”下的“金融业的市场化”指标作为服务业企业注册所在省市制度环境的替代变量,各项指标得分越高代表制度环境越好。稳健性检验结果与上文实证结论基本一致,表明利用不同的变量作为制度环境的代理变量时,各检验结果是基本稳健的,说明本文的假设检验结果具有普遍性。

五、结论与政策建议

本文基于世界银行2012年发布的中国服务业企业问卷调查数据,从企业微观层面实证检验了人力资本分配对服务业企业创新的影响以及制度环境在该过程中所起的调节作用。实证结果表明,人

力资本分配对服务业企业创新存在显著影响,人力资本学历结构和性别结构的改善可以有效促进企业进行创新。进一步地,考虑到转轨经济背景下中国服务业企业外部制度环境的差异性,本文重点考察了制度环境对人力资本分配与企业创新的影响,发现制度环境对人力资本分配改善所带来的创新行为具有一定的调节效应,但该种调节效应会受到企业类型的制约。其中,企业非正常支付对人力资本学历结构与企业创新绩效的关系产生负向调节作用。对于生产性服务业企业而言,制度环境的调节作用更为明显。其中政府干预程度明显削弱了学历结构对生产性服务业企业创新倾向的促进作用,而非正常支付则加强了性别结构对生产性服务业企业创新倾向的促进作用。

本文的研究结论意味着,随着我国目前“人口红利”逐渐消失以及经济发展步入“新常态”,人力资本投资政策的制定要综合考虑制度环境的影响。本文提出以下三点政策建议:第一,要努力培养专业化人才,尤其是高端研发和技能型人才。目前,我国人力资本结构问题较为突出,高端研发人才和技能型人才短缺成为中国转型升级和创新发展的最大掣肘。大力发展高等教育和职业技能培训,实现教育资源和机会的均等化,是党的十九大提出的重要内容,也是培育高层次人力资本的关键步骤;第二,增加有利于创新的制度供给,营造公开、透明、可预期的营商环境。构建鼓励创新、包容审慎的市场监管体系,减少政府利用计划、项目和考核等直接干预企业创新决策,发挥市场在引导创新资源配置过程中的决定性作用,促进各种创新要素的自由流动;第三,优化企业内部人力资本性别结构,发挥男女劳动者的互补及分工效应,充分释放人力资本潜能,促进服务业企业创新行为的发生和创新绩效的提升。

然而,本文的研究也不尽完善。由于服务业相对其他行业在统计和数据方面的不足,文章使用的是截面数据,所选取的服务业微观企业样本量相对较少,从而导致本文的结论有一定局限性。未来研究可选择更多时间和空间范围内的微观样本,以更全面地探析制度环境、人力资本分配与服务业企业创新之间的关系;同时,更深入地研究这三者之间的作用机制,甄别生产性服务业与非生产性服务业的异同和地区差异,有利于进一步全面考察人力资本作用于我国服务业企业创新的微观机制。

参考文献:

- [1] MANKIW N G, Romer D, Weil D N. A contribution to the empirics of economic growth[J]. *The quarterly journal of economics*, 1990, 107(2): 407-437.
- [2] 李后建. 制度环境、寻租与企业创新[D]. 重庆: 重庆大学, 2014.
- [3] NELSON R R, PHELPS E S. Investment in humans, technological diffusion, and economic growth[J]. *American economic review*, 1980, 56(1/2): 133-139.
- [4] GROSSMAN G M, MAGGI G. Diversity and trade[J]. *American economic review*, 2000, 90(5): 1255-1275.
- [5] GROSSMAN G M, HELPMAN E. Managerial incentives and the international organization of production[J]. *Journal of international economics*, 2004, 63(2): 237-262.
- [6] FOSTER A D, ROSENZWEIG M R. Technical change and human-capital returns and investments: evidence from the green revolution[J]. *American economic review*, 1996, 86(4): 931-953.
- [7] VANDENBUSSCHE J, AGHION P, MEGHIR C. Growth, distance to frontier and composition of human capital[J]. *Journal of economic growth*, 2006, 11(2): 97-127.
- [8] WEICK K E. What theory is not, theorizing is[J]. *Administrative science quarterly*, 1995, 40(3): 385-390.
- [9] 曾萍, 鄢绮虹. 女性高管参与对企业技术创新的影响——基于创业板企业的实证研究[J]. *科学学研究*, 2012(5): 135-143.
- [10] 陈宝杰. 女性参与高管团队对企业创新绩效的影响——来自中国中小板上市公司的实证分析[J]. *科技进步与对策*, 2015(5): 146-150.
- [11] 李长娥, 谢永珍. 区域经济发展水平、女性董事对公司技术创新战略的影响[J]. *经济社会体制比较*, 2016(4): 120-131.
- [12] 陈凌, 王昊. 家族涉入、政治联系与制度环境——以中国民营企业为例[J]. *管理世界*, 2013(10): 130-141.

- [13] SAKAKIBARA M, BRANSTETTER L. Do stronger patents induce more innovation? Evidence from the 1988 Japanese patent law reforms [J]. *Rand journal of economics*, 2001, 32(1): 77–100.
- [14] 陈国宏, 郭弢. 我国 FDI、知识产权保护与自主创新能力关系实证研究 [J]. *中国工业经济* 2008(4): 25–33.
- [15] 李慧. 知识产权保护影响江苏企业自主创新的实证分析 [J]. *科技管理研究* 2009(2): 95–97.
- [16] SCHULTZ T W. Investment in human capital [J]. *American economic review*, 1961, 51(1): 1–17.
- [17] 冉茂盛, 毛战宾. 人力资本对经济增长的作用机理分析 [J]. *重庆大学学报(社会科学版)* 2008(1): 56–59.
- [18] LI X, CHAN M W L, SPENCER B G, et al. Does the marriage market sex ratio affect parental sex selection? Evidence from the Chinese census [J]. *Journal of population economics*, 2016, 29(4): 1–20.
- [19] CHRISTIANSEN L, LIN H, PEREIRA J, et al. Gender diversity in senior positions and firm performance: evidence from Europe [J]. *IMF working papers*, 2016, 16(50): 1–29.
- [20] SRIVASTAVA A, LEE H. Predicting order and timing of new product moves: the role of top management in corporate entrepreneurship [J]. *Journal of business venturing*, 2005, 20(4): 459–481.
- [21] HILLMAN A J, DALZIE T. Boards of directors and firm performance: Integrating agency and resource dependence perspectives [J]. *The academy of management review*, 2003, 28(3): 383–396.
- [22] NORTH D C, THOMAS R P. The rise and fall of the manorial system: A theoretical model [J]. *Journal of economic history*, 1971, 31(4): 777–803.
- [23] 许和连, 成丽红. 制度环境、创新与异质性服务业企业 TFP——基于世界银行中国服务业企业调查的经验研究 [J]. *财贸经济*, 2016(10): 132–146.
- [24] 王永水, 朱平芳. 中国经济增长中的人力资本门槛效应研究 [J]. *统计研究* 2016(1): 13–19.
- [25] 余玲铮, 魏下海, 王临风. 人力资本溢价、学历结构与劳动收入份额 [J]. *学术研究* 2016(1): 101–108+178.
- [26] 王伟同, 魏胜广. 员工性别结构如何影响企业生产率——对“男女搭配干活不累”的一个解释 [J]. *财贸经济* 2017(6): 130–146
- [27] 樊纲, 王小鲁, 马光荣. 中国市场化进程对经济增长的贡献 [J]. *经济研究* 2011(9): 4–16.

(责任编辑: 杨青龙; 英文校对: 葛秋颖)

Institutional Environment, Distribution of Human Capital and Innovation of Service Enterprises: Based on the Survey Data of Chinese Services Enterprises from World Bank

LI Xing, HOU Jiani

(School of International Economics and Business, Nanjing University of Finance and Economics, Nanjing 210023, China)

Abstract: Based on the unique institutional environment of China's transition economy, this paper examines the effect of distribution of human capital on innovation of services enterprise and the regulatory effect of external institutional environment in terms of the education structure and gender structure, by employing Chinese services enterprises data from World Bank in 2012. The results show that the improvement of the educational structure of human capital can promote positively the innovation of service enterprises, but the gender structure of human capital exerts little impact. In terms of institutional environment, abnormal payment has weakened the positive impact of human capital education structure on the innovation performance of service enterprises, while the government intervention, the degree of legal protection and the level of financial development have not played a regulating role. Further analysis shows that the regulatory role of institutional environment is more obvious in the producer services. Therefore, it is necessary to strengthen the institutional supply conducive to innovation and create an open and transparent business environment, thus giving full play to the role of human capital distribution in promoting innovation in service enterprises.

Key words: institutional environment; distribution of human capital; innovation of services enterprises; regulatory effect