

doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2017.05.004

欢迎按以下格式引用:许岩,曾国平,曹跃群.市场化改革对人力资本外部性的影响研究[J].重庆大学学报(社会科学版),2017(5):31-42.  
Citation Format: XU Yan, ZENG Guoping, CAO Yuequn. Research on the effects of market-oriented on the externality of human capital[J]. Journal of Chongqing University(Social Science Edition),2017(5):31-42.

# 市场化改革对人力资本外部性的影响研究

许岩<sup>a</sup>,曾国平<sup>b</sup>,曹跃群<sup>b</sup>

(重庆大学 a. 经济与工商管理学院;b. 公共管理学院,重庆 400044)

**摘要:**文章通过对改革开放以来中国市场化进程的剖析,从人力资本产权、劳动力流动与劳动竞争三个维度勾勒出了市场化影响人力资本外部效应的逻辑链条,并运用中国家庭收入调查(CHIP2013)中的城市住户调查数据与1997-2014年中国省级地区的面板数据,分别从微观与宏观两个层面给出了市场化影响人力资本外部效应的经验证据。在微观上,人力资本外部效应显著地受到市场化水平的约束,市场化水平较高城市的人力资本工资溢价显著高于市场化水平较低的城市。在宏观上,省级地区人力资本对地区全要素生产率的外部性影响存在着基于市场化水平的门槛效应,当地区市场化指数高于5.62时,人力资本的技术溢出效应将显著增强。

**关键词:**市场化;人力资本;外部性;门槛效应**中图分类号:**F061.3**文献标志码:**A**文章编号:**1008-5831(2017)05-0031-12

## 一、提出问题

自20世纪60年代Schultz系统地提出人力资本的概念以来,人力资本对经济发展的重要意义就一再被理论界所强调。Lucas进一步把人力资本对经济增长的作用划分为内部效应与外部效应两个方面,并将人力资本的外部效应作为经济增长的主要引擎纳入内生经济增长模型,以刻画规模收益递增条件下的经济增长<sup>[1]</sup>。应该承认,Lucas的内生增长模型对于大多数发达国家的经济增长轨迹是有解释能力的,但是,如果把这一理论模型应用到广大发展中国家或新兴市场国家,其适用性则将遭遇严重的挑战。最具代表性的就是大多数东欧国家和前苏联的加盟共和国,虽然有着与西方发达国家大致相同的人力资本水平,但是“二战”以后其经济增长速度及经济效率却都远逊色于西方的发达国家。这些国家的发展经验在一定程度上背离了Lucas经济增长模型的理论预期。

无独有偶,改革开放以来中国的经济发展经验在某种程度上也面对着类似的困惑。虽然,一系列实证研究结果表明,人力资本对中国的全要素生产率、个人劳动生产率产生了显著的正向外外部效应<sup>[2-4]</sup>,但是,仍

**修回日期:**2017-04-27**基金项目:**国家社会科学基金西部项目“新常态下人力资本集聚外部效应与产业结构调整”(15XRK003);国家社会科学基金青年项目“推进智能型服务业资源有效配置的经济学研究”(15CJY054);重庆市研究生科研创新项目“资源环境约束下公共资本配置效率研究——以‘一带一路’为视角”(CYB15001)**作者简介:**许岩(1985-),男,河南新乡人,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生,主要从事劳动经济学研究,Email: xuyanhero@126.com; 曾国平(1955-),男,重庆涪陵人,重庆大学公共管理学院教授,博士研究生导师,主要从事产业经济学研究;曹跃群(1977-),男,江苏徐州人,重庆大学公共管理学院教授,博士研究生导师,主要从事财政金融理论与政策研究。**致谢:**感谢北京师范大学中国收入分配研究院提供“中国家庭收入调查”项目的数据协助。当然,文责自负。

然有相当一部分实证研究的结果并不支持存在显著的人力资本外部效应。如颜鹏飞<sup>[5]</sup>利用1978-2001年中国省级面板数据的实证研究发现人力资本对全要素生产率提高具有抑制作用。Liu<sup>[6]</sup>利用1988年CHIPS数据得到的人力资本外部性回报在大部分估计模型中并不显著。如果具体到中国的中西部地区,那么这种理论预期与经验观察间的冲突则更加显而易见。杜两省、刘发跃<sup>[7]</sup>认为,改革开放以来西部地区人力资本的积累对物质资本投资效率的提高并没有显著的影响。杜伟<sup>[8]</sup>的实证研究表明,西部地区人力资本对经济增长的促进作用是不显著的。很显然,这些普遍存在的甚至带有某种规律性的经验研究差异,不能简单地归咎于测量误差或某些随机性的影响因素,而需要得到更加深刻和具有一般性的解释。

Acemoglu<sup>[9]</sup>有关制度、人力资本与经济增长的思想为解开以上困惑提供了一条非常有益的线索,他以一种线性递进的关系向我们展示和讨论了制度、人力资本及与经济增长间可能存在的关系形式,即制度是基础,好的制度促进了人力资本的积累以及全要素生产率的提高,从而推动了国家的经济发展。那么按照这一逻辑,并结合我们在中国人力资本问题上所遇到的困惑,则可以针对制度与人力资本提出以下两个问题:(1)作为一项最为基础也最为重要的制度安排,市场机制是否显著影响着中国人力资本外部效应的形成?(2)市场化进程的差异是否可以解释中国不同时间以及不同地区间人力资本外部效应的巨大差异?对于这两个问题的讨论和探索,将有助于进一步完善内生经济增长模型的理论基础,并帮助其以更加接近真实的视角来刻画现实的经济世界。因此,本文将围绕这两个问题展开分析和讨论,并从宏观与微观两个层面给出我们的经验性证据。

## 二、Lucas 的局限:人力资本外部性的市场化约束

Lucas 认为人力资本的外部性来源于劳动者在正式或非正式互动中产生的思想交流、模仿及“干中学”。但 Lucas 模型中对人力资本外部性的假设无疑十分粗简,他利用社会平均人力资本水平作为人力资本外部性的观测指标,其暗含的一个重要的经济意义是,随着社会人力资本平均水平的提高,人力资本的外部效应将自动得以形成和实现。如果说这一理论假设在市场经济体制相对健全的西方发达国家还勉强讲得通的话,那么在发展中国家特别是新兴市场国家这一假设则显然是欠妥的。事实上,人力资本外部性的形成不可能是天然完成的,必须依赖于制度环境的建设,特别是市场体制的发展和完善。以下,我们将结合中国改革开放与经济转型的实践来阐述市场化影响人力资本外部性形成的内在逻辑。

### (一)人力资本产权与人力资本外部性

一个明晰、完整的人力资本产权束(包括产权权能、产权权益与产权权责)为人力资本载体以人力资本价值增值为目的的学习与互动,提供了稳定的制度框架。而产权的界定与市场化,可以说是同一枚硬币的正反面。一方面,明晰与完整的产权是市场交易的前提;另一方面,完整的产权则必须通过可交易的市场来实现。由于人力资本与其载体之间存在着不可分割的刚性,人力资本的产权理应归属于个人,这也是市场化条件下人力资本产权的自然归属。但是在市场发育受到限制的情况下,人力资本载体对人力资本的产权往往被异化、限制甚至是删除。特别是在计划经济体制中,无论是公有制意识形态的逻辑还是资本投资的逻辑<sup>①</sup>,人力资本产权“理所当然”地归国家所有,产权的交易市场也被法律所禁止,人力资本载体成为了所谓的“公家人”。这正如周其仁<sup>[10]</sup>所指出的那样,传统的公有制在法权上否认个人拥有人力资本所有权。这种悖离人力资本产权性质的制度安排造成了两个非常严重的后果:(1)人力资本产权权能的缺失,导致人力资本载体无权选择适合自己的行业、岗位;(2)人力资本的产权权益被国家所垄断,劳动者的收益始终被压在勉强能够维持生存的最低水平。这些都诱导着人力资本载体采取偷懒、搭便车等机会主义行为,“关闭”或者“部分关闭”人力资本。当机会主义倾向成为劳动者普遍的选择时,人力资本的价值自我增强机制就会失灵,更不会形成显著的外部效应。熊会兵、邓新明<sup>[11]</sup>利用中国1978-2006年的宏观经济数据及1994-2006年280家样本上市公司数据的实证研究表明,产权界定充分的人力资本促进了经济增长,但产

<sup>①</sup>在传统的计划经济体制下,与生产资料公有制相联系,对人力资本投资也进行了公有制的制度安排,即国家是人力资本的唯一投资者,并垄断了人力资本生产投资权,囊括了从小学、中学到大学教育的人力资本的生产 and 投资。

权残缺的人力资本反而具有显著的负外部性。人力资本这种“产权残缺自动贬值”的特性,本质上是在产权缺失状态下“租值耗散”的一种特定表现形式。由此可见,人力资本外部性的形成需要人力资本产权被清晰界定,同时需要能够被自由交易的市场体制。而改革开放以来,家庭联产承包责任制、非国有经济的发展以及贯穿于整个改革历程的国有企业改革一个共同的特征是重新确认了劳动者对人力资本产权的所有权。特别是在20世纪90年代,国家和国有企业通过一次性买断的形式消除了“国有企业职工”的身份,全部用工实现了劳动合同制,让职工直接以雇佣劳动的身份进入劳动力市场或社会保障体系。这使得人力资本重新回归了其个人私产的天然属性。

## (二) 劳动力流动与人力资本外部效应

完整的人力资本产权是人力资本外部效应形成的制度基础,但完整产权的实现依赖于人力资本载体的可自由流动<sup>[12]</sup>。同时,劳动者的自由流动可以提高劳动者之间及劳动者与岗位之间互动的频率与质量,这能够促进人力资本外部效应的形成。此外,伴随劳动力流动所发生的人力资本集聚将进一步增强人力资本的外部效应<sup>[13]</sup>。但劳动力的可自由流动也受制于市场化的进程。从计划经济的废除到市场经济的建立和完善,其实质是逐步放松对微观的控制与干预,并释放微观自由与活力的过程。劳动力作为一项重要的生产要素,在市场机制发育不健全的情况下,往往存在着限制劳动力自由流动的制度性障碍。在计划经济体制下,严格的户籍限制以及与户籍相挂钩的配给制“粮食关系”等制度设计,几乎完全扼杀了城乡间及城市间劳动力大规模自由流动的可能性。而随着渐进性市场化改革的推进,户籍制度开始逐步松动,粮食配给制则于1993年彻底退出了历史舞台,这才使得相对自由的劳动力流动成为了可能<sup>[14]</sup>。紧接着,从20世纪90年代起,各地区逐步从制度上打破了城乡有别、地区有别的歧视性用工制度。与此同时,社会保障体制的初步建立等配套的市场化改革进一步降低了劳动力流动的潜在成本,扩大了流动的规模。正是这些市场化导向的改革措施逐步把大量乡村农民和城市职工从各种锚定的社会关系中解放出来而成为可自由流动的劳动力。表1报告了中国启动市场化改革以来根据历次人口普查(或百分之一人口抽样调查)数据所推算全国流动人口数据。

虽然,目前中国国内的研究还没有劳动力流动能够增强人力资本外部效应的直接证据,但是,从一些间接证据上,我们可以观察到两者之间的联系。如,钟笑寒<sup>[15]</sup>的一项研究结果显示,在控制了劳动力受教育程度的情况下,1995-2002年中国劳动力流动规模与工资增长高度正相关,劳动力流动规模每增加1%,工资的年均增长率就增加0.74%~1.20%。除此之外,张永丽<sup>[16]</sup>的一项微观调查也发现,农村劳动力流动对流动者自身的观念、见识、收入、技能等人力资本的主要观测指标都有显著的积极影响。这些迹象都表明,由市场化进程所推动的劳动力流动促进了人力资本外部性的形成。

表1 改革开放以来全国的流动人口规模

年份	1982	1987	1990	1995	2000	2005	2010
流动人口规模/万	675	1 810	2 135	7 073	102 229	14 735	22 143

数据来源:段成荣等<sup>[17]</sup>:《改革开放以来中国流动人口变动的九大趋势》,载于2008年《人口研究》第6期;段成荣等<sup>[18]</sup>:《当前中国流动人口面临的主要问题和对策》,载于2013年《人口学刊》第3期。

## (三) 劳动竞争与人力资本外部效应

人力资本产权是一项主动性资产,但人力资本载体是否乐意“调用”人力资本,是否乐意学习,直接取决于人力资本的定价机制。而一个能够最大程度调动人力资本载体主观能动性的价格形成机制只能通过充分的竞争来实现。竞争为劳动者之间自发而有效的互动提供了稳定的激励机制。竞争越激烈,人力资本的外部效应就越强。而劳动者之间充分竞争的实现,同样离不开市场机制。根据福利经济学第一定理和第二定理,市场经济本身实际上就内涵了竞争的存在,从某种意义上来说市场化进程就是通过各种制度安排来满足“完全竞争”所需要的各种客观条件的过程。中国30多年来的改革开放也基本体现了这一逻辑,市场化改革一直推动着社会竞争环境及个人竞争意识的形成与强化。家庭联产承包责任制、非国有经济的发展以及国有企业改革打破了计划经济条件下农业社队经济和工商企业所奉行的平均主义分配原则,使劳动者

真正成为了按照经济贡献获取报酬的经济主体。同时,在市场化导向下,无论是生产领域还是非生产领域都客观上形成了鼓励和促进竞争的制度设计。如,在生产和服务性企业中被广泛采用的奖金制度、绩效工资制度,地方政府在经济分权基础上所形成的地区竞争及政治上的“晋升锦标赛”。在这些制度安排下,“时间就是金钱,效率就是生命”<sup>②</sup>这种以经济指标为主要价值评价标准的社会竞争氛围得以逐渐形成,而“让一部分人先富起来”“先富带动后富”这种极具诱导性的政治宣传和迅速拉大的社会贫富差距,则将这种氛围内化为一种自觉的竞争意识。

根据以上分析,市场化影响人力资本外部效应的逻辑链条可以归纳为(见图1):一方面,市场体制为人力资本外部效应的形成提供了完整的人力资本产权这一制度基础;另一方面,市场体制又通过促进劳动力流动、增强劳动力竞争两条路径促进了人力资本外部效应的形成。在以后的章节中本文将就这一理论判断给出更多的经验性证据。

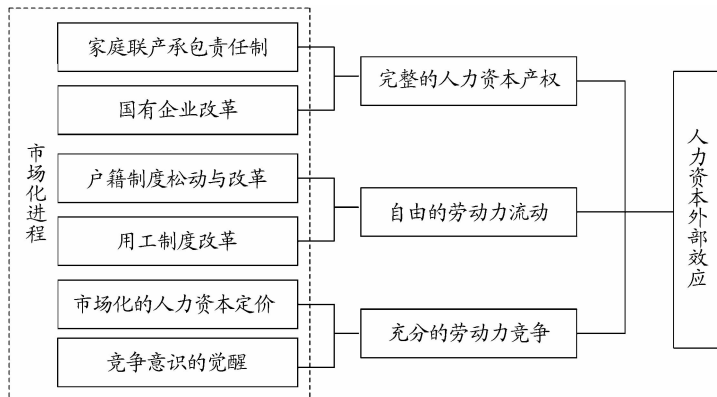


图1 中国市场化进程与人力资本外部效应的逻辑联系

### 三、微观证据:基于劳动者人力资本工资溢价的观察

#### (一)模型设定

考虑到识别人力资本的外部效应是一项具有挑战性的工作,不同的识别方法有其固有的优势但也伴随着不容易克服的缺陷。多种方法间优势互补可以得到更为可靠的研究结论。在微观层面,本文将采用基于劳动者工资溢价的人力资本外部性测量方法,这一方法的优势在于以下两点:(1)它可以把人力资本内部效应的影响完全分离出来,进而获得更为纯粹的人力资本外部效应;(2)劳动者在生产领域的互动是人力资本外部效应得以产生的微观基础,如果不能在微观上证明市场化进程对人力资本外部效应的约束,那么再详实的宏观证据也无异于没有基础的空中楼阁。由于篇幅及内容限制,采用工资溢价来观测人力资本外部效应的理论依据在此不再详述,读者可以参考 Moretti<sup>[19]</sup>的研究综述。本文构建计量方程如下:

$$\ln w_{ij} = \beta_0 + \beta_1 cedu_{ij} + \beta_2 edu_{ij} + \beta_3 gender_{ij} + \beta_4 health_{ij} + \beta_5 exp_{ij} + \beta_6 exp_{ij}^2 + \beta_7 monopoly_{ij} + \beta_8 contract_{ij} + \beta_9 position_{ij} + \theta_1 MP_j + \theta_2 K_j + \theta_3 shcommerce_j + \theta_4 wage_{2003} + province + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

式(1)中, $i, j$ 分别代表工人与城市, $\ln w_{ij}$ 代表劳动力的对数工资, $cedu_{ij}$ 代表城市人力资本水平, $edu_{ij}$ 代表劳动者个人的人力资本水平, $gender_{ij}$ 代表性别, $health_{ij}$ 代表个人健康程度, $exp_{ij}$ 代表个人工作经验, $exp_{ij}^2$ 表示工作经验的平方<sup>③</sup>, $monopoly$ 表示工人从事的行业是否为垄断性行业, $contract$ 代表工人的劳动合同类型, $position$ 为劳动者岗位类型的哑变量<sup>④</sup>。同时,本文通过引入一系列能够反映城市特质的变量来控制那

②1980年,招商局为加快蛇口工业区的建设进度而实行奖励制度,在这一事情的启发下,时任蛇口工业区管委会主任的袁庚提出了“时间就是金钱,效率就是生命”的口号,随后这一口号得到了邓小平同志的肯定和赞许,并逐步成为人们的共识和行为准则。

③劳动者的技能与劳动经验间的关系并非是一种简单的线性关系,在参加工作后的一段时间内,劳动者的技能随着经验的增加而不断提高,但是到了一个临界点后其技能水平会出现停滞甚至是下降,这是由于随着工人年龄的增大以及个人精力的不断衰减,更难以适应技术的革新。因此,本文在控制变量中加入了工作经验的平方项,以体现这种工作经验与劳动工资间可能存在的倒U型关系。

④在控制变量的选择上,感谢匿名审稿人的建设性意见。

些可能会同时对个人工资与地区平均受教育年限产生影响的城市特质,并以此来降低遗漏变量可能造成的偏误,这些变量包括:城市市场潜力  $MP_j$ 、城市人均物质资本存量  $K_j$ 、城市产业结构  $shcommerce_j$ 。此外,这里进一步加入滞后 10 年的城市平均工资  $wage_{2003}$  以控制其他影响城市劳动工资的历史因素,  $province$  代表城市所在省份的虚拟变量。其中,估计系数  $\beta_1$  代表城市人力资本外部性的强度。

## (二) 数据来源及处理办法

反映城市劳动力个人特质的经验数据均来自 2013 年的中国家庭收入调查(CHIP2013)中的城市住户调查。个人特质变量的处理过程如下。

个人劳动工资( $wage$ ),以劳动者的平均月工资来表示。性别( $gender$ ),女性为 0,男性为 1。个人人力资本水平( $edu$ ),以劳动者所受的正规教育年限来表示。个人工作经验( $exp$ ),以劳动者从事目前职业的工作年限来表示。个人健康状况( $health$ ),以调查问卷中劳动者的身高来作为健康状况的替代变量<sup>⑤</sup>。垄断行业哑变量( $monopoly$ ),若劳动者从事的行业为垄断性行业则赋值为 1,否则赋值为 0<sup>⑥</sup>。劳动者合同类型( $contract$ ),固定职业或长期劳动合同取值为 1;其他合同类型赋值为 0。劳动者工作岗位类型( $position$ ),专业技术人员、企事业单位干部赋值为 1,其他人员赋值为 0。

城市特征变量:城市人力资本水平( $cedu$ ),以样本城市人口的平均受教育年限来衡量城市的人力资本水平<sup>⑦</sup>。城市市场潜力( $MP$ ),通过“市场潜力函数”对各城市的市场潜力进行测算<sup>⑧</sup>,所需数据均来自 2014 年《中国城市统计年鉴》。城市人均物质资本存量( $K$ ),柯善咨、向娟<sup>[20]</sup>估算了 1996-2009 年中国 286 个城市的物质资本存量。本文在其基础上核算了 126 个样本城市 2013 年的物质资本存量,并除以当期城市人口,得到了城市人均物质资本存量。城市产业结构( $shcommerce_j$ ):以第三产业就业人数占总就业人数的比值来表示,数据来源于 2014 年的《中国城市统计年鉴》。滞后 10 年的城市劳动力平均工资( $wage_{2003}$ ):以 2003 年样本城市劳动力的平均工资表示,数据来源于 2004 年的《中国城市统计年鉴》。

## (三) 实证分析结果

为了验证市场化进程对人力资本外部效应的约束,本文根据樊纲与王小鲁<sup>[19]</sup>所测算的 2013 年中国省级地区市场化指数将样本分为高市场化组与低市场化组<sup>⑨</sup>。如果我们的理论判断成立的话,与低市场化组相比,高市场化组将表现出更强的人力资本外部性。表 2 的第(1)列报告了 OLS 的估计结果,高市场化组的  $cedu$  回归系数为 0.1219,且通过了 1% 的显著性检验,而在低市场化组  $cedu$  回归系数为 -0.0780,在统计上也并不显著。这表明在高市场化组的城市中人力资本表现出了非常显著的外部效应,但在低市场化组的人力资本外部效应却得不到实证结果的支持。

虽然 OLS 回归得到了与理论预期相一致的结果,但简单地接受其估计结果仍然过于草率。因为在工资

⑤Schultz 认为身高是健康投资的一种重要表现形式,除遗传因素外,劳动者的营养和卫生保健状态是影响身高的重要因素。特别是在发展中国家以劳动密集型产业为主体的情况下,更高的身材代表着更好的体力条件,更好的健康状态,因此会带来较高的工资回报。因此,本文将身高作为劳动者健康状态的控制变量。

⑥CHIP2013 调查根据一位数的国民经济行业分类将所有劳动者分为 19 个行业,分别为:A 农、林、牧、渔业;B 采矿业;C 制造业;D 电力、热力、燃气及水生产和供应业;E 建筑业;F 批发和零售业;G 交通运输、仓储和邮政业;H 住宿和餐饮业;I 信息传输、软件和信息技术服务业;J 金融业;K 房地产业;L 租赁和商务服务业;M 科学研究和技术服务业;N 水利、环境和公共设施管理业;O 居民服务、修理和其他服务业;P 教育;Q 卫生和社会工作;R 文化、体育和娱乐业;S 公共管理、社会保障和社会组织;T 国际组织。我们将其中的电力、热力、燃气及水生产和供应业以及金融业作为垄断性行业。

⑦具体说,依据受教育水平将就业人口分为五类:文盲、小学、初中、高中、大专及以上,且把各类受教育程度的累计受教育年限分别赋值以 0 年、6 年、9 年、12 年和 16 年。则城市平均受教育年限  $H = 0h_1 + 6h_2 + 9h_3 + 12h_4 + 16h_5$ ,其中, $h_i$  表示受第  $i$  层次教育的劳动力在劳动力总量中的份额,各层次教育所占比例来源于各城市的《第六次人口普查统计公报》。

⑧市场潜力函数的计算公式为:  $MP_j = \sum Y_j/d_{ij} + Y_j/d_{ij}$ ,其中, $Y_j$  表示  $j$  城市的地区生产总值, $d_{ij}$  表示城市  $i$  到城市  $j$  的距离,这里以城市间的欧式直线距离来表示,数据通过 Google Earth 软件测量整理得到。 $D_{ij}$  为城市内部距离,取城市区域半径的 2/3 为城市的内部距离。即  $d_{ij} = 2/3 \sqrt{area_j/\pi}$ ,  $area_j$  为城市的区域面积。

⑨樊纲与王小鲁的《中国市场化指数 2015 年报告》尚未正式出版,这里所使用的数据来自王小鲁的《中国市场化八年进程》一文,载于 <http://www.rmlt.com.cn/2016/0414/423199.shtml>。由于目前 2010-2014 年的省级地区市场化指数只公布了 2010 年、2012 年与 2014 年的总体数据。因此,这里采用取相邻两个年份平均值的办法对缺失年份的数据进行补充。

方程中,城市劳动力平均受教育年限仍然可能是一个内生变量。即城市劳动力平均受教育年限既可能是工资提高的原因,也可能是工资提高的结果。而城市人力资本变量的内生性将会使 OLS 的参数估计量有偏且非一致。我们解决内生性问题的策略是采用 2SLS 对工资方程进行估计。本文以城市劳动者的兄弟姐妹平均数量和 1990 年样本城市的劳动人口平均受教育年限作为城市教育水平的工具变量<sup>⑩</sup>,并采用 2SLS 重新估计了工资方程,结果如表 2 的第(2)列所示。在 2SLS 估计中,高市场化组与低市场化组的 *cedu* 回归系数为 0.165 8 与 -0.152 6,且分别通过了 1% 与 5% 水平下的显著性检验,高市场化组仍然表现出更强的人力资本外部效应。

表 2 人力资本外部性在不同市场化组间的差异

被解释变量: <i>lnw</i>	(1) OLS		(2) 2SLS	
	高市场化组	低市场化组	高市场化组	低市场化组
<i>cedu</i>	0.121 9*** (4.13)	-0.078 0 (-0.94)	0.165 8*** (3.27)	-0.152 6** (-2.21)
<i>edu</i>	0.069 4*** (23.78)	0.053 1*** (21.09)	0.071 2*** (23.47)	0.052 4*** (20.48)
<i>gender</i>	0.172 3*** (5.34)	0.130 5*** (4.36)	0.167 6*** (5.93)	0.127 6*** (4.82)
<i>healeth</i>	0.003 9* (1.69)	0.007 1*** (4.02)	0.008 0*** (2.71)	0.007 0*** (5.61)
<i>exp</i>	0.038 6*** (12.81)	0.035 6*** (13.80)	0.036 5*** (13.27)	0.036 1*** (13.22)
<i>exp</i> <sup>2</sup>	-0.000 7*** (-8.39)	-0.000 6*** (-7.26)	-0.000 6*** (-8.22)	-0.000 6*** (-7.23)
<i>monopoly</i>	0.234 5*** (9.02)	0.195 6*** (11.69)	0.210 6*** (9.23)	0.182 3*** (12.13)
<i>contract</i>	0.190 3*** (10.42)	0.162 1*** (8.66)	0.182 6*** (9.93)	0.172 0*** (8.42)
<i>position</i>	0.068 1*** (4.08)	0.083 5*** (5.71)	0.063 4*** (4.23)	0.082 3*** (5.90)
<i>MP</i>	0.054 9*** (5.03)	0.082 0*** (4.01)	0.074 3*** (4.56)	0.136 2** (2.14)
<i>shcommerce</i>	1.237 4*** (3.30)	1.776 3*** (4.68)	1.135 9*** (3.12)	-1.892 1 (-0.76)
<i>lnK</i>	-0.063 2*** (-3.24)	-0.033 5** (-2.35)	-0.056 2*** (-3.81)	-0.027 6*** (-4.13)
<i>lnwage</i> <sub>2003</sub>	-0.103 8 (-0.46)	-0.156 2 (-1.01)	0.012 5 (0.49)	-0.225 1 (-1.46)
省份哑变量	是	是	是	是
<i>LM</i> 统计量			2 739.120 [0.0000]	862.107 [0.0000]
Cragg - Donald WaldF 统计量			989.233	652.014
Sargan 检验			0.683 [0.502 4]	1.231 [0.241 6]
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.296 8	0.259 1	0.337 5	0.277 3
样本容量	5 344	3 867	5 344	3 867

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。受篇幅限制,这里并没有报告第一阶段的回归结果。

<sup>⑩</sup>选择城市劳动者的兄弟姐妹平均数量作为工具变量的理论依据在于,劳动经济学上有一个经典的议题叫“数量与质量间的权衡”(Quality - Quantity Tradeoff)。这个议题的基本观点是指,家庭孩子的数量与孩子的质量会呈负相关关系,即孩子数量的增加会降低其质量,反之亦然。来自中国的证据也发现家庭孩子数量的增加会减少父母的人力资本投资。因此,理论上城市劳动者的兄弟姐妹平均数量与城市人力资本水平是相关的,而与当期的劳动者工资水平不相关,是一个比较理想的工具变量。CHIP2013 的调查问卷中增加了被访者兄弟姐妹数量的选项,这使得我们的数据来源成为可能。

考虑到人力资本外部性的形成会受到劳动者素质的影响,劳动者的素质越高、学习能力越强,对外部性知识的利用效率就越高。因此,不同城市组别间的人力资本外部性差异,很可能不仅来自地区市场化水平的差距,同时也来自劳动力素质的差距。为了尽可能剔除劳动力素质所造成的外部性差异,这里将“211工程”高校的毕业生样本剥离出来,代入计量方程进行检验。这样可以保证在劳动力素质相同的前提下,观察不同组别间人力资本外部性的差异。根据表3的报告,不同市场化组均观察到了显著的人力资本外部性,但不管是OLS还是在2SLS的估计结果,高市场化组的人力资本外部性均大幅高于低市场化组。以上实证结果说明,在高市场化水平城市中观测到的人力资本外部性强度显著高于市场化水平较低的城市,即使在考虑到内生性问题以及劳动者能力差异的条件下,该结果仍然是稳健的。

表3 人力资本外部性在不同市场化组间的差异(样本为“211工程”高校毕业生)

被解释变量: $\ln w$	(1) OLS		(1) 2SLS	
	高市场化组	低市场化组	高市场化组	低市场化组
$cedu$	0.218 5*** (3.36)	0.073 3*** (3.57)	0.193 1*** (4.01)	0.068 7* (1.71)
个人特质变量	是	是	是	是
城市特征变量	是	是	是	是
省份哑变量	是	是	是	是
$LM$ 统计量			361.851 [0.000 0]	293.214 [0.000 0]
Cragg - Donald WaldF 统计量			194.009 [19.93]	171.355 [19.93]
Sargan 检验			1.971 [0.152 2]	1.450 [0.223 4]
$R^2$	0.296 3	0.359 1	0.302 7	0.338 1
样本容量	455	213	455	213

注:同上表。

#### 四、宏观证据:基于地区人力资本技术溢出的观察

##### (一) 模型设定

为了进一步在宏观层面捕捉到市场化对人力资本外部效应的约束作用,这里将沿用 Engelbrecht<sup>[22]</sup>以及王金营与李竞博<sup>[23]</sup>的分析框架,通过1997-2014年的中国省级地区面板数据,从人力资本对地区全要素生产率技术溢出的角度来考察市场化对人力资本外部效应的影响。我们借鉴 Hansen<sup>[24]</sup>提出的面板门槛回归模型,建立一个以市场化程度为门槛变量的人力资本对TFP外部性影响的单门槛计量模型。如计量方程(2)所示:

$$\ln TFP_{it} = c + \theta_1 \ln H_{it} I(q_{it} < \eta) + \theta_2 \ln H_{it} I(q_{it} > \eta) + X + f_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $TFP$  为被解释变量;核心解释变量为人力资本( $H$ );  $q_{it}$  为门槛变量,在不同的计量模型中分别以市场化指数以及市场化指数的细分指标非公有制经济发展指数、劳动力流动指数、产品市场化指数来表示。 $X$  表示可能影响全要素生产率的控制变量,包括技术选择系数、对外开放、政府规模、金融发展以及市场化水平。

##### (二) 变量的测算及数据来源

全要素生产率( $TFP$ ):采用以数据包络分析(DEA)为基础的 Malmquist 指数法来进行各地区  $TFP$  的测算。人力资本( $H$ ),采用各省级地区就业人口的平均受教育年限作为人力资本的替代变量。市场化水平( $market$ ),同样采用樊纲与王小鲁所测算的1997-2014年中国各省级地区的市场化指数及其细分指数<sup>[21,25]</sup>。其他控制变量:技术选择系数( $tci$ ),对于发展中国家来说,技术选择是否符合地区的要素比较优

势将对经济效率产生重要影响,我们参考林毅夫<sup>[26]</sup>的思路,通过计算各地区的技术选择系数来度量各地区的技术选择相对于适宜技术的偏离, *tci* 系数越大说明地区技术选择偏离适宜技术越远。对外开放(*open*),以地区进出口总额与 GDP 的比值来表示<sup>①</sup>。政府规模(*govern*),以政府财政开支与 GDP 的比值来表示。金融发展(*fir*),以各地区年末金融机构存贷款余额与 GDP 的比值来表示。以上涉及的数据均来自《中国统计年鉴》的相关各期。

### (三) 实证分析结果

本文将首先呈现以地区总体市场化指数为门槛变量情况下的实证结果。门槛值检验结果显示各模型的单门槛效应均在 1% 的水平上显著,这意味着模型存在着单门槛值。表 4 报告了以地区总体市场化指数为门槛变量时门槛值的估计结果,同时,如图 2、图 3 所示,门槛值的似然比值都小于 95% 置信水平上的临界值 7.35,这意味着本文得到的门槛估计值是有效的。

表 4 以市场化总体指数为门槛变量的估计结果

	(1)	(2) 变量滞后一期
门槛变量	市场化指数	市场化指数
门槛值	5.628	5.615
$\ln H(q \leq \eta)$	0.036 3 *** (5.16)	0.087 8 *** (3.41)
$\ln H(q > \eta)$	0.420 6 *** (3.71)	0.414 8 *** (3.76)
$\ln tci$	-0.254 0 *** (-8.83)	-0.263 1 *** (-9.01)
<i>open</i>	0.098 4 ** (2.58)	0.0907 ** (2.19)
<i>gov</i>	0.152 9 (0.67)	0.040 7 (0.15)
<i>fir</i>	0.016 0 *** (8.26)	-0.008 8 (-0.37)
<i>market</i>	0.017 7 (0.69)	0.010 3 ** (2.34)
常数项	-1.035 8 *** (-5.37)	-1.216 0 *** (-6.25)
<i>F</i> 值	36.169 4	22.731 6
$R^2$	0.413 2	0.419 4
观察值	540	510

注:(1)门槛值均为采用“自举抽样法”反复抽样 1 000 次得到的结果;(2)\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。

表 4 的第(1)列显示,当市场化指数低于门槛值 5.628 时,人力资本对 *TFP* 的影响虽然为正,但强度较

①按照目前比较通行的办法,对外开放水平主要包括外资依存度和贸易开放度两个指标,以 FDI 和进出口总额占 GDP 的比重来进行刻画。但是,通过相关系数检验我们发现,这两个指标间的相关系数达到 0.7 以上,同时引入模型会导致严重的多重共线性,因此,本文只采用进出口总额作为开放水平的替代变量。



小( $\theta_1 = 0.0363, P < 0.01$ )。而当市场化指数高于5.628时,人力资本对 $TFP$ 的外部性影响显著增大( $\theta_2 = 0.4206, P < 0.01$ )。这表明,人力资本对 $TFP$ 的外部性影响存在着基于市场化进程的门槛效应。为了进一步克服解释变量仍然有可能是内生性变量的问题,本文进一步报告了解释变量滞后一期的面板门槛模型分析结果。与第(1)列的回归结果相比,利用解释变量滞后一期回归所得到的门槛值为5.615,与解释变量当期值的回归结果相比没有发生显著的变化,各项回归系数也较为接近。

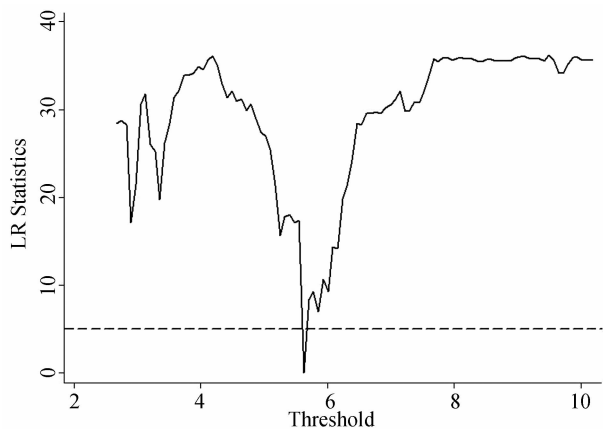


图2 市场化指数的门槛估计值

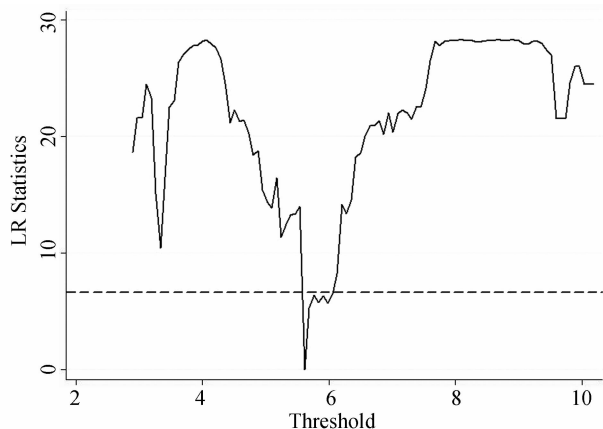


图3 市场化指数的门槛估计值(变量滞后一期)

为了进一步考察市场化对人力资本外部性的影响机制,这里采用市场化指数中的三个细分指标:非公有经济发展指数、劳动力流动性指数与产品市场发育指数作为门槛变量来分别实证检验人力资本产权、劳动力流动以及劳动竞争对人力资本外部效应的影响<sup>⑩</sup>。表5的结果显示,当三个细分指数分别作为门槛变量时,均存在着单一门槛值(由于篇幅的限制,本文不再单独报告它们的门槛值检验结果及置信区间)。以非公有制经济发展指数作为门槛变量的情况下,门槛值为9.053。非公有制经济发展指数低于9.053时,人力资本对 $TFP$ 的外部性影响并不显著。而当非公有制经济发展指数高于9.053时,人力资本对 $TFP$ 的外部性影响显著为正( $\theta_2 = 0.523, P < 0.01$ )。以劳动力流动指数作为门槛变量的情况下,门槛值为6.291。劳动力流动指数低于6.291时,人力资本虽然对 $TFP$ 有显著的正向外部性,但强度较小( $\theta_1 = 0.044, P < 0.05$ ),而当劳动力流动指数高于6.291时,人力资本的外部性影响有显著的提高( $\theta_2 = 0.411, P < 0.01$ )。在以产品市场发育指数作为门槛变量的情况下,门槛值为7.266。产品市场发育指数低于该门槛值时,人力资本对 $TFP$ 的外部性影响并不显著,而当产品市场发育指数高于门槛值时,人力资本的外部性影响显著为正( $\theta_2 = 0.378, P < 0.01$ )。上述结果表明,界定和明晰人力资本产权、促进劳动力流动、增强劳动力竞争均有助于增强人力资本的技术溢出效应,这也进一步印证了本文关于市场化影响人力资本外部性作用机制的理论推断。此外,各模型解释变量滞后一期的估计结果与解释变量当期值的估计结果没有明显差异,这说明本文的估计结果是稳健的。

同时,本文的研究结果也解释了为什么来自中国早期的与来自中国西部地区的宏观实证研究往往不支持存在显著的人力资本外部效应。图4报告了代表性年份里,各省份的市场化进程在各个门槛区间的分布情况。从中可以看到,在1997年除广东与浙江两省外,其余地区都处于市场化进程的门槛值之下。另外,与东、中部地区相比,西部地区市场化进程相对滞后,即使在2014年,仍有一半以上的西部省份处于市场化进程的门槛值之下。在市场机制发育不健全、人力资本产权不清晰、劳动力流动受到制度限制的条件下,这些地区的人力资本外部效应将不可避免地受到抑制。

<sup>⑩</sup>由于王小鲁2016年公布的数据并没有涉及2010-2014年市场化指数的细分指标,因此,这里的样本时间区间为1997-2009年。

表5 以市场化指数细分指标作为门槛变量的估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
				变量滞后一期	变量滞后一期	变量滞后一期
门槛变量	非公有经济发展指数	劳动力流动性指数	产品市场发育指数	非公有经济发展指数	劳动力流动性指数	产品市场发育指数
门槛值	9.053	6.291	7.266	9.317	5.959	7.018
$\ln H(q \leq \eta)$	0.062 9 (1.17)	0.042 1** (2.21)	-0.087 7 (-0.85)	0.046 2*** (4.85)	0.067 1*** (3.61)	0.081 2 (0.59)
$\ln H(q > \eta)$	0.522 8*** (5.65)	0.410 4*** (4.80)	0.378 2*** (4.34)	0.472 9*** (5.21)	0.396 5*** (4.73)	0.440 1*** (5.56)
$\ln tci$	-0.276 7*** (-7.28)	-0.295 6*** (-11.02)	-0.268 4*** (-7.78)	-0.295 2*** (-11.19)	-0.276 1*** (-8.96)	-0.284 3*** (-10.50)
$open$	0.087 3*** (2.70)	0.074 5*** (2.97)	0.072 2*** (3.32)	0.106 8** (2.05)	0.071 3*** (2.95)	0.073 8*** (3.14)
$gov$	-0.013 6*** (-6.03)	-0.036 9*** (-5.32)	0.032 3 (0.36)	-0.051 3*** (-5.34)	0.070 7 (0.15)	0.113 2 (1.46)
$fir$	0.072 4*** (4.42)	0.053 7* (1.81)	0.083 6 (0.94)	0.037 0 (0.63)	0.102 5 (0.37)	0.088 5** (2.14)
$market$	0.039 8* (1.67)	0.042 7*** (3.02)	0.048 6** (2.23)	0.037 5** (2.02)	0.051 0*** (3.24)	0.033 7 (1.36)
常数项	-1.155 7*** (-6.02)	-1.111 2*** (-5.68)	-1.252 1*** (-5.85)	-1.128 0*** (-6.06)	-1.078 0*** (-4.41)	-1.124 3*** (-5.41)
$F$ 值	15.904 0	14.236 8	17.419 7	14.126 7	17.256 4	18.981 3
$R^2$	0.543 1	0.473 6	0.526 1	0.560 9	0.593 3	0.472 2
观察值	390	390	390	360	360	360

注:(1)门槛值均为采用“自举抽样法”反复抽样1 000次得到的结果;(2)\*\*\*、\*\*、\*分别表示1%、5%、10%的显著性水平。

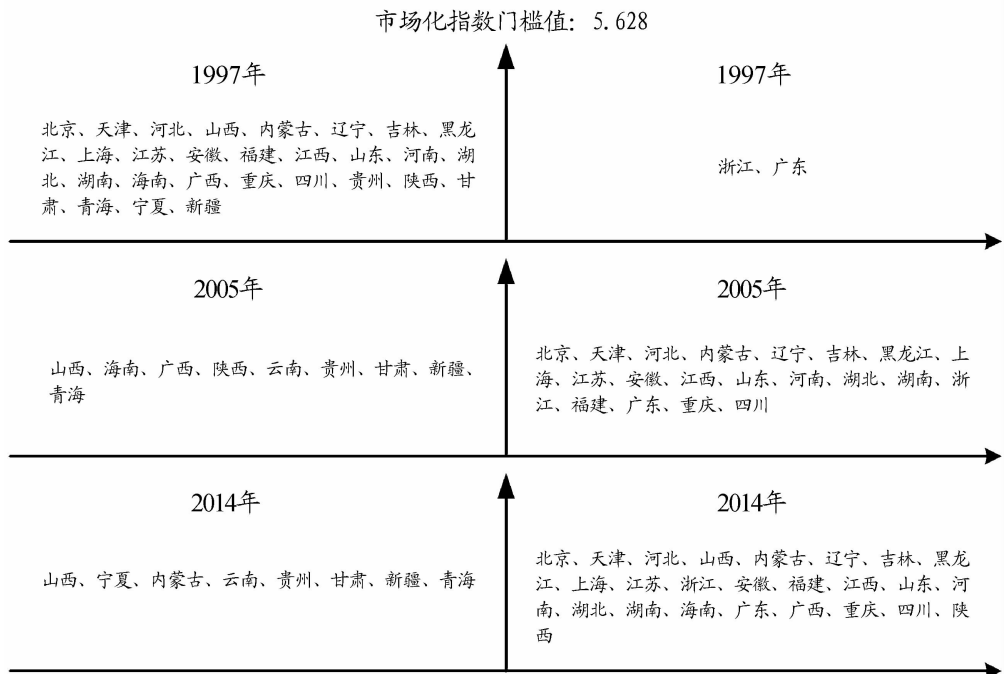


图4 代表性年份各省级地区市场化指数的分布

## 五、研究结论与政策启示

人力资本的外部效应并不是天然可以发挥作用的,而必须依赖于制度环境的建设,特别是市场经济体制的发展和完善。本文沿着 Acemoglu 提供的思想线索,通过对中国市场化进程的回顾,从人力资本产权、劳动力流动与劳动竞争三个角度勾勒出了市场化与人力资本外部效应之间的逻辑链条,并进一步运用 CHIP2013 的城市住户调查数据、1997-2014 年中国省级地区的面板数据,分别从微观与宏观两个层面给出了市场化影响人力资本外部性的经验证据。研究发现:(1)在微观上,城市人力资本的外部性(以城市人力资本工资溢价来进行观测)依赖于城市的市场化进程,在高市场化的城市组别中存在着显著的人力资本溢价,但在低市场化的城市组别中我们并没有观察到显著的人力资本外部性。(2)在宏观上,人力资本对全要素生产率的技术效率溢出同样受制于地区的市场化进程,并且这种技术效率溢出存在着基于市场化进程的门槛效应,当市场化进程处于门槛值之下时,人力资本的技术效率溢出强度较小,但当市场化进程跨越门槛值时,技术效率溢出的强度会大幅提高。此外,我们还发现东、中部省份基本都跨越了市场化指数的门槛,但西部仍有大部分省份停留在市场化指数的门槛值之内。

以上结论蕴涵着非常重要的政策寓意。未来中国经济增长动力的转变,不仅需要加大人力资本的投资力度,更需要为人力资本外部效应的形成创造必须的市场化条件。东欧国家的历史经验以及中国自身的发展经验已向我们传递出一个明确的信号,那就是在市场发育不健全的制度环境下,人力资本对经济增长及经济效率提高的促进作用将是乏力的。通过 30 多年的市场化改革,中国大陆虽然已经初步建立起了具有中国特色的社会主义市场经济体制,但不可否认的是,有关劳动力市场化改革的一些现行制度设计还远非完善。例如,国有企业与公共服务部门依然存在着“同工不同酬”或按“身份等级”分配薪酬的劳动分配制度,这些明显有悖于市场经济要求的制度安排破坏了劳动力之间有序的竞争环境,并进一步影响着人力资本外部效应的形成。为此,要继续推进劳动力市场化改革,提高人力资本定价的市场化程度,进一步建立和完善公共服务部门与国有企业的绩效工资制度,逐步形成统一、开放、竞争、有序的劳动力市场,使人力资本价值在劳动者公平、有序的竞争与互动中得到最大限度的实现。

### 参考文献:

- [1] LUCAS R E. On the mechanics of economic development[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(1): 3-42.
- [2] GLAESERI E L, LU M. Human capital externalities in China[R]. Harvard University and Shanghai Jiaotong University Working Paper, 2014.
- [3] 刘生龙. 人力资本的溢出效应分析[J]. *经济科学*, 2014(2): 79-90.
- [4] 许岩, 曾国平, 尹希果. 中国城市人力资本性的收入阶层分布[J]. *经济科学*, 2017(2): 18-31.
- [5] 颜鹏飞, 王兵. 技术效率、技术进步与生产率增长: 基于 DEA 的实证分析[J]. *经济研究*, 2004(12): 55-65.
- [6] LIU Z Q. The external returns to education: Evidence from Chinese cities[J]. *Journal of Urban Economics*, 2007, 61(3): 542-564.
- [7] 杜两省, 刘发跃. 人力资本存量难以解释西部地区低投资效率的原因分析[J]. *中国人口科学*, 2014(4): 2-13.
- [8] 杜伟, 杨志江, 夏国平. 人力资本推动经济增长的作用机制研究[J]. *中国软科学*, 2014(8): 173-183.
- [9] ACEMOGLU D, FRANCISCO A G. Institutions, human capital and development[R]. NBER Working Paper No. 19933, 2014.
- [10] 周其仁. 公有制企业的性质[J]. *经济研究*, 2000(11): 36-50.
- [11] 熊会兵, 邓新明, 肖文韬. 人力资本产权效应与经济增长的实证分析[J]. *中国工业经济*, 2007(9): 55-61.
- [12] 崔建华. 论我国人力资本产权制度缺陷、影响及其制度创新思路——以计划经济和转轨期为例[J]. *经济评论*, 2007(1): 37-43.
- [13] HENDERSON J V, WANG H G. Urbanization and city growth: The role of institution[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2007, 37(3): 283-313.
- [14] 陆铭. 玻璃幕墙下的劳动力流动——制度约束、社会互动与滞后的城市化[J]. *南方经济*, 2011(6): 23-37.
- [15] 钟笑寒. 劳动力流动与工资差异[J]. *中国社会科学*, 2006(1): 34-46.
- [16] 张永丽, 刘富强. 劳动力流动对流动者人力资本形成的效应探析[J]. *人口与经济*, 2010(1): 27-33.

- [17]段成荣,杨舸,张斐,等. 改革开放以来我国流动人口变动的九大趋势[J]. 人口研究,2008(6):30-43.
- [18]段成荣,吕利丹,邹湘江. 当前我国流动人口面临的主要问题和对策——基于2010年第六次全国人口普查数据的分析[J]. 人口学刊,2013(3):17-24.
- [19]MORETTI E. Human capital externalities in cities[M]//HENDERSON JV, THISSE J-F. Handbook of Regional and Urban Economics; cities and Geography. Amsterdam: Elsevier, 2004,4:2243-2291.
- [20]柯善咨,向娟. 1996-2009年中国城市固定资产存量估算[J]. 统计研究,2012(7):19-24.
- [21]王小鲁,余静文,樊纲. 中国市场化八年进程[EB/OL]. (2016-04-14) [2016-08-23]. <http://www.chinare-form.org.cn/>.
- [22]ENGELBRECHT H J. Human capital and economic growth: Cross-section evidence for OECD countries [J]. The Economic Record,2003,79(S):40-51.
- [23]王金营,李竞博. 人口与经济增长关系的再检验——基于人口活跃度—经济模型分析[J]. 中国人口科学,2016(3):12-22.
- [24]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing and inference [J]. Journal of Econometrics,1999,93(2):345-368.
- [25]樊纲,王小鲁. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程2011年报告[M]. 北京:经济科学出版社,2011.
- [26]林毅夫. 新结构经济学[M]. 北京:北京大学出版社,2012.

## Research on the effects of market-oriented reform on the externality of human capital

XU Yan<sup>a</sup>, ZENG Guoping<sup>b</sup>, CAO Yuequn<sup>b</sup>

(*a. School of Economics and Business Administration; b. School of Public Affairs, Chongqing University, Chongqing 400044, P. R. China*)

**Abstract:** This paper analyzes Chinese marketization process since the reform and opening up, and it outlines the logic chain of the impacts of marketization on human capital externality. Through adopting the survey data of urban household in Chinese Household Income Project Survey (CHIP2013) and panel data of Chinese provinces from 1997 to 2014, this paper gives empirical evidences for the impacts of marketization on human capital externality from the micro level and micro level. On a micro level, human capital externality is greatly constrained by the level of marketization, since human capital wage premium of cities with high level of marketization is higher than that of cities with low level of marketization. On a macro level, the threshold effect based on marketization level exists in the external influence of human capital in provinces on total factor productivity in regions. When the marketization index is higher than 5.62, the technology spillover effect of human capital will be significantly enhanced.

**Key words:** marketization; human capital; external effect; threshold effect

(责任编辑 傅旭东)